

Nye relationer vedrørende arbejdsmarkedet m.v. (marts 1981)

Til grund for dette papir ligger følgende notater:

"Nye tal for normalarbejdstiden og den aftalte arbejdstid" HJ/hj 26.4.79

"Deltidsbeskæftigelse og lønsammenbindingskoefficienter" TMP/tmp 1-3 16.05.80, 20.08.80, 27.01.80

"Offentlige afskrivninger og afskrivninger på boliger" PT-PUD/pt 11.8.80

"Sektorfordeling af Siq" PUD/mb 18.6.80.

Formålet med inddragelsen af de nye relationer kan sammenfattes i følgende tre punkter:

- a) Sikring af, at ændringer i aftalt arbejdstid (Ha) og deltidsfrekvens slår korrekt igennem på normalarbejdstiden (Hnn).
- b) En mere eksplicit behandling af forudsætningerne vedrørende deltid i lønsammenbindingsrelationerne.
- c) En omspecification af fXo, så den bringes mere i overensstemmelse med de implicitte beregningsantagelser i nationalregnskabet.

Der vil fortsat, når man ser bort fra relationen for antal beskæftigede arbejdere i fremstillingserhvervene, ikke være nogen sammenhæng mellem beskæftigelse, deltid og aftalt arbejdstid.

Normalarbejdstiden

Som beskrevet i "Nye tal ...", så er ændringer i Hnn forårsaget af tre forhold;

1. ændringer i aftalt arbejdstid (Ha)
2. uofficielle arbejdstidsnedsættelser, herunder ændringer i deltidsfrekvenserne
3. afvigelse fra normalåret

Beregningsformelen har eksplicit følgende form:

$$H_{nn} = -6.4 + DHa + DH_{dag} + 10.D70 + H_{nn}(-1)$$

De ovennævnte effekter er repræsenteret ved de første 3 led (konstanten er de uofficielle årlige arbejdstidsnedsættelser,  $H_{dag}$  er arbejdsårets afvigelse fra normalårets). Begrundelsen for dummyen er helt teknisk og kan findes beskrevet i "Nye tal ...".

Da en del af den uofficielle arbejdstidsnedsættelse må antages at have været foruddiskonteret overenskomstaftalte arbejdstidsnedsættelser, har det været vanskeligt i den første del af dataperioden at skelne skarpt mellem de to første effekter. Relationen gælder derfor kun for perioden 65 og frem (relationen holder endvidere ikke i 1968 og 1975, hvilket skyldes datafejl).

Trenden (d.v.s. konstanten) i ovennævnte relation indkorporerer ændringerne i deltidsfrekvensen. Den er fundet som trenden i den gennemsnitlige arbejdstid.  $H_{gn}$ , når denne serie er renset for ændringer i aftalt arbejdstid og variationer i arbejdsårets længde (jf. "Nye tal ...").

For at finde trenden eksklusiv deltid, foretages samme korrektioner, men nu på den gennemsnitlige arbejdstid pr. heltidsarbejdere, defineret som  $H_{gn} \cdot (1 - b_{qn}/2)$ . Den korrigerede serie benævnes her  $G_{nkor}$  (ikke en modelvariabel), og trenden findes ud fra følgende estimationsresultat.

$$\begin{aligned} G_{nkor} &= 11645.6 - 4.818 \cdot AAR \\ &\quad (759.4) \quad (0.386) \\ n &= 1948 - 1979 \quad R^2 = .83 \quad DW = 2.08 \end{aligned}$$

I det koefficienten til AAR afrundes til -4.8, får man følgende beregningsformel for normalarbejdstiden pr. heltidsarbejder.

$$1) \quad H_{hnn} = -4.8 + DHa + DH_{dag} + 10.D70 + H_{hnn}(-1) + JH_{hnn}.$$

Man ser, at relationen, på nær konstanten, svarer til den hidtil anvendte beregningsformel for Hnn.

Sammenhængen over til Hnn sker ved følgende relation:

$$2) \quad Hnn = k_{nn} \times H_{hnn} : (1 - b_{qn}/2)$$

Korrektionsfaktoren khnn er med for at sikre, at Hnn i den historiske periode forbliver uændret. Herved undgår man at omestimere relationerne for Qn og Hgn, som er de stokastiske relationer, der indeholder Hnn, som forklarende variabel (relationerne (1) og (2) indgår i marts 1981).

### Deltidsfrekvenser

Forudsætningerne vedrørende deltidsfrekvenser ved lønberegningerne inddrages nu eksplicit i modellen. I "Deltidsbeskæftigelse ..." er deltidsfrekvenser, defineret som forholdet mellem antal deltidsbeskæftiget og samlet antal beskæftiget, beregnet for alle ADAM-sektorer for perioden 1948-80. Disse indlægges i databanken med navnebetegnelse bqx, hvor x dækker suffix'erne a, nf, b, bf, h, q og o (i relationen for lønsummen for arbejdere i fremstillingserhverv indgår deltidsfrekvensen allerede indirekte via Hgn).

Lønsammenbindinger ændres til at være en sammenbinding af lønnen pr. heltidsansat og Rlaha, mod før, hvor det var lønnen pr. ansat og Rlaha, idet lhx betegner årslønnen pr. heltidsansat i sektor x og blhx, den tilsvarende sammenbindingskvote, får man følgende to nye relationer

$$lhx = (1 + blhx \cdot Rlax + J_R lhx) \cdot lhx^{-1}$$

$$Wx = lhx \cdot Qx \cdot (1 - b_{qx}/2) / 1000$$

I den datadækkede periode beregnes blhx, som nu, residualt.

### Omspecification af fXo

Relationen for fXo er hidtil blevet specificeret som en konstant multipliceret med produktet af beskæftigelsen i den offentlige sektor (Qo) og en hjælpevariabel Hgo. Interpretationen af Hgo har været lidt uklar. I den datadækkede periode er den beregnet residualt ud fra fXo og Qo. Den er blevet opfattet som et udtryk for den gennemsnitlige arbejdstid i den offentlige sektor. I fremskrivningsperioden er den således fremskrevet med et udtryk, der er næsten identisk med udtrykket for Hnn. Der lå således eksplicit en antagelse om en konstant timeproduktivitet.

En opretholdelse af denne antagelse ville som naturlig konsekvens have, at man også indlagde en beregningsrelation for Hgo.

Nationalregnskabet's beregningsmetode bygger imidlertid nærmere på en antagelse om konstant produktivitet pr. helårsansat.

Man tager dér udgangspunkt i produktionsværdien i løbende priser, og deflaterer så de tre komponenter (løn, afskrivninger og afgifter) med hvert sit indeks. Af de tre komponenter foreligger der, til denne version, allerede en fuld færdig relation for de offentlige afskrivninger i faste priser, samt for prisen på disse (jf. "Offentlig afskr.."). Hvad angår de ikke varefordelte afgifter, forefindes de i løbende priser. Omregningen til faste priser volder ingen problemer, da denne variabel (fSi<sub>qo</sub>) er konstant lig basisårets værdi. Den kan behandles som en eksogen variabel, der fremskrives uændret.

Endelig er der den afgørende komponent; den deflaterede lønsum. Undersøger man nationalregnskabet's deflator, finder man, at det er et indeks for det løbende gennemsnit af årslønningerne inden for det offentlige. Dette er fundet ved at sammenkøre personalestatistikken med regnskabsinformationer. Et udtryk for dette indeks må man have i databankens lho (som skal divideres med en skaleringsfaktor). Dividerer man Wo med lho, får man antal ansatte omregnet til helårsansatte inden for det offentlige.

Samlet har man således relationer;

$$(1) \quad fX_o = klho \cdot Q_o \cdot (1 - bq_o/2) + fI_{ov} + fSi_{qo}$$

Her er klho er ovennævnte skaleringsfaktor, som beregnes residualt i den datadækkede periode.

Man har endvidere

$$(2) \quad X_o = W_o + p_{iov} \cdot fI_{ov} + Si_{qo}$$

hvorved den gamle p<sub>xo</sub> relation kan erstattes af identiteten;

$$(3) \quad p_{xo} = X_o/fX_o$$

Relationerne (1)-(3) erstatter de hidtidige relationer, og Hgo forsvinder som variabel.

### De nye relationers dynamiske egenskaber

I den nye relation for  $fX_0$  indgår skaleringsfaktoren  $klho$ , som gerne skulle kunne opfattes som en konstant.

Serien er beregnet til at have følgende værdier i perioden 1972-79:

	$klho$
1972	43.3
1973	43.3
1974	42.1
1975	41.8
1976	43.5
1977	43.7
1978	44.4
1979	44.5

Som man kan vente, udviser denne serie samme svingninger som  $Hg_0$ -serien. Den kan imidlertid godt bære at blive fremskrevet konstant.

De tidligere relationer for  $fX_0$  lå før den simultane blok, og det vil de fortsat gøre, blot er der nu indskudt to relationer før til bestemmelse af nyinvesteringer og afskrivninger i den offentlige sektor.

For at undersøge de nye relationers egenskaber i forhold til de gamle, er der foretaget to "mini-kørsler" over den historiske periode 1975-79. I den første er  $fX_0$  beregnet efter den gamle form, med historiske værdier for  $Q_0$ , men hvor  $Hg_0$  er fremskrevet ved hjælp af ændringerne i  $Ha$ . I den anden kørsel er  $klho$  sat lig 74-værdien af denne variabel, de eksogene var.  $Q_0$  og  $fI_0$  antager deres historiske værdier, hvorefter for  $fI_0$  og  $fX_0$  er simuleret.

Afvigelser fra de historiske  $fX_0$ -værdier er angivet i følgende tabel: (mld kr.)

	kørsel 1	kørsel 2
1975	0.77	0.08
1976	1.37	0.78
1977	1.50	0.89
1978	1.80	1.20
1979	1.95	1.23

Som man kan forvente, forbedrer den yderligere anvendte information skønnet. Dette ville givetsvis have været mere markant, hvis der var sket ændringer i  $Ha$ .

### Residualdekomponering- resultater

Idet følgende skal hovedresultaterne vedr. dekomponeringen af fejlene i BUD's prognosekørsel fra foråret 1980 præsenteres og kommenteres. Det skal her nævnes, at kørselen, som oprindeligt blev foretaget på september 79- versionen af ADAM, er blevet reetableret på febr. 80 (en praksis, som ikke vil blive fortsat ved fremtidige lignende øvelser).

I tabel 1 er residualerne mellem databankværdierne (ult.1980) og prognosekørselens værdier (kørt på databank primo 1980) for året 1980 blevet dekomponeret ud på de forskellige fejltyper. Denne dekomponering er af overskuelighedsgrunde kun præsenteret for nogle hovedvariable (svarende til side 1 i tabeludskrifterne), men den er selvfølgelig foretaget for alle endogene modelvariable.

I tabellen kan den totale fejl, fortolkes som brugernes subjektive fejlskøn m.h. til, hvorledes udviklingen i 1980 ville forme sig. Når ordet subjektiv anvendes i denne sammenhæng, skal det tages med forbehold, idet det må antages, at der er foretaget en afvejning mellem modelkørsler og ikke-model baserede forventninger. Betragter man de konkrete fejlstørrelser (jvf. tabel 1), holder de fleste sig under 1 o/o. Investeringer i privat byggeri er overvurderet med ca. 8 o/o, og importen med ca. 2 o/o. Udviklingen i den disponible realindkomst er derimod undervurderet med 1 o/o.

Modelfejl skal fortolkes som de fejl modellen ville give, hvis alle eksogene og endogene laggede variable havde deres korrekte størrelse. Modelfejl kan derfor henføres til enten fejlspecifikation eller betragtes som det stokastiske element. Også med modelfejlene må det konkluderes, at de, med enkelte undtagelser holder sig inden for en rimelig ramme. Mindre pæn er priserne på investeringsgoderne ligesom fejlskønnet på timeproduktiviteten nok skal vise sig at være ubehagelig.

De næste fire søjler viser den positive eller negative tilvækst i modelfejlene, som bliver indført på grund af de subjektive justeringsled, fejl i de laggede variable, og fejl i henholdsvis øvr. eksogene og instrumentvariable.

TABEL 1

UNIVERSITY OF COPENHAGEN - UNIVAC 1100 - VERSION 9.30.80 \*\*\* T S P \*\*\* DATE 02/16/81 INSTRUCTION

	TOTAL	MODEL	SURJUS	LAGVAR	GVREKS	INSVAR	RESFEJL
FY	42.4	-774.4	3745.8	-168.1	-1442.2	-1595.3	276.6
YDD	909.2	752.4	1152.7	476.1	-1313.7	-1068.9	911.1
FCP	136.5	-61.2	1189.8	-15.8	-731.9	-618.8	374.3
FIPS	-400.5	-640.3	656.5	-44.7	-241.8	-227.9	97.7
FIPM	-14.3	-223.1	1333.1	-605.8	-353.0	-268.4	102.9
FIL	305.0	232.1	649.6	-167.4	-197.1	-280.7	68.5
PY	-0.14544	.000130	-0.013146	.027452	-0.033428	.000631	.003767
PCP	-0.024603	-0.004984	.011440	-0.007618	-0.034544	.015621	-0.004577
PIF	-0.012983	-0.072899	-0.043378	.054468	.014880	.008394	.025553
FE	-85.3	.0	.0	-0	-85.3	.0	.0
FM	-1128.5	774.7	83.2	-245.9	-1216.9	-909.3	385.8
EPE	.002234	.013926	-0.000070	.010808	-0.019421	-0.003081	.000171
ENL	807.5	115.8	-241.4	2450.3	-2471.0	2012.2	-1058.4
RKXHN	-0.014771	-0.039663	.016889	.008246	-0.000125	-0.000241	.000123
LNA	1.252766	.000000	.000000	.549634	.709633	.000000	-0.006501
CUL	.262888	-1.276594	-0.674993	.415508	1.541230	.369593	-0.111858
END TSP.							

Amm: Vedr. def af de fortsættelse.

Sejlslyper se. AMC-HD  
 "TILLAG 2 TIL RESIDUAL KØRSER"

Principielt skulle disse fire kolonner kunne fortolkes selvstændigt. En pragmatisk anvendelse af de subjektive justeringsled er blevet forsvaret af AMC i en artikel i National Økonomisk Tidsskrift, hvorefter både ikke-modelspecificerede forhold og en foruddiskontering af restleddet kan betinge anvendelse af justeringsled. Sidstnævnte forhold burde strengt taget behandles som et mekanisk justeringsled. Betragter man imidlertid de fire kolonner, synes det som om, at de subjektive justeringsled i en vis udstrækning har haft til formål at ophæve effekten af fejl i øvrige eksogene variable og instrumentvariable. Dette afspejler vel i vid udstrækning den hidtidige arbejdsdeling mellem DØS og BUD, noget der fremover må forventes at blive et mindre problem. Af hensyn til de dynamiske modelegenskaber, må det altid være en målsætning at ramme de eksogene variable så nøjagtigt som muligt. Endelig er der den sidste fejltipe, som er fundet som differencen mellem totalfejlen og de øvrige fejl. I det strengt lineære tilfælde ville denne komponent antage værdien nul, og man kan derfor fortolke denne komponent som et mål for ikke-lineariteten.

For at afdække, hvilke eksogene variable, der i særlig grad foresager de relative store fejlskøn i kolonne 5 og 6, er der i tabel 2 anført forskellen mellem faktisk og ansat værdi for udvalgte type A variable (dvs. de variable, der ikke fremskrives eksplicit af DS). I tabellen er angivet samtlige eksogene eksport og investeringsmængder samt afvigelserne i importpriserne og udgangsskønnet for visse eksportpriser. Endvidere er der angivet visse andre eksogene variable fra samme gruppe, hvor fejlen er af en betydelig størrelse, og hvor denne fejl må antages at have en indflydelse på de endogene variable (fejl på visse eksogene variable ophæves af modgående fejl inden de påvirker øvrige variable).

Fejlskønnet på eksporten må siges at være af relativ begrænset størrelse og har i en vis udstrækning modsat rettet fortegn. Importpriserne har gennemgående været sat 7 point eller ca. 2-3 o/o for lavt. Dette gennemsnitstal dækker imidlertid over vidt forskelligt rettet fejl. Eksportpriserne (udgangsskønnet) er ligeledes sat en 2-3 o/o for lavt, men her er tendensen mere ensartet.



Tabel 2. Fejlskøn for udvalgte eksogene variable (1980) af Type A  
(expost - exante)

<u>Eksport mængder</u>		<u>Eksport priser</u>	
fE01	78	pe24e	.15
fE24e	-67	pe59e	.12
fE3	-166	peoe	.06
fE59e	190		
fEy	8		
fEt	-241		
fEoe	112		
<u>Investering i faste priser</u>		<u>Importpriser</u>	
fIa	420	pm0	.06
fIh	-1224	pm1	.03
fIo	-576	pm24	.16
fIt	-10	pm3	-.21
		pm5	.19
		pm6	.15
		pm7	-.01
		pm89	-.04
		pms	.16
		pmt	.07
		pmy	.01
<u>Øvrige variable</u>			
Tefe	-746		
Sxp	-350		
Tenu	235		
EREC	-1114		

Vender man sig mod skønnene for de faste eksogene investeringer, rummer de nok hovedårsagen til de registrerede fejl. Her er både boliginv. og de off. investeringer blevet overvurderet. Endelig er der anført en del variable som især påvirker betalingsbalancen, men som ikke har den store indflydelse på de øvrige variable.

Går man over til type C eksogene variable dvs. de variable, der i princippet fremskrives af DS, er billedet kendetegnet med visse undtagelser af relative god skøn på de eksogene variable. Da antallet af eksogene variable her er så omfattende, kan det ikke afvises at den akkumulerede effekt kan have en betydning. Fejl af en betydelig størrelse kan konstateres i visse kp- led (eks. kpcbb (-.18) kpcbg (.1) og kpil (.15)), og i sbafe og yaf, som dog i en vis grad ophæver hinanden inden det slå ud i yd.

Sigtet med ovennævnte øvelse har været at agere som pilotprojekt for evt. fremtidige analyser. Det vil sige at både analyse- og præsentationsform er åbne for ændringer, som kan øge residualdekomponeringens værdi, som hjælperedskaber ved fremtidige prognosekørsler m.v. I den sammenhæng kunne man overveje følgende forhold:

a) Er opspaltningen af de eksogene variable hensigtsmæssig. Her kunne man alternativt tænke sig en institutionel opspaltning (dvs. i type A og type C variable). Problemet med en sådan opspaltning er, at den ikke er særlig veldefineret.

b) Ønsker man mere konkret at vide, hvilke eksogene variable etc., der bidrager til de enkelte fejl. Her er afgrænsning nødvendig, da der ellers skulle foretages kørsler for hver eneste eksogen variable. En omfattende multiplikatorløb kunne imidlertid afhjælpe dette problem.

c) Er der ønske om, at øvelsen gentages på samme ex-ante kørsel i flere på hinanden følgende år, således at man får analyseret det dynamisk fejlforløb.

Analyse af prognosefejl

Formålet med og udformningen af analysen af fejlene i prognosekørslerne er behandlet tidligere (jf notat: AMC+HD "Tillæg 2 til residualkørsler"). Kort sagt er det tanken at dekomponere den samlede afvigelse mellem den skønnede ændring og den observerede ændring i de endogene variabler i flg. typer:

1. Modelfejl, dvs. fejl som følge af specifikationsfejl i modellen
2. Fejl som følge af fejl i subjektive justeringsled
3. Fejl som følge af fejl i laggede variabler
4. Fejl som følge af fejl i øvrige eksogene variabler
5. Fejl som følge af fejl i instrumentvariabler.
- (6. Residualfejl, dvs fejl som følge af at modellen er ikke-lineær)

Grundlaget for analysen er en prognosekørsel som modtages inde fra byen. Denne kørsel bør ideelt set udtrykke hvad man - officielt - mener den økonomiske udvikling vil blive i analyseperioden.

For at have fuldstændig kontrol over beregningerne, må prognosekørslen retableres på den officielle ADAM-version, der svarer til prognosekørselens ligningssystem. Dette betinger

- a) at det vil være en fordel at få prognosekørslen foretaget på en modelversion, der ligger så tæt på den officielle som muligt,
- b) at afvigelser fra den officielle modelversion må være veldokumenterede og
- c) at endogen/eksogen-switcherne så vidt muligt bør være sat på endogen.

Med det sidste punkt menes at fx  $k_{pes}$  ikke bør være sat til 0 i  $pes$ -relationen, hvorved  $pes$  ellers ville blive definatorisk lig  $J_{pes}$ , som jo fremskrives med værdien 0 i ADAMBK..

Denne retablering foretages umiddelbart efter modtagelsen af prognosekørslen, sammen med en dokumentation bl.a. af de variabeljusteringer, der måtte vise sig nødvendige som følge af at a) og c) ovenfor ikke var opfyldt.

Når databanken ultimo analyseperioden så er opdateret, kan selve residualanalysen foretages.

Strukturen i analysen fremgår lettest af flow-diagrammet i fig. 1.

Residualanalyse  
program

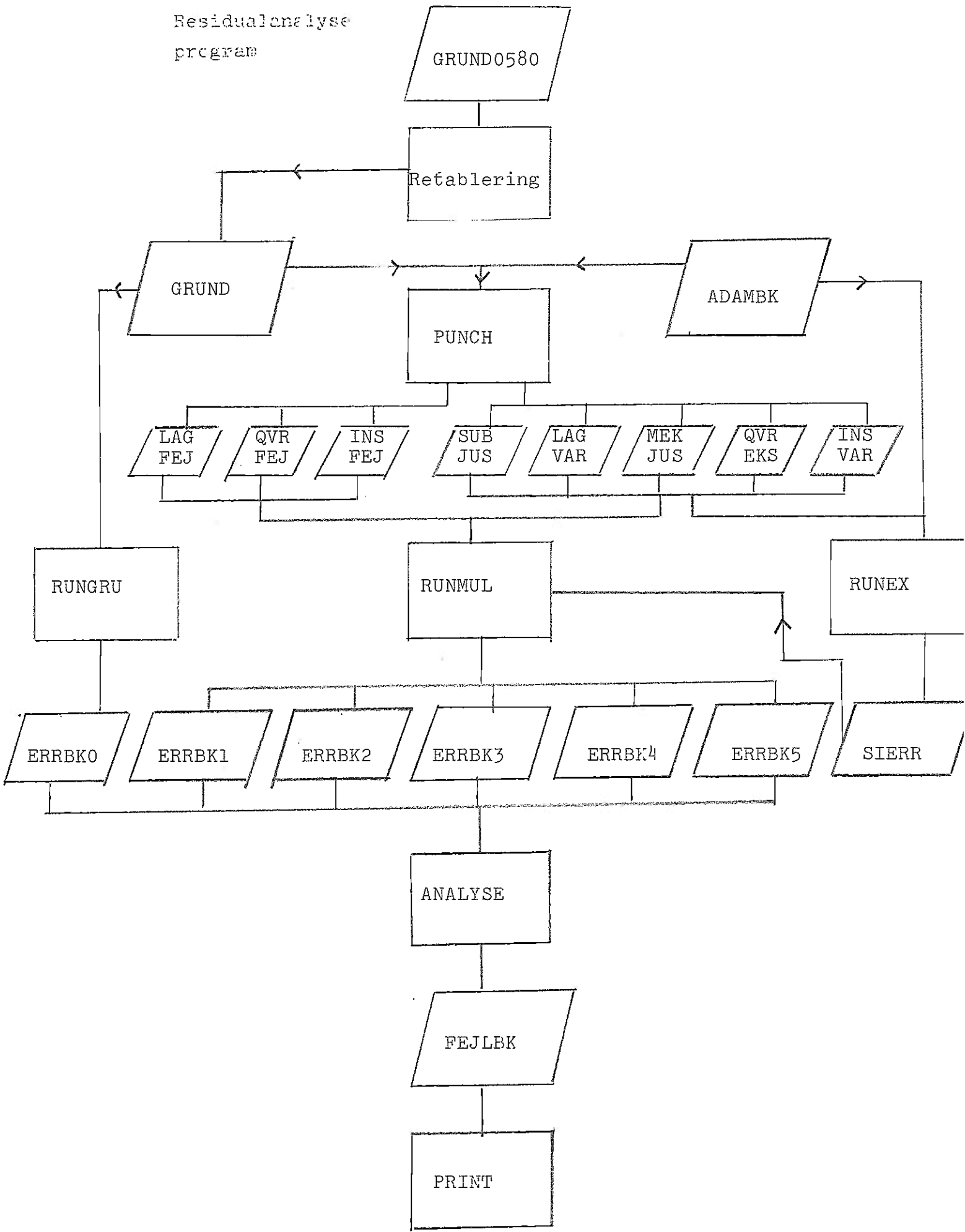


Fig. 1

Operationerne i starten af analyseperioden er allerede beskrevet. Navne i proceskasserne skrevet i versalier refererer til programmer liggende i ADAM\*RESIDUAL.FEB80/"navn" (proceskasser=rektangler). Beregningskasserne (rhomberne) refererer på tilsvarende måde til dataelementer i ADAM\*RESIDUAL.FEB80/"navn" (små rhomber) eller til TSP-databanker med kvalifier ADAM (store rhomber).

Alt i alt kan programmet opfattes som bestående af 7 trin:

0. Retablering af grundkørsel
1. Skabelsen af nødvendige datainput
2. Ex-post-kørsel samt kontrol af dataelementer
3. Gentagelse af grundkørsel
4. Fejlkørsler
5. Korrigering af fejltyperne samt beregning af residualfejl
6. Udskrift

#### Ad trin 1.

Til brug for fejlkørslerne vedrørende fejl som følge af fejlbehæftede laggede variabler, øvrige eksogene variabler hhv. instrumentvariabler oprettes dataelementerne LAGFEJ, QVRFEJ hhv. INSFEJ, der i princippet fastholder den observerede ændring for det første elements vedkommende og den skønnede ændring for de to sidste. I LAGFEJ ligger således alle eksogene ikke-justeringsled-variabler beregnet som:

$$x(t)_{\text{lagfej}} = x(t) - x(t-1) + x^{\dagger}(t-1)$$

og i QVRFEJ og INSFEJ de samme variabler som ovenfor beregnet som

$$x(t)_{\text{qvr/insfej}} = x^{\dagger}(t) - x^{\dagger}(t-1) + x(t-1)$$

Årsagen til ovenstående korrigeringer er beskrevet i førnævnte notat.

Til brug for fejlkørslerne generelt splittes de observerede modelvariabler op i forskellige grupper. Observationen er foretaget ultimo analyseperioden, dvs efter datarevisionen, med input fra ADAMI

1. Mekaniske justeringsled
2. Subjektive justeringsled
3. Alle laggede variabler (incl de endogene)
4. Øvrige eksogene variabler
5. Instrumentvariabler

Værdierne for variablerne i de forskellige grupper ligger også gemt i dataelementer. Præcist hvor, skulle fremgå af fig. 1.

Da TSP nægter at acceptere negative tal i eksponentiel notering, kræver den anvendte metode en manuel korrektion i dataelementerne.

## Ad trin 2.

Ex-post-kørselen kan i princippet foretages både ved at anvende ADAMBK. samt dataelementet SUBJUS og ved at anvende dataelementerne MEKJUS, SUBJUS, LAGVAR, INSVAR og QVREKS. Grunden til at SUBJUS skal anvendes begge steder er, at der i dette dataelement er lagt værdien 0 for de berørte justeringsled, og dette er præcist kravet vedrørende ex-postkørslen (jf førnævnte notat). Som en kontrol foretages ex-postkørslen på begge måder, og resultatet sammenlignes via multiplikatorsetuppet. Dette giver en kontrol på de berørte dataelementer. Løsningsværdierne for ex-postkørslen gemmes i en databank - SIERR.

## Ad trin 3.

Dette trin er i princippet overflødigt, men bør alligevel foretages af kontrolmæssige hensyn. De forecastede endogene variabler gemmes endvidere i en databank - ERRBK0.

## Ad trin 4.

Disse kørsler foretages teknisk set som multiplikatorkørsler, dvs ved anvendelse af standard-multiplikatorsetuppet. Dette implicerer at de fundne multiplikatorer ikke helt svarer til de ønskede fejltyper. "Multiplikatorerne" er gemt i forskellige databanker:

ERRBK1	$\bar{y}(t) - y(t)$	Modelfejl
ERRBK2	$\bar{y}_s(t) - \bar{y}(t)$	Svarende til fejl forårsaget af subj. justle
ERRBK3	$\bar{y}_l(t) - \bar{y}(t)$	Svarende til fejl forårsaget af lag. var.
ERRBK4	$\bar{y}_\phi(t) - \bar{y}(t)$	Svarende til fejl forårsaget af øvr. eksog.
ERRBK5	$y_i(t) - y(t)$	Svarende til fejl forårsaget af instr. var.

## Ad trin 5.

Her foretages niveaujustering, præfigering og fortegnsskift for de fundne fejltyper. Endvidere beregnes der residualfejl - dvs. den uforklarede afvigelse, der opstår som følge af ikke-lineariteten i modellen. De anvendte præfixer er som følger:

V	Totalfejl
G	Modelfejl
K	Subjektive justeringsledsfejl
Z	Fejl som følge af laggede variabler
N	Fejl som følge af øvrige eksogene variabler
O	Fejl som følge af instrumentvariabler
J	Residualfejl

De forskellige fejltyper gemmes alle i FEJLBK.

## Ad trin 6.

Her udskrives alle fejltyper for alle variabler. Dette er ganske uoverskueligt, og der udskrives derfor også en forsyningsbalance med alle fejltyper.

Et udestående problem er den præcise opdeling af variabler i klasser. Den anvendte opsplittning er vist i bilag 1. Specielt spørgsmålet mekaniske/subjektive justeringsled trænger til en afklaring, men andre - motiverede - forslag til omflytninger modtages også gerne.

Opdateringen af programmet skulle være en relativt simpel sag, men grundet omfanget, er der i bilag 2 vedlagt en manuduktion til brug for dette.

## Bilag 1

### Variabelopdeling

#### Instrumentvariabler

btgf btgn btgi btge btgg btgb btgh btgk btgr btgs btgv btgy btgipm  
btgipb btgih btgio btgxa btgxn btgxb btgxh btgxq  
tpf tpn tpi tpe tpg tpb tph tpk tpr tps tpv tpy tpipb tpipm tpih  
tpio tpxa tpxn tpxb tpxh tpxq  
tripm trip  
btm0 byml btm24 btm3 btm5 btm6 btm89 btmy  
tsu tsu2 tsu3 tsu4 tsu5 tsp tsk tsa tg tm td  
Siqq Ssf Sksi Sxej Sxp Sxs Sxvi  
Tpen Tqr Tqs Tion  
Qo fIo bfio blo  
Jfcy Jrfcy Jrlo Jaxcos  
drkl

#### Øvrige eksogene

axacf axaci axacy axaxa axaxb axaxn axae0 axae2 axbcy axbib axbxa  
axbxh axbxn axbxq axnes axney axnxh axqcb axqce axqcf axqcg axqci  
axqck axqcn axqcr axqcv axqe0 axqe2 axqe3 axqe5 axqib axqil axqim  
axqxa axqxb axqxh axqxn  
bkcb bla blh blnf blq bsrn btmy  
bys10 bys11 bys20 bys21 bys30 bys31 bys40 bys41 bys50 bys51  
drm dxm0 dxm3 dxms dxmy dtda d65  
Endf Enfu Erec  
fCr fEse fEt fEy fE24e fE3 fE59e fIa fIh fIt fE01 fros  
Ha Hgo Hnn  
iken  
ko  
klb kln  
kpcbb kpceb kpcfb kpcgb kpcib kpckb kpcnb kpcrb kpcsb kpcvb kpcyb  
kpihb kpimb kpil kpes kpet kpey kpe24 kpe3 kpe59  
ksbb ksoo ksrm ksrr kssy kya kys  
pe24e p259e pese pms pmt pmy pm0 pm24 pm3 pm5 pm6 pm7 pm89 pxab pxhl  
Qa Qbf Qh Qas Qus Qres  
Rlna  
Skrc Sov Srv Sfaf Sbbf Sbu Srkl  
Tefb Tefe Tefp Tefr Tenk Tenu  
Uua Ulkv  
Yaf Yse  
zes ze24 ze59



kpipmb kpipbb kpiob kpihb kpe01b  
vpes1 vpes2 vpe241 vpe242 vpe591 vpe592  
kcb  
Sipeq  
Jpipmb Jpipbb Jpihb Jpiob Jpeolb

Mekaniske justeringsled

pt = ∅

Subjektive justeringsled

Jfcb Jfce Jfcf Jfcg Jfch Jfci Jfck Jfcn Jfcv Jfipb Jfipm Jfil  
Jfms Jfmy Jfm0 Jfm3 Jfxa Jfxb Jfxn Jfxq Jlfm1 Jlfm24 Jlfm3 Jlfm6  
Jlfm7 Jlih Jlnq Jlnf Jlnq Jkcb Jken  
Jpcbb Jpceb Jpcfbb Jpcgb Jpcib Jpcckb Jpcnb Jpcrb Jpcsb Jpcevb Jpcyb  
Jpes Jpet Jpey Jpe24 Jpe3 Jpe59 Jpia Jpipbb Jpil Jpipmb Jpit  
Jpxbb Jpxo Jpxqb  
Jrla Jrlh Jrlq Jrlnf Jrw Jsog Jtien Juls Jya Jys Jlhgn  
Jfcs Jfct Jfipvb Jfipvm Jlfm89 Jlqb Jpxnb

## Bilag 2

### Opdatering af residualanalyseprogrammet

Dette skulle - på trods af programmets omfang - være en relativt overkommelig sag.

Opdateringen indeholder blot 3 forskellige elementer:

1. Opdatering af sample-perioder
2. Opdatering af datagrundlag ( grundkørsel og ADAMBK)
3. Opdatering af modelgrundlag (variabellister og genereringer)

Tager vi elementerne der indgår i programmet et for et:

RUNGRU :	FEB80	Ny model	Ny model
	GRUND0580		Ny grundbank
	SMPL 1980 1980		Ny analyseperiode
	Heading ændres		
RUNEX :	SMPL YEAR 1980 1980		Ny analyseperiode
	FEB80	"ny dato"	overalt
PUNCH :	SMPL YEAR 1975 1979		Ny periode med laggede variabler
	SMPL YEAR 1980 1980		Ny analyseperiode
	FEB80		"ny dato" overalt
	GRUND0580		Ny grundbank
	1. TSP-job	opdater listen over	endogene variabler
	2. -	-	øvrige eksogene variabler
	3. -	-	subjektive justeringsled
	4. -	-	instrumentvariabler
	5. -	-	mekaniske justeringsled
	6. -	-	med præfigering af gl. eksoger
	7. -	-	niveaukorr. af -
	8. -	-	niveaukorrigering af øvrige eksogene
	9. -		+ instrm. var.
	9. -		-
	Elementet SAVE opdateres som 1. TSP-job, PUNCHQVR som 2. TSP-job og PUNCHINS som 3. TSP-job		
RUNMUL :	FEB80		"ny dato" overalt
	GRUND0580		Ny grundbank
ANALYSE:	GRUND0580		Ny grundbank
	FEB80		"ny dato" overalt
	SMPL YEAR 1979 1980		Ny analyse + laggede periode
	SMPL YEAR 1980 1980		Ny analyseperiode

HVAR	opdater liste + generering af endogene variabler
SVAR	-
FEJL	-
FEJL1	-
FEJL2	-
FEJL3	-
FEJL4	-
FEJL5	-
RESFEJL	-

Disse elementer opdateres alle på samme måde.

PRINT opdater listerne over præfigerede variabler.

På et senere tidspunkt, vil der foreligge en kommenteret udskrift af programmerne, således at opdateringen skulle kunne foregå helt problemløst.

# Dokumentation af residualanalyse!

1. Trin

Tilvejebringelse af datagrundlag

Eksekver elementerne TEST.PUNCH  
TEST.PUNCH2

TEST.PUNCH organiserer primo-data'erne

TEST.PUNCH2 organiserer ultimo-data'erne og genererer niveau-kunrende tal.

(Husk at rette negative tal til ulike-eksponentiel notation i de resulterende dataelementer)

Primo-dataene stammer fra grundkørsler  
Ultimo - — ADAMBK.

Indholdet af de enkelte data-elementer er beskrevet på næste side.

Ligeledes er de enkelte kørsler beskrevet.

2. Trin

) Kørsler

TEST.RUN vil give grundkørslen  
ligeledes kan mult. kørslerne fretlæses  
hjemmed (Adder også mult. elementer  
fra model)

Endelig fås dekomponering af fejlen ved  
eksekvering af RESIDUAL.FEB80/ANALYSE.

(Her beregnes også total fejl)

Efterfølgende kan residual fejl findes ved  
eksekvering af RESIDUAL.FEB80/RESFEJL

3. Trin

Analyse

# Dataelementer til brug ved residualanalyse

Nye data = ADAMBK

- LAGVAR : Alle modelvariabler
- QVREKS : Øvrige eksogene
- SUBJUS : Subjektive justeringsled = 0 for alle variable
- MEKJUS : Mekaniske justeringsled
- INSVAR : Instrumentvariabler

Gamle data ≈ GRUND?

- LAGFEJ : Niveaunkorrigerede eksogene  $X_t - X_{t-1} + X_{t-1}^* \sim \tilde{X}_t$   
 $\tilde{X}_t$  : lig  $X_t$  hvis  $X_{t-1}^* = X_{t-1}$
- QVRF EJ : Niveaunkorrigerede øvrige eksogene  $X_t^* - X_{t-1}^* + X_{t-1}$   
 (Δ i prv. justholdede)
- INSF EJ : Niveaunkorrigerede instr. variable — " —

## Kørsler

Navn

Modelfej

Subjustled fej

Fejl i lag. var

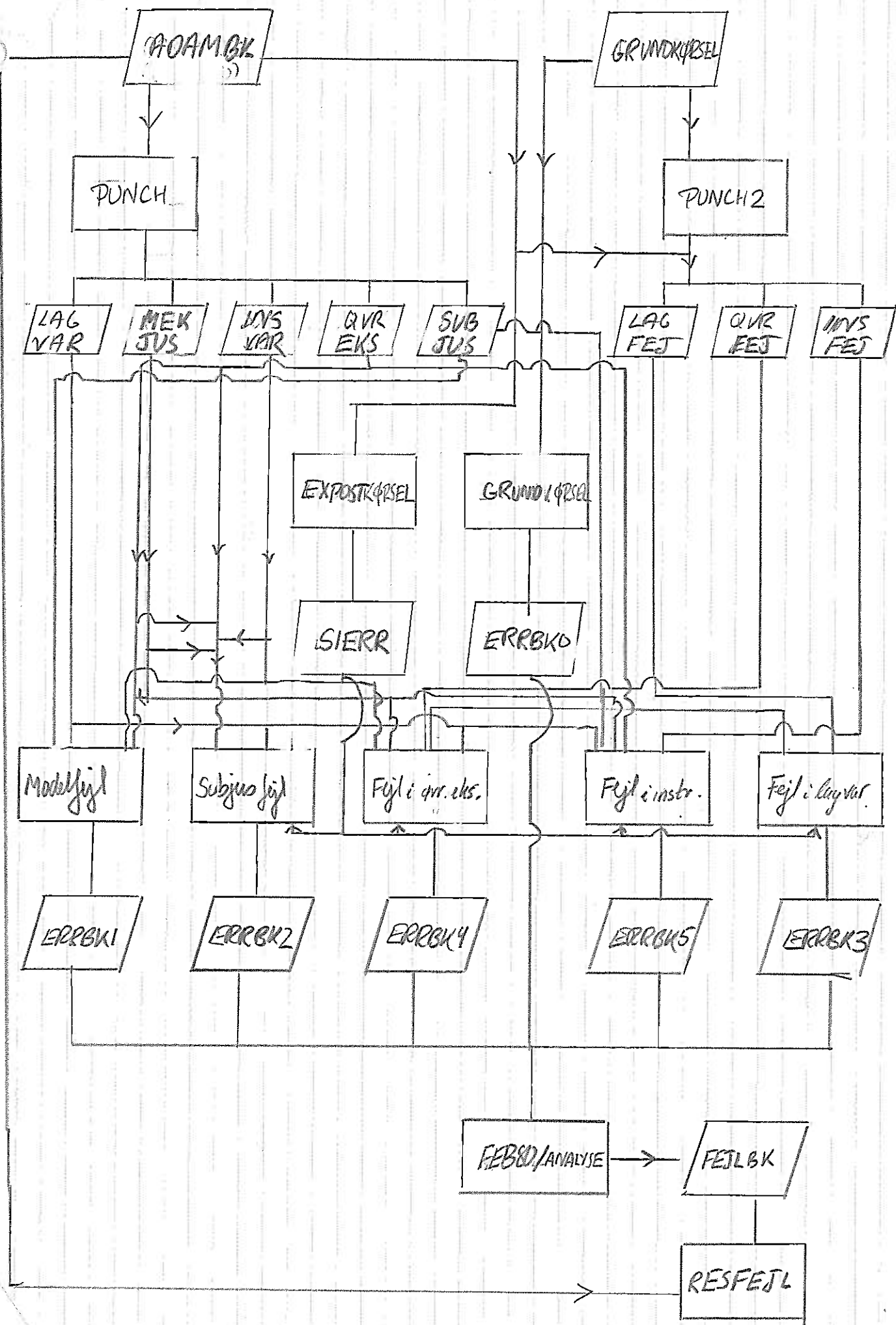
Fejl i øvrige ex

Fejl i ins. var.

Input: (Først <sup>overført</sup> grundkørsel, derefter succesivt under rpt.) Resultat gemmes i:

LAGVAR, QVREKS, MEKJUS, INSVAR + SUBJUS	ERRBK 1.
— " — % SUBJUS	ERRBK 2
LAGFEJ + SUBJUS	— 3
LAGVAR, INSVAR, MEKJUS + QVRF EJ + SUBJUS	— 4
LAGVAR, QVREKS, MEKJUS + INSF EJ + SUBJUS	— 5

Bemærk subjus = 0 ; disse bør kun findes primo og ligger i grund.  
 Videre kan grundkørslen primo gentages - eller blot direkte - i ERRBK0.



TILLÆG 2 TIL RESIDUALKØRSLER.

Følgende udgør en mere konkret skitse til, hvilke trin, der bør indgå i en fejlanalyse af en prognosekørsel. Selve den konkrete organisering af disse kørsler arbejdes der endnu med. Det er tanken, at drage nytte af tabelprogrammets forskellige faciliteter.

Der anvendes følgende notation i det følgende:

$y(t)$  endogen. var.

$x_I(t)$  eksogen instrument var.

$x_\emptyset(t)$  øvrige eksogene var. (eks. justeringsled)

$j_S(t)$  subjektive justeringsled

$j_M(t)$  mekaniske justeringsled

Der skelnes mellem de værdier en variabel antog på henholdsvis tidspunktet for udgangskørselen og tidspunktet for fejlanalysen (de første værdier er mærket med et "+"). Endogen var. mærket med et ^ er kørselsværdier, og endelig henfører værdien "t" til det år, som er genstand for fejlanalysen.

Udgangspunktet er den gamle prognosekørsel (ex ante-kørselen)

$$\hat{y}(t)^+ = f(y(t-i)^+, x_I(t-i)^+, x_\emptyset(t-i)^+, x_I(t)^+, x_\emptyset(t)^+, j_M(t)^+, j_S(t))$$

Prognosekørselen blev foretaget på et tidspunkt, hvor de eksogene variable for periode t var ukendte, og hvor de tidligere års eksogen<sup>e</sup> og endogene variable i mere eller mindre udstrakt grad hvilede på foreløbige data.

En modelkørsel på reviderede data (ex post-kørsel) har formen:

$$\hat{y}(t) = f(y(t-i), x_I(t-i), x_\emptyset(t-i), x_I(t), x_\emptyset(t), j_M(t))$$

De subjektive justeringsled er udeladt her, fordi vi ønsker en "ren" ex post-kørsel. Bemærk at  $j_M(t)$  også er ændret, da de er konstrueret ud fra enkeltligningsresidualerne.

Nu kan man diskutere om, hvilken fejl det er, man ønsker at dekomponere; om det er niveau-fejlen eller om det er fejlen i ændringerne (eller noget helt tredje). Vi har valgt, at måle den totale fejl i prognosekørselen som:

$$F_T = y(t) - (\hat{y}(t)^+ - y(t-1)^+ + y(t-1))$$

dvs, som fejlene i ændringsskønnet. Det er iøvrigt enkelt at komme over til den tilsvarende fejl i niveauerne.

Den totale fejl  $F_T$  søges derefter dekomponeret på forskellige fejltyper. Herved forudsættes det, at disse fejl er indbyrdes uafhængige, hvad der nok er en sandhed med modifikationer. Selve dekomponeringen er konstrueret således, at hvis den reducerede model var lineær, så ville dekomponering være total. Da modellen imidlertid ikke overholder denne restriktion vil der være en residualfejl  $F_R$ , som vil være udekomponerbar.

Totalfejlen dekomponeres i to hovedgrupper: a) modelfejl og b) øvrige fejl. Den sidste gruppe underopdeles i 4 grupper og en residualfejl (jvf nedenfor).

Ved modelfejl forstår vi forskellen mellem de observerede endogene var. og kørselsværdierne, givet de "korrekte" højreside variable, dvs

$$F_M = y(t) - \hat{y}(t).$$

$F_T - F_M$ , dvs de ikke modelbegrundede fejl spaltes op i 4 komponenter:

Justeringsfejlene (de subjektive) er den fejl der opstår ved, at de subjektive justeringsled indføres i ex post- kørselen.

$$\hat{y}_S(t) = f(y(t-i), x_I(t-i), x_\emptyset(t-i), x_I(t), x_\emptyset(t), j_M(t), j_S(t))$$

og fejlen

$$F_S = \hat{y}(t) - \hat{y}_S(t)$$

Man kan meget vel forestille sig, at den numeriske værdi af  $F_M + F_S$  er mindre end  $F_M$ , eftersom de subjektive anvendes til at indrage apriori viden.

Fejl i de laggede variable. Heri indgår den fejlkilde, som stammer fra forskellen mellem foreløbige og endelige (eller mindre foreløbige) tal. For at fastholde den korrekte udvikling i de eksogene variable, niveau-korrigeres de. Vi får:

$$\hat{y}_L(t) = f(y(t-i)^+, x_I(t-i)^+, x_\emptyset(t-i)^+, (x_I(t) - x_I(t-1) + x_I(t-1)^+), (x_\emptyset(t) - x_\emptyset(t-1) + x_\emptyset(t-1)^+), j_M(t)^+)$$

og fejlen

$$F_L = \hat{y}(t) - (\hat{y}_L(t) - y(t-1)^+ + y(t-1))$$

At  $F_L$  har et lidt andet udseende end de øvrige fejludtryk skyldes, at det er det eneste udtryk, hvor fejlen i diff. afviger fra fejlen i niveau.

*Hj. (-1) - sp. (-1) - j. = -y + y*  
*Sf. advarer.*



Fejl i instrumentvariablene. Her er:

$$\hat{y}_I(t) = f(y(t-i), x_I(t-i), x_\emptyset(t-i), (x_I(t)^+ - x_I(t-1)^+ + x_I(t-1)), \\ x_\emptyset(t), j_M(t))$$

og med fejlen

$$F_I = \hat{y}(t) - \hat{y}_I(t)$$

Fejlskønnet i de eksogene variable fastholdes ved, at de niveauekorrigeres.

Fejl i de øvrige eksogene variable. Som ovenfor.

$$\hat{y}_\emptyset(t) = f(y(t-i), x_I(t-i), x_\emptyset(t-i), x_I(t), \\ (x_\emptyset(t)^+ - x_\emptyset(t-1)^+ + x_\emptyset(t-1)), j_M(t))$$

og fejlen

$$F_\emptyset = \hat{y}(t) - \hat{y}_\emptyset(t)$$

Man kan overbevise sig om, at når modellen er lineær, så er

$$F_T = F_M + F_S + F_L + F_I + F_\emptyset$$

Er modellen ulineær defineres  $F_R$  som

$$F_R = F_T - (F_M + F_L + F_S + F_I + F_\emptyset)$$

Selve fejlanalysen kan gennemføres som skitseret ovenfor, på så mange af de datadækkede år, som det måtte være ønsket. Vil man undersøge, hvorledes de forskellige fejl ændrer simuleringskørselen i de ikke datadækkede perioder, kan dette også gøres, blot skal man huske at niveauføre de eksogene variable m.v. i hele perioden.

Et generelt problem, som ikke skal diskuteres nøjere her er, hvorledes vi overhovedet skal håndtere en analyse, som ovennævnte, så det kan være muligt at drage konklusioner. Hvis det går som det plejer, vil en fejl være væsentlig for nogle variable, men uvæsentlig for andre. Det kan derfor være vanskeligt at slutte noget om betydningen af denne fejlkilde i forhold til de øvrige. Det vi mangler er et godt mål, som samlet kan sige noget om størrelsen af den pågældende fejlkilde.

Documentation af program til dekomponering af prognosefejle

Jf. notat AMC-HD 19/03/80 er det tanken årligt (ca) at lave en analyse af hvor gode M2 har været til at forudsige. Til det formål gøres en grundkørsel primo analyseperioden. Ultimo perioden laves så en sammenligning med de faktisk observerede værdier. Afvigelsen dekomponeres dernæst efter forskellige kriterier. Dette er nøje beskrevet i ovennævnte notat, hvorfra også notationen til det følgende vil blive hentet. Dog er anvendt

$hy(t)$  for de simulerede endogene primo  $t$  og

$hy(t-1)$  for de én periode laggede endogene primo  $t$ .

Første trin i analysen er at beregne forskellige "multiplikatorer" og gemme disse. Det sker ved eksekvering af elementet MODFI.FEB80/MULTIPLUM (jg notat AMC /08/80), hvor der outputes i en bank lige inden genereringen af multiplikatorerne. Flg. opstilling skulle vise hvilke multiplikatorførsler der er nødvendige:

(Ændret input til)			
Grundkørsels multiplikatorførsel		Multiplikator	Gemmes i
Obs. end. ultimo $t$	Alle end. $t$ kks.	$\hat{y}(t) - y(t)$	ERRBK1.
$\hat{y}(t)$	Subj. just. led	$\hat{y}_s(t) - \hat{y}(t)$	ERRBS2.
$\hat{y}(t)$	Laggede variabler	$\hat{y}_L(t) - \hat{y}(t)$	ERRBK3.
$\hat{y}(t)$	Øvrige eksogene	$\hat{y}_g(t) - \hat{y}(t)$	ERRBK4.
$\hat{y}(t)$	Instrumentvariabler	$\hat{y}_I(t) - \hat{y}(t)$	ERRBK5.

I alle bankerne kommer variablerne til at ligge under navnene  $y(t)$ . Det er herudover nødvendigt at ERRBK3. indeholder  $y(t-1)$  (nye laggede endogene) under variabelnavnet  $y(t-1)$ ; dette burde ske automatisk ved korrekt anvendelse af sampleangivelser i mult.kørslen. Endelig skal grundkørslen primo  $t$  ligge i ERRBK0.

I elementet RESIDUAL.FEB80/ANALYSE kan disse multiplikatorer nu ommanipuleres til de i førstnævnte notat beskrevne fejltyper.

<u>Den totale prognosefejle</u>	$vy(t) = (y(t) - \hat{y}(t-1)) - (hy(t) - hy(t-1))$
<u>Modelfejle</u>	$gy(t) = y(t) - \hat{y}(t)$
<u>Fejle fra subj. just. led</u>	$ky(t) = \hat{y}(t) - \hat{y}_s(t)$
<u>Fejle fra laggede var.</u>	$zy(t) = (\hat{y}(t) - y(t-1)) - (\hat{y}_L(t) - hy(t-1))$

Fejl fra instrumentvariabler  $ny(t) = \tilde{y}(t) - \tilde{y}_I(t)$

Fejl fra øvrige eksogene  $oy(t) = \tilde{y}(t) - \tilde{y}_G(t)$

Variablerne  $vy(t)$  til  $oy(t)$  gemmes i FEJLBK.

Endelig kan residualfejlen  $jy(t) = vy(t) - gy(t) - ky(t) - zy(t) - ny(t) - oy(t)$  fås ved eksekvering af elementet RESIDUAL.FEB80/RESFEJL.

Dokumentation af program til dekomponering af prognosefejl

Jf. notat AMC+HD 19/03/80 er det tanken årligt (ca) at lave en analyse af hvor gode M2 har været til at forudsige. Til det formål gemmes en grundkørsel primo analyseperioden. Ultimo perioden laves så en sammenligning med de faktisk observerede værdier. Afvigelsen dekomponeres dernæst efter forskellige kriterier. Dette er nøje beskrevet i ovennævnte notat, hvorfra også notationen til det følgende vil blive hentet. Dog er anvendt

$hy(t)$  for de simulerede endogene primo  $t$  og  
 $hy(t-1)$  for de én periode laggede endogene primo  $t$ .

Første trin i analysen er at beregne forskellige "multiplikatorer" og gemme disse. Det sker ved eksekvering af elementet MODEL.FEB80/MULTRUN (jf notat AMC /08/80), hvor der outes i en bank lige inden genereringen af multiplikatorerne. Flg. opstilling skulle vise hvilke multiplikatorførsler der er nødvendige:

Grundvariabl.	(Ændret input til) multiplikatorførsel	Multiplikator	Gemmes i
Obs. end. ultimo $t$	Alle end. + eks.	$\hat{y}(t) - y(t)$	ERRBK1.
$\bar{y}(t)$	Subj. just.led	$\bar{y}_s(t) - \bar{y}(t)$	ERRBK2.
$\bar{y}(t)$	Laggede variabler	$\bar{y}_L(t) - \bar{y}(t)$	ERRBK3.
$\bar{y}(t)$	Øvrige eksogene	$\bar{y}_\emptyset(t) - \bar{y}(t)$	ERRBK4.
$\bar{y}(t)$	Instrumentvariabler	$\bar{y}_I(t) - \bar{y}(t)$	ERRBK5.

I alle bankerne kommer variablerne til at ligge under navnene  $y(t)$ . Det er herudover nødvendigt at ERRBK3. indeholder  $y(t-1)$  (nye laggede endogene) under variabelnavnet  $y(t-1)$ ; dette burde ske automatisk ved korrekt anvendelse af sampleangivelser i mult.kørslen.

Endelig skal grundkørslen primo  $t$  ligge i ERRBK0.

I elementet RESIDUAL.FEB80/ANALYSE kan disse multiplikatorer nu ommanipuleres til de i førstnævnte notat beskrevne fejltyper.

<u>Den totale prognosefejl</u>	$vy(t) = (y(t) - \hat{y}(t-1)) - (hy(t) - hy(t-1))$
<u>Modelfejl</u>	$gy(t) = y(t) - \bar{y}(t)$
<u>Fejl fra subj. just. led</u>	$ky(t) = \bar{y}(t) - \bar{y}_s(t)$
<u>Fejl fra laggede var.</u>	$zy(t) = (\bar{y}(t) - y(t-1)) - (\bar{y}_L(t) - hy(t-1))$

Fejl fra instrumentvariabler  $ny(t) = \bar{y}(t) - \bar{y}_I(t)$

Fejl fra øvrige eksogene  $oy(t) = \bar{y}(t) - \bar{y}_\emptyset(t)$

Variablerne  $vy(t)$  til  $oy(t)$  gemmes i FEJLBK.

Endelig kan residualfejlen  $jy(t) = vy(t) - gy(t) - ky(t) - zy(t) - ny(t) - oy(t)$  fås ved eksekvering af elementet RESIDUAL.FEB80/RESFEJL.

Referat af udvidet torsdagsmøde ang. den fremtidige sektorafgr.  
torsdag d.25.09.80

---

Tidsplan: Endelig afgørelse skal være truffet inden de nye I/O-tabeller foreligger.

Kriterier for afgrænsning: 1) Aggregeringsfejl  
2) Robusthed over for substitution  
3) Udbudsbestemte sektorer  
4) Overensstemmelse med ny-ny nationalregnskab.

Der forelå til mødet et håndskrevet notat fra AMC (4/9.80), der indeholdt et oplæg til sektorafgrænsning, der var trukket med skyldig hensyntagende til alle 4 kriterier. Af overskuelighedsgrunde var der taget udgangspunkt i en 27-sektor opsplitning. Der var enighed om, at den fremtidige sektor-opdeling, skulle fremkomme som en aggregering af disse 27-sektorer.

Selv om foreslaget med de 14 sektorer tilgodeser mange af de krav man kan stille, blev der rejst tvivl om primært fremstillings erhvervene men også den øvrige private sektor og anden komm., var tilstrækkelig disaggregeret, til at man kunne beskrive den langsigtede strukturudvikling i dansk erhvervsliv.

Områder der skal belyses til næste møde: Hvorledes løses substitutionsproblemet import/indenlandsk prod. (DS)  
Hvilke yderlige sektoropdelinger er nødvendige for at ADAM kan indgå, som en integreret del af BUD's mere langsigtede modeller (BUD).

Hvilke problemer rejser en udvidelse af modellen rent teknisk og arbejdsmæssigt(alle)

For egen regning tilføjer jeg problemet om ADAM overhovedet er en velegnet ramme for en mere langsigtet model.

Næste møde: En torsdag i begyndelsen af november.

MAIOS, 12.10.79

### LØNSUM

Modellen indeholder endogene bestemte lønsummer (variabelbetegnelse  $W_a, W_n, W_{nf}, W_b, W_{bf}, W_h, W_q,$  og  $W_o$ ), svarende til hver af beskæftigelseskomponenterne. Stigningstakten i den samlede lønsum  $W$ , som er den variabel, der indgår i skatterelationerne, sættes i fremskrævningsperioden lig stigningstakten i den samlede sektor- og fagfordelte lønsum. Når det er nødvendigt at skelne mellem total lønsum og total sektorfordelt lønsum, har dette sin begrundelse i, at det første tal i historisk periode direkte bygger på nationalregnskabet, hvorimod dette kun delvist er tilfældet for de sektorfordelte lønsummer.

Lønsummerne  $W_a, W_h, W_q$  og  $W_o$  er direkte fundet, som produktet af beskæftigelse og årsløn, i de respektive sektorer. For  $W_{nf}$ 's og  $W_{bf}$ 's vedkomne er der som årsløn brugt funktionærlønnen i industrien  $l_{nf}$ , multipliceret med konstante opgangningsfaktorer. Samme opgangningsfaktorer ~~er~~ anvendes i relationerne for  $W_n$  og  $W_b$ , men her anvendes produktet af  $l_{na}$  og  $H_{gn}$  som årsløn.

I relationerne, der bestemmer årslønningerne  $l_a, l_{nf}, l_h, l_q$  og  $l_o$ , indgår timelønnen i industrien,  $l_{na}$ , som den helt afgørende variabel. De anvendte relationer er af samme type og udformet som sammenbændingsrelationer af formen:

$$R_{lnf} = b_{lnf} \cdot R(l_{na} \text{ ha})$$

Hvor  $b_{lnf}$  er forholdet mellem stigningstakten i  $l_{nf}$  og  $R(l_{na} \text{ ha})$  i det sidst observerede år. ( $l_{nf}$  er her anvendt som eksempel).

MATERIALE TIL DISKUSSION AF SEKTORAFGRÆNSNING.

Følgende tapeter foreligger:

- DSTHDA. Enaggregering af 75L I-0 matrice. De 27 sektorer er beskrevet i bilag. De/ ikke-konkurrerende importgrupper er aggregeret til 10 grupper svarende til SITC opdelingen. Ellers er de øvrige aggregeringer i fuld overensstemmelse med Hennings sedvanelige.
- DSTHDB. Fuldstændigt analogt med ovennævnte tapet, blot er alle koeff. matricer omregnet til absolutte tal. Matrix nr svarer til dem der er i DSTHDA, blot er de sidste 5 udeladt.
- DSTHDC. En aggregering af tilgangs og anvendelsesmatricen for 1975L. Matricerne er angivet både i absolutte værdier og som koefficienter. De sidste 10 rækker, er den ikke-konkurrerende import fordelt på 10 SITC grupper (opdelingen er sket efter samme retningslinier som dem der er anvendt til Budgettets IO-model). De sidste 23 søjler i anvendelsesmatricen omfatter de 13 konsumgrupper og 10 endelige anvendelsesgrupper (off.konsum, 5 investeringsgrupper, en lagerinv., en eksport og en import gruppe, og endelig en søjle for sektor 6202).
- DSTHDB. Informationsberegninger ved aggregering af sektorantallet fra 130 til de 27. I den disaggregerede matrice, er de sidste 11 rækker den samlede import fordelt på 10 SITC grupper samt en række for det samlede primære input. Søjlerne består ud over de 130 sektorre af 11 konsumgrupper (konsumgruppe 65 og 66 er udeladt) og af 6 endelige efterspørgselskomponenter (offentligt konsum, 4 faste inv. samt eksport søjlen). De udeladte grupper er ikke medtaget, fordi informationsberegningen ikke kan godtage negative tal.



27-SEKTOR OPDELINGEN.

1.	0111-0400,1000	landbrug m.v
2.	2011-2098,3120	næringsmiddelind.
3.	2110,2130,2200	nydelsesmiddelind.
4.	2310-2490,2910-2930	tekstil og garverier
5.	2500,2600	træ og møbel
6.	2710-2893	papir og grafisk ind.
7.	3011-3119,3130-3199 3290,3995	kemisk industr.
8.	3210	mineralolie ind.
9.	3310-3394	sten,ler og glas
10.	3411-3422	jern og metalstøberier
11.	3510-3730,3910	maskinindustri
12.	3811-3832,3851	transportindustri
13.	3940,3999	anden industri
14.	4000	bygge og anlæg
15.	5110-5130	offentlige værker
16.	5210	vandværker
17.	6000,6100	engos- og detailhandel.
18.	7150	skibsfart
19.	7170	lufttransport
20.	7110	jernbaner m.v.
21.	7130,7160,7200	anden landtransport
22.	7300	post og telegraf
23.	5220,8540	husholdningsservice
24.	3840	autoreparation
25.	6400	boligbenyttelse
26.	6201,6300,8210-8520	diverse tjenesteydende erh
27.	9002	offentlig sektor,

### Vurdering af mængdesammenbindingsrelationerne

I ADAM har mængdesammenbindingen fået et ret specielt tilsnit. De stokastisk specificerede importrelationer trækker i retning af at behandle importen i I/O sammenhæng som eksogen, hvorimod sektorprisrelationernes udformning trækker i retning af at behandle importen som endogen. Dette har ført til, at man har forladt den snævre I/O-model med faste koefficienter til fordel for en sammenbinding med endogene koefficienter. Denne er karakteriseret ved at importniveauet fastlægges i importrelationerne. Importkoefficienterne justeres derefter rækkevis med en proportionalitetsfaktor, således at de summer op til det korrekte niveau. For at systemet skal være konsistent, må der modjusteres, hvilket her primært sker i rækken for fremstillingserhvervenes leverancer (for en nøjere beskrivelse se AMC 15.8.79).

Det er ikke meningen her at gå i detaljer, men før der gås over til en empirisk vurdering, skal der lige nævnes nogle karakteristika.

1. Importfunktionerne er specificeret således, at ved uændret relativ pris og uændret vækst i efterspørgselskomponenterne vil importkvoterne være konstante. Efterspørgselsvariationer giver udsving omkring de faste importkvoter. Filosofien er den, at importen tilpasser sig hurtigere end det indenlandske udbud. Forskydninger i de relative priser ændrer derimod den samlede importkvote.

2. Importrelationerne giver nogle veldefinerede konstante priselasticiteter, hvor priserne her skal forstås som relative priser over til  $p_{xn}$ . Umiddelbart ville det være smukt, hvis det indenlandske udbud havde tilsvarende smukke egenskaber, men dette er ikke tilfældet. Dette er selvfølgelig en direkte følge af, at udbuddet ikke er eksplicit specificeret. Priselasticiteterne for det indenlandske udbud afhænger direkte af importandelens størrelse i den pågældende sektor.

3. På den måde sammenbindingen kører rundt, er alle koefficienter på nær import, N-sektorens (og til dels Q-sektorens) leverancer antaget at være konstante. Dette betyder bl.a., at BFI-kvoten i faste priser er antaget at være konstant over tiden. Et vist empirisk belæg for dette kan man finde i EA's papir fra maj 79 (jf. tabel 3). I tabellen på den følgende side kan man imidlertid se, at de tendenser til en faldende BFI-kvote i B og Q sektorerne og en stigende i

Tabel 1. Udviklingen import- og primær input kvoter, 1966-75.

	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
fXa										
a) Indenlandsk prod.	38	38	38	37	40	39	38	40	37	38
b) Import	10	9	8	8	9	8	9	10	9	11
c) Primær input	52	53	54	55	51	52	53	51	55	51
fXn										
a) Indenlandsk prod.	48	47	47	46	45	46	45	44	44	44
b) Import	18	18	18	19	19	19	19	20	20	18
c) Primær input	33	34	35	36	36	35	36	36	37	38
fXb										
a) Indenlandsk prod.	37	37	38	37	37	36	36	37	39	40
b) Import	10	11	11	13	13	12	12	14	14	14
c) Primær input	53	53	51	51	51	52	52	49	47	46
fXh										
a) Indenlandsk prod.	34	31	25	21	21	19	16	14	14	15
b) Import	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
c) Primær input	65	69	75	79	79	81	84	86	86	85
fXa										
a) Indenlandsk prod.	29	29	29	30	30	31	32	32	33	32
b) Import	3	3	3	3	4	4	4	4	4	4
c) Primær input	69	68	69	67	66	65	65	65	63	64

N sektoren, som allerede var synlige i 66-73, er blevet fortsat i 74-75 (tabellen viser det primære input - og ikke BFI kvoter). Undersøger man udviklingen i løbende priser, finder man også, at udviklingen i sektorpris, lønsum og restsum kun i begrænset grad er parallelle. En ophævelse af antagelsen om faste BFI kvoter ville nok kræve, at alle tre ovennævnte størrelser blev selvstændigt modelleret.

### En empirisk vurdering

Som bemærket i AMC 15.8.79 har sigtet med skitsen primært været, at få en konsistent behandling af sammenbindingen op at stå. Skitsens deskriptive egenskaber har derimod ikke været afprøvet. Ser man bort fra importens størrelse, kan der opstå fejl i sammenbindingen, dels som følge af antagelsen om proportional regulering af importinputet i alle sektorer og endelig anvendelses grupper, og dels som følge af at modregninger eventuelt delvis sker i de forkerte sektorer.

Det, som er forsøgt her, er at foretage en sammenligning mellem de ADAM-genererede og de faktiske I/O-koefficienter for den historiske periode 1966-1975, som er de år, hvor de endelige tal foreligger. For at isolere selve sammenbindingsmekanismen er der anvendt faktiske størrelser for importen og alle de endelige anvendelseskomponenter. Dette svarer til, at kun relationerne 101-102 og 142-235 (jf. ADAM, sept. 79,-en oversigt) er i kraft. Der opstår imidlertid nogle konceptuelle problemer med hensyn til produktionsværdierne, da de jo er bestemt, når import og endelig anvendelse er givet. Her er det valgt at foretage undersøgelse både med eksogent givne produktionsværdier (de historiske værdier) og endogent beregnede værdier, dvs. med inddragelse af relationerne 109-113.

Beregningerne for disse to subsystemer er foretaget som et-års- og som dynamiske beregninger; dvs. med henholdsvis observerede og beregnede størrelser som højreside variable. De I/O-koefficienter, som er eksogene i ADAM, er i den statiske kørsel sat lig forrige års værdi. I den dynamiske kørsel fastholdes 66-værdien i hele perioden (bemærk at dette afviger fra en evt. ADAM-kørsel, hvor de løbende værdier indsættes for de eksogene variable. Her har man imidlertid ønsket at simulere en forecast-situation, hvorfor den anvendte metode er den relevante). Det mål, der er anvendt ved sammenligningerne, er informationsmålet, som der er nærmere redegjort for i et appendiks til dette papir. På de efterfølgende sider er tabeller indeholdende hovedresultaterne opgjort. Tallene, som er beregnet for

Tabel 2. Informationsulighedstal. Enhed:  $10^{-4}$ .

	fXa	fXn	fXb	fXh	fXq
<b>A. Total</b>					
a. Statisk m. exogen prod.	20	8	10	29	5
b. Statisk m. endogen prod.	20	9	11	29	5
c. Et års sammenligninger	20	11	11	32	6
d. Dynamisk m. exogen prod.	19	55	51	606	41
e. Dynamisk m. endogen prod.	17	60	51	606	41
f. Flere års sammenlign.	36	59	81	673	49
<b>B. Variation mellem hovedgrupper</b>					
a. Statisk m. exogen prod.	15	6	7	23	2
b. Statisk m. endogen prod.	15	2	8	23	2
c. Et års sammenligninger	14	2	7	26	3
d. Dynamisk m. exogen prod.	6	12	28	568	25
e. Dynamisk m. endogen prod.	6	14	28	568	25
f. Flere års sammenlign.	10	21	59	632	29
<b>C. Variation inden for 1) indenlandsk prod. og 2) import.</b>					
a. Statisk m. exogen prod. 1)	10	9	7	26	5
2)	14	10	2	-	19
b. Statisk m. endogen prod. 1)	10	11	8	26	6
2)	14	10	2	-	20
c. Et års sammenligninger 1)	7	8	15	29	5
2)	32	30	9	-	45
d. Dynamisk m. exogen prod. 1)	21	88	57	220	43
2)	46	18	9	-	48
e. Dynamisk m. endogen prod. 1)	21	96	60	220	43
2)	30	16	7	-	47
f. Flere års sammenlign. 1)	27	44	31	244	49
2)	173	95	74	-	136

Tabel 2., fortsat.

	fCr	fCk	fCs	fCy	fIm	Flb
<b>A. Total</b>						
a. Statisk m. exogen prod.	8	1	10	10	25	9
b. Statisk m. endogen prod.	8	1	10	10	26	9
c. Ét års sammenligninger	10	1	18	14	54	10
d. Dynamisk m. exogen prod.	39	8	22	85	16	10
e. Dynamisk m. endogen prod.	36	8	22	85	16	10
f. Flere års sammenlign.	71	9	157	129	128	11
<b>B. Variation mellem hovedgrupper</b>						
a. Statisk m. exogen prod.	5	1	1	3	15	7
b. Statisk m. endogen prod.	5	1	1	3	15	7
c. Ét års sammenligninger	6	1	1	4	22	8
d. Dynamisk m. exogen prod.	9	8	2	18	9	9
e. Dynamisk m. endogen prod.	8	8	2	17	10	9
f. Flere års sammenlign.	19	9	2	56	64	10
<b>C. Variation inden for 1) indenlandsk prod. og 2) import.</b>						
a. Statisk m. exogen prod. 1)	3	-	10	7	20	1
2)	5	-	-	11	2	-
b. Statisk m. endogen prod. 1)	3	-	10	7	20	1
2)	6	-	-	12	2	-
c. Ét års sammenligninger 1)	3	-	18	6	26	1
2)	14	-	-	37	39	-
d. Dynamisk m. exogen prod. 1)	35	-	22	85	11	1
2)	9	-	-	27	5	-
e. Dynamisk m. endogen prod. 1)	33	-	22	86	9	1
2)	9	-	-	25	5	-
f. Flere års sammenlign. 1)	60	-	170	76	62	1
2)	30	-	-	118	73	-

Tabel 2, fortsat.

	fCf	fCn	fCi	fCe	fCg	fCb	fCv
<b>A. Total</b>							
a. Statisk m. exogen prod.	7	6	7	29	31	47	3
b. Statisk m. endogen prod.	7	6	7	29	31	51	3
c. Et års sammenligninger	4	13	11	12	16	36	7
d. Dynamisk m. exogen prod.	41	15	9	158	18	58	16
e. Dynamisk m. endogen prod.	48	13	9	158	18	49	18
f. Flere års sammenlign.	41	24	156	168	17	166	128
<b>B. Variation mellem hovedgrupper</b>							
a. Statisk m. exogen prod.	4	5	4	13	15	24	2
b. Statisk m. endogen prod.	5	5	3	13	15	25	2
c. Et års sammenligninger	1	11	6	0	12	25	4
d. Dynamisk m. exogen prod.	7	10	-	5	11	25	14
e. Dynamisk m. endogen prod.	14	9	-	5	11	22	12
f. Flere års sammenlign.	3	18	113	0	11	68	92
<b>C. Variation inden for 1) indenlandsk prod. og 2) import.</b>							
a. Statisk m. exogen prod. 1)	3	2	4	32	77	99	1
2)	4	2	2	-	-	-	1
b. Statisk m. endogen prod. 1)	3	2	4	32	76	113	2
2)	5	2	2	-	-	-	1
c. Et års sammenligninger 1)	3	6	5	25	23	45	2
2)	9	5	6	-	-	1	7
d. Dynamisk m. exogen prod. 1)	42	12	10	307	36	137	2
2)	11	13	9	-	-	3	4
e. Dynamisk m. endogen prod. 1)	42	11	10	308	36	110	2
2)	7	15	7	-	-	3	4
f. Flere års sammenlign. 1)	46	17	55	337	29	422	26
2)	20	14	26	-	-	1	80

hver af søjlerne i I/O-tabellen, er gennemsnitstal, dvs. beregnet som gennemsnittet af 66, 67 ...75-afvigelserne (udeladelsen af visse søjler har sin forklaring i, at visse søjler pr. definition aldrig afviger fra de observerede tal, fx  $fX_0$  (der indgår kun ét et-tal i dem)). Før andres vedkommende, fx  $fI_1$ , skyldes det forekomsten af negative koefficienter). For at have et vurderingsgrundlag for størrelsesordenen af informationsmålene (bemærk at de ikke er statistiske mål), er der foretaget analoge beregninger for afvigelserne mellem de enkelte års I/O-tabeller. Den statiske ADAM-kørsel skulle gerne give "bedre" resultater end dem, vi ville få ved at anvende forrige års I/O tabel. Tilsvarende skulle den dynamiske version gerne give en serie af I/O tal, der lå nærmere den faktiske udvikling, end hvis man havde brugt uændret 1966 I/O-tabellen.

Tabel A viser det totale informationsmål (svarende til I i appendiks). Tabel B viser informationsmålet for variationen mellem de tre hovedgrupper (svarende til  $I_0$ ) og endelig viser tabel C informationsmålet for den indenlandske produktion henholdsvis importen særskilt (svarende til  $I_1$  og  $I_2$ .  $I_3$  er jo altid = 0, da vi kun har ét element i gruppen af primære input).

Billedet er selvfølgelig lidt broget, men der kan alligevel ridses nogle hovedtræk op:

a) Betragter man først produktionssektorerne, kan man se, at en ADAM-fremskrivning kraftigt reducerer informationsulighedstallet for importen isoleret (tabel C rækkerne ii), og forbedrer importkvoteskønnet (tabel B). Dette var også at vente, da man ved at inddrage de faktiske import- og endelige efterspørgselsstørrelser har medtaget information, som ikke er med i de "simple" sammenligninger. Dette fald i uligheden giver sig, når man ser bort fra A-sektoren, kun ringe udslag i den samlede informationsulighed (tabel A). Det er der to hovedårsager til. For det første stammer en væsentlig del af fejlen fra antagelsen om konstante bruttofaktorindkomstkvoter, og den antagelse er jo fælles for begge metoder. Ser man på forholdet mellem tallene i tabel A og B, kan man se, at den altovervejende del af uligheden for  $fX_h$ 's og i mindre grad for  $fX_b$ 's og  $fX_q$ 's vedkommende stammer fra forkerte skøn over kvoterne. Denne andel bliver kun reduceret mærkbart for  $fX_b$ 's vedkommende ved at der inddrages information vedr. den faktiske import. Den reststørrelse, der bliver tilbage, er et godt udtryk for BFI-kvotens betydning. Den anden begrundelse kan man finde illustreret i tabel C, rækkerne i. Her fremgår det, at ADAM-metoden i visse sektorer forøger fejlskønnes



størrelse for de indenlandske leverancers vedkommende. Dette er særlig klart for N-sektorens vedkommende, men forholdet gør sig også gældende for B- og Q-sektoren. Substitutionsantagelsen mellem import og N fører generelt til for lave koefficienter for N's leverancer. I fXn-søjlen modsvares dette af alt for høje værdier for A-leverance. Dette samspil mellem landbrugs- og fremstillingssektoren dukker op som syndebuk i mange sammenhænge. At det ikke er betydningsløst fremgår af, at det fører til meget kraftige fejlskøn for primært fXa. (Når dette ikke har vist sig i de simuleringskørsler, som er kørt med ADAM, skyldes det primært, at de eksogene I/O-koefficienter får deres korrekte værdier (I tabel 3 er de faktiske produktionsværdier i A- og N-sektoren stillet overfor henholdsvis en almindelig ADAM-kørsel og en kørsel, hvor de eksogene I/O-koefficienter fastholdes på 66-niveauet (informationskørsel). At de bedre resultater i ADAM-kørsel ikke skyldes, at de endogene I/O-koefficienter bliver beskrevet bedre, ser man af de tilsvarende udviklinger i aXnAa og aXnXn).

Man ser endvidere, at en metode, der bevarede det relative forhold mellem de indenlandske leverancer, ville give et bedre skøn end det nuværende. Dette følger direkte af, at man så ville få et ulighedsmål svarende til det, man fik ved metode f.

b) For de endelige anvendelsers vedkommende gør de samme fænomener sig gældende, men med en anden vægtfordeling. Indlysende er det, at antagelsen om konstant primær importkvote her er mindre generende. Ligeledes er tendensen til forøgelse af uligheden indenfor de indenlandske leverancer næsten ikke forekommende. Bemærkelsesværdigt er det ringe fald i informationsværdien for FCE. Her er det ikke lykkedes at fange den kraftige substitution fra leverancer fra Q over mod N-sektoren. I øvrigt afspejler det generelle fald i informationsulighed tildels det faktum, at der er så få frihedsgrader.

#### Sammenfatning:

Ovennævnte empiriske undersøgelser viser, at i den udstrækning importrelationerne er til at stole på, er den rækkevis korrektion af importsøjlen en rimelig fremgangsmåde. Derimod har antagelserne om konstante råvarekvoter og konstante andele af leverancer fra visse sektorer det klart værre i virkelighedens verden. Dette afspejler dels at substitutionen også foregår over til andre sektorer, men også - og måske især - at substitution også finder sted mellem de indenlandske leverancer. Disse problemer er hårde at tackle. Problemet

Tabel 3. Produktionsværdier (fXa og fXn) og udviklingen i a<sub>xaxn</sub> og a<sub>xnxxn</sub>. Faktiske udvikling, ADAM-kørsel samt informationsberegnet (dynamisk).

	fXa (mia.kr.)		fXn (mia.kr.)		a <sub>xaxn</sub> (10 <sup>-4</sup> )		a <sub>xnxxn</sub> (10 <sup>-4</sup> )					
	Fak.	ADAM	Fak.	ADAM	Fak.	ADAM	Fak.	ADAM				
1966	14.7	14.7	14.1	14.1	54.6	54.6	1188	1188	2150	2150	2150	2150
1967	14.7	14.7	14.1	14.1	56.0	55.0	1205	1181	1217	1217	2035	2077
1968	14.6	14.7	14.1	14.1	58.9	58.1	1247	1177	1301	1301	2126	2057
1969	14.4	14.1	16.7	16.7	63.5	61.3	1277	1171	1345	1345	2162	2015
1970	13.9	13.7	16.1	16.1	65.6	64.0	1221	1162	1266	1266	2162	2029
1971	14.7	14.3	17.2	17.2	67.2	64.4	1268	1156	1230	1230	2209	1966
1972	14.9	14.4	18.2	18.2	70.8	67.1	1227	1156	1233	1233	2209	1929
1973	15.0	14.4	18.7	18.7	74.1	69.8	1187	1144	1259	1259	2151	1811
1974	15.8	15.5	19.7	19.7	74.2	71.4	1195	1176	1241	1241	2140	1989
1975	15.2	14.8	18.1	18.1	71.1	68.1	1208	1178	1189	1189	2045	1890

om, hvilke sektorer der er konkurrencesektorer, kunne måske afklares ved et studium af tilgangstabellerne over tiden. Når og hvis antallet af sektorer bliver udvidet, bliver det i hvert tilfælde nødvendigt at have et mere raffineret syn på denne substitution. En rigtigt tilfredsstillende løsning vil først blive opnået, når i princippet alle koefficienter bliver endogeniseret. En samlet skitse ville også overflødiggøre selvstændige importrelationer.

## Appendix

Hvis man har to I/O søjler med udelukkende positive koefficienter der summer op til 1, kan man anvende informationsmålet til at angive forskellen mellem de to søjler.

Man har

$$I = I(a_1, a_2) = \sum_{i=1}^n a_{1i} \log \frac{a_{1i}}{a_{2i}}$$

Her vil  $I \geq 0$  og kun lig 0 for  $a_1 = a_2$  (dvs. kun hvis alle koefficienter er ens).

For mindre afvigelser kan informationsmålet tilnærmes med udtrykket

$$I \approx \sum a_{1i} \left( \frac{a_{1i} - a_{2i}}{a_{1i}} \right)^2,$$

hvoraf man kan se, at informationsulighed omtrent er en vægtet sum af de kvadrerede relative afvigelser.

Fordelen ved informationsmålet er dets dekomponeringsegenskaberne. Tænker man sig den samlede søjle opdelt i hovedgrupper (eksempelvis indenlandsk produktion, import og primær input), kan den samlede informationsulighed spaltes i forskelle i hovedgruppernes relative størrelse og i en vægtet sum af forskelle, som kan henføres til de enkelte grupper særskilt. Altså

$$I = I_0 + \sum_{i=1}^G A_{1i} I_g,$$

hvor  $A_{1i}$  er hovedgruppe  $i$ 's relative størrelse.

KORT OM SPECIFIKATION AF FORBRUGSFUNKTIONER.

Det må vist være på sin plads indledningsvis at understrege, at der i dette papir ikke inddrages noget empirisk overhovedet - så er man advaret. Det, jeg vil forsøge, er at ridse nogle forskellige muligheder op, som vi evt. kan følge i vores arbejde med forbrugsfunktionerne. Det siger sig selv, at fremstillingen bliver som en lækket si, da området er noget af det mest teoridækkede, der findes inden for faget økonomi.

Indledningsvis vil jeg vove den påstand, at vi kunne tilfredsstillе brugerne ved at ændre på det indkomstbegreb, som indgår i forbrugsrelationerne (jmf. AMC 18.0280). Når alt kommer til alt er behovet kommet frem til overfladen, fordi forbrugsfunktionerne overfor nogle bestemte tiltag havde uheldige multiplikatoregenskaber. Disse ville givetvis kunne rettes, hvis indkomstbegrebet blev indsnævret (bl.a. fratrukket afskrivninger), og et dynamisk udtryk for den disponible restindkomst blev inddraget.

Ovennævnte ændring af indkomstbegrebet berører imidlertid kun et hjørne af den problematik, der hedder nye og omdefinerede højreside variable. I den sammenhæng kan forbrugsundersøgelserne med nytte inddrages, da de kan opfattes som et katalog over faktorer, der har indflydelse på forbrugets størrelse og sammensætning (eks. aldersfordeling mv). En mere direkte inddragelse af disse data i forbrugsfunktioner vil nok ligge uden for vores rammer.

Vender man sig mod problemet vedr. specifikation af forbrugsfunktioner, kan man hensigtsmæssigt gruppere dem i tre hovedkategorier:

- 1) Dynamiske enkeltlignings modeller.
- 2) Dynamiske efterspørgselssystemer.
- 3) Intertemporale dynamiske efterspørgselssystemer.

idet jeg på forhånd har afskrevet muligheden for at få noget fornuftigt ud af de statiske systemer.

1) I lighed med de andre stokastiske reaktioner i ADAM er forbrugsrelationer her specificeret i form af dynamiske enkeltligningsrelationer. Man kan sige, at vi her har at gøre med en dynamisk version af et statisk efterspørgselsudtryk. Der er ikke lagt afgørende vægt på, om der eksisterer en bagvedliggende nyttefunktion, hvilket i sig selv giver en lang række frihedsgrader. Charmen ved disse relationer er, at man kan skræddersy dem hver for sig, uden at det direkte volder problemer andetsteds.

Man må dog hele tiden sikre sig, at eksempelvis forbrugskvoterne ser rimelige ud, og at elasticiteterne ikke er vilde. Med disse restriktioner er der en lang række muligheder, hvoraf nogle er skitseret i H.J.'s papir~~er~~. Det var også et forsøg værd igen at inddrage det laggede forbrugsudtryk i relationerne for de ikke varige forbrugsgoder for at se om de kan fange en evt. vanedannelses effekt.

2) I de dynamiske efterspørgselssystemer kan efterspørgselsfunktionerne i princippet udledes af nyttefunktioner. Disse nyttefunktioner kan være angivet eksplicit, eller man kan pålægge sit efterspørgselssystem tilstrækkeligt med restriktioner, så man sikrer sig, at der eksisterer en bagvedliggende nyttefunktion. I Philips Applied Consumption Analysis er der angivet to kandidater, som begge tager udgangspunkt i en dynamisk nyttefunktion. Det drejer sig om det dynamiske lineære udgiftssystem og den dynamiske kvadratiske model. Hvis vi som eksempel tager det første er den underliggende nyttefunktion givet ved

$$u(x, s) = \sum \beta_i \log (x_i - \theta_i - \alpha_i s_i)$$

Her er  $x_i$  og  $s_i$  henholdsvis forbruget og beholdningen af vare  $i$ ;  $\beta_i, \theta_i$  og  $\alpha_i$  er parametre. Det der gør nyttefunktionen dynamisk er selsagt, at beholdningsparametrene indgår. Det er ikke her tanken at gå i detaljer, men man kan måske ud fra nyttefunktionens form fornemme, at den er velegnet til at beskrive såvel beholdningseffekten af varige goder, som evt. vanedannelse. Fremgangsmåden ved estimation er lidt mere indviklet end den vi plejer at bruge, men dog overkommelig. Resultaterne muliggør identifikation af både korttids og langtids indkomst- og priselasticiteter; og det er i sig selv ganske nyttigt. Afvigelser fra standard specifikationen kræver givetvis en del overvejelser, men det skader jo heller ikke.

Det afgørende problem er selvfølgelig, at der her er tale om en forbrugsallokeringsfunktion.. Man er derfor nødt til sideløbende dermed at have en makroforbrugsfunktion. Før en sådan er fastlagt, vil det være relativt meningsløst at estimere en forbrugsallokeringsfunktion. En sådan funktion kunne estimeres uafhængigt af det øvrige efterspørgselssystem. Af AMC's papir fra 18.02.80 fremgår det, at chancen for succes i den retning øges, hvis de varige goder, specielt bilerne, trækkes ud. De skulle da tilsvarende trækkes ud af efterspørgselssystemet og bestemmes særskilt, hvorved vi får en konglomerat af forbrugsfunktioner tilhørende både kategori 1 og 2. Det grundlæggende problem er, at når forbrugsforløbet over tiden påvirker nyttefunktionerne gennem beholdningsudviklingen, kan dette forbrugsforløb ikke bestemmes uafh. af efterspørgselssystemet. Derfor vil de varige goder også oftest volde de største problemer. En alternativ måde at løse problemet

på er at estimere totalforbruget og forbrugsfordelingen simultant. Så er man ovre i den tredje kategori af efterspørgselsfunktioner.

3) Den intertemporale angrebsvinkel tager sit udgangspunkt i en intertemporal nyttefunktion, som eksempelvis kunne have formen:

$$U = \int_0^{\infty} e^{-\gamma t} u(x, t) dt$$

Her er  $u(x, t)$  korttidsnyttefunktionen,  $\gamma$  er tidspræferencen som altså her forudsættes konstant. Philips viser, at for givet  $\gamma$  og med en kvadratisk dynamisk nyttefunktion, kan man regne sig frem til efterspørgselsfunktioner, der kan estimeres på. Det lineære udgiftssystem er besynderligt nok for kompliceret til at operere med. Det er selvsagt utilfredsstillende, at tidspræferencerne både er konstante over tiden og ubestemte, og Philips understreger også, at denne angrebsvinkel endnu ikke har fundet en rimelig løsningsform.

TILLÆG 2 TIL RESIDUALKØRSLER.

Følgende udgør en mere konkret skitse til, hvilke trin, der bør indgå i en fejlanalyse af en prognosekørsel. Selve den konkrete organisering af disse kørsler arbejdes der endnu med. Det er tanken, at drage nytte af tabelprogrammets forskellige faciliteter.

Der anvendes følgende notation i det følgende:

$y(t)$  endogen. var.

$x_I(t)$  eksogen instrument var.

$x_\emptyset(t)$  øvrige eksogene var.(eks. justeringsled)

$j_S(t)$  subjektive justeringsled

$j_M(t)$  mekaniske justeringsled

Der skelnes mellem de værdier en variabel antog på henholdsvis tidspunktet for udgangskørselen og tidspunktet for fejlanalysen (de første værdier er mærket med et "+"). Endogen var. mærket med et  $\wedge$  er kørselsværdier, og endelig henfører værdien "t" til det år, som er genstand for fejlanalysen.

Udgangspunktet er den gamle prognosekørsel (ex ante-kørselen)

$$\wedge y(t)^+ = f(y(t-i)^+, x_I(t-i)^+, x_\emptyset(t-i)^+, x_I(t)^+, x_\emptyset(t)^+, j_M(t)^+, j_S(t))$$

Prognosekørselen blev foretaget på et tidspunkt, hvor de eksogene variable for periode t var ukendte, og hvor de tidligere års eksogen<sup>e</sup> og endogene variable i mere eller mindre udstrakt grad hvilede på foreløbige data.

En modelkørsel på reviderede data (ex post-kørsel) har formen:

$$\wedge y(t) = f(y(t-i), x_I(t-i), x_\emptyset(t-i), x_I(t), x_\emptyset(t), j_M(t))$$

De subjektive justeringsled er udeladt her, fordi vi ønsker en "ren" ex post-kørsel. Bemærk at  $j_M(t)$  også er ændret, da de er konstrueret udfra enkeltligningsresidualerne.

Nu kan man diskutere om, hvilken fejl det er, man ønsker at dekomponere; om det er niveau-fejlen eller om det er fejlen i ændringerne (eller noget helt tredje). Vi har valgt, at måle den totale fejl i prognosekørselen som:



$$F_T = y(t) - (\hat{y}(t)^+ - y(t-1)^+ + y(t-1))$$

dvs, som fejlene i ændringsskønnet. Det er iøvrigt enkelt at komme over til den tilsvarende fejl i niveauerne.

Den totale fejl  $F_T$  søges derefter dekomponeret på forskellige fejltyper. Herved forudsættes det, at disse fejl er indbyrdes uafhængige, hvad der nok er en sandhed med modifikationer. Selve dekomponeringen er konstrueret således, at hvis den reducerede model var lineær, så ville dekomponering være total. Da modellen imidlertid ikke overholder denne restriktion vil der være en residualfejl  $F_R$ , som vil være udekomponerbar.

Totalfejlen dekomponeres i to hovedgrupper: a) modelfejl og b) øvrige fejl. Den sidste gruppe underopdeles i 4 grupper og en residualfejl (jvf nedenfor).

Ved modelfejl forstår vi forskellen mellem de observerede endogene var. og kørselsværdierne, givet de "korrekte" højreside variable, dvs

$$F_M = y(t) - \hat{y}(t).$$

$F_T - F_M$ , dvs de ikke modelbegrundede fejl spalttes op i 4 komponenter:

Justeringsfejlene (de subjektive) er den fejl der opstår ved, at de subjektive justeringsled indføres i ex post- kørselen.

$$\hat{y}_S(t) = f(y(t-i), x_I(t-i), x_\emptyset(t-i), x_I(t), x_\emptyset(t), j_M(t), j_S(t))$$

og fejlen

$$F_S = \hat{y}(t) - \hat{y}_S(t)$$

Man kan meget vel forestille sig, at den numeriske værdi af  $F_M + F_S$  er mindre end  $F_M$ , eftersom de subjektive anvendes til at indrage apriori viden.

Fejl i de laggede variable. Heri indgår den fejlkilde, som stammer fra forskellen mellem foreløbige og endelige (eller mindre foreløbige) tal. For at fastholde den korrekte udvikling i de eksogene variable, niveau-korrigeres de. Vi får:

$$\hat{y}_L(t) = f(y(t-i)^+, x_I(t-i)^+, x_\emptyset(t-i)^+, (x_I(t) - x_I(t-1) + x_I(t-1)^+), (x_\emptyset(t) - x_\emptyset(t-1) + x_\emptyset(t-1)^+), j_M(t)^+)$$

og fejlen

$$F_L = \hat{y}(t) - (\hat{y}_L(t) - y(t-1)^+ + y(t-1))$$

At  $F_L$  har et lidt andet udseende end de øvrige fejludtryk skyldes, at det er det eneste udtryk, hvor fejlen i diff. afviger fra fejlen i niveau.

Fejl i instrumentvariablene. Her er:

$$\hat{y}_I(t) = f(y(t-i), x_I(t-i), x_\emptyset(t-i), (x_I(t)^+ - x_I(t-1)^+ + x_I(t-1)), \\ x_\emptyset(t), j_M(t))$$

og med fejlen

$$F_I = \hat{y}(t) - \hat{y}_I(t)$$

Fejlskønnet i de eksogene variable fastholdes ved, at de niveauekorrigeres.

Fejl i de øvrige eksogene variable. Som ovenfor.

$$\hat{y}_\emptyset(t) = f(y(t-i), x_I(t-i), x_\emptyset(t-i), x_I(t), \\ (x_\emptyset(t)^+ - x_\emptyset(t-1)^+ + x_\emptyset(t-1)), j_M(t))$$

og fejlen

$$F_\emptyset = \hat{y}(t) - \hat{y}_\emptyset(t)$$

Man kan overbevise sig om, at når modellen er lineær, så er

$$F_T = F_M + F_S + F_L + F_I + F_\emptyset$$

Er modellen ulineær defineres  $F_R$  som

$$F_R = F_T - (F_M + F_L + F_S + F_I + F_\emptyset)$$

Selve fejlanalysen kan gennemføres som skitseret ovenfor, på så mange af de datadækkede år, som det måtte være ønsket. Vil man undersøge, hvorledes de forskellige fejl ændrer simuleringsskørselen i de ikke datadækkede perioder, kan dette også gøres, blot skal man huske at niveauføre de eksogene variable m.v. i hele perioden.

Et generelt problem, som ikke skal diskuteres nøjere her er, hvorledes vi overhovedet skal håndtere en analyse, som ovennævnte, så det kan være muligt at drage konklusioner. Hvis det går som det plejer, vil en fejl være væsentlig for nogle variable, men uvæsentlig for andre. Det kan derfor være vanskeligt at slutte noget om betydningen af denne fejlkilde i forhold til de øvrige. Det vi mangler er et godt mål, som samlet kan sige noget om størrelsen af den pågældende fejlkilde.

ENKELTLIGNINGS RESIDUALER MED ADAM  
SEPTEMBER 1979-VERSIONEN.

Der er beregnet residualer for alle de stokastiske relationer både inden- og udenfor estimationsperioden. I vedlagte bilagstabeller er forskellen mellem observeret og beregnet værdier af de afh. variable, samt den tilsvarende forskel mellem observeret og beregnet stigningstakter, printet ud. Da det er enkeltårsresidualer, er alle højresidevariable, dvs også de laggede endogene variable, angivet med deres observerede værdier.

I lighed med tidligere er der, på den følgende side, angivet en række statistiske mål, som kan anvendes ved en vurdering af den enkelte relations forudsigelsesegenskaber. Standardafvigelsen og RMSE-værdien angiver forholdet mellem varianserne i og udenfor estimationsperioden.  $U^M$ ,  $U^S$  og  $U^C$  betegner Theil's dekomponeringsværdier af RMSE's værdien. Disse mål angiver, hvor meget af spredningen (udenfor estimationsperioden), der kan henføres til systematiske henholdsvis usystematiske fejl.

Det anvendte beregnings-setup, er langt fra tilfredsstillende i dets nuværende stadie, da det både er for dyrt og for uoverskueligt. Når disse fejl er afhjulpet, og det arbejdes der på, kan residualanalyserne blive anvendt mere systematisk i forbindelse med fastsættelse af justeringsled og ved vurderinger af årsagerne til fremskrivningsfejl.

(Vedr. bilagene: Hvor venstreside variabelen er logaritmisk specificeret, er de observerede logaritmeværdier samt residualer anført.. Endvidere er logaritmeændringerne for de obs. og de beregnede værdier, samt differensen mellem disse to sidste værdier angivet (mål for obs. og beregnet vækstrate). For de øvrige variable er de obs. absolutte tal samt residualer anført.. Endvidere tilvækstraterne for obs. og beregnet værdier, samt differensen mellem disse angivet.)

AFHÆNGIG VARIABEL	$s_X$	RMSE	$U^M$	$U^S$	$U^C$
fCb	140.9	416.0	.019	.903	.072
fCe	79.6	98.2	.009	.279	.713
fCf	261.6	83.0	.124	.483	.394
fCg	51.7	101.9	.000	.133	.866
fCi	161.3	265.8	.064	.077	.858
fCk	40.9	106.7	.034	.593	.373
fCn	115.0	438.4	.000	.081	.919
fCs	87.9	379.7	.372	.027	.601
fCt	45.3	191.8	.258	.064	.678
fCv	162.8	408.3	.514	.001	.485
fIpvb	8.2	27.8	.523	.292	.185
fIpvm	23.1	85.2	.341	.051	.607
fIpb	189.1	861.9	.616	.092	.292
fIpm	308.8	1436.7	.298	.170	.532
LfM1	.0677	.3349	.160	.024	.816
LfM24	.0505	.1017	.012	.004	.984
LfM5	.0456	.1314	.018	.292	.690
LfM6	.0366	.0643	.100	.043	.856
LfM7	.0292	.0620	.000	.033	.967
LfM89	.0676	.0761	.121	.175	.704
LQn	.0269	.0344	.335	.124	.541
LQnf	.0223	.0226	.298	.010	.692
LQb	.0302	.0349	.623	.242	.135
LQq	.0161	.0203	.242	.365	.395
LHgn	.0137	.0291	.196	.183	.622
pxnb	.0105	.0384	.419	.243	.338
pxbb	.0095	.0381	.012	.077	.911
pxqb	.0105	.0492	.098	.078	.824
fIl	267.2	762.5	.440	.003	.557

Note: Ang. målene  $U^M$ ,  $U^S$  og  $U^C$ : Hvis  $P_i$  og  $AA_i$  er henholdvis beregnet observeret værdi af en given variabel i år  $i$ , da er de tre dekomponeringsstørrelser defineret som følger;

$$U^M = (\bar{P} - \bar{A})^2 / RMSE^2 \quad U^S = (s_p - s_a)^2 / RMSE^2 \quad U^C = 2(1 - r_{ap}) s_p s_a / RMSE^2$$

(se iøvrigt ; Theil "Ec. Forecast and Policy" 1970 kap.2)

### RESIDUALKØRSLER.

Enkeltligningsresidualkørsler: Fremgangsmåden ved beregningen er simpel, idet forskellen mellem observerede og beregnede værdier udskrives år for år. Residualerne er også enkeltårsresidualer, således at fejlene ikke akkumuleres. Da alle relationerne i ADAM er estimeret enkeltvis, vil residualerne være velegnede til at vurdere relationernes forudsigelsesevne (dette vanskeliggøres delvist af, at data for de sidste år er "svage" således, at det kan være svært at afgøre om fejl vil vedblive med at eksistere, når endelige data foreligger).

Udover at danne grundlag for en vurdering af de forskellige relationer, anvendes residualerne ved dannelsen af udgangsskøn for justeringsled for de endogene variable. Fremgangsmåden her har hidtil været den, at der blev skønnet nogle justeringsled som både modelbyggere og brugere kunne blive enige om. Man behøver ikke nødvendigvis at være puritaner for at kunne forestille sig, at der kunne opstå et lidt anstrengt forhold mellem de såkaldte objektive justeringsled, og så hvad man tror udviklingen vil blive. Som led i en evt. sanering på dette område kunne man overveje at lade udgangsskønnene være mekanisk fremskrevne, i overensstemmelse med, hvad der er praksis adskillige steder i det store udland. Derefter kunne man subjektivt korrigere justeringsledene, men dette skulle være på brugers eget ansvar.

Ved en hastig gennemgang af noget litteratur om emnet, er jeg kommet frem til følgende fire former for automatisk fremskrevne justeringsled

$$A) u_{t+i} = \bar{u}_t$$

$$B) u_{t+i} = \rho_1 u_{t+i-1}$$

$$C) u_{t+i} = c + \rho_2 u_{t+i-1}$$

$$D) u_{t+i} = 1/2 \left[ (u_t - \bar{u}_t) + (u_{t-1} - \bar{u}_t) \right] + \bar{u}_t$$

Tankegangen er, at man vælger et antal år, hvis residualer skal have betydning for bestemmelsen af justeringsledenes størrelse: derefter udregner man middelværdien, resp. autokorrelationskoefficienterne (efter formler svarende til B) og C),

og lader dem indgå ved beregningen af de følgende års justeringsled jvf. formlerne A)-D).

Egenskaberne ved justeringsled af type A) er klare. Justeringsled af type B) vil konvergere mod nul, hvis autokorrelationskoefficienten numerisk er mindre end 1. Type C) vil på samme måde konvergere mod konstantleddet c, og det lidt komplicerede udtryk i D) vil konvergere mod middelværdien.

For alle gælder det, at vi forudsætter en systematik vedr. residualerne, en systematik, som vel og mærke ikke er indbygget i estimationsantagelserne. Da de mekanisk fremskrevne residualer har karakter af at være en integreret del af den egentlige model, er den teoretiske begrundelse for ikke at indbygge disse antagelser i estimationen svag, hvilket i sig selv vel er hovedargumentet mod de mekanisk fremskrevne residualer.

For at afprøve de fire typer, er der foranstaltet et forsøg, idet der som beregningsperiode er anvendt tidsrummet 1969-1973. Justeringsled er derpå beregnet for perioden 1974-1979. De mekanisk fremskrevne justeringsled er derpå sammenlignet med situationen, hvor alle justeringsled er 0 ( kaldet type 0) ), for at "teste" om de bevirker en formindskelse af fejlen. Tanken med forsøget er at "simulere", at man stod i 1973 og skulle fremskrive justeringsled. Sammenligningen halter idet estimationsperioden er ført helt frem til 1973. En korrekt fremgangsmåde ville være at omestimere relationerne således, at det sidste estimationsår var f.eks. 1968.

Resultaterne af forsøget er angivet i nedenstående tabel og mere specificeret i tabellen på næste side.

Tabel 1

SUMMEN AF DE "NORMEREDE" RMSE'S-VÆRDIER

Metode 0	29.0
Metode A	30.7
Metode B	29.4
Metode C	83.4
Metode D	30.7

Note: Tallene er fundet ved at normere, hver af RMSE's værdierne i tabellen på næste side med den resp. RMSE's værdi ved 0)-metoden, og derefter at lægge tallene sammen.

RMSES VÆRDIER UNDER  
 FORSKELLIGE ANTAGELSER  
 VEDR. JUSTERINGSLED

VAR.	0	A	B	C	D
fCf	79	185	78	208	185
fCn	400	405	400	402	404
fCi	246	245	251	344	240
fCe	128	119	127	120	120
fCg	111	110	112	111	110
fCb	380	380	376	377	384
fCv	445	384	404	629	368
fCk	146	153	147	191	153
fCs	355	333	352	333	333
fCi	289	290	289	290	290
LfM1	.32	.32	.31	.31	.31
LfM24	.11	.11	.11	.12	.11
LfM5	.13	.13	.13	.14	.14
LfM6	.07	.07	.07	.07	.07
LfM7	.06	.07	.06	.06	.06
LfM89	.07	.07	.07	.10	.07
pxbb	.03	.03	.03	.03	.03
pxqb	.05	.05	.05	.05	.05
pxnb	.04	.04	.04	1.86	.03
LQnf	.03	.02	.03	.02	.02
LQn	.03	.03	.03	.03	.03
LQb	.03	.05	.03	.05	.05
LQq	.02	.02	.02	.02	.02
LHgn	.03	.03	.04	.04	.04
fIpb	876	842	884	859	828
fIpm	1322	1306	1391	1377	1192
fIpb	30	29	30	29	29
fIpb	79	69	67	105	69
fIl	697	770	702	798	771

Note: / 0 er metoden uden justering. De fire andre typer er dem der er anført i teksten under de tilsvarende bogstaver.

Hvad der er mest forbløffende ved tallene, er at de ikke afviger mere fra hinanden end de gør (det høje tal for metode C) skyldes primært RMSE-værdien for pxnb. At den er blevet så stor er foresaget af en autokorrelationskoeff., der er større end 1). Udfra dette forsøg er det således ikke muligt at afgøre, hvorvidt, og i givet fald efter hvilken metode, man skal fremskrive justeringsledene. Justeringledene er også beregnet for perioden 1980-1985 udfra residualudviklingen i perioden 1974-1979 (jvf bilag). Udskriften muliggør dels, at man kan foretage en vudering af dynamikken i de forsk. typer justeringsled, dels, at man kan sammenholde deres størrelsesorden med ens (subjektive) fornemmelse af, hvad de bør være.

Modelresidualanalyse: Det er et gammelt ønske, at vi fast, når der foreligger data, foretager en fejlanalyse på grundlag af egentlige kørsler.. Sigtet med en sådan analyse, skulle være at få dekomponeret fejlene i forskellige typer, således at man kunne foretage en efterfølgende evaluering af en tidligere simuleringskørsel.

Følgende skal blot opfattes, som en skitse til, hvorledes en sådan analyse kunne gribes an.

A: Først skal den kørsel, som skal vuderes, reetableres. Det vil typisk være en udgangskørsel fra enten BUD eller DØS. Det er således vigtigt at både bank, anvendte supl. dataelementer og kørselsversion ligger tilgængelig. Af hensyn til de følgende punkter, ville det være hensigtsmæssigt, hvis justeringsledene lå i særskildte banker eller dataelementer. Ud over de registreringsmæssige problemer, ligger der et problem i, at der ofte anvendes forskellige udvidede versioner ved kørsler.

B: Vuderang af datafejl. På simuleringstidspunktet vil data typisk være foreløbige, ligesom der kan forekomme andre datamæssige ændringer. Dette påvirker de laggede størrelser og de evt. mekanisk fremskrevne justeringsled, som derfor bør revideres, hvorpå en ny kørsel kan afsendes.

C: Vudering af fejl i de eksogen variable (eksklusiv justeringsled). Denne vudering kan spaltes i to. Først en vudering af fejl i forecast af de egentlige eksogene størrelser, og derefter af fejl i policyvariablene.



D: Vudering af fejl i de endogene variable. Også dette punkt kan deles op i to, således at de mekanisk fremskrevne justeringsled og korrektionerne til disse vurderes særskiltd.

E: Endelig kunne man tænke sig at vudere effekten af en evt. ny version af modellen. Her vil der dog nok melde sig en række praktiske og principielle problemer, idet både fremskrivning og data var "hængt op" på en tidligere version.

Fremgangsmåden ved fejlanalysen bliver da følgende. Hver af de ovennævnte trin køres succesivt, således at først indrages nye data, derefter de korrekte eksogene variable (og de nye data) etc. For hvert trin foretages der en vudering af fejlene for de enkelte relationer og for den samlede kørsel. Ud fra en sådan analyse skulle det være muligt at vudere, hvor meget der skyldes data og forecastfejl, og hvor meget der er egentlig modelfejl.

### Aggregeringsfejl

En kæde er som bekendt ikke stærkere end sit svageste led. Det kan eksempelvis ikke være særlig hensigtsmæssigt at få en "perfekt" beskrivelse af forbrugsallokeringen, hvis det hele bagefter drukner i aggregeringsfejl i mængdesammenbindingen. Man skal gå på to ben, som det engang var moderne at sige, og AMC har allerede antydnet, at modellen måske er lidt halt (jf. I/O-brøker i papir af 5.12.79).

Aggregeringsfejl er den fejl, der opstår ved at der foretages aggregeringer (besynderligt nok). For at tage et eksempel: Lad  $A$  og  $\bar{A}$  være den disaggregerede og den aggregerede endogene koefficientmatrix. Med en givet sektor fordelt  $f$  endelig efterspørgsel er den afledede intermediære efterspørgsel, dvs. det indenlandske råvare- og halvfabrikataforbrug, givet ved henholdsvis

$$(1) \quad z = A(I-A)^{-1}f$$

og

$$(2) \quad \bar{z} = \bar{A} (I-\bar{A})^{-1}\bar{f}$$

hvor  $f$  og  $\bar{f}$  er den disaggregerede og aggregerede sektorfordelte endelige efterspørgsel.

Nu er aggregeringsfejl<sup>en</sup> givet ved afstanden mellem  $z$  og  $\bar{z}$ .

Som det fremgår af (1) og (2) er "afstanden" en funktion af en forskel mellem produktet af nogle matricer og den endelige efterspørgsel fordelt på sektorer. Det sidste er meget vigtigt, fordi det oftest glemmes. De mål, som man knytter til aggregeringsfejl, er altid (og også her) knyttet til forskellen mellem de to matricer, dvs. er et eller andet objektivt mål for afstanden mellem  $A$  og  $\bar{A}$ . Men uanset, hvor meget vi aggregerer, så vil  $z - \bar{z} = 0$  i udgangsåret, og hvis der ikke sker nogen ændring  $f$ 's relative fordeling på sektorer, så vil denne forskel vedblive at være lig 0 (selvfølgelig skal  $z$  aggregeres til samme dimension som  $\bar{z}$ ). Altså aggregeringsfejl bliver først "alvorlige", når der sker forskydninger i efterspørgslen efter de sektorer, hvor aggregeringsfejlen ligger. Næste fase i denne undersøgelse ville derfor naturligt være at undersøge,

hvor store de faktiske aggregeringsfejl har været.

Inden der fortsættes, skal det nævnes, at den analyse, som her gennemføres for den intermediære produktion og konsumet, også kunne gennemføres for importen og de endelige efterspørgs. kategorier. Når dette ikke er gjort her, skyldes det for importens vedkomne, at der endnu ikke er etableret nogen fast nøgle mellem I/O og importgrupperingerne i ADAM. For den endelige efterspørgsels vedkomne, skyldes det vanskeligheder med at håndtere minustegn, når man anvender logaritmer.

På grund af den øjensynelige ikke-linearitet i de to matricer, er det uhensigtsmæssigt at operere direkte på differensen mellem dem. Den normale fremgangsmåde er at tilnærme aggregeringsfejlen med førsteordensleddet i rækkeudviklingen af differensen (følgende bygger 100% på Theil's "Economics and Information Theory" kap. 9). Man kan vise (s.325-326), at første ordens differensen er en vektor, hvor de enkelte led er vejlet sum af udtryk af formen:

$$(3) \sum_{j \in I_h} w_j (A_{gh} - \sum_{i \in I_g} a_{ij}) f_j / x_j$$

Her er  $I_g$  og  $I_h$  betegnelse for de sektorer der indgår i den aggregerede matrix celle nr gh.  $A_{gh}$  og  $a_{ij}$  er I/O-koeff i den agg. og den dis-agg. matrix, og endelig er  $w_j$  def. ved  $w_j = x_j / \sum_{i \in I_h} x_i$ .

Det er imidlertid vanskeligt at komme videre fra her. Udtrykket (3) er ubehageligt, fordi det indholder den endelige efterspørgsel. Når (3) vises, så er det fordi, at udtrykket viser at være tæt beslægtet, med den del af informationsmålet (jvf nedenfor), som angiver input heterogeniteten (sidstnævnte udtryk er en vægtet sum af led af formen  $\sum_{j \in I_h} w_j (A_{gh} - \sum_{i \in I_g} a_{ij})^2 / A_{gh}$ ). Dette mål kan derfor med forsigtighed anvendes, som en indikator for første-ordensfejlen.

#### Informationsmålet.

Filosofien bag ved informationsmålet er, populært sagt, at den mængde information, man får, ved at en given hændelse indtræffer, aftager med hændelsens sandsynlighed. Man anvender funktionen  $H(x) = -\log(x)$ , hvor  $x$  er hændelsens ss, til at beskrive denne sammenhæng. Med en given diskret ss-fordeling, angiver man den forventede informationsmængde ved et udfald til at være

$$I(x) = -\sum_i x_i \log(x_i)$$

$I(x)$  har sit maximum, når alle hændelser er lige sandsynlige (maks. forvirring) og er iverdigt større end nul.

Nu kunne man istedet for den forv. inf. ved en hændelse, ønske inf.værdien af en meddelelse om en ændret fordeling ( $y$ ). Den er givet med udtrykket:

$$I(y,x) = \sum_i y_i \log(y_i/x_i)$$

Denne funktion har sin minimums værdi ( $I=0$ ), når de to fordelinger er ens ellers vil den være positiv. Dette er i overensstemmelse med ens intuitive opfattelse af at man altid får positiv information når man får noget nyt at vide. Dette mål er meget anvendeligt når man skal sammenligne to fordelinger (eks indkomstfordelinger) eller når man skal sammenligne noget der kan opfattes som fordelinger (eks en I/O-søjle).

Også når man skal måle aggregeringsbias, tager man udgangspunkt i ovennævnte funktion, idet man definerer en matrices informationsindhold, som

$$(4) I = \sum_i \sum_j p_{ij} \log(p_{ij}/p_i \cdot p_j)$$

hvor  $(p_{ij})$  er matricen normeret således at  $\sum_j p_{ij} = 1$ , det vil sige i dette tilfælde, at matricen (målt i absolutte størrelse) er blevet normeret med den samlede sektor fordelte intermediære produktion. (4) ses at have samme form som en indirekte meddelelse, hvor det man vidste i forevejen var søjle- og rækkesummernes fordeling, og det man fik at vide var selve matricen. Målet er således intuitiv forståeligt. Hvis matricen blot var rækkesum multipliceret med søjlesum indeholdte matricen jo ingen selvstændig information. Jo mere den afviger fra dette produkt desto mere nødvendigt er det at kende den. Man kan således bruge dette mål til at finde, hvilke sektorer, der i særlig grad afviger fra "nomen" (landbrug, slagterier og mejerier indeholder som søjler mere end 20% af den samlede information)

På lignende måde kan informations indholdet af den aggregerede matrice findes, som

$$(5) I_0 = \sum_g \sum_h P_{gh} \log(P_{gh}/P_g \cdot P_h)$$

Det viser sig nu, at hvis  $(P_{gh})$  matricen er fremkommet ved en aggregering af  $(p_{ij})$  matricen, så vil  $I_0 = I$ . Man kan endvidere spalte informationstab, dvs forskellen mellem  $I$  og  $I_0$  op i tre forskellige komponenter, idet:

$$(6) I - I_0 = \sum_h P_h I_h + \sum_g P_g I_g + \sum_g \sum_h P_{gh} I_{gh}$$

Her er  $I_h, I_g$  og  $I_{gh}$  alle indirekte informationsmål og altså større end nul. Hver af de tre led vokser ved voksende aggregeringsgrad. Selve målene har et lidt kompliceret udseende, men de kan fortolkes på følgende måde:

$I_{.h}$  er et mål for input heterogeniteten. Antag, at man aggregere ned til 6 grupper, hvoraf den første består af de første 7 sektorer i den disaggregerede matrix. Så vil  $I_{.1}$  være et mål for, hvormeget de seks grupperes relative andele i hver af de syv søjler afviger fra gennemsnittet af de syv søjler. Udgør de samme input-andele i hver af de syv søjler, vil målet være =0. På lignende måde kan output heterogeniteten fortolkes. Her sammenlignes blot grupperne rækkevis.  $I_{gh}$  betegner celleeffekten og angiver informations-tabet i de enkelte ny celler.

Hvis man skal koble over til den tidligere omtalte første ordens aggregeringsfejl, så er som nævnt det relevante mål input-heterogeniteten. Et godt aggregeringskriterium er det derfor at søge at minimalisere denne størrelse.

#### Resultater.

Her er ikke forsøgt nogen minimering, men der er blot beregnet informationstab ved forskellige aggregeringer, foretaget på den endogene input-matrice for 1975 i faste priser. Der er foretaget aggregeringer af 130x130 ned til henholdsvis 19, 11 og 6 sektorer, svarende til niveauet, der anvendes i Niels Lihn's I/O-modeller, det som er foreslået af AMC i et papir af 5.12.79, og endelig svarende til det niveau, der anvendes i ADAM. Resultaterne er vist i tabel 1:

TABEL 1

	I	$I-I_0$	$P_{.h} I_{.h}$	$P_g I_g$	$P_{gh} I_{gh}$
		% af I	-----	% af $I-I_0$	-----
130 sekt.	1.39				
19 sekt.		48	29	40	31
11 sekt.		63	21	38	40
6 sekt.		85	21	25	54

Der er et betragtelig aggregeringstab ved hver af de successive aggregeringer. Ser man imidlertid på input heterogenitetens størrelse, så falder den, når man går fra de 19 til de 11 sektorer. Sidstnævnte aggregering er således mindst lige så god mh. til aggregeringsfejl, som 19 grupperingen. Forskellen er lille

og skal derfor ikke overfortolkes, men det ses, at der er meget lidt rent aggregeringsmæssigt at hente, ved at disaggregere fremstillingsvirksomhed udenfor nærings- og nydelsesbranchen (når inp. het, overhovedet kan være mindre i 11 sektor tilfældet, er årsagen den, at 11-sekt. ikke er nogen ren aggregering af de 19 sektorer) Hvis man betragter 6-sektor aggregeringen, så viser det sig, at den største del af input heterogeniteten ligger i  $X_n$ -søjlen og nærmere i  $X_a$ 's leverance til  $X_n$ . Synderne er få, nemlig slagterierne og mejerierne. Skiller man disse to sektorer ud falder det samlede aggregeringstab fra 85% til ca 70%, og, hvad der er mere bemærkelsesværdigt, input heterogeniteten falder til et niveau, der ligger under både 11 og 19-sektor niveauet. Der skulle således være meget at hente ved en bedre behandling af disse sektorer, evt sammen med det rene landbrug.

For forbruget er der kun foretaget beregninger på 6-sektor niveauet, da det primært er effekten af aggregering af forbruget, som man er interesseret i.

TABEL 2 (se tabel 1)

	I	I-I <sub>0</sub>	P <sub>.h</sub> I <sub>.h</sub>	P <sub>g.</sub> I <sub>g.</sub>	P <sub>gh</sub> I <sub>gh</sub>
130X66	2.37				
6X13		69	7	54	39

Som det kunne forventes, er input heterogeniteten lav. Det er trods alt en meget blid aggregering (der her er foretaget, hvor det iøvrigt også er lykkedes at skille de konsumgrupper, der bidrager mest til det høje informationsindhold, ud i selvstændige grupper (specielt  $C_k$  og  $C_h$ ). Der er stort set kun muligt at hente aggregeringsgevinster ved at disaggregere fødevarerforbruget.

### DOKUMENTATION AF IO-EFTERMODEL

Dokumentationen består af to faser. For det første en beskrivelse af, hvorledes grundmatricerne bliver dannet, derefter af selve eftermodellen.

A: Opstilling af grundmatricerne. IO-tabellerne aggregeres til 19 sektorer, 13 konsumgrupper, 8 end. efterspørgselskategorier, 10 henh. 4 ikke-konk. grupper (henh. vare- og sektorfordelt) og 3 <sup>priv.</sup> ind. input grupper (vedr. karakteriseringen af de enkelte grupper, se bilag). Dette sker i det sædvanlige aggregeringsprogram BUDGET.IOAGG. Aggregerings- og disaggregeringsmatricerne (jvf. nedenfor) dannes i programmet BUDGET.AGGPROG, som skal køres inden aggregeringen. Investeringsmatricerne aggregeres ved anvendelse af programmet BUDGET.INVAGG. Aggregeringsprogrammet køres for hver af 5 elementer (2050, 2051, 2052, 2053 og inv), hvorefter investeringssøjlerne til grundmatricen (priv. maskinv., B&A inv., boliginv. og Off. inv.) dannes ved at køre programmet BUDGET.INVMATRIX. Da der ofte er et lag mellem investeringsmatricerne og de alm. IO-tabeller, indlæses summerne for det år matricerne ønskes i, for hver af de fire investeringskategorier (programlinierne 140-143) samt den totale investeringsværdi (programlinie 168) alt i mill. kr. Derefter RAS-afstemmes ved at afsende programmet BUDGET.PASSTEMRUN :

I BUDGET.MATRIX dannes grundmatricerne. Dette sker i flere tempi. Først etableres en importsøjle ud fra de disagg. IO-tabeller. Denne disaggregeres på 10 komponenter. Disaggregeringsmatricen er dannet, ved at se på overgangen karakt.sekt. -BTN - SITC i 1974. Opdelingen er selvsagt grov, idet det dog i visse tilfælde er forsøgt at spalte enkelte kar.sekt. på flere SITC-grupper (jvv iøvrigt bilag). Det tilsvarende er gjort for eksporten på 6 komponenter (her er også de 30 ikke.konk. grupper, samt de primære input fordelt). Avancerne og de indirekte afgifter er fordelt på grundlag af 70-satserne. (I lighed med den konk. imp., er også den ikke konk. imp. forsøgt fordelt på de 10 grupper jvf ovenfor). Derefter aggregeres import og eksport til de 19 sektorer.

Derpå indsættes priv.forbrug, offentlig forbrug inv. direkte fra de aggregerede IO-tabeller (Offent. forb. spaltes dog i to

grupper). Endelig indsættes lagersøjlerne på grundlag af beregninger foretaget af Niels Lihn (søjler skulle afspejle lagerbeholdningernes sammensætning).

B: Programtil afvikling af de løbende kørsler.

Det består af 3 trin:

- a) ADAM-kørsel
- b) Transformation af kørselsresultater til PASSION-fil.
- c) Beregning af sektorfordelt prod. og BFI.

Punkt a består bare af et almindigt kørselssetup med tilhørende tabeludskrift. Kørselsresultaterne gemmes i en (temp.) fil. Derefter eksekveres programmet BUDGET.KONVERT (alle tre dele kan køres ved at afsende programmet (BUDGET.SEPT79/RUN)). Programmet har følgende tre datafiler. i) BUDGET.NAVN/38 (indeholder navne og rækkefølgen på de 38 variable, som indgår som input i den efterfølgende pakke), ii) start og slutår samt navn på banken, hvor kørselsresultaterne ligger og iii) BUDGET.TOLD (som indeholder toldsatserne i 1970 for de 10 SITC-grupper. ADAM-imp. er eksklusiv told. )

Programmet indlæser da de 38 variable fra banken fra start- til sluttidspunktet, for derefter, efter en række manipulationer (import regnes negativ og tillægges ~~t~~told), at udlæse de 38 var. som en 38x14 PASSION matrix (De år der ikke anvendes får værdien 0). Ved ind- og udlæsning anvendes både TSP- og PASSION interface rutiner.

I BUDGET.ADAM-IO sker følgende operationer:

- a) En 39.te søjle indføres (sektor 6202). Den er beregnet ud fra antagelse om en konstant andel af samlet anvendelse.
- b) I den endelig anvendelsesmatrice som bliver indlæst fra kørselen ovenfor indgår den totale import fordelt på 10 kategorier. I en IO-struktur med eksogen import skal det være de konkurrerende import der skal indgå. For at sikre at summen af ikke-konk. og konk. import for hver enkelt importgruppe svare til kørselsresultatet, anvendes en metode, som er beskrevet i et notat af Niels Lihn 24.5.1977. (Metoden er lidt forbedret i forhold til notatet idet den der skitserede fremgangsmåde kun sikrede at den totale import "stemte")

Beregninger foretages for alle årene på engang, og de sektorfordelte produktionsværdier og BFI-værdier gemmes i en fil, sammen med den ikke konk. imp. og de primære input.



Afvielser mellem BUDGET.INVRES/INV og RUNBANK i 1978 for import og eksport ( uoverenstemmelser, som er opstået på grund af primært unøjagtig nøgle fra kar.sekt. til SITC, men også delvist på grund af lidt usikre data).

IMPORT

SITC	BUDGET.	RUNBANK (inkl. told)	
0	2818	3129	(+11%)
1	672	588	(-13%)
24	2637	2508	(-5%)
3	3352	3251	(-3%)
5	3791	3679	(-3%)
6	10100	10257	(+2%)
7	9993	9833	(-2%)
7	1206	877	(-27%)
89	3568	3899	(+9%)
BT	4989	5166	(+4%)

EKSPORT

01	10789	10366	(-4%)
24	1456	2292	(+57%)
3	663	662	(0%)
59	18021	18215	(+1%)
Y	1446	1461	(+1%)
ST	9259	9289	(0%)

%-satserne angiver afvigelserne mellem BUDGET.- og RUNBANK.- søjlen.

Fordelingen KONK/IKKE KONK i BUDGET.INVRES/INV og efter en kørsel med BUDGET.ADAM-IO (er et mål på hvor store ændringer der er foretaget i sidtsnævnte programpakke) i året 74 (faste pri.)

IK.KONK./TOTAL IMP.

SITC	INVRES	ADAM-IO
0	31%	31%
1	59%	79%
24	28%	30%
3	45%	49%
5	13%	16%
6	9%	9%
7	2%	2%
Y	18%	24%
89	6%	5%
ST	99%	96%

Afvigelser mellem produktionsværdi beregnet  
i BUDGET:ADAM-IO og de tilsvarende IO-tal i 1974 (faste priser).

SKT:	ADAM-IO	IO	
1	15849	16165	(2%)
2	23435	23478	-
3	2322	2356	(2%)
4	2237	2166	(-3%)
5	3260	3212	(-2%)
6	6166	6166	-
7	7309	7891	(8%)
8	3085	3193	(4%)
9	16864	16162	(-4%)
10	6819	7388	(8%)
11	2931	2849	(-3%)
12	22680	22615	-
13	3328	3330	-
14	23489	23582	-
15	12506	12494	-
16	13732	13711	-
17	2807	2763	(-2%)
18	20610	19938	(-2%)
19	19502	20100	(3%)

Procentsatserne skulle i princippet afsløre størrelsen af aggregeringsfejlene i im- og eksporten. Billedet sløres desværre af , at der er visse uoverenstemmelser mellem ADAM-tal og IO-tal, idet de førstnævnte bygger på SE-artiklen hvor tallene er justeret iforhold til grunddata. Dette gælder primært fordelingen mellem off. og priv. forbrug.

ÅRS TAL	FYA		FXN		FXB		FXH		FXQ		FXO													
	NIVAU	VÆKST	NIVAU	VÆKST	NIVAU	VÆKST	NIVAU	VÆKST	NIVAU	VÆKST	NIVAU	VÆKST												
1978	16933	5.0	16385	2.7	79134	3.3	82806	4.9	22780	-5.0	23008	-3.4	16744	3.8	16709	3.8	70376	3.5	65220	3.1	21988	5.6	22173	6.3
1979	17780	1.6	16822	0.7	81745	4.2	86858	4.3	21641	1.9	22235	1.6	17411	3.7	17349	3.7	72859	1.3	67268	1.5	23219	3.3	23895	3.1
1980	18070	4.4	16940	3.7	85201	3.5	90575	3.6	22060	2.6	22584	2.6	18050	3.5	17983	3.5	73771	2.8	68274	2.8	23976	1.8	24638	1.8
1981	18373	4.8	17564	3.7	88163	5.0	93803	4.8	22629	3.5	23167	3.5	18689	3.4	18614	3.4	75854	4.6	70205	4.5	24400	1.5	25083	1.7
1982	19874	5.5	18300	4.2	92533	5.7	98315	5.7	23424	3.5	23988	3.5	19328	3.4	19250	3.4	79348	4.6	70205	4.5	24763	1.5	25501	1.7
1983	20874	5.5	19093	4.3	97849	5.7	103867	5.7	24617	5.1	25217	5.1	19967	3.3	19884	3.3	85073	5.3	77214	5.2	25182	1.7	25992	4.0
1984	22027	5.5	19918	4.3	103476	5.8	109769	5.7	25961	5.5	26588	5.4	20606	3.2	20547	3.2	82969	5.3	81204	5.2	25582	1.6	26478	1.9
1985	23185	5.3	20757	4.2	109111	5.4	115705	5.4	27076	4.3	27708	4.2	21245	3.1	21149	3.1	92220	4.9	85093	4.8	25989	1.6	26962	1.8

Bemærkning: Niveau forskellen mellem IO (dvs den værdi der bliver beregnet i eftermodellen BUDGET ABAM-IO) og grundkørselens værdi, kan delvist forklares ved at fxn i IO beregningerne inkluderer sektorerne 3620 og 3840, som i ADAM beregningerne er henført til fxq. Tabellen ovenfor viser niveauerne og vækstraterne for de respektive produktionsværdier. Tabellen på den næste side viser niveauforskellene og deres udvikling.

[ I-O VEKSTEN ÷ GRUNDKONSTETS VEKSTEN ]

ÅRSTAL	FXA		FXN		FXB		FXH		FXQ		FXO	
	NIVÅU	VEKST	NIVÅU	VEKST	NIVÅU	VEKST	NIVÅU	VEKST	NIVÅU	VEKST	NIVÅU	VEKST
1978	-548	-2.3	3672	1.6	228	1.6	-35	0.0	-5156	-0.4	485	0.7
1979	-958	-0.9	5113	0.1	594	-0.3	-62	0.0	-5571	0.2	674	-0.2
1980	-1130	-0.7	5374	0.1	524	0.0	-67	0.0	-5500	0.0	662	0.0
1981	-1304	-0.6	5640	-0.2	538	0.0	-75	0.0	-5649	-0.1	683	0.2
1982	-1484	-1.2	5782	0.0	564	0.0	-78	0.0	-5966	-0.1	738	0.3
1983	-1781	-1.2	6018	-0.1	600	-0.1	-83	0.0	-6359	-0.1	815	0.3
1984	-2109	-1.1	6293	0.0	627	-0.1	-89	0.0	-6765	-0.1	896	0.2
1985	-2434		6594		632		-96		-7157		973	

$$(1) \underline{g} = (\underline{I} - \underline{A})^{-1} (\underline{E}\underline{f} - \underline{d}M_k)$$

$$(2) M_{ik} = \underline{a}'_{Mik}\underline{g} + \underline{e}'_{Mik}\underline{f}$$

$$(3) M = M_k + M_{ik}$$

hvor:

$M_k$  = konkurrerende import

$M_{ik}$  = ikke-konkurrerende import

$M$  = import

$\underline{g}$  = sektorfordelt produktion

$\underline{f}$  = komponentfordelt endelig anvendelse

$\underline{A}$  = råvareinputkoefficienter (erhverv x erhverv)

$\underline{E}$  = sammenbindingskoefficienter (erhverv x komponenter af endelig anvendelse)

$\underline{I}$  = enhedsmatrix

$\underline{d}$  = sammenbindingskoefficienter (erhverv x konk. import)

$\underline{a}'_{Mik}$  = råvareinputkoefficienter (ikke-konk. import x erhverv)

$\underline{e}'_{Mik}$  = sammenbindingskoefficienter (ikke-konk. import x komponenter af endelig anvendelse)

Modellen kan skrives på følgende form:

$$(4) \underline{g} = (\underline{I} - \underline{A})^{-1} (\underline{E}\underline{f} - \underline{d}(M - M_{ik}))$$

$$(5) M_{ik} = \underline{a}'_f \underline{f} - \underline{a}'_M (M - M_{ik})$$

hvor:

$$(6) \underline{a}'_f = \underline{a}'_{Mik} (\underline{I} - \underline{A})^{-1} \underline{E} + \underline{e}'_{Mik}$$

$$(7) \underline{a}'_M = \underline{a}'_{Mik} (\underline{I} - \underline{A})^{-1} \underline{d} \quad (\text{NB! Afhænger af } \underline{d}, \text{ jfr. nedenfor})$$

Det følger herefter af (5), at:

$$(8) M_{ik} = (\underline{I} - \underline{a}'_M)^{-1} (\underline{a}'_f \underline{f} - \underline{a}'_M M) \quad (M_k \text{ findes da ved at anvende (3)})$$

NY SEKTOROPDELING TIL I-O PROGRAMSektoroversigt.

Nr.	I-O-sektor	Navn
1	01-10:	Landbrug m.v.
2	20-22:	Nærings- og nydelsesmiddelindustri
3	23:	Tekstilindustri
4	24:	Fodtøjs- og beklædningsindustri
5	25-26:	Træ- og møbelindustri
6	27-28:	Papir- og grafisk industri
7	30-32:	Kemisk industri m.m.
8	33:	Sten-, ler- og glasindustri
9	34-37:	Jern- og metalindustri
10	38:	Transportmiddelindustri
11	29-39:	Læder- og anden industri
12	40:	Bygge- og anlægsvirksomhed
13	50:	El-, gas- og vandværker m.v.
14	60-61:	Handel
15	64:	Boligbenyttelse
16	71-72:	Transport
17	73:	Post, telegraf og telefon
18	62-63,82-85:	Øvrige tjenester
19	90:	Offentlig sektor

I forhold til de tidligere sytten sektorer er:

- 1) tidligere sektor 11 (anden fremstillingsvirksomhed) underopdelt i nuværende sektor 11 (læder- og anden industri) og 13 (el-, gas- og vandværker m.v.).
- 2) tidligere sektor 14 (transport og kommunikation) underopdelt i nuværende sektor 16 (transport) og 17 (post, telegraf og telefon)
- 3) "Nummerorden" er ændret en smule





5.12.1979

PROBLEMKATALOG OMKRING ADAM-SEPT79 (FORELØBIGT).

HD/hd

Følgende er et foreløbigt resumé af de problemer og ønsker, som blev rejst på den serie af møder, som DS-gruppen har haft med brugerne af ADAM om september 79 versionen. Punkterne er tematiseret som møderne, medens en prioritering først skal ske på et afsluttende møde d.19.12. Det må endvidere forventes, at der ved øget anvendelse af den nye version dukker nye problemstillinger op.

Forbrugsrelationerne.

1) På grund af de antageligt forskellige forbrugskvoter af forskellig type indkomst, vil det brede indkomstbegreb i forbrugsfunktionerne, kunne give misvisende resultater når fordelingen påvirkes. Det gælder i tilfælde, hvor lønindkomsten reduceres f.eks. via en forøgelse af de direkte skatter. Forbrugsbegrænsningen må her antages at blive for ringe. Omvendt når profitten forøges relativt ved eksempelvis en stigning i en af efterspørgselskomponenterne, eller og specielt ved stigende importpriser, vil den ekspansive effekt via forbruget blive for kraftig. Denne sidste type effekt forstærkes ved at indkomstændringen først med forsinkelse slår ud i skatten, hvorved man nærmest oplever, at de offentlige finanser virker destabiliserende.

Der er ikke nogen enkel løsning på dette problem, da en funktionel fordeling af indkomst og skat er et større projekt (SMEC?). At fratække  $f_{IpVm}$  og  $f_{IpVb}$  fra  $Y_{dd}$  vil godt nok forøge forbrugskvoterne (og måske fjerne konstanterledene i  $f_{Ci}$  og  $f_{Cs}$ -relationerne), men det vil også forøge den ekspansive virkning af profitstigningen.

2) Generelle problemer vedr. specifikation. Her tænkes specielt på opsparingens residuale karakter. Er elasticiteterne rimelige (evt. sammenligning med andre analyser).

3) Man burde anvende et andet udtryk i  $f_{Ct}$ -relationen (evt. et udtryk, der afspejlede de relative priser ved at holde ferie i ind- og udland).

4) Obligationsrenten  $K_o$  i  $f_{Cb}$  og  $f_{Cv}$  udtrykket bør erstattes af en kortere rente, evt. for  $f_{Cb}$ 's vedkomne af bankrenten.

5) Det perverse prisudtryk i  $f_{Cn}$  bør kun være der, hvis fri estimation synes at tale for det.

6) Der må være mulighed for at finde mere objektive informationer vedr.  $f_{Et}$ 's fordeling på forbrugskomponenter.

### Investeringsrelationerne.

De relative priser indgår ikke i investeringsfunktionerne. Indkomstpølitik virker kun indirekte via substitutionen mellem indenlandsk produktion og import (problemet er principielt analogt i beskæftigelsesrelationerne). Man kunne eventuelt anvende et user-cost element feks i en form, som i SMEC-modellen. Derimod er erfaringen fra samme model vedr. et forventningsdannelsesudtryk negative. Investeringerne reagerer endvidere ret sløvt, men dette er et estimationsresultat.

### Input-output relationerne.

1) Diskussion af ny sektor-inddeling.

2) Analyse af substitutionseffekten mellem import og indenlandsk produktion, herunder problemet vedr. den varierende priselasticitet i den indenlandske prod. i modsætning til antagelsen om konstante elasticiteter i importen.

3) Afklaring af mysteriet ved kp-værdierne i prissammenbindingsrelationerne; hvor meget er aggregeringsfejl og hvor meget skyldes fejl i de foreløbige tal.

### Beskæftigelsesrelationerne.

1) Der blev rejst ønske om, at overgangen fra aftalt arbejdstid <sup>til Hm m</sup> blev gjort mere operationel evt. ved anvendelse af en formødel.

2) Der har været problemer vedr. indlæggelse af alternative antagelser vedr. deltidsfrekvenser m.v. Det ville lette arbejdet, hvis deltidsfrekvenserne eksplicit indgik i det mindste i bestemmelsen af lønsatserne.

3) Mulighederne for at modellere arbejdsudbuddet blev drøftet, men det fastslået, at strukturudviklingen i arbejdsudbuddet skal være eksogen (det har andre bedre chek på end os). Dette forhindre ikke, at der i ADAM-sammenhæng gøres noget ved konjunkturudv. i arbejdsudbuddet.

4) Relationerne er klart bygget op til at kunne beskrive svingningerne omkring eksogene konstante produktiviteter. At endogeniserer produktiviteten kræver noget à la Hartzog og Tjan. Det skulle eventuelt i første omgang kun gøres for fremstillingssektoren.

### Sektorprisrelationerne.

1) Ved dannelsen af råvareprisaggregatet i sektorprisrelationerne, bør der anvendes de løbende input-output koefficienter og ikke som nu faste 73-værdier. Dette bør man bl.a. gøre, fordi det er det princip, der følges i prissammenbindingen.

2) Behandlingen af vareskatterne m.v. på input i relationerne forekom at være mindre velbegruudet. Det blev anbefalet, at IO-koeff. (evt. AMC-version) blev anvendt direkte. Dette ville også have den heldige bivirkning, at ADAM-basisprisbegrebet ville svare til det til-

svarende begreb i nationalregnskabssammenhæng.

5) Diskussion af de direkte virkninger af 1% stigning i lna på sektor- og endelig anvendelses-priserne. Er det muligt at sige mere objektivt i denne sammenhæng?

6) En bedre specifikation af profitbegrebet er ønskeligt (jvf EA maj 79)

#### De indirekte skatter.

1) Problemet vedr. uændret politik blev (igen) drøftet. Er det uændret satser, når man har stk-afgift, eller bør man lave en værdi-afgift transformation.

2) sig er ikke behandlet tilfredstillende i modellen.

3) Hvilke elementer bør indgå i de forskellige prisdeflatorer for konsum m.v.

#### Importrelationerne.

1) Der blev udtrykt forundring over, at der ikke var plads til en liberaliseringseffekt i relationerne. Er denne effekt kun et aggrøgeringsfænomen, som er blevet fanget ved opsplitningen af importen i 10 varegrupper? Er summen af de insignifikante konstantled også insignifikant (kunne eventuelt forklare den manglende effekt).

2) Importen reagerer for sløvt overfor ændringer i efterspørgselen. Ved jævn vækst vokser importen ikke mere end efterspørgselen, hvilket skulle være urealistisk (igen, kan der siges noget mere objektivt om denne sag)

#### Betalingsbalancen.

1) Ensidige overførsler (TENU) bør gøres idelvis endogen (ulands-hjælpen), dog således, at den med en dummy-konstruktion atter kan gøres eksogen.

2) Eksportstøtten bør gøres endogen ved evt at knytte den direkte til den løbende landbrugseksport (værdiafgift oplæg).

#### Eksporten.

1) Vægtene til priserne samt deres udgangsskøn i eksportrelationen, bør dynamiseres (have samme lag, som priserne). Herved skulle fordelingen af et års priser være veldefineret.

2) Vægtene bør være specifikke for de enkelte SITC-grupper.

3) Bånd på de eksogen udgangsskøn (eks fEse og pese), så det svare til brugers implicitte eksportfunktion.

#### Offentlig sektor.

Intet

### Direkte skatter.

1) DØS ville lancere ny tekst til notationen

2) Problemet med at forskudsregistreringen af sig selv forældes. Øget indkomst går ikke ud i forskudsregistreringen, men vil primært aflejre sig i restskatten. Den tiltænkte iteration mellem SK-modellen og ADAM er en for dyr måde at løse problemet på (selv om omk. efter sigende skulle være blevet reduceret væsentligt). En mulig løsning ligger i at indføre en forskudskattefunktion, som i opbygning lignede slutskattefunktionen.

3) Indkomstrinene skal pristalsreguleres ( dette har implikationer både for slutskatten og forskudskatten)

4) B-skatte-adfærden er kun sparsom beskrevet. Er relationen for forskudsbetalt B-skat rimelig. Stivheden i relationen giver problemer ved multiplikatorløb (jvf beskrivelsen under forbrugsrelationerne). Det blev imidlertid fremhævet, at problemet nærmere lå i forbrugsfunktionens brede indkomstbegreb end i skattefunktionen.

5) Muligheden for at opdele skatterne i A og B-skat bør nøje undersøges. Problemet er her at slutskatterne er personelt og ikke funktionelt fordelt. Måske er en alternativ fordeling efter socio-økonomiske grupper mere farbar.

6) Bør transfereringer trækkes ud og behandles særskiltdt?

### Lønsam.

1) bl.-erne bør estimeres, m.h. på fremskrivning.

2) Overgang til nationalregnskabet's størrelser bør om muligt fremskyndes.

### Indkomstoverførsler.

Intet

14.12.1979

HD/hd

### PROBLEMKATALOG OMKRING ADAM SEPTEMBER 1979.

Følgende er et resumé af de problemer og ønsker, som blev rejst på den serie af møder, som DST-gruppen har haft med brugerne af ADAM om september 1979 versionen. Punkterne, som er tematiseret som møderne, drøftes på et afsluttende møde d.19.12.1979. Det må forventes, at der ved øget anvendelse af den nye version dukker nye problemstillinger op.

#### Forbrugsrelationerne.

1) Det brede indkomstbegreb i forbrugsrelationerne skaber problemer, når indkomstfordelingen ændres. Forbrugseffekten af ændringer i lønindkomsterne er for ringe og modsvarende for store ved ændringer i restindkomsterne. En mulig løsning er at reducere  $Y_d$  med de endogene afskrivninger  $I_{pvm}$  og  $I_{pvb}$  (dette ville antagelig forøge forbrugskvoten) og lade restindkomsten indgå som en vejet dynamisk størrelse.

2) Generelle problemer vedr. specifikation. Her tænkes specielt på opsparingens residuale karakter. Er elasticiteterne rimelige (evt. sammenligning med andre analyser).

3) Man burde anvende et andet udtryk i  $f_{Ct}$ -relationen (evt. et udtryk, der afspejler de relative priser ved at holde ferie i ind- og udland).

4) Obligationsrenten  $k_0$  i  $f_{Cb}$  og  $f_{Cv}$  udtrykkene bør erstattes af en kortere rente, evt. for  $f_{Cb}$ 's vedkommende af bankrenten.

5) Det perverse prisudtryk i  $f_{Cn}$  bør kun være der, hvis fri estimation synes at tale for det.

6) Der må være mulighed for at finde mere objektive informationer vedr.  $f_{Et}$ 's fordeling på forbrugskomponenter.

7) Additive relative priser i specifikationen er principielt uheldigt (jf. iøvrigt punkt 2 ovenfor).

#### Investeringsrelationerne.

De relative priser indgår ikke i investeringsfunktionerne. Indkomspolitik virker kun indirekte via substitutionen mellem indenlandsk produktion og import (problemet er principielt analogt i beskæftigelsesrelationerne). Man kunne eventuelt anvende et user-cost element  $fx$  i en form, som i SMEC-modellen. Derimod er erfaringen fra samme model vedr. et forventningsdannelsesudtryk negative. Investeringerne reagerer endvidere ret sløvt, men dette er et estimationsresultat.

### Input-output relationerne.

- 1) Diskussion af en ny sektor-inddeling.
- 2) Analyse af substitutionseffekten mellem import og indenlandsk produktion, herunder problemet om den varierende priselasticitet i den indenlandske produktion i modsætning til antagelsen om konstante elasticiteter i importen.
- 3) Afklaring af mysteriet om kp-værdierne i prissammenbindingsrelationerne; hvor meget er aggregeringsfejl, og hvor meget skyldes skævheder i de foreløbige tal.

### Beskæftigelsesrelationerne.

- 1) Der blev rejst ønske om, at overgangen fra aftalt arbejdstid til Hnn blev gjort mere operationel evt. ved anvendelse af en formodel.
- 3) Mulighederne for at modellere arbejdsudbuddet blev drøftet. Strukturudviklingen i arbejdsudbuddet bør nok fortsat være eksogen (det har andre udvalg med DST-deltagelse bedre check på end os), men dette forhindrer ikke, at der i ADAM-sammenhæng gøres noget ved **konjunkturudviklingen** i arbejdsudbuddet.
- 4) Relationerne er klart bygget op til at kunne beskrive svingningerne omkring eksogene konstante produktivitetstigninger. At endogenisere produktivitetstigningerne kræver noget à la Hartzog og Tjan. Eventuelle omspecificeringer skulle i første omgang kun foretages for fremstillingssektoren.

### Sektorprisrelationerne.

- 1) Ved dannelsen af råvareprisaggregatet i sektorprisrelationerne bør der anvendes løbende input-output koefficienter som vægte og ikke, som nu, faste 1973-værdier. Ved behandlingen af varekatte på sektorernes input bør disse koefficienter anvendes uden korrektion, dvs uden op/nedgangning for at rense varekatterne ud af vægtgrundlaget.
- 2) Ønsker om at kunne indlægge en ren io-prismodel.
- 3) Forslag om at benytte andre lønsatser, specielt i pq-relationen, end lna i lønomkostningsudtrykket. Disse kunne formentlig findes ud fra lønstatistikken og kunne tænkes at forbedre estimatio-nerne. Antallet af lønsatser, der skulle fremskrives, ville dog der-ved blive forøget.
- 4) Diskussion af de direkte virkninger af 1% stigning i lna på sektor- og endelig anvendelses-priserne. Er det muligt at sige no-get mere objektivt i denne sammenhæng?
- 5) En bedre specification af profitudtrykket er ønskeligt (jf EA maj 1979).

### De indirekte skatter.

1) Pr<sub>1</sub> vedr. uændret politik blev drøftet. Er det uændrede satser, når man har stk-afgifter, eller bør man foretage en værdiafgift transformation.

2) Siq er ikke behandlet tilfredstillende i modellen (afhjælpning undervejs).

### Importrelationerne.

1) der blev udtrykt forundring over, at der ikke var plads til en "liberaliseringseffekt" i relationerne. Er denne effekt kun et aggregeringsfænomen, som er blevet fanget ved opsplittningen af importen i 10 varegrupper? Er summen af de insignifikante konstantled også insignifikant (kunne evt. forklare den manglende effekt).

2) Importen reagerer for sløvt overfor ændringer i efterspørgselen. Ved jævn vækst vokser importen ikke mere end efterspørgselen, hvilket skulle være urealistisk (igen, kan der siges noget mere objektivt om denne sag).

### Betalingsbalancen.

1) Ensidige overførsler (TENU) bør gøres delvis endogen (ulands-hjælpen), dog således, at den med en dummy-konstruktion atter kan gøres eksogen.

2) Eksportstøtten bør gøres endogen ved at knytte den til den løbende landbrugseksport.

### Eksporten.

1) Vægtene til priserne samt udgangsskøn herfor i eksportrelationerne bør dynamiseres (have samme lag som priserne). Herved skulle fordelingen af et års priser være veldefineret.

2) Vægtene bør være specifikke for de enkelte eksportkomponenter.

3) Bånd mellem de eksogene udgangsskøn (fx fEse og pese) svarende til brugers implicitte eksportfunktion.

### Offentlig sektor.

ingen bemærkninger.

### Direkte skatter.

1) Problemet med at forskudsregistreringen forældes. Øget indkomst slår ikke ud i forskudsregistreringen, men vil primært aflejre sig i restskatten. Iteration mellem SK-modellen og ADAM er for dyr og for besværlig en måde at løse problemet på (selv om omk. efter sigende skulle være blevet reduceret væsentligt). En mulig løsning ligger i at indføre en forskudsskattefunktion, som i opbygning ligner slutskattefunktionen.

2) Indkomstrinene skal pristalsreguleres (dette har implikationer for både slutskatten og forskudsskatten).

3) B-skatte adfærden er kun sparsomt beskrevet. Stivheden i relationen giver problemer ved multiplikatorløbsler. Det blev imidlertid fremhævet, at problemet nærmere lå i forbrugsfunktionens brede indkomstbegreb end i skattefunktionen (jf beskrivelsen under forbrugsrelationerne).

4) Muligheden for at opdele slutskatten i "A" og "B"-skat ønskes undersøgt. Måske er en alternativ fordeling efter socio-økonomiske grupper mere farbar.

5) Bør transfereringerne trækkes ud og behandles særskilt?

6) Prisindeks renses for indirekte skatter (reguleringspristal).

#### Lønsum.

1) bl'erne bør estimeres m.h. på fremskrivning.

2) Overgang til nationalregnskabs lønsumsstørrelser bør om muligt fremskyndes.

#### Indkomstoverførsler.

Ingen bemærkninger.



TILLÆG TIL "RESIDUALKØRSLER" (20.2.80)

Der er foretaget simuleringskørsler med hver af de fire typer justeringsled. Tabel 1 (udvalgte variable) for hver af disse kørsler og for 0-justeringsledskørselen (type 0) er vedlagt dette tillæg. (Af uransagelige grunde var der indlagt et justeringsled for pxnb på 5 point, som derfor desværre er kommet til at indgå i alle kørsler. Ellers afspejler afvigelser forskelle i justeringsled).

Valget af justeringsled påvirker klart de dynamiske egenskaber. Dette ses måske klarest i udviklingen af fIpb, hvor de autoregressive typer "fanger" en afdæmpning i 1980, påtrods af stort set positive residualer i hele perioden 74-79. Afvigelserne mellem de enkelte kørsler forekommer mest markante for import ens vedkomne, hvilket selvfølgelig giver sig kraftig udslag i betalingsbalanceudviklingen. Indenfor importen forekommer også justeringsled på op til 7% (fM1) og mere vægtigt, med 5-6% for fM24 og fM5.

De fire typer justeringsled er gemt i hver sin bank under det rigtige navn, således at de evt. på et senere tidspunkt kan indgå i en analysekørsel.

ADAR SEPT 79 VEPSION  
 TESTKØRSEL K5  
 JANUAR 1980

TADEL 1: UDVALGTE VARIABLE.

	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	
FY	MLDR.KR.,70	147.1	151.9	155.4	159.9	166.2	173.9	181.9	189.7
	BRUTTONATIONALPRODUKT	-09.9	3.3	2.2	2.9	4.0	4.6	4.3	4.3
	PCT.VIS AENDRING	93.0	92.7	91.2	95.6	100.7	106.0	111.1	116.0
YDD	MLDR.KR.,70	-99.9	2.4	-1.6	4.8	5.3	5.2	4.9	4.3
	DISPONIBL INDKØRST	83.2	85.2	84.5	86.4	90.0	94.2	98.4	102.5
	PCT.VIS AENDRING	-99.9	2.5	-0.8	2.2	4.2	4.7	4.5	4.1
FCP	MLDR.KR.,70	6.5	-4.4	6.7	7.1	7.6	8.4	9.5	10.6
	PRIVAT FORERUG	99.9	2.5	-0.8	2.2	4.2	4.7	4.5	4.1
	PCT.VIS AENDRING	99.9	2.5	-0.8	2.2	4.2	4.7	4.5	4.1
FIPB	MLDR.KR.,70	11.2	12.2	12.5	12.7	13.3	14.4	15.8	17.0
	PRIV.INV. I RYGH. OG ANLÆG	09.9	6.2	8.2	5.2	6.5	10.6	13.2	17.0
	PCT.VIS AENDRING	09.9	6.2	8.2	5.2	6.5	10.6	13.2	17.0
FIPM	MLDR.KR.,70	11.2	12.2	12.5	12.7	13.3	14.4	15.8	17.0
	PRIV.INV. I MASKINER M.V.	09.9	6.2	8.2	5.2	6.5	10.6	13.2	17.0
	PCT.VIS AENDRING	09.9	6.2	8.2	5.2	6.5	10.6	13.2	17.0
FIL	MLDR.KR.,70	91.5	80.0	-22.5	-28.6	165.7	25.6	11.9	1.8
	LAGERINVESTERINGER I BYERHVERV	91.5	80.0	-22.5	-28.6	165.7	25.6	11.9	1.8
	PCT.VIS AENDRING	91.5	80.0	-22.5	-28.6	165.7	25.6	11.9	1.8
PY	1979G=1	2.096	2.244	2.422	2.568	2.711	2.858	3.018	3.191
	PRIS PR RHP	2.057	2.251	2.420	2.621	2.760	2.906	3.064	3.234
	PCT.VIS AENDRING	9.4	9.4	10.2	5.7	5.3	5.3	5.2	5.5
PCP	1970=1	2.149	2.307	2.502	2.634	2.781	2.920	3.071	3.231
	PRIS PR PRIVAT FORDRUG	2.149	2.307	2.502	2.634	2.781	2.920	3.071	3.231
	PCT.VIS AENDRING	2.149	2.307	2.502	2.634	2.781	2.920	3.071	3.231
PIF	MLDR.KR.,70	46.6	50.4	53.0	56.0	59.3	62.9	66.7	70.7
	PRIS PR FASTE INVESTERINGER	46.6	50.4	53.0	56.0	59.3	62.9	66.7	70.7
	PCT.VIS AENDRING	46.6	50.4	53.0	56.0	59.3	62.9	66.7	70.7
FE	MLDR.KR.,70	46.6	50.4	53.0	56.0	59.3	62.9	66.7	70.7
	EKSSPORT, VARER OG TJENESTER	46.6	50.4	53.0	56.0	59.3	62.9	66.7	70.7
	PCT.VIS AENDRING	46.6	50.4	53.0	56.0	59.3	62.9	66.7	70.7
FM	MLDR.KR.,70	46.6	50.4	53.0	56.0	59.3	62.9	66.7	70.7
	IMPRT, VAPER OG TJENESTER	46.6	50.4	53.0	56.0	59.3	62.9	66.7	70.7
	PCT.VIS AENDRING	46.6	50.4	53.0	56.0	59.3	62.9	66.7	70.7
ENL	1970=100	92.9	89.1	86.5	86.9	86.8	86.5	86.5	86.5
	BYTTEFORHOLD, VAPER OG TJ.	92.9	89.1	86.5	86.9	86.8	86.5	86.5	86.5
	PCT.VIS AENDRING	92.9	89.1	86.5	86.9	86.8	86.5	86.5	86.5
ENL	1970-KR./ARB.TM.	143.8	150.1	158.7	168.4	177.0	187.2	197.7	209.0
	DETALINGSBALANCENS LØB, POSTER, SALDO, MLDR.KR.	143.8	150.1	158.7	168.4	177.0	187.2	197.7	209.0
	PCT.VIS AENDRING	143.8	150.1	158.7	168.4	177.0	187.2	197.7	209.0
LNA	KR.	48.0	57.0	57.8	62.4	67.7	73.4	79.7	86.4
	TIDELP N I INDUSTRIEN	48.0	57.0	57.8	62.4	67.7	73.4	79.7	86.4
	PCT.VIS AENDRING	48.0	57.0	57.8	62.4	67.7	73.4	79.7	86.4
EUL	13.4	-15.1	7.5	2.7	8.4	9.2	9.2	8.9	-3.9
	ARBEJDSLØSHEDSPROCENT	13.4	-15.1	7.5	2.7	8.4	9.2	9.2	-3.9
	PCT.VIS AENDRING	13.4	-15.1	7.5	2.7	8.4	9.2	9.2	-3.9

\*\*\*\*\*  
 \* ADAM, SEPT 79 VERSION  
 \* TESTKGRSEL, K5  
 \* JANUAR 1980  
 \* IABEL 1: UDVALGTE VARIABLE.  
 \*\*\*\*\*

	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
FY	147.1	151.9	156.1	161.3	167.7	175.1	182.4	189.2
BRUTTONATIONALPRODUKT PCT.VIS AENDRING	-99.9	3.3	2.7	3.3	4.0	4.4	4.2	3.7
VDD	93.0	92.7	91.5	96.0	101.0	105.8	110.4	114.6
DISPONIBEL INDKOMST PCT.VIS AENDRING	-99.9	2.4	-1.3	5.0	5.2	4.8	4.3	3.8
FCP	83.2	85.2	84.9	87.0	90.7	94.7	98.5	102.1
PRIVAT FORBRUG PCT.VIS AENDRING	-99.9	2.3	-0.3	2.4	4.2	4.4	4.1	3.6
FIPB	6.5	6.2	7.2	8.0	8.7	9.5	10.5	11.4
PRIV.INV. I BYGN. OG ANLAG PCT.VIS AENDRING	-99.9	-4.2	16.0	10.2	8.7	10.1	10.4	8.2
FIPM	11.2	12.8	13.3	14.2	15.4	16.8	18.3	19.6
PRIV.INV. I MASKINER M.V. PCT.VIS AENDRING	-99.9	9.8	8.9	6.8	8.3	9.4	8.7	6.9
FIL	-91.7	80.8	-44.3	-1.1	137.7	19.8	1.5	-1.4
LAGERINVESTERINGER I BYRHERV PCT.VIS AENDRING	2.096	2.244	2.425	2.578	2.732	2.893	3.070	3.262
PRIS PR BNP PCT.VIS AENDRING	2.9.6	2.9.1	8.1	6.3	6.0	5.9	6.1	6.2
PCP	2.057	2.251	2.483	2.630	2.777	2.934	3.103	3.286
PRIS PR PRIVAT FORBRUG PCT.VIS AENDRING	9.4	9.4	10.3	5.9	5.6	5.6	5.8	5.9
PIF	2.149	2.307	2.503	2.643	2.809	2.974	3.156	3.350
PRIS PR FASTE INVESTERINGER PCT.VIS AENDRING	8.2	9.4	8.3	9.8	8.3	5.9	6.1	6.2
FE	46.6	50.4	53.2	56.0	59.3	62.9	66.7	70.7
EKSSPORT, VARER OG TJENESTER PCT.VIS AENDRING	-99.9	8.2	3.2	9.8	6.0	6.0	6.0	6.0
FM	46.9	50.2	54.6	53.1	56.9	60.7	64.3	67.6
IMPORT, VARER OG TJENESTER PCT.VIS AENDRING	-99.9	7.0	7.7	4.9	7.3	6.5	6.0	5.1
ENL	92.9	89.1	86.6	87.1	87.0	86.9	86.9	87.1
BYTTEFORHOLD, VARER OG TJ. PCT.VIS AENDRING	2.3	-4.1	-2.9	0.6	-0.0	-0.2	0.0	0.2
BETALINGSBALANCENS LØB, POSTER, SALDO, MLDR. PCT.VIS AENDRING	-8.1	-15.1	-16.6	-17.8	-23.0	-28.5	-33.4	-36.8
LNA	143.8	150.1	159.4	169.9	179.3	190.4	201.9	214.3
TIMEPRODUKTIVITET I IND. PCT.VIS AENDRING	4.3	4.4	6.1	6.6	5.6	6.2	6.0	6.2
BUL	48.0	53.0	57.8	62.4	67.7	73.4	79.7	86.4
ARBEDSLØSHEDSPROCENT PCT.VIS AENDRING	10.2	10.3	9.0	8.0	8.5	8.5	8.5	8.5
ARBEDSLØSHEDSPROCENT PCT.VIS AENDRING	8.6	-7.3	-7.1	7.5	8.0	-7.8	-7.1	-7.2

\*\*\*\*\*  
 \* A  
 \*\*\*\*\*

ADAM, SEPT 79 VERSION  
 TESTKGRSEL, K5  
 JANUAR 1980

TABEL 1: UDVALGTE VARIABLE.

	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
FY	147.1	151.9	156.0	160.4	166.9	174.7	182.8	190.7
YDD	93.0	92.7	91.6	95.7	100.7	106.0	111.2	116.1
FCP	83.2	85.2	85.4	87.4	91.1	95.3	99.6	103.8
FIPB	6.5	6.2	6.3	6.5	7.1	8.0	9.1	10.3
FIPM	11.2	12.2	12.8	13.1	13.8	14.8	16.2	17.4
FIL	91.5	80.9	14.8	-32.3	149.7	1.7	11.9	1.8
PY	2.096	2.244	2.429	2.572	2.718	2.864	3.025	3.198
PCP	2.057	2.251	2.488	2.626	2.768	2.913	3.072	3.241
PIF	2.149	2.307	2.505	2.634	2.781	2.919	3.069	3.229
FE	46.6	50.4	53.0	56.0	59.3	62.9	66.7	70.7
FM	46.9	50.2	49.9	51.7	55.0	58.4	61.8	64.9
ENL	92.9	89.1	86.7	87.0	87.0	86.7	86.7	86.7
LNA	48.0	53.0	57.8	62.4	67.7	73.4	79.7	86.4
EUL	13.4	-7.3	-2.2	7.9	8.9	8.6	-3.3	-4.9

B

\*\*\*\*\*  
 ADAM, SEPT 79 VERSION  
 TESTKMRSEL, K5  
 JANUAR 1980  
 \*\*\*\*\*

TABEL 1: UDVALGTE VARIABLE.

	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
FY	147.1	151.9	155.8	160.7	167.6	175.7	183.8	191.4
BRUTTONATIONALPRODUKT								
PCT.VIS AENDRING	-99.9	3.3	2.6	3.1	4.3	4.8	4.6	4.1
YDD	93.0	92.7	91.4	95.8	101.1	106.3	111.2	115.5
DISPONIBEL INDKOMST								
PCT.VIS AENDRING	-99.9	-1.4	-1.4	4.9	5.5	5.2	4.6	3.9
FCP	83.2	85.2	84.8	87.2	91.1	95.6	99.9	103.9
PRIVAT FORBRUG								
PCT.VIS AENDRING	-99.9	2.5	-1.4	2.8	4.5	4.9	4.5	4.0
FIPB	6.5	6.2	6.3	6.7	7.4	8.4	9.6	10.8
PRIV.INV. I RYCH. OG ANLÆG								
PCT.VIS AENDRING	-99.9	-4.2	1.8	5.8	10.1	14.1	14.5	11.8
FIPM	11.2	12.2	13.3	14.2	15.4	17.0	18.7	20.2
PRIV.INV. I MASKINER M.V.								
PCT.VIS AENDRING	-99.9	9.0	8.6	6.7	8.9	10.4	10.0	7.8
FIL	91.7	80.0	53.0	23.7	1.2	1.5	1.6	1.5
LAGERINVESTERINGER I DYERHVERV								
PCT.VIS AENDRING	-91.7	80.0	-53.0	-23.7	1.2	1.5	1.6	1.5
PY	9.6	2.244	2.437	2.583	2.741	2.897	3.074	3.265
PRIS PR RMP								
PCT.VIS AENDRING	2.096	2.71	2.86	2.60	2.61	2.57	2.61	2.62
PCP	9.4	2.251	2.496	2.636	2.787	2.940	3.111	3.292
PRIS PR PRIVAT FORBRUG								
PCT.VIS AENDRING	2.057	2.924	2.109	2.56	2.57	2.55	2.58	2.58
PIF	149	2.307	2.513	2.654	2.821	2.980	3.159	3.351
PRIS PR FASTE INVESTERINGER								
PCT.VIS AENDRING	2.149	2.744	2.89	2.56	2.63	2.56	2.60	2.61
FE	46.6	50.4	53.0	56.0	59.3	62.9	66.7	70.7
EKSSPORT, VARER OG TJENESTER								
PCT.VIS AENDRING	-99.9	8.2	5.2	5.6	6.0	6.0	6.0	6.0
FM	46.9	50.2	49.7	52.2	56.2	60.1	63.9	67.3
IMPORT, VARER OG TJENESTER								
PCT.VIS AENDRING	-99.9	7.0	-1.0	5.1	7.6	7.0	6.3	5.3
EML	2.3	89.1	86.6	87.0	87.0	86.0	86.9	87.0
BYTTEFORHOLD, VARER OG TJ.								
PCT.VIS AENDRING	92.3	-2.1	-2.8	.2	.1	-.3	.1	.2
DETAILINGSBALANCENS LØB, POSTER, SALDO, MLDR, KR.								
PCT.VIS AENDRING	-8.1	-15.1	-14.3	-15.4	-20.4	-26.3	-31.4	-35.0
TJEREPRODUKTIVITET I IND.	143.8	150.1	158.8	169.8	179.5	190.9	202.8	215.7
PCT.VIS AENDRING	4.3	4.4	5.8	6.9	5.7	6.4	6.2	6.4
LNA	48.0	53.0	57.8	62.4	67.7	73.4	79.7	85.4
TJPELØN I INDUSTRIEN								
PCT.VIS AENDRING	10.2	10.3	9.0	8.0	8.5	8.5	8.5	8.5
BUL	8.6	7.3	7.0	7.5	7.8	7.4	6.7	6.1
ARBEJDSLØSHEDSPROCENT								
PCT.VIS AENDRING	13.4	-15.1	-3.9	6.8	4.1	-5.5	-8.8	-9.7

C



Hgn-Relationen.

Efter at Hgn er gledet ud af de stokastiske relationer for sektorpriserne, er dens betydning som modelvariabel blevet drastisk beskåret. Det er en diskussion værd (?) om vi overhovedet skal bibeholde en relation for Hgn, eller om den fremover bør være eksogen.

I det følgende skal der redegøres for nogle forsøg, der er blevet foretaget, med henblik på at opstille rimelige relationer for Hgn.

Som det fremgår af beskæftigelsesrapporten af 31.7.79, er vi endt op med en Qn-relation, der bygger på specifikationen

$$1) \quad Q_n = A e^{g_1 t} f_{Xn}^{a_1} f_{XnV}^{1-a_1} H_{nn}^{c_1}$$

Estimeret med apriori-bindingen på parameterne giver følgende,

$$2) \quad DLQ_n = -.0507 + .79DLf_{Xn} + .21DLf_{XnV} + .65DLH_{nn}$$

Begrundelsen for at beskæftigelsen knyttes til normalproduktion og normalarbejdstiden, er at der er faste omk. forbundet ved at afsætte og afskedige arbejdskraft, hvilket gør det urentabelt at tilpasse arbejdsstyrken til midlertidige fluktuationer i produktionen. Det der skaber forbindelsen over til faktisk produktion må antages at være den gennemsnitlige arbejdstid Hgn. Når forholdet mellem faktisk produktion og normalproduktion f.eks. er større end 1, må den "manglende" beskæftigelse slå ud i øget arbejdstid, og omvendt når forholdet er mindre end 1. En mulig specifikation, som svarer til den der ligger til grund for relationen i "En Model....", er

$$3) \quad Q_n = A e^{g_1 t} f_{Xn}^{a_1} H_{nn}^{c_1} e^{Hgn^{c_1}}$$

3) afviger en smule fra den originale specifikation, fordi vi her har søgt at lægge den så tæt op af beskæftigelsesrelationen i 1). Hvis vi vil fastholde, at 3) og 1) stemmer overens når vi har stationære tilstande (her forstået som når normalproduktion er lig med faktisk produktion), så må vi kræve, at  $c_1 + d_1 = c$ ,  $g_1 = g$  og  $a_1 = 1$ . Disse forhold er rimelige lette at teste ved estimation. Specifikationen kan bygge direkte på 3) eller på et reduceret udtryk bygget på 1) og 3), hvor Qn er elimineret. Transformeret til logaritmiske ændringer giver dette følgende to udtryk:

$$4) \quad DLHgn = -g_1/c_1 - a_1/c_1 DLfXn - e/c_1 DLHnn + 1/c_1 DLQn$$

og

$$5) \quad DLHgn = (g-g_1)/c_1 + (a-a_1)/c_1 DLfXn + (1-a)/c_1 DLfXnV + (c-e)/c_1 DLHnn$$

og i estimeret form.

$$6) \quad DLHgn = -.0251 + .49DLfXn - .32DLQn + .92DLHnn$$

( .0077) (.14)                      (.10)                      (.31)

1952-73      s=0.0127                      R<sup>2</sup>=.58                      DW=1.90

$$7) \quad DLHgn = .0004 + .19DLfXn - .21DLfXnV + 1.09DLHnn$$

( .0081) (.11)                      (.12)                      (.35)

1952-73      s=0.0147                      R<sup>2</sup>=.42                      DW=2.36

I relation <sup>6)</sup> er alle koeff. signifikante. Forklaringsgraden er rimelig, når man tager i betragtning, at strejkeårerne 56, 61 og 73 ikke er dummet ud. Da  $c_1$  af samme årsager som  $c$  må være negativ, er alle fortegn korrekte.  $c_1$  har en høj værdi (ca-3.). Dette giver en<sup>7)</sup> lidt for høj produktivitets faktor, ligesom det er vanskeligt at opretholde, at  $a_1=1$ .

I den følgende relation <sup>7)</sup> kan parameterne ikke identificeres uden kendskab til  $a$ . Anvender vi her værdien fra relation 2) på  $a=.79$ , får vi, at alle hypoteser vedr. koefficienterne kan bekræftes. Konstanleddet er insignifikant, koefficienten til  $DLHnn$  er ikke signifikant forskellig fra 1, og det tilsvarende gælder for koeff.  $a_1$ . Derimod er forklaringsgraden væsentlig forringet i forhold til relation 6), ligesom der kan spores en<sup>8)</sup> smule negativ autokorrelation.

Forklaringsgraden kan selvfølgelig forbedres ved at indrage strejkedummier (eller rettere ændringer af disse, altså en 1,-1 dummy), men det forøger samtidig den negative autorrelation markant (DW-værdier på 2.4 henh. 3.0), ligesom koefficienterne er ret stabile overfor deres indførelse.

Et andet og mere grundlæggende problem er, hvilken størrelsesorden  $c_1$  bør være. Hvis man som udgangspunkt antager, at timeproduktiviteten er størst, når den gennemsnitlige arbejdstid ikke afviger fra normalarbejdstiden, så må  $c_1$  være mindre end -1 når faktisk produktion er mindre end normalproduktion, men den skal ligge mellem 0 og -1 når det omvendte gør sig gældende. Det kan man se ved at sammenholde 1) og 3). Af dette fremgår det, at  $Hgn$ -relationen er fejlspecificeret; den kan ikke fange dette optimum i produktivitet. For at kunne dette, må relationen indeholde et mål for, hvor meget den faktiske arbejdstid afviger fra den optimale.



Hnn er konstrueret på en sådan måde, at differensen mellem Hnn og Hgn ikke kan anvendes. Her har vi valgt, at anvende afvigelse mellem Gnkør og trenden i Gnkør (jvf HJ/hj 26.4.79 bilag 6), som et sådan mål. Målet må endvidere have den egenskab, at den antager værdien 1 når differensen er lig nul, og at denne værdi er en ekstremumværdi. Hjelpevariablen

$$A = \exp\left(\left(\frac{Gnkør - Trend}{Gnkør}\right)^2\right)$$

opfylder disse betingelser (normeringen er foretaget for at begrænse værdiområdet). Svarende til relationerne 6 og 7, får man:

$$8) \quad DLHgn = -.0248 + .48DLfXn - .30DLQn + .87DLHnn - 13.00 DLA$$

(.0076)
(.14)
(.10)
(.31)
(11.14)

1952-1973
s=.0126
R<sup>2</sup>=.61
DW=2.26

$$9) \quad DLHgn = .0015 + .20DLfXn - .25DLfXnV + .99DLHnn - 21.32DLA$$

(.0077)
(.11)
(.12)
(.34)
(12.49)

1952-73
s=.0140
R<sup>2</sup>=.50
DW=2.89

Indførelsen af hjælpevariablen A ses kun at have haft en mindre indflydelse på parameter størrelserne, ligesom koeff. til DLA kun lige er signifikant. Når man endvidere tager i betragtning, at autokorrelationen er steget, udgør 8) og 9) ikke noget særligt overbevisende alternativ til 6) og 7). Inden A helt kasseres som uafh. variabel, må det bemærkes, at A forvrides af strejkeårerne 56, 61 og 73. Indfører vi strejkedummies, får vi ret så overbevisende relationer med R<sup>2</sup> på henh. .82 og .74 og DW på 2.12 henh. 2.73. Men så er man også oppe på 8 uafh. variable.

En konklusion vanskeliggøres af at 6) giver de bedste fit, men 7) er mere i overensstemmelse med aprioriantagelser. Inddrages A bør det ske sammen med strejkedummies.

Afslutningsvis skal vi vise relationen på opr. specificationsform:

$$10) \quad DHgn = .62.18 - 5.08 TID - 1.99DQn - 0.0255DfXn + .46DHnn$$

(17.79)
(.98)
(.39)
(.0047)
(.26)

1952-73
s=18.80
R<sup>2</sup>=.75
DW=2.32

Sammenligner man 10) med 7.7.11 i "En Model...", ser man at koeff. til DQn og DHnn er ændret markant. Relationens høje R<sup>2</sup> værdi er i vid udstrækning foresaget af at TID indgår som uafh. var.

DATAPAPIR

Data-dokumentationsniveauet og fremstillingsformen har ikke fundet sin endelige form med dette papir, ligesom at forholdet mellem maskinberegnete og håndregnede tal dårligt kan siges at ligge fast.

A) Industristat. tal

	1977	1978
Ina (kr.)	43.58	48.04
Kilde. 77-tal SM 79:1 tab 2.01 ( (14+15):11 )		
78-tal KO 79.2 tab 34 (stigningstakt)		
	1977	1978
An (mill timer)	478.6	473.7
Kilde. 77-tal SM 79:1 tab 2.01 ( 11 )		
78-tal KO 79.2 tab 10 (stigningstakt)		
	1977	1978
Qnn (1000 m.)	288.0	284.9
Kilde. 77-tal SM 79:1 tab 2.01 ( 8 )		
78-tal KO 79.2 tab.8 (stigningstakt)		
	1977	1978
Qnnf (1000 m)	109.5	109.9
Kilde. 77-tal SM 79:1 tab 2.01 ( 5 )		
78-tal KO 79.2 tab 9 (stigningstakt)		
	1977	1978
Inf (kr.)	100064	108985
Kilde 77-tal SM 79:1 tab 2.01 (1000x(13:5) )		
78-tal KO 79.2 tab 35 (stigningstakt)		
	1977	1978
Hgn (timer)	1662	1663
Beregning: Hgn= 1000xAn/Qnn		

	1977	1978
W <sub>na</sub> (mill.kr.)	20856.4	22760.8
Kilde 77-tal SM 79:1 tab 2.01 ( (14+15)/1000 )		
78-tal (beregnet $W_{na} = l_{nax} H_{gnx} Q_{nn} / 1000$ )		

	1977	1978
W <sub>nf</sub> (mill. kr)	10952.5	11977.5
Kilde 7-tal SM 79:1 tab 2.01 ( 13/1000 )		
78-tal (beregnet $W_{nf} = l_{nfx} Q_{nnf} / 1000$ )		

B) Lønsumstal

	1974	1975	1976	1977
W <sub>a</sub>	2084.9	2288.8	2593.0	2937.1
W <sub>b</sub>	689.5	791.2	915.9	1036.3
W <sub>q</sub>	37508.1	43594.0	49710.0	55644.9
W <sub>o</sub>	31482.5	37154.2	41809.4	46860.2

Bemærk. 1974-tallet er fundet ud fra det nye national regnskabsopgørelser (på grundlag af egne aggregeringer). For årene 1975-1977 anvendes ikke offentliggjorte lønsumstal beregnet på gammelt nationalregnskabsbasis. Disse tal er "opnormeret" med forholdet mellem nye og gamle nat-tal i 1974. 1978-tallene beregnes maskinelt, som  $l \cdot xQ / 1000$ , hvor igen  $l$  er fundet ud fra bl. koef., hvis 78-værdi er sat = 77-værdien.

C) Korrektionsfaktorer.

	1974
k <sub>ln</sub>	.9706
k <sub>lb</sub>	1.1460

Bemærk. Værdien i 1975-1990 sættes lig 74-værdien

D) Ledighedstal.

	1977	1978
U1 (1000 m.)	164.0	190.6

Kilde. SM 79:4 tab 1.04 (årsgennemsnit)

	1977	1978
U1a	4.7	5.8

Kilde SM 79:4 tab 4.01 (beregnet som simpelt gennemsnit, tallene for november og december er for 78 vedk. fundet ved at multiplicerer 77-tallene med okt78/okt77.)

	1977	1978
U1s (1000 m. )	131.8	154.5

Kilde SM 79:4 tab 2.01

	1977	1978
U1kv	.8037	.8106

Beregn. U1kv= U1s/U1

Sektorfordelte ledighedstal i 1978

NyN	B	NyQ	0	Ialt
61.9	26.2	40.6	17.7	146.4

Kilde: SM 79:4 tab 3.01 og 3.02. Opsplitningen på sektorer se Memo nr. 64 s. 35. November og december tallene i tabel 3.01 er beregnet på samme måde som U1a. Andelen af kvindelige arbejdere <sup>også specialarb.</sup> i gruppe 16 (jvt tab. 3.02) er sat til andelen i 1977.

Ved opnormeringen af ledighedstallene så de summerer til U1-U1a anvendes samme faktor, idet dog B-sektoren holdes uden for. Man får følgende resultat:

NyN	B	NyQ	0	Ialt
81.7	26.2	53.5	23.4	184.8

D) Beskæftigelsestal

	1977	1978
Qb (1000 m.)	137.6	138.4
Qbf (1000 m.)	19.8	20.2

Kilde. SE.A.15.79. - Qb er beregnet som gennemsnittet af 4 kvartaler - 20.2 (et skøn over antallet af medarb. mestrer) jvf tabel 1. Qbf er beregnet som antal funk. + antallet af andre ansatte, begge størrelser taget som et gennemsnit af de to ordinære tællinger jvf tab 3

	1977	1978
Arbejdsst. i 0 sekt	598.3	630.9
Ledigh. i 0 sekt	17.0	23.4
Qo ( 1000 m. )	581.3	607.5

Kilde. Foreløbige tal fra BU 78 (på 60.000 niveauet). Arbejdstyrken er beregnet som .826xarbejdstyrke i gruppen Adm. Underv. m.v.

	1974	1975	1976	1977	1978
Qh (1000 m.)	9.3	9.8	10.4	10.9	11.5

Beregning. Tallene for 1975-1978 er fundet ved at tage stigningstakten for perioden 1966-1974 for s. 6400 (jvf SE.A.22.79 tab 14 ) og mult. denne på 74-tallet

Qq-korektioner på grund af ændringer i Qh tallet.

	Qq	-kor.-	Qq
1974	682.0	-.3	681.7
1975	668.0	-.8	667.2
1976	684.0	-.4	683.6
1977	684.0	-.9	683.1

Qq 1978

	Arbejds.	Ledige	beskæft.
Handel mv	303.0	28.1	274.9
Transport	152.8	6.6	146.2
Service	115.0	5.9	109.1
Liberale	132.9	0.0	132.9

$$Qq(78) = 663.1 + 3.0(SNR3840F) + 24.0(SNR3840A) + 5.0(SNR3620A) = 695.1$$

Kilde. BU 78(forel.) SNR-tallene er skønnet.

	1977	1978
Qn(1000 m.)	339.5	330.8
Qnf(1000 m.)	127.9	126.2
Beregning. $Q_n(77) = 1.283 \times Q_{nn-SNR3840A-SNR3620A}$		
$Q_n(78) = 1.263 \times Q_{nn-SNR3840A-SNR3620A}$		
$Q_{nf}(77) = 1.195 \times Q_{nnf-SNR3840F}$		
$Q_{mf}(78) = 1.176 \times Q_{nnf-SNR3840F}$		
Vedr. opg.faktor se Memo nr 64 s.42		

E) Øvrige beskæftigelses- og arbejdsstyrketal

	1977	1978
Qas (selv.+medhj. i landbruget )	166.0	164.2
Qus (selv.+medhj. ialt - Qas)	257.3	252.1
U (totalt ant. i arbejds)	2578.9	2625.2
Qa (arb+funk. i arbejds i landb. - Ula )	49.2	47.6
Qu (U-U1-Qas-Qus-Qa)	1942.4	1970.7
Qres (Qu -(Qnf+Qn+Qbf+Qb +Qh+Qq+Qo))	42.3	41.0
UU (Arbejdsudb i byerhv)	2101.7	2155.5
Uua (total lønm. arbejdst)	2155.6	2208.9
Kb (100xU1/Uua)	7.608	8.629

Kilde. Beskæftigelsesundersøgelsen (foreløbige tal)

### Beskæftigelsesrelationerne

De hidtil anvendte beskæftigelsesrelationer er blevet valgt primært, fordi de var gennemskuelige og simple at fortolke. Teoretisk set er de ikke særlig tilfredsstillende eftersom de bygger på nogle særdeles håndfaste antagelser, og de formår heller ikke i praksis at beskrive udviklingen særlig godt. Det ligger imidlertid klart ud fra bl.a. de forsøg som tidligere er foretaget, at her findes ingen nem løsning (hvis der overhovedet findes en). Det vil derfor langt overstige den tidshorisont vi for nærværende har sat os, hvis vi begynder at foretage en omlægning af disse relationer. Derfor overlever de omtrent uændret i den nye version. Grundspegifikationen er angivet i ligning (1).

$$(1) \quad DLQ_x = a + b \cdot DLfX_x + c \cdot DLfX_xV + e \cdot DLH_x$$

$Q_x$  betegner beskæftigelsen,  $fX_x$  produktionen og  $fX_xV$  et fordelt lag i denne, mens  $H_x$  angiver normalarbejdstiden.  $L$  betegner den naturlige logaritme. Normalarbejdstiden optræder dog kun i specifikationen af  $Q_n$ . Relationen, som er en sammenhæng mellem vækstrater, er af Cobb Douglas typen. Nu er (1) ikke nogen egentlig teknisk relation, da der indgår den laggede produktion i udtrykket, men nærmere en adfærdsrelation. Man kan omskrive (1) lidt

$$(2) \quad DLQ_x = a + (b+c) \left( \frac{b}{b+c} DLfX_x + \frac{c}{b+c} DLfX_xV \right) + e DLH_nX$$

Man kan således betragte relationen som en simpel sammenhæng mellem, hvad man kan opfatte som en normal produktions stigningstakt og beskæftigelsen, hvor denne normalproduktions vækst er et vægget aggregat af årets og de laggede års vækst.

Hvis vi opfatter normalproduktionen som den variabel som indgår i produktionsfunktionen  $X = e^{qt} K^\alpha \cdot L^\beta$ , og endvidere antager, at  $\alpha + \beta = 1$  (konstant skalaafkast), så vil  $b + c = 1$ , hvis arbejdsstyrke og kapital vokser med samme vækstrate. Vokser  $K$  med en højere vækstrate, eksempelvis 2 x arbejdskraften, så vil vi stadigvæk kunne få relation (2) frem, men  $b + c$  vil være mere mindre end 1. Altså vil  $b + c \leq 1$  være et indicium på, at der sker en kontinuert substitution over til kapital. Koefficienten  $e$  bør være negativ. Er den = -1, kunne vi fuldt ud så godt operere med antal

arbejdstimer som venstreside variabel. Normalt antages den at være numerisk mindre end -1 (her sat = -.65).

Der er kun opstillet beskæftigelsesrelationer for  $Q_n$   $Q_{nf}$ ,  $Q_b$  og  $Q_q$ , da  $Q_a$ ,  $Q_{bf}$ ,  $Q_n$  og  $Q_o$  af varierende årsager holdes eksogene. For at finde en rimelig lagstruktur i  $fX_{vx}$  er der forsøgt både med Almon lag og forskellige a priori lag, som angivet nedenfor.

A	(0.8, 0.1, 0.1)
B	(0.7, 0.2, 0.1)
C	(0.6, 0.3, 0.1)
D	(0.6, 0.2, 0.2)
E	(0.5, 0.4, 0.1)
F	(0.5, 0.3, 0.2)

Relationerne er estimeret frit og med a priori restriktioner. A priori restriktionerne består i, at i de tilfælde hvor normalarbejdstiden indgår, er dens elasticitet bundet til -.65. I anden omgang bindes  $b + c$  til 1, dvs. tesen om konstant skalaafkast og ens vækst i kapitalapparat og arbejdsstyrke. Estimationen er foretaget med og uden accelererende produktivitet, ligesom der i visse tilfælde er forsøgt med visse dummies. Endelig er parameterstabiliteten undersøgt ved varierende estimationsperiode. Dette er kun gjort for to typer lagstruktur, nemlig A og F.

Alt i alt skulle man ved disse (overflødig?) mange estimationer have afprøvet specifikationerne til bristepunktet. Problemet er selvfølgelig at opstille rimelige kriterier for udvælgelse af de bedste relationer, da man her er tæt på den klassiske informationsdød. Før det behandles skal der nævnes to forhold, som er gennemgående i så at sige alle estimationsresultater.

a) Det første og mest afgørende er, at alle relationer både de bundne og ikke bundne giver en til tider meget klar negativ korrelation mellem residualerne og væksten i mandeproduktiviteten. Ændringer i specifikation og lagstruktur har kun ringe indflydelse på denne sammenhæng. Relationen formår ikke at beskrive de store produktivitetsudsving; ved høj produktivitet overvurderer den og ved lav undervurderer den stigningstakten i beskæftigelsen. Der er ikke nogen umiddelbar løsning på dette, da høj produktivitet indtræffer i både højkonjunkturår og lavkonjunkturår. (eks. hhv. 64 og 67).



b) Det er gennemgående meget svært at få det laggede led ud med nogen signifikans (dog er Qnf en undtagelse). Ændringer i lagstrukturen har kun ringe indflydelse på residualmønstret, idet ændringen modarbejdes af en ændret vægtfordeling mellem koefficienterne til de to produktionsled.

Ovenfor omtalte forhold (punkt b) nødvendiggør, at vi ved valget af lagstruktur også må lægge vægt på andre forhold end de rent statistiske. Her fremtræder kriterier som at den ubundne relations parametre bør afvige mindst muligt fra den bundne, og at parametre til det laggede udtryk i det bundne tilfælde ikke bør være for ubetydelige. Almon-estimationen giver endvidere et vist praj, selv om resultaterne dér ofte virker lettere besynderlige (negative vægte til nogle af årene etc.)

#### Qn-relationen

I overensstemmelse med det ovenfor beskrevne er relationen estimeret med og uden accelererende produktivitet med 6 forskellige a priori lag og i henholdsvis bunden og ubunden form. De sonderende Almon-estimationer syntes at indicere, at kun korte lag ville komme ud med rimelige fortegn. Dette blev bekræftet ved a priori lag estimationen, for mens residualstrukturen i store træk var upåvirket af valget af a priori lag, varierede koefficienterne betydeligt. Tager vi som eksempel lag A henholdsvis lag F i den ubundne relation med konstant voksende produktivitet,

$$\text{/Lag .1} \quad DLQn = -.0412 + .74DLfXn + .11DLfXnA - .37.DLHn$$

$$\quad \quad \quad (.0156) \quad (.22) \quad \quad (.24) \quad \quad (.68)$$

$$n = 22(52-73) \quad s = .0148 \quad R^2 = .46 \quad DW = 1.55$$

$$\text{/Lag .61} \quad DLQn = -.0272 + .75 DLfXn - .20DLfXF - .42DLHn$$

$$\quad \quad \quad (.0188) \quad (.21) \quad \quad (.31) \quad \quad (.67)$$

$$n = 22(52-73) \quad s = .0146 \quad R^2 = .47 \quad DW = 1.86$$

ser man, at parameteren til det laggede produktionsudtryk i den sidste relation har fået forkeret fortegn, hvilket ikke er tilfældet i den første relation. Sammenligner man relationernes stokastiske egenskaber, finder man en smule mere autokorrelation i den første relation, hvorimod de er stort set ens med hensyn til forklaringsgrad og udviklingen i residualerne.

Koefficienterne til det laggede led og normalarbejdstiden er

insignifikante, hvilket bør gøre en varsom overfor at drage alt for vidtgående konklusioner på grundlag af fortegn m.v. Relationen med det korte lag kommer imidlertid bedre ud med hensyn til hypotesen om at elasticiteten er lig én (t værdierne for 0-hypotese er henholdsvis -0.47 og -1.17). Der er her derfor valgt at gå videre med det korte lag.

Ved at binde koefficienterne får man følgende relation

$$\text{/lag 5} \quad DLQ_n + .65DLH_n - DLfX_nA = -.0507 + .79(DLfX_n - DLfX_nA)$$

$$(.0058) \quad (.16)$$

$$n = 22 \text{ (52-73)} \quad s = .0275 \quad DW = 1.36$$

Relationen kommer ud med kraftige negative residualer i 64, 67 og 71 og positive i 57 og 60 svarende til henholdsvis høj- og lav-produktivitetens årene (jf. ovenfor). I stedet for konstant voksende vækstrate i produktiviteten er der forsøgt med accelererende produktivitetens vækst. På forhånd er denne specifikation lidt problematisk al den stund, at produktivitetens væksten øjensynligt ikke er monotont voksende, ligesom specifikationen ikke er rar i fremskrivningsøjemed.

$$\text{/lag.2} \quad DLQ_n = .0033 - .0024TID + .75DLfX_n + .31DLfX_nA - 1.12DLH_n$$

$$(.0241)(.0011) \quad (.20) \quad (.24) \quad (.69)$$

$$n = 22(1952-73) \quad s = .0258 \quad R^2 = .59 \quad DW = 1.70$$

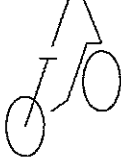
$$\text{/lag.6} \quad [DLQ_n + .65DLH_n - DLfX_nA] = .0002 - .0020TID + .76(DLfX_n - DLfX_nA)$$

$$(.0220) \quad (.0008) \quad (.15)$$

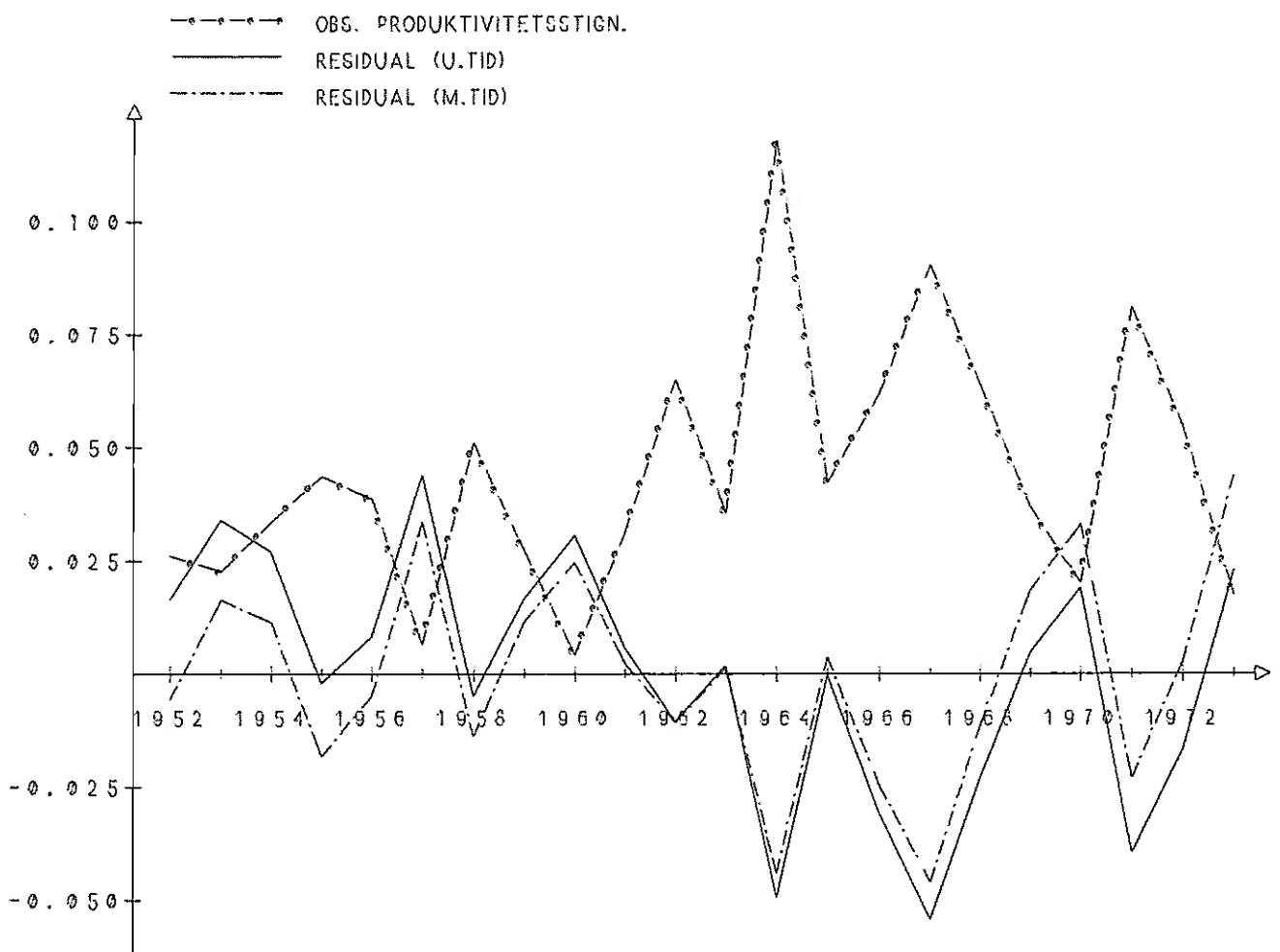
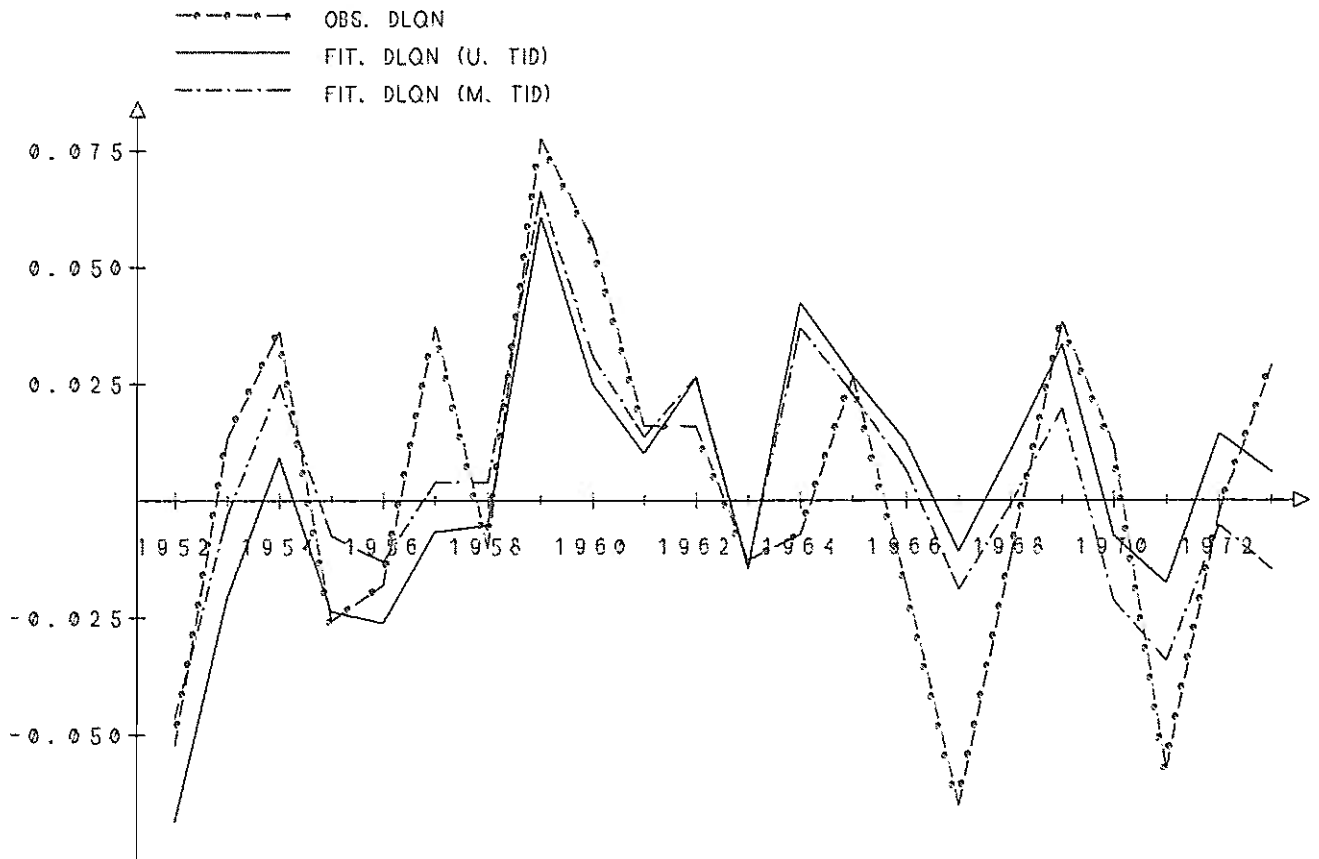
$$n = 22(1952-73) \quad s = .0248 \quad DW = 1.74$$

Bortset fra konstantleddet kommer koefficienterne signifikante ud. Koefficienterne ser rimelige ud og de statistiske mål viser en bedre forklaringsgrad og mindre autokorrelation. Parameterstabiliteten over for ændringer af estimationsperiodens længde er ringe for alle relationer. Dette er et klart indicium på, at specifikationen ikke slår til. Ved afkortning af estimationsperioden flyttes vægten fra årets produktion over på den laggede produktion, hvilket er et tegn på at et længere lag her ville være egnet. Produktivitetens stigningen bliver større, men ved en hel kort estimationsperiode (64-73) bliver accelerationen til en deacceleration (fortegnet til TID bliver positivt), hvilket gør relation 6 ret

betænkelig (sidstnævnte fænomen afspejler blot, at produktivitetsstigningen ganske vist i niveau ligger lavere i 50'erne end i 60'erne og 70'erne, men at der ikke kan iagttages en stigende tendens i den sidste periode, nærmest tværtimod). Relation 5 og 6 er vist i den følgende figur.



# PLOTUDSKRIFT



Qnf-relationen

Uanset valg af lagstruktur falder den ubundne relation meget lidt overbevisende ud. Konstantleddet er positivt og summen af koefficienterne til produktionsudtrykket er mindre end .5, dvs. kraftig increasing return. Konstantleddet er kraftigt negativt korreleret med koefficienterne til produktionsleddet, så når relationen bindes, får man korrekt fortegn til konstantleddet. Afstanden til den ubundne relation er imidlertid stor, hvilket giver sig udslag i et meget stærkt autokorreleret residualmønster.

Indfører man et accelererende produktivitetsled, bliver relationen meget pænere. Ubunden ser relationen således ud:

$$\begin{aligned} /lag.22 \quad DLQnf &= .0529 - .0024Tid + .49DLfXn + .33DLfXnF \\ & \quad (.0142) \quad (.0005) \quad (.11) \quad (.19) \end{aligned}$$

$$n = 22 \quad (52-73) \quad s = .015 \quad R^2 = .63 \quad DW = 1.58$$

og bunden

$$\begin{aligned} /lag.24 \quad DLQnf-DLfXnF &= .0496 - .0026Tid + .55(DLfXn-DLfXnF) \\ & \quad (.0134) \quad (.0005) \quad (.09) \end{aligned}$$

$$n = 22 \quad (52-73) \quad s = .015 \quad . \quad DW = 1.47$$

(Der er her valgt et F-lag (blødt lag), eftersom det giver de pæneste resultater, ligesom det er i god overensstemmelse med en fornemmelse om længere tilpasningstid ved ansættelse af funktionærer. I forhold til andre a priori lag er forbedringen marginal, således at idiosynkrasier med hensyn til anvendelse af flere forskellige lag sagtens kan imødekommes).

Koefficienterne til (22) er pæne og signifikante og hypotesen om elasticitet = 1 kan bekræftes ( $t = -.77$ ), hvilket bevirker, at relation 24 er rimelig pæn. Der er en smule autokorrelation, ligesom hovedreglen med at produktivitetsens vækst er negativt korreleret slår klart igennem. Relationen giver negativ produktivitetsvækst de første 4 år, men det afspejler en tilsvarende udvikling i data. Derimod er det lidt sværere at se en trend i udviklingen "funktionær"produktivitet (hvad det så egentlig vil sige).

To år skiller sig klart ud, når man betragter udviklingen i  $DLQnf$ , og det er 67 og 71, hvor denne størrelse er negativ. Lidt usagligt kunne vi dummy disse væk for at se, om det er disse år der ødelægger relationen. Dette viser sig ikke at være tilfældet,

da indførselen da D6771 trækker koefficienten til DLF<sub>Xn</sub> ned, og det var ikke det, der var behov for. Der er endvidere prøvet med normalarbejdstiden som højresidig variabel, men den falder ud med positivt fortegn og er i øvrigt insignifikant.

Ved stabilitetsundersøgelsen finder man, at de første 4 år har en mærkbar indflydelse på relationen. Det er fire år med negativ produktivitetsvækst. Man kunne fremsætte den antagelse, at årene var utypiske, og derfor indskrænke estimationsperioden til 1956-1973. Her er det bløde lag ikke entydigt bedre end det korte, men opretholder vi F-lag, får vi for den ubundne relation

$$1/\text{lag } 21 \quad \text{DLQnf} = -.0351 + .65\text{DLfXn} + .54\text{DLfXnF}$$

$$(\text{.0654}) \quad (\text{.15}) \quad (\text{.24})$$

$$n = 18 \quad (56-73) \quad s = 0.015 \quad R^2 = .61 \quad \text{DW} = 1.49$$

og bundne

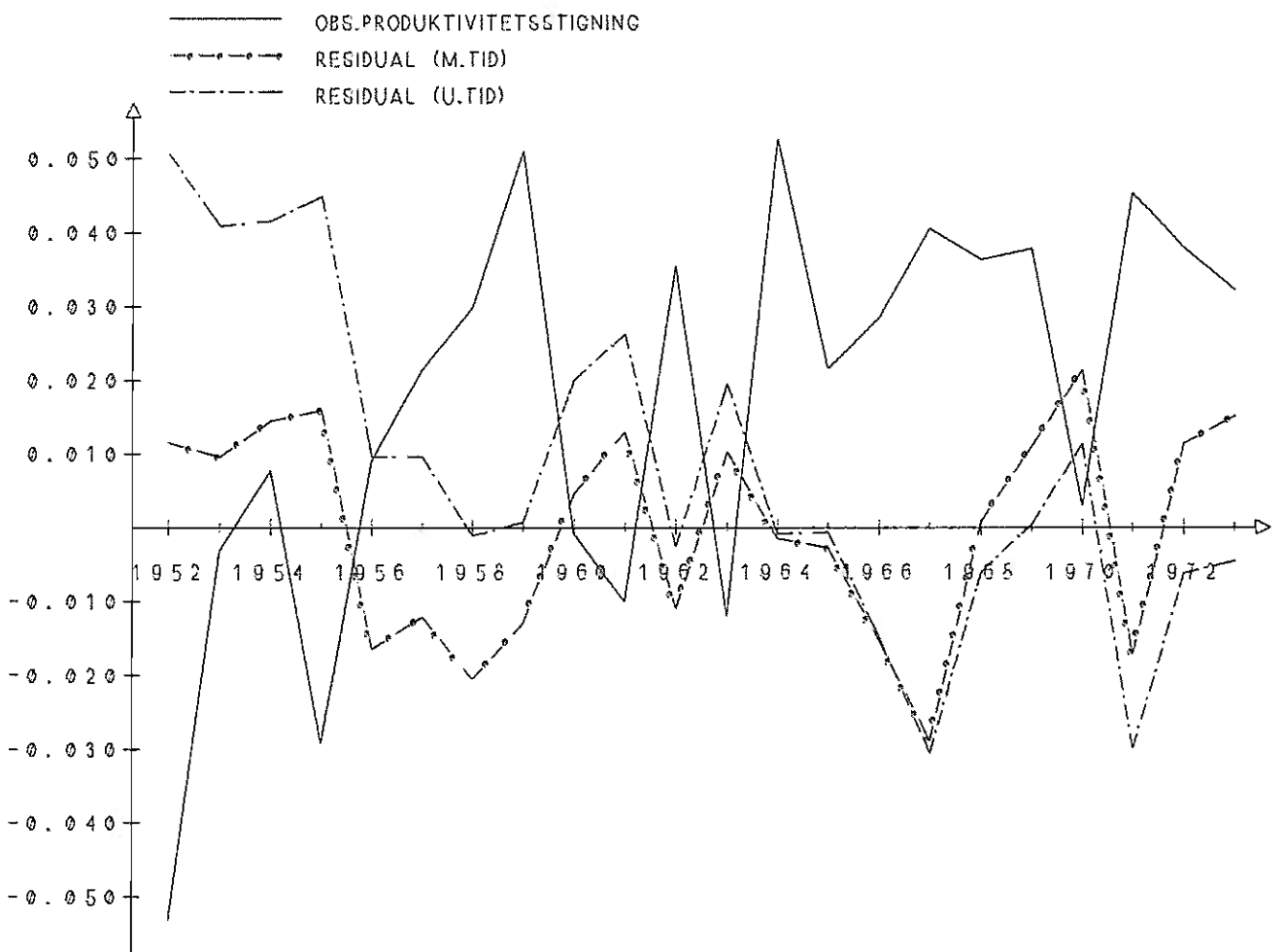
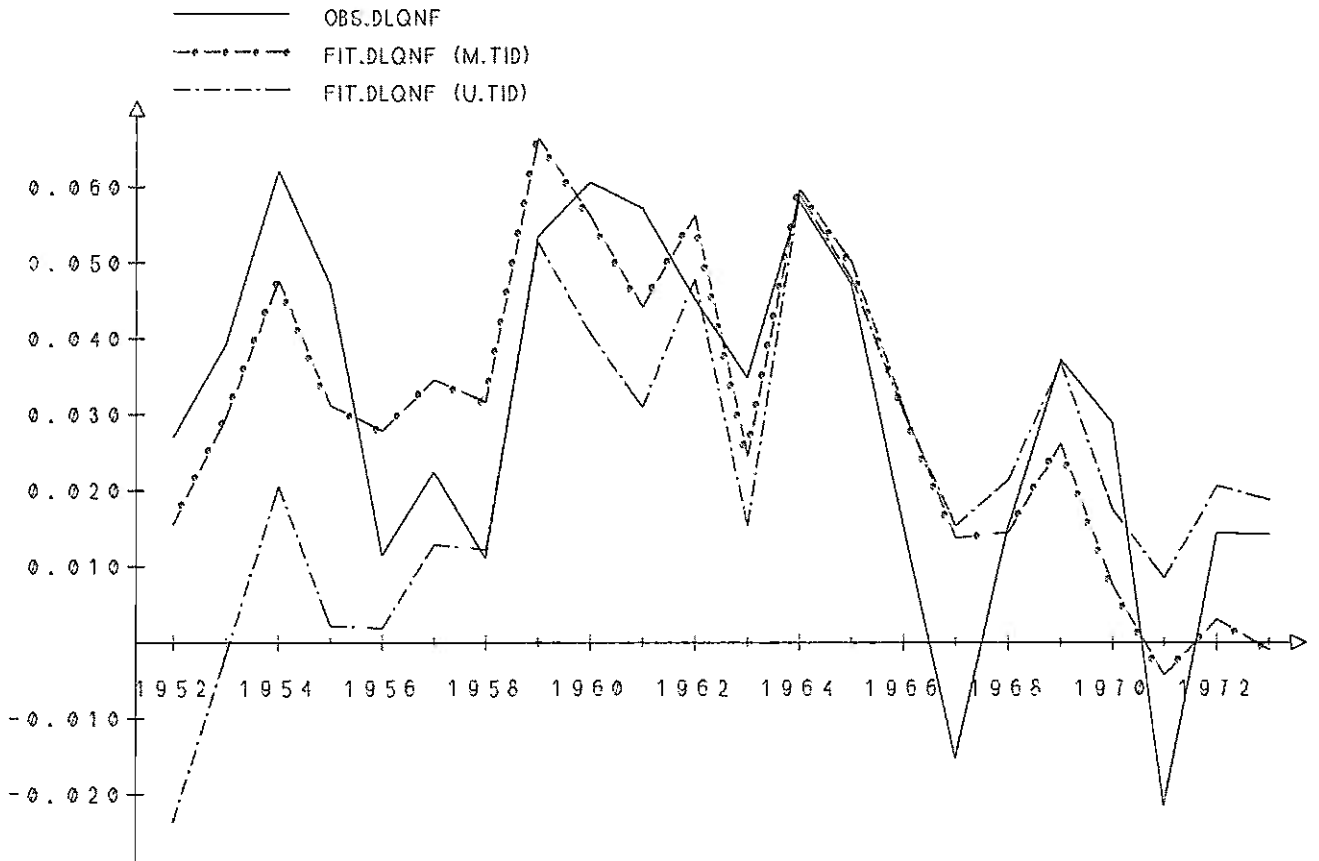
$$1/\text{lag } 23 \quad (\text{DLQnf}-\text{DLfXnF}) = -.025 + .60(\text{DLfXn}-\text{DLfXnF})$$

$$(\text{.003}) \quad (\text{.12})$$

$$n = 18 \quad (56-73) \quad s = .0016 \quad \text{DW} = 1.46$$

Her falder den ubundne relation uden accelererende led ud med signifikante og korrekte fortegn. Indførsel af tiden gør ikke relationen meget bedre og D6771 sænker koefficienten til DLF<sub>Xn</sub> til under koefficienten til det laggede udtryk og øger autokorrelationen. Hypotesen om elasticitet = 1 kan bekræftes (t værdi = .66). Relation /lag 23 og /lag 24 er tegnet op mod hinanden på følgende figur.

# PLOTUDSKRIFT



Qb-relationen

Beskæftigelsesrelationen ligger for Qb's vedkommende meget tæt op ad en faktor Cobb Douglas funktion uden tekniske fremskridt. Ved alle a priori-lag kombinationer er koefficienten til det laggede udtryk og konstantleddet insignifikant (omend med korrekte fortegn). Valget af lag har ikke den væsentlige betydning for relationens egenskaber, men da F-lag ligger tættest ved a priori hypotesen (-elasticitet = 1), vælges dette lag. Uden binding er relationen

$$\text{/lag 21 } dLQ_n = -.0079 + .65DLfX_b + .03DLfX_bF$$

$$(.0148) (.13) (.24)$$

$$n = 22 \text{ (1952-73)} \quad s = .031 \quad R^2 = .58 \quad DW = 1.98$$

og bunden

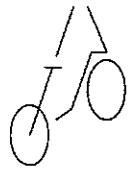
$$\text{1/lag.23 } dLQ_n - dLfX_bF = -.022 + .74(DlfX_b - DlfX_bF)$$

$$(.006) (.10)$$

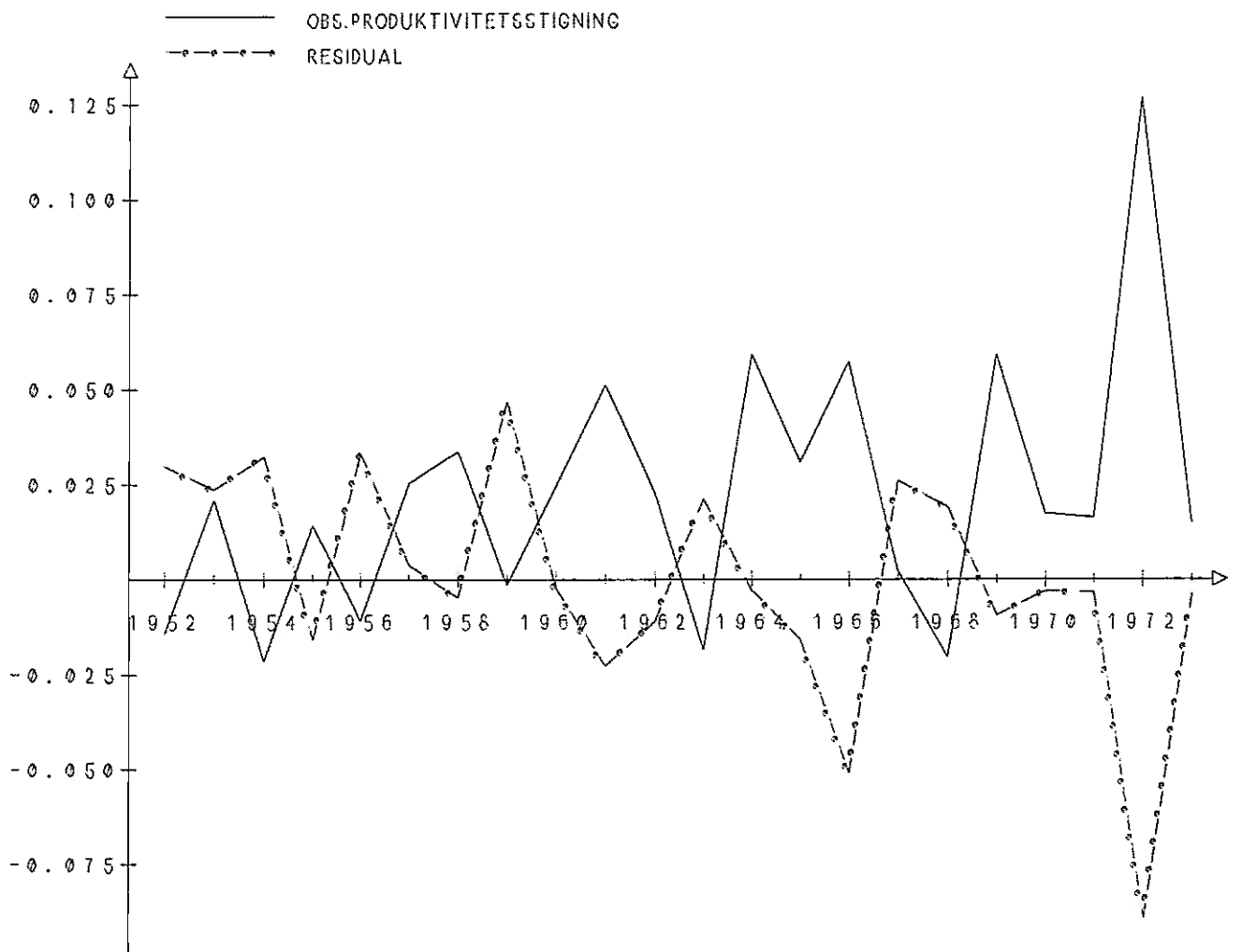
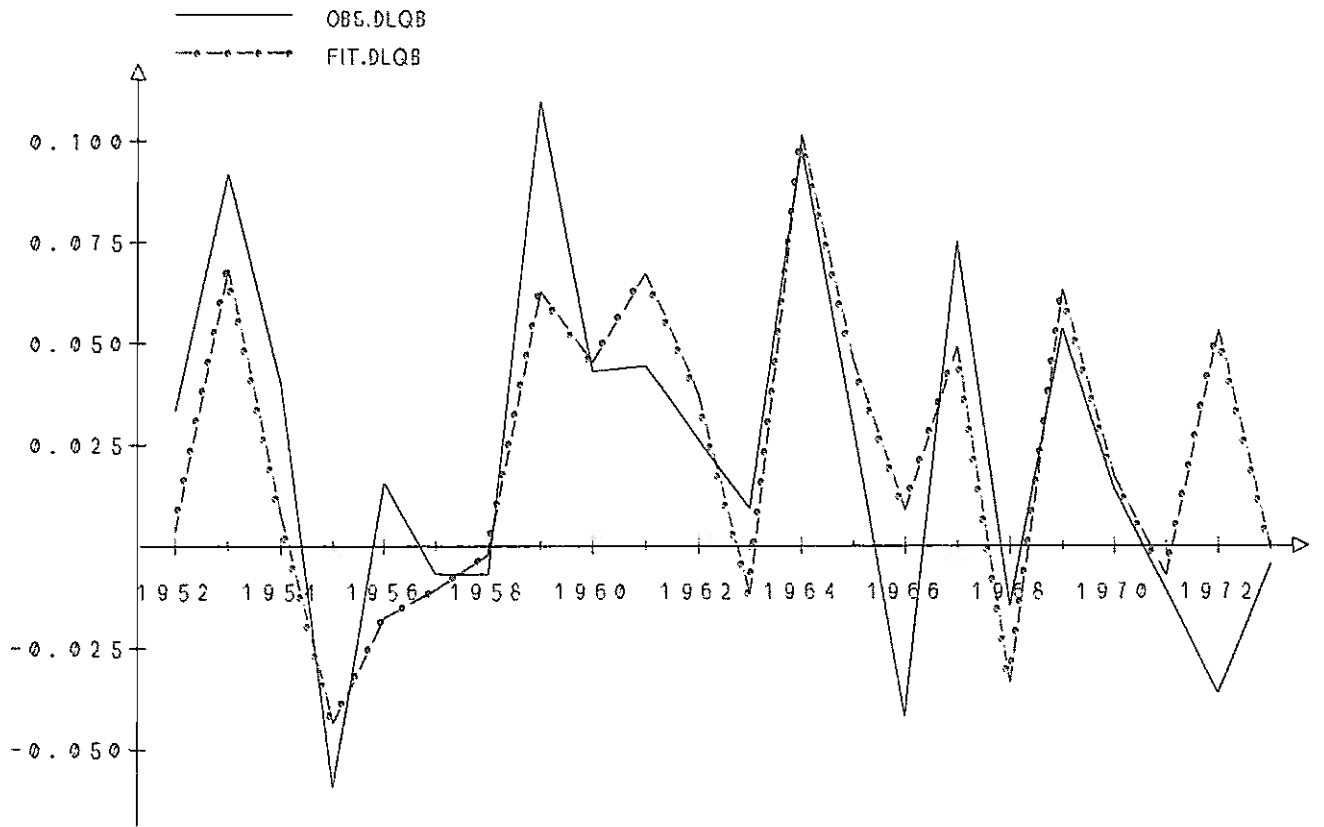
$$n = 22 \text{ (1952-73)} \quad s = .031 \quad DW = 1.87$$

Koefficienten til det laggede led og konstanten er kraftigt negativt korreleret, så derfor bliver den bundne relation pænere. Den lave forklaringsgrad i (21) er primært frembragt af en meget kraftig negativ residual i 1972, som er et år med en ekstraordinært stor produktivitetsstigning (ca. 13 pct.). Vi har forsøgt at dummy dette år ud. Dette øger  $R^2$  til .78, men dette trækker koefficienten den forkerte vej. Der er heller ikke holdepunkter for et accelererende produktivitetsled, ligesom forsøg med at inddrage  $H_{nn}$  falder uheldigt ud. Da (23) endvidere udviser en ret høj grad af parameterstabilitet, er der meget der taler for at vælge denne relation, jf. figur nedenfor.





# PLOTUDSKRIFT



Qq-relationen

I lighed med Qb-relationen kommer F-lagget ud med den laveste t-værdi ( $t = -1.20$ ) ved testet for, om elasticiteten summer til 1. Forskellen mellem de forskellige a priori-lag er også her helt marginal, ligesom t-testen jo ikke falder særligt overbevisende ud.

Forklaringsgraden i de forskellige relationer er meget lille. Tager vi den ubundne relation

$$\text{/lag 21} \quad \text{DLQq} = -.0057 + .37\text{DLfXq} + .23\text{DLfXqF}$$

$$(\text{.0116}) \quad (\text{.16}) \quad (\text{.27})$$

$$n = 22 \quad (1952-73) \quad s = .016 \quad R^2 = .22 \quad \text{DW} = 1.40,$$

ser man, at relationen ligger meget tæt op af en en-faktor Cobb-Douglas relation, og at den ikke formår at forklare ret meget af variationen i DLQq. Der er endvidere intet holdepunkt i data for at inddrage TID i relationen, og den falder da også totalt insignifikant ud, med forkert fortegn. Det der "ødelægger" relationen er primært det meget kraftige fald i beskæftigelsen i 1966 og 1967. Udelades disse år med hjælp af en dummy, stiger  $R^2$  til over .70, hvilket påviser, at disse er den afgørende forklaring til det dårlige resultat. En dummy-variabel trækker imidlertid også her koefficienterne den forkerte vej, og der er i øvrigt ingen saglig begrundelse for at indføre den. Inddragelse af Hnn fører til en signifikant koefficient med forkert fortegn. Binds Hnn med en elasticitet  $-.65$ , fører det vil en begrænset forbedring af relationen. Inddragelse af Hnn bør imidlertid ske i alle relationer, hvis den inddrages i Qq-relationen (dette var måske værd at overveje).

Relation 21 viser sig at være ret stabil overfor ændringer i sample perioden, dog med en svagt stigende tendens i konstantleddet og koefficienten til DLfXq. Binder vi relationen, får vi følgende resultat:

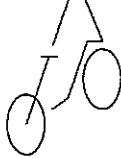
$$\text{/lag 23} \quad (\text{DLQq-DLfXqF}) = -.019 + .48(\text{DLfXq-DLfXqF})$$

$$(\text{.003}) \quad (\text{.14})$$

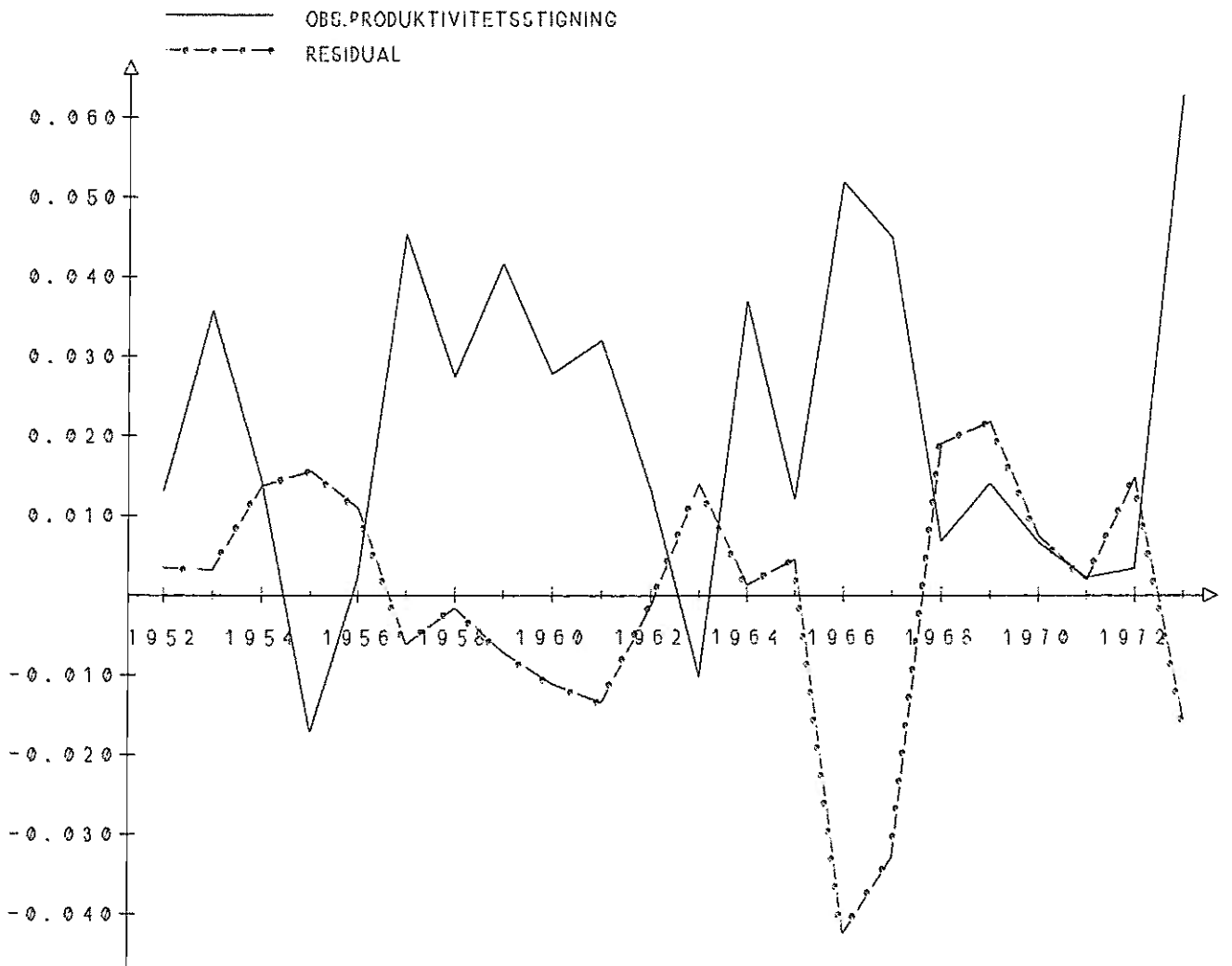
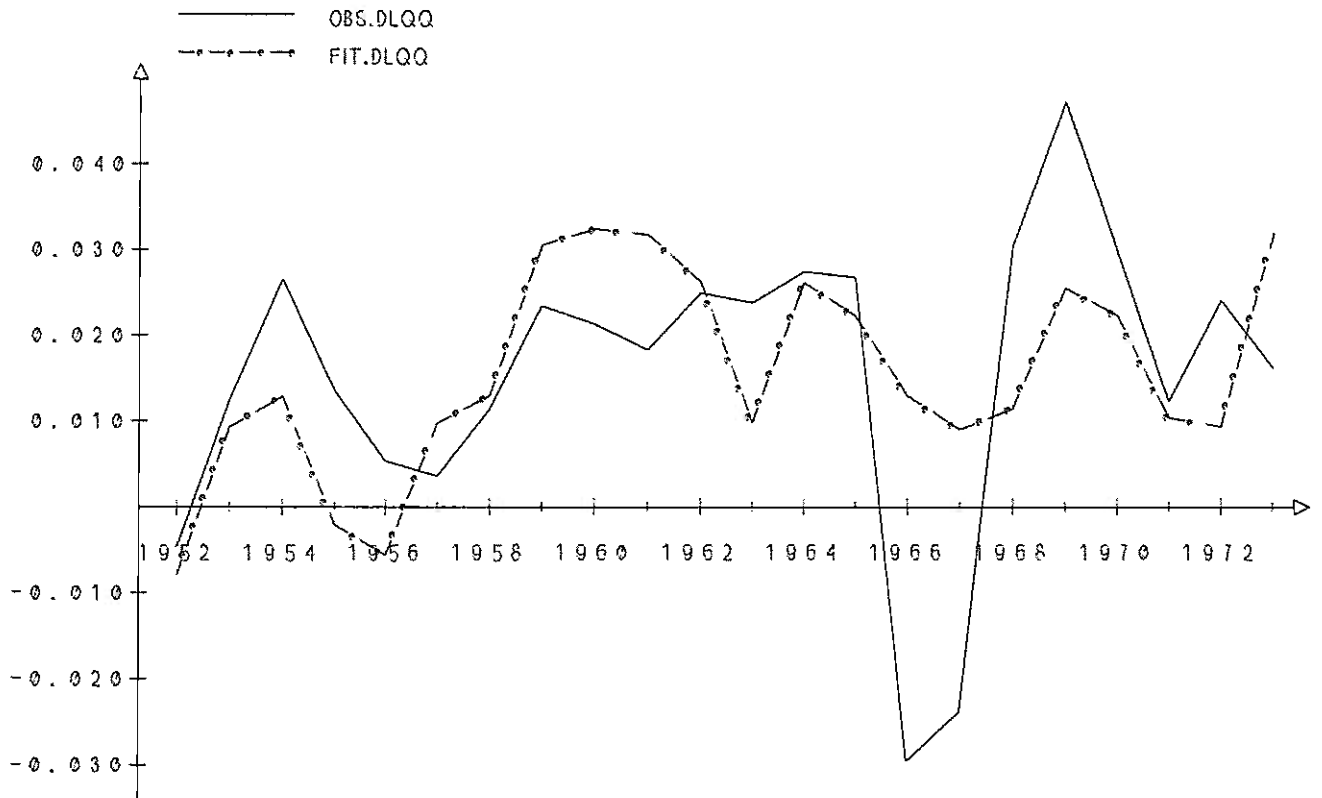
$$n = 22 \quad (52-73) \quad s = .016 \quad \text{DW} = 1.36$$

Også denne relation er rimeligt stabil.

(Denne relation er tegnet op i følgende figur)



# PLOTUDSKRIFT



2.05.79

HD/hd

### LØNRELATIONER.

I det hidtige oplæg er alle lønrelationer knyttet snævert til  $\ln a$  eller et udtryk for arbejdernes årsløn. For årslønnernes vedkomne, er der anvendt simple sammenbinderrelationer. Dette er et udtryk for at hensynet til gennemsigthed har vejet tungt, og det er vel et hensyn, som fortsat må være gældende, indtil der er opnået noget mere tilfredsstillende på denne front.

Der er endnu ikke estimeret relationer for  $\ln a$  og  $gn$  med de nye data, men da disse data stort set udvikler sig som de gamle, skal der ikke forventes noget afgørende nyt på dette område. Følgende tager derfor kun sigte på at opstille relationer for  $\ln f$ ,  $l_0$  og  $l_q$ .

Der er foretaget (ikke systematiske) forsøg med de to typer specifikationer

(1)  $l_x = k + a(\text{udtryk for årsarbejdslønnen}) + \text{evt. dummies}$

(2)  $Rl_x = k + a^R(\text{udtryk for årsarbejdsløns}) + \text{evt dummies}$

hvilket svarer nøje til, hvad der er afprøvet tidligere med de gamle data jvf JAO 29.3.78 og EA 16.3.78. Den første specifikation er et udtryk for et postulat om stabile forhold mellem lønningerne, hvor det andet er et udtryk for en konstant lønelasticitet (dette begreb er her anvendt i en lidt uvandt sammenhæng). Begge udtryk er svære at tillægge noget egentlig økonomisk indhold (måske kunne en lønførings teori anvendes som alibi), og de har derfor status som lidt komplicerede sammenbinderrelationer. Ved længere fremskrivninger vil konstantleddet specielt i den sidst type relationer blive generende.

Som højreside variable er anvendt  $\ln a_{gn}$  og  $\ln a_{ha}$  (hn var ikke lavet da jeg skrev programmerne), samt overenskomstdummi  $D_0$  og i  $l_0$  relationer anvendes en dummi, som har værdien 1 i 1961 (et år med en ekstrordinær stigning de offentlige lønninger). Der er også forsøgt med forskellige estimationsperioder (i  $\ln f$  rel.) og med forskellige lag (i  $\ln f$  og  $l_q$  relationerne).

Med hensyn til specifikation af type 1, faldt relationer alle uheldigt ud. Residualerne er meget stærkt autokorrelerede med meget lave DW til følge. Det er helt oplagt at nogle afgørende forklarende variable mangler i relationen. Denne cykliske udvikling i residual mønstret fortsætter ind i fremskrivningsperioden (som i parentes bemærket er meget kort 1974-77 for  $l_q$  kun 1974-1976), idet alle

relationer på nær én for lq overvurdere lønudviklingen i hele perioden. (disse relationer vil ikke blive vist da de dårligt tåler at se dagens lys).

Vender man sig mod specifikationstype 2 er billedet lidt mere nuanceret. Her falder specielt relationen for lnf heldigt ud (jvf samme konklusion hos JA0). Med et lag på 1/4 for den forklarende variabel ser relationerne således ud

$$\begin{aligned} \text{lnf 21: } R_{\text{lnf}} &= .0174 + .7405 R_{\text{lnagn}}(-1/4) \\ & \quad (.0112)(.1349) \\ 50-73 \quad s &= .0175 \quad R^2 = .58 \quad DW = 2.12 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{lnf 22: } R_{\text{lnf}} &= .0213 + .6561 R_{\text{lnaha}}(-1/4) \\ & \quad (.0081)(.0912) \\ 50-73 \quad s &= .0147 \quad R^2 = .70 \quad DW = 1.81 \end{aligned}$$

Når der er valgt relationen med 1/4 år som lag, skyldes det, at denne specifikation giver de mest robuste estimater overfor ændring i estimationsperiode, og de giver også de bedste fit i frem-skrivningsperioden jvf tab

	Rlnf	(lnf 21)	(lnf 22)
1974	.178	.156	.155
1975	.157	.148	.127
1976	.100	.113	.107
1977	.078	.094	.094

Hvis man skal vælge blandt de to relationer falder valget nok på den første, som har et pænere residualmønster og en rimelig høj koef. til den forklarende variable.

Med hensyn til lo og lq er resultaterne ikke så pæne. Det gælder generelt for de 3 lønsumsudtryk, at forholdet mellem afh. og uafh målt som vækstrater er stærkt autokorreleret (dette fremgår klart af de vedlagte tabeller over sammenbindingskoeff. jvf iøvrigt nedenfor) Det er klart at det bevirker at få noget fornuftigt ud af den ovennævnte specifikation. For lo får man bedst resultat med følgende relationer

$$\begin{aligned} \text{lo 11: } R_{\text{lo}} &= .0134 + .8095 R_{\text{lnagn}} + .1453 DD60(1) \\ & \quad (.0190)(.2225) \quad (.0323) \\ 50-73 \quad s &= .0316 \quad R^2 = .62 \quad DW = 2.05 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{lo 12: } R_{\text{lo}} &= .0242 + .6446 R_{\text{lnaha}} + .1250 DD60(1) \\ & \quad (.0168)(.1846) \quad (.0334) \\ 50-73 \quad s &= .0321 \quad R^2 = .61 \quad DW = 2.17 \end{aligned}$$

Residualspredningen er stor

Residualspredningen er stor og residualmønstret er ikke pænt i nogen af relationerne. Relationerne fremskriver stort set lige så godt eller dårligt, som de gør i estimationsperioden.

	R1o	(1o 11)	(1o 12)	(1o 13)
1974	.163	.208	.163	.171
1975	.163	.138	.117	.153
1976	.099	.119	.105	.100
1977	.064	.091	.093	.081

1q relationer er ikke pænere. Residualmønstrene synes at tyde på en del autokorrelation. Specielt kan relationerne ikke den kraftige vækst i 65-67. Der er prøvet forskellige laglængder og et lag på 1/4 år synes igen at give de bedste relationer

$$1q \ 32: R1q = .0237 + .7812 R1nagn(-1/4)$$

$$(.0162)(.1934)$$

$$50-73 \quad s = .0259 \quad R^2 = .43 \quad DW = 1.30$$

$$1q \ 33: R1q = .0303 + .6614 R1naha(-1/4)$$

$$(.0133)(.1924)$$

$$50-73 \quad s = .0215 \quad R^2 = .47 \quad DW = 1.11$$

Fremskrivningsperioden er kort, så det er vel begrænset hvad man kan konkluderer ud fra denne.

	R1q	(1q 32)	(1q 33)	(1q 34)
1974	.199	.188	.165	.178
1975	.189	.161	.137	.178
1976	.113	.130	.116	.127

Det fremgår, at ingen af relationerne fanger udviklingen i 1o og 1q i årene 1974/75.

Ud over at anvende et arbejdslønsudtryk, er der for 1o og 1q også gennemført forsøg med lnf som forklarende variabel. Relationerne er følgende

$$1o \ 13: R1o = .0093 + .9089 R1nf + .1385 DD60(1)$$

$$(.0201)(.2518) \quad (.0325)$$

$$50-73 \quad s = .0317 \quad R^2 = .62 \quad DW = 2.17$$

$$1q \ 34: R1q = .0056 + 1.059 R1nf(-1/4)$$

$$(.0152)(.1924)$$

$$50-73 \quad s = .0215 \quad R^2 = .58 \quad DW = 1.64$$

Relationer

Relationerne en smule forbedret, ligesom det af de estimerede koeff. fremgår, at begge relationer omtrent er egentlige sammenbindingsrelationer men elasticitet 1. Endelig fremskriver relationer bedre, bl. andet fanger de den ovenfor omtalte udv. i 1974/75. Det er imidlertid oplagt, at der skal meget gode argumenter til, før den simple struktur skal ødelægges ved inddragelse af  $\ln f$  som højresidè var.

Som et muligt alternativ til at anvende relationer af ovennævnte type, er at anvende egentlige sammenbindingsrelationer af formen:

$$b_x = R_x / R_{\ln a}$$

$$b_{hax} = R_x / R_{\ln a_h}$$

$$b_{gnx} = R_x / r_{\ln a_{gn}}$$

$$b_{Hnx} = R_x / R_{\ln a_{hn}}$$

hvor x står for  $\ln f$ ,  $\ln q$  og  $\ln o$ . (jvf PUF 20.4.78). Disse størrelser er alle printet ud og vist som bilag. Samstemmende viser sammenbindingsstørrelsen  $b_x$  den største stabilitet i de senere år, hvilket nok er værd at tænke over.

A. ADAM beskæftigelsesserier. Disse serier er i al væsentlighed allerede konstrueret jvf tabel 10.1 og 10.2 i MEMO 64. Før disse serier imidlertid kan betragtes som endelige, må der foretages en overflytning af sektorerne 3620 og 3840 fra NyN til NyQ. For årene 48-70 er størrelserne for disse sektors beskæftigelse taget fra EAS notat af januar 78 (s.4). For årene 70-75 er der anvendt nationalregnskabstal, og for de sidste toår, er tallene fundet ved ekstrapolation.

B. Industristatistikens tal opdateret til 76-niveau. Bag ved konstruktionen af nyN serierne ligger de 76 niveauførte Qn og Qnf serier. (I fremgangsserien er der lidt terminologi forvirring, men fremover vil Qn blive reserveret fremstillingsvirk. og hvis det bliver nødvendigt vil GQn betegne industrien) Fremgangsmåden ved konstruktion af de niveaujusterede serier for GQn og GQnf er beskrevet i HD papir af 9.08.78. På analog måde føres serierne An, GWna og GWnf op til 76-niveauet. Udgangstallene er således for perioden 1948-65 de foreløbige Søren Larsen tal, og for den resterende periode anvendes industristatistikken direkte. På disse serier er der foretaget en del korrektioner for databrud, omdefineringer m.v.. Som udgangspunkt er det antaget at både arbejdstid og lønsum pr. person er de samme i udgangsserierne, som i korrektionsserierne. For korrektionsserierne 3,4 og 5 (databruddet i 70, el og gas samt mejerierne) er der imidlertid foretaget en opskrivning af disse gennemsnitstal med nogle konstante opskrivningsfaktorer (jvf tabel).

TABEL. OPSKRIVNINGSAKTORER

	An	GWna	GWnf
korrekt. 3	1.024	.977	.87
korrekt. 4	1.07	1.18	1.10
korrekt. 5	1.13	1.10	1.02

Opskrivningsfaktorerne er fundet ved at tage forholdet mellem arbejdstid og lønsum pr. pers. i de nytillførte virk. og de gamle. Selvom det ikke er direkte anvendt ved fastsættelsen af opskrivningsfakt., er ovennævnte forhold også beregnet for årene 48 og 58 (Erhvervstøllingerne), og det understøtter anvendelsen af konst. opskrivningsfaktorer. Af disse serier afledes serier for Gn, Ina og Inf. Som man skulle vente afviger de nye serier fra de gamle primært i niveau, hvorimod forløbene er stort set uændret.



LØNSUM (fortsat)

Der er foretaget nogle enkelte korrektioner i forhold til det tidligere papir af 25.04.79.

1) Wq omfattede ikke lønsummen fra sektor s.3620 og s.3840, ligesom Wh ikke var udskilddt som en særskilddt post. Dette er nu rettet. Da Qq ikke er ændret (her var sektorerne korrekt placeret) så har dette medført, at der er fremkommet en ny lq serie. Estimationsresultaterne i papiret 2.05.79 er derfor også ændret, men da det er besluttet, at vi anvender sammenbindingsrelationer i fremskrivningsperioden, er disse nye relationer ikke gengivet her.

2) Wn var beregnet ved hjælp af korlnh, hvilket er uhensigtsmæssigt, da det kræver kendskab til, hvorledes Qnn og Qnnf udvikler sig. Wn er nu direkte beregnet ud fra interpolation af kln (kaldet tidl. korln jvf 25.4.79).

3) Det var et ønske at W (den totale lønsum) skulle være et statistik baseret tal. Dette har nødvendiggjort oprettelsen af en residualstørrelse  $W_{res} = W - \sum W_x$ , som, indtil nationalregnskabets lønsummer kan anvendes direkte, danner overgangen fra nationalregnskabet totale lønsum til summen af sektorlønsommerne.  $W_{res}$  er sat til 0 i perioden før 66. Når  $W_{res}$  er negativ i den følgende periode, er dette bl.a. foresaget af en inkensekvens i datakonstruktionen. Personer beskft. med handel i fremst. er ikke fratrukket Qn og Qnf, hvilket medfører at den udbetalte løn til disse personer også er medregnet i Wna og Wnf (disse størrelser er lønsats bestemte). Da denne lønsum også er medregnet i Wq (som er lønsumsbaseret) er beløbet medregnet to gange. Der er ikke korrigeret for dette i beskæftigelsesserierne, da det forekommer mest rimeligt, at foretage disse ændringer sammen med de korrektioner, der skal foretages ved overgang til nationalregnskabets beskæftigelsestal.

25/4 1979

Løn og lønsumsberegning.

Den langsigtede målsætning er, at vi skal kunne anvende nationalregnskabsdata direkte. Vi kan håbe, at dette kan ske allerede med 1975 tallene, men det afhænger af, om man begynder at lave beskæftigelses- og lønsumstal på en for os acceptabel måde.

Indtil da må vi konstruere vores egne tal. Principperne bag beregningerne er følgende: Lønsummerne niveauføres med de nye nationalregnskabstal således at der, hvor lønsumstallene er beregnet på grundlag af satser, niveauføres satserne, og der, hvor informationerne er regnskabsbaseret, niveauføres lønsummerne. I det første tilfælde er det lønsummerne, der giver sig, i det andet tilfælde vil det være lønsatserne (eller årslønningerne).

Landbrugets lønsum (Wa) er bragt i niveau med det nye nationalregnskabs værdi. Dette gøres ved at det gamle nationalregnskabs lønsums tal multipliceres med henholdsvis .85 i periode 48-65 og .72 fra 74 og frem. Disse to korrektionsfaktorer er fundet som forholdet mellem ny og gammel lønsum i 1966 og 1973. Beregningsmetoden er lidt summarisk, hvilket er en følge af, at lønsummerne ikke skal anvendes til årslønsberegninger. Det bryder også lidt med ovennævnte principper, da det egentlige landbrugs lønsum er lønsatsbestemt (i en del af perioden af 3. kontor), hvor resten bygger på regnskabsoplysninger. Selv om vi (endnu) ikke skal bruge årslønnen til noget, er den beregnet som  $Wa/Qa$  og betegnet med  $lla$ .

Fremstillingserhvervenes lønsum. Nationalregnskabet beregner lønsum i industrien ud fra industristatistikken efter samme retningslinier, som det gøres i ADAM. Problemet opstår med de midtre fremstillingsvirksomheder. Anvendes der lønsatserne  $lna$  og  $lnf$ , får man helt urealistiske resultater (i visse sektorer med lønkvoter over 1). I nationalregnskabet "klares" problemet ved at fordele BFI ligeligt ud blandt alle beskæftigede. Dette giver en lønsum, hvorefter en implicit lønsats kan beregnes.

$$lhna = korlhn \times lna$$

$$lhnf = korlhn \times lnf$$

I perioden 66-73 kan denne korrektionsfaktor beregnes ud fra nationalregnskabsstatistikken. Endvidere har vi opstillet skøn for denne i 48 og 58. I perioden 48-65 interpoleres der mellem 48,58 og 66, og efter 73 sættes korrektionsværdien lig med .73 værdien.

Tabel	korlhn	korln
1948	.72	.91
1958	.78	.93
1966	.71	.92
1967	.74	.93
1968	.69	.92
1969	.70	.93
1970	.72	.93
1971	.74	.94
1972	.68	.93
1973	.79	.96

Konstruktionen er måske ikke særlig heldig da den kræver, at vi også kender udviklingen i industriens beskæftigelse. I fremskrivningsperioden vil det måske være rimeligere at have en korrektionsfaktor, der angav forholdet mellem satser for hele fremstillingsvirksomheden og lna. Den er let at finde og er angivet i tabellen. Denne sidstnævnte faktor nærmer sig i de senere år 1, og det er derfor en nærliggende mulighed fremover, at bruge lna og lnf uden korrektionsfaktorer.

Bygge og anlæg. I lighed med de gamle ADAM-data er også de nye nationalregnskabsdata beregnet på grundlag af forskellige lønsatser. Alt taler således for at vi anvender samme metoder som for den mindre fremstillingsvirksomhed. Her anvender vi ved bagudførelsen nationalregnskabets opgørelse fra 1953 og ikke erhvervstællingerne (jvf. begrundelse nedenfor). Før 53 anvendes 53 værdierne, mellem 53 og 66 interpoleres der, og efter 73 anvendes 73 værdierne. korrektionsfaktorerne er angivet i tabellen nedenfor.

Tabel	korlnb
1953	1.26
1966	1.36
1967	1.34
1968	1.37
1969	1.37
1970	1.37
1971	1.34
1972	1.32
1973	1.34

Når vi ikke anvender erhvervstællingernes oplysninger så er det fordi de afviger for kraftigt fra de ovennævnte tal (1948 er tallet .89 og 1958 .91).

Forklaringen til den afvigelse kan være, at den korrektionsfaktor vi får fra nationalregnskabet afspejler forholdet mellem lønsatser, hvorimod erhvervs-tællingen afslører forholdet mellem årslønningerne. Ved beregningen af Wb (især i de gamle tal) skulle der derfor ligge en kraftig overvurdering af den årlige arbejdstid. Holder den forklaring, kan vi forvente en nedsættelse af Wb når S.L. tallene dukker op. Vi må imidlertid antage, at forskellene mellem årlig arbejdstid i industrien og byggefagene er af mindre betydning i de senere år.

Øvrige erhverv. Her er anvendt forskellige metoder. Detail- og engroshandlens lønsumstal er regnskabsbaseret i det nye nationalregnskab. Forskellen mellem lønsummerne i det gamle nationalregnskab og det nye kan forklares ud fra forskelle i afgrænsningen. Denne forskel synes at holde sig bagud i tiden, så de gamle tal er nedsat med 10% i perioden 48 - 65.

For pengeinstitutterne m.v. og transport skønnes afvigelsen at være akkumuleret fejl. Afvigelsen aftrappes bagud til 0 i 1953.

De øvrige afvigelser kan forklares ved at håndværksmæssige servicefag er overført til sektor 8540 fra håndværk.

Offentlig sektor. Også her er der tale om regnskabstal som derfor anvendes direkte. Da 66 tallene for den nye og den gamle er omtrent ens kan de gamle o sektor tal for perioden 48 til 66 anvendes uden korrektion. I perioden frem fra 74 anvendes de gamle multipliceret med forholdet mellem de gamle og nye i 73.

Sammenfattende om lønsum. På den følgende side er der et dataprint af lønkvoterne for, alle 6 ADAM-sektorer. Disse størrelser er beregnet som forholdet mellem de ovennævnte lønsummer og de nye BFI-tal i løbende priser. Da beregningerne af disse to størrelser er sket uafhængigt kan man påstå, at udviklingen i disse kv.-størrelser kan bruges ved vurderingen af beregningernes kvalitet. Uden at der er gået i detaljer, synes udviklingen i disse kvoter at følge, hvad

Årslønningerne l<sub>nf</sub>, l<sub>q</sub> og l<sub>o</sub>. Alæ 3 serier h' forskudt sig niveaumæssigt i forhold til de gamle. For l<sub>nf</sub>'s vædkommendmå udviklingen i den gamle serie stort set siges at være bevaret. (De ny og gamle tidsserier er vedlagt som bilag) Dette kan ikke siges at være tilfældet for l<sub>q</sub> og l<sub>o</sub> serierne. For at tage den sidste først, så ligger afvigelserne naturmødvendigt efter 1966 (da serierne er ens før 66). Det er en ehagelighed at bruddet i 70 er bragt ud af verdenen, men serien afviger fra den gamle på andre punkter, og her er det især iøjnefaldende, det dyk serien foretager i 1972. l<sub>q</sub> serien er ikke direkte sammenlignelig med Gl<sub>q</sub>, da den bygger på en helt anden sektoropdeling. Som det fremgår af udskriften er l<sub>q</sub>-serien i de senere år stort set bragt i niveau med l<sub>o</sub>. Sammen ligner man med gamle l<sub>q</sub> ligger de store afvigelser efter 1973 (men der er også betydelige afvigelser i udviklingen 70/71). Ændringerne ligger generelt på et højere niveau end før.

BESKÆFTIGELSESSERIER FOR NY N.

Beregningerne af beskæftigelsesserierne i EA's notat af januar 78 tog deres udgangspunkt i de gamle Qn og Qnf serier. Disse serier er korrigeret for databrud m.v. således, at niveauerne i 1965 for Qn og Qnf er bragt i overensstemmelse med opgørelserne i industristatistikken. I dette notat vil der blive opstillet en ny Qn og Qnf serie, der har niveausammenfald med beskæftigelsesopgørelserne fra industristatistikken i 1976, som pt er den senest offentliggjorte. Ud fra disse to serier vil beskæftigelsesserier for hele Ny N for perioden 48-70 blive afledet efter samme fremgangsmåde, som den der er anvendt i EA's notat af januar 78. Afslutningsvis vil problemet vedr., hvilke serier der bør anvendes efter 1970, blive drøftet.

Industriens beskæftigelse.

Tabel 1 og tabel 2 viser industriens beskæftigelse af arbejdere (eks. hjemmearbejdere og inkl. handelsmedarb.) henholdsvis funktionærer (dvs de øvrige besk. eks. selvstændige og med. husstruer). Serierne er frem til og med 65 opstillet ud fra foreløbige data fra Søren Larsen og efter 65 direkte ud fra industristatistikken. Korrektionerne 1-5 er niveaukromrektioner, der dels sikre sammenlignelighed i serierne og dels, at der er niveausammenfald i 76. Beskæftigelsestallene omfatter således også el- og gasværker samt mejerier med over 6 ansatte, da disse indgår i industristatistikken fra og med henh. 73 og 76. Der er iøvrigt kort redegjort for indholdet af korrektionerne i noter til tabellerne.

Beskæftigelsen i Ny N.

I tabel 3 er forholdet mellem folketællingernes opgørelser af arbejdsstyrken for arbejdere henh. funktionærer og Un henh. Unf angivet (Unf er beregnet som  $Qnf/Bnf$ , hvor  $Bnf=1$ -arbejdsløshedsprocenten for HK).

Tabel 3.

Opgangningsfaktorer for arbejdere henh. funktionærer i folketællingsårerne

	1950	1955	1960	1965	1970
Arbejdere	1.464	1.453	1.439	1.413	1.371
Funktionærer	1.093	1.199	1.163	1.206	1.222

Tabel 1:

Ny Qn ang. i 100 mand.

	S. L. 1) Data	Indu- stri. Stat.	Korr. 2) 1.	Korr. 3) 2.	Korr. 4) 3.	Korr. 5) 4.	Korr. 6) 5.	Ny Qn
48	2272		-	5	4	58	71	2410
49	2313		-	5	4	58	71	2451
50	2460		-	5	4	58	71	2598
51	2478		-	6	4	58	71	2617
52	2355		-	5	4	58	71	2493
53	2389		-	5	4	58	71	2527
54	2488		-	6	4	57	71	2626
55	2450		-	5	4	57	71	2587
56	2422		-	5	4	57	71	2559
57	2531		-	5	4	57	71	2668
58	2523		-	5	4	57	71	2660
59	2738		-	5	14	57	73	2887
60	2909		-	6	25	57	75	3072
61	2967		-	6	35	56	76	3140
62	3028		-	6	46	56	78	3214
63	2998		-	6	57	56	80	3197
64	2996		-	6	68	55	82	3207
65	3083		-	6	79	55	84	3307
66		3039	-		91	55	86	3271
67		2875	-		104	54	85	3118
68		2852	-		116	54	84	3106
69		2984	-		130	54	81	3249
70		3172	-			53	80	3305
71		3049	-			52	78	3179
72		3084	-			51	78	3213
73		3260	-				75	3335
74		3120	-				74	3194
75		2789	-				72	2861
76		2900	-					2900

Noter til tab. 1 og 2.

1) Foreløbige data fra Søren Larsen.

2) S. L. data er ikke korrigeret for ændringer i funkt. begrebet, af hvilke der har været følgende. a) gruppen "andre funkt." udv. i 50, skønnet med ca. 2600 pers. (SM 4.145.1 s.43). b) Udv. af funkt. begr. i 53, skønnet ca med 3000 pers. (SM 4.158.1 s.51). c) Af en stign. på 2200 skønnes 700 at stamme fra en udv. af funkt. gruppen i 50. (SM 60:10). Korrektionen er ført bagud med faste %-satser.

3) S. L. data er bragt på sammenlignelig 66-basis, bortset fra at ikke hele - fortsætter -

Tabel 2.

Ny Qnf ang. i 100 mand.

S. L. i) Data	Indu- stri. Stat.	Korr. 2) 1.	Korr. 3) 2.	Korr. 4) 3.	Korr. 5) 4.	Korr. 6) 5.	Ny Qnf
48	446	52		1	18	9	526
49	475	53		1	20	9	558
50	520	33		1	21	9	584
51	540	34		1	23	9	607
52	544	34		1	24	9	612
53	589	6		1	26	9	631
54	613	7	1	1	27	9	658
55	626	7	1	1	29	9	673
56	641	7	1	1	30	9	689
57	657	7	1	1	31	9	706
58	681		1	1	32	9	724
59	719		1	3	33	9	765
60	764		1	5	33	10	813
61	811		1	7	34	11	864
62	845		1	9	34	12	901
63	860		1	12	35	13	921
64	907		1	14	35	14	971
65	941		1	17	36	15	1010
66	957			20	36	15	1028
67	938			23	37	14	1012
68	949			26	39	14	1028
69	981			29	40	14	1064
70	1038				42	14	1094
71	1026				43	14	1083
72	1050				45	14	1109
73	1123					14	1137
74	1126					14	1140
75	1075					14	1089
76	1070						1070

Noter til tab. 1 og 2. (fortsat)

- råstofudv. er med, hvilke skønsm. svarer til 4% af gruppe 33's beskæft.
- 4) Korr. som følge af den ekstraord. tilgang af virk. i 1970 (sm 73:2 sll-17)
- 5) El- og gasværk. er med fra 73. Forholdet mellem besk. i virk. med henh. flere og færre end 6 ans. kendes i 48 (ST 5.A4 s.9,45 og 104), og i 73 (industristat. og nationalregn.). Der interp. mellem disse år, hvorefter besk. kan beregnes (I 48 og 58 samt i perioden 66-73 kendes total besk. i sektoren, de øvr. år findes ved interpolation.
- 6) Mejerier med over 6 ans. er med fra 76. Beregnes analogt med korr. 5

Sammenligner man tabel 3 med tabellerne side 2 og 4 nederst i EA januar 78, ser man, at det nye forhold for arbejdere udviser et mere jævnt fald, hvor opgangningsfaktoren i EA er meget tæt ved at være konstant. For funktionærernes vedkomne er begge forhold voksende dog med et besynderligt fald i 1960. På grundlag af bl.a. opgangningsfaktorerne i tabel 3, er der i tabel 4 og tabel 5 opstillet beskæftigelsesserier for arbejdere henh. funktionærer for hele perioden 50-70, beregnet efter henh. en multiplikativ og en additiv metode. Beregningmåden er fuldstændig analog med den, der er fulgt i EA's papir, hvorfor der henvises til dette (side 3-4) for en nærmere beskrivelse af metoderne. (Når niveauerne i tabellerne 4 og 5 i folketællingsårerne er lidt forskellige fra tabellerne side 3 og 5 i EA's notat skyldes dette udelukkende, at sektor 5 er med i den første, men ikke i den sidste serie. Derimod er der ikke her eller senere i dette papir foretaget nogen korrektion for sektor 3640 og 3820, da deres placering endnu er et åbent spørgsmål, jvf EA juli og august 78). Første ordens differenserne for de nye og de gamle serier afviger ikke på noget punkt afgørende fra hinanden.

#### Beskæftigelsesserier for perioden 70 og frem.

Ved overgangen til beskæftigelsestællingerne (BU), opstår der en række niveauproblemer, som her vil blive udskudt til efter det afgørende spørgsmål vedr., hvilke serier, der skal danne basis for beskæftigelsesserierne i Ny N, er blevet drøftet.

På det sektor niveau, som ADAM opererer på, er det nok lidt vanskeligt at argumentere for, at den ene beskæftigelsesundersøgelse er af højere kvalitet end den anden. Mellem de enkelte BU er der en række sammenlignelighedsproblemer, som bunder i ændrede population, varierende svarfrekvens m.v.. Behandlingen af disse problemer adskiller sig ikke principielt fra de korrektio-  
mer, der foretages som følge af eks. ændrede klassifikationer, og kan derfor behandles analogt med disse (idet omfang den kvantitative størrelse af disse skift er belyst). Der er således intet til hinder for, at der kan opstilles rimelig sammenlignelige tal for beskæftigelsen i de sektorer som ADAM dækker ud fra BU (jvf iøvrigt EA juli 78). Man må blot gøre sig klart, at i den udstrækning, der findes primær serier for hele eller dele af de behandlede erhverv, undertrykkes disse til fordel for BU-opgørelserne. Dette ville være forsvarligt i den udstrækning at BU ikke er væsentlig uoverensstemmelse med de tilsvarende primærserier.

En måde at belyse dette problem på, er at beregne opgangningsfaktorerne for arbejdere henh. funktionærer, ud fra de løbende beskæftigelsesundersøgelser (sæsonkorrigeret m.v. jvf EA juli 78) og de løbende værdier af  $U_m$  og  $U_{nf}$ , for at se om disse udvikler sig rimeligt. Dette er gjort i Tabel 6.



Tabel 4.

n

Alternative beregninger af beskæftigelsen af arbejdere i sekt. 2-3,5 (100 mand)

	Opgång- nings- faktor	Beskæf- tigelse i 2,3,5	Beskæft- tigelse i håndv.	Arbejds- styrke i håndv.	Beskæf- tigelse i håndv.	Beskæf- tigelse i 2,3,5
48	1.468	3538	1128	1287	1220	3630
49	1.466	3593	1142	1283	1197	3648
50	1.464	3803	1205	1278	1205	3803
51	1.462	3826	1209	1273	1174	3791
52	1.460	3640	1147	1269	1143	3636
53	1.457	3682	1155	1264	1176	3703
54	1.455	3821	1195	1260	1192	3818
55	1.453	3759	1172	1255	1171	3758
56	1.450	3711	1152	1286	1184	3743
57	1.447	3861	1193	1317	1223	3891
58	1.445	3844	1184	1347	1255	3915
59	1.442	4163	1276	1378	1323	4210
60	1.439	4421	1349	1409	1377	4449
61	1.434	4503	1363	1404	1373	4513
62	1.429	4593	1379	1399	1375	4589
63	1.423	4549	1352	1395	1357	4554
64	1.418	4548	1341	1390	1365	4572
65	1.413	4673	1366	1385	1364	4671
66	1.405	4596	1325	1359	1335	4606
67	1.396	4353	1235	1332	1297	4415
68	1.388	<del>4311</del>	1205	1306	1251	4357
69	1.379	4480	1231	1279	1241	4490
70	1.371	4531	1226	1253	1227	4532

Tabel 5.

Alternative beregninger af beskæftigelsen af funktionærer i sekt. 2,3,5(100mand)

	Opgang- nings- faktor	Beskæf- tigelse i 2,3,5	Beskæf- tigelse i håndv.	Arbejds- styrke i håndv.	Beskæf- tigelse i håndv.	Beskæf- tigelse i 2,3,5
48	1.051	553	27	24	23	549
49	1.072	598	40	40	39	597
50	1.093	638	54	56	54	638
51	1.114	676	69	72	69	676
52	1.135	695	83	88	85	698
53	1.157	730	99	105	102	733
54	1.178	775	117	121	118	776
55	1.199	807	134	137	134	807
56	1.192	821	132	136	132	821
57	1.185	837	131	136	132	838
58	1.177	852	128	135	132	856
59	1.170	895	130	135	133	898
60	1.163	946	133	134	133	946
61	1.171	1012	148	149	148	1012
62	1.180	1063	162	154	153	1054
63	1.189	1095	174	179	178	1099
64	1.197	1162	191	194	193	1164
65	1.206	1218	208	209	208	1218
66	1.209	1243	215	217	216	1244
67	1.212	1227	215	224	222	1234
68	1.216	1250	222	232	227	1255
69	1.219	1297	233	239	233	1297
70	1.222	1337	243	247	243	1337

Tabel 6.

Opgangningsfaktorer for arb. og funkt. i perioden 70-76.

	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976
arbejd.	1.426	1.439	1.356	1.311	1.303	1.322	1.344
funkt.	1.327	1.344	1.328	1.284	1.295	1.235	1.279

Ser man bort fra niveauskiftet ved overgang til BU, så fremgår følgende ved en sammenligning af tabellerne 2 og 6 ovenfor; for det første er udviklingen i opgangningsfaktoren specielt for arbejdernes vedkomne mere ujævn, for det andet falder forholdet relativt kraftigere efter 70 (dette er særlig bemærkelsesværdigt for funktionærene, hvor en stigning i opgangningsfaktoren før 1970 er blevet afløst af et temmeligt kraftigt fald). Det er tænkeligt, at forholdet mellem arbejdsstyrken i håndværk og industri også er konjunktur afhængig, uden at dette umiddelbart virker særligt sandsynligt. Hvorvidt den strukturelle udvikling, hvor de mindre virk.'s andel er stærkere vigende, virker troværdigt, vil jeg lade andre om at vurdere.

Hvorom alt er så ville vi få en anden serie for beskæftigelsen, hvis vi fastholdte, at industristatistikens data skulle være de grundlæggende og BU blot skulle erstatte de manglende folketællinger. Nedenfor i Tabel 7 er arbejdsstyrken for arbejdere og funktionærer beregnet ud fra industristatistikken ved hjælp af den multiplikative metode og med BU 70 og BU 75 som erstatningsfolketællinger. Tællene er stillet overfor de tilsvarende beskæftigelsesundersøgelsestal (jvf EA juli 78).

Tabel 7.

Arbejdsstyrketal beregn. på grundlag af industristat. og BU

	-Arbejdere-			-Funktionærer-		
	opgf.	Indu.St.	BU	opgf.	Indu.St.	BU
70	1.426	4812	4812	1.327	1478	1478
71	1.405	4604	4714	1.309	1448	1486
72	1.384	4570	4480	1.290	1466	1510
73	1.364	4638	4460	1.272	1476	1490
74	1.343	4510	4376	1.253	1476	1524
75	1.322	4317	4318	1.235	1452	1452
76	1.301	4215	4356	1.217	1421	1494

Sammenligningerne er foretaget mellem arbejdsstyrketallene, men der er umiddelbart ikke nogen grund til, at en sammenligning på beskæftigelsesniveau skulle kunne forrykke billedet af, at de to sæt serier har et temmeligt forskelligt udviklingsforløb. Den industristatistik baserede serie indeholder en del arbitrære momenter, så som valg af basisår, og intervallet mellem disse, ligesom det er generende, at information fra BU går tabt. Til gengæld udnyttes industristatistikens information fuldt ud i modsætning til, hvad der er tilfældet med de BU baserede tal.

Uanset om vi vælger den industristatistik eller den BU baserede serie, opstår der et niveauproblem i 1970. I ADAM sammenhæng vil det nok være u hensigtsmæssigt at udjævne denne niveauforskel ud over de følgende år, således som det gøres i nationalregnskabet. Selve niveauforskellen kan primært henføres til følgende forhold; at sektor 1 er med i BU men ikke i FO, at gruppen uoplyste behandles forskelligt og at BU er behæftede med fejl af både systematisk og tilfældig karakter. Det kan måske virke lidt bagvendt at påfører serierne før 70 de samme fejl ved en niveauekorrektion, men dette er nok det mest hensigtsmæssige, da vi ellers vil slæbe rundt på en korrektionsfaktor i al evighed. Selve korrektioner vil først blive foretaget, når problemet vedr. perioden efter 70 er helt afklaret.

NATIONALREGNSKABETS BESKÆFTIGELSESOPGØRELSE.

Der foreligger nu fra nationalregnskabssektionen endelige beskæftigelsestal for perioden 66-73 fordelt på de sædvanlige 130 I/O-sektorer og hovedarbejdsstillingsgrupper. Tallene afviger både m.h. til niveau og m.h. til ændringer fra modellens beskæftigelsesserier. Dette var også at forvente, eftersom beregningsmetoderne er forskellige, men det rejser unægtelig problemet, om vi kan anvende disse tal i modelsammenhang.

Følgende indeholder først en gennemgang af det datagrundlag og de beregningsmetoder, som er blevet anvendt ved frembringelsen af nationalregnskabssektionens (herefter NA) beskæftigelsestal, og dernæst en sammenligning af disse data med ADAM-serierne herunder også med ny N. Kun forhold, der direkte vedrører beskæftigelsen på ADAM-sektor niveau, vil blive omtalt.

Datagrundlag og beregningsmetoder.

Industriens beskæftigelse beregnes årligt og bygger direkte på industistatistikens opgørelse over beskæftigelsen fordelt på sektorer og arbejdsstilling. Omlægningen i 72 fra ISIC 58 til ISIC 68, har bevirket, at man får at sikre sammenlignelighed, fra og med 73 bygger direkte på industristatistikens grunddata. Beskæftigelsesbegrebet adskiller sig fra modellens ved at være defineret inklusiv hjemmearbejdere og eksklusiv personale beskæftiget med handelsomsætning i industrien. Begge størrelser er beregnet; hjemmearbejdere m.v. (omfatter også deltidsarbejdere med under 15 t./uge's arbejde) ud fra lønsumsstørrelsen og forudsætninger vedr. arbejdstid, og handelspersonalet i industrien ud fra handelsomsætningens størrelse (det antages her, at omsætningen pr. beskæftigede er af samme størrelse som i engroshandelen). Når handelssektoren imputeres en beskæftigelse fra industrierhvervene, hænger det sammen med, at alle avancer i nationalregnskabet opføres som produktionsværdi i handelssektoren.

De øvrige sektors arbejdsstyrke og beskæftigelsestal er kun direkte databaseret for årene 65,70,72 og 75. I disse år beregnes beskæftigelsen som:

Arbejdsstyrke (fra folke- resp. beskæftigelsestællingerne)
+ Arbejdsløse
+ uoplyste
( $\frac{1}{2}$ ) Øvr. korrektioner
<hr/>
Beskæftigelse

I de mellemliggende år beregnes beskæftigelsen ved liniær interpolation af de databaserede beskæftigelsestal på det mest detaljerede niveau, dvs hvor tallene er fordelt både på erhvervs- og stillingsgrupper.

Arbejdsstyrkeberegningerne bygger således direkte på de to folketællinger i 65 og 70 og på de to beskæftigelsestællinger fra henholdsvis nov. 1972 og okt. 1975. Hvad angår folketællingerne er der foretaget en direkte transformation af folketællingerne erhvervskode til I/O kode. Folketællingen i 1970 er korrigeret, idet sammenligninger med beskæftigelsestællingerne i 70-71 tyder på, at antallet af medhjælpende hustruer primært i landbruget er undervuderet i FO (folketællingen). Fremskrivningen af 65-tal til 66-tal ved interpolation mellem 65 og 70 tællingerne er imodsætning til de øvrige interpolationer foretaget på et meget tidligt stadium i beregningerne. De fleste af korrektionerne foretages således i 66, hvorved information også fra dette år inddrages.

72 og 75 beskæftigelsesundersøgelserne (BU) er store tællinger (dvs baseret på populationer på ca 180.000 personer). Når de mindre omfattende tællinger ikke anvendes, er dette begrundet med, at de vanskeligt kan bære at blive opsplittet til et detaljeringsniveau svarende til folketællingens (dette er også for visse af sektorerne problematisk ved de store tællinger). Det er en kendt sag at overgangen fra folketællingen til beskæftigelsestællingerne medfører et data-brud både på sektor- og arbejdsstillingsniveau, og på totalniveau (dette er bl.a. behandlet i EA's papir fra januar 78). Disse niveauproblemer, som er ret omfattende, kan henføres til den alm stikprøveusikkerhed, til forskelle i spørgeskemaernes udformning, og endelig til de systematiske fejl, som påføres arbejdsstyrketællingerne, ved at et betydeligt antal af spørgeudsnittet ikke besvarer spørgeskemaet. Sidstnævnte fejl bevirker, at arbejdsstyrketællingerne i BU systematisk er overvuderet for den off. sektors og undervuderet specielt for byggesektorens vedkommende (der er blevet forsøgt forskellige korrektioner af arbejdsstyrketællingerne i 70/71, som skulle tage højde for ovennævnte fejlkilde, uden det dog på nogen afgørende vis forbedrer overgangen fra FO til BU).

I nationalregnskabsstøtterne løses niveauproblematikken på følgende måde. Da 75 tallene også på delsektor og arbejdsstillingsniveau i store træk følger trend tendenserne for perioden 66-70, foretages korrektionen således, at også 72-tallene følger trenden. Niveauforskellene bliver således udjævnet over perioden 70-75. Korrektionen af 72-tallene afviger fra den alm. interpolation ved ikke at være mekanisk. For hver enkel gruppe tages der stilling til, hvor stor korrektionen med rimelighed kan være, og ved denne vurdering indrages information fra 72-tællingen. For den offentlige sektors (og for post & telegrafvesenet) anvendes BU-tallene i 72 og 75 ikke, men derimod personalstatistikken for den off. sektor i 75. Ingen af beskæftigelsesstøtterne er residualt bestemt.

#### Arbejdsløse og "Uoplyst erhverv".

De ovennævnte interpolationer foretages som det sidste skridt i beregningerne. Før man når så langt, må der foretages en korrektion for arbejdsløs-

hed og for gruppen "uoplyst erhverv". Som det fremgår af det ovenstående, anvendes der kun information fra beregningsårene, dvs at der f.eks. kun benyttes oplysninger vedr. arbejdsløsheden i årene 65,70,72 og 75.

I 1965 er beregningerne af arbejdsløsheden foretaget på grundlag af arbejdsløshedssstatistikens opgørelse fra sept. 65 (SE 65.55). For hver arbejdsstillingsgruppe i FO anvendes en procentsats fra arbejdsløsh. stat.; for ufaglærte anvendes satsen for "arbejdsmand", for faglærte satsen for "mænd", for funktionærer satsen for "serviceerhverv iøvrigt", og endelig for sektorer med en væsentlig andel kvindelig beskæftiget anvendes %-satsen for "kvinder" (i 6100 %-satsen for "kvinder i handel"), eller i nogle tilfælde et gennemsnit af denne sats og satsen for "arbejdsmand". Korrektionen for antal "uoplyste" sker efter fremskrivningen til 66-tal, men da omtrent som den tilsvarende korrektion i 1970 (jvf nedenfor).

I 1970 fremgår antallet af arbejdsløse funktionærer, faglærte og ufaglærte arbejderer fordelt på sektorer (2-ciffer niveau) direkte af folketællingsstatistikken.

Gruppen "uoplyst erhverv" er både i 65 og 70 fordelt på hovedarbejdsstillingsgrupper. Endvidere er antallet af chauffører og kontorassistenter uplyst. Gruppen "uoplyst erhverv" ekskl. værnepligtige fordeles ud på sektorer relativt, som de pågældende arbejdsstillinger fordeles på erhvervssektorer.

I 1972 og 1975 ansættes det totale antal arbejdsløse, som antal registrerede ledige i arbejdsløshedsstatistikken (i 72 anvendes dog beskæftigelsestællingens tal for arbejdsløse kvinder, da det er større end det tilsvarende i arbejdsløshedsstatistikken). Fra disse totale arbejdsløshedstal fratrækkes antallet af uoplyste. Det fremkomne "netttotal" fordeles på sektorer (ekskl. B & A, jvf nedenfor), først med samme andele som i arbejdsløshedsstatistikken, derefter, for de områder, hvor BU er finere opdelt end arbejdsløshedssstatistikken, opdeles der relativt som i BU. Den videre opsplætning sker ved hjælp af beskæftigelsestallene. Denne fordelingsmetode er kun "korrekt", hvis gruppen uoplyste er fordelt på samme måde som de arbejdsløse, hvilket nok er en noget dristig antagelse. Bygge og anlægssektoren behandles specielt, idet denne sektors arbejdsstyrke korrigeres direkte for antallet arbejdsløse fra gruppen "ledige i B & A". Denne fremgangsmåde skaber en bedre overensstemmelse med byggestatistikens opgørelser. Samme byggestatistik anvendes endvidere også ved beregningen af beskæftigelsen mellem 72 og 75.

#### Øvrige korrektioner.

Disse skal kun omtales i hovedtræk. Den mindre fremstillingsvirksomheds arbejdsstyrke fremkommer ved fra totaltællingernes fremstillingserhverv at fratække industribeskæftigelsen inkl. besk. ved egen handelsomsætning (denne metode

har kun vist sig holdbar på totalniveau. Anvendes den for de enkelte undersektorer giver den nogle utroværdige resultater. Ved fordelingen af den mind. fremst. virk.'s beskæftigelse er der derfor anvendt BFI-tal). Fra dette residual overføres et antal snedkere, smede m.v. til B & A' sektoren, ligesom visse guld- og sølvsmede overføres fra handelssektoren til den mindre fremstillingsvirksomhed. Ved interpolationen mellem 66 og 70, tages der hensyn til den ekstraordinære tilgang af virksomheder i industristatistikken i 1970. Fra øvrige erhverv overføres beskæftigede ved syge- og arbejdsløshedskasserne til den offentlige sektor.

#### NA-data og sammenligning med ADAM-data.

Tabellen på næste side viser nationalregnskabet's beskæftigelsestal fordelt på funktionærer og arbejdere og på de nye ADAM-sektorer.

For fremstillingsvirksomhederne, må man forvente en god overensstemmelse mellem NA tallene og tallene fra EA's papir ("revideret....." januar 78), da begge serier bygger afgørende på industristatistikens oplysninger. NA tallene ligger i niveau en ca 10 tusinde over EA tallene (for perioden 66-70), hvilket bl.a. kan tilskrives forskellene i beskæftigelsesdefinitionerne, men givetvis også andre forhold. Beregningen af ny N efter metode 2 i EA's papir er i princippet den samme som er anvendt ved NA-tallene, medens serien beregnet efter metode 1 må forventes at give større svingninger end metode 2-serien og NA-tallene. Dette viser sig også at holde stik jvf figur over første ordens differencerne (korrelationskoeff. mellem de den viste NA-serie og henholdsvis EA-serierne 1 og 2 er .84 og .90). Efter 1970, hvor Ny N serien endnu ikke er konstrueret, må man forvente at NA serierne ville være mere afdæmpet end serierne, der indrager information fra de løbende beskæftigelsestallinger og arbejdsløhedsstatistik.

For O og B sektorens vedkommende skulle tallene fra memo 53 tabel 14 være direkte sammenlignelige med NA tallene i den forstand, at de dækker samme I/O-sektorer. Niveau forskellene mellem NA- og Memo serierne for B sektoren er af en relativ begrænset størrelse, idet førstnævnte ligger en ca. 5000 over memo serien. For den offentlige sektors vedkomne er niveauforskellene betydeligt større, idet memo serien ligger i gennemsnit ca 20.000 højere end NA. Endvidere er denne niveau forskel voksende over hele den betragtede periode fra ca 14 tusinde i 66 til en ca 40. tusinde i 73. Denne voksende niveauforskel kan henføres hovedsagelig til to forhold: 1) forskellig behandling af gruppen "uoplyste erhverv" i 65 og 70, hvor betydeligt flere overføres til offentlige erhverv i Memo-serien, 2) Na anvender personalstat. i 75. til beregning af 73-tal, hvor memo-serien anvender arbejdsstyrketællingen.

Sammenligner man første ordensdifferenserne for de sæt serier, jvf figur fremgår det temmeligt tydeligt, at man ved konstruktionen af Memo-serierne har inddraget information fra arbejdsstyrketællingerne m.v., medens der ved konstruktionen af NA-tallene primært er anvendt interpolation mellem få udv. år (korrelationer mellem de to sæt serier er .73 og .76).



## TABEL

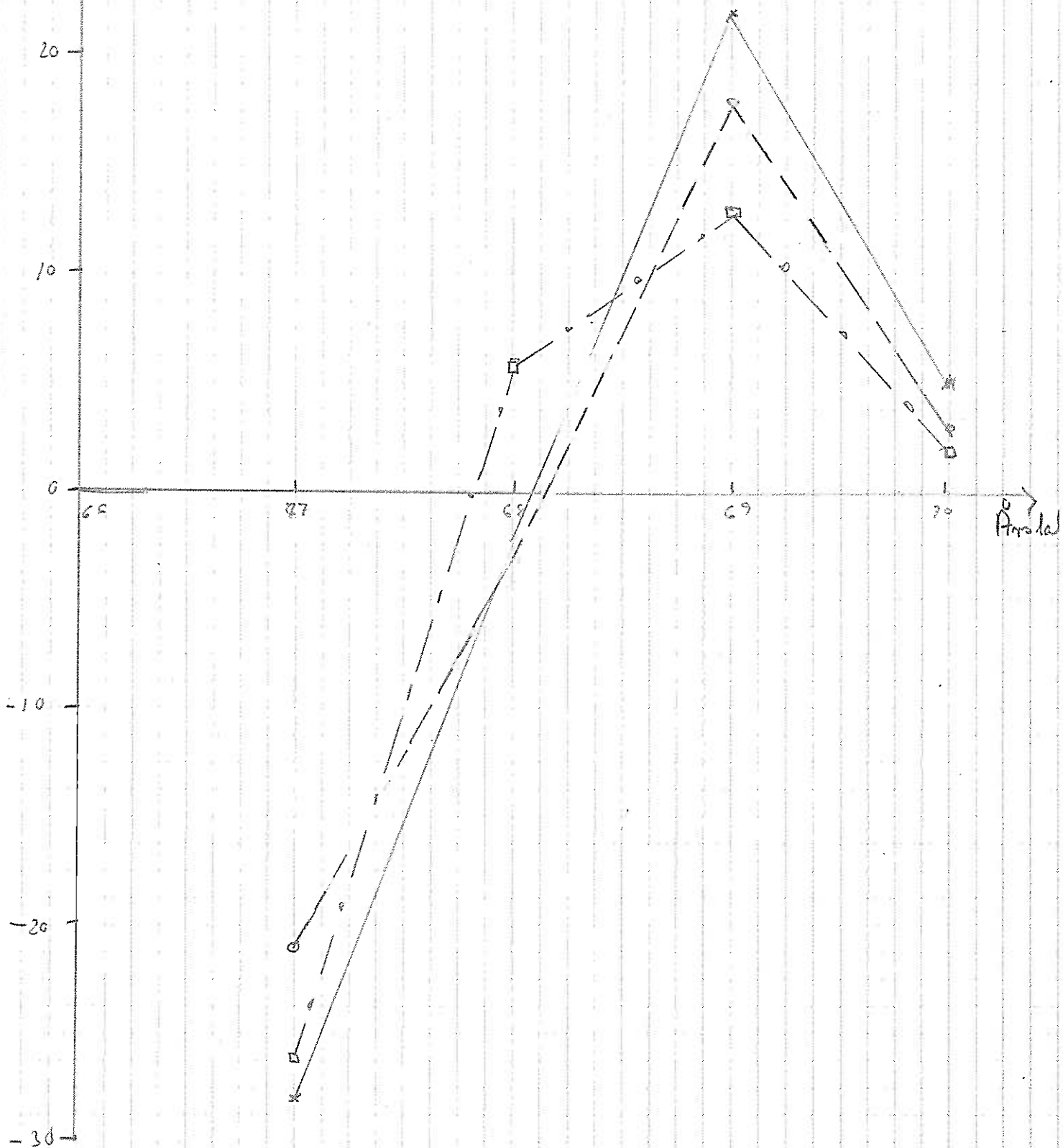
Nationalregnskabet's beskæftigelsestal fordelt på ADAM-sektorer  
i 1000 mand

År	L	N	B	Bo	Q	O	Total
<u>Funkt.</u>							
66	11	123	12	2	357	229	734
67	10	122	13	2	366	245	758
68	10	125	14	2	375	260	786
69	10	129	16	2	382	276	815
70	9	133	17	2	391	292	844
71	9	133	18	2	405	311	878
72	9	136	19	3	418	331	916
73	9	141	19	3	428	354	954
<u>Arbejd.</u>							
66	93	415	150	4	294	67	1023
67	84	390	155	5	289	73	996
68	76	393	159	5	282	80	995
69	68	402	163	5	278	85	1001
70	59	400	167	5	272	93	996
71	55	380	160	6	265	101	967
72	51	391	153	6	259	109	969
73	51	394	146	6	250	118	965
<u>Total.</u>							
66	104	538	162	6	651	296	1757
67	94	512	168	7	655	318	1754
68	86	518	173	7	657	340	1781
69	78	531	179	7	660	361	1816
70	68	533	184	7	663	385	1840
71	64	513	178	8	670	412	1845
72	60	527	172	9	677	440	1885
73	60	535	165	9	678	472	1919

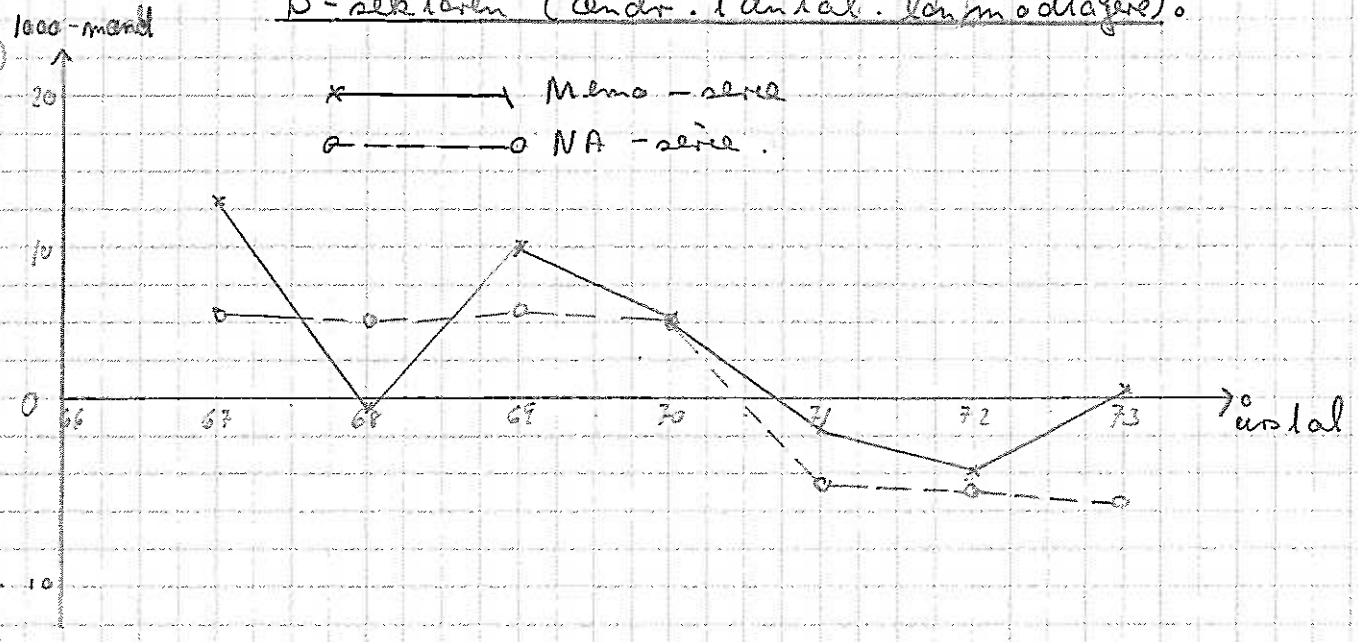
Ny N selket (ændringer i antal lønmodtagere)

1000 x  
mand

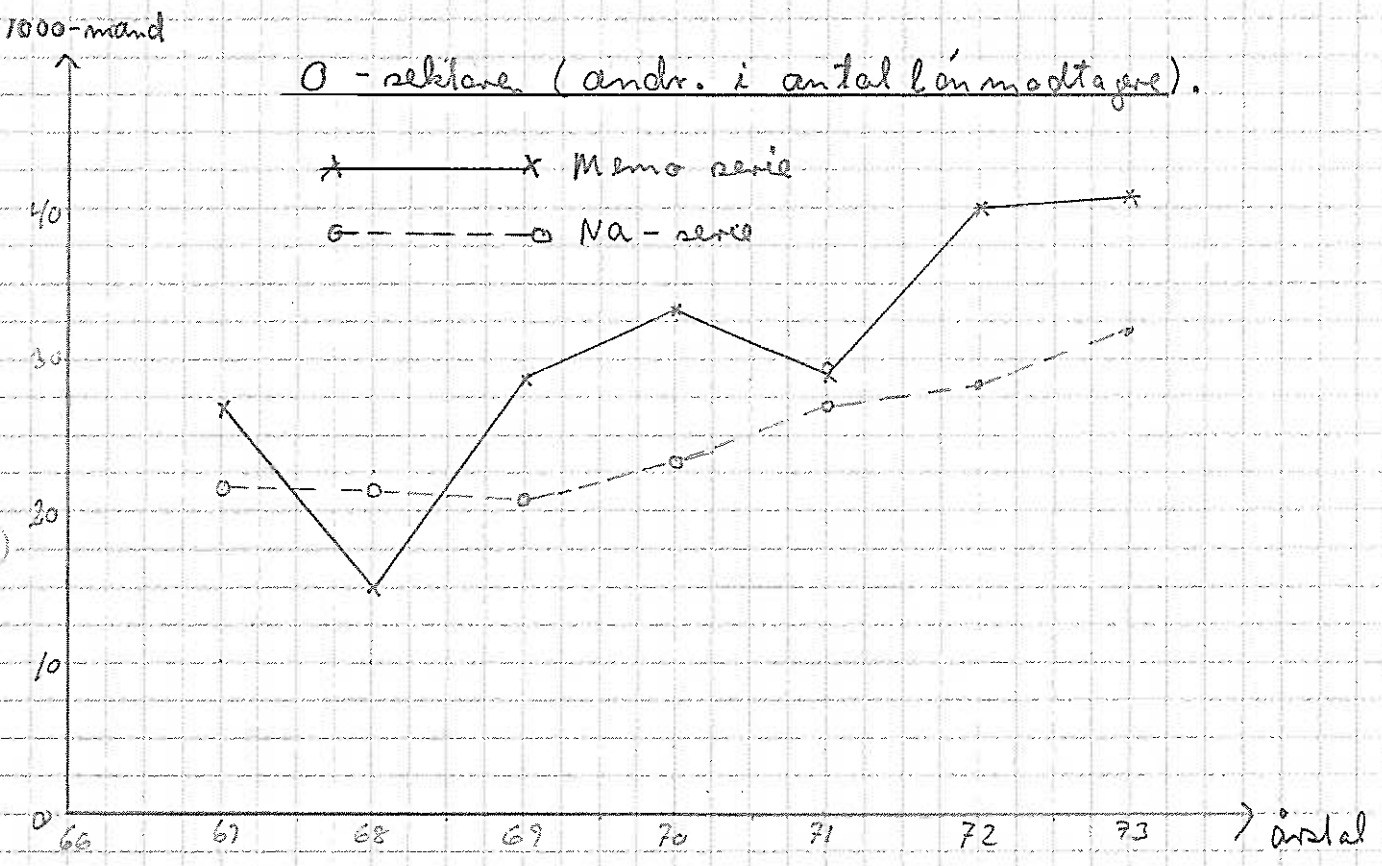
- ▲ ——— x Ny N EA beregning 1.
- ——— ○ Ny N EA beregning 2
- ——— □ Ny N NA-serie



B-sektoren (ändr. i antal. lånmodtagare).



O-sektoren (ändr. i antal lånmodtagare).

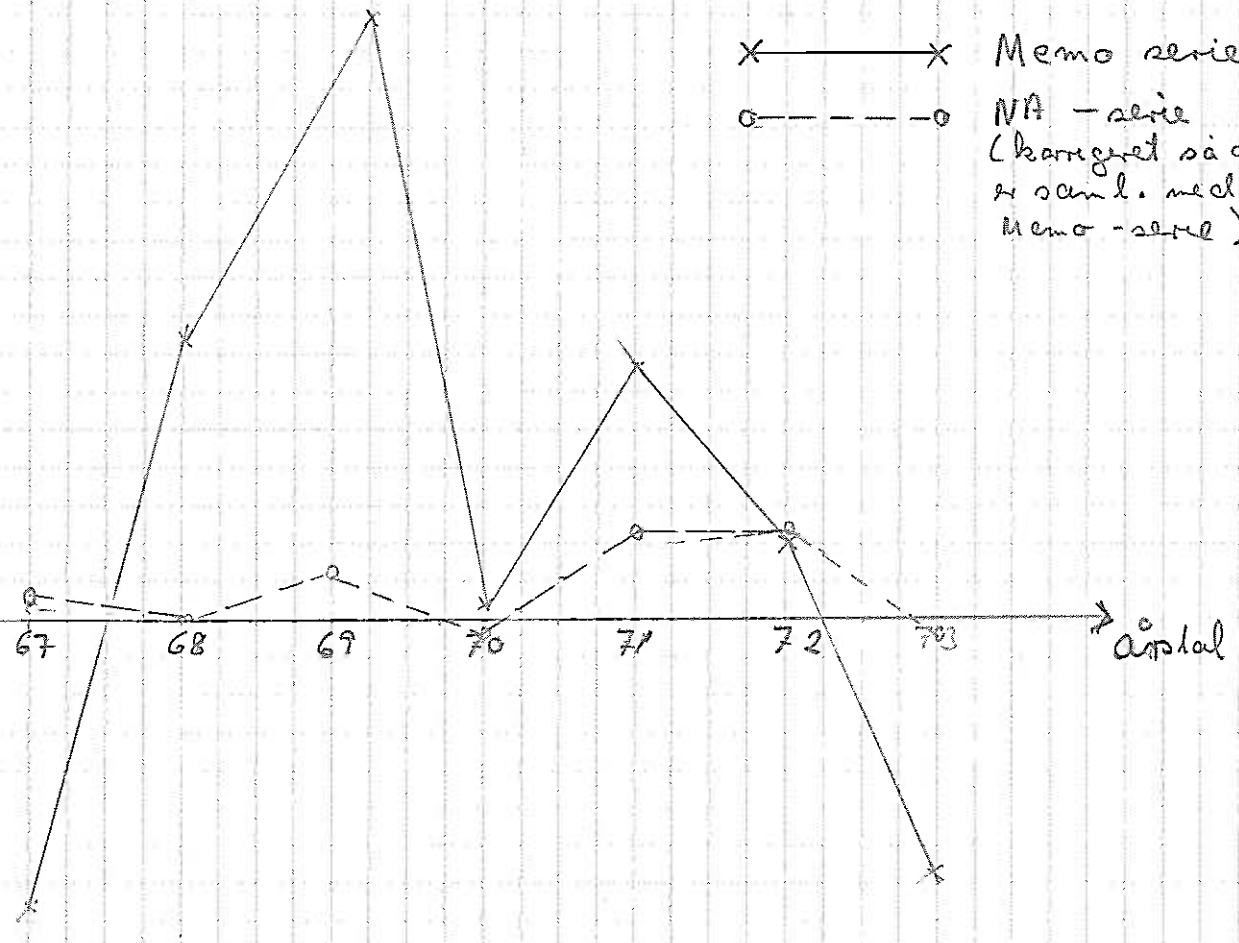


Q-sektoren (ændr. i antal lønmodtagere)

1000 mand



x — x Memo serie  
o - - - o NA - serie  
(korrigeret så den  
er saml. med  
Memo-serie)



Q-serierne er deriimod ikke direkte sammenlignelige. Ved at addere til NA-serien for Q håndværk (korrigeret for databruddet i 1970) og sektor 5000 og 6400, og derefter at fratække sektor 3620 og sektor 3840, skulle man imidlertid få en serie, som var rimelig sammenlignelig med Memo Q-serien. ( jvf tab.)

Beskæftigelsen i Q-sektoren ( 1000 mand )		
År	NA-serie	Memo-serie
66	796	791
67	798	773
68	798	791
69	801	831
70	800	833
71	806	850
72	813	855
73	812	828

Som man kunne forvente, er det Q-serierne, der udviser de største forskelle. Korrelationen mellem niveauerne for de to serier er .75 , og for første ordens differenserne så lav som .35 ( jvf. iøvrigt figur ). Samme tendens, som gjorde sig gældende for serierne for B og O sektorerne, gør sig også gældende her. NA-serien udviser kun ringe variation, hvilket er en direkte følge af be. regningsmetoden. Memo-serien er residualt bestemt, og vil derfor indeholde fejl fra de andre serier, hvorfor denne serie er noget problematisk.

20.03.78

HD/hd

REFERAT AF MØDE I I/O-GRUPPEN D' 16.03.78

1: Problemet vedr. importkvoter, der er større end 1.

Ved anvendelse af beregningsformelen for importkvoten fra SU 30,

$$\mu_x = \frac{m}{q+m-x}$$

dvs formelen, der tillægger eksporten importindholdet 0, viste det sig, ved den midlertidige overflytning af IO-73 til RECKU, at importkvoten for sektor 0113 (pelsdyravl m.v.) var større end en. Dette forekommer kun når  $x > q$ , hvilket er et sikkert tegn på en betydelig reeksport.

Karsten Stetkjær har siden sidste møde undersøgt, hvor omfattende dette problem bliver, når man bevæger sig fra sektor- til nr.-nrplanet. Det viste sig, at for godt 900 varenumre ud af knap 4000 gjaldt det, at importkvoten var større end en, dvs at eksporten var større end den indenlandske produktion. Selv om de fleste af de godt 900 varenr. dækker over små beløbstørrelser, er problemet ikke ubetydeligt.

Der blev drøftet flere mulige løsningsmetoder:

a) Reeksporten tillægges forlods importindholdet 1, medens den øvrige eksport fortsat tillægges importindholdet 0. (Det følgende metoder under a-c vedrører kun behandlingen af den konkurrerende import). Vi får følgende importkvoter

$$\mu_x = 1 \quad (\text{for } x_r, \text{ hvor } x_r \text{ er reeksporten})$$

$$\mu_x = 0 \quad (\text{for } x - x_r)$$

$$\mu_x = \frac{m - x_r}{q + m - x}$$

Et hurtigt check viste imidlertid, at denne procedure ikke ville eliminere problemet vedr. de for store importkvoter. Dette viser, at der er noget af eksporten, der hverken er registreret som indenlandsk produktion eller som reeksport. Dette kan bero på afstemningsproceduren i nationalregnskabet, eller på fejl i primærmaterialet.

Karsten ville undersøge til næste gang, hvormeget et udtræk af reeksporten ville reducere differencen mellem  $x$  og  $q$  for de godt 900 berørte varenr..

Da Thage fandt det utilfredsstillende, at der overhovedet var nr.-nr. med en importkvote større end en, blev der drøftet alternative måder at behandle problemet på:

b) For hver af de 900 varer defineres differencen  $x - q$  reeksporten i systemet. Dette har til følge, at importindholdet af den øvrige anvendelse er præcis lig 1. Løsningen er tilfredsstillende m.h. til, at den sikrer, at  $\mu_x$  bliver en kontinuert funktion af  $x - q$  (dvs ingen spring), men den er utilfredsstillende m.h. til det aspekt, at

der for mange af disse varer rent faktisk finder en vis indenlandsk produktion sted. Endelig vil en sådan definition af reeksporten have til følge, at reeksporten i nationalregnskabet kommer til at afvige fra Udenrigshandelens opgørelse af reeksporten. Dette problem undgår man imidlertid ikke under nogen omstændigheder, hvis man ønsker at alle importkvoter skal være mindre eller lig 1; men det er klart at afvigelsens numeriske størrelse vil afhænge af, hvilken af de skitserede metoder, man måtte beslutte sig for.

c) Endelig kunne man for hver af de godt 900 varer tillægge eksporten samme importindhold som den øvrige anvendelse. Metoden er identisk med den, der anvendes for den ikke konkurrerende imports vedkomne. Denne fremgangsmåde sikrer, at der kommer en vis indenlandsk produktion af den pågældende vare; men den har den ubehagelige egenskab, at  $\mu_x$  bliver en diskontinueret funktion af  $x-q$  (når  $x$  nærmer sig i størrelsesorden  $q$  vil  $\mu_x$  nærme sig 1. I det øjeblik at  $x$  bliver større end  $q$ , vil  $\mu_x$  blive mindre end en, hvilket er et resultat umiddelbart i strid med sund fornuft). Også denne metode vil selvfølgelig give en reeksport, der afviger fra udenrigsh. opgørelse.

Konklusion: Der er desværre ingen nem vej at føl ved løsningen af dette problem, og det bør overvejes om en kombination af a) med b) eller c) kunne anvendes, eller om der skulle være andre og mere tilfredstillende metoder, end de her omtalte.

## 2: Den ikke-konkurrerende import.

I tilgangstabellen vil de blive registreret som sektorer, der producerer importandelen af de ikke-konk. varer. I anvendelsestabellen vil disse sektorer overhovedet ikke figurere. Teknisk set kan den ikke-konk. import behandles fuldstændigt som de indenlandske sektorer, og den bør derfor få anv.nr 1010.

Det blev vedtaget at opsplitte den ikke-konkurrerende import i 130 sektorer + 1, svarende til de 130 indenlandske sektorer + en sektor for 9010 (betalingbalance korrektionen). Herved opnår man, at kommende brugere kan gøre sig uafh. af opsplittningen i ikke-konk. og konk. import, ved simpelthen at sammenlægge disse to.

Tilbage står det mere principielle spørgsmål; hvilket kriterium skal danne grundlag for opsplittningen af importen i henholdsvis konk. og ikke-konk. (er det nok, at varen bliver produceret i DK, eller skal der ansættes en vis mindste %-sats for den indenlandske prod.) Thage ser på dette problem.

## 3: EF-tabellerne.

Opbygningen af EF-tabellerne følger helt andre principper end de nationale. Det blev derfor aftalt, at konstruktionen af EF-tab. ikke foretages i det samme program, som anvendes til de nationale. Lis vil opstille en mere nøjagtig specifikation af henholdsvis de årlige og 5-årige EF-tabeller.

## 4: Opdelingen af import/eksport på flere lande.

Dette volder ingen tekniske problemer at behandle, hvis informationerne kan overføres til grundmaterialet.

5: Told.

Der var enighed om, at tolden skal indgå, som et særligt input og ikke, som i 66, i importværdien. For den konkurrerende imports vedkomne betyder dette teknisk, at tolden behandles analogt og evt. samtidig med importen, dvs at der konstrueres en ~~total~~ anvendelsesmatrice for tolden, hvorefter denne aggregeres ned til en række.

For den ikke-konk. imports vedkomne rejser der sig tekniske problemer, da denne behandles som de indenlandske sektorer. En mulighed ville være at behandle tolden som de indirekte skatter. Dette ville kræve at tolden blev registreret anderledes i grundbåndene. Henning vil under søge om dette kan lade sig gøre.

6: Øvrige behandlede problemer.

i) Engros- og detailavancer har varenumre 006000 og 006100.

ii) Moms og lønsum bliver kun fordelt på sektorer. Lønsummen for de 130- sektorer for 66-73 vil snart ligge på en fil på RECKU.

iii) Det blev accepteret, at de fiktive sektorer først fordeles ud på enkeltsekt. efter, at erhverv/erhverv tabellerne er konstrueret. (jvf HJ.s papir af 14.03.78)

iiii) Hvorvidt fordelingen af den konkurrerende import på sektorer skal ske i programmet eller allerede ligge på grundbåndet, som vi modtager fra vores lokale EDB, er endnu lidt uklart. Der er imidlertid ikke store problemer forbundet ved at udføre denne fordeling i programmet.



Referat.

Emne: Energikontrakt med EF

Sted: Danmarks Statistik

Tid: 8/3 1978.

Deltagere: O. Dietrich (RISØ), I. Daub (RISØ), Inge Feldbæk (DS),  
B. Thage (DS), Lis D. Jensen (DS) og Hans Djurhus (DS).

Dagsorden: 1. Kontraktform  
2. Fordeling af opgaver, penge samt tidsplan.

I. Daub kontakter Römberg (Brüxelles) for at få forhåndsaccept af, at der oprettes to særskilte kontrakter med EF (én for hver institution), og at kontraktperioden ændres fra 1/1-78 - 1/1-79 til medio 78 - medio 79. Afviser EF at indgå særskilte kontrakter vil det blive overvejet at lade RISØ tegne kontrakten alene og lade DS få en almindelig servicekontrakt med RISØ. Forskydningen af tidsperioden er imidlertid en nødvendig forudsætning for DS for at acceptere kontrakten.

Accepterer Brüxelles i princippet delingen af kontrakten, vil DS og RISØ hver snarest (inden for et par uger) sende arbejdsbeskrivelse, tidsplan og forslag til kontraktbeløb samt andre specielle betingelser, så EF kan udforme kontrakterne.

I. Daub vil endvidere hos Römberg få afklaret i hvor høj grad det er muligt at trække på Batelle-Instituttet gratis, og hvorvidt det er muligt at få dækket rejser udenfor kontraktsummen.

RISØ accepterede i hovedtræk DS's oplæg vedr. vurdering af arbejdsindsats for de områder af kontrakten DS evt. kunne påtage sig.

Det blev vedtaget at punkt (e) samt estimationsarbejdet under (d) udføres af RISØ.

DS's arbejdsindsats under (d) sættes til 11.200 kr. således, at det samlede beløb, som DS får, udgør 124.600 kr.

DS påtager sig at have arbejdet færdigt pr. 1/2.79 såfremt RISØ på et rimeligt tidligt tidspunkt har formuleret krav til dataformat etc.

././ Vedlagt: "Notat vedrørende kontrakt med EF".

Notat vedrørende kontrakt med EF.

I. Kontraktform.

Da D.S. ikke vil stå som medansvarlig for opgaver, hvis udførelse sker uden for huset, er følgende to alternativer de eneste acceptable

- (a) RISØ og DS tegner hver sin kontrakt med EF, således at summen af de to kontraktbeløb er lig med det nuværende kontraktbeløb.
- (b) RISØ tegner kontrakten alene. DS tegner en normal servicekontrakt med RISØ, som får midlerne refunderet af forskningsrådet. DS må betinge sig at forskningsrådet anvender DS's oplæg til servicekontrakt.

Kommentar: Det første alternativ er umiddelbart det mest acceptable for DS, da vi i denne situation ikke er afhængig af forskningsrådets accept. På den anden side er der god grund til at regne med forskningsrådets accept, hvis vores servicekontrakt virker rimelig.

II. Vurdering af arbejdsindsats.

- (a) Der er uoverensstemmelser mellem nomenklaturen, som de danske tabeller følger, og den som EF-tabeller følger. Nøglen IO-NACE-CLIO skal selvfølgelig laves under alle omstændigheder, men det vil være rimeligt at belaste dette projekt med nogle af udviklingsomkostningerne, svarende til ca.  $\frac{1}{2}$  arbejdsmåned. Arbejdet påregnes afsluttet 1. juni 1978.
- (b) Databanken består af 30 exogene tabeller, hvoraf 2 er estimeret på grundlag af 8 konsumtabeller + 8 pristabeller. Materialet bygger på 1974-tal i faste 1970-priser.

Dette materiale vil først være færdigafstemt i midten af oktober 1978. Imidlertid vil en del af det nødvendige programmeringsarbejde kunne gøres inden.

(i) Udarbejdelse af aggregeringsprogrammer. Vort "normale" program må ændres, da nomenklaturen er anderledes, jf. (a). Dette er erfaringsmæssigt et meget tidskrævende arbejde, som her er anslået til 3 uger.

(ii) Udarbejdelse af estimationsprogrammer til konsumfunktionen samt estimation. Ud over opbygningen af programmer etc., skal vi også undersøge om estimerne virker rimelige, samt eventuelt lave omestimationer. Arbejdet hermed er sat til ca. 1 måned.

(iii) Overførsel af data til RECKU, svarende til ca.  $\frac{1}{2}$  måneds arbejde.

(iiii) Udregning af de endogene tabeller. Dette kræver en betydelig PASSION-programmering, hvis disse beregninger ikke er indlagt i selve EXPLOR-systemet. Arbejdet hermed er sat til godt 2 uger.

Arbejdet, som beskrevet under pkt. (b), vil kunne påregnes at være tilendebragt omkring 1. december 1978.

(c) Fremskrivninger til 1980 og 1985. Også her skal der foretages en ny programmering, da vi kun har benyttet årsvise fremskrivninger. For at foretage RAS-fremskrivningen må vi have overført tidligere års tal. Skal RAS-fremskrivningen modificeres, hvilket konkret vil sige at RISØ har apriori skøn for visse af koefficienterne, må dette også påregnes at tage tid. Effektiv arbejdstid ca. 1 måned. Arbejdet forventes afsluttet pr. 1. februar 1979.

(d) Estimation af EDM. Her skal der opereres med to sæt af estimationer, dels skal en relation for totalforbruget estimeres, dels skal substitutionsmatricerne estimeres. Til det første formål skal ud over totale energiserier anvendes en række tidsserier, som skal fungere som forklarende variable. Til det andet skal vi operere med både priser på og mængde af energiforbrug fordelt på sektorer.

Opstillingen af tidsserier, aggregeringen, estimation og kontrol må påregnes at tage ca. 2 måneder. Arbejdet forventes færdiggjort pr. 1. maj 1979.

(e) Overførsel af data til RISØ's EDB-maskine fra RECKU. Effektiv tidsforbrug ca. 14 dage. Arbejdet udføres successivt.

III. Budget for DS's andel af energiprojektet.

	<u>Beløb i kr.</u>
1. EDB	10.000
2. Punkt (a)	11.200
3. Punkt (b)	69.800
4. Punkt (c)	22.400
5. Punkt (d)	44.800
6. Punkt (e)	11.200
<hr/>	
Total	169.400

Mulige alternative løsninger.

- a) DS udfører punkt 1-4 og 6, samt leverer rådata til arbejdet under 5. Kontraktbeløb til DS bliver da 124.600.
- b) DS udfører punkt 1-6. Kontraktbeløb 169.400.

Enkeltligningsresidualer med ADAM - december 78 versionen

Der er beregnet residualværdier for alle de stokastiske relationer, samt for enkelte andre udvalgte relationer (fZq, Xnc, Xni og Xb). Dette er gjort for hvert år i perioden 1970-78, som med enkelte undtagelser er det tidsrum, der strækker sig ud over estimationsperioden. Residualværdierne er fremkommet som differencen mellem den pågældende afhængige variabels observerede værdi og den beregnede værdi. Den sidste størrelse fremkommer ved at indsætte de observerede værdier i højresiden af den pågældende relation.

Den anvendte model er ADAM dec. 78 versionen, og databanken er ADAMBANK af 8.2.1979.

1978-tallene bygger på korttidsstatistik for en del af året 1978. Visse variable er direkte skønnet blandt andet på grundlag af den værdi, man kan finde ud fra relationen. Residualværdierne for dette år må derfor tages med et særligt forbehold.

I forhold til de tidligere 2 residualkørsler, jf. 20.2.78 (juli 77 Y version) og 4.9.78 (april 78 version)

er det her valgt at anføre nogle flere statistiske mål, således at der i den efterfølgende tabel er angivet ud for hver variabel s, RMSE og Theil dekomponering af bruttovariansen ( $U^M$ ,  $U^S$ ,  $U^C$ ). De sidste 3 størrelser er anført, fordi de peger på, hvor stor en del af RMSE der udgøres af systematiske fejl, og hvad der må henføres til ikke-systematiske fejl. Dette kan evt. udgøre en støtte ved ansættelse af justeringsled.

Bortset fra s er alle størrelser fremkommet ved at anvende ACTFIT-routinen i TSP. Spredningsværdierne s er taget fra dokumentation af marts 76 (rapport nr. 3), april 78 (notat af 10.5.78 og dec. 78 versionerne (notat af 8.1.79)). For enkelte af de stokastiske relationer er der ikke anført noget spredningsmål, da disse relationer (beskæftigelsesrelationerne) ikke direkte er estimerede (jf. 10.5.78).

Bilaget efter tabellen indeholder en udskrift af residualerne og de aktuelle værdier. Hvor den afhængige variabel er specificeret i logaritmeværdier er residualerne både for logaritmens og de absolute størrelser angivet.

FORSKELLIGE MÅL FOR RELATIONERNES FODSIGELSESEGENSKABER.

NR	VAR.NAVN	s	RMSE	U <sup>M</sup>	U <sup>S</sup>	U <sup>C</sup>
s1	fCe	36.5	21.7	0.02	0.09	0.89
s2	fCi	141.9	391.9	0.54	0.02	0.44
s3	fCv	135.2	341.0	0.01	0.36	0.63
s4	fCb	127.8	272.7	0.02	0.37	0.61
s5	fCk	16.7	36.0	0.02	0.22	0.76
s6	fCt	30.9	77.5	0.02	0.04	0.94
s7	fCs	26.1	37.7	0.03	0.01	0.96
s8	fCh	7.5	20.8	0.66	0.15	0.19
s9	fIv	58.3	170.8	0.39	0.01	0.60
s10	fIp	213.3	872.6	0.46	0.06	0.47
s11	fIl	380.6	653.5	0.05	0.04	0.91
s12	fMr	140.4	597.9	0.07	0.01	0.92
s13	L fMi	0.038	0.045	0.00	0.40	0.60
s14	L fMc	0.049	0.059	0.05	0.13	0.82
s15	bip	1.66	4.61	0.01	0.00	0.99
s16	bcv	2.45	3.33	0.00	0.33	0.67
s17	bcb	2.96	12.96	0.36	0.07	0.57
s18	bcs	2.39	5.17	0.24	0.05	0.71
s19	bce	4.06	11.34	0.17	0.23	0.60
s20	bci	1.74	2.48	0.16	0.04	0.80
s21	bio	1.53	5.34	0.23	0.01	0.76
s22	bib	0.91	7.34	0.60	0.20	0.20
s41	bck	2.87	4.00	0.01	0.01	0.98
s23	pni	1.42	5.47	0.41	0.05	0.53
s24	pnc	2.00	5.94	0.48	0.04	0.48
s25	pb	1.50	5.52	0.22	0.00	0.78
s40	pq	1.82	3.37	0.16	0.45	0.39
s35	pcy	2.49	9.37	0.01	0.21	0.78
s42	pct	0.39	0.18	0.47	0.00	0.58
s28	Gni	10.3	52.0	0.00	0.13	0.87
s29	Gnc	14.3	41.4	0.11	0.26	0.63
s34	Ilme	64.6	167.9	0.19	0.39	0.43
s36	L q	-	0.025	0.11	0.03	0.86
s37	L qni	-	0.050	0.10	0.00	0.90
s38	L qnc	-	0.034	0.02	0.04	0.94
s39	L qnf	-	0.014	0.01	0.19	0.80
s43	L qb	0.027	0.033	0.04	0.55	0.40

Note: Målene er kun angivet for de stokastiske relationer.

Ang. målene U<sup>M</sup>, U<sup>S</sup> og U<sup>C</sup>: Hvis P<sub>i</sub> og A<sub>i</sub> er henholdsvis den beregnede og den observerede værdi af en variabel i år i (i=70,...,78), så er de tre dekomponeringsstørrelser defineret som;

$$U^M = (\bar{P} - \bar{A})^2 / RMSE^2 \quad U^S = (s_p - s_a)^2 / RMSE^2 \quad U^C = 2(1-r_{ap}) s_p s_a / RMSE^2$$

(se iøvrigt Theil "Ec. Forecast and Policy" 1970 kap. 2)

Mødereferat

Emne: Kontrakt vedr. etablering af en dansk version af EXPLOR-EDM modellen (del af et modelkompleks udviklet for Kommissionen med henblik på energianalyser).

Tid: 17. januar 1978

Sted: Danmarks Statistik

Deltagere: H. Mischke (Batelle instituttet), O.V. Dietrich (RISØ), J. Fennhann (Niels Bohrs institut), B. Thage og H. Djurhuus (begge Danmarks Statistik).

På mødet i CERD d. 1.12.77 (jf. ref. af 15.12.77) blev det foreslået, at kontrakten med de danske kontrahenter skulle indeholde samme opgavebeskrivelse som var angivet i den tilsvarende engelske og irske kontrakt (jf. bilag). Det var imidlertid på dette tidspunkt ikke muligt at vurdere arbejdsopgavernes nøjere omfang og indhold. Der blev derfor aftalt et møde med hr. Mischke, som er den daglige leder af den sektion i Batelle, som forestår dele af udviklingsarbejdet og implementeringen af det samlede modelkompleks for Kommissionen.

På mødet, som var udsat fra den 20.12.77 til 17.1.78, deltog foruden Mischke og repræsentanter fra de to potentielle kontrahenter, Risø og Danmarks Statistik, også en repræsentant fra Niels Bohr instituttet. Niels Bohr instituttet har allerede indgået kontrakt med Kommissionen om levering af andre dele af modellen.

Der var ikke nogen fast dagsorden for mødet, men man aftalte i store træk at følge den rækkefølge, der er angivet i tasks descriptions (jf. bilag). Referatet er disponeret således, at punkterne 1-4 er mere tekniske kommentarer til kontraktens opgavebeskrivelse, mens punkt 5 indeholder mere generelle vurderinger og anbefalinger.

1: EXPLOR (input-output modellen)

- a) Databank: Med hensyn til den ønskede gruppering af data kan man generelt sige, at der fra Kommissionens side kun er lagt op til, at man i så vid udstrækning som muligt (og evt. ønskeligt) følger opstillingen, der er anvendt i de øvrige lande, som i øvrigt også på visse punkter divergerer fra hinanden. Spe-



cielt ønskes det, at man bibeholder de forskellige energi-grupper i konsumet (jf. classification for France).

Data ønskes for året 1974, og hvor der hentydes til faste priser, er det 1970-priser.

Data skal leveres for alle de eksogene størrelser angivet i "The EXPLOR model. - User's Guide". De endogene størrelser beregnes dels uden for modellen og dels i modellen, hvilket skulle fremgå af modelstrukturen.

Specielle problemer: (T... henfører til manualens tabelnummerring): T1, T2, T3 o.a.; de danske I/O tabeller anfører værdierne i basispriser og henfører engros-, detailavence samt inkl. skatter til særlige rækker i koefficientmatricerne. Modellen lægger derimod op til, at priserne angives i køberpriser. Her blev vi stillet delvis frit, så længe det ikke stred mod modellens øvrige struktur. (Problemet er altså ikke afklaret).

T 19; som regel en enhedsmatrice, som kan ændres, hvis man har information om vareprisafvigelse på forskellige anvendelser af samme vare.

T22, T17; koefficienterne  $c$  og  $b$  i forbrugsfunktionen:  $q = c + (d - \Pi^1 c) \hat{\Pi}^{-1} b$ , hvor forbruget af de enkelte komponenter  $d$ , total konsum og  $\Pi$  er prisvektoren (Stones' specificifikation). Estimationen må foretages på data fra 66-75.

T33; det offentlige forbrug (eller samlede udgift afhængig af, om de offentlige investeringer er inkluderet i investeringerne eller ej) kan føres som endelig anvendelse.

T57, T94, T90, T91: Modellen opererer initialt med to sæt "køberpriser" og profitrater. Et sæt, der fremkommer ved full cost princippet (beregnes ud fra I/O-strukturen) og I/O's angivelse af restindkomst, samt et sæt, der er eksogent givet enten ud fra ekspertviden eller beregnet på anden vis.

I EXPLOR er der indbygget en algoritme, som via en iterativ procedure udregner nogle nye konsistente skøn for flere variable, herunder nye køberpriser og profiler. T90 og T91 indeholder de vægte, man ønsker at tillægge a priori de to sæt af initialværdier for priser og profiler.

b) Fremskrivning af database til 80 og 85: Her anvendes den modificerede RAS metode for inputkoefficientmatricen. For de endelige anvendelsesmatricer benyttes 74-matricerne.

De endelige aggregerede anvendelseskomponenter (konsum, investering, lagerændring, eksport og import) samt importpriserne fordelt på sektorer er givet eksogent, enten som output fra EUREKA (før DESMOS), som er den multinationale makroøkonomiske model, eller som størrelser vi selv angiver (det afhænger af, hvor langt udviklingen af EUREKA måtte være kommet). Som importpriser kan anvendes de samme skøn som er anvendt i de øvrige nationale modeller.

## 2: EDM (energimodellen)

a+b: databank og parametre: Tidsserier for transformationsmatricerne og forskellige forklaringsvariable skal anvendes ved estimationen af relationerne for energieffektivitet og energisubstitution.

For hver af de 13 sektorer, som består af 11 produktionssektorer (mod EXPLOR's 35) og 2 forbrugssektorer (privat transport og øvrige private husholdningsforbrug af energi fx til opvarmning) estimeres energieffektiviteten som funktion af tiden, og energiforbrugets fordeling på energityper som funktion af de relative priser, produktion, temperatur m.v. Specifikationen af de enkelte relationer er det overladt til den enkelte kontrahent at bestemme. De omtalte tidsserier vil vi i Danmarks Statistik kunne fremskaffe for perioden 66-75, hvorimod data før 1966 først kan foreligge på lidt længere sigt. Dette giver en lidt kort periode at estimere mere komplekse udtryk på.

Databanken skal endvidere bestå af output målt i mængder af 8 særlig energikrævende produkter. Disse data anvendes direkte i en underliggende modelblok (EFOM).

c. fremskrivninger; disse foretages på grundlag af EXPLOR's fremskrivninger af produktionsniveau, priser etc., og de estimerede relationer for totalt energiforbrug og energiforbrug fordelt på energityper. Output af særlig energikrævende produkter må udledes af EXPLOR fremskrivningerne. (Punktet udvikling af relevant software bør bortfalde, da dette er udviklet i Batelle).

3: Test af EXPLOR. 74, 80, 85.

Her henføres blot til, at man kører modellen med de givne ind-data.

4: Test af hele modelkomplekset:

Her tænkes på, at hele modelkomplekset EXPLOR-EDM-EFOM-RES skal køres i sin helhed for de 3 år 1974, 1980 og 1985. Modellerne er ikke kun rekursivt koblede, idet energiforsyningssystemets struktur og energiprisen, som udledes i EFOM-RES komplekset, er input i EXPLOR. Man må derfor, som det var tilfældet for EXPLOR, tænke sig en iterativ procedure for hele modelkomplekset.

Det er vanskeligt at udsige noget om arbejdsbyrden ved denne del af arbejdsplanen, al den stund denne sammenkobling endnu ikke er udført.

5: Yderligere kommentarer og henstilling

Der er som nævnt i forrige referat afsat 38.000 UA til projektet. Man skal ikke forvente at kunne rokke ved dette beløb inden for det nuværende budgetår. Et eventuelt misforhold mellem det afsatte beløb og den påregnede indsats kan kun korrigeres ved at ændre på arbejdsopgaverne.

Ved vurdering af arbejdsopgavernes størrelse råder der en del forvirring, idet der for UK er afsat 41 menneskemåneder, mens tallet for Irland for samme opgave er sat så lavt som 14 menneskemåneder. Dette viser blot, at EF også anvender andre fordelingsnøgler ved fordelingen af penge end opgavens størrelse.

Omregnes de 38.000 UA efter Danmarks Statistiks satser for serviceopgaver, svarer det til mellem 8 og 10 akademikermåneder, alt efter hvor meget man beregner til edb m.v. Polemisk sagt ville det igen svare til, at vi med angivelserne i den engelske kontrakt kun kunne udføre en delvis levering af databanken til EXPLOR.

For at danne sig et mere rimeligt skøn over arbejdsbyrden blev det oplyst, at Batelle instituttet anvender til punkterne 1, 2 og 3 ca. 6 måneder. Tager man højde for, at de er i besiddelse af erfaring med hensyn til modellen, fremgår det, at vi må anse 8-10 måneder for at være et rimeligt omend optimistisk skøn for den tid, det vil tage at udføre punkterne 1-3. Det anbefales derfor, at punkt 4 svarende til 2.1.4 i kontrakten udgår.

Det fremgik endvidere, at man først forventer, at Danmark

først er færdig med punktet 4 engang medio 79, så der vil være mulighed for at tage dette punkt op som en særskilt kontrakt i 79.

Det relevante software befinder sig hos Batelle i Frankfurt. I modsætning til, hvad vi fik oplyst i Bruxelles, var der ikke truffet nogen aftale, der sikrede en gratis udlevering af software til brugerne. Hr. Mischke mente dog, at det lod sig gøre. Det anbefales derfor, at der i kontrakten indføres et afsnit, der garanterer at dette bliver udleveret gratis.

Det meste software er dårligt dokumenteret. Det kan derfor blive nødvendigt at konsultere Batelle for vejledning. Afsætter vi ca. 14 dage til dette, hvilket er realistisk, må vi minimum regne med 30.000 kr. til dette formål, eller netto ca. 20.000 kr. (Batelle har et mindre beløb til at dække kontakten med Danmark). Programmerne er skrevet i FORTRAN IV og køres på en Burroughs 6700 maskine (dvs. den samme som findes på Risø). Overførslen af programmet til Risø skulle således være relativt problemløs. Der findes også en UNIVAC version, men den er ikke uden fejl. Generelt må man opfordre Kommissionen til at afsætte penge til Batelle, således at der kan finde en ordentlig dokumentation sted.

Af afgørende betydning for interessen for projektet er, om man på Risø vil være interesseret i, at anvende modellen i det videre arbejde.

Referat af møde d. 1.12.1977 i sekretariatet for CERD (DG 12) vedr. serviceopgave for Kommissionen.

---

Mødet fandt sted i DG 12. afd. B's bygning på Rue de la Loi i Bruxelles.

På mødet blev sekretariatet repræsenteret af Mr. Römberg (sektionsleder) og Mr. Rubin (projektleder). Fra Danmark mødte civ.ing. Jan Daub (Risø's modelgruppe) samt fuldmægtig Hans Djurhuus (Danmarks Statistik).

Mødet var kommet i stand på foranledning af sekretariatet, som ønskede at undersøge muligheden for, at man fra dansk side kunne levere data m.v. til en EF-energimodel (jf. nedenfor). Formålet med mødet fra vores side var at få en nøjere beskrivelse af arbejdets karakter, herunder tidsplaner, økonomi m.v. I den retning må vi sige, at udbyttet af vores møde blev stærkt begrænset af, at Mr. Mischke fra Batelle i Frankfurt ikke deltog, da han var "tåget inde" i Frankfurt lufthavn. Sekretariatet for CERD har primært det administrative ansvar for modellen, mens det tekniske udviklingsarbejde, herunder opbygning af software, kørsler m.v., er udliciteret til diverse institutioner, herunder primært til Batelle. Vi har imidlertid aftalt et møde med hr. Mischke i København i slutningen af december, hvor vi håber at kunne få en mere præcis beskrivelse af arbejdets karakter.

På mødet i Bruxelles fik vi imidlertid uddybet kendskabet til selve modelstrukturen, ligesom vi grundigt sammen med Mr. Rubin gennemgik deres kontraktudkast.

Modellen er opdelt i 4 store hovedblokke, som er indbyrdes koblede (jf. bilag 1). Hovedblok 1 (DESMOS) er en multinational model, der, som output på nationalt niveau, angiver totalerne for produktion, konsum, investering og im- og eksport. Disse størrelser er input i de nationale makroøkonomiske modeller (EXPLOR), som er bygget op omkring en input-output struktur, hvor forbrugskomponenterne givet totalforbruget er endogent bestemt. Endvidere er der indbygget en algoritme, der udligner forskelle mellem de omkostningsbestemte priser og de eksogent skønnede priser (jf. bilag 2).

Modellens næste blok (EDM) er en egentlig energiefterspørgselsmodel. I EDM er der kun opstillet relationer for de mere energiintensive sektorer og forbrug. For de øvrige sektorer bestemmes energifor-

bruget i EXPLOR. Dette forbrug fordeles i EDM på 9 forskellige energikategorier ved hjælp af en substitutionsmodel. Disse energiefter-spørgselsstrømme indgår som input i den sidste blok RES, som er en lineær programmeringsmodel, der bestemmer det optimale energiforsyningssystem.

Som sagt må en nøjere specifikation af arbejdets karakter afvente mødet med Batelle-repræsentanten. Det ligger imidlertid ret klart, at vores arbejde primært kommer til at omfatte følgende:

- 1) Levering af grunddata til EXPLOR. Dette omfatter i hovedtræk et totalt I/O-system for 1974, arbejdsproduktivetstal for de enkelte sektorer og koefficienter til konsummodellen.
- 2) Fremskrivning af disse data til 1980 og 1985. Her anvendes RAS-metoden (denne metode anvendes også ved l. afstemning af det nye danske nationalregnskab). Metoden må her modificeres, da en del koefficienter bestemmes i EDM-modellen.
- 3) Tidsserier for energipriser, energiforbrug m.v. Disse skal anvendes ved estimation af relationerne i EDM.
- 4) Fremskrivning af EDM til 1980 og 1985.
- 5) Tests af de to modeller.

Vi skal derimod ikke levere data til DESMOS og RES. Sidstnævnte er dækket ind af en anden kontrakt, indgået mellem CERD og Niels Bohr-instituttet.

Kontraktperioden vil strække sig fra 1.1.1978 til 31.12.1978, og kontraktbeløbet er af størrelsesordenen 40.000 R.E. Det bør indgå i vurderingen, at vi fremover, hvis projektet ikke stoppes, vil få til opgave at opdatere data m.v., og at vi gratis kan overføre software af de forskellige modelblokke til Danmark.