

estimation (4) fra afsnit 5.2 i KS 03.11.87, rev. 13.12.88 (side 28), og skal altså sammenlignes med denne.

EQ( 1) Modelling Llna by OLS  
From 1948 1 TO 1987 1 Less 0 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
Lpyfn	.89423	.02234	40.02483	.9774
Lzyfn	1.11341	.02120	52.51978	.9868
CONSTANT	-.92676	.09371	-9.88948	.7255

R<sup>2</sup> = .9994860     $\sigma$  = .02743113    F( 2, 37) = 35975.36    DW = .806  
F[ 2, 37] Crit Val = 3.26  
RSS = .0278412716    For 3 Variables and 40 Observations  
DF = -2.98330

Faren ved at anvende de foreløbige tal ved estimationer fremgår af estimation 1 herover. Koefficienten til produktiviteten blev større ved anvendelsen af den nye bank, mens koefficienten til prisen blev mindre. De statistiske egenskaber ved relationen er iøvrigt uændrede. Forklaringen på den store ændring ved brug af den nye bank skal nok søges i den ret kraftige stigning for ZYFN og LNA for 1987.

Således advaret om faren ved at inddrage foreløbige tal i estimationerne, vil jeg fremover kun estimere niveaurelationerne på endelige tal. Estimation 1 ovenfor er gentaget nedenfor på samplet 1948-1985.

EQ( 2) Modelling Llna by OLS  
From 1948 1 TO 1985 1 Less 0 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
Lpyfn	.90997	.02646	34.39354	.9713
Lzyfn	1.10240	.02350	46.91979	.9844
CONSTANT	-.87360	.10554	-8.27750	.6619

R<sup>2</sup> = .9994298     $\sigma$  = .02767396    F( 2, 35) = 30671.50    DW = .818  
F[ 2, 35] Crit Val = 3.27  
RSS = .0268046769    For 3 Variables and 38 Observations  
DF = -2.91834

### 3. Nyt produktivitetsled

Produktivitetsleddet i KS 03.11.87, rev. 13.12.88 var simpelt konstrueret, nemlig som:

$$ZYFN = 1000 \cdot FYFN / (QN \cdot HGN)$$

Herved er implisit antaget, at funktionærer har samme årlige arbejdstid som arbejdere. Dette er imidlertid ikke givet, jf. den øgede deltidsfrekvens som særligt observeres for jobs med stor kvindelig arbejdsstyrke, dvs. også for funktionærene i fremstillingssektoren.

I tråd med udtrykket i prisrelationerne er derfor dannet et nyt produktivitetsudtryk ZYFNP (Suffix "P" fordi ideen er hentet fra prisrelationerne). ZYFNP er defineret således:

$$ZYFNP = 1000 \cdot FYFN / (QNA \cdot HGN + [QNFB \cdot HA \cdot (1 - BQNF)])$$

I bilag 1 er ZYFN og ZYFNP udskrevet. Det ses at forskellen er minimal, dog stiger ZYFNP trendmæssigt hurtigere end ZYFN.

For at belyse ZYFNP's betydning for estimationerne er niveauestimation (2) fra afsnit 2 herover gentaget, idet ZYFNP er anvendt i stedet for ZYFN. Se nedenfor.

EQ( 3) Modelling Llna by OLS  
From 1948 1 TO 1985 1 Less 0 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
Lpyfn	.90826	.02654	34.21862	.9710
Lzyfnp	1.08677	.02321	46.83006	.9843
CONSTANT	-.82642	.10474	-7.89043	.6401

R<sup>2</sup> = .9994276    σ = .02772615    F( 2, 35) = 30556.08    DW = .815  
F[ 2, 35] Crit Val = 3.27  
RSS = .0269058704    For 3 Variables and 38 Observations  
DF = -3.04166

Det bemærkes, at koefficienten til prisleddet er uforandret, mens koefficienten til LZYFNP er reduceret i forhold til koefficienten til LZYFN. Teststørrelser som R<sup>2</sup>, σ og DW er uforandret.

Der er således intet, som taler imod at anvende det teoretisk mere tilfredsstillende produktivitetsled ZYFNP, hvorfor dette herefter anvendes i papiret.

#### 4. Niveauestimation med knækket trend

UHAT6 blev lanceret i KS 03.11.88 og betegner residualen fra estimationen med lønkvoten på venstresiden og et konstantled på højresiden. Betragtes en graf for UHAT6 (side 32 i KS 03.11.88) ses der at være en tendens til trendmæssig stigning i denne op til primo-medio 1970'erne, hvorefter forløbet er mere uklart. På baggrund kan en trend lægges ind i langsigtslige vægten. Det vælges at lade den "knække", dvs. stige trendmæssigt indtil et givet år først i 70'erne og derefter være konstant.

Betragt herefter estimationen af UHAT4 (gengivet side 28 i KS 03.11.88 og tidligere i dette papirs afsnit 2 og 3). Det bemærkes, at de frit estimerede koefficienter til (logaritmen til) produktpris og produktivitet afviger en del fra 1. Dette kan give problemer, når disse senere bindes til 1 (for at konstruere UHAT6), idet det blev antydnet, at problemerne med estimation af ændringsspecifikationen kunne skyldes båndene i korrektionsleddet. Det er derfor ønskeligt om lanceringen af den knækkede trend kunne bringe parameterestimerterne til pris og produktivitet nærmere 1 i fri estimation.

Endelig kunne det være ønskeligt, om de frit estimerede parametre ville blive mere stabile ved introduktionen af et trendled i niveauestimationen.

Sammenfattende fås altså, at den knækkede trend skal konstrueres 1) således at tendenserne til trend i UHAT6 reduceres, 2) således at en estimation af UHAT4 giver koefficienter til pris og produktivitet nær 1 samt 3) således at parametrene bliver mere stabile. Dette "3-dimensionale optimeringsproblem" er løst ved at forsøge med adskillige knækkede trender, hvor året for knækket varierer.

##### 4.1 Niveauestimation med knækket trend og 2 konstantled

Niveauestimationerne er foretages som ligning 3 i afsnit 3, blot nu også med en knækket trend kaldet KTREND. KTREND stiger fra 1 i 1948 med 1

indtil et valgt år, fra og med hvilket KTREND er konstant. Året, hvor trenden knækket kaldes herefter KNÆKÅR.

For at undgå at indlægge for mange apriori restriktioner er indledningsvist foretaget estimationer med 2 konstantled, nemlig et som er 1 hele peioden 1948-85 (kaldes CONSTANT) og et som er 0 fra 1948 til trenden knækker og 1 fra og med KNÆKÅR (kaldes CONTR).

Der er foretaget estimationer hvor knækket ligger i intervallet 1968-77. Da der ikke er stor forskel på relationernes statistiske egenskaber, er hovedresultaterne gengivet nedenfor i tabel 1.

Tabel 1

KNÆKÅR	LPYFN	LZYFNP	KTREND	CONSTANT	CONTR	DF
1968	.907 (21.0)	1.08 (15.7)	-.00032 (-.12)	-.79 (-3.28)	.020 (.86)	3.26
1969	.92 (22.5)	1.04 (15.8)	.0010 (.39)	-.67 (-2.94)	.040 (1.91)	3.25
1970	.92 (23.5)	1.01 (15.5)	.0024 (.89)	-.60 (-2.65)	.051 (2.57)	3.50
1971	.92 (24.6)	.98 (15.0)	.0041 (1.49)	-.51 (-2.29)	.061 (3.16)	3.52
1972	.92 (24.6)	.96 (14.4)	.0053 (1.83)	-.47 (-2.11)	.062 (3.11)	3.71
1973	.91 (24.3)	.96 (14.2)	.0063 (2.11)	-.47 (-2.09)	.063 (3.07)	3.73
1974	.89 (23.2)	.96 (14.5)	.0069 (2.31)	-.50 (-2.28)	.066 (3.06)	3.03
1975	.92 (21.1)	.97 (13.0)	.0063 (1.83)	-.49 (-2.01)	.027 (1.08)	3.24
1976	.91 (20.6)	.96 (13.0)	.0068 (1.94)	-.49 (-2.03)	.026 (1.04)	2.88
1977	.93 (21.9)	.92 (13.6)	.0086 (2.65)	-.37 (-1.67)	.017 (.71)	2.55

Venstresidevariabel: LLNA. Sampel 1948-85. t-værdier i parentes.

Ved at betragte Tabel 1 ses, at hvis trenden knækker efter ca. 1972 fås de bedste estimationsresultater. Den største DF-værdi fås for den estimation, hvor trenden knækker i 1973. Her fås samtidigt pæne (høje) estimater til LPYFN og LZYFNP, hvorfor det må vurderes at det er rimeligt at indføre en trend, som har knæk omkring 1973. Samtidigt bemærkes, at konstantleddet CONSTANT og leddet CONTR er rimeligt store og får betydelige t-værdier.

#### 4.2 Kort et sampel...

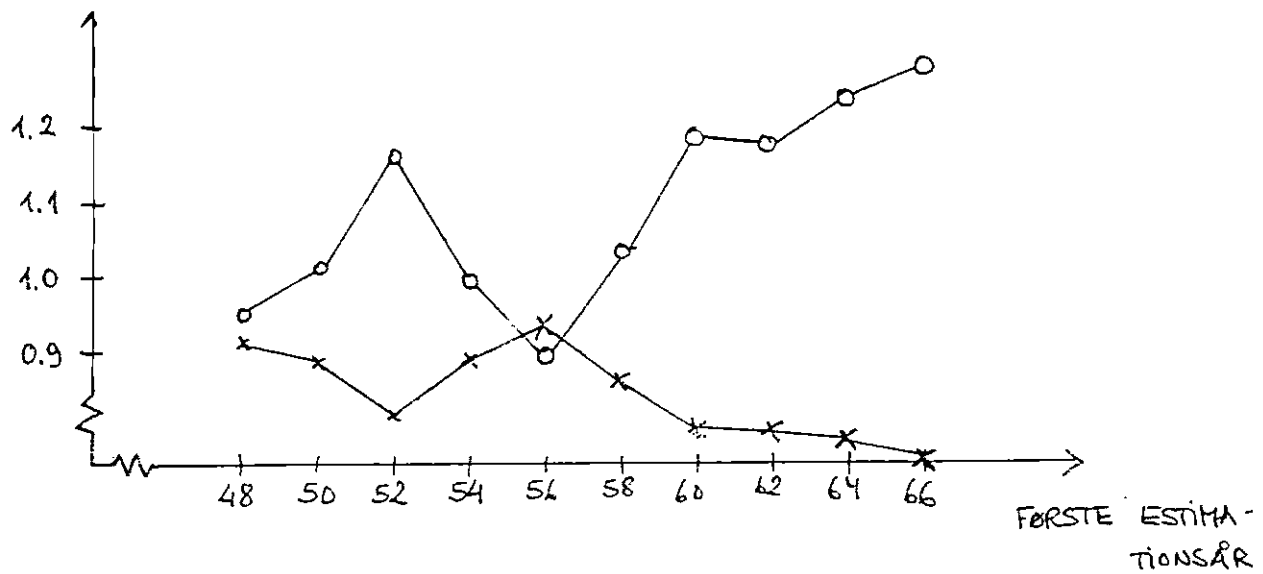
I forrige afsnit vurderedes, at en trend med knæk omkring 1973 ville have visse positive effekter på koefficienterne til bl.a. LPYFN og LZYFNP. Imidlertid er estimationerne meget følsomme over for sampelafkortninger. Det er forsøgt at estimere relationen fra Tabel 1 med en trend, der knækker (fra og med) 1973, idet samplet nu er afkortet succesivt med 2 års intervaller fra samplets begyndelse. (Altså for estimation med startår 1948, 1950, 1952, 1954, 1956, 1958, 1960, 1962 og 1966. Alle med slutår 1985.)

Resultatet er gengivet i figur 1, 2 og 3 nedenfor. I figur 1 vises effekten af sampelafkortning på LPYFN og LZYFNP, mens figur 2 viser effekten på KTREND og CONTR og figur 3 effekten på CONSTANT.

FIGUR 1

LPYFN - X

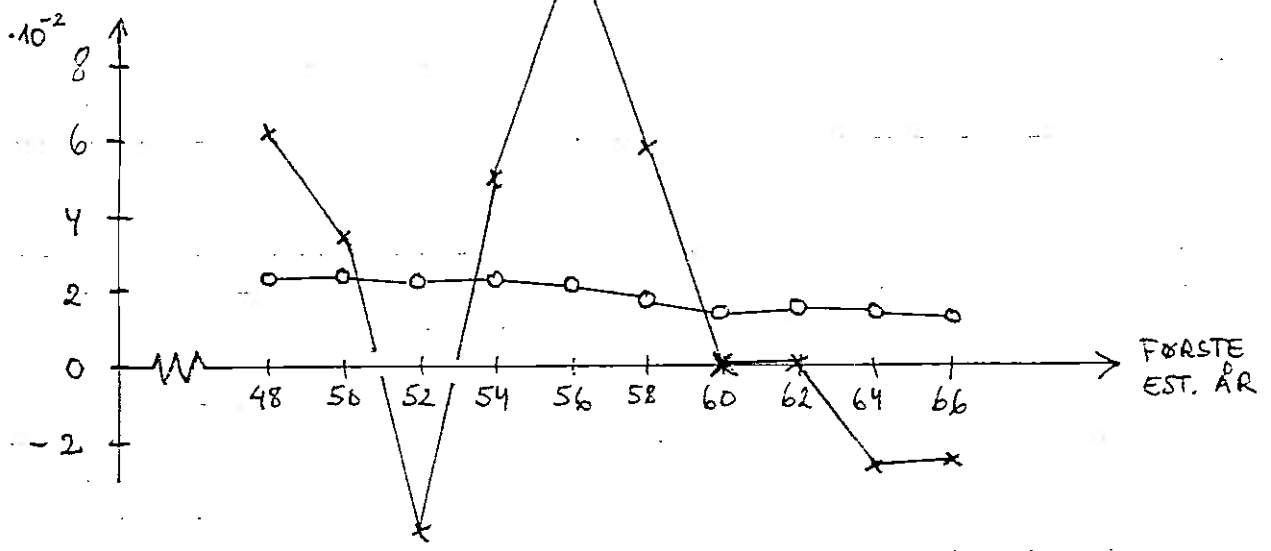
LZYFNP - O



FIGUR 2

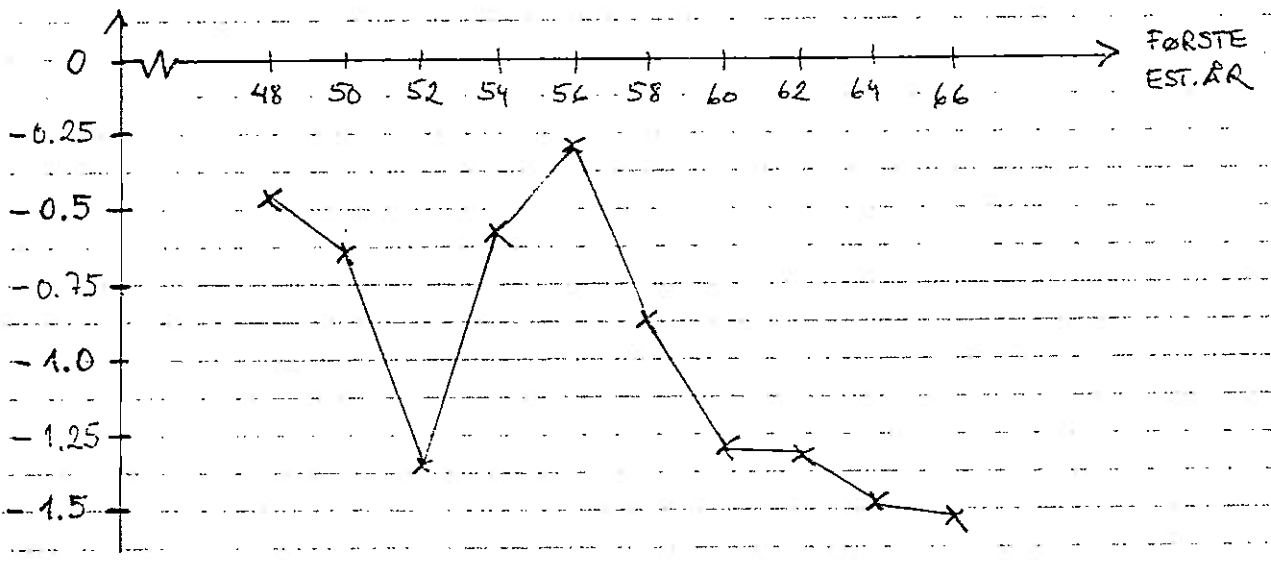
KTREND - X

CONTR - O



FIGUR 3

CONSTANT - X



Det ses, at parameterestimerne er meget følsomme over for afkortning af samplet "nedefra". Fra figur 1 bemærkes således at koefficienterne til LPYFN og LZYPNP bevæger sig bort fra 1 og hinanden ved afkortning af samplet. Fra figur 2 bemærkes specielt koefficienten til trenden. Der bevæger sig endog vildt.

Disse sampelaforkortninger er foretaget for at vise hvor "følsomt" materialet er. Dette skal bruges til at modificere konklusionerne fra afsnit 4.1.

Sammenfattende fås derfor, at det er svært at udtale sig om effekten af fx et trendled. Effekten er afhængig af bl.a. hvilket sampel, der benyttes.

Med dette i baghovedet, har jeg herefter foretaget niveauestimationer med kønkvoten som responsvariabel.

#### 4.3 Niveauestimation og langsigtslønkvote.

Nu foretages niveauestimation, hvor  $QLLNA = LLNA - LPYFN - LZYPNP$  er venstresidevariabel og hvor  $KTREND$ ,  $CONSTANT$  og  $CONTR$  er højresidevariabler.

Igen forsøges med at lade trenden knække i 10 forskellige år. Estimationsresultaterne er sammenfattet i tabel 2. De sidste 2 søjler i tabellen er, den estimerede (approximation til) langsigtslønkvoten. Næstsidste søjle er udregnet således:

$$LSLQ_1 = \exp([KTREND \cdot \langle \text{trendens stabile niveau} \rangle] + CONSTANT + CONTR)$$

mens sidste søjle er udregnet således:

$$LSLQ_2 = \exp([KTREND \cdot \langle \text{trendens stabile niveau} \rangle] + CONSTANT)$$

hvor  $KTREND$ ,  $CONSTANT$  og  $CONTR$  angiver estimerede parametre til de respektive variabler og hvor  $\langle \text{trendens stabile niveau} \rangle$  angiver den værdi, som den knækkede trend antager efter knækket.

Tabel 2

KNEKÅR	KTREND	CONSTANT	CONTR	DF	LSLQ <sub>1</sub>	LSLQ <sub>2</sub>
1968	.00129 (1.07)	-.459 (-31.8)	.00357 (.22)	2.19	.65	.65
1969	.00110 (.99)	-.458 (-32.6)	.00615 (.39)	2.16	.65	.65
1970	.00193 (1.08)	-.458 (-33.5)	.00492 (.31)	2.17	.65	.65
1971	.00120 (1.24)	-.459 (-34.3)	.00245 (.16)	2.15	.65	.65
1972	.00145 (1.58)	-.461 (-35.3)	-.00437 (-.28)	2.17	.65	.65
1973	.00164 (1.92)	-.462 (-36.3)	-.0111 (-.73)	2.21	.65	.66
1974	.00176 (2.19)	-.463 (-37.5)	-.0169 (-1.11)	2.37	.65	.66
1975	.00217 (3.00)	-.467 (-40.3)	-.0326 (-2.24)	2.18	.64	.65
1976	.00204 (2.98)	-.466 (-41.0)	-.0338 (-2.31)	2.65	.64	.67
1977	.00205 (3.31)	-.466 (-43.4)	-.0392 (-2.75)	2.67	.64	.67

Venstresidevariabel: QLLNA. Sampel 1948-85. t-værdier i parentes.

På baggrund af estimationsresultaterne gengivet i Tabel 2 skulle det være muligt at finde en passende trend til relationen. Da langsigtssegenskaberne er stort set ens for alle estimationerne mener jeg, der kun er 2 forhold af betydning ved valget af trend, nemlig bedste statistiske egenskaber samt insignifikant<sup>2</sup> koefficient til CONTR. Sidstnævnte forhold ville nemlig muliggøre at CONTR udelades, således at denne dummy-konstruktion kunne undværes.

<sup>2</sup>Vær dog opmærksom på bias i t-værdier



Sammenfattende mener jeg, at estimationen hvor trenden knækkes i 1974 er at foretrække. Herunder er estimationen rapporteret mere fyldestgørende, idet KTREND74 er trenden, som knækker i 1974 og CONTR74 er 0 før 1974 og 1 fra og med 1974

EQ( 1) Modelling qLlna by OLS  
From 1948 1 TO 1985 1 Less 0 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
ktrend74	.00176	.00080	2.19496	.1210
CONSTANT	-.46330	.01236	-37.47354	.9757
contr74	-.01692	.01520	-1.11360	.0342

R<sup>2</sup> = .1298440    σ = .03061541    F( 2, 35) = 2.61    DW = .690  
F[ 2, 35] Crit Val = 3.27  
RSS = .0328056079    For 3 Variables and 38 Observations

I estimation (2) nedenfor er dummy-konstruktionen CONTR74 taget ud. Herved fås:

EQ( 2) Modelling qLlna by OLS  
From 1948 1 TO 1985 1 Less 0 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
ktrend74	.00112	.00056	1.98902	.0990
CONSTANT	-.45738	.01120	-40.83604	.9789

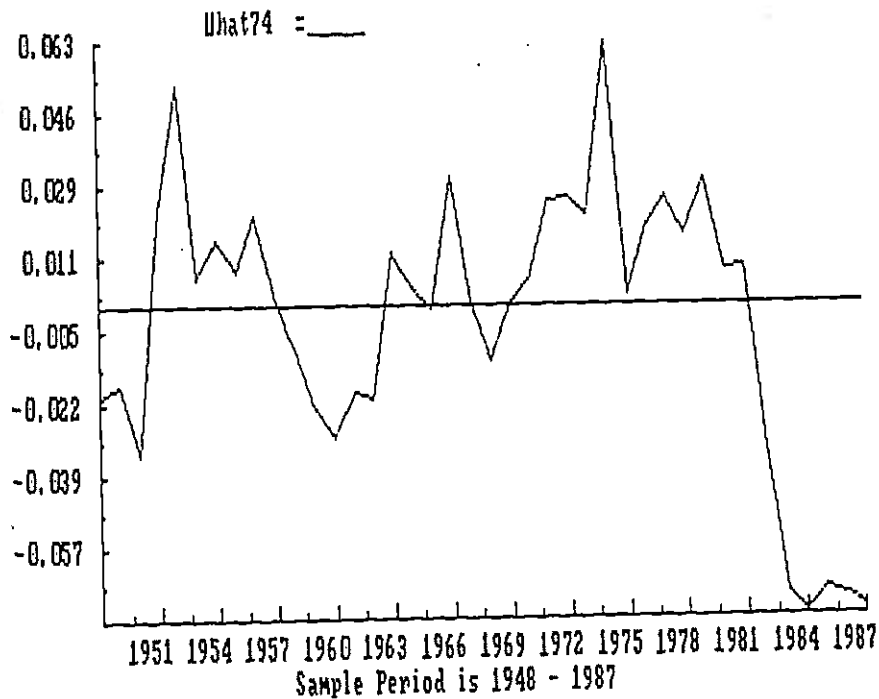
R<sup>2</sup> = .0990131    σ = .03071733    F( 1, 36) = 3.96    DW = .621  
F[ 1, 36] Crit Val = 4.12  
RSS = .0339679615    For 2 Variables and 38 Observations

Koefficienten til trendleddet blev desværre reduceret noget. Langsigtslønkvoten bliver  $\exp(.00112 \cdot 27 - .45738) = .652$ , hvilket virker rimeligt. Jeg har derfor valgt at anvende restleddet fra denne estimation som korrektionsled i et par ændringsspecifikationer gengivet i afsnit 5. Restleddet er benævnt UHAT74 og er:

$$\text{UHAT74} = \text{QLLNA} + .45738 - (.00112 \cdot \text{KTREND})$$

for perioden 1948-87. (Der fremskrives altså statistisk for perioden 1986-87). UHAT74 er optegnet i figur 4 nedenfor og udskrevet i bilag 1.

Figur 4



Af figur 4 ses, at UHAT74 virker rimeligt stationær indtil primo 1980'erne. Herefter er UHAT74 meget lav.

## 5. Estimation i ændringer

### 5.1 Estimationer fra 1948

Der tages udgangspunkt i estimationerne i afsnit 5.2.4 i KS 03.11.87, rev. 13.12.88. Estimation (8) gentages, nu med sampel inkluderende 1985 og det nye korrektionsled UHAT74. Den laggede restprisændring og den ulaggede ændring af de indirekte personaleomkostninger er udeladt, idet disse altid er insignifikante.

EQ( 1) Modelling DLlna by OLS  
From 1950 1 TO 1987 1 Less 2 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	.80933	.12489	6.48005	.5999
DLpyfn 1	.11508	.12671	.90824	.0286
DLzyfnp	.54963	.11623	4.72894	.4440
DLzyfnp1	.44900	.13557	3.31187	.2815
CONSTANT	.00251	.00960	.26189	.0024
Uhat74 2	-.26739	.14484	-1.84603	.1085
DLpr	.36606	.14437	2.53561	.1867
DLta 1	-.02749	.01226	-2.24229	.1522

R<sup>2</sup> = .8263180  $\sigma$  = .01771223 F( 7, 28) = 19.03 DW = 1.665  
F[ 7, 28] Crit Val = 2.36  
RSS = .0087842448 For 8 Variables and 36 Observations

ANALYSIS of 1-step FORECASTS					
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value
1986 1	.048583	.055491	-.006908	.021560	-.320425
1987 1	.082144	.084363	-.002219	.022403	-.099041

Relationen er ikke ændret voldsomt, dog bemærkes at DLPYFN(-1) næppe er signifikant. Summen af koefficienterne til henholdsvis DLPYFN og DLZYFNP er ca. 1 og altså højere end ønskeligt.

Herefter er arbejdsløsheden i ændringer tilføjet. Den 1 periode laggede ændring bider bedst, og resultatet er gengivet nedenfor.

EQ( 2) Modelling DLlna by OLS  
From 1950 1 TO 1987 1 Less 2 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	.80966	.11916	6.79465	.6310
DLpyfn 1	.19863	.12834	1.54766	.0815
DLzyfnp	.56763	.11128	5.10098	.4908
DLzyfnp1	.44790	.12935	3.46271	.3075
CONSTANT	.00053	.00921	.05794	.0001
Uhat74 2	-.25645	.13831	-1.85421	.1130
DLpr	.28700	.14365	1.99800	.1288
DLta 1	-.03312	.01205	-2.74785	.2185
DLbul 1	-.02247	.01159	-1.93898	.1222

R<sup>2</sup> = .8475465  $\sigma$  = .01689903 F( 8, 27) = 18.76 DW = 1.738  
F[ 8, 27] Crit Val = 2.31  
RSS = .0077105815 For 9 Variables and 36 Observations

ANALYSIS of 1-step FORECASTS					
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value
1986 1	.048583	.060206	-.011624	.020713	-.561168
1987 1	.082144	.095516	-.013371	.022135	-.604077

Der er nok lige plads til DLBUL(-1) i relationen. Fortegnet er rigtigt, og koefficienten er signifikant. Stadig fås dog for store koefficienter til pris- og produktivitetsændringer.

Endelig er det forsøgt at anvende arbejdsløsheden i logaritmisk niveau. Se ligning (3) nedenfor.

EQ( 3) Modelling DLlna by OLS  
From 1950 1 TO 1987 1 Less 2 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	.81832	.09993	8.18923	.7130
DLpyfn 1	.27863	.10894	2.55757	.1950
DLzyfnp	.25487	.11759	2.16747	.1482
DLzyfnp1	.21457	.12263	1.74968	.1018
Uhat74 2	-.14892	.11942	-1.24704	.0545
DLpr	.35218	.11553	3.04846	.2561
DLta 1	-.02541	.00982	-2.58716	.1987
Lbul	-.02376	.00580	-4.09409	.3830
CONSTANT	-.05886	.01684	-3.49490	.3115

R<sup>2</sup> = .8928417  $\sigma$  = .01416791 F( 8, 27) = 28.12 DW = 1.971  
F[ 8, 27] Crit Val = 2.31  
RSS = .0054197029 For 9 Variables and 36 Observations

ANALYSIS of 1-step FORECASTS					
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value
1986 1	.048583	.056632	-.008050	.017248	-.466701
1987 1	.082144	.085880	-.003735	.017924	-.208397

Atter dukker velkendte problemer op. Ganske vist er koefficienten til produktivitetsleddene nu af rimelig størrelse, men til gengæld er korrektionsleddet nu insignifikant. Videre ses at koefficienterne til produktivitetsleddet stadig er for store.

Sammenfattende fås altså, at introduktionen af UHAT74 ikke afstedkommer afgørende ændringer. Et enkelt lyspunkt er der dog i de nye ændringsrelationer, nemlig forudsigelserne for 1986 og 1987. Hvor lønrelationerne (i ændringer) almindeligvis skyder under den faktiske lønstigning, skyder relation (1)-(3) over det faktiske forløb. Dette skyldes dog næppe den ændrede formulering af korrektionsleddet, men nok nærmere at med den nye bank er lønkvoten generelt reduceret for 1985-1987, hvorfor korrektionsleddet for 1985-1987 trækker forudsigelsen op.

## 5.2 Kort et sampel...

Også for ændringsspecifikationen spiller samplets lange desværre ind i foruroligende grad. Nedenfor er estimation 3 fra afsnit 5.1 gentaget blot med afkortet sampel, nemlig begyndende i henholdsvis 1955, 1960 og 1965.

EQ( 1) Modelling DLlna by OLS  
From 1955 1 TO 1987 1 Less 2 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	.89208	.09948	8.96780	.7852
DLpyfn 1	.16093	.10138	1.58739	.1028
DLzyfnp	.32397	.11164	2.90202	.2768
DLzyfnp1	.17121	.11077	1.54566	.0980
CONSTANT	-.05407	.01414	-3.82304	.3992
Uhat74 2	-.04079	.12035	-.33892	.0052
DLpr	.43363	.12964	3.34493	.3371
DLta 1	-.02436	.00834	-2.92040	.2794
Lbul	-.02186	.00529	-4.13109	.4368

R<sup>2</sup> = .9319803  $\sigma$  = .01165865 F( 8, 22) = 37.68 DW = 2.112

F[ 8, 22] Crit Val = 2.40

RSS = .0029903304 For 9 Variables and 31 Observations

EQ( 2) Modelling DLlna by OLS  
From 1960 1 TO 1987 1 Less 2 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	1.01803	.13105	7.76809	.7802
DLpyfn 1	.21533	.11779	1.82800	.1643
DLzyfnp	.31891	.12955	2.46162	.2628
DLzyfnp1	.23599	.12872	1.83327	.1651
CONSTANT	-.07556	.02121	-3.56201	.4274
Uhat74 2	-.19423	.17132	-1.13377	.0703
DLpr	.55189	.16214	3.40385	.4053
DLta 1	-.02347	.00864	-2.71532	.3025
Lbul	-.02353	.00576	-4.08405	.4952

R<sup>2</sup> = .9273899  $\sigma$  = .01178456 F( 8, 17) = 27.14 DW = 2.257

F[ 8, 17] Crit Val = 2.55

RSS = .0023608900 For 9 Variables and 26 Observations

EQ( 3) Modelling DLlna by OLS  
 From 1965 1 TO 1987 1 Less 2 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	1.01668	.16823	6.04330	.7527
DLpyfn 1	.26646	.14913	1.78678	.2101
DLzyfnp	.18728	.19251	.97281	.0731
DLzyfnp1	.07764	.20228	.38383	.0121
CONSTANT	-.08740	.02968	-2.94528	.4196
Uhat74 2	-.06656	.25897	-.25703	.0055
DLpr	.53862	.20798	2.58983	.3585
DLta 1	-.02380	.01477	-1.61157	.1779
Lbul	-.03047	.00829	-3.67742	.5298

R<sup>2</sup> = .9316996    σ = .01269304    F( 8, 12) = 20.46    DW = 2.389

RSS = .0019333599    For 9 Variables and 21 Observations  
 F[ 8, 12] Crit Val = 2.85

Det bemærkes specielt, hvordan koefficienten til korrektionsleddet antager forskellige værdier alt efter samplets størrelse.

## 6. Sammenfatning

Papiret her har ikke bragt meget nyt til torvs. Det fandtes, at der er "plads til" en knækket trend i korrektionsleddet. Imidlertid fandtes også at relationernes estimationsresultater er følsomme over for sampleændringer, hvilket gør resultaterne lidt "uhåndterlige".

Der estimeredes et nyt korrektionsled (UHAT74) og dette forsøgte anvendt i ændringsspecifikationen. Imidlertid ændredes resultaterne fra ændringsspecifikationen ikke meget og tilbage står altså endnu problemerne omkring de høje koefficienter til pris- og produktivitetsændringerne samt arbejdsløshedsniveauets udkonkurreren af korrektionsleddet.

Bilag 1Udskrift af ZYFNP og UHAT74

## zyfnp

1948	17.6329	18.0774	18.5692	18.6642
1952	18.7477	19.4758	19.9887	20.4389
1956	20.8515	22.2407	23.1886	25.2670
1960	26.9888	29.1022	31.5295	32.2449
1964	34.5204	36.9452	39.7129	42.6110
1968	46.5520	48.4704	51.0853	54.6680
1972	58.8030	64.4169	66.8298	74.0802
1976	76.9734	79.0405	80.6726	85.1054
1980	89.4568	90.6543	92.5928	96.6776
1984	95.6371	95.6939	93.7981	94.7474

## Uhat 74

1948	-.207148E-01	-.186299E-01	-.348965E-01	.235311E-01
1952	.527212E-01	.738370E-02	.162776E-01	.856646E-02
1956	.215111E-01	.218492E-02	-.104296E-01	-.230496E-01
1960	-.307434E-01	-.198488E-01	-.220773E-01	.124871E-01
1964	.413293E-02	-.222034E-03	.310899E-01	.129595E-02
1968	-.128616E-01	.127065E-02	.650940E-02	.250986E-01
1972	.259429E-01	.221513E-01	.629495E-01	.319628E-02
1976	.183053E-01	.259748E-01	.169082E-01	.298763E-01
1980	.846056E-02	.945429E-02	-.340366E-01	-.685105E-01
1984	-.736346E-01	-.676250E-01	-.694780E-01	-.719420E-01

Bilag 2Variabelfortegnelse

BUL	= arbejdsløshedsprocent = UL/UW
CONTR	= dummy
CONTR74	= dummy, 0 før 1974, 1 fra og med 1974
KTREND	= trend
KTREND74	= trend stigende fra 1 i 1948 til 27 i 1974, derefter 27
LNA	= arbejdstimeløn (= LNA2, jf. KS 03.11.87)
PR	= restprisindeks = PCP/PYFN
PYFN	= implisit BFI-deflator for fremstillingssektor = YFN/FYFN
QLLNA	= lønkvote = LLNA-LPYFN-LZYFN
TA	= proxy for indirekte personaleomk. pr. time for arbejdere = (TAQW+TAQP+TADF+TQU)/(HGN/(1-BQN/2))
ZYFN	= timeproduktivitet i faste priser for fremstil- lingssektoren = 1000*FYFN/(QN*HGN)
ZYFNP	= timeproduktivitet i faste priser for fremstillings- sektoren = 1000*FYFN/(QNA*HGN+[QNFB*HA(1-BQNF)])



Danmarks Statistik  
Modelgruppen

3. nov. 1987, rev. 13. dec. 1988  
karsten2/makrolon.dok  
karsten2/lon4-51.dok  
karsten2/lon52-6.dok  
karsten2/bil1235.dok  
karsten2/bilag4.dok  
KS/cj

## MAKROLØN - VARIABLER, DYNAMIK OG KOINTEGRATION

### 1. Indledning

Med dette papir fortsættes arbejdet hen mod en makroløndannelsesfunktion. Efter opstilling af model og variable, søges en relation estimeret.

Papiret præsenterer de første estimationsresultater, hvor makrolønnen søges estimeret ved hjælp af Granger-Engels 2-trins procedure.

Der fremlægges ingen endelig makrolønrelation, men derimod forskellige overvejelser, som jeg har gjort under arbejdsprocessen, samt nogle foreløbige resultater.

Papiret består af 6 afsnit. I afsnit 2 vælges variable ud, som skal inddrages i analysen. Visse af disse variable beskrives nærmere og undersøges for integrationsgrad i afsnit 3. Estimationerne forsøges udført som "general to specific", hvorfor afsnit 4 koncentrerer sig om en estimation, hvor alle tænkelige (og utænkelige) lags- og ændringsspecifikationer til variablene holdes ind i en regressionen. I afsnit 5 gøres søgningen efter en relation mere specifik og forskellige forslag skitseres. Endelig afsluttes i afsnit 6 med konkluderende kommentarer og udpegning af punkter, hvor arbejdsindsatsen kunne koncentreres.

Estimationerne er foretaget på maj 88 banken, og 1984 er således sidste endelige år.

## 2. Udvælgelse af variabler til estimationerne

Nyere betragtningsmåder på løndannelsen betoner arbejdsmarkedets forhandlingsmoment. Den hyppigste forhandlingsteoretiske tilgang er den såkaldte "right to manage" model.<sup>1</sup> Her tænkes arbejdsgiverne at maksimere profit ud fra viden om den forhandlede løn. Herved bestemmes beskæftigelsen. Denne beskæftigelsesrelation tænkes kendt for både arbejdsgiver- og lønmodtagersiden før forhandlingerne, og indgår således i lønbestemmelsen. I bestemmelsen af antal beskæftigede personer indgår:

- i) lønnen
- ii) råmaterialepris
- iii) outputpris
- iv) indirekte personaleskatter
- v) arbejdstid
- vi) produktivitet
- vii) efterspørgselspres (efter sektorens varer)
- viii) tidligere beskæftigelse

Jeg vil kun kommentere vii) og viii).

Ad vii). Efterspørgselspres kan have betydning via kapacitetsudnyttelsen af sektorens produktionsapparat. En udvidelse af efterspørgslen kan medføre ekstra stor beskæftigelses fremgang, hvis hele kapitalapparatet er beskæftigede (Argumentet forudsætter en produktionsfunktion med en vis substitutionsmulighed ex post). Et kapacitetsudnyttelsesmål kan altså komme ind i lønrelationen ad denne vej.

Ad viii). Den laggede beskæftigelse kan komme ind i billedet, hvis det er forbundet med omkostninger at hyre eller afskedige ansatte.

I bestemmelsen af lønnen vil ud over variablerne fra "beskæftigelsesrelationen" følgende forhold have betydning:

---

<sup>1</sup>Se fx Andrews og Nickell (1983), Hoel og Nymoen (1986) Andersen (1986) eller Andersen & Risager (1988).

- I) beskæftigelsen i forrige periode
- II) forbrugerpriser
- III) arbejdsløsheden
- IV) indkomstskat
- V) arbejdstid
- VI) arbejdsløsheds kompensationsgrad.

Jeg vil kun kommentere I), III) og V).

Ad I). Den laggede beskæftigelse påvirker lønnen via flere kanaler. Jo større beskæftigelsen er, des sværere er denne at opretholde. Fagforeningerne vil derfor være tilbageholdende med lønpres. Omvendt vil mange beskæftigede give fagforeningerne et incitament til at presse lønnen opad, idet de beskæftigedes krav om mere løn vejer højere end de arbejdsløses krav om moderation.

Ad III). Arbejdsløsheden indgår som en proxy for styrkeforholdet ved forhandlingerne. Der ligger også heri den pointe, at hvis fagforeningerne ved, at statsmagten vil føre akkomoderende beskæftigelsespolitik, vil de kunne tillade sig at stille større lønkrav end ellers.<sup>2</sup>

Ad V). Arbejdstagerne ser ikke kun på timelønnen, men også på den samlede månedlige/årlige løn.

Sammenfattende fås altså, at der kan findes argumenter for at udtrykke makrolønnen således: (parentesen bag den forklarende variabel angiver forventet fortegn)

Responsvariabel:

1) makroløn

Forklarende variabler:

- |                       |     |
|-----------------------|-----|
| 2) efterspørgselspres | (+) |
| 3) indkomstskat       | (+) |
| 4) kompensationsgrad  | (+) |
| 5) arbejdsløshed      | (-) |
| 6) arbejdstid         | (-) |
| 7) råvarepris         | (-) |

---

<sup>2</sup>En pointe fra Andersen (1986)

8) forbrugerpriser	(+)
9) outputpris	(+)
10) lagged beskæftigelse	(?)
11) indirekte personaleskatter	(-)
12) produktivitet	(+)

I det følgende vil jeg redegøre yderligere for indholdet af de enkelte variabler, herunder deres konstruktion.

## 2.1 Makroløn - LNA

Som vanligt vælges timelønnen for arbejdere i fremstillingssektoren, LNA. Her anvendes det korrigerede udtryk LNA2, jf. KS-03.11.87 (LNA2 er forskellig fra LNA2 i papiret for 1986 og 1987. Dette skyldes tilkomsten af nyt datamateriale).

## 2.2 Efterspørgselspres - BFYFN

Som proxy for efterspørgselspresset/kapacitetsudnyttelsen anvendes dataserien BFYFN dokumenteret i KS-02.02.88. BFYFN er forholdet mellem den faktiske og den potentielle BFI i fremstillingssektoren, idet den potentielle BFI er konstrueret ved den såkaldte "trend-through-peaks" metode. Der er tilkommet et år mere, og BFYFN er ændret for perioden 1981-1986. Ændringen 1981-1986 skyldes en nedjustering af aktiviteten i 1986 i maj 1988-udgaven af ADAMBK.

## 2.3 Indkomstskat - BSBA eller TSA0U1

Ved konstruktion af en variabel for indkomstskattetrykket må klargøres i hvilken sammenhæng denne tænkes anvendt. Her tænkes på indkomstskat som noget, der belaster lønmodtagerne og forårsager, at de får mindre med hjem end arbejdsgiveren betaler. Det forventes således, at en højere indkomstskat vil tendere at hæve den nominelle løn, jf. også det angivne fortegn i afsnit 2.0. (Bemærk, at en hævelse af indkomstskatten jo også kan forårsage, at ar-

bejdsgiverens "behov" for profit bliver større og dermed altså forårsager et pres nedad på lønningerne).

For at sikre, at indkomstskattevariablen afspejler belastningen af lønmodtageren er det mest fristende at anvende et udtryk for A-skattebetalingen. SBA er en sådan variabel, blot med det problem, at den ikke er ført længere tilbage end 1970. Det er således umuligt at udregne et "A-skattetryk" for perioden før 1970.

Eskil har konstrueret en variabel betegnende den marginale indkomstskatteprocent. Variablen hedder TSAOU1 og løber fra 1948 til 1987. TSAOU1 er dokumenteret i Rapport fra modelgruppen, nr. 24, s. 78.

Imidlertid er det mere interessant at anvende en decideret skattetryksvariabel i lønrelationen. Derfor er der konstrueret en skattetrykvariabel BSBA for perioden 1970-1987 defineret således:

$$BSBA = SBA/YA$$

Herefter er BSBA for perioden 1948-1969 "bakket tilbage" efter den udvikling som TSAOU1<sup>3</sup> har. Konkret er udregningen sket således:

$$BSBA_t = (BSBA_{1970}/TSAOU1_{1970}) \cdot TSAOU1_t, \quad t = 1948, \dots, 1969$$

hvilket er det samme som:

$$BSBA_t = .803 \cdot TSAOU1_t, \quad t = 1948, \dots, 1969$$

#### 2.4 Kompensationsgrad - BTYD

Der tages udgangspunkt i satsen TTYD (gennemsnitlig årlig sats for arbejdsløshedsdagpenge, reguleret for lønudviklingen). TTYD er inflateret og derefter sat i forhold til den gennemsnitlige årlige løn for en arbejder i fremstillingssektoren. Kompensationsgraden BTYD udregnes således:

$$BTYD = TTYD \cdot LIHTY / 45.74 / (LNA \cdot HGN)$$

Kompensationsgraden er kun dækket datamæssigt fra og med 1963. Kompensationsgraden kan godt virke lidt høj, hvilket hænger sammen med at nævneren dækker industriarbejderlønnen.

---

<sup>3</sup>Også TSAOU kunne have været anvendt, men herved ville korrektionsfaktoren ( $BSBA_{1970}/TSAOU_{1970}$ ) være blevet mindre og serien BSBA mindre jævn.

## 2.5 Arbejdsløshedsprocent - BUL

Talleren skal være UL, lig antal registrerede ledige. Nævneren kan være UA (den samlede arbejdsstyrke) eller UW (udbud af arbejdskraft [UW=UA-QAS-QUS]). Forskellen mellem de 2 nævnere er altså, at de selvstændige er fratrukket i UW.

Jeg har valgt at lade arbejdsløsheds"procenten" BUL være UL/UW. Imidlertid rejser der sig det problem, at UW ikke er i ADAMBK før 1959. Jeg har derfor udregnet UW som UA-QAS-QUS for perioden 1948-1958.

## 2.6 Arbejdstid - HA

Arlige aftalte arbejdstid fra ADAMBK, HA.

## 2.7 Råvareprisen - PI

For ikke at komplicere datakonstruktionen unødigt har jeg som råvareprisindeks valgt at sammenveje importpriserne for varegrupper, der overvejende må betragtes som input i produktionen. Efter et hurtigt blik i i-o tabellen, har jeg valgt de importgrupper, hvor "input i erhverv" udgør mere end ca. 60-70% af den samlede inport.

Det drejer sig om varegrupperne:

M2, M3k, M3r, M3q, M5, M6m, M6q og M7q

Vægtene for dette importråvareprisindeks (PI) er valgt som de samlede importandele i mængder for de enkelte varegrupper for 1980.

$$PI = (\sum PM_i \cdot FM_i) / \sum FM_i$$

hvor  $i = 2, 3k, 3r, 3q, 5, 6m, 6q$  og  $7q$

Der fås altså:

$$\begin{aligned}
 PI = & (PM2 \cdot 7248.246 \\
 & + PM3k \cdot 2910.624 \\
 & + PM3r \cdot 13957.69 \\
 & + PM3q \cdot 7854.227 \\
 & + PM5 \cdot 16755.67 \\
 & + PM6m \cdot 9964.301 \\
 & + PM6q \cdot 11277.56 \\
 & + PM7q \cdot 18551.73) / 88520.048
 \end{aligned}$$

Importindeksene findes kun for perioden 1960-1987 i ADAMBK. Forsøg på udstrækning af serien, fx ved hjælp af tal fra Ellen Andersens disputats er endnu ikke forsøgt.

## 2.8 Forbrugerpriser (restpriser - PR)

Forbrugerpriserne er i ADAMBK udtrykt ved PCP. Forbrugerprisindekset adskiller sig fra BFI-deflatoren i fremstillingssektoren på mange måder. Således inddrager PCP, foruden prisstigninger i fremstillingssektoren, også prisstigninger på vareinputtet og prisstigninger på fx transport og handel. Videre er der forskellige vægte i indeksene og de indirekte skatter medregnes i forbrugerpriserne.

Der er som før omtalt næppe grund til a priori at forvente, at lønningerne vil reagere ens på ændringer i forbrugerprisen, hvad enten disse skyldes ændringer i prisen på den indenlandske produktion eller ændringer fx i de indirekte skatter.

For at undgå dobbeltregning af den indenlandske produktions prisbidrag (i produktprisen og i forbrugerprisen) konstrueres et prisudtryk ved fra forbrugerpriserne at fraregne produktpriserne (se også afsnit 2.9).

Dette "restprisindeks" (hovedsaglig bestående af importpriser og afgifter) defineres således:

$$PR = PCP / PYFN$$

I relative ændringer bliver restpriserne forskellen mellem stigningstakten i forbrugerpriserne og i producentpriserne. I logaritmiske approximationer ser dette således ud:

$$DLPR = DLPCP - DLPYFN$$

Det kan bemærkes, at denne opsplitning af prisernes bidrag til lønændringerne på en måde er i tråd med den tidligere opsplitning af lønbestemmelsen i ADAM, dengang nemlig som bidrag fra dyrtidsregulering og fra andre bidrag.

## 2.9 Outputpris - PYFN

Produktprisen eller outputprisen er den pris, producenterne modtager for deres produkter. Jeg har valgt at anvende den implisitte BFI-deflator for fremstillingserhvervene. Der fås således:  
 $PYFN = YFN/PYFN$

## 2.10 (Lagged) beskæftigelse - QN

Beskæftigede i fremstillingserhvervene = QN.

## 2.11 Indirekte personaleskatter - TA

De indirekte personaleskatter er foreløbigt udregnet således:

$$TA = (TAQW+TAQP+TADF+TQU)/(HGN/(1-BQN/2))$$

TA er altså en proxy for de indirekte personaleomkostninger pr. time.

Det skal bemærkes, at TAQW dækker både arbejdsgivernes og lønmodtagernes bidrag til ATP og LG. Det er muligvis uhensigtsmæssigt at medtage lønmodtagernes ATP-betaling i TA, men en udrensning er endnu ikke foretaget.

## 2.12 Produktivitet - ZYFN

Her er valgt timeproduktiviteten i fremstillingssektoren. Denne er beregnet via bruttofaktorindkomsten i fremstillingssektoren delt med det samlede erlagte timetal af lønmodtagerne i sektoren. Produktiviteten er regnet i faste priser.

$$ZYFN = 1000 \cdot FYFN / (QN \cdot HGN)$$



### 2.13 Dummy variabler

Dummy variabler er en del af livet som løndannelsesemperiker. For ikke at placere disse helt tilfældigt er nedenfor angivet hvilke år, overenskomsterne er blevet indgået i perioden 1948-1987:

1950, 1952, 1954, 1956, 1958, 1961, 1963, 1965, 1967, 1969, 1971, 1973, 1975, 1977, 1979, 1981, 1983, 1985, 1987.

Som kilde er bl.a. anvendt Rapport fra Modelgruppen nr. 3 side 5.30.

Af disse "overenskomster" er en del imidlertid indgået ved forskellige typer lovindgreb. For store dele af overenskomstområdet er dette tilfældet for årene:

1956, 1963, 1975, 1977, 1979, 1985

Herudover er der ved hver overenskomst "ryddet op" på udestående delområder.

Oplysningerne er hentet fra Hansen, Kjærsgaard og Rosted (1988). Se i øvrigt bilag 1 for kildens mere detaljerede oversigt over regeringsindgreb i overenskomstforhandlingerne.

### 2.14 Afsluttende kommentarer

I bilag 2 er anført en kort variabelfortegnelse for alle variabler omtalt i afsnit 2.1 til 2.12. I bilag 3 er variablerne udskrevet.

### 3. Variabler og deres dynamik

Alle variabler nævnt i afsnit 2.1-2.12 er optegnet i bilag 4. I bilag 4 er det videre forsøgt at klarlægge dynamikken for de "mest spændende" variabler, nemlig LNA, BUL, HA, PR, PYFN, QN, TA og ZYFN. I dette afsnit trækkes hovedresultaterne fra bilag 4 op for disse variablers vedkommende. Videre kommenteres visse variablers udvikling, bl.a. belyst via grafisk plots.

#### 3.1 Integrationsorden

Variablernes integrationsorden blev undersøgt ved hjælp af Dickey-Fuller testene. Hovedresultaterne gengives nedenfor i tabel 3.1<sup>4</sup>.

Tabel 3.1

	LLNA	BUL	LBUL	LMA	LPR	LPYFN	LQN	LTA	LZYFN
Integration af 0. orden									
DF		.02	-.53						
ADF		.04 nej	-.52 (nej)						
Integration af 1. orden									
DF	-.60	-4.8	-5.3	-3.6	-4.4	-1.5	-4.5	-4.7	-1.9
ADF	-.70 (nej)	-2.6 ja	-2.8 ja	-2.0 ja	-2.9 ja	-.73 (ja)	-2.9 ja	-1.5 ja	-.08 (ja)
Integration af 2. orden									
DF	-5.5								
ADF	-5.3 ja								

Af tabel 3.1 fås at LLNA tilsyneladende er integreret af 1-2. orden, mens LPYFN og LZYFN kun knap og nap er integreret af 1. orden. De øvrige variabler er integreret af 1. orden. Dette fænomen, at priser og lønninger er variabler, som tilsyneladende er inte-

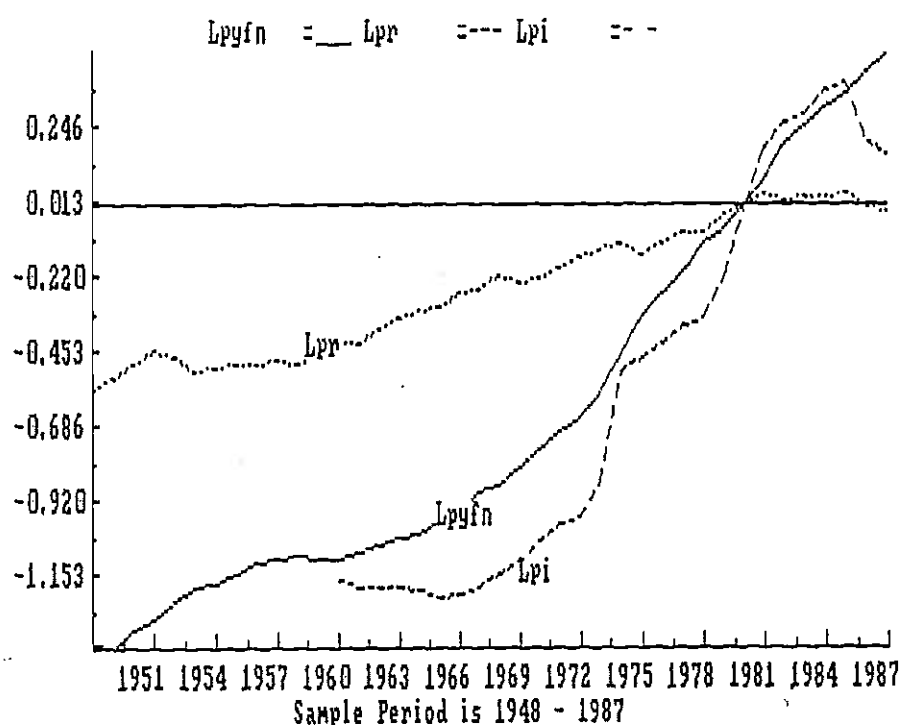
<sup>4</sup>Test af hvorvidt ændringen til variabelen er stationær.

greret af en orden mellem 1. og 2. orden, er vist ganske almindeligt. Se fx Hall, s. 232.

### 3.2 Udviklingen i visse variabler

Først har jeg undersøgt sammenhængen mellem produktprisen PYFN og restprisindekset PR. Videre er råvareimportprisindekset PI også medtaget. Logaritmen til disse er optegnet i figur 3.1.

Figur 3.1

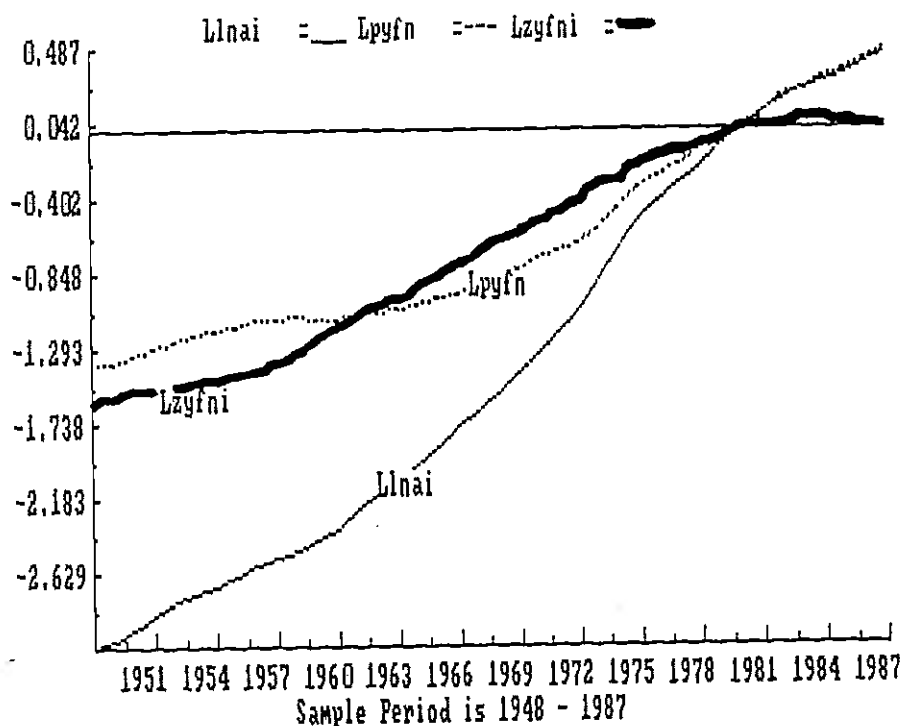


LPYFN ses at vokse jævnt gennem perioden. Dog bemærkes, at forbrugerpriserne må stige mere end LPYFN, idet LPR også er voksende næsten hele perioden. Prisstigningen på producenteres værditilvækst er næsten overalt positiv, men kurven er buet, indicerende en mere end eksponentiel vækst i PYFN. Restprisindekset har også været stigende indtil ca. 1980, hvorefter det er konstant. Råvareprisindekset bærer tydeligt præg af de 2 oliekriser samt faldet i oliepriserne i de sidste 3-4 år.

I figur 3.2 er optegnet udviklingen i 3 variabler, nemlig (logaritmen til) timelønnen, timeproduktiviteten og produktprisen.

Timelønnen og timeproduktiviteten er indekseret, således at  $LNA_{1980} = LZYN_{1980} = 1$ .

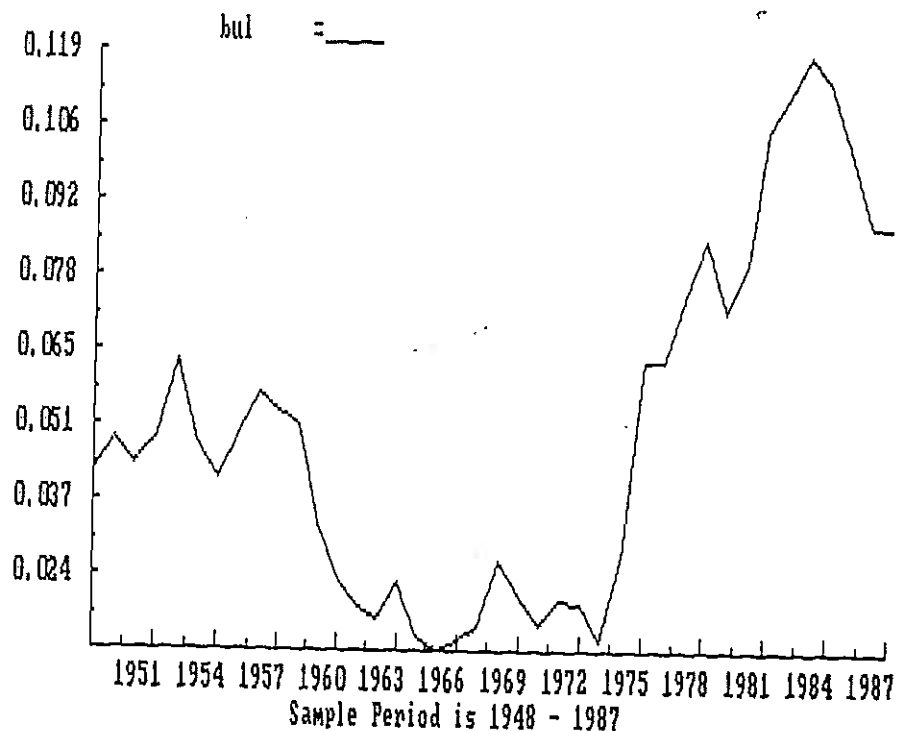
Figur 3.2



Figuren viser klart, at lønnen stiger mere end produktprisen og produktiviteten hver for sig. Dette gælder op til ca. 1980, hvorefter det ses at produktprisen og lønnen følges ad. Samtidig bemærkes dog meget små produktivitetsstigninger efter 1980. Man kan godt inspireres af figur 2 til at overveje, hvorvidt de 3 variabler udviser en integreret variation. Dette spor forfølges i afsnit 5.1.

Arbejdsløsheden er almindeligvis en central variabel, når løn og arbejdsmarked diskuteres. I figur 3.3 er arbejdsløshedsprocenten optegnet.

Figur 3.3



Først bemærkes, at perioden 1948-1987 kan deles ind i 3 delperioder: 1. periode 1948 til ca. 1957 med relativ høj arbejdsløshed<sup>5</sup>, 2. periode med meget lav arbejdsløshed beliggende ca. 1957 til 1974 og endelig 3. periode 1975-87, hvor arbejdsløsheden har en top fra 1980 til 1985, netop perioden hvor produktlønnen (LNA/PYFN) har været konstant.

<sup>5</sup>Umiddelbart undrer det, at bul ikke er højere i 1950'erne. Dette skyldes måske definitionen af bul.

#### 4. General to specific

I dette afsnit forsøger jeg mig med de første estimationer. Estimationerne er af typen "general to specific", idet der indledes med relativt generelle estimationer med mange variabler, hvorefter effekterne af en udtynding vises. Estimationerne foretages primært for at klarlægge nogle strukturer i materialet og for at få ideer til de mere målrettede estimationer. Videre er det meningen at hente inspiration til løsning af problemet omkring lags i de forklarende variabler.

##### 4.1 Lags i variablerne

Lags i variablerne kan forklares ved forskellige økonomiske mekanismer, fx som udtryk for forventningsdannelsen eller som følge af trægheder i tilpasningen.

Der er umiddelbart ikke megen teori, som fortæller om lagstrukturen i de forskellige variabler i en lønrelation.

Visse variabler, som den laggede beskæftigelse, er selvfølgelig kendt og kan ikke tåle andre lagstrukturer. Tilsvarende kan der argumenteres for at fx skattetrykket er kendt apriori via finansloven. Generelt må en mere pragmatisk linie dog lægges for dagen.

Der er forsøgt, at lagge ændringerne til "de dynamiske variabler" 3 perioder og derefter estimere koefficienter til alle variablerne uafhængigt. Resultaterne har generelt været, at den ulaggede og den 1. periode laggede ændring bider, mens de øvrige lags ikke giver noget. Dette svarer godt til generelle erfaringer med dansk materiale, som fx peger hen mod at priserne bider bedst med et halvt lag.

De kommende estimationsforsøg vil derfor lancere de forklarende variabler uden avancerede lags. Der kunne så eksperimenteres med mere avancerede lagsstrukturer, når bestemte specifikationer skal finpudses.

#### 4.2 Ændringer ulagget og lagget 1 periode. Niveauer lagget 2 perioder.

I den generelle tilgang inddrages ikke alle variabler. Således er der set bort fra serierne, som ikke har et sampel helt tilbage til 1948 (PI og BTYD), og kapacitetsudtryk og skattetryk er ikke søgt inddraget. Tilbage er 8 variabler med en rimeligt spændende dynamik, nemlig: LLNA, LPYFN, LPR, LZYFN, LQN, LTA, LBUL og LNA. Disses ændringer er inddraget ulagget og lagget 1 periode<sup>1</sup>, mens deres niveauer optræder lagget 2 perioder. Resultatet er gengivet herunder:

EQ( 1) Modelling DLlna by OLS  
From 1951 1 TO 1987 1 Less 0 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE
DLlna 1	-.47734	.33646	.63258	-1.41870
DLpyfn	.73352	.23878	.60341	3.07196
DLpyfn 1	1.17673	.35094	.64595	3.35311
DLpr	.07052	.23303	.53639	.30262
DLpr 1	.36377	.23134	.52610	1.57244
DLzyfn	.23643	.18013	.27427	1.31258
DLzyfn 1	.58443	.26078	.45177	2.24107
DLqn 1	-.15766	.24177	.35176	-.65212
DLqn 2	.05828	.14745	.27217	.39522
DLta	-.02046	.01714	.03125	-1.19422
DLta 1	-.05081	.02612	.04394	-1.94524
DLbul	-.05080	.02009	.03481	-2.52872
DLbul 1	-.07595	.03984	.06889	-1.90650
DLha	-.13626	.36467	.78130	-.37365
DLha 1	.61097	.45172	.90009	1.35254
CONSTANT	-5.93273	5.17131	8.56366	-1.14724
Llna 2	-.46593	.39597	.61406	-1.17668
Lpyfn 2	.53712	.43550	.67242	1.23332
Lpr 2	-.10904	.27738	.51175	-.39310
Lzyfn 2	.67647	.50647	.85306	1.33565
Lqn 2	-.05415	.20584	.36904	-.26310
Lta 2	-.03688	.03396	.06979	-1.08617
Lbul 2	-.06525	.05147	.10595	-1.26764
Lha 2	.65942	.61494	1.07639	1.07234

R<sup>2</sup> = .9622533    σ = .01230970    F(23, 13) = 14.41    DW = 2.683

F[23, 13] Crit Val = 2.43

RSS = .0019698722    For 24 Variables and 37 Observations

<sup>1</sup>Undtaget selvfølgelig den laggede beskæftigelse, hvis ændring optræder med 1 og 2 lags.

Ud over manglen på frihedsgrader kan der observeres en række bemærkelsesværdige resultater allerede ud fra denne meget generelle estimation.

Med undtagelse af arbejdstiden og det laggede niveau af restprisindekset kommer variablerne ind med rigtigt fortegn. (Fortegnet til beskæftigelsen varierer og estimationen giver meget lidt information om denne variabels betydning).

Det bemærkes, at produktpriserne kommer ind med større koefficient end restpriserne. Dette er også efter bogen. Videre bemærkes, at fortegnet til de indirekte personaleomkostninger TA er negativt, både ved ændringerne og i niveau. Endelig er det interessant, at koefficienterne til LLNA(-2), LPYFN(-2) og LZYFN(-2) er ca. lige store og med det estimerede tegnmønster.

På baggrund af estimationerne er det forsøgt at fjerne variabler med forkert fortegn eller lille betydning. Arbejdstiden og beskæftigelsen er røget ud og estimationen er gentaget. Resultatet er gengivet herunder

EQ( 2) Modelling DLlna by OLS

From 1951 1 TO 1987 1 Less 0 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE
DLlna 1	-.37938	.24412	.37162	-1.55404
DLpyfn	.74120	.19448	.35888	3.81117
DLpyfn 1	.84583	.25639	.37453	3.29899
DLpr	.21031	.17431	.26417	1.20651
DLpr 1	.34110	.18489	.33766	1.84493
DLzyfn	.34240	.12347	.20364	2.77314
DLzyfn 1	.36539	.15566	.25193	2.34741
DLta	-.01843	.01327	.01718	-1.38904
DLta 1	-.04381	.01577	.01961	-2.77855
DLbul	-.03053	.01253	.01896	-2.43640
DLbul 1	-.05013	.01432	.02286	-3.50066
CONSTANT	-.47548	.26014	.36858	-1.82779
Llna 2	-.36940	.18395	.24452	-2.00814
Lpyfn 2	.39439	.17310	.20585	2.27842
Lpr 2	.08596	.22821	.28104	.37668
Lzyfn 2	.41455	.20807	.29033	1.99240
Lta 2	-.02672	.01949	.02590	-1.37113
Lbul 2	-.04699	.01933	.02773	-2.43182

$R^2 = .9484006$   $\sigma = .01190488$   $F(17, 19) = 20.54$   $DW = 2.309$

$F[17, 19]$  Crit Val = 2.20

RSS = .0026927956 For 18 Variables and 37 Observations



Der ses nu ingen variabler med forkert fortegn, ligesom koefficienternes størrelse ikke er helt vild. Restprisindekset giver intet i niveau, hvilket måske indikerer, at restpriserne kun kan påvirke på det korte sigt via ændringerne, men ikke via niveauet. Igen ses koefficienterne til LLNA(-2), LPYFN(-2) og LZYN(-2) at være næsten numerisk ens.

Næste estimation er foretaget, hvor den laggede lønændring DLLNA(-1) er pillet ud. Resultatet er gengivet nedenfor.

EQ ( 3 ) Modelling DLlna by OLS  
From 1951 1 TO 1987 1 Less 0 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE
DLpyfn	.76506	.20062	.30972	3.81358
DLpyfn 1	.65069	.23131	.35108	2.81308
DLpr	.27113	.17577	.23778	1.54259
DLpr 1	.28833	.18806	.31388	1.53317
DLzyfn	.29108	.12311	.18525	2.36442
DLzyfn 1	.21513	.12623	.17206	1.70433
DLta	-.00747	.01163	.01560	-.64232
DLta 1	-.03166	.01417	.01746	-2.23455
DLbul	-.03215	.01292	.01719	-2.48776
DLbul 1	-.04536	.01447	.02342	-3.13420
CONSTANT	-.21810	.20758	.23246	-1.05068
Llna 2	-.19318	.14988	.18168	-1.28890
Lpyfn 2	.23222	.14291	.15180	1.62497
Lpr 2	-.06588	.21341	.27104	-.30869
Lzyfn 2	.20093	.16162	.20035	1.24320
Lta 2	-.00705	.01533	.02170	-.45975
Lbul 2	-.03155	.01715	.02665	-1.83973

$R^2 = .9418420$   $\sigma = .01231883$   $F(16, 20) = 20.24$   $DW = 2.560$   
 $F[16, 20]$  Crit Val = 2.18  
 RSS = .0030350695 For 17 Variables and 37 Observations

At DLLNA(-1) ikke længere optræder på højresiden betyder tilsyneladende ikke det store for determinationskoefficienten. Tilsvarende ændres estimaterne til ændringsvariablerne ikke voldsomt. Derimod rykkes estimaterne til niveauerne en del ved at udelade DLLNA(-1). Disse koefficienter bliver numerisk mindre og får mindre t-værdi. Det bemærkes dog, at koefficienterne til LLNA(-2), LPYFN(-2) og LZYN(-2) stadig er numerisk lige store. DW ses at være over 2 (også uden lagget endogen på højresiden) svarende til negativ 1. ordens autokorrelation. Dette skal undersøges nærmere,

men er måske udtryk for, at lønstigningerne varierer efter en 2-årig cyklus svarende til overenskomstfastlæggelserne.

#### 4.3 Ændringer ulagget og niveauer lagget 1 periode

Det er nu hensigten at gentage successen fra afsnit 4.2, blot inddrages der ikke ændringer lagget 1 periode her. Formålet er at skaffe lidt flere firhedsgrader, samt at undersøge relationens følsomhed over for færre lags i de forklarende variabler.

I ligning 4 nedenfor er de 8 "spændende variabler" inddraget.

EQ( 4) Modelling DLlna by OLS  
From 1950 1 TO 1987 1 Less 0 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE
DLlna 1	.24485	.16274	.20388	1.50456
DLpyfn	.79559	.19116	.30579	4.16189
DLpr	.30521	.18768	.28800	1.62620
DLzyfn	.26009	.17498	.20570	1.48641
DLqn 1	-.00969	.17909	.20133	-.05410
DLta	-.02017	.01552	.02202	-1.29967
DLbul	-.02814	.01673	.01832	-1.68174
DLha	-.16599	.32895	.52256	-.50461
CONSTANT	-4.34207	3.88165	5.50289	-1.11862
Llna 1	-.47541	.20778	.24288	-2.28800
Lpyfn 1	.53323	.22801	.24522	2.33867
Lpr 1	.22963	.19135	.29776	1.20002
Lzyfn 1	.56576	.26365	.31688	2.14590
Lqn 2	.07590	.14313	.18072	.53028
Lta 1	-.04345	.01765	.02088	-2.46214
Lbul 1	-.04356	.02795	.03095	-1.55830
Lha 1	.42113	.45396	.65817	.92767

$R^2 = .9229626$   $\sigma = .01393595$   $F(16, 21) = 15.72$   $DW = 2.194$   
 $F[16, 21]$  Crit Val = 2.16  
 RSS = .0040784276 For 17 Variables and 38 Observations

Det ses, at estimationsresultatet ikke er voldsomt forskelligt fra resultatet med estimationer indeholdende både ulaggede og laggede ændringer.

Igen fremgår det vist, at beskæftigelsen ikke duer som forklarende variabel, ligesom arbejdstiden heller ikke giver meget.<sup>2</sup>

I næste estimation er de 2 sidstnævnte variabler trukket ud:

EQ( 5) Modelling DLlna by OLS  
From 1950 1 TO 1987 1 Less 0 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE
DLlna 1	.24116	.13498	.17553	1.78669
DLpyfn	.68704	.15908	.24372	4.31890
DLpr	.23264	.13844	.19687	1.68045
DLzyfn	.31820	.13564	.14893	2.34582
DLta	-.01652	.01199	.01863	-1.37726
DLbul	-.01938	.01178	.01216	-1.64522
CONSTANT	-.33545	.21238	.28684	-1.57949
Llna 1	-.36536	.14469	.19777	-2.52517
Lpyfn 1	.40098	.14414	.19019	2.78187
Lpr 1	.23035	.15245	.23878	1.51093
Lzyfn 1	.38396	.16041	.22119	2.39359
Lta 1	-.03330	.01161	.01690	-2.86896
Lbul 1	-.04437	.01139	.01498	-3.89537

R<sup>2</sup> = .9121437    σ = .01363993    F(12, 25) = 21.63    DW = 2.118  
F[12, 25] Crit Val = 2.16  
RSS = .0046511889    For 13 Variables and 38 Observations

Relationen ser på overfladen ganske fornuftig ud nu, skønt der er et par insignifikante koefficienter. Videre bemærkes, at her i afsnit 4.3 (hvor der estimeres med færre lags) er koefficienten til den laggede lønændring positiv.

I næste relation er den laggede lønændring pillet ud. Se ligning 6 nedenfor:

---

<sup>2</sup>Det kan undre at arbejdstiden bider så dårligt, idet dette strider mod sædvanlige erfaringer med dansk materiale. Muligvis skyldes dette, at produktiviteten er eksplicit inddraget her, idet arbejdstid og produktivitet er omvendt korrelerede.

EQ( 6) Modelling DLlna by OLS  
From 1950 1 TO 1987 1 Less 0 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE
DLpyfn	.67324	.16545	.29766	4.06907
DLpr	.16500	.13866	.20905	1.18993
DLzyfn	.36847	.13818	.14627	2.66666
DLta	-.02084	.01223	.01898	-1.70419
DLbul	-.01111	.01128	.01230	-.98485
CONSTANT	-.47150	.20644	.26880	-2.28395
Llna 1	-.34223	.15006	.19113	-2.28063
Lpyfn 1	.35010	.14714	.17820	2.37942
Lpr 1	.24502	.15852	.29328	1.54568
Lzyfn 1	.39877	.16682	.20923	2.39044
Lta 1	-.03732	.01186	.01913	-3.14717
Lbul 1	-.04491	.01186	.01725	-3.78827

$R^2 = .9009252$   $\sigma = .01420333$   $F(11, 26) = 21.49$   $DW = 2.058$

$F[11, 26]$  Crit Val = 2.18

RSS = .052451023 For 12 Variables and 38 Observations

Relationen er efterhånden temmelig sparsomt parametriseret. Koefficienterne er ikke af urimelig størrelse og stadig ses koefficienterne til LLNA(-1), LPYFN(-1) og LZYFN(-1) at være numerisk ens.  $R^2$  er høj og DW er lig 2. Ses der altså bort fra et par koefficienter, som kun er næsten signifikante, kunne man forledes til at tro, at den her skitserede relation er helt fin. Sådan er det bare ikke!

I næste ligning (7) er sampelperioden afkortet, således at de sidste 3 år ikke er medtaget. Estimeres på det reducerede sampel, fås ikke voldsomt ændrede parametre:

EQ( 7) Modelling DLlna by OLS  
From 1950 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE
DLpyfn	.60745	.15961	.33265	3.80578
DLpr	.18983	.13520	.22820	1.40403
DLzyfn	.41468	.13210	.15978	3.13906
DLta	-.02365	.01233	.02189	-1.91874
DLbul	-.00789	.01115	.01718	-.70787
CONSTANT	-.58208	.19904	.23753	-2.92448
Llna 1	-.36562	.14339	.18582	-2.54980
Lpyfn 1	.30652	.14263	.18511	2.14897
Lpr 1	.36069	.15633	.27317	2.30715
Lzyfn 1	.45093	.15941	.20149	2.82872
Lta 1	-.04223	.01127	.02099	-3.74702
Lbul 1	-.03418	.01259	.02343	-2.71470

$R^2 = .9158502$     $\sigma = .01329075$     $F(11, 23) = 22.76$     $DW = 2.224$   
 $F[11, 23]$  Crit Val = 2.24  
 RSS = .0040628120   For 12 Variables and 35 Observations

En analyse af relationens forecast-evner viser imidlertid tydeligt, at relation (7) ikke duer.

ANALYSIS of 1-step FORECASTS					
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value
1985	.046358	.022969	.023389	.018026	1.297533
1986	.048583	.031055	.017528	.022076	.793977
1987	.072318	.017927	.054391	.022114	2.459608

Tests of Parameter CONSTANCY over : 1985 1 - 1987 1  
 Forecast  $\chi^2(3)/3 = 7.19$   
 CHOW TEST(3, 23) = 2.23  
 $F[3, 23]$  Crit Val = 3.03

#### 4.4 Samfatning af generelle estimationer

På baggrund af de her rapporterede estimationer (og en hel del flere) mener jeg at kunne drage følgende forløbige konklusioner:

1. Det bør nøje overvejes, hvorvidt den laggede endogene skal ind på højresiden.
2. Opsplitningen af forbrugerpriserne på en komponent fra den indenlandske produktion og resterende faktorer giver spændende resultater. Højst koefficient til produktprisindekset.
3. Beskæftigelse og arbejdstid giver tilsyneladende ikke betydelige bidrag.
4. Der kunne godt være et lineært bånd mellem niveauerne for LLNA, LPYFN og LZYN. Måske bør (jf. den negative og ofte signifikante koefficient til LTA lagget) også LTA indgå i dette bånd, evt. som en del af lønbegrebet.
5. Arbejdsløsheden i (logaritmisk) niveau går fint ind i relationerne.
6. Lagstrukturen bør nøje overvejes.
7. Restprisindekset har ikke betydning i niveau.1

8. Endelig kan det vist konkluderes, at sigtet med lønrelationen mere må være at sikre tilfredsstillende langsigtsegenskaber end sikre fittet de seneste år.

## 5. Kointegration

Det skal nu forsøges at introducere kointegration på lønrelationen.

Der estimeres først en "langsigtsrelation" på de (logaritmiske) niveauer. Hvis kointegration erfare anvendes de laggede residualer fra niveaurelationen som korrektionsled i en ændringsspecifikation.

Metoden vil normalt kun lykkes, hvis venstresidevariablen og mindst en af højresidevariablerne er integreret af samme orden. Dette kan kun knapt siges at være tilfældet her, jf. afsnit 3.1 og bilag 4. Problemet er vist relativt alment, og her lukkes i hvert fald øjnene og fortsættes.

### 5.1 Estimation i niveau

#### 5.1.1 Hvilke variabler i niveaurelationen?

Man kommer ikke uden om at tage stilling til hvilke variabler, der skal inddrages i langsigtspecificationen. Der kan både lægges teoretiske og empiriske argumenter til grund.

Teoretisk kan der argumenteres for, at aflønningen på langt sigt må afhænge af den produktion produktionsfaktoren leverer. Derimod bør forhold som arbejdstidens længde eller skattetrykket således næppe inddrages.

Empirisk udvælgelse kompliceres af, at niveauestimationen her er plaget af autokorrelation. Dette vanskeliggør testning, hvorfor ens forhåndsformelse for koefficienternes størrelse må tillægges betydning, ligesom testet af kointegration kan bruges.

#### 5.1.2 Test af kointegration

Det skal undersøges, hvorvidt der eksisterer en kointegrationsvektor af estimater, således at residualerne fra regressionen er stationære. Dette kan ske på flere måder. Her anvendes et Dickey-Fuller test samt et DW-test, ligesom grafisk inspektion anvendes.

Fuller test samt et DW-test, ligesom grafisk inspektion anvendes. Fælles for både DF-testet og DW-testet, er, at  $H_0$ -hypotesen er, at der ikke eksisterer en kointegrationsvektor  $\alpha$ , mens  $H_1$ -hypotesen er, at denne findes.

Dickey-Fuller testet udføres som vanligt ved at regressere laggede værdier af residualerne på disses ændringer. Kaldes residualerne fra niveauestimationen for  $U_t$  fås altså:

$$\delta U_t = \beta \cdot U_{t-1} + \epsilon_t$$

For at residualerne kan betegnes som stationære, må  $\beta$  være signifikant negativ. Grundet estimation af parametre ved dannelsen af  $U_t$ , kan "t-værdien" for  $\beta$  ikke evalueres via en almindelig t-fordeling, men der må anvendes kritiske værdier. I tabel 5.1 nedenfor er gengivet en oversigt over visse kritiske værdier for DF-testet ved test af kointegration.

- / \* Critical Values for the Cointegration Test

Tabel 5.1

Number of Var.'s	Sample Size	Significance level		
		1%	5%	10%
N	T			
1*	50	2.62	1.95	1.61
	100	2.60	1.95	1.61
	250	2.58	1.95	1.62
	500	2.58	1.95	1.62
	∞	2.58	1.95	1.62
1**	50	3.58	2.93	2.60
	100	3.51	2.89	2.58
	250	3.46	2.88	2.57
	500	3.44	2.87	2.57
	∞	3.43	2.86	2.57
2	50	4.32	3.67	3.28
	100	4.07	3.37	3.03
	200	4.00	3.37	3.02
3	50	4.84	4.11	3.73
	100	4.45	3.93	3.59
	200	4.35	3.78	3.47
4	50	4.94	4.35	4.02
	100	4.75	4.22	3.89
	200	4.70	4.18	3.89
5	50	5.41	4.76	4.42
	100	5.18	4.58	4.26
	200	5.02	4.48	4.18

\* Critical values of  $\hat{\tau}$

\*\* Critical values of  $\hat{\tau}_{\dots}$ . Both are cited from Fuller(1976, p. 373).

*modelle  
korrelation*



Både 1\* og 1\*\* anvendes ved 1 forklarende variabel. 1\* anvendes, hvor den variabel, som skal testes (residual fra niveauestimation), ikke er middelværdikorrigeret, mens 1\*\* anvendes hvor variabelen er middelværdikorrigeret.<sup>1</sup>

DW-testet er simpelt. Hvis residualerne er stærkt autokorreleerede, vil DW være lille, mens en tilstrækkelig stor DW vil afkræfte, at der ikke er kointegration. I tabel 5.2 nedenfor er de kritiske værdier for DW-testet angivet.

Tabel 5.2

**Critical Values for Durbin-Watson Statistic**

Sample Size	1%	5%	10%
50	1.00	.78	.69
100	.51	.39	.32
200	.29	.20	.16

### 5.1.3 Niveauestimationer

Bestræbelserne på at finde en kointegreret vektor tog udgangspunkt i forsøg med de 8 "spændende" variabler: LLNA, LPYFN, LPR, LZYN, LQN, LTA, LBUL og LHA. Efter udrydning af de åbenbart misplacerede variabler, nåedes følgende specifikation:

<sup>1</sup>Kald residualerne fra niveaurelation  $U_t$ . DF-testet skal teste, hvorvidt autoregressionsparameteren  $r$  er numerisk mindre end 1. Hvis DF-testet udføres på relationen  $U_t = rU_{t-1} + e_t$  siges testet at foregå uden middelværdikorrektion, mens det foregår med middelværdikorrektion, hvis det udføres på  $(U_t - \mu) = r(U_{t-1} - \mu) + e_t$ , hvor  $\mu$  er middelværdien af  $U_t$ .

EQ( 1) Modelling Llna by OLS  
From 1948 1 TO 1987 1 Less 0 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
Lpyfn	.96879	.04129	.05484	23.46068	.9418
Lpr	.35301	.14140	.13491	2.49646	.1549
Lzyfn	1.07090	.04410	.03712	24.28452	.9455
Lta	-.04041	.01052	.01342	-3.83934	.3024
Lbul	-.02072	.01318	.01767	-1.57174	.0677
CONSTANT	-.77735	.18741	.17388	-4.14776	.3360

R<sup>2</sup> = .9997105     $\sigma$  = .02146894    F( 5, 34) = 23481.87    DW = 1.315  
F[ 5, 34] Crit Val = 2.50

RSS = .0156711172    For 6 Variables and 40 Observations  
DF = -4.23

Koefficienten til priserne er lige under 1 og koefficienten til produktiviteten er lidt over 1. De indirekte personaleomkostninger LTA har en negativ koefficient af en vis størrelse. Arbejdsløsheden har korrekt fortegn. DF-testværdien på -4.23 er knapt signifikant, mens DW forkaster hypotesen om at der ikke er stationaritet i residualerne. Estimationsresultatet minder en del om resultatet fra den generelle estimation i afsnit 4.

I næste estimation er arbejdsløsheden taget ud. Dette forandrer ikke estimationsresultaterne voldsomt.

EQ( 2) Modelling Llna by OLS  
From 1948 1 TO 1987 1 Less 0 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
Lpyfn	.91117	.01940	.02537	46.96950	.9844
Lpr	.28518	.13746	.14957	2.07468	.1095
Lzyfn	1.09835	.04133	.04067	26.57295	.9528
Lta	-.02825	.00729	.00793	-3.87653	.3004
CONSTANT	-.84342	.18644	.18468	-4.52392	.3690

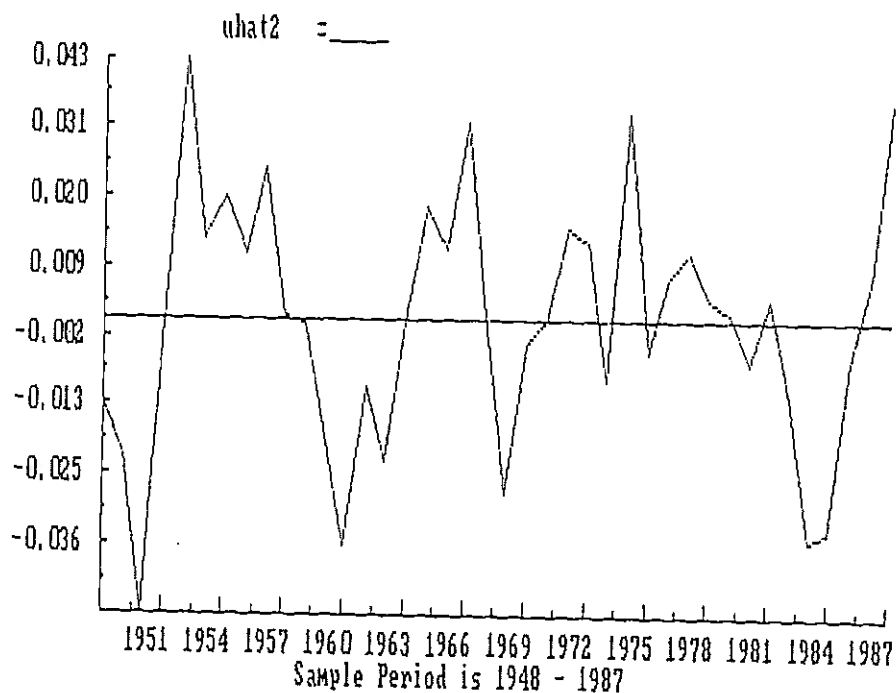
R<sup>2</sup> = .9996895     $\sigma$  = .02191526    F( 4, 35) = 28168.34    DW = 1.142  
F[ 4, 35] Crit Val = 2.65

RSS = .0168097531    For 5 Variables and 40 Observations  
DF = -3.79

DF-testet ses at være -3.79, hvilket er i underkanten med 5 forklarende variabler, mens DW stadig ikke kan forkaste hypotesen om, at der ikke er kointegration. Som et forsøg vil residualerne fra estimationen blive brugt som korrektionsled i ændringsspecifi-

ktionen. De vil da blive benævnt UHAT2: UHAT2 er optegnet i figur 5.1 nedenfor.

Figur 5.1



I ligning (3) nedenfor er endelig restprisindekset pillet ud. Der kan kun vanskeligt fremføres teoretiske argumenter for at det skal med i langsigtsrelationen.

EQ( 3) Modelling Llna by OLS  
From 1948 1 TO 1987 1 Less 0 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
Lpyfn	.92767	.01849	.01825	50.17431	.9859
Lzyfn	1.16479	.02730	.02692	42.65876	.9806
Lta	-.02412	.00733	.00664	-3.29266	.2315
CONSTANT	-1.14673	.12089	.12082	-9.48578	.7142

R<sup>2</sup> = .9996513    σ = .02289895    F( 3, 36) = 34398.99    DW = 1.233  
F[ 3, 36] Crit Val = 2.87  
RSS = .0188770242    For 4 Variables and 40 Observations

Efterhånden er relationen sparsomt parametriseret. LTA får konsekvent negativt fortegn. Mit bud er, at denne variabel skal med i

langsigtsrelationen, men måske burde indgå i LLNA. Langsigtsrelationen må vel nærmest tænkes som en slags produktionsmæssig sammenhæng, hvor det relevante lønbegreb er en omkostningsløn, altså LNA+TA. Der har været gjort forsøg med et korrektionsled hvor (logaritmen til) LNA+TA indgår på venstresiden. Der er ikke kvalitative forskelle mellem disse estimationer og estimationer, hvor LLNA indgår på venstresiden. Jeg har derfor i første omgang valgt at droppe LTA, for herved at få en enklere relation. Se ligning (4) nedenfor.

EQ( 4) Modelling Llna by OLS  
From 1948 1 TO 1987 1 Less 0 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
Lpyfn	.92048	.02066	.01914	44.55889	.9817
Lzyfn	1.09573	.01967	.01925	55.70806	.9882
CONSTANT	-.84036	.08684	.08502	-9.67706	.7168

R<sup>2</sup> = .9995463    σ = .02576503    F( 2, 37) = 40753.13    DW = .932  
F[ 2, 37] Crit Val = 3.26  
RSS = .0245619589    For 3 Variables and 40 Observations  
DF = -3.52

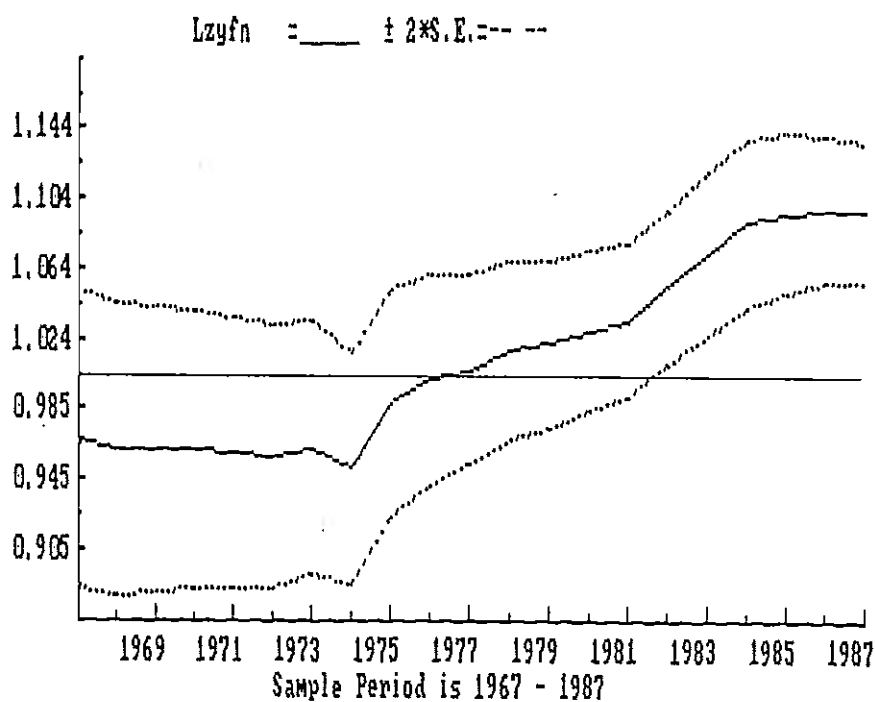
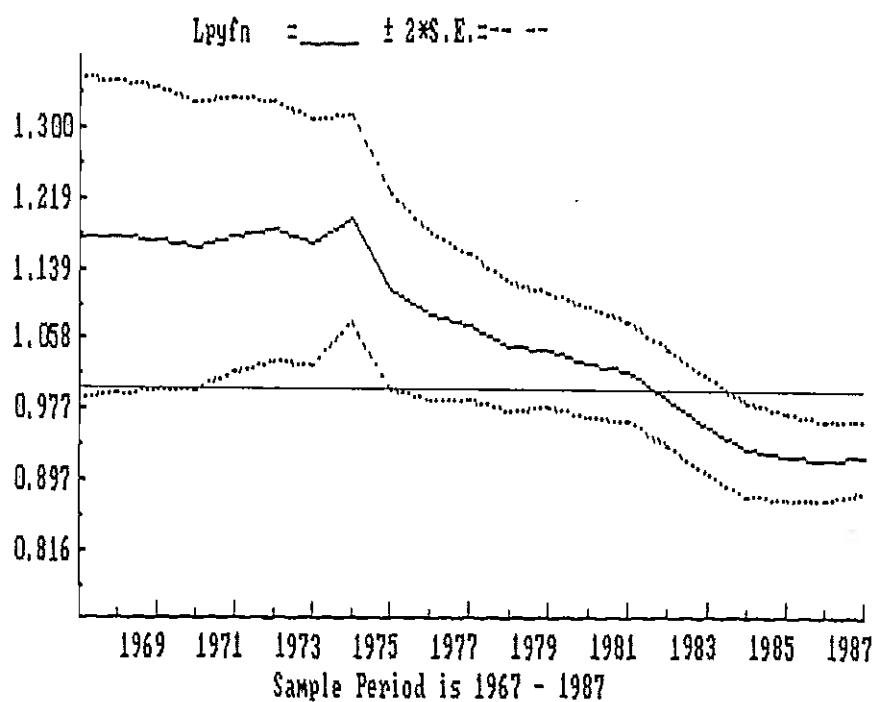
Ligning (4) giver en DF-værdi på -3.52, hvilket atter peger på, at hypotesen om, at der ikke er kointegration, ikke kan forkastes. DW-værdien peger stadig på kointegration. Koefficienternes størrelse kan godt give anledning til lidt bekymring, fx betyder koefficienten 1.096 til produktiviteten, at lønnen vil stige mere end produktiviteten over tid. Tilsvarende giver koefficienten 0.920 til priserne, at forbrugerne på langt sigt lider af real-løns(/produktløns)illusion. Dette er næppe fuldt tilfredsstillende og kan måske forklares således:

- a) Variablernes indhold er ikke det "rigtige".
- b) Estimationsperioden er for kort til virkelig at uddrage de langsigtede tendenser i materialet.
- c) Parametrene er ikke signifikant forskellige fra 1.

a) kan det umiddelbart være lidt svært at gøre noget ved.

Om b) er problemet, kan man måske få et indtryk af ved at undersøge for parameterstabilitet. I figur 5.2 nedenfor er angivet parametrene's estimater ved successiv afkortning af samplet.

Figur 5.2



Der ses, at være ganske betydelige sving i estimatet til henholdsvis LPYFN og LZYFN ved successiv afkortning gennem de sidste

20 år. En vis konstans observeres til ca. 1974, hvorefter estimatet til LPYFN falder, og estimatet til LZYFN stiger.

Om parametrene ikke er signifikant forskellige fra 1 (c)) er vanskeligt at teste, idet estimationen jo er påvirket af betydelig positiv 1. ordens autokorrelation, hvilket, i forbindelse med positiv autokorrelation i de forklarende variabler, giver tendens til undervurdering af estimaternes spredning. Ses der bort fra denne bias i spredningsestimatet samt multikollineariteten, ses parametrene dog enkeltvis at være klart signifikant forskellige fra 1. Videre kan der foretages et F-test med  $H_0$ -hypotesen:  $KOEF_{LPYFN} = KOEF_{LZYFN} = 1$ . Dette test giver  $F = 13.995^4$ , hvilket er langt over 5%-fraktilen for  $F(2,37)$ , som er lig 3.26.

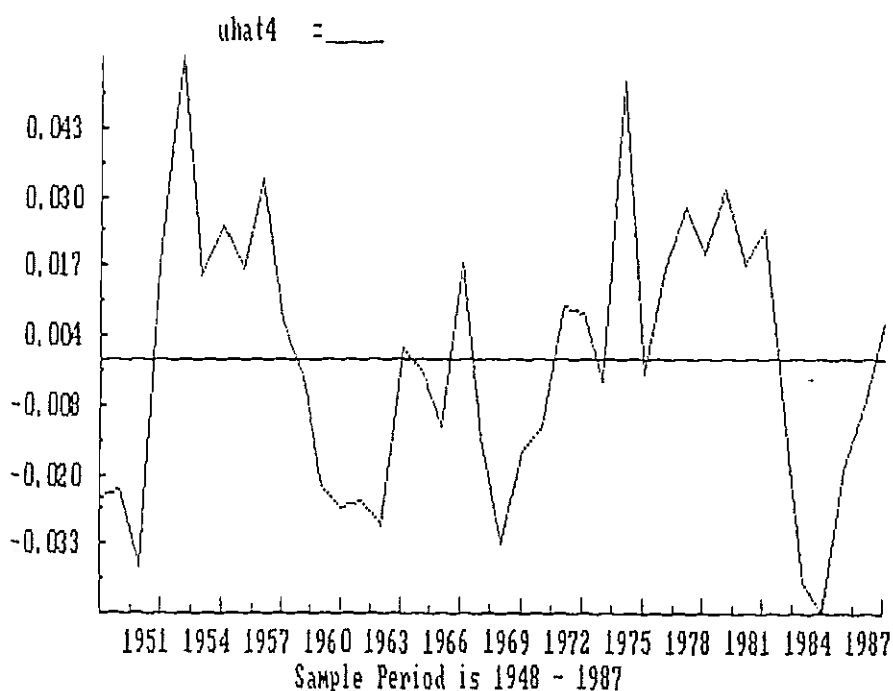
Det kan være vanskeligt at konkludere noget vedrørende de om b) og c) fundne forhold. På den ene side er indiceret en betydelig parameterustabilitet, og på den anden side er de estimerede parametre tilsyneladende signifikant forskellige fra 1.

Nedenfor er grafisk gengivet residualerne fra estimationen af ligning (4). Bemærk at bevægelserne omkring 0 er relativt langsomme. Dette er forklaringen på den lave DF-værdi, men svarer vel egentligt godt til ens intuition af løndannelsesprocessen.

---

<sup>4</sup> $F = [(RSS_r - RSS)/q]/[RSS/(n-k)]$ , hvor  $RSS_r$  er residualkvadratsummen givet restriktionen,  $q$  er antallet af restriktioner og  $k$  antal variabler. Her fås altså  $F = [(0.04314 - 0.02456)/2]/[0.02456/(40-3)] = 13.995$

Figur 5.3



Residualerne fra ligning (4) vil senere blive forsøgt inddraget i ændringsspecifikationer. Residualerne benævnes da UHAT4.

Den manglende stabilitet i parameterestimerne kunne være udtryk for at der "mangler" en variabel. Lidt tilfældigt er det herunder forsøgt at inddrage (logaritmen til) arbejdsløsheden. Resultatet er klart, at det ikke er denne ene variabel, der mangler: LBUL får forkert fortegn i estimationen, jf. ligning (5) nedenfor.

EQ( 5) Modelling Llna by RLS  
From 1948 1 TO 1987 1 Less 0 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
Lpyfn	.87377	.03583	.03373	24.38367	.9429
Lzyfn	1.13073	.02937	.02712	38.49851	.9763
CONSTANT	-.94933	.10956	.10548	-8.66511	.6759
Lbul	.01662	.01052	.00901	1.58019	.0649

R<sup>2</sup> = .9995757  $\sigma$  = .02525911 F( 3, 36) = 28268.81 DW = 1.007  
F[ 3, 36] Crit Val = 2.87

RSS = .0229688238 For 4 Variables and 40 Observations

Ovenfor blev konstateret, at det er vanskeligt at afgøre, hvorvidt koefficienterne til LPYFN og LZYFN begge kan restringeres til 1. Gøres dette alligevel fås det resultat, som er angivet ne-

denfor i ligning (6). Estimationen er foretaget ved at overflytte de restringerede variabler til venstresiden:  $QLLNA=LLNA-LPYFN-LZYFN$ . På højresiden blev kun et konstantled.

EQ( 6) Modelling qLlna by RLS  
From 1948 1 TO 1987 1 Less 0 Forecasts

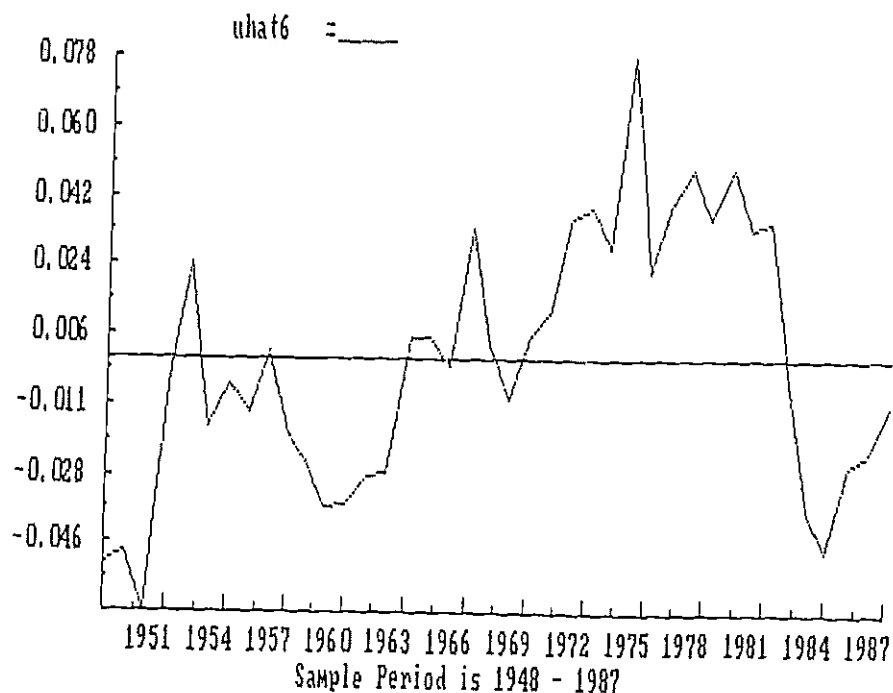
VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL $r^2$
CONSTANT	-.42864	.00526	.00526	-81.50844	.9942

$R^2 = .0000000$   $\sigma = .03325997$   $F( 0, 39) = .00$   $DW = .502$   
 $F[ 0, 39] \text{ Crit Val} = .00$   
 RSS = .0431428027 For 1 Variables and 40 Observations  
 DF = -2.67

Den lidt lave  $R^2$  skal man ikke forskrækkes af;  $R^2$  måler kun forklaret variation ud over konstantleddets forklaring.

DF-værdien er nu så høj, at hypotesen om, at der ikke er kointegration, ikke accepteres. Derimod er DW nu lidt lav. Jeg medtager residualerne fra denne relation som korrektionsled, bl.a. på grund af denne relations langsigtsegenskaber. Residualerne benævnes UHAT6. Nedenfor er i figur 5.4 optegnet UHAT6. Den grafiske inspektion viser også, at der nok ikke kan siges at være stationaritet. Imidlertid skal man være opmærksom på, at hvis tilpasningsprocessen (til langsigtsrelationen) er langsom vil langsigtsrelationens sving være relativt store og sjældne (som i figur 5.4 nedenfor).

Figur 5.4





UHAT6 sikrer en given relation kønne langsigtsegenskaber, nemlig at lønnens andel af produktionen - lønkvoten - er konstant over tid. Dette fremgår af følgende udregninger:

$$LLNA_t - LPYFN_t - LZYFN_t = \text{CONSTANT}$$

<=>

$$\log(LNA_t / (PYFN_t \cdot ZYFN_t)) = \text{CONSTANT}$$

<=>

$$LNA_t / (PYFN_t \cdot ZYFN_t) = \exp(\text{CONSTANT})$$

Udtrykket på venstresiden er timelønnen sat i forhold til produktionen pr. time (i løbende priser). Højresiden er et udtryk for en slags estimeret langsigtsslønkvote<sup>5</sup>. Ved den restringerede estimation fås denne at være  $\exp(-.42864) = .6514$ . Dette tal med 2/3 til arbejderne og 1/3 til arbejdsgiverne lyder rimeligt.

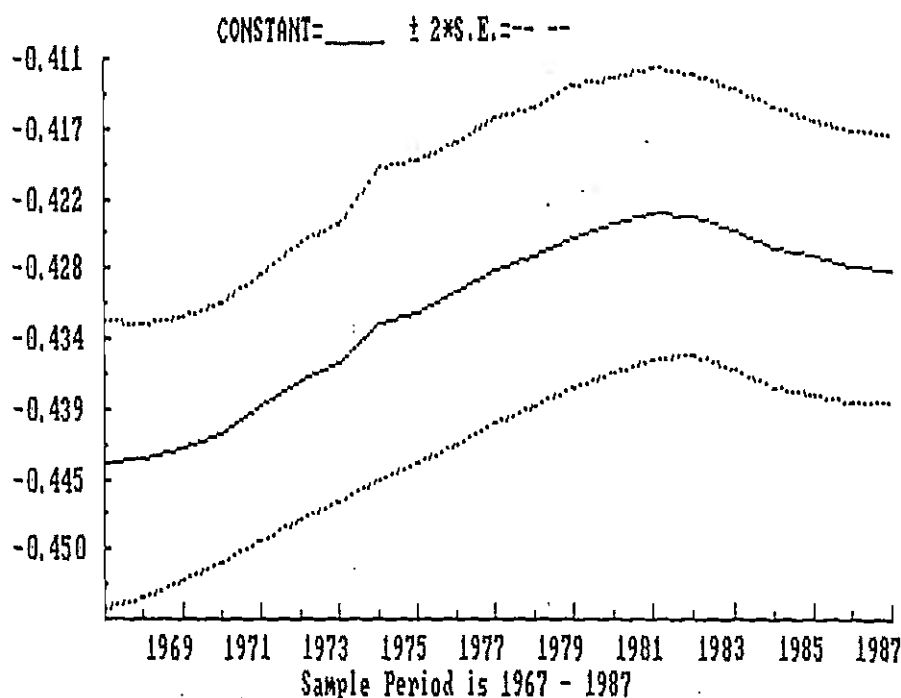
En anden sag er så, om denne "langsigtsslønkvote" kan tænkes at afhænge af andre variabler. De foregående undersøgelser viser, at det er vanskeligt at få andre variabler ind, og i bekræftende fald skal disse vel kunne fortolkes teoretisk. Det har været overvejet at forsøge med forskellige mål for den "naturlige" eller "ikke-inflationsaccelerende" arbejdsløshed evt. i forbindelse med kompensationsgrader o.l. Forsøgene er endnu ikke udført seriøst.

I figur 5.5 er gengivet estimatet til konstantleddet i ligning (6) ved successiv afkortning af samplet.

---

<sup>5</sup>Vær opmærksom på, at den her estimerede lønkvote er forskellig fra den som fås, hvis det aritmetriske gennemsnit af lønkvoterne 1948-87 tages. Dette skyldes den logaritmiske transformation, som ved OLS-estimation forårsager, at den estimerede lønkvote  $\exp(\text{CONSTANT})$  er det geometriske gennemsnit. Ved små udsving i lønkvoten er forskellen dog lille, og således er det aritmetriske gennemsnit af lønkvoterne 1948-87 lig med .6517.

Figur 5.5



#### 5.1.4 Opsummering af estimation i niveau

Niveauestimationerne har ikke blotlagt megen ny information omkring prisernes og produktivitetens betydning for lønnen.

Forskellige lags i priser og produktivitet har været prøvet, men dette betyder ikke meget for estimationerne, hvilket vel også er forventeligt, hvis det er langsigtsegenskaberne, som niveaurelationen klarlægger.

I alt kom der 3 mulige korrektionsled ud af estimationerne, nemlig:

$$\text{UHAT2} = \text{LLNA} - .91 \cdot \text{LPYFN} - .28 \cdot \text{LPR} - 1.1 \cdot \text{LZYFN} + .28 \cdot \text{LTA} + .84$$

$$\text{UHAT4} = \text{LLNA} - .92 \cdot \text{LPYFN} - 1.1 \cdot \text{LZYFN} + .84$$

$$\text{UHAT6} = \text{LLNA} - \text{LPYFN} - \text{LZYFN} + .43$$

Bemærk i øvrigt, at hverken UHAT2, UHAT4 eller UHAT6 indeholder et udtryk for arbejdsløsheden. Denne fravægelse er primært sket på baggrund af økonomiske overvejelser. Der er imidlertid også gode teoretiske årsager til ikke at bryde sig om arbejdsløshedsniveauet i en lønrelation, idet man herved undgår at postulere en langsigtssammenhæng mellem løn og arbejdsløshed, som i hvert fald

er uforenelig med opfattelsen af det lange sigt som en tilnærmelse til "neoklassiske forhold". Imidlertid vender jeg tilbage til arbejdsløsheden i niveau, idet den viser sig at have voldsomme effekter i ændringspecificationen.

## 5.2 Estimation i ændringer

### 5.2.1 Indledning

Andet trin i Granger-Engels 2-trinsprocedure er estimation med variablerne i ændringer og med et lagget fejlkorrektionsled fundet ved niveauestimationen.

For at sikre tilpasning til langsigtsrelationen skal koefficienten til korrektionsleddet være negativ. Det bliver den også i de fleste tilfælde i den nedenfor gengivne estimationer. Imidlertid kan det godt være vanskeligt at fortolke koefficienten til korrektionsleddet i en økonomisk sammenhæng. Hvis økonomien konvergerer mod den estimerede sammenhæng, hvad sikrer da denne konvergens? Dækker korrektionsleddet blot over andre udeladte variabler?

Jeg vil præsentere en masse estimationer nedenfor, herunder også mange, som er håbløse. Dette skyldes, (ud over PCGIVEs mulighed for at skrive ud i en resultatfil) at jeg vil vise nogle af de problemer, som er dukket op under arbejdet med makrolønnen. Jeg håber således at kunne få gode ideer til løsning af disse.

### 5.2.2 Få lags i ændringsvariabler

Indledningsvist er der forsøgt estimation med få variabler og med UHAT6, der er lagget 1 periode jf. det efterstillede 1-tal, som korrektionsled.

EQ( 1) Modelling DLlna by OLS  
From 1949 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	.92321	.17795	.26744	5.18817	.4569
DLzyfn	.77779	.15964	.13701	4.87206	.4259
CONSTANT	.01447	.01336	.01369	1.08369	.0354
uhat6 1	-.17036	.18608	.22736	-.91554	.0255

R<sup>2</sup> = .6789898    σ = .02306764    F( 3, 32) = 22.56    DW = 1.848  
F[ 3, 32] Crit Val = 2.91  
RSS = .0170277069    For 4 Variables and 36 Observations

ANALYSIS of 1-step FORECASTS						
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value	
1985 1	.046358	.047105	-.000747	.025259	-.029578	
1986 1	.048583	.065170	-.016588	.025970	-.638736	
1987 1	.072318	.072528	-.000210	.024066	-.008742	

Det bemærkes, at korrektionsleddet, har rigtigt fortegn, men er insignifikant.

I ligning (2) nedenfor er det forsøgt yderligere at inddrage restprisindekset og de indirekte personaleomkostninger.

EQ( 2) Modelling DLlna by OLS  
From 1949 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	.99786	.16149	.24923	6.17924	.5600
DLzyfn	.75097	.14494	.13587	5.18122	.4722
CONSTANT	.00696	.01244	.01578	.55996	.0103
uhat6 1	-.13924	.16565	.24338	-.84054	.0230
DLpr	.45691	.15499	.19683	2.94806	.2246
DLta	-.01569	.01382	.01941	-1.13540	.0412

R<sup>2</sup> = .7622867    σ = .02050146    F( 5, 30) = 19.24    DW = 1.842  
F[ 5, 30] Crit Val = 2.53  
RSS = .0126092935    For 6 Variables and 36 Observations

ANALYSIS of 1-step FORECASTS						
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value	
1985 1	.046358	.042767	.003592	.022492	.159678	
1986 1	.048583	.050226	-.001643	.024767	-.066341	
1987 1	.072318	.057610	.014708	.021956	.669888	

Begge de nye variabler ses at komme ind med rigtigt fortegn, dog er kun restprisindekset signifikant. Koefficienten til restprisindeksets ændring ses at være væsentligt mindre end koefficienten til produktprisændringen. Dette stemmer godt med apriori

forventningen, og dette forhold gør sig også gældende uanset hvilke øvrige variabler osv., der forsøges med i estimationen.

Det er nu på tide at introducere arbejdsløsheden. Som omtalt før er der argumenter mod at få arbejdsløsheden ind i niveau. I første omgang er det derfor forsøgt at få ændringerne til arbejdsløshedsprocenten ind. Disse benævnes DBUL. Som det vil fremgå af ligning (3) herunder får DBUL forkert fortegn.

EQ( 3) Modelling DLlna by OLS  
From 1949 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	.97179	.17461	.27572	5.56538	.5165
DLzyfn	.76189	.14913	.16335	5.10880	.4737
CONSTANT	.00743	.01266	.01664	.58675	.0117
uhat6 1	-.14646	.16879	.24121	-.86769	.0253
DLpr	.45159	.15763	.21176	2.86495	.2206
DLta	-.01554	.01401	.01972	-1.10910	.0407
Dbul	.17144	.39914	.46871	.42953	.0063

R<sup>2</sup> = .7637895    σ = .02078592    F( 6, 29) = 15.63    DW = 1.823  
F[ 6, 29] Crit Val = 2.43  
RSS = .0125295800    For 7 Variables and 36 Observations

		ANALYSIS of		1-step FORECASTS		
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value	
1985 1	.046358	.040305	.006053	.023513	.257435	
1986 1	.048583	.046403	.002180	.026641	.081821	
1987 1	.072318	.057093	.015226	.022293	.682959	

I stedet er arbejdsløsheden i niveau inddraget. I ligning (4) nedenfor ses resultatet.

EQ( 4) Modelling DLlna by OLS  
From 1949 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	1.00532	.13410	.21081	7.49674	.6596
DLzyfn	.34797	.16023	.18240	2.17161	.1399
CONSTANT	-.04676	.01748	.01899	-2.67509	.1979
uhat6 1	.00294	.14252	.22497	.02066	.0000
DLpr	.43387	.12883	.18663	3.36769	.2811
DLta	-.00780	.01166	.01589	-.66935	.0152
Lbul	-.02157	.00566	.00583	-3.80956	.3335

R<sup>2</sup> = .8415710    σ = .01702304    F( 6, 29) = 25.67    DW = 2.196  
F[ 6, 29] Crit Val = 2.43  
RSS = .0084037296    For 7 Variables and 36 Observations

DATE	ACTUAL	ANALYSIS of 1-step FORECASTS			
		FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value
1985 1	.046358	.038235	.008124	.018714	.434092
1986 1	.048583	.055327	-.006745	.020608	-.327278
1987 1	.072318	.052257	.020061	.018285	1.097120

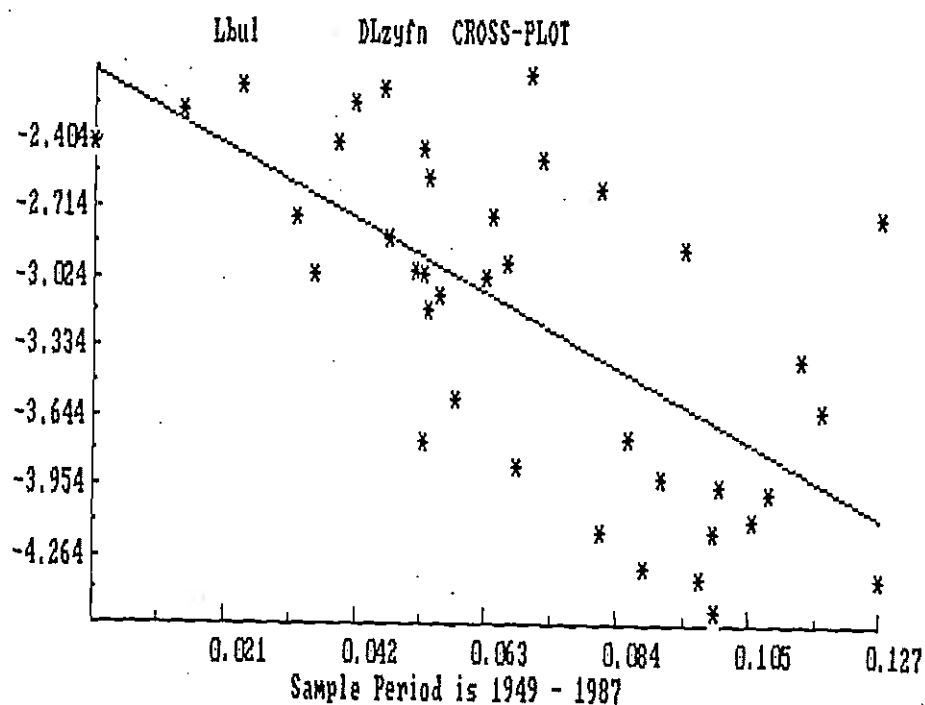
Det ses tydeligt, at arbejdsløsheden i (logaritmisk) niveau er meget bedre end i ændringer. Koefficienten er negativ og klart signifikant. Dette forhold viser sig at gælde generelt. Videre gælder, at koefficienten til produktprisændringerne nu er 1, hvilket er lidt i overkanten. Samtidig bemærkes, at koefficienten til korrektionsleddet blev ca. 0, ligesom koefficienten til produktivitetsændringen blev reduceret ganske meget. Dette skyldes selvfølgelig korrelationen mellem LBUL og henholdsvis UHAT6 og DLZYFN. Korrelationskoefficienterne er (perioden 1950-1987):

$$\text{CORR}(\text{LBUL}, \text{UHAT6}) = .3124$$

$$\text{CORR}(\text{LBUL}, \text{DLZYFN}) = -.6206$$

For at belyse sammenhængen mellem arbejdsløshed og produktivitet er disse optegnet i figur 5.6 herunder.

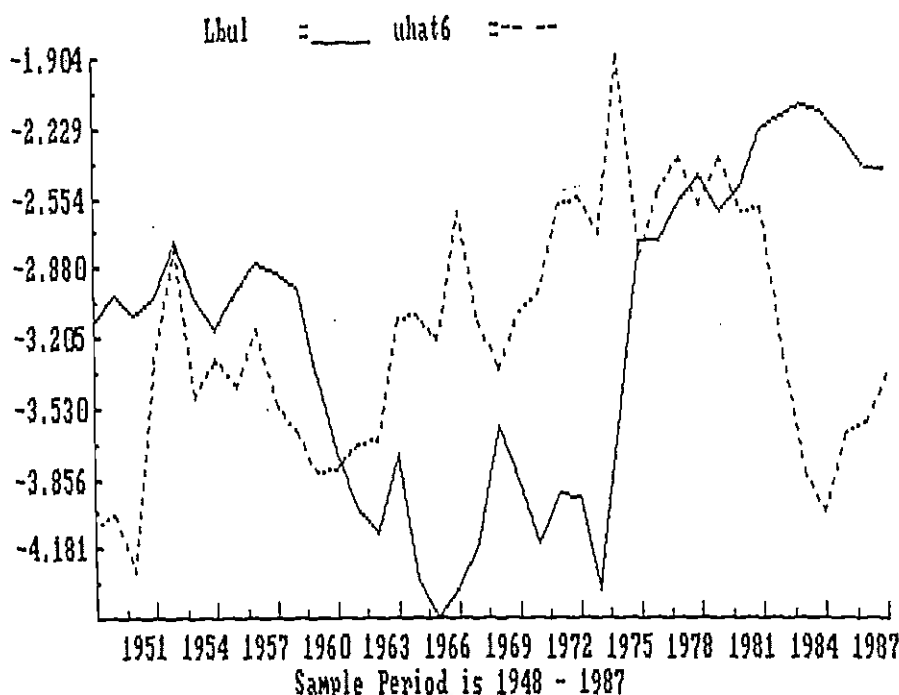
Figur 5.6



Umiddelbart kan det undre at der foreligger så kraftig omvendt korrelation. Ofte antages, at ved arbejdsløshed fyres det mindst produktive personale først. Dette skulle afstedkomme en positiv korrelation. Forklaringen på den negative korrelation ligger nok nærmere i de bagved liggende økonomiske cykler.

I figur 5.7 nedenfor er LBUL og UHAT6. Dette sker for visuelt at danne et indtryk af samvariationen mellem variablerne. Bemærk at UHAT6 er justeret efter LBUL's "udstrækning".

Figur 5.7



Som den ikke for høje korrelationskoefficient antydede, er sammenhængen ikke voldsom, om end der kan fornemmes en vis sammenhæng mellem høj lønkvote og høj arbejdsløshed.

### 5.2.3 Glidende gennemsnit i pris og produktivitet

For at få mere "fat i" produktpris og produktivitet anvendes nu et glidende gennemsnit af periodens og den laggede periodes ændring til variablerne. Disse betegnes henholdsvis  $\Sigma_{1DLPYFN}$  og  $\Sigma_{1DLZYFN}$ .

EQ( 5) Modelling DLlna by OLS  
From 1950 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
Σ 1DLpyfn	.78995	.18355	.29123	4.30374	.3817
Σ 1DLzyfn	.96171	.19057	.21708	5.04659	.4591
DLpr	.15592	.17146	.18431	.90936	.0268
CONSTANT	.00946	.01384	.01813	.68327	.0153
uhat6 1	.04340	.17400	.23591	.24943	.0021

R<sup>2</sup> = .6920022 σ = .02226384 F( 4, 30) = 16.85 DW = 1.429

F[ 4, 30] Crit Val = 2.69

RSS = .0148703536 For 5 Variables and 35 Observations

ANALYSIS of 1-step FORECASTS						
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value	
1985 1	.046358	.037573	.008785	.025410	.345722	
1986 1	.048583	.025748	.022834	.026458	.863030	
1987 1	.072318	.047048	.025270	.024936	1.013401	

De nye glidende gennemsnit ændrer ikke stort. Dog ses det 1 periode laggede korrektionsled at få forkert fortegn. Dette virker rimeligt i relation til indførelsen af det glidende gennemsnit; korrektionsleddet skal lagges 2 perioder.

EQ( 6) Modelling DLlna by OLS  
From 1950 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
Σ 1DLpyfn	1.25758	.16679	.16959	7.53977	.6546
Σ 1DLzyfn	1.15062	.16012	.18469	7.18579	.6325
DLpr	.26289	.14616	.12599	1.79866	.0973
CONSTANT	-.02091	.01270	.01303	-1.64684	.0829
uhat6 2	-.52162	.15073	.15734	-3.46063	.2853

R<sup>2</sup> = .7794190 σ = .01884128 F( 4, 30) = 26.50 DW = 1.547

F[ 4, 30] Crit Val = 2.69

RSS = .0106498109 For 5 Variables and 35 Observations

ANALYSIS of 1-step FORECASTS						
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value	
1985 1	.046358	.050669	-.004310	.021132	-.203983	
1986 1	.048583	.039800	.008782	.022434	.391465	
1987 1	.072318	.057630	.014688	.020998	.699463	

Det 2 perioder laggede korrektionsled gav helt nye estimationsresultater. Fortegnet til korrektionsleddet er nu korrekt, og det er klart signifikant (blot er det nu (numerisk) for stort!). Værre



er dog, at koefficienterne til pris- og produktivitetsændringerne nu er klart over 1. Disse 2 problemer vendes der tilbage til, men allerede nu kan det forsøges at følge "logikken" i estimationen. Prisstigninger medfører meget store lønstigninger, som dernæst hives kraftigt ned af korrektionsleddet. Tilsvarende mht. produktivitetsstigninger.

For at forfølge dette spor må der estimeres med flere lags i de vigtigste variabler. Se næste afsnit.

#### 5.2.4 Flere lags i forklarende variabler

Indledningsvist estimeres med pris- og produktivitetsændring lagget henholdsvis 0 og 1 periode. Resultatet fremgår af ligning (7) nedenfor.

EQ( 7) Modelling DLlna by OLS

From 1950 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	.76532	.12511	.16609	6.11735	.5634
DLpyfn 1	.32735	.16061	.21326	2.03816	.1253
DLzyfn	.57737	.12549	.16592	4.60077	.4219
DLzyfn 1	.58827	.13870	.18346	4.24135	.3828
CONSTANT	-.01064	.01278	.01568	-.83278	.0234
uhat6 2	-.35252	.16120	.20737	-2.18680	.1416

R<sup>2</sup> = .7825523    σ = .01902678    F( 5, 29) = 20.87    DW = 1.695

F[ 5, 29] Crit Val = 2.55

RSS = .0104985296    For 6 Variables and 35 Observations

ANALYSIS of 1-step FORECASTS						
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value	
1985 1	.046358	.040101	.006257	.021636	.289200	
1986 1	.048583	.050838	-.002256	.022424	-.100600	
1987 1	.072318	.050186	.022132	.021913	1.010014	

Med hensyn til prisændringer trækker den ulaggede variabel mest, men de er begge signifikante, og summen er ca. 1.09. Produktiviteten kommer lige godt ind ulagget og laget, men summen af koefficienterne er for høj.

Det forsøges at lancere ændringerne i restprisindekset og i de indirekte personaleomkostninger. Ligning (8).

EQ( 8) Modelling DLlna by OLS  
 From 1950 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	.73869	.17323	.32163	4.26415	.4211
DLpyfn 1	.35534	.16556	.27747	2.14631	.1556
DLzyfn	.59823	.11419	.15108	5.23905	.5233
DLzyfn 1	.48508	.13612	.16387	3.56352	.3368
CONSTANT	-.01104	.01189	.01261	-.92879	.0334
uhat6 2	-.32126	.14750	.18291	-2.17808	.1595
DLpr	.32697	.14802	.26340	2.20893	.1633
DLpr 1	.20816	.18558	.27906	1.12164	.0479
DLta	-.00801	.01211	.01425	-.66151	.0172
DLta 1	-.02182	.01140	.01647	-1.91495	.1279

R<sup>2</sup> = .8569434  $\sigma$  = .01662152 F( 9, 25) = 16.64 DW = 1.742  
 F[ 9, 25] Crit Val = 2.28  
 RSS = .0069068727 For 10 Variables and 35 Observations

ANALYSIS of 1-step FORECASTS						
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value	
1985 1	.046358	.035796	.010563	.019107	.552813	
1986 1	.048583	.037379	.011203	.020949	.534786	
1987 1	.072318	.046212	.026106	.021141	1.234857	

De nye variabler hjalp ikke på koefficienterne til produktpris- og produktivitetsændring, selv om de klart kan gå ind i relationen.

Det viser sig, at DLPR går klart bedst ind ulagget, hvorimod DLTA skal ind lagget 1 periode. Dette mønster er generelt, og derfor indføres DLPR herefter ulagget i ligningerne, mens DLTA lagges 1 periode.

Det kan iøvrigt undre, at ændringen i de indirekte personaleomkostninger skal ind lagget 1 periode, idet disse jo aftales ved overenskomstforhandlingerne, hvorfor tilpasningen i LNA på ændringer i TA kunne forventes at ske hurtigt.

I ligning (9) nedenfor er ændringen i arbejdsløsheden lanceret. Der er taget et glidende gennemsnit af de sidste 3 års arbejdsløshedsændring, idet forsøg viser, at dette bider bedre end andre ændringskombinationer. Variablen kaldes  $\epsilon_{2DBUL}$ .

EQ( 9) Modelling DLlna by OLS  
From 1951 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	1.02430	.11414	.09998	8.97426	.7631
DLpyfn 1	.30736	.15942	.17480	1.92798	.1294
DLzyfn	.50927	.10138	.12601	5.02320	.5023
DLzyfn 1	.44517	.11554	.10372	3.85307	.3726
CONSTANT	-.01271	.01014	.00954	-1.25253	.0590
uhat6 2	-.40613	.12788	.15946	-3.17589	.2875
DLpr	.49321	.13463	.12110	3.66333	.3493
DLta 1	-.02580	.01003	.01525	-2.57181	.2092
Σ 2Dbul	-1.02474	.74407	.65306	-1.37721	.0705

R<sup>2</sup> = .8882461 σ = .01454740 F( 8, 25) = 24.84 DW = 1.851  
F[ 8, 25] Crit Val = 2.34

RSS = .0052906718 For 9 Variables and 34 Observations

ANALYSIS of 1-step FORECASTS						
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value	
1985 1	.046358	.051044	-.004686	.018193	-.257548	
1986 1	.048583	.061267	-.012684	.021618	-.586762	
1987 1	.072318	.077824	-.005506	.021341	-.258021	

Andringen til arbejdsløshedsprocenten ses nu at have rigtigt fortegn, men desværre er den knapt signifikant. Koefficienten (en kvasi-elasticitet) angiver at en 1%-point stigning medfører 1% nedgang i lønnen.

Anvendes i stedet arbejdsløsheden i logaritmisk niveau fås:

EQ(10) Modelling DLlna by OLS  
From 1951 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	.96403	.09829	.08367	9.80825	.7937
DLpyfn 1	.25809	.11292	.11179	2.28549	.1728
DLzyfn	.31640	.10903	.09173	2.90191	.2520
DLzyfn 1	.26460	.11530	.11000	2.29486	.1740
CONSTANT	-.05323	.01534	.01495	-3.46992	.3251
uhat6 2	-.28390	.11772	.14350	-2.41168	.1887
DLpr	.49252	.11366	.11093	4.33343	.4289
DLta 1	-.02593	.00864	.00863	-3.00126	.2649
Lbul	-.01849	.00553	.00553	-3.34642	.3094

R<sup>2</sup> = .9169632 σ = .01253977 F( 8, 25) = 34.51 DW = 2.251  
F[ 8, 25] Crit Val = 2.34

RSS = .0039311441 For 9 Variables and 34 Observations

ANALYSIS of 1-step FORECASTS						
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value	
1985	1	.046358	.043025	.003333	.014469	.230358
1986	1	.048583	.050881	-.002299	.015296	-.150298
1987	1	.072318	.066597	.005721	.014903	.383875

Tests of Parameter CONSTANCY over : 1985 1 - 1987 1  
 Forecast  $\chi^2(3)/3 = .10$   
 CHOW TEST( 3, 25) = .08  
 F[ 3, 25] Crit Val = 2.99

Rigtigt fortegn og signifikant koefficient til LBUL. Koefficienterne til produktiviteten og korrektionsleddet fik mere rimelig størrelse, men koefficienterne til produktprisændringerne er stadig for store.

Ellers ser relationen pæn ud.  $R^2$  er høj, SE for relationen er kun godt og vel det halve af den værdi som opnåedes for DLLNA's 6. ordens autoregressive proces, og DW er ca. 2.

Relationens forudsigelsesegenskaber er tilsvarende kønne, i hvert fald når perioden 1985-87 betragtes.

Nogle af de mere eksotiske variabler, som blev præsenteret i afsnit 2, er forsøgt lanceret i relationerne. Formålet hermed var, ud over at se om de kan yde et selvstændigt bidrag til forklaringen af DLLNA, at se om disse kan rette op på estimatet til DLPYFN. Dette var ikke tilfældet. For ikke at bringe for mange estimationer bringes her foreløbige resultater:

DLHA - Ændringen i arbejdstid - bider ikke og får ofte forkert fortegn.

DLQN - Ændringen i beskæftigelsen - bider ikke.

BFYFN - Kapacitetsudnyttelse - endnu ikke afprøvet.

DBSBA - Ændring i A-skatteprocent - får rigtigt fortegn, koefficient ca. lig .50, men sjældent signifikant.

DBTYD - Ændring i kompensationsgrad - varierende fortegn, lider under for få observationer.

DLPI - Relativ ændring i råvareimportpris - lider også under få observationer, men bliver oftest negativ. Koefficient da ca. -.10.

### 5.2.5 Diskussion af estimerede koefficienter

Estimationerne indtil nu lider af 2 problemer, nemlig for stor koefficient til henholdsvis produktivitetsændringen og produktprisændringen.

Med hensyn til ændringen til produktiviteten bemærkedes, at koefficienten blev af pæn størrelse, hvis LBUL indgik som forklarende variabel. LBUL bider godt, men er uhensigtsmæssig af hensyn til langsigtsegenskaberne. Dette problem kunne måske løses, enten ved konstruktion af en NAIRU (hvor foreløbige forsøg dog har været nedslående) eller ved simpelthen at konstruere endnu et korrektionsled, hvor LBUL forklares ved et konstantled. Dette konstantled vil LBUL da gå mod i langsigtsligevægten, og arbejdsløsheden vil være ude af langsigtsrelationen.

Med hensyn til koefficienten til DLPYFN er problemet nok større. Jeg vil herunder søge at diskutere dette forhold yderligere.

- a) Korrektionsleddet UHAT6 kunne være uhensigtsmæssigt. I afsnit 5.2.6 nedenfor afprøves de 2 andre korrektionsled, og det ses, at koefficienten til produktpriserne falder betydeligt.
- b) Man kunne acceptere at summen af koefficienterne til DLPYFN er ca. 1.20, idet man argumenterer for at dette blot er en (kortsigts) reallønsillusion, blot rettet den modsatte vej af det sædvanlige. Problemet med den høje koefficient til priserne er vildkendt og optræder fx hos Chan-Lee m.fl. (1987) og Coe (1985) i deres OECD-redegørelser, hvor fx koefficienten 1.14 til forbrugerpriserne accepteres.
- c) Summen af koefficienterne er ikke mere over 1, end at de kan bindes til 1. Alternativt kun koefficienten til DLPYFN ulagget bindes til 1, svarende til at der estimeredes i reallønstermer.
- d) Det bemærkes, at koefficienten til DLPR er ca. .50. Hvis koefficienten til DLPYFN og DLPR (ulagget og lagget) sættes lig hinanden ville denne fælles koefficient utvivlsomt være under 1. En sådan restriktion ville forøvrigt svare til, at der estimeredes med et forbrugerprisindeks. Dette vil blive forsøgt i afsnit 5.2.8.

e) Endelig er der den mulighed, at der er betydelig simultanitet imellem variabler i relationen, således at i hvert fald koefficienterne til DLPYFN lider af betydelig simultanitetsbias. Mere herom i afsnit 5.2.7.

### 5.2.6 UHAT2 og UHAT4 som korrektionsled

Ligning (11) nedenfor svarer til ligning (10) uden arbejdsløshed blot er korrektionsleddet nu UHAT4. UHAT4 er det korrektionsled som opnåedes uden bånd på koefficienterne til LPYFN og LZYFN.

EQ(11) Modelling DLlna by OLS  
From 1950 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	.72867	.11935	.16400	6.10536	.5799
DLpyfn 1	.18418	.11899	.16539	1.54789	.0815
DLzyfn	.49719	.10708	.14355	4.64339	.4440
DLzyfn 1	.45512	.12010	.14500	3.78960	.3472
CONSTANT	.00629	.00844	.01194	.74520	.0202
DLpr	.30528	.13397	.17992	2.27873	.1613
DLta 1	-.02394	.01105	.01453	-2.16603	.1480
uhat4 2	-.37324	.13231	.15794	-2.82086	.2276

R<sup>2</sup> = .8531716    σ = .01620355    F( 7, 27) = 22.41    DW = 1.701  
F[ 7, 27] Crit Val = 2.37  
RSS = .0070889825    For 8 Variables and 35 Observations

ANALYSIS of 1-step FORECASTS						
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value	
1985 1	.046358	.047126	-.000768	.019616	-.039135	
1986 1	.048583	.048757	-.000174	.020321	-.008564	
1987 1	.072318	.061467	.010851	.019374	.560084	

Det ses, at koefficienterne til DLPYFN blev væsentligt mindre, mens koefficienten til UHAT4 er (numerisk) større end koefficienten til UHAT6. Den laggede produktprisændring er nu insignifikant, og summen af koefficienterne til DLPYFN og DLPYFN(-1) er under 1.

Noget tilsvarende gør sig gældende, hvis UHAT2 bruges som korrektionsled. Se ligning (12) nedenfor.

EQ(12) Modelling DLlna by OLS  
 From 1950 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	.74248	.12100	.16320	6.13637	.5824
DLpyfn 1	.12045	.11301	.15856	1.06579	.0404
DLzyfn	.53492	.10832	.13186	4.93838	.4746
DLzyfn 1	.53636	.12945	.15115	4.14343	.3887
CONSTANT	.00278	.00875	.01149	.31732	.0037
DLpr	.34072	.13552	.17689	2.51414	.1897
DLta 1	-.03155	.01156	.01662	-2.72868	.2162
uhat2 2	-.42451	.16530	.21899	-2.56816	.1963

R<sup>2</sup> = .8472197  $\sigma$  = .01652870 F( 7, 27) = 21.39 DW = 1.698  
 F[ 7, 27] Crit Val = 2.37  
 RSS = .0073763426 For 8 Variables and 35 Observations

		ANALYSIS of 1-step FORECASTS				
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value	
1985 1	.046358	.037606	.008753	.019055	.459322	
1986 1	.048583	.036395	.012187	.019742	.617342	
1987 1	.072318	.049469	.022849	.019200	1.190044	

Af ligning (11) og (12) fremgår altså, at det er muligt at få koefficienten til prisændringen ned, såfremt man vil bruge de lidt ufortolkelige korrektionsled UHAT4 eller UHAT2.

Hvis afvejningen falder ud, så makrolønrelationens kortsigtsparemetre tillægges større betydning end langsigtsparemetrene er det absolut en mulighed at fortsætte arbejdet ud fra ligning (11) eller (12)

### 5.2.7 Estimation med Instrument Variabel metoden

Dette afsnit tager udgangspunkt i ligning (10) (dog uden arbejdsløshed), altså hvor det "kønne" korrektionsled UHAT6 indgår.

Det skal her overvejes, hvorvidt simultaritetsbias kan ligge bag det store estimat til koefficienterne til DLPYFN og DLPYFN(-1).

Problemet er, at der her estimeres en enkelt ligning (lønnen) ud af et helt økonomisk system. Det er således oplagt at lønnen og i hvert fald i en vis udstrækning produktpriserne bestemmes simultant. Hvis dette er tilfældet vil OLS give estimater med bias.

Umiddelbart er det meget intuitivt, at lønnen må påvirke produktprisen, idet lønnen jo er aflønning af en af produktionsfaktorerne. En højere løn må medføre højere pris. Dette resultat, som argumenterer via en mark up, kan imidlertid kun gælde, hvis der hersker ufuldkommen konkurrence mellem fremstillingssektoren i Danmark og vareimporten hertil. Hvis der er fuldkommen konkurrence, kan der ikke teoretisk argumenteres for simultanitet.

Imidlertid er det oplagt at der er en voldsom korrelation mellem lønændring og produktprisændring. Jeg har derfor ved hjælp af instrument variabel metoden søgt at mindske denne korrelation.

I (13a) er produktprisændringen estimeret med DLLNA(-1) og DLPYFN(-2) som instrumenter, sammen med ligning (10)'s "eksogene variabler". Se nedenfor.

EQ(13a)

Modelling R.F. for DLpyfn from 1951 To 1987 with 3 Forecasts

DLpyfn 1	-.34413	.23337	-1.4747
DLpr	-.34412	.15993	-2.1517
DLzyfn	-.36956	.15331	-2.4105
DLzyfn 1	-.43701	.20166	-2.1670
DLta 1	.01110	.01332	.8336
CONSTANT	.02724	.01430	1.9053
uhat6 2	.51795	.18673	2.7739
DLlna 1	.82774	.18513	4.4712
DLpyfn 2	-.07575	.14469	-.5235

REDUCED FORM  $\sigma = .0190317$

RSS = .0090552

$R^2 = .75929$

F( 8, 25) = 9.85735

DW = 1.87

Den estimerede relation for DLPYFN ser ikke for køn ud. DLLNA(-1) trækker meget sammend med produktivitetsændringerne. Anvendes nu den fittede værdi for DLPYFN fås estimatet af DLLNA som angivet i ligning (13).



## EQ(13) Modelling DLlna by IVE

From 1951 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

G. I. V. E.

1 ENDOGENOUS and 7 EXOGENOUS Variables With 9 INSTRUMENTS

VARIABLE	COEFFICIENT	STANDARD ERROR	t-VALUE
DLpyfn	1.06478	.17216	6.1849
DLpyfn 1	.14864	.14305	1.0390
DLpr	.57045	.15206	3.7515
DLzyfn	.55772	.09889	5.6397
DLzyfn 1	.45138	.11967	3.7719
DLta 1	-.02644	.01025	-2.5801
CONSTANT	-.01260	.01090	-1.1560
uhat6 2	-.44996	.13342	-3.3726

INSTRUMENTS USED :

DLlna 1 DLpyfn 2

RSS = .0057531342  $\sigma$  = .0148753 DW = 2.001Reduced Form  $\sigma$  = .02302079 Specification  $\text{CHI}^2(1)/1 = 3.73$  $\text{CHI}^2(8)/8$  TESTING Beta = 0 : 195.33Forecast  $\text{CHI}^2(3)/3 = .29$ 

Det ses straks, at koefficienterne til produktpriserne stadig er for store. Der har været gjort flere forsøg med forskellige instrumenter i IV-estimationen. Resultaterne afviger ikke meget fra ligning (13).

Heraf kan det konkluderes, at IV ikke kan bidrage til at løse problemet omkring den høje koefficient til produktpriserne.

## 5.2.8 Estimation med forbrugerprisændringer

I endnu et forsøg på at få koefficienten til prisændringerne ned, vil det nu blive forsøgt at estimere med forbrugerprisændringer i stedet for produktpris- samt restprisændringer. I ligning (14) nedenfor er angivet resultatet.

## EQ(14) Modelling DLlna by OLS

From 1950 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL $r^2$
DLzyfn	.55798	.12020	.12978	4.64220	.4349
DLzyfn 1	.41444	.13292	.17161	3.11796	.2577
DLta 1	-.02466	.01242	.01761	-1.98606	.1235
CONSTANT	-.00543	.01125	.01023	-.48211	.0082
uhat6 2	-.19739	.11867	.14634	-1.66338	.0899
DLpcp	.46889	.14743	.25647	3.18047	.2654
DLpcp 1	.45596	.14751	.22727	3.09114	.2544

$R^2 = .8078411$   $\sigma = .01820279$   $F(6, 28) = 19.62$   $DW = 1.483$   
 $F[6, 28]$  Crit Val = 2.45  
 RSS = .0092775678 For 7 Variables and 35 Observations

ANALYSIS of 1-step FORECASTS						
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value	
1985 1	.046358	.035198	.011160	.020462	.545411	
1986 1	.048583	.015751	.032832	.021156	1.551861	
1987 1	.072318	.036494	.035824	.021454	1.669848	

Koefficienterne til (forbruger)prisændringerne summer nu til ca. .92, hvilket er tilfredsstillende. Til gengæld falder DW og forudsigelsesevnen reduceres.

I ligning (15) nedenfor er arbejdsløsheden i niveau inddraget.

EQ(15) Modelling DLlna by OLS  
 From 1951 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL $r^2$
DLzyfn	.26129	.13108	.20621	1.99337	.1326
DLzyfn 1	.12771	.13431	.16212	.95085	.0336
DLta 1	-.02645	.01044	.01294	-2.53256	.1979
CONSTANT	-.05477	.01847	.02147	-2.96617	.2528
uhat6 2	-.04466	.12746	.13129	-.35036	.0047
DLpcp	.49997	.15752	.21841	3.17390	.2793
DLpcp 1	.48440	.14698	.24179	3.29571	.2947
Lbul	-.02235	.00689	.00920	-3.24270	.2880

$R^2 = .8752214$   $\sigma = .01507327$   $F(7, 26) = 26.05$   $DW = 1.743$   
 $F[7, 26]$  Crit Val = 2.39  
 RSS = .0059072896 For 8 Variables and 34 Observations

ANALYSIS of 1-step FORECASTS						
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value	
1985 1	.046358	.039535	.006824	.017111	.398781	
1986 1	.048583	.028040	.020543	.017913	1.146788	
1987 1	.072318	.045498	.026820	.018357	1.460995	

Produktiviteten kommer herved til at spille en mindre rolle. Koefficienterne til DLPCP'erne summer til .98, lige under 1. Samtidig ses korrektionsleddets rolle helt at forsvinde. Dette bekræfter teorien om at den høje koefficient til prisændringerne og korrektionsleddets udseende er nært forbundne. Dette bekræftes også i afsnit 5.2.9, hvor der estimeres uden korrektionsled.

På baggrund af ligning (14) og (15) kan konkluderes, at det er muligt at fremprovokere en koefficient til prisudtrykket under 1, men at dette sker på bekostning af fittet.

### 5.2.9 Uden korrektionsled - en rigtig Philipsskurve

Som endnu et forsøg har jeg prøvet at pille korrektionsleddet ud. I ligning (16) nedenfor indgår arbejdsløsheden ikke.

EQ(16) Modelling DLlna by OLS  
From 1950 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	.82630	.12762	.14968	6.47446	.5995
DLpyfn 1	.02274	.11656	.15186	.19507	.0014
DLpr	.35692	.14828	.20474	2.40698	.1714
DLzyfn	.53599	.11865	.12972	4.51740	.4216
DLzyfn 1	.42548	.13367	.16040	3.18295	.2657
DLta 1	-.02489	.01234	.01328	-2.01694	.1269
CONSTANT	.00681	.00943	.01369	.72248	.0183

R<sup>2</sup> = .8098992    σ = .01810505    F( 6, 28) = 19.88    DW = 1.579

F[ 6, 28] Crit Val = 2.45

RSS = .0091782025    For 7 Variables and 35 Observations

ANALYSIS of 1-step FORECASTS					
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value
1985 1	.046358	.026330	.020028	.020311	.986069
1986 1	.048583	.029950	.018632	.021449	.868676
1987 1	.072318	.048473	.023845	.021027	1.134024

Relationen ser rimelig pæn ud og koefficienten til produktprisændringen har passende størrelse. Fittet er dog ikke så godt, som det tidligere er set. Introduceres arbejdsløsheden i ændringer fås følgende.

EQ(17) Modelling DLlna by OLS  
From 1951 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	.94787	.12961	.11689	7.31331	.6729
DLpyfn 1	.12372	.17259	.15699	.71689	.0194
DLpr	.41343	.15365	.18406	2.69067	.2178
DLzyfn	.46112	.11645	.13553	3.95980	.3762
DLzyfn 1	.34861	.12948	.11595	2.69228	.2180
DLta 1	-.02693	.01165	.01310	-2.31201	.1705
CONSTANT	.00650	.00946	.01324	.68685	.0178
Σ 2Dbul	-1.39787	.85352	.70723	-1.63776	.0935

R<sup>2</sup> = .8431588    σ = .01689926    F( 7, 26) = 19.97    DW = 1.419  
F[ 7, 26] Crit Val = 2.39  
RSS = .0074252058    For 8 Variables and 34 Observations

		ANALYSIS of 1-step FORECASTS				
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value	
1985 1	.046358	.042792	.003566	.020918	.170483	
1986 1	.048583	.057745	-.009162	.025079	-.365320	
1987 1	.072318	.075676	-.003358	.024778	-.135511	

Produktprisindekset bliver igen i overkanten (selv om DLPYFN(-1)'s koefficient ikke er signifikant). Det glidende gennemsnit af arbejdsløshedsændringen er næsten signifikant og af rimelig størrelse. Stadig er det dog klart at LBUL passer meget bedre i relationen, se ligning (18).

EQ(18) Modelling DLlna by OLS  
From 1951 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	.90169	.10324	.09293	8.73413	.7458
DLpyfn 1	.13873	.11050	.09591	1.25543	.0572
DLpr	.44123	.12155	.15264	3.63002	.3363
DLzyfn	.23170	.11237	.15233	2.06185	.1405
DLzyfn 1	.15497	.11536	.11019	1.34338	.0649
DLta 1	-.02663	.00940	.00840	-2.83223	.2358
CONSTANT	-.05267	.01670	.01397	-3.15437	.2768
Lbul	-.02357	.00556	.00547	-4.23680	.4084

R<sup>2</sup> = .8976448    σ = .01365188    F( 7, 26) = 32.57    DW = 1.941  
F[ 7, 26] Crit Val = 2.39  
RSS = .0048457162    For 8 Variables and 34 Observations

ANALYSIS of 1-step FORECASTS						
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value	
1985 1	.046358	.036264	.010094	.015453	.653199	
1986 1	.048583	.046761	.001822	.016548	.110101	
1987 1	.072318	.063096	.009222	.016147	.571133	

Vi er nu stort set nået til en almindelig prisforventningsudbygget Philipsskurve. Hvis DLPYFN(-1) droppes og produktivitetsændringen konstrueres som et glidende gennemsnit (denne og forrige periode) fås ligning (19).

EQ(19) Modelling DLlna by OLS  
From 1951 1 TO 1987 1 Less 3 Forecasts

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	H.C.S.E.	t-VALUE	PARTIAL r <sup>2</sup>
DLpyfn	.97346	.08101	.06854	12.01689	.8376
DLpr	.47599	.11225	.14857	4.24029	.3910
DLta 1	-.02884	.00927	.00856	-3.11079	.2568
CONSTANT	-.04177	.01424	.01222	-2.93442	.2352
Lbul	-.02050	.00494	.00484	-4.14960	.3808
Σ 1DLzyf	.43201	.16291	.21440	2.65185	.2007

R<sup>2</sup> = .8893904    σ = .01367544    F( 5, 28) = 45.03    DW = 2.072  
F[ 5, 28] Crit Val = 2.56  
RSS = .0052364979    For 6 Variables and 34 Observations

ANALYSIS of 1-step FORECASTS						
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value	
1985 1	.046358	.034372	.011986	.015404	.778146	
1986 1	.048583	.048072	.000511	.016526	.030912	
1987 1	.072318	.058347	.013971	.015803	.884073	

Tests of Parameter CONSTANCY over : 1985 1 - 1987 1  
Forecast Chi<sup>2</sup>( 3)/ 3 = .60  
CHOW TEST( 3, 28) = .43  
F[ 3, 28] Crit Val = 2.95

Koefficienten til DLPYFN er lidt høj, men under 1. R<sup>2</sup> er høj og DW 2. Relationen forudsiger rimeligt.

## 6. Afsluttende kommentarer

I afsnit 5.1 estimeredes 3 niveaurelationer. Disse anvendtes som fejlkorrektionsled ved ændringsestimationerne i 5.2.2-5.2.8.

Det vistest, at det er muligt at nå høje forklaringsgrader samt i øvrigt rimeligt pæne statistiske egenskaber. Ingen af relationerne var klart fejlsporede.

### 6.1 Foreløbige konklusioner

Jeg vil nedenfor prøve at trække nogle af de hovedpointer op, som er udledt undervejs.

- 1) I niveau er priskoefficient  $< 1$  og produktivitetskoefficient  $> 1$ .
- 2) I ændringer er der problemer med at sikre, at ens aproriforventninger til parameterstørrelser opfyldes. Specielt ændringerne i produktpriserne gav problemer.
- 3) UHAT4 giver mere plausible koefficienter til prisændringerne end UHAT6. UHAT6 giver til genfæld mere fortolkelige langsigtsegenskaber.
- 4) Produktivitetet skal ind i ændringsspecifikationen.
- 5) Indirekte personaleomkostninger skal ind i ændringsspecifikationen lagget 1 periode.
- 6) Opsplitningen af forbrugerpriserne på produktpriser og restpriser sikrer mere konsistent langsigtsrelation og bedre fit i ændringsspecifikationen.
- 7) Arbejdsløsheden i (logaritmisk) niveau bider bedre end i ændringer.
- 8) Arbejdsløsheden i niveau reducerer parametre til produktivtetsændring.

### 6.2 Det videre arbejde

Efter min mening kan der forfølges 4 spor; nemlig:

- 1) Estimation af kointegrationsmodel med UHAT6 som fejlkorrektionsled. Det vælges at satse på et godt fit, og man lever med en koefficient til prisændringerne på ca. 1.2.

- 2) Estimation af kointegrationsmodel med UHAT6 som fejlkorrektion, man apriori forventningen til koefficienten til DLPYFN prioriteres højt. Som en nødløsning kan koefficienten til produktpris og restpris restringeres til samme værdi. Alternativt kan koefficienten til DLPYFN restringeres til 1, svarende til at der estimeres en slags reallønsændring.
- 3) Estimation med kointegrationsmodel med UHAT4 som fejlkorrektion.
- 4) Estimation af Philippskurve lignende relation, men med mulighed for supplerende variabler.

Uanset valg af hovedindgangsvindel skal det undersøges om fx råvareimportpriser og skattetryk giver bidrag. Videre skal langsigtegenskaberne undersøges nøje for en eventuel foretrukket relation, ligesom tests for fx autokorrelation må foretages for at checke for evt. 2. ordens autokorrelation. Videre er det vigtigt at undersøge effekterne af afkortning af samplet. De foreløbige resultater af sampelafkortning har dog generelt vist relativt stabile relationer.

Formuleringen fastholdes, men udtrykket simplificeres, idet heltidsårslønnen nu er udregnet og derfor ikke udregnes i lønsumsudtrykket, således som det sker nu.

Som eksempel vises ligningen for lønsummen i erhverv ng:

$$YWNG = (LNAHK * QNGA * (1 - BQNGA / 2) + LNFHK * QNGF * (1 - BQNGF / 2)) * .001 * KLNG$$

På tilsvarende måde er lønsummen for erhverv e, a, qh, qs, qt, qf, qq, og qh modelleret, idet her altovervejende anvendes funktionærlønnet arbejdskraft:

$$YWE = LNFHK * QE * (1 - BQE / 2) * .001 * KLE$$

Lønsummen for de offentligt ansatte er opbygget tilsvarende, men her er ingen korrektionsfaktor. Dette skyldes den før omtalte konstruktion, hvor LOH afledes af det offentliges lønsum:

$$YWO = LOHK * QO * (1 - BQO / 2) * .001$$



## Bilag 1

Statsindgreb i arbejdsmarkedskonflikter 1933-1987<sup>1</sup>

Tabel VII.1 Statsindgreb i arbejdsmarkedskonflikter 1933-1987.

Indgrehets art Motiv for indgreb	Førlængelse/fornyelse af kollektive overenskomster (som led i et samlet løvkompleks)	Et mæglingsforslag/skitse ophøjet til lov	Tvungen voldgift	Statsindgreb i alt
Overenskomstfornyelse ved en samlet politisk løsning, da en faglig løsning ikke var mulig	1933: Kanslergadeforliget 1963: Helhedsløsning 1979: Marts-løsning 1985: Overenskomstløsningen	1975: Marts-løsningen (a, b)		5
Hensynet til landbrugs-eksporten		1938: Slagterierne (b) 1939: Mejerierne (b) 1946: Slagterierne (a) 1954: Slagterierne (a) 1969: Hele landbrugsomr. (b) 1981: Slagterierne (a)	1934: Slagterierne (a) 1950: Hele landbrugsområdet (b) 1955: Hele landbrugsområdet (arbejdstidsspørgsmål)	9
Hensynet til pressefriheden		1939: Københavnske typografer (a)		1
Afværgelse af storkonflikt		1937: Hele DA's område (b) 1946: Hele DA's område (b) 1956: Hele DA's område (a) 1977: Hele DA's område (b)	1936: Hele DA's område (b)	5
Afværgelse af mindre konflikt på livsvigtigt område	1979: Grønlands-området 1987: Yngre læger 1987: Falek-rederne 1987: EDB-området 1987: Bornholms-trafikken	1961: Transportområdet (b) 1981: Telegrafisterne på Grønland (a)	1965: Telefonistinder (a) 1965: Telegrafister (b) 1968: Styr mænd (b) 1968: Telegrafister (b) 1977: Telegrafisterne på Grønland (a)	12
Samfundshensyn under krig og besættelse			1940-45: Permanent tvungen voldgift	1
Statsindgreb i alt	9	14	10	33

Note: (a): Indgreb mod arbejderne. (b): Indgreb mod arbejdsgiverne.

<sup>1</sup>Kilde: Hansen, Kjærsgaard og Rosted (1988), s. 219

Variabelfortegnelse

BFYFN	= kapacitetsudnyttelse i fremstillingssektoren (jf. KS-03.11.87)
BSBA	= A-indkomstskattetryk
BTYD	= $TTYD * LITHY / 45.74 / (LNA * HGN)$
BUL	= arbejdsledelsesprocent = $UL / UW$
HA	= aftalt årlig arbejdstid
LNA	= arbejdetimeløn (= $LNA2$ , jf. KS 03.11.87)
PI	= råvareprisindeks = $(\sum PM_i * FM_i) / \sum FM_i$ , hvor $i=2, 3k, 3r, 3q, 5, 6m, 6q$ og $7q$
PR	= restprisindeks = $PCP / PYFN$
PYFN	= implisit BFI-deflator for fremstillingssektor = $YFN / FYFN$
QN	= beskæftigelse i fremstillingssektoren
QLLNA	= lønkvote = $LLNA - LPYFN - LZYN$
TA	= proxy for indirekte personaleomk. pr. time for arbejdere = $(TAQW + TAQP + TADF + TQU) / (HGN / (1 - BQN / 2))$
TSA0U1	= marginal indkomstskatteprocent
ZYFN	= timeproduktivitet i faste priser for fremstil- lingssektoren = $1000 * FYFN / (QN * HGN)$

Bilag 3

Udskrift af variabler anvendt til løn estimation

	BFYFN	ESBA	BUL	BTYD	HA	LNA	
1948	.921822	.161047	.043039		2332.000	770000	1948
1949	.952600	.155548	.044296		2332.000	840000	1949
1950	1.000000	.138519	.044922		2332.000	303000	1950
1951	.979363	.150578	.048988		2332.000	350000	1951
1952	.924009	.169109	.063235		2332.000	640000	1952
1953	.940955	.172527	.048722		2284.000	810000	1953
1954	.975593	.175277	.042250		2284.000	970000	1954
1955	.963021	.179571	.050300		2284.000	160000	1955
1956	.941209	.185132	.057468		2284.000	460000	1956
1957	1.000000	.187990	.054691		2284.000	720000	1957
1958	.932365	.191925	.051510		2267.000	900000	1958
1959	.965421	.190262	.033646		2190.000	240000	1959
1960	.978787	.188617	.023742		2147.000	570000	1960
1961	.966890	.184426	.016563		2141.000	240000	1961
1962	1.000000	.198931	.016518		2141.000	860000	1962
1963	.944952	.225265	.023395	.475081	2141.000	420000	1963
1964	.994314	.214839	.013250	.480500	2141.000	030000	1964
1965	1.000000	.223508	.011036	.481219	2141.000	940000	1965
1966	.957313	.239642	.015546	.467641	2101.000	130000	1966
1967	.983152	.249035	.026931	.617845	2092.000	240000	1967
1968	.988021	.268862	.020750	.671631	2049.000	1242000	1968
1969	.969163	.264410	.015624	.666913	2020.000	1396000	1969
1970	.947724	.272995	.015624	.699647	1998.000	1567000	1970
1971	.982425	.296985	.019800	.769039	1974.000	950000	1971
1972	1.000000	.300597	.019382	.820254	1953.000	180000	1972
1973	.989827	.322008	.012640	.848991	1932.000	940000	1973
1974	.950819	.339898	.028094	.784217	1927.000	130000	1974
1975	.974146	.305841	.0633489	.829109	1851.000	700000	1975
1976	.963351	.309034	.0635910	.801459	1851.000	110000	1976
1977	.949724	.302230	.075910	.810547	1851.000	130000	1977
1978	.986125	.302609	.085899	.808968	1851.000	4760000	1978
1979	1.000000	.309568	.072473	.806829	1851.000	600000	1979
1980	.941029	.317623	.081450	.768354	1835.000	860000	1980
1981	.947052	.321952	.105841	.772195	1811.000	550000	1981
1982	.981127	.325367	.112496	.790149	1811.000	970000	1982
1983	1.000000	.336906	.114410	.760677	1811.000	510000	1983
1984	.991069	.335323	.102224	.744908	1811.000	820000	1984
1985	.983159	.333638	.108293	.748443	1811.000	560000	1985
1986	.933656	.336994	.088293	.722411	1807.000	670000	1986
1987		.343240	.087929	.709697	1759.000	117000	1987

PI	PR	PYFN	QIN	TA	TSADU1	ZYFN	ZYFN
1948	5643358	2533107	406	0086332	200575	17	703315
1949	5828333	2523311	416	0084818	193726	18	14587
1950	607465	266064	441	008418	172536	18	64851
1951	639594	275741	448	008950	187536	18	77401
1952	620496	289372	432	008999	210615	18	84599
1953	597243	304744	439	008788	214873	19	51356
1954	608995	306340	456	009336	218298	20	48559
1955	613006	312749	446	009027	233646	20	8310
1956	617286	315974	461	010427	230571	20	31576
1957	612462	330830	458	013535	234131	22	31576
1958	632869	333215	492	021023	239033	23	18150
1959	649172	330805	492	021023	236961	23	25141
1960	655105	334375	519	015943	234913	26	75496
1961	683315	340164	532	041140	229692	28	99545
1962	708648	345555	545	049223	227755	31	34465
1963	718671	352657	545	050681	247755	31	12190
1964	729171	359080	552	026752	280555	32	12319
1965	759189	374743	560	04681	267570	36	66657
1966	766415	382972	555	06752	276873	39	21633
1967	800868	406972	555	07945	298461	42	69768
1968	787980	417027	534	09399	310222	46	13733
1969	793930	443367	548	021036	329308	48	00678
1970	819168	469208	550	038248	340000	50	64836
1971	849324	492449	529	051347	464202	53	94539
1972	873696	513687	543	060221	470156	58	00533
1973	893273	557775	550	028772	481546	63	99253
1974	860900	627335	531	067062	481759	65	93571
1975	885150	715655	491	099251	447114	72	75165
1976	918572	844923	488	099251	457207	75	39874
1977	919660	889213	485	032104	456029	77	33638
1978	975647	925728	489	035665	455029	79	24544
1979	1000000	1000000	481	075655	465141	87	58694
1980	1036400	1081009	464	06381	475141	87	31694
1981	1016299	115478	464	018581	480763	88	46404
1982	1028649	121520	466	021119	484968	90	05814
1983	1039723	1359745	490	041053	507537	93	89016
1984	1039203	1413232	532	061455	518797	93	41857
1985	997681	1522177	533	047432	523942	92	07607
1986	987636	160108	524	090955	523949	90	46744
1987					5	90	39183

## Bilag 4

## Variablerne og deres dynamik

Herunder er de i afsnit 2.1-2.12 definerede variabelers egendynamik belyst. Mest vægt lægger jeg på de "vigtige" variabler, d.v.s. løn, priser, produktivitet og arbejdsløshed, mens de øvrige variabler kun vil blive grafisk gengivet.

Formålet med denne gennemgang er at lære variablerne bedre at kende samt at afdække muligheder for evt. cointegrerede variabler (jf afsnit 5).

## B4.1 Dynamik for lønnen LNA

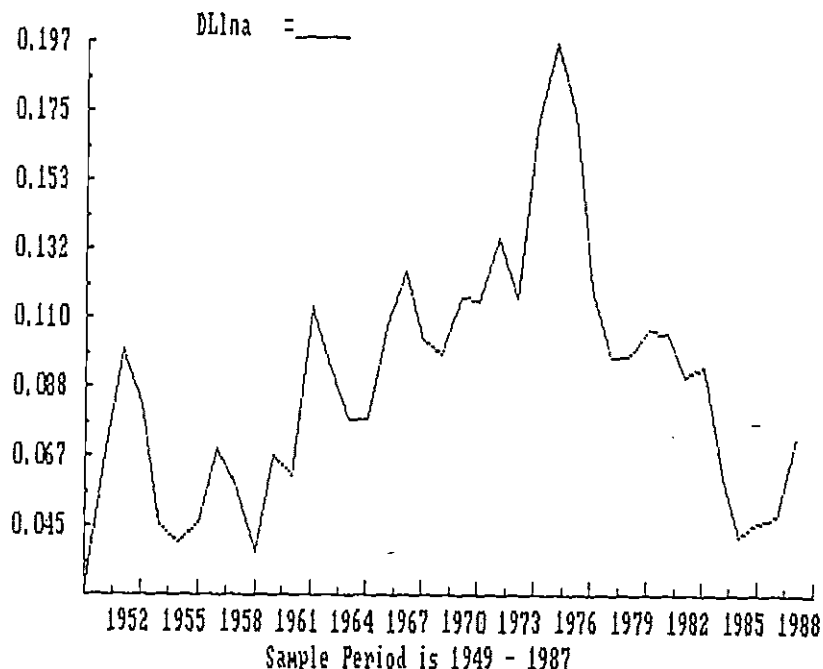
Alle variabler med trend er generelt transformeret logaritmisk. Dette gælder også LNA, benævnt LLNA efter logaritmisk transformation. Ændringer er angivet ved foranstillet D. DLLNA angiver således den absolutte ændring i LLNA approximativt den relative ændring i LNA.

Integrationsordenen undersøges. Integration af 1. orden fås, hvis 1. ordens differensen for variabelen er stationær.

Her skal altså undersøges om DLLNA er stationær. Dette checkes på flere måder, nemlig ved grafisk optegning af DLLNA, ved et Dickey-Fuller test, ved optegning af correlogram samt ved estimation af den autoregressive proces.

I figur 1 nedenfor er DLLNA optegnet.

Figur 1

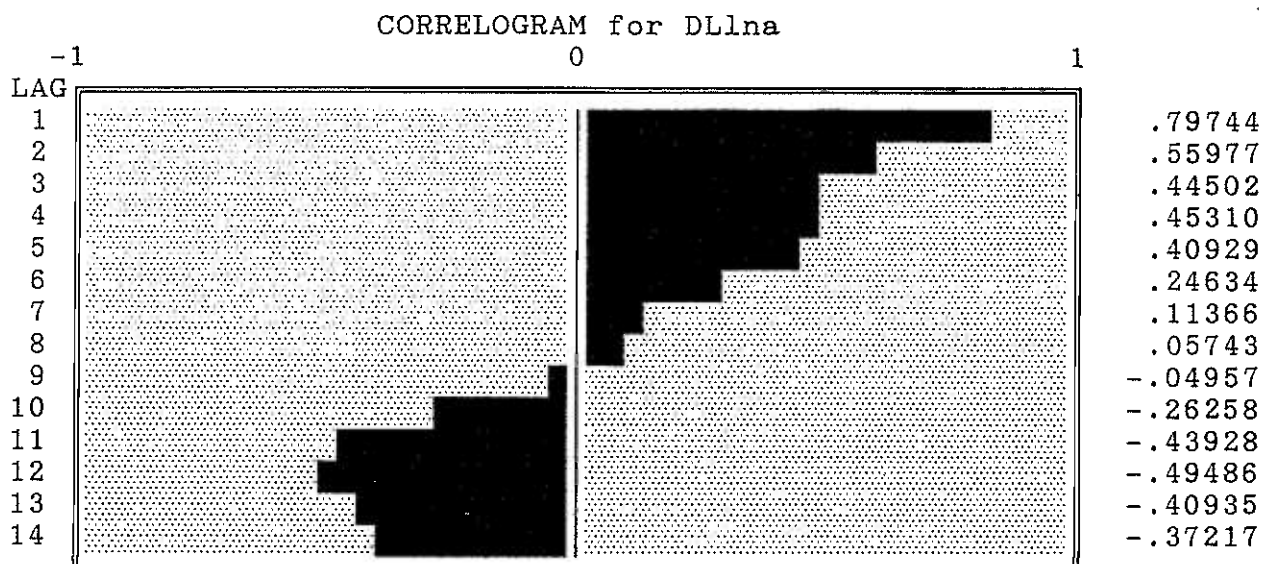


DLLNA virker ikke helt stationær, idet lønstigningerne er acce-  
lererende op til ca. 1974 og derefter aftagende.

Dickey-Fuller testene<sup>1</sup> bekræfter dette:

DF = -.60 og ADF = -.70

Altså insignifikante t-værdier, men dog negative. Correlogram-  
met bekræfter dette; DLLNA er ikke helt stationær.



Også estimationen af den autoregressive proces viser at DLLNA er autoregressiv, jf. den stærkt signifikante parameter til DLLNA lagget 1 periode.

Bemærk i øvrigt regressionens SE (=  $\sigma$ ). Den er her .02266. Hvis DLLNA anvendes som responsvariabel i lønrelationen skulle SE for denne altså gerne være mindre end .02266.

<sup>1</sup> For test af stationaritet af Y ved et Dickey-Fuller test regresseres ændringen af Y på den laggede værdi af Y:

$$\delta X = \alpha \bar{X}_{-1}$$

Samplet er her 1950-1987. DF-værdien er t-værdien for  $\alpha$ .

Augmented Dickey-Fuller test er her udført ved på højresiden at inddrage ændringerne i X lagget henholdsvis 1 og 2 perioder:

$$\delta X = \alpha_1 \bar{X}_{-1} + \alpha_2 \delta \bar{X}_{-1} + \alpha_3 \delta \bar{X}_{-2}$$

Samplet er her 1952-1987. ADF-værdien er t-værdien for  $\alpha_1$ .

AUTOREGRESSION FOR DLLna: 33 OBSERVATIONS 6 LAGS FROM 1 TO 6

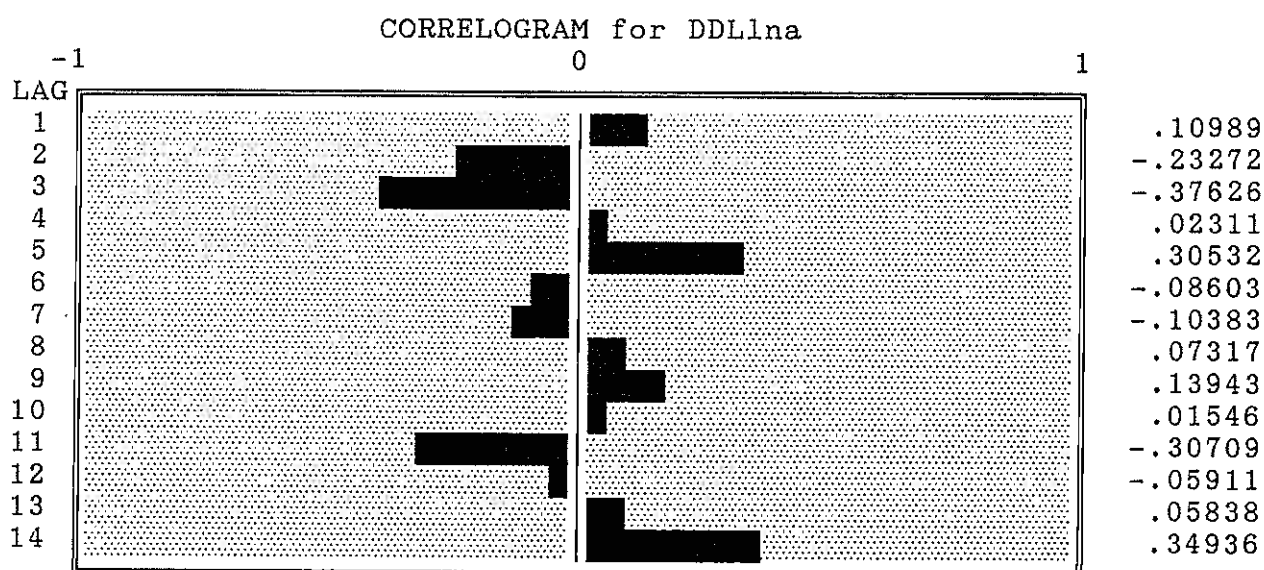
LAG	1	2	3	4	5	6	CONST
COEFF.	.9122	-.0272	-.2421	.2245	.1746	-.2641	.02129
STD ERR	.1896	.2609	.2513	.2493	.2526	.1793	.01311

RSS = .013347     $\sigma$  = .02266     $R^2$  = .7153    F = 10.89

Noget tyder på, at lønaccelerationen DDLNA er stationær. Dickey-Fuller værdierne er:

DF = -5.52 og ADF = -5.27

Correlogram og autoregressiv proces er gengivet herunder:



AUTOREGRESSION FOR DDLna: 32 OBSERVATIONS 6 LAGS FROM 1 TO 6

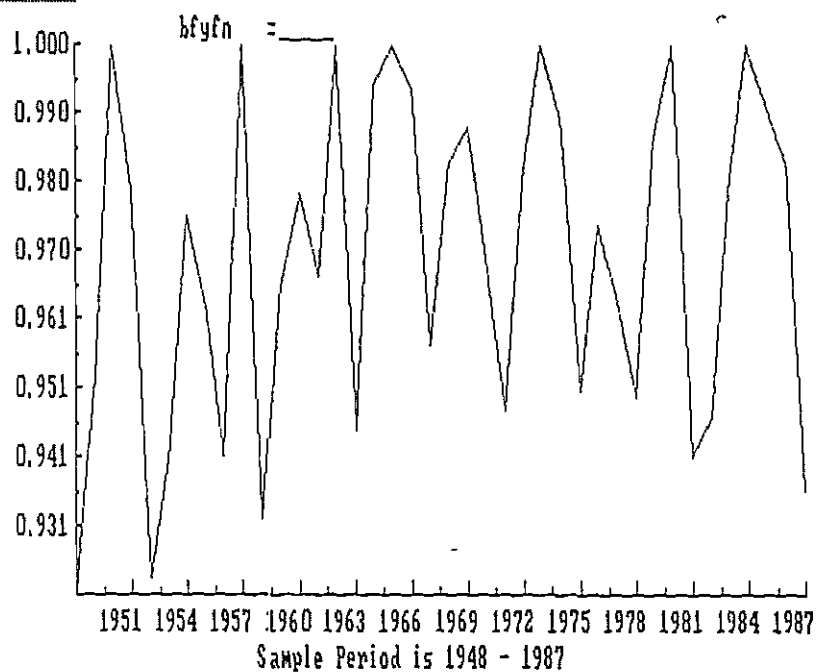
LAG	1	2	3	4	5	6	CONST
COEFF.	.0443	-.0470	-.3494	-.0012	.2283	-.2332	.00063
STD ERR	.1960	.1919	.1896	.1865	.1860	.1877	.00418

RSS = .013868     $\sigma$  = .02355     $R^2$  = .2190    F = 1.17

#### B4.2 Efterspørgselspres - BFYFN

BFYFN er blot gengivet grafisk. Se figur 2.

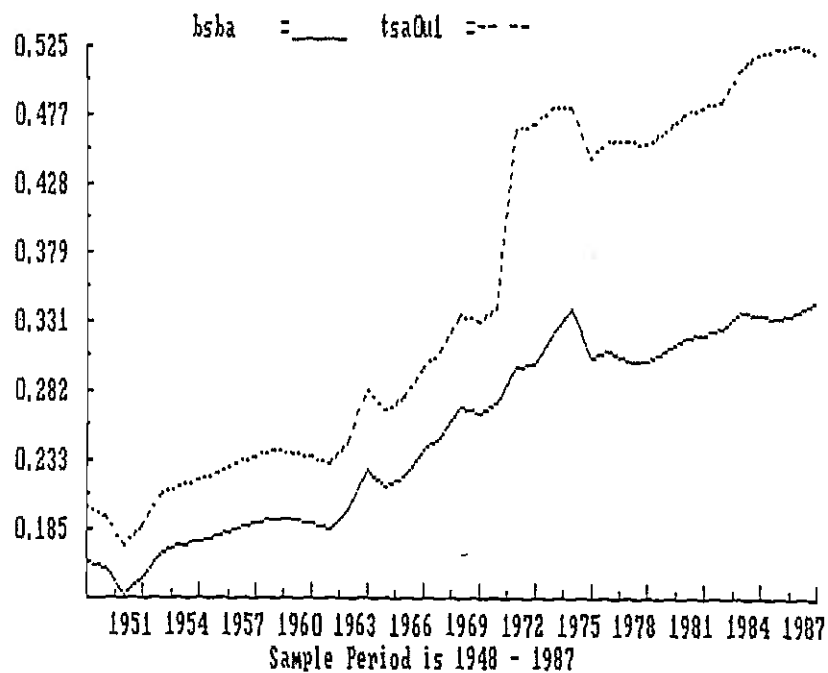
Figur 2



#### B4.3 Indkomstskat - BSBA eller TSAOU1

Både skattetryk BSBA og marginal skatteprocent TSAOU1 er gengivet i figur 3.

Figur 3

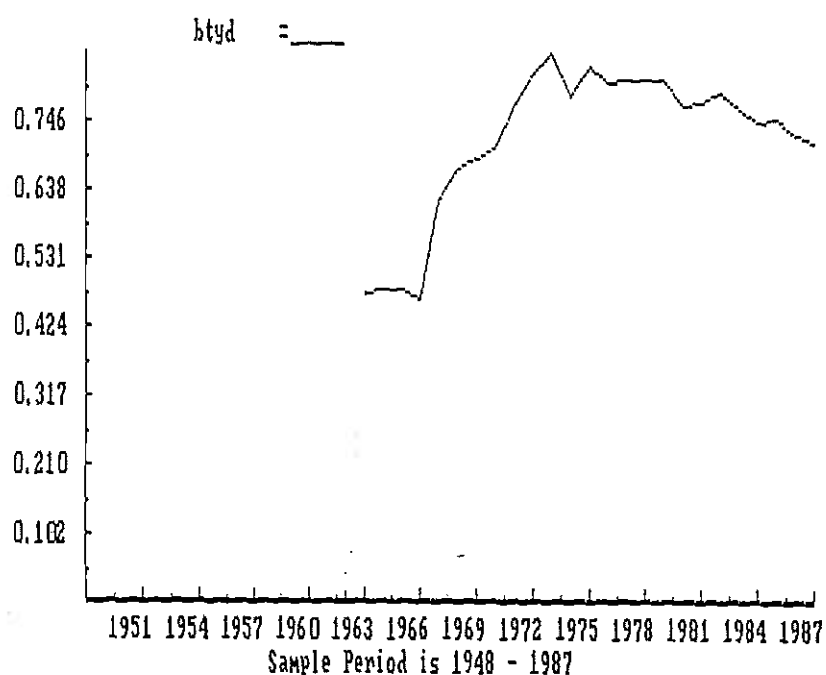




#### B4.4 Kompensationsgrad - BTYD

Kompensationsgraden BTYD er også gengivet grafisk.

Figur 4



#### B4.5 Dynamik for arbejdsløsheden - BUL

Der har været mange forslag til hvordan arbejdsløshedsprocenten skal inddrages i lønrelationer. Her er undersøgt dynamikken for BUL uden og med logaritmisk transformation.

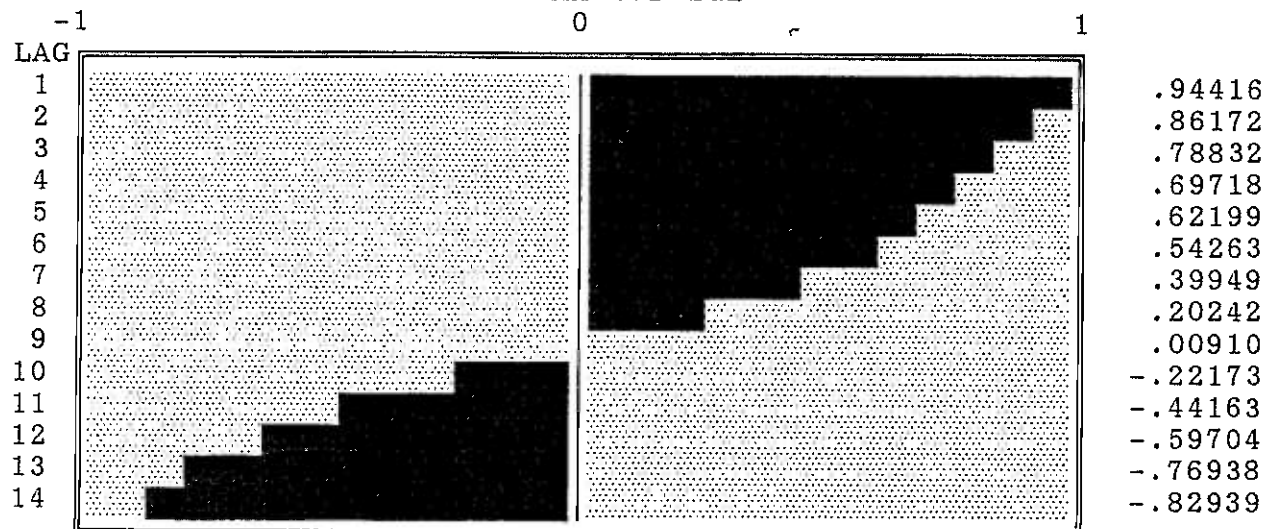
Først arbejdsløsheden uden logaritmer. BUL er optegnet i afsnit 3.2. Der ses at være et bølgeforløb i BUL gennem perioden.

Dickey-Fuller for stationaritet af 0. orden giver:

$$DF = 0.091 \quad \text{og} \quad ADF = .041$$

Altså positive DF-testværdier. Dette indvirker at BUL ikke er integreret af 0. orden, hvilket også bekræftes af correlogrammet og den autoregressiv proces, som er gengivet herunder:

CORRELOGRAM for bul



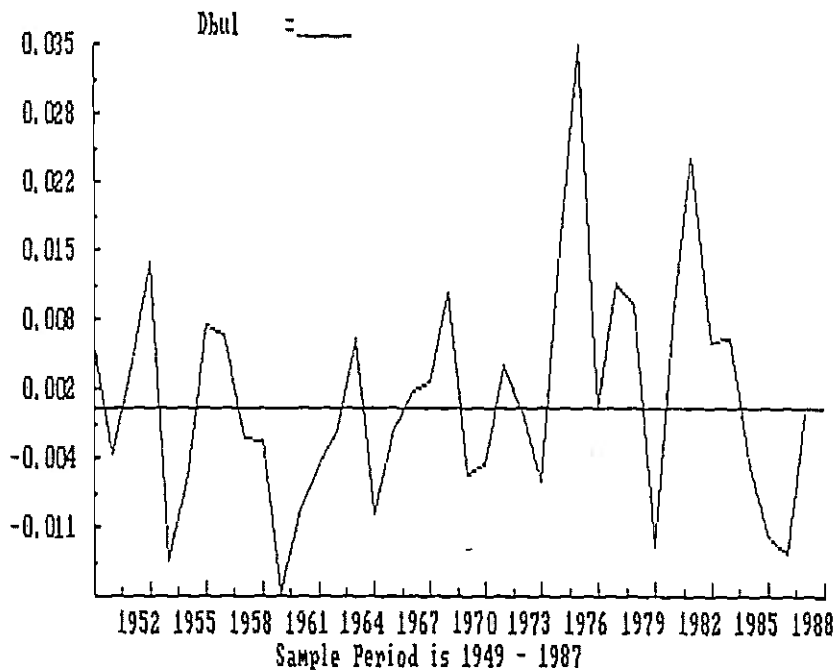
AUTOREGRESSION FOR bul: 34 OBSERVATIONS 6 LAGS FROM 1 TO 6

LAG	1	2	3	4	5	6	CONST
COEFF.	1.4246	-.7666	.6506	-.6469	.4897	-.2248	.00419
STD ERR	.1818	.3023	.3032	.2973	.2996	.2034	.00372

RSS = .002995  $\sigma$  = .01053  $R^2$  = .9270  $F$  = 57.17

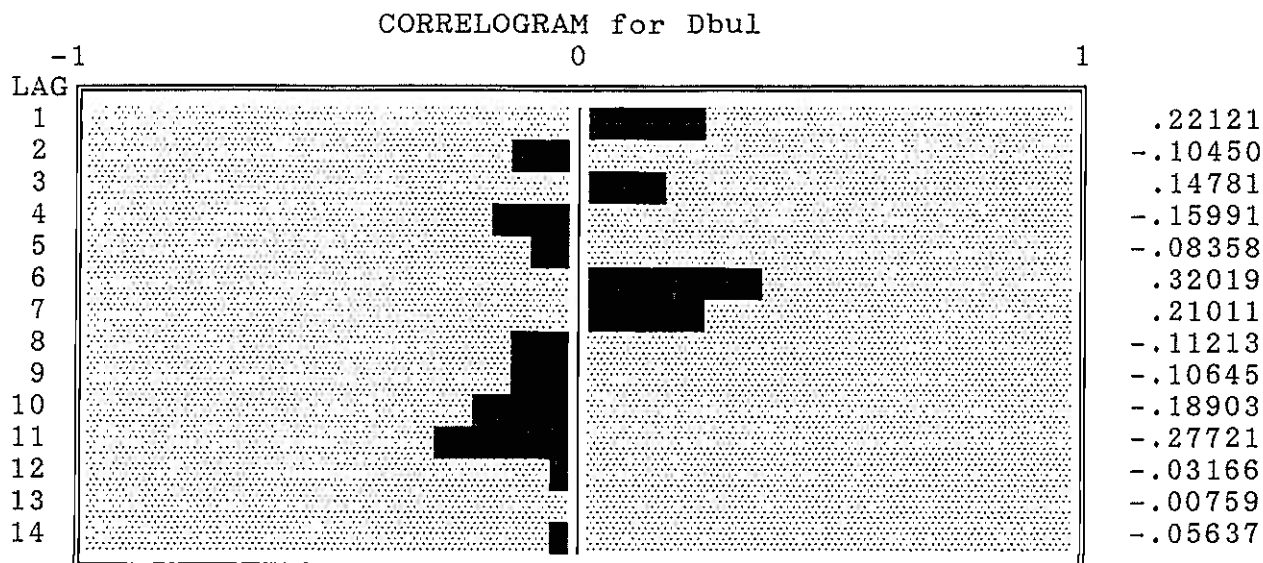
For de absolutte ændringer i BUL, altså DBUL, gælder at disse nok er stationære. Se figur 5

Figur 5



DF = -4,84 og ADF = -2,56

Stationariteten ses vel også af corrélogram og autogressiv proces:



AUTOREGRESSION FOR Dbul: 33 OBSERVATIONS 6 LAGS FROM 1 TO 6

LAG	1	2	3	4	5	6	CONST
COEFF.	.4162	-.2338	.2156	-.2626	.0593	.2365	.00076
STD ERR	.1909	.2050	.1975	.1949	.1978	.1881	.00196

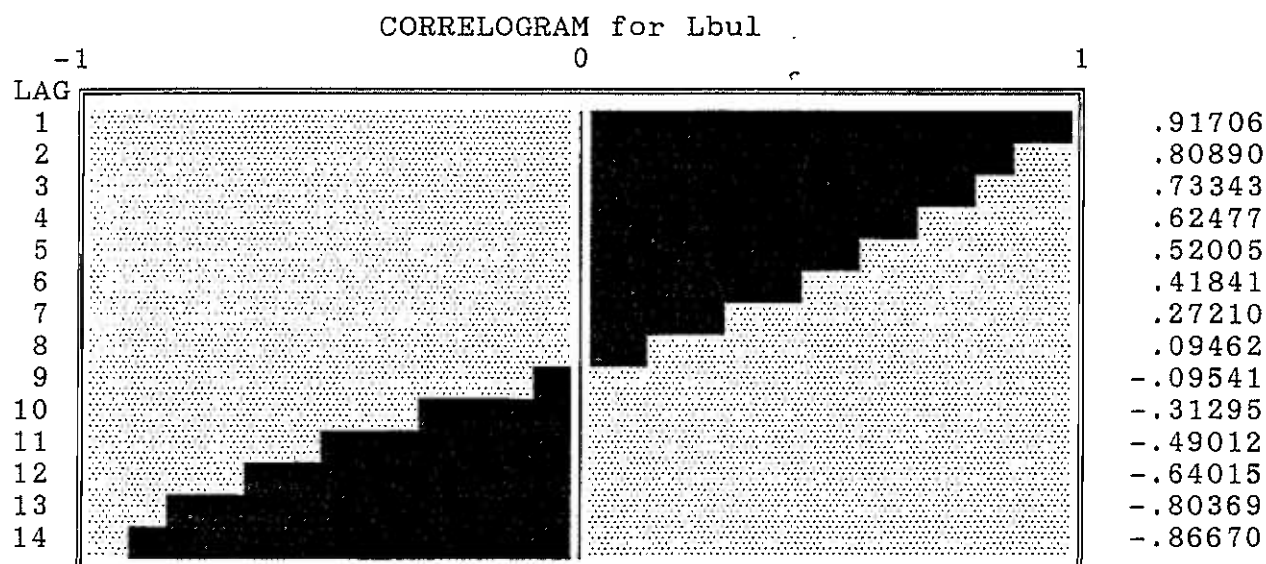
RSS = .002921     $\sigma$  = .01060     $R^2$  = .2696    F = 1.60

Sammenfattende fås altså at BUL er integreret af 1. orden.

Tilsvarende gør sig gældende for LBUL. LBUL er integreret af 1. orden.

Dickey-Fuller test for integration af 0. orden:

DF = -0.53 og ADF = -.52



AUTOREGRESSION FOR Lbul: 34 OBSERVATIONS 6 LAGS FROM 1 TO 6

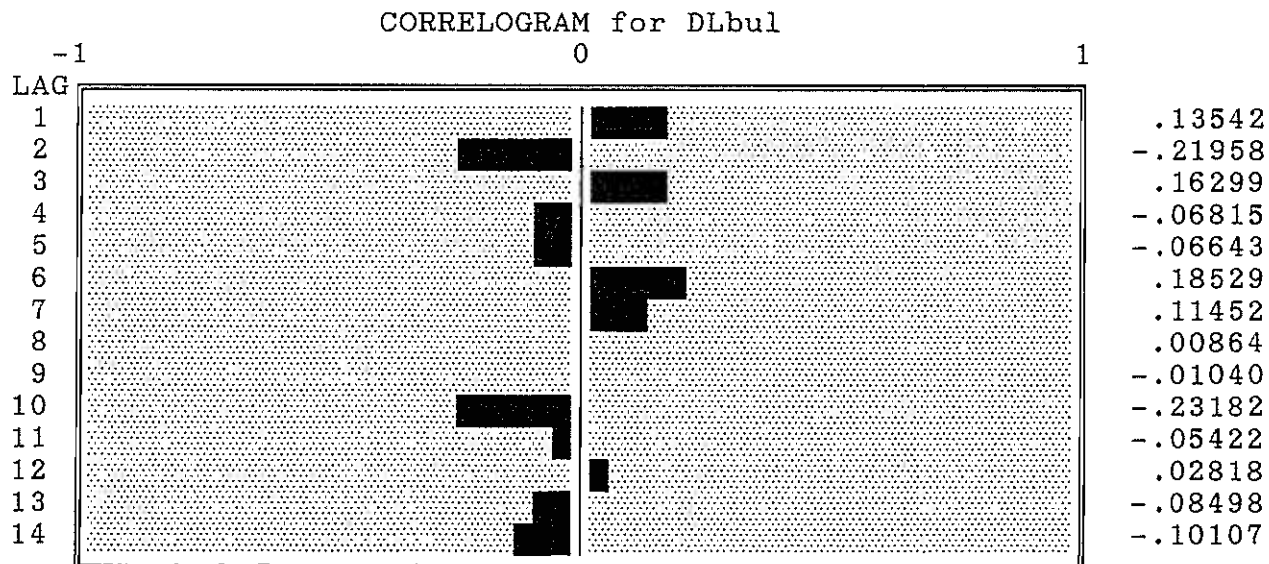
LAG	1	2	3	4	5	6	CONST
COEFF.	1.2948	-.7165	.7297	-.6058	.3984	-.2034	-.32671
STD ERR	.1868	.2967	.3033	.3017	.2944	.1933	.29279

RSS = 2.423769     $\sigma$  = .29962     $R^2$  = .8791    F = 32.71

Det fås altså, at LBUL ikke er integreret af 0. orden. Dickey-Fuller test for integration af 1. orden:

DF = -5.3    og    ADF = -2.8

Correlogram og autogressiv proces ser således ud:



AUTOREGRESSION FOR DLbul: 33 OBSERVATIONS 6 LAGS FROM 1 TO 6

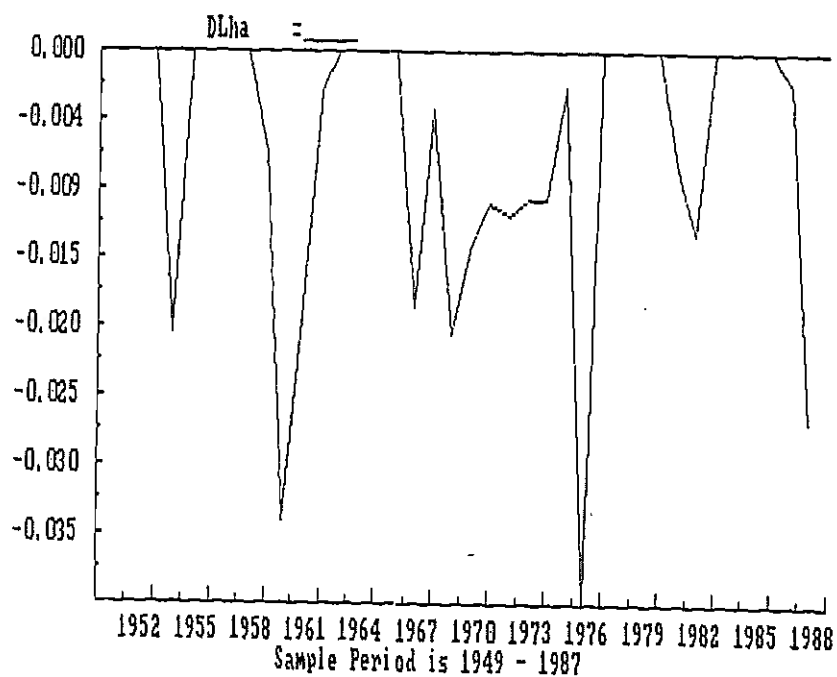
LAG	1	2	3	4	5	6	CONST
COEFF.	.3239	-.3622	.3131	-.2357	.1106	.0597	.01618
STD ERR	.1957	.2032	.2084	.2077	.1999	.1924	.05534

RSS = 2.539465     $\sigma$  = .31252     $R^2$  = .1929    F = 1.04

#### B4.6 Dynamik for arbejdstiden - HA

Den relative ændring til arbejdstiden DLHA er optegnet i figur 6.

Figur 6



LHA er integret af 1. orden:

DF = -3.60 og ADF = -2.01

CORRELOGRAM for DLha



AUTOREGRESSION FOR DLha: 33 OBSERVATIONS 6 LAGS FROM 1 TO 6

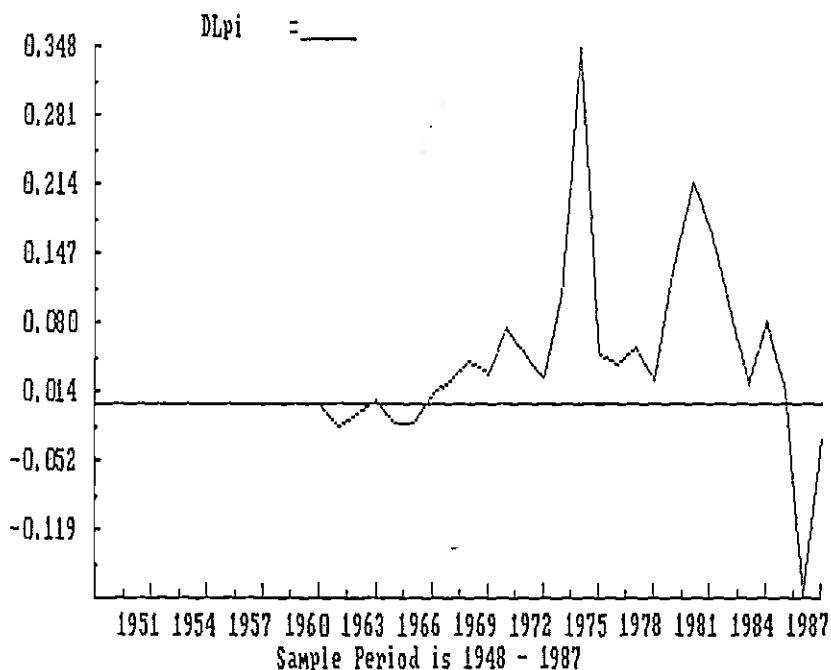
LAG	1	2	3	4	5	6	CONST
COEFF.	.1038	-.0316	-.1366	-.1978	-.1192	.2356	-.00909
STD ERR	.1944	.1926	.1881	.1874	.1905	.1920	.00431

RSS = .003114     $\sigma$  = .01094     $R^2$  = .1570    F = .81

B4.7 Råvarepriser - PI

Råvarepriserne findes kun fra 1960. Jeg har derfor valgt blot at optegne disses relative ændringer, DLPI.

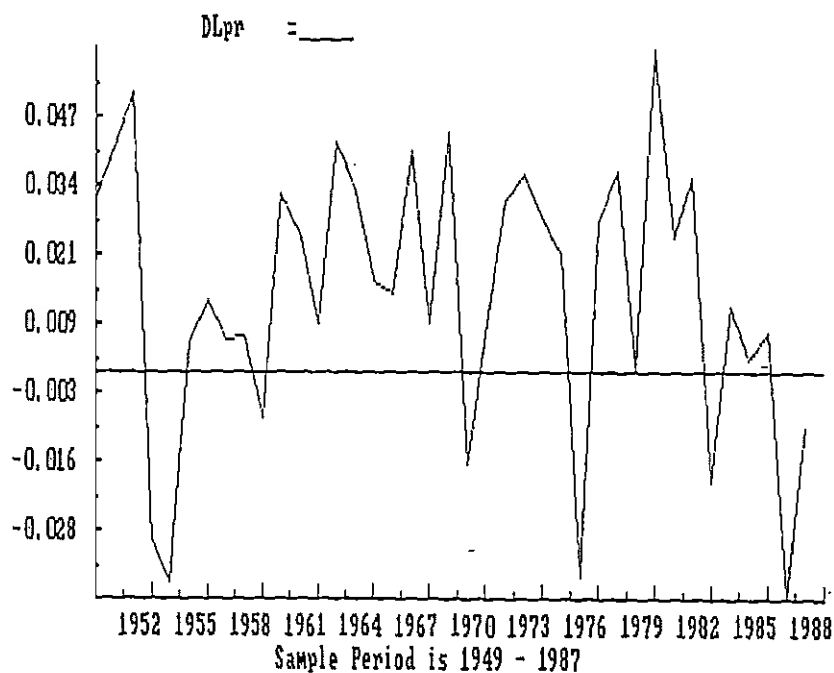
Figur 7



## B4.8 Dynamik for restpriserne - PR

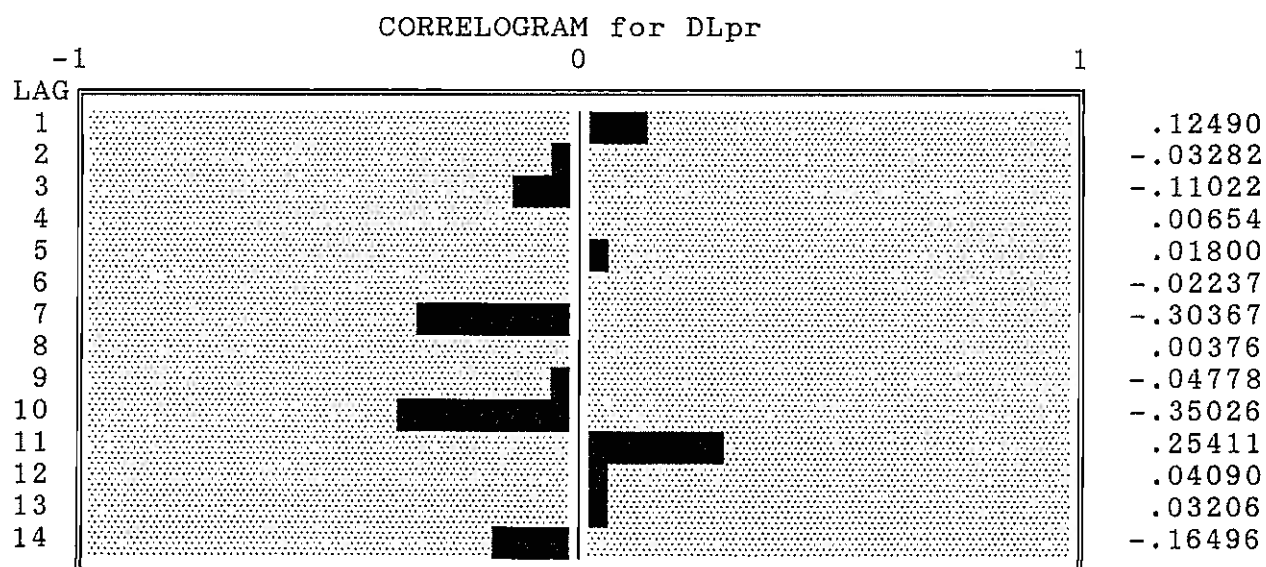
Ændringerne i restpriserne, DLPR, er gængivet i figur 8.

Figur 8



DF = 4.35 og ADF = -2.88

Også correlogram og autoregressiv proces viser, at LPR er integreret af 1. orden.



AUTOREGRESSION FOR DLpr: 33 OBSERVATIONS 6 LAGS FROM 1 TO 6

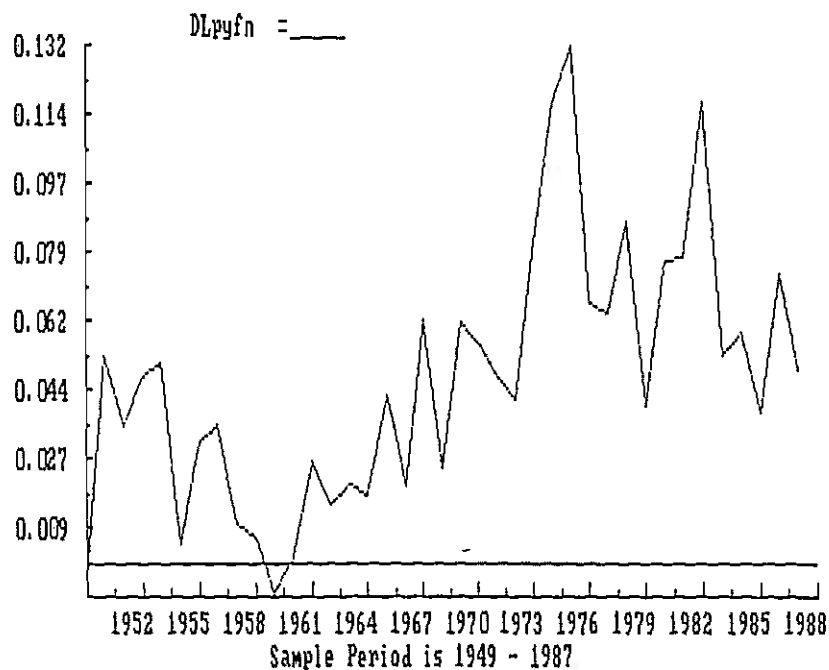
LAG	1	2	3	4	5	6	CONST
COEFF.	.0219	.0891	-.0018	.0651	.0312	-.0043	.01187
STD ERR	.1997	.2039	.1938	.1848	.1827	.1911	.00953

RSS = .016625     $\sigma$  = .02529     $R^2$  = .0126    F = .06

#### B4.9 Dynamik for outputprisen - PYFN

Ændringerne i outputprisen DLPYFN er gengivet nedenfor.

Figur 9



DF = 1.49 og ADF = -.73

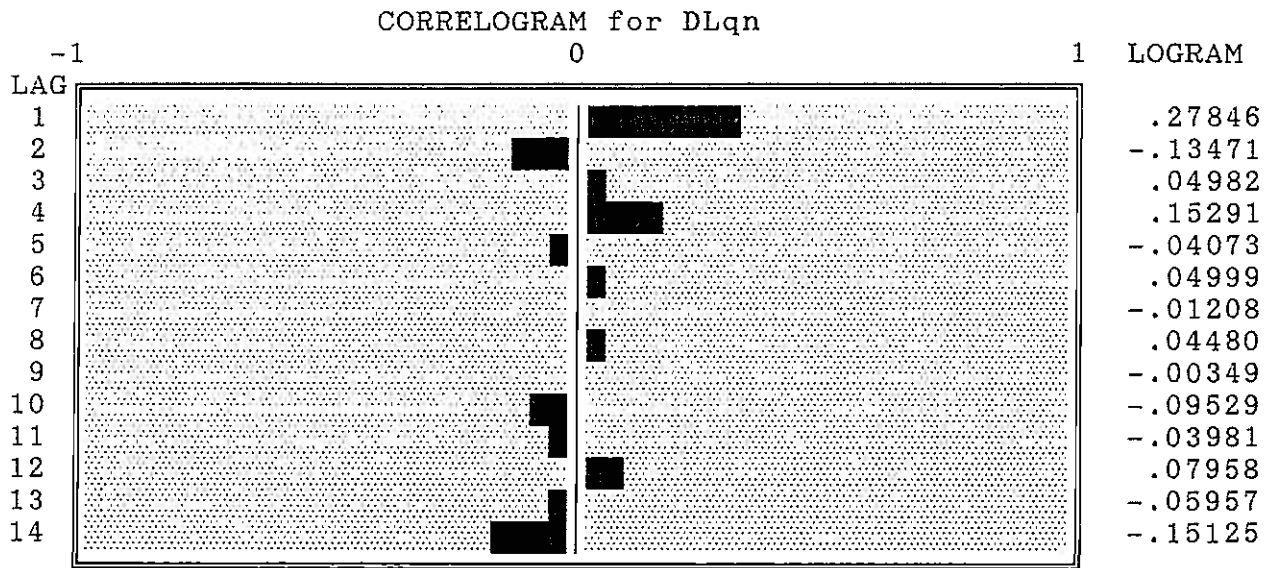
Her er tale om et grænsetilfælde. LPYFN er kun knapt integreret af 1. orden, hvilket de lidt for (numerisk) små Dickey-Fuller t-værdier viser. At DLPYFN ikke helt er stationær, illustreres også af correlogrammet nedenfor.





DF = -4.45 og ADF = -2.91

DLQn er integreret af 1. orden. Se også correlogram og autoregressiv proces herunder:



AUTOREGRESSION FOR DLq<sub>n</sub>: 33 OBSERVATIONS 6 LAGS FROM 1 TO 6

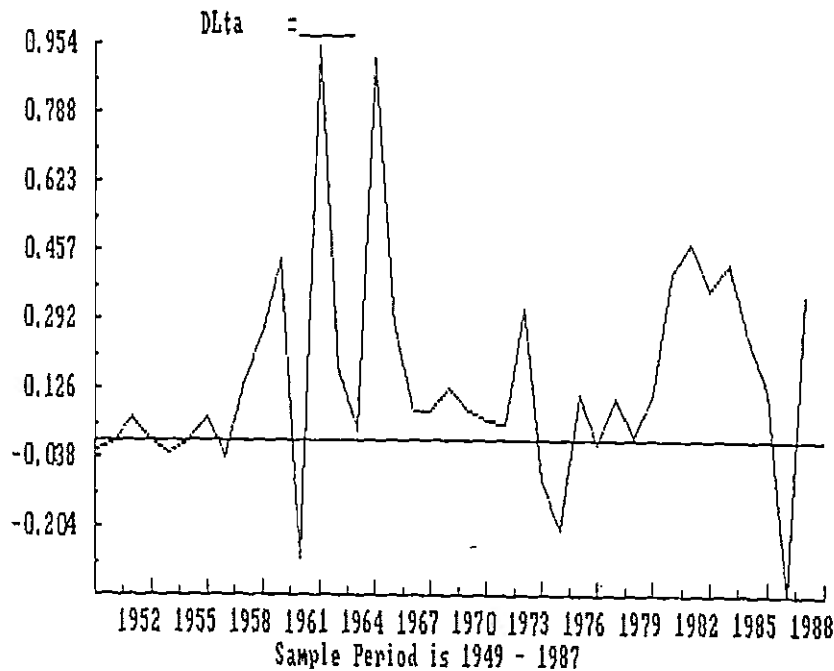
LAG	1	2	3	4	5	6	
COEFF.	.3749	-.1929	.0796	.0829	-.1340	.1317	.00271
STD ERR	.1950	.2067	.2091	.2114	.2028	.1942	.00596

RSS = .028378     $\sigma$  = .03304     $R^2$  = .1486    F = .76

B4.11 Dynamik for indirekte personaleskatter - TA

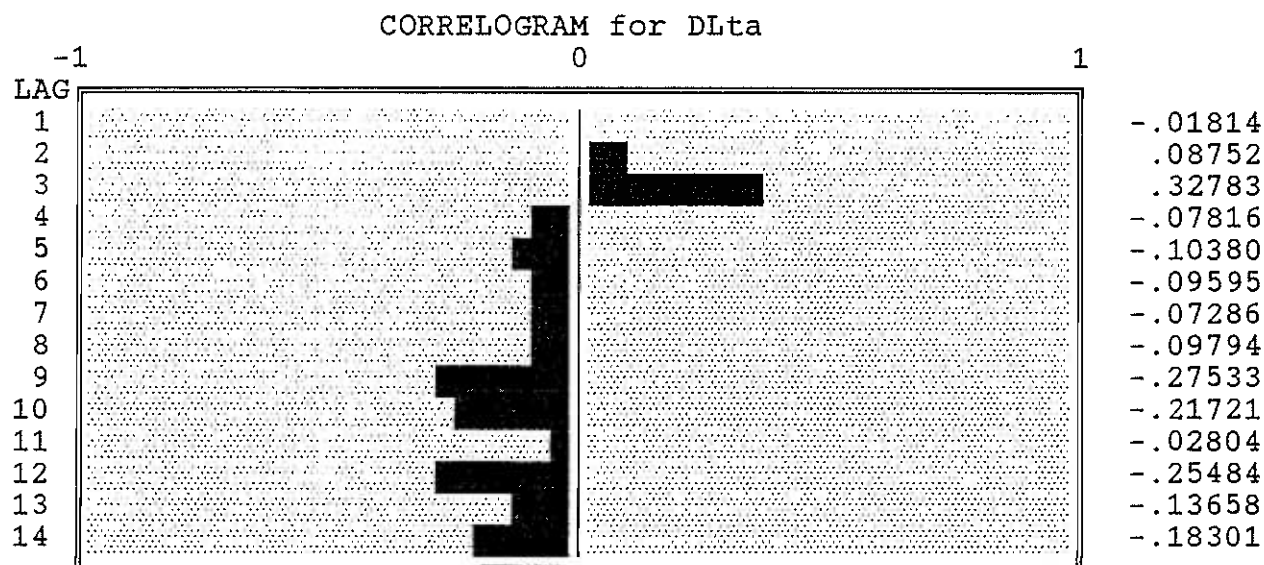
DLTA er optegnet i figur 11.

Figur 11



DF = -4.70 og ADF = -1.48

LTA er sådan lige integreret af 1. orden. Se videre nedenfor.



AUTOREGRESSION FOR DLta: 33 OBSERVATIONS 6 LAGS FROM 1 TO 6

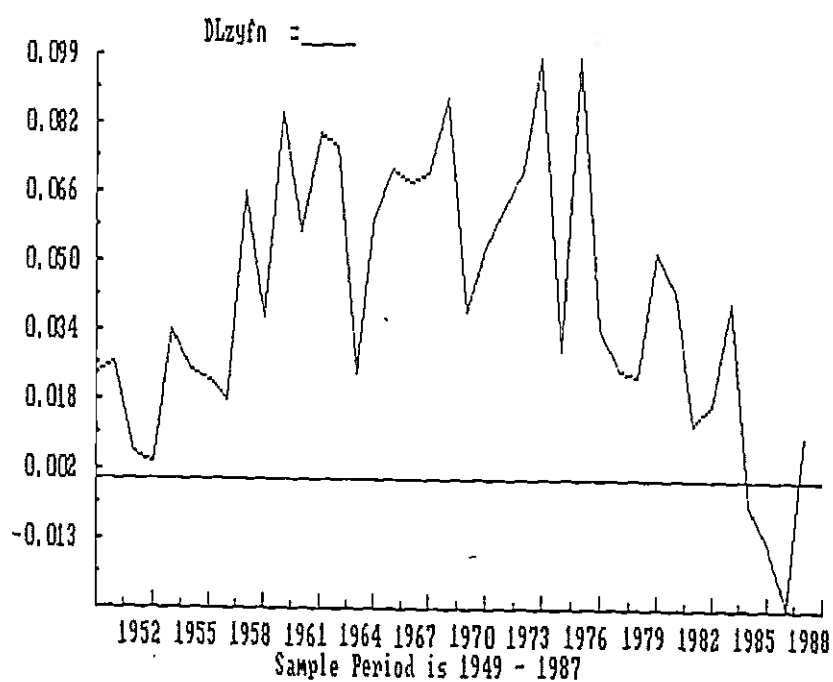
LAG	1	2	3	4	5	6	
COEFF.	-.1546	.1554	.5037	-.0389	-.2748	-.3308	.18267
STD ERR	.1884	.2007	.2055	.1950	.2039	.2108	.07707

RSS = 1.905544     $\sigma$  = .27072     $R^2$  = .2287    F = 1.28

#### B4.12 Dynamik for produktiviteten - ZYFN

Gennemgangen afsluttes med ZYFN. DLZYFN er optegnet i figur 12.

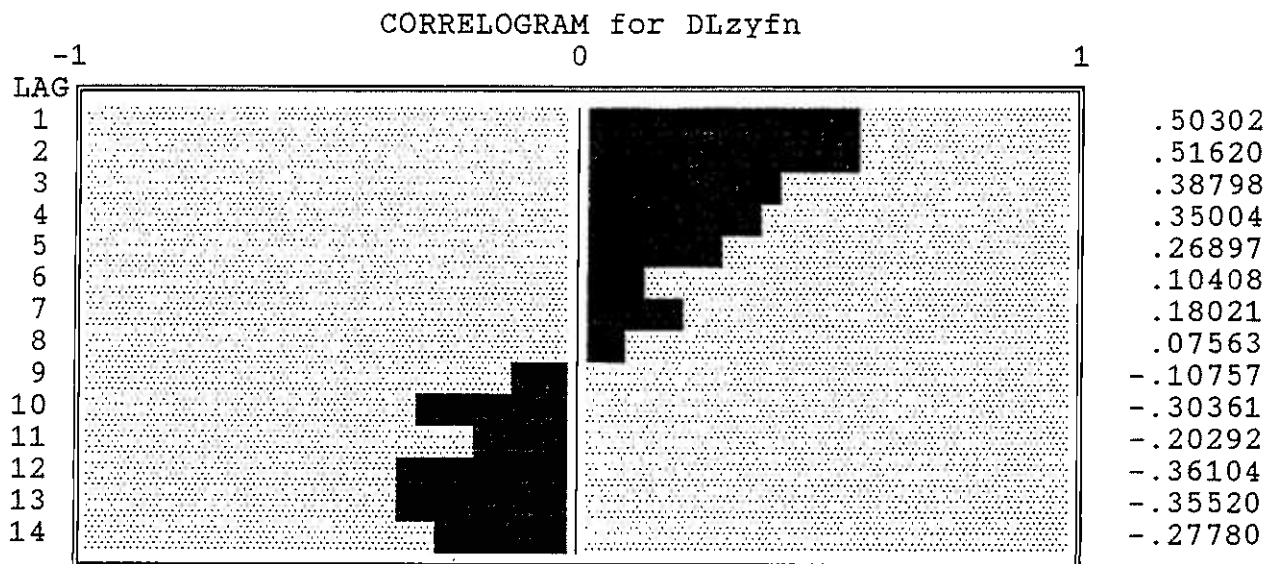
Figur 12



DLZYFN fluktuerer en del. Dickey-Fuller testet viser knapt integration af 1. orden.

DF = -1.89 og ADF = -.80

Correlogram og autorepressiv proces herunder:



AUTOREGRESSION FOR DLzyfn: 33 OBSERVATIONS 6 LAGS FROM 1 TO 6

LAG	1	2	3	4	5	6	CONST
COEFF.	.2538	.3613	.1525	.1812	.0087	-.1908	.00919
STD ERR	.1939	.2080	.2211	.2182	.2157	.2134	.01381

RSS = .021089     $\sigma$  = .02848     $R^2$  = .3597    F = 2.43

## Bilag 5

### Litteratur, der er henvisninger til i teksten

Andersen, Torben M. (1986): "Fagforeninger, lønudvikling og arbejdsløshed" i "Nationaløkonomisk Tidsskrift" nr. 3 1986

Andersen, Torben M. & Risager, Ole (1988): "Wage Formation in Denmark" i memo nr. 1988-10 fra Økonomisk Institut, Århus Universitet

Chan-Lee, James H. & Coe, David t. & Prywes, Menahem (1987): "Microeconomic Changes and Macroeconomic Wage Disinflation in the 1980's" i "OECD Economic Studien" nr. 8

Coe, David T. (1985): "Nominal Wages, the NAIRU and Wage Flexibility" i "OECD Economic Studies" nr. 5

Hall, S.G. (1986): "An application of the Granger & Engle Two-step Estimation procedure to United Kingdom Aggregate Wage Data" i "Oxford Bulletin of Economics and Statistics" 48,3

Hansen, E. Damsgård & Kjærsgaard, Kaj & Rosted, Jørgen (1988): "Dansk økonomisk politik, teorier og erfaringer" i "Nyt Nordisk Forlag"

Hoel, Michael & Nymoen, Ragnar (1986): "Wage Formation in Norwegian Manufacturing. An Emperical Application of a Theoretical Bargaining Model" i "Norges Bank: Arbeidsnotat" nr. 5 (1986)

Vejledning til opdateringssystemet vedrørende de indirekte  
skatter

1. Indledning

Denne vejledning til opdateringsstystemet vedrørende de indirekte skatter er udarbejdet marts-maj 1988.

Vejledningen skulle gøre det enklere at overskue opdateringssystemet, og således gøre opdateringen lettere og mere fejlfri. Vejledningen er således primært tænkt anvendt af "opdatereren" og har visse steder karakter af en "kogebog". Enkelte dele har dog almen interesse i forbindelse med det generelle opdateringssystem, jf. EH 28.03.88 s. 4-5.

Afgiftssystemet i modellen er kort beskrevet i et selvstændigt afsnit i oversigtsnotaterne om ADAM. Ældre papirer om afgiftssystemet er samlet i Rapport fra Modelgruppen nr. 4, kapitel 6.

## 2. Indsamling af datamateriale

### A) Endelige år

For endelige år er den primære kilde i-o tabellen (indlagt i SIMBK.). Dog skal indhentes følgende supplerende materiale:

#### Fra 5. kontor<sup>1</sup>

S.E., Tabel 6, "Den offentlige sektors finanser 19xx-19yy, specifikation af subsidierne 19xx-19yy"

S & A, Tabel 2.8, "Den samlede beskatning 19xx-19yy fordelt på de enkelte skatter og afgifter samt efter modtagende sektor og skatteart"

#### Fra 6. kontor

Nyt fra Danmarks Statistik, Tabel 2 & 3, "Nationalregnskab 19xx"

Nye subsidietal fra Esben Dahlgaard. (For endelige år anvender NR en anden opdeling af vare- og ikke-varetilknyttede subsidier end 5. kontor). Det drejer sig primært om SIQS og til kontrol SIPSU samt SIPLAND (S.E., tabel 6, 1.1.4))

Data vedrørende opdeling af afgifter på bygge- og anlægsinvesteringer på ADAM-grupper indhentes fra Søren Larsen:

- 1) "Beregning af nybyggeri 19xx", årets priser
- 2) "Beregning af ikke-refunderet moms, gebyrer og subsidier ved B & A", tabel GI
- 3) "Fordeling af ejendomsmæglere (006410), advokater (008310) og stempelafgifter på de fire byggearter"

---

<sup>1</sup> 5. kontors tal bruges for endelige år ved en "stor revision" kun som kontrol.

Fordelingen på art af SIQ<sup>2</sup>

B) Foreløbige år

Fra 5. kontor

S.E., Tabel 6, "Den offentlige sektors finanser 19xx-19yy, specifikation af subsidierne 19xx-19yy"

S & A, Tabel 2.8, "Den samlede beskatning 19xx-19yy fordelt på de enkelte skatter og afgifter samt efter modtagende sektor og skatteart"

Fra 6. kontor

Nyt fra Danmarks Statistik, Tabel 2 & 3, "Nationalregnskab 19xx"

Fra PUD

Variablen SIQOTO (skønnes ud fra subsidietabellen, jf. ovenfor A, 5. kt.)

Fra love vedrørende afgiftsændringer

Merprovenuene og disses fordeling ved lovindgreb, hvor virkningen først slår fuldt igennem efter sidste foreløbige år. Overslag over de provenumæssige konsekvenser af lovindgreb findes i bemærkningerne til lovforslagene

(Bemærk at ved diskrepans mellem 5. og 6. kontors data, fx som følge af forskelligt sluttidspunkt for dataindsamlingen, anvendes data fra 6. kontor, givende evt. videre datakorrektionsbehov)

---

<sup>2</sup> Ved "almindelige endelige år" indhentes denne ikke, idet nok fås opsplitningen af SIQ principielt ved en særlig kørsel på i-o materialet, men denne foretages kun ved en "stor" revision.



### 3. Datakonstruktion og indhulning

#### A) Endelige år

##### 1) Konstruktion af endelige HOVEDTAL

Konstruktionen af en del af tallene for endelige år til HOVEDTAL kan ske i regnearket HOVEDEND.fw2. Det drejer sig om de under b) og c) nævnte variabler, jf. nedenfor.

De endelige hovedtal indtastes i elementet HOVEDTAL, under sampele svarende til året.

- a) SIG, SIM, SIP, SIR, SIQ og SIQOTO ligger i SIMBK fra i-o tabellen (check det, mange decimaler!). Disse skal således kun konstrueres til kontrol og skal ikke indlægges. Kontrollen kan foretages i et regneark svarende til HOVEDFOR.fw2. Det checkes, at SIR svarer til værdi fra 5. kontor<sup>3</sup>.
- b) SIQU, SIQ EJ, SIQV og SIQR1<sup>4</sup> fra 5. kontor<sup>5</sup> samt SIQS, SIAF, SISU og SI<sup>6</sup> fra 6. kontor konstrueres svarende til de foreløbige hovedtal, blot anvendes nu i-o tabellens tal for SIG, SIM, SIP, SIR, SIQ og SIQOTO. (Det bemærkes, at SIQS ikke må hentes fra 5. kontors data, men fra 6. kontor (Esben Dahlggaard), idet 6. kontor omflytter et subsidiebeløb fra vare- til ikke-varetilknyttet indirekte skat.)

---

<sup>3</sup> Det må overvejes at overflytte indhulningen af SIR fra "i-o indhulleren" til opdateringen af de indirekte skatter, idet det da samtidig må sikres, at SIRB og SIRIM genereres i opdateringssystemet for de indirekte skatter.

<sup>4</sup> SIQR1 har tidligere været afledt således:  $SIQR1 = SIQ - (SIQS + SIQU + SIQ EJ + SIQV)$ , hvilket sikrede at der ikke opstod "decimalfejl" i afstemningen. For at fastholde SIQR1's ikke-afledte karakter, indhules den nu direkte fra tabellen.

<sup>5</sup> Denne opdeling af SIQ foretages kun ved "almindelige" endelige år.

<sup>6</sup> Opdateringen af SI kunne ske i afgiftssystemet, fx som følgende sum:  $SIG + SIM + SIP + SIR + SIQ$ , hvorefter SIAF - SISU kunne anvendes som kontrol

c) Endvidere beregnes i regnearket:

$$\text{SIPSU} = \text{SISU} - \text{SIQS}$$

$$\text{SIPAF} = \text{SIP} - \text{SIPSU}$$

$$\text{SIQSK} = \text{SIQS} - \text{SIQQT0}$$

d) For endelige år behandles afgifterne investeringer separat:

Fra NR fås fra i-o systemet (indlagt i SIMBK)

SIGIB, SIGIM, SIPIB, SIPIM og SIRIM

Herefter skal opstilles følgende variabler:

SIGIOB, SIGIPB, SIGIH, SIPIOB, SIPIPB og SIPIH beregnes ud fra Søren Larsens materiale (ad kopier, dokumenteres senere!).

SIGIOM, SIGIPM, SIPIOM og SIPIPM

beregnes som følger:

$\text{SIPIOM} = 0,012871 * \text{SIP5322}$  (SIP5322 er lig pkt. 6.3.22 (5.3.22) i tabel 2.8)

$$\text{SIPIPM} = \text{SIPIM} - \text{SIPIOM}$$

$$\text{SIGIOM} = (\text{IOM} * \text{TG}) / (1 + \text{TG})$$

$$\text{SIGIPM} = \text{SIGIM} - \text{SIGIOM}$$

SIRIPM

beregnes som følger:

$$\text{SIRIPM} = \text{SIRIM} \text{ (SIRIM ligger i SIMBK}^1\text{)}$$

## 2) Konstruktion af (endelige) SUBSIDIE-tal.

Her indlægges kun SIQS, som nemmest placeres i HOVEDTAL.

## 3) Konstruktion af øvrige (endelige) tal til ART/SIP-SIR

Indlægges ikke for endelige år.

---

<sup>1</sup> Se fodnote 3

## B) Foreløbige år

### 1) Konstruktion af (foreløbige) HOVEDTAL

Konstruktion finder sted via regnearksopstilling, program HOVEDFOR.fw2. Følgende forhold giver særlig anledning til opmærksomhed:

a) Problemer med numeriske værdi af checksummer (CKSUM1, CKSUM2, CKSUM3, CKSUM4)  $> 1$  kan skyldes forskellig afslutning af dataindsamling i 5. og 6. kontor. Hvis dette er tilfældet anvendes 6. kontors data.

b) Problemer med  $|CKSUM2| < 1$  eller  $|CKSUM3| < 1$  skyldes afrundingsfejl. Disse korrigeres via FEJLKOR2 eller FEJLKOR3, således at alle checksummer er lig 0.

Ændring i FEJLKOR2, medfører ændring i SIQR1, hvilket betyder, at ændrede SIQR1 indtastes i HOVEDTAL.

Ændring i FEJLKOR3 sker i SIPAF som indtastes i HOVEDTAL. Ændring i SIPAF henføres videre til SIP54, hvilket må huskes ved indtastning af afgifter i ART/SIP-SIR, se pkt. 3.B.3.a.

### 2) Konstruktion af (foreløbige) SUBSIDIE-tal

Konstruktionen sker i regnearksfilen SUBSFOR.fw2, hvor KONTROLSUM skal være lig SIPSU. Når subsidietallene stemmer, kan disse indtastes i ART/SIP-SIR.

### 3) Konstruktion af øvrige (foreløbige) tal til ART/SIP-SIR.

Data indtastes fra tabel 2.8 direkte i elementet ART/SIP-SIR efter de intuitive numre på variabler, dog undtagen SIP54, jf. nedenfor:

a) Hvis FEJLKOR3 i HOVEDFOR.fw2 er forskellig fra 0 tillægges FEJLKOR3 i rodebunken "SIP54". Dette sker for at sikre "sumkonsistens". SIP54 er herefter defineret således:

$$SIP54 = 6.4 - 6.43 + FEJLKOR3$$

Konstruktion af tal til FREM/KORT

De provenumæssige konsekvenser af lovindgreb indlægges i FREM/KORT, idet provenuerne fordeles på afgiftsarter på lignende måde som i ART/SIP-SIR.

Bemærk at merafgiftsprovenuerne som indlægges i FREM/KORT for alle år er i forhold til sidste foreløbige år.

enkeltligningsresidualerne ved, at de modelgenererede række-  
summer (her produktionsværdier og import) ikke stemmer. For  
erhvervet  $X_e$ , hvis produktionsværdi er eksogen, kan fejlen ses  
i den endogene i-o koefficient  $a_{ee3}$ , og for importen af  $M6m$   
forsvinder fejlen i de estimerede importkvoters residualer.

Fejlene kan også spores i de øvrige rækkesummer, for  
hvilke der efter nulstillingen er leverancer til de berørte  
anvendelser.

Nulstillingen af de 3 "nye" celler er indført således:

	Ce	Cg	Cb	Cv
$X_e$	$+X_e C_g$	0		
$X_{ng}$	$-X_e C_g - X_{ne} C_g$	$+X_e C_g + X_{ne} C_g$		
$X_{ne}$	$+X_{ne} C_g$	0		
$M6m$			0	$+M6m C_b$
$M7q$			$+M6m C_b$	$-M6m C_b$

Den sidste lille ændring gælder værdien af cellen  $X_e X_{ne}$ . Den  
havde før følgende udseende:

$$\begin{aligned} \text{GENR FENE} = & \text{FEEXNE} + \text{FEEXAA} + \text{FEEXNF} + \text{FEEXNN} + \text{FEEXNB} + \\ & \text{FEEXNM} + \text{FEEXNK} + \text{FEEXNQ} + \text{FEEXBB} + \text{FEEXQH} + \\ & \text{FEEXQS} + \text{FEEXQT} + \text{FEEXQF} + \text{FEEXQF} + \text{FEEXQQ} + \\ & \text{FEEXHH} + \text{FEEXOO} \end{aligned}$$

Ved en fejl indgår  $\text{FEEXQF}$  to gange, medens  $\text{FEEXNT}$  mangler.  
Ordren er nu ændret til

$$\begin{aligned} \text{GENR FENE} = & \text{FEEXNE} + \text{FEEXAA} + \text{FEEXNF} + \text{FEEXNN} + \text{FEEXNB} + \\ & \text{FEEXNM} + \text{FEEXNK} + \text{FEEXNQ} + \text{FEEXBB} + \text{FEEXQH} + \\ & \text{FEEXQS} + \text{FEEXQT} + \text{FEEXQF} + \text{FEEXNT} + \text{FEEXQQ} + \\ & \text{FEEXHH} + \text{FEEXOO} \end{aligned}$$

Ved disse ændringer er princippet om at nulstillingen skal ske indenfor en delmatrice bevaret. Det er dog i strid med de rettelser nationalregnskabet ville have gennemført for rækken med leverancer fra Xe-erhvervet, idet de små, nye naturgasleverancer til forbrug retteligen burde være leverancer til Xng-erhvervet. F.eks. ville en NR-nulstilling af leverancen XeCg se således ud:

	Xng	Cg
Xe	+XeCg	0
Xng	-XeCg	+XeCg

Men det ville, udover at være et brud med principperne i den øvrige nulstilling, kræve større ændringer i programmerne, der kontrollerer nulstillingen.

De nævnte ændringer er indført i elementerne NULOPDAT/F80 og -/L80 i opdateringsfilen ADAMIO. Derimod er bankerne med leverancer og koefficienter ikke blevet ændret hverken for 1983 eller 1984, da fejlene er meget små (under 10 mio. kr.). Tilbage står iøvrigt stadig spørgsmålet, om det er smart at indføre en RAS-nulstilling. Den er meget robust overfor fremkomsten af nye celler.

## EFTERSYN AF IMPORTRELATIONERNE

Udgangspunktet for de forsøg, der skal redegøres for her, er de nuværende 7 stokastiske importrelationer i ADAM. Formålet er i første omgang at undersøge om inddragelse af et udtryk for kapacitetsudnyttelsen i de importkonkurrerende erhverv kan forbedre forklaringen af den historiske importudvikling. Dernæst om de data, der er kommet til siden ligningerne blev estimeret på data fra 1963 til 1980, ændrer disse markant. Endelig skal det undersøges, om det er rimeligt at indlægge en tidstrend i importen.

I denne omgang er det altså ikke forsøgt at ændre på antallet af endogene importkvoter eller på definitionerne af de importkonkurrerende erhverv.

### 1 KAPACITETSMÅL

Til dannelsen af et mål for kapaciteten i de importkonkurrerende erhverv er anvendt en meget primitiv metode, som forudsætter proportionalitet mellem kapitalapparatets størrelse og den potentielle produktion. Som mål for kapitalapparatets størrelse har jeg brugt Lars Ottos og Morten Binders kapitaltal dokumenteret i MB+LO 16.6 1987. Proportionalitetsfaktoren er ikke forudsat konstant over tiden, men er fastsat ved en af to "peak to peak" metoder, der begge forudsætter, at kapacitetsudnyttelsen er fuld i de år, hvor K/Y-forholdet (kapitalkvoten) er i bund.

Den ene metode består i for hvert konkurrerende erhverv at

\*) for fMz6m er der i den nuværende version af ADAM intet prisled og derfor ikke defineret noget konkurrerende erhverv. Her er blot forløbigt brugt erhvervet nm.

## 2 ESTIMATIONER

a) Den nuværende specifications stabilitet

Den nuværende specification er estimeret på data dækkende perioden 1963 til 1980 med følgende specification

$$fMz = fM1 * ((fM1/fM1e)**a1) * ((pxm(-1/4)/pxm(-5/4))**a2) \quad (1)$$

fMz er den endogene del af importkomponenten fM (resten bestemmes direkte ved eksogene i-o koefficienter), fM1 er den efterspørgselsbestemte import ved sidste års importkvoter (i-o koefficienter), fM1e er den forventede ditto baseret på en fortsættelse af trenden i anvendelserne fra de sidste 3 år, og pxm er de relative priser. Flere detaljer i notat 19 og 23. Ledet fM1/fM1e er et konjunkturled, der tænkes at fange bl.a. en midlertidig kapacitetseffekt. Specificationen er en ændringsspecification og sikrer at importkvoterne er konstante i steady state. Dette kan ses ved at tage logaritmer på begge sider og flytte rundt:

$$\ln(fMz) - \ln(fM1) = a1 * (\ln(fM1) - \ln(fM1e)) + a2 * (\ln(px(-1/4)) - \ln(px(-5/4)))$$

Da de endogene importkvoter bestemmes som  $am\langle j \rangle = am\langle j \rangle(-1) * (fMz/fM1)$ , hvor j er anvendelser med endogen importkvote for den givne importvaregruppe, fås

$$\ln(am\langle j \rangle) - \ln(am\langle j \rangle(-1)) = a1 * (\ln(fM1) - \ln(fM1e)) + a2 * (\ln(px(-1/4)) - \ln(px(-5/4)))$$

der sikrer konstante importkvoter i steady state.



gengive estimationer med værdien 1,01. I tabel 2 er resultaterne opstillet. Hvor et led mangler, er der tale om forkert men insignifikant fortegn ved fri estimation.

$$fMz = (1+a3)*fM1*((fM1/fM1e)**a1) * ((pxm(-1/4)/pxm(-5/4))**a2) \quad (4)$$

Virksomheden af indførelsen af en sådan trend er stort set ens for (1), (2) og (3), når der estimeres. I Tabel 3 er derfor kun estimationen af (1) - dvs.(4) - rapporteret. Indførelsen af trenden ændrer ikke nævneværdigt på de estimerede elasticiteter eller på den historiske beskrivelse, men synes at afhjælpe en smule af problemerne med autokorrelationen. Selve trenden er af varierende størrelse. Flere varer har en (lille) negativ trend, og kun for fMz5 og fMz8 er trenden signifikant. Den estimeres her til 2,1% og 2,9%, hvilket må siges at være meget for en kvote, selvom de fleste af kvoterne er meget små. Den største blandt disse kvoter er am5nk, den kemiske industris kemikalieimportkvote, som er 0,285 i 1986. Med en trend på 2,1% bliver denne kvote større end 1 i løbet af 60 år.

ten/udbuddet og investeringerne. Med de her brugte specifikationer (2) og (3) i modellen kan enten kapacitetsudnyttelsesgraden eller det potentielle output være eksogent. Eller man kan vælge et endogent kapitalapparat baseret på erhvervsspecifikke investeringerne og nogle afskrivninger samt en eksogen kapitalkvote . I de to sidste tilfælde kan man ved fremskrivninger nemt risikere kapacitetsudnyttelsesgrader større end 1, og det vil med specifikation (3) på grund af fortegnsskifte i relationen give en lille import. Stik imod det, der er meningen.

Den primitive "produktionsfunktion" bør erstattes af en egentlig produktionsfunktion f. eks. af årgangstypen, og kapacitetseffekten bør indgå på en mere konsistent måde end her forsøgt.

BILAG 1

KAPACITETSUDNYTTTELSESGRADER FOR ERHVERV a; nb; nf; nk; nm; nn; nq og nt.

1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984
0	0	0	857742	882730	903730	919788	964096	980001	986571	993689	990526	863316	876221	882217	834706	884890	986626	989614	0		
707502	806580	752503	719119	701200	749811	773685	871313	834319	846712	875224	738407	689174	831380	936438	999999	859392	750983	725411	738603	832227	
912773	955561	918256	936906	931602	953459	921622	930603	946703	959608	000000	988823	893356	898480	914798	975120	990289	971810	946530	924156	912408	
925200	980512	000000	932092	907581	897453	825818	881747	872215	846739	926899	938005	876596	997199	954904	917258	922332	876138	845299	885871	947173	988860
707102	724469	740768	686538	688896	721628	855977	855977	836890	888290	000002	922827	729073	754158	744663	741905	803399	815008	747418	780210	814500	896274
821024	821024	753611	781344	773549	830875	895035	933928	940928	876025	867225	934810	991378	966684	998191	898191	817694	796610	809794	814490	873101	
16324	1024	3611	1344	3549	0875	5035	3928	0928	6025	7225	4810	1378	6684	6633	191	694	6610	9794	4490	3101	
837292	855027	851492	823377	811686	844483	921150	955794	936043	000000	912360	82803	933210	866607	851625	884073	872971	846451	868283	873095	887038	
578170	666363	698309	712795	677589	706238	813539	701975	867624	955546	954366	990620	843055	680377	552971	515725	499715	590778	768781	928278	936065	1
1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984

Tabel 3 Trend Specifikation (4) 1963-1984

Importkomponent	a1	a2	a3	SE	R <sup>2</sup>	DW	vægt % 1980
fMz1	1,14 (1,9)	-1,33 (-3,0)	-0,012 (-0,6)	78	0,915	2,47	0,9
fMz2	0,64 (2,1)	-0,70 (-3,0)	-0,004 (-0,3)	330	0,778	2,28	4,3
fMz5	0,21 (1,5)	-0,69 (-3,2)	0,021 (4,0)	191	0,995	2,54	7,6
fMz6m	0,11 (0,4)	-	-0,004 (-0,3)	604	0,855	1,84	7,4
fMz6q	0,63 (4,1)	-1,20 (-2,5)	0,000 (0,0)	315	0,971	1,79	8,2
fMz7q	0,03 (0,2)	-0,73 (-2,4)	0,010 (1,1)	575	0,981	2,40	14,0
fMz8	0,39 (2,7)	-1,87 (-5,3)	0,029 (3,6)	245	0,984	1,57	6,3
vejet snit	0,29	-0,85	0,009	402			48,7

t-værdier i parentes

Tabel 1 Den nuværende specifications stabilitet

Importkomponent	a1	a2	SE	R <sup>2</sup>	DW	chow	vægt % 1980
1963-1980							
FMz1	1,11 (1,7)	-1,38 (-3,3)	77	0,897	2,49		0,9
FMz2	0,45 (1,3)	-0,79 (-3,0)	341	0,791	2,31		4,3
FMz5	0,04 (0,2)	-0,93 (-3,5)	226	0,989	1,59		7,6
FMz6m	0,67 (3,8)	-	295	0,953	2,05		7,4
FMz6q	0,68 (3,9)	-1,26 (-3,0)	325	0,971	1,68		8,2
FMz7q	0,11 (0,6)	-0,90 (-2,7)	632	0,973	2,12		14,0
FMz8	0,48 (2,1)	-2,22 (-4,5)	306	0,974	0,63		6,3
vejlet snit	0,38	-1,00					48,7
1963-1984							
FMz1	1,12 (1,9)	-1,20 (-3,1)	77	0,913	2,51	1,05	0,9
FMz2	0,65 (2,1)	-0,68 (-3,0)	322	0,776	2,28	0,47	4,3
FMz5	0,22 (1,2)	-0,78 (-2,7)	253	0,990	1,35	2,25	7,6
FMz6m	0,11 (0,4)	-	591	0,855	1,85	16,85*	7,4
FMz6q	0,63 (4,2)	-1,20 (-3,1)	307	0,971	1,79	0,46	8,2
FMz7q	0,03 (0,3)	-0,85 (-2,8)	577	0,980	2,18	0,17	14,0
FMz8	0,40 (2,2)	-1,93 (-4,2)	311	0,974	0,89	1,18	6,3
vejlet snit	0,30	-0,90	417				48,7

t-værdier i parentes

Thomas Chr. Jensen  
Danmarks Statistik  
Sejrøgade 11  
2100 København Ø

29th February 1988

Project LINK, New York,

March 7-9, 1988

Forecast summary: DENMARK

(Not for publication)

The Danish economy reached a turning point in 1987. Having shown a growth rate of about 3½% in 1986, GDP fell by about 1% in 1987. The reasons for this are both internal and external. Private consumption fell by 1½% and private capital formation by 6½%, whereas public consumption and public capital formation rose by 1% and 3½% respectively. All together this means that final domestic demand decreased in 1987 by some 3½% in real terms. The very weak growth in exports, that showed up in 1986, continued in 1987 and caused, along with falling domestic demand, the fall in GDP and a fall in imports by 5½% as opposed to a rise in 1986 by 6½%.

At this point it should be mentioned that national accounts figures for the year just passed are not available at this time as they usually have been. We will therefore not attempt any break-down on industrial sectors nor on components of foreign trade and private consumption for 1987. It may be noted, though, that agricultural production have gone down in 1987 by 3-4% due to a bad harvest, and that production of crude oil and gas continued to grow by some 25%.

Real private consumption fell by 1½% in 1987 despite a rise in real private disposable income by 2½%. This is mainly caused by the tightening of the credit conditions for households introduced in the fall of 1986 and the value of housing stock falling due to increasing interest rates and the general decline of the economy.

Employment rose in 1987 by some 35,000 persons which is identical to the rise in the labour force, leaving unemployment

unchanged at the level of 220,000 persons corresponding to an unemployment rate of 7.7%. The rise in employment combined with an unchanged GDP at factor prices, accounts for the fall in overall productivity by some 1½%.

The hourly wage rate in manufacturing increased by some 9% in 1987 partly as a result of the wage settlement negotiation in march 1987 and partly because of the reduction in working hours by the end of 1986, from an earlier settlement. This is well over the European average and exceeds the increases of the last few years of about 5%.

This increment seems only to have affected prices partly in 1987. The GDP deflator rose by 6% as opposed to 5% in 1986 while export prices rose by 1½% as opposed to the fall by 6% in 1986. Import prices fell in 1987 by some 2% in Danish currency, and the resulting improvement in the terms of trade is mainly due to the appreciation of the Danish Krone caused by the policy of a fixed Krone within the EMS.

The development of the foreign trade in real terms as stated above has, together with the improved terms of trade, brought about a big improvement in the balance of trade and thereby in the balance of current transactions. The latter has improved from -34.5 bill. kr. in 1986 (current prices) to -16.1 bill. kr. in 1987 i.e. from 5.2% to 2.3% of GDP.

To sum up, 1987 has exhibited unchanged unemployment and improved balance of current transactions but at the expense of declining private consumption and capital formation.

The general tendency of the forecast for the Danish economy is a continued decline for 1988 succeeded by a gradual raising from 1989 and on. Looking back this is brought about, though, by somewhat optimistic assumptions on low wage rate increases, a falling propensity to consume and a high growth rate for exports.

The growth in exports is assumed to take place although the international growth is expected to fall and in spite of the steep climb in wage rates in 1987. The most important reason for this is the newly implemented reorganization of the employers' social security contributions from being related to employment to being related to the VAT base. In this manner taxes are cut



for exporting firms and raised for importing firms, giving way for an improved Danish competitiveness.

At the same time this means that wage costs are reduced relative to the costs of other production factors. This is the explanation of the very small increase in wage costs in 1988.

The fall in housing investment predicted for this year is due partly to the tightening of the terms of credit as mentioned above and partly to the modified access to deduct interest payments from taxable income. The effect of this is expected, though, to peter out in a year or so.

Business investment is also predicted to decline for the following two years because of the weak demand on the one hand and large investments in the two previous years on the other.

Along with a very moderate growth in government consumption all this brings along a further fall in final domestic demand this year succeeded by a weak rise. This pattern is mirrored in the course of imports and employment. By virtue of an increasing labour force this creates a continuously climbing unemployment.

However, the second main problem of the Danish economy - the balance of payments deficit - is simultaneously forecasted to be reduced as a consequence of the above described course of imports and exports and of the interest rates, which are anticipated to be falling.

Thus the Danish problem of economic disequilibrium continues to exist.

Table 1 Gross domestic product (DENMARK)

	Percent change								
	1987	1988	1989	1990					
Private consumption .....	374.3	-1.4	-0.9	1.4	1.2	4.0	2.1	1.5	1.4
Government consumption .....	175.1	1.1	0.4	0.5	0.2	8.2	5.9	4.1	3.2
Gross fixed capital formation ....	132.2	-5.3	-7.8	-4.1	2.8	2.8	1.6	1.7	1.5
- residential .....	31.9	-7.1	-10.6	3.7	7.7	4.7	2.6	1.4	1.0
- private non residential .....	85.4	-6.4	-8.9	-8.8	0.1	2.1	1.0	1.4	1.5
- Government .....	14.9	3.5	4.5	6.5	6.5	3.2	2.6	1.8	1.3
Change in stocks (% of GDP) .....	-1.5	-0.5	-0.2	0.0	0.6				
Domestic final demand .....	680.0	-3.4	-1.6	0.3	1.8	5.3	2.8	2.2	1.7
Exports of goods and services ....	217.4	0.8	1.9	2.5	4.4	1.4	0.3	1.1	1.4
Imports of goods and services ....	197.5	-5.6	-1.8	1.9	3.0	-2.2	1.1	1.4	2.9
Gross domestic product .....	700.0	-1.2	-0.3	0.6	2.4	6.1	2.3	2.1	1.2
Net exports of goods and services ....		19.9	26.1	27.6	29.1				
Balance of payments, current account .		-16.0	-10.1	-10.9	-8.7				

----- Bill. D.kr. -----

Table 2 Employment and wage cost (DENMARK)

	1987	1988	1989	1990
(thousands)				
Total labor force .....	2839	2858	2876	2894
percent change .....	1.2	0.7	0.6	0.6
Total employment .....	2620	2578	2559	2568
percent change .....	1.3	-1.6	-0.8	0.4
Government .....	784	791	795	799
percent change .....	3.0	1.0	0.5	0.5
Employees, private sectors .....	1514	1469	1449	1457
percent change .....	1.0	-3.0	-1.4	0.6
Total unemployment .....	219	279	316	325
Unemployment rate .....	7.7	9.8	11.0	11.2
(D.kr.)				
Hourly wage cost, manuf. ....	97.9	99.8	103.8	108.4
percent change .....	9.8	2.0	4.0	4.4

RETTELSER TIL DEN FINANSIELLE SEKTORMODEL

I forbindelse med omskrivningen af FINDAN til årsmodel (jvf. TCJ 9.0987) er der opstået nogle fejl, som først og fremmest vedrører data. Disse fejl beskrives og rettes i det efterfølgende. Datafejlene er delvist rettet ved datarevisionen i oktober d.å., men et par mindre afledte justeringer i selve modellen må vente til den næste modelversion. De fleste fejl er opstået, ved at årsdata er dannet direkte fra kvartalsdata ved gennemsnit eller lign., hvor de retteligt burde være dannet fra en årsligning og de nye årsdata.

Det gælder for det første korrektionsfaktorerne kwabz og kwflkg, der blev beregnet som gennemsnit af de tilsvarende kvartalsvariabler. Det medfører, at identiteterne, hvori de optræder, ikke stemmer i årsversionen. I den nye databank, "databank 1", er de dannet residualt udfra disse identiteter:

$$Wabz = Tffpnw * kwabz + Wabz(-1)$$

$$Wflkg = Wflkg(-1) + (Wflg - Wflg(-1)) \\ + (ewdm / ewdm(-1) - 1) * kwflkg * Wflkg(-1)$$

Den samme fejl er begået ved beregningen af iwdme, som retteligt bør have værdierne dannet fra årsligningen

$$iwdme = iwdm + ((ewdme / ewdm) - 1). \quad (a)$$

ringe, hvilket bla. viser sig ved, at residualerne kun har eet fortegnsskift.

Da iwaze indgår i ligningen for Wbbz, pengeinstitutternes obligationsspørgsel, burde også konstantledet i denne ligning reestimeres, men som for Wpm og Wblp må det vente til næste modelversion, og derfor er data genereret af de to ovenstående ligninger i første omgang kun forsøgt indlagt i databanken for årene 1984 til 1986 ("databank 1"). Afledt af denne ændring ændres variabelen iwazex tilsvarende, idet iwazex er lig iwaze i databanken.

De nye konstantled (som altså ikke er indlagt i modellen) er estimeret til følgende værdier (1975-1983) på grundlag af "databank 2", der indeholder de 6 reviderede serier for alle år:

	Wpm	Wblp	Wbbz
fra kvartalsmodel	101,686	95,951	-34,6857
i årsmodellen nu	102,695	97,080	-33,8452
SE på restledet	1305	1159	2289
nyestimeret	102,636	97,097	-36,7288
SE på restledet	1297	1175	5550

Kun i Wbbz-ligningen giver ændringen af data sig udslag. Ændringen er på ca. 6% af gennemsnittet af Wbbz, og må det skyldes den meget ringe ligning for iwaze ovenfor. Standardafvigelsen for Wbbz mere end fordobles i forhold til det første reestimerede konstantled. Disse ændringer giver sig udslag i sektormodellens historiske beskrivelse:

efterspørgselskomponenter Wpbnz og Wbbz tilfældigvis ophæver hinanden.

Da det er estimationsligningen for iwbze, der synes at være skurken, og da de oprindeligt dannede værdier for iwbze på årsniveau gav en lille standardafvigelse i reestimationen af Wbbz-ligningen, er det måske en ide at bevare de oprindelige iwbze-værdier (og dermed det gamle konstantledi Wbbz-ligningen). Et yderligere argument for dette er det måske, at iwbze indgår for Wbbz gennem ledet (iwbz-iwbze), der kan fortolkes som et mål for den forventede kursgevinst ved at holde obligationer:

$$\begin{aligned} Wbbz = & (-33.8452 + 192.277*(iwbz-iwnz+4*(iwbz-iwbze)))* \\ & pytr*1000 + 0.840956*Wlik - 0.482175*(Wblp+Wbll) \end{aligned}$$

Da ligningen ikke (umiddelbart) er dynamisk, er den ikke (bortset fra konstantledet) ændret ved omskrivningen til årsmode, og derfor opstår der måske problemer ved at erstatte iwbze med den forventede rente et helt år frem. Det bør nok have konsekvenser for vægtningen af ledet (iwbz-iwbze). I modsætning til de øvrige variabler i årsmodellen kan iwbze og iwbzex altså næppe fortolkes som årsvariabler.

Selvom det så er lidt inkonsekvent, bør ewdme derimod stadig være den forventede D-markkurs et helt år frem, fordi ligningen for den kursjusterede tyske rente iwdme (ligning (a) ovenfor) klart kræver kursforventninger et år frem. Nedenfor er resultatet af den historiske beskrivelse efter en sådan ændring i data for iwbze beskrevet.

således kun ewdme og iwdme frem til 1983.

De ændringer, der nu foretages i forhold til banken svarende til søjle (1), drejer sig således om kwabz og kwflkg alle år samt ewdme og iwdme 1984-1986.

Hvad angår modellens multiplikatoregenskaber, betyder disse ændringer, som man kunne forvente, stort set ingenting.

Databilag

Data prof. TCO 9/9 87

	IWBZE	IWBZEX	EWDME	IWDME	KWABZ	KWFLKG
1973	.1457	.1457	254.16	.9330	5.021	.000
1974	.1646	.1646	237.83	.1287	.949	.000
1975	.1303	.1303	235.71	.0784	.980	49.914
1976	.1578	.1578	243.36	.0918	1.017	-.933
1977	.1684	.1684	263.91	.1165	.988	-.099
1978	.1750	.1750	277.15	.0687	.821	-2.249
1979	.1732	.1732	291.56	.1194	.729	.869
1980	.1891	.1891	312.94	.1191	.748	3.120
1981	.1921	.1921	318.60	.1597	.903	3.219
1982	.2027	.2027	348.02	.1401	.974	1.063
1983	.1379	.1379	360.63	.0814	1.074	5.977
1984	.1421	.1421	365.27	.0709	.980	-26.181
1985	.1140	.1140	361.78	.0713	1.024	-17.898
1986	.1095	.1095	375.81	.0781	1.186	-1.569

"Databank 1"

"Databank 1" med NARF iwbze; om sammene fra brokoll-ARMA-begning

	IWBZE	IWBZEX	EWDME	IWDME	KWABZ	KWFLKG
1973	.1457	.1457	254.16	.9330	1.013	1.440
1974	.1646	.1646	237.83	.1287	.950	.871
1975	.1303	.1303	235.71	.0784	.980	7.467
1976	.1578	.1578	243.36	.0918	1.016	-3.397
1977	.1684	.1684	263.91	.1165	.986	-.220
1978	.1750	.1750	277.15	.0687	.822	-.840
1979	.1732	.1732	291.56	.1194	.735	1.764
1980	.1891	.1891	312.94	.1191	.755	1.001
1981	.1921	.1921	318.60	.1597	.898	9.948
1982	.2027	.2027	348.02	.1401	.974	1.092
1983	.1379	.1379	360.63	.0814	1.054	3.743
1984	.1421	.1421	373.94	.0843	1.001	4.920
1985	.1140	.1140	369.68	.0798	.997	9.861
1986	.1095	.1095	382.99	.0735	.926	-1.823



Thomas Chr. Jensen  
Danmarks Statistik  
Sejrøgade 11  
2100 københavn Ø

27. oktober 1987  
(rev. 17. marts 1988)

PRIS- OG INDKOMSTELASTICITETER  
ESTIMERET TIL ADAMs EKSPORTFUNKTIONER

1 INDLEDNING

Efter at et projekt med at estimere eksportrelationer på grundlag af de meget detaljerede importdata fra OECD nu er lagt til side på grund af det store dataarbejde, det ville kræve, har jeg arbejdet med at estimere relationer på basis af mere lettilgængelige og mere aggregerede data.

Udgangspunktet er den vareindeling, som anvendes i Danmarks Statistiks makroøkonomiske model, ADAM, og stammer for en stor dels vedkommende fra ADAMs databank, ADAMBK, men suppleret med anden, trykt statistik. I modsætning til det gamle projekt, der alene omfattede Armington-modellen, har jeg afprøvet flere forskellige (ad hoc) specifikationer. Kun relationer for eksporten i faste priser er blevet afprøvet; bestemmelsen af eksportpriserne har det ikke været forsøgt at ændre, så grundlæggende er sammenhængen (som i ADAM nu), at producenterne (eksportørerne) fastsætter prisen, og eksportmængderne derefter bestemmes af efterspørgslen.

2 DATA

I ADAMBK findes tal for eksport og import i løbende og faste priser for årene 1960 og frem, men for årene 1960 til 1965 er prisindeks og dermed fastprisstørrelserne bestemt

mere summarisk end for resten af perioden, hvor tallene stammer fra nationalregnskabets I-O tabeller.

I mangel af bedre er det her forsøgt at anvende importprisindeksene som proxy for verdensmarkedsprisen på de 11 eksportvaregrupper, der optræder i ADAM. Prisindeks på ADAMs vareopdelingsniveau er ikke umiddelbart tilgængelige fra de internationale statistikker. Da det indenfor de 11 varegrupper ofte er forskellige varer, der importeres og eksporteres, har vi her en alvorlig fejlkilde, der altid optræder, når der arbejdes på et så aggregeret niveau som her. Andvendelsen af importpriserne kan dog tænkes også at skabe en systematisk fejl, hvis de udenlandske eksportører tager hensyn til indenlandske forhold - især de indenlandske priser på tilsvarende varer - når de fastsætter deres priser på varer, der sælges til Danmark. I så fald fås for små udsving i forholdet mellem eksportpriser og importpriser, hvilket ved estimation vil give overdrevent store priselasticiteter.

Til dannelse af et mål for aktiviteten i Danmarks vigtigste samhandelslande er brugt dels importindeks i faste priser, dels BNP-tal i faste priser alle stammende fra OECD (National Accounts 1960-1985) samt danske tal for eksportens fordeling på forskellige aftagerlande. Aktivitetsindeksene er enten baseret på Danmarks 5 største aftagerlande Norge, Sverige, Vesttyskland, Storbritanien og USA eller på hele OECD. Der er foretaget forsøg med ialt 5 forskellige aktivitetsindeks, konstrueret som følger.

$$fxf\langle i \rangle_t = \sum_1 v(1,i) * fX_t(1),$$

$$v(1,i) = fE(1980)(1,i) / \sum_1 fE(1980)(1,i).$$

$$fxf1_t = \sum_1 v_t(1) * fX_t(1)$$

$$v_t(1) = fE_t(1) / \sum_1 fE_t(1).$$

$$fxfg_t = \sum_1 vv(1) * fX_t(1)$$

$$vv(1) = \sum_t (fE_t(1) / \sum_1 fE_t(1)) / T.$$

$$fMf_t = \sum_1 vv(1) * fM_t(1).$$

$$fMf1_t = fM(OECD)_t.$$

1 er et indeks for de 5 lande, og i indeks for de 9 egentlige varer (excl. Et og Es). T er antallet af observationer her 26.  $fX(1)$  og  $fM(1)$  er OECD-indeks for land 1's BNP og import i faste priser, alle lig 1 i 1980. Data til vægtene er fra udenrigshandelsstatistikken:  $fE_t(1,i)$  er eksporten af vare i til land 1 i år t, og  $fE(1)$  er den samlede eksport til land 1 i år t. De tre første aktivitetsindeks er altså BNP-mål, de to sidste handelsindeks. Alle indeks er lig 100 i 1980.

De 11 varegrupper er defineret som følger:

i=0	Næringsmidler	SITC 0
i=1	Drikkevarer og tobak	SITC 1
i=2	Råvarer	SITC 2+4
i=3	Energi	SITC 3
i=5	Kemikalier	SITC 5
i=6	Bearbejdede varer	SITC 6
i=7y	Skibe, fly mv.	del af SITC 7
i=7q	Maskiner	resten af SITC 7
i=8	Andre færdigvarer	SITC 8+9
i=s	Tjenester	
i=t	Turistindtægter	

For prisernes vedkommende findes  $pm3$ ,  $pm6$  og  $pm7q$  ikke i ADAMBK, de er konstrueret således:

$$pm3 = (M3k + M3r + M3q) / (fM3k + fM3r + fM3q)$$

$$pm6 = (M6m + M6q) / (fM6m + fM6q)$$

$$pm7q = (M7b + M7q) / (fM7b + fM7q)$$

fordi importen af disse 3 eksportvaregrupper er opdelt i ADAM. Det skal understreges, at priserne for skibe og fly mv.,  $pm7y$  og  $pe7y$ , på grund af enhedsproblemer er behæftet

med meget stor usikkerhed. Det er her alligevel forsøgt at estimere en relation også for fE7y.

### 3 ESTIMATIONER

I første omgang er der estimeret på følgende log-lineære specifikation

$$\ln fE_{i} = a_1 + a_2 \ln(p_{e_{i}}/p_{m_{i}}) + a_3 \ln(AKT), \quad (1)$$

hvor  $i=0,1,2,3,5,6,7y,7q,8,s,t$ . AKT er de 5 forskellige aktivitetsindeks beskrevet ovenfor. Denne specifikation ligner Armingtonmodellen, hvor alle andre lande end Danmark er slået sammen til eet land. Når AKT er et handelsindeks, er der med denne specifikation mulighed for ændringer i markedsandele, der ikke skyldes ændringer i den relative pris, fordi  $a_3$  kan være forskellig fra 1. Når AKT er et BNP-indeks forventer vi på grund af den øgede internationale arbejdsdeling en estimeret  $a_3$  på noget over 1. Ikke fordi den marginale indkomstelasticitet er væsentligt over en, men fordi  $a_3$  fanger det forhold, at udenrigshandelen er steget væsentligt stærkere end indkomsten globalt set.

Ovenstående specifikation (1) tager ikke hensyn til den tid, det tager, fra prisen (og evt. aktiviteten) ændrer sig, til det giver sig udslag i eksporten, og som ventet giver alle estimationer af (1) med forskellige aktivitetsvariable en kraftig 1. ordens autokorrelation. Durbin-Watson teststørrelsen ligger overalt mellem 0,3 og 1,3 ved estimationsperioden 1960 til 1983. I tabel 1 gengives et uvejnet gennemsnit af priselasticiteten,  $a_2$ , aktivitetselasticiteten,  $a_3$ , Durbin-Watson teststørrelsen og standardafvigelsen, SE.

TABEL 1 Estimationer af model (1) 1960-1983.  
 \*\*\*\*\* Uvejjet gennemsnit over de 11 varegrupper.

AKT	a2 (pris) s	a3 (AKT)	D-W	SE
fMf	-0,24 2	0,99	0,92	0,133
fMf1	-0,29 2	1,27	0,71	0,134
fXf<i>	-0,24 3	2,09	0,76	0,126
fXfg	-0,24 4	2,17	0,75	0,128
fXf1	-0,23 2	2,24	0,76	0,129

s er antal signifikante, negative priselasticiter på 5% niveau (t-test).

Det skal tilføjes, at der i alle tilfælde estimeres en stor positiv priselasticitet for varegrupperne 3 og s. De øvrige priselasticiteter har en lidt mere rimelig størrelse fra 0,0 til -1,6. Det er tydeligt - også når man betragter de enkelte varegrupper - at det er underordnet, hvorvidt man anvender fXf<i>, fXfg eller fXf1, og da fXfg er den enkleste at beregne, vil kun fMf, fMf1 og fXfg blive brugt i det følgende.

Bortset fra autokorrelation, plages estimationerne af utroværdigt lave priselasticiteter. Samtidig er der for en del af varerne store negative residualer i årene 1974-1975 til 1978-1979. Tilføjes en dummy for disse år, fås en væsentlig højere værdi for D-W teststørrelserne, meget mindre SE, men samtidig sænkes priselasticiteterne (numerisk).

Da vi antager, at tilpasningen af eksporten sker over et antal år (ca. 2-4), og at priserne har betydning for i det mindste nogle af varegrupperne, forsøger vi i stedet med lag. I første omgang et ordinært koyck-lag:

$$\ln(fE<i>) = a1 + a2 \cdot \ln(pe<i>/pm<i>) + a3 \cdot AKT \quad (2)$$

$$+ a4 \cdot \ln(fE<i>(-1))$$

TABEL 2 Estimationer med koyck-lag (2) 1961-1983.  
 \*\*\*\*\* Uvejjet gennemsnit over de 11 varegrupper.

AKT:	fMf	s	fMf1	s	fXfg	s
a1 (konst)	1,55		1,34		-0,06	
a2 (pris)	-0,21	2	-0,20	2	-0,24	2
a3 (AKT)	0,23	3	0,29	3	0,67	5
a4	0,70	11	0,69	10	0,67	11
a2/(1-a4)	-0,84		-0,81		-0,87	
a3/(1-a4)	0,76		0,87		1,83	
SE	0,090		0,091		0,090	
LM AK 1-3	5,9	3	6,0	3	5,5	3

a2/(1-a4) og a3/(1-a4) er langtidskoefficienterne for pris hhv. aktivitet. LM AK 1-3 er LM-teststørrelserne for et test af om restledene er autokorrelerede af op til 3. orden. Den er asymptotisk  $\text{CHI}^2$  fordelt med 3 frihedsgrader. På 5% niveau er grænsen her 7,81.

For flertallet af varegrupperne får vi nu bugt med autokorrelationen, men for 7y, 8 og s er der stadig autokorrelation af op til 3. orden. Ligesom der estimeres en positiv priselasticitet for 3, 5 og s uanset aktivitetsvariabel. Generelt er priselasticiteterne meget små. Størst er de for E7y og E7q (ca. -2 på langt sigt). Alt i alt synes fXfg at klare sig en smule bedre end de 2 handelsmål; den giver størst priselasticitet og flest signifikante koefficienter. De 2 handelsmål giver næsten ens resultater og vi fortsætter derfor uden fMf1, der er den mest indviklede at beregne af de to.

Da data til og med 1965 er af en anden kvalitet end de øvrige, forsøger vi at afkorte estimationsperioden til 1966-1983 (1967-1983 med koyck-lag).

TABEL 3 Estimationer med koyck-lag (2) 1967-1983.

\*\*\*\*\* Uvejjet gennemsnit over de 11 varegrupper.

AKT:	fMf	s	fXfg	s
a1 (konst)	2,53		0,54	
a2 (pris)	-0,57	4	-0,58	3
a3 (AKT)	0,35	5	0,81	6
a4	0,60	9	0,63	9
a2/(1-a4)	-1,17		-1,22	
a3/(1-a4)	0,87		1,88	
SE	0,080		0,081	
LM AK 1-2		3		3
LM AK 1-3		5		6

Resultatet er en betydelig større priselasticitet, en lidt lavere standardafvigelse, en lidt hurtigere tilpasning, men en større hyppighed af autokorrelation. En koefficient til den laggede endogene (a4) på omkring 0,6 som her implicerer, at ca. 80% af tilpasningen er tilendebragt efter 3 år. For de enkelte varegrupper fås følgende langtidspriselasticiteter.

TABEL 4 Langtidspriselasticiteter,  $a_2/(1-a_4)$ ,  
 \*\*\*\*\* med koyck-lag (2). 1967-1983.

	AKT:	fMf	t	fXfg	t	vægt 1980
fE0		-1,58	(-1,6) AK	-1,28	(-1,7) AK	0,237
fE1		-1,28	(-1,1)	-1,45	(-1,3)	0,008
fE2		-2,18	(-2,1)	-2,05	(-2,1)	0,059
fE3		1,46	(1,4) AK	1,58	(1,5) AK	0,032
fE5		1,53	(1,3)	1,11	(1,4)	0,059
fE6		0,06	(0,0)	-0,92	(-0,4)	0,101
fE7y		-2,35	(-1,1)	-2,48	(-1,1)	0,016
fE7q		-2,61	(-2,0)	-2,21	(-1,5)	0,174
fE8		-4,01	(-2,6)	-3,84	(-2,8)	0,101
fEs		0,05	(0,4) AK	0,04	(0,3) AK	0,145
fEt		-1,81	(-2,6)	-1,85	(-2,6)	0,068
uvejet snit		-1,17		-1,22		
vejjet snit		-1,40		-1,35		1
vejjet snit						
pos. el. =0		-1,53		-1,47		1

AK angiver, at der er autokorrelation i restledene af 1.-2. orden. Testes der for autokorrelation af 1.-3. orden, lokaliseres den også i relationerne for fE1 og fE7y samt for fE6 med AKT = fMf. t-værdierne er for de tilsvarende korttidselasticiteter  $a_2$ , og de er gennemgående små. Vægtene er andele af dansk eksport i 1980. Sidste række er den vejede priselasticitet, efter at alle positive elasticiteter er sat til nul.

Der er 2 varegrupper, for hvilke priselasticiteterne er både store og positive, og det er fE3 og fE5, energi og kemikalier. For fE3s vedkommende skyldes det nok, at energi ikke lever op til vores antagelser om prisfastsættende udbydere og pristagende efterspørgere. Energivarer er som regel meget homogene varer, for hvilke der findes en veldefineret verdensmarkedspris, som de danske eksportører må tage for given. De er pristagere, og derfor er det, vi estimerer en blanding af udbuds- og efterspørgselsfunktionen. Det må i parentes bemærkes, at dette dog ikke giver sig udslag i at



prisforholdet konstant er tæt på en.

For fE5, kemikalier, er det sværere at forklare den positive priselasticitet. Gert Aage Nielsen får for denne varegruppe i sin licientatafhandling ved Københavns Universitet "Empirisk analyse af dansk eksport" 1984 en gennemsnitlig langsigtselasticitet på -1,19 (estimationsperiode 1961-1980).

#### ANDRE TILPASNINGSMEKANISMER

Det har også været forsøgt at indføre lag i form fordelt lag på højresidevariablerne  $\ln(p_{e<i>}/p_{m<i>})$  og AKT hver for sig og sammen. Resultaterne var kun ganske små forøgelse af D-W teststørrelserne i forhold til modellen uden lag. Langtidspriselasticiteterne blev naturligvis hævet noget, men ikke som med koyck-lagget.

Også et "delvist" koyck-lag har været forsøgt:

$$\ln fE_{<i>}</i> = a_1 + a_2 \ln(p_{e<i>}/p_{m<i>}) + a_3 \ln(AKT) \quad (3) \\ + a_4 (\ln fE_{<i>}</i>(-1) - a_3 \ln(AKT(-1)))$$

Denne formulering sikrer, at ændringer i AKT slår igennem uden forsinkelse, mens ændringer i de relative priser virker over nogle år ligesom i et almindeligt koyck-lag. Resultaterne er nedslående. Kun for E2 og E8, der i forvejen med koyck-lag giver nogle af de pæneste estimationer, får vi gode resultater. For mange af de øvrige varegrupper fås estimater for  $a_4$  meget tæt på 1, hvilket implicerer en meget lang tilpasningstid og for nogle varer også ekstreme langtidspriselasticiteter ned til -27 samt for enkelte varer negative koefficienter til AKT. Resultaterne for E2 og E8 er følgende.

TABEL 5 Delvist koyck-lag (3) 1967-1983. E2 og E8.

\*\*\*\*\*

AKT:	fXfg		fMf	
	E2	E8	E2	E8
a1 (konst)	-1,49 (-1,6)	1,76 (2,2)	1,22 (1,7)	4,61 (3,3)
a2 (pris)	-1,038 (-3,3)	-2,756 (-3,2)	-1,043 (-3,5)	-3,090 (-3,5)
a3 (AKT)	3,008 (3,0)	1,480 (5,5)	1,121 (4,9)	0,646 (4,7)
a4	0,698 (5,2)	0,305 (1,3)	0,635 (5,8)	0,276 (1,1)
a2/(1-a4)	-3,44	-3,97	-2,86	-4,27
SE	0,065	0,045	0,061	0,047
LM AK 1-3	1,9	4,6	10,9	2,0

Grænsen for LM-testet er som før på 5% niveau 7,81. Med E2 og fMf er der overraskende en stor autokorrelation. Bortset herfra er der tale om små forbedringer i forhold til det almindelige koyck-lag (Tabel 4).

#### ANDRE SPECIFIKATIONER

Andre specifikationer end den log-lineære har også været forsøgt estimeret, bla. relative ændringer, estimation i utransformeret niveau og Cochrane-Orcutt.

De relative ændringer giver konstantled, som fanger tidstrenden, og som følge heraf fås lave koefficienter til AKT, nogle endog negative. Tiden og alle udtryk for AKT er kraftigt korrelerede, hvilket må give højst usikre estimater for konstantledet og koefficienten til AKT. Cochrane-Orcutt giver meget små priselastisiteter, og den utransformerede form giver stort set samme resultater som den log-lineære, der dog har den fordel, at elasticiteterne kan aflæses umiddelbart.

I et par udenlandske modeller er brugt en type af specifikationer, der indebærer en uendelig stor langtidspriselasticitet i kraft af, at eksport og aktivitet men ikke priser indgår som ændringer (D):

$$DfE_{i} = a_1 + a_2 \cdot DAKT + a_3 \cdot (p_{e_{i}} / p_{f_{i}})$$

hvor  $p_f$  er den udenlandske pris. Denne specifikation har ikke været afprøvet fordi den synes mest forenelig med modeller, hvor eksportpriserne eksplicit tilpasser sig verdensmarkedsprisen rimeligt hurtigt. I modsat fald kan man forestille sig eksplosive resultater af stød i modellen.

#### ANDRE VARIABLE

Det har endvidere i det små været forsøgt at indrage andre tal end de ovenfor nævnte. Det drejer sig dels om at indføre mål for udbudseffekter (i form af profitmargin, data fra ADAMBK), dels om andre prisdata nemlig enedsværdiindeks fra udenrigshandelsstatistikken. Resultaterne er ikke værd af gengive her: det vrimler med forkerte fortegn.

#### STABILITET

Parameterstabiliteten for model (2) 1967-1983 er blevet undersøgt ved hjælp af chow-test. De 2 estimationsperioder, der er blevet sammenlignet er 1967-1978 og 1967-1985, der altså indeholder to forløbige observationer. teststørrelsen er  $F(7,8)$ -fordelt, og grænsen på 5%-niveau er her 3,50. Teststørrelserne er som følger.

TABEL 6 Chow-test af parameterstabilitet.  
 \*\*\*\*\* Model (2) 1967-1978 vrs. 1967-1985.

AKT:	fMf	fXfg
fE0	0,18	0,22
fE1	0,39	0,43
fE2	4,43 *	3,59 *
fE3	4,70 *	4,64 *
fE5	1,19	1,92
fE6	3,28	3,24
fE7y	1,46	1,54
fE7q	0,99	0,63
fE8	2,54	2,35
fEs	12,53 *	10,30 *
fEt	1,95	4,33 *

Bortset fra de varegrupper, der i forvejen giver dårlige resultater (fE3 og fEs), er det kun fE2 og fEt med fXfg, der synes ustabile; og ikke i foruroligende grad.

#### FLERE ESTIMATIONER

Da AKT som nævnt er stærkt korreleret med tiden, er det for anskuelighedens skyld forsøgt, at erstatte AKT med TID, der er lig årstallet. Resultatet er nedslående i den forstand, at standardafvigelse og hyppighed af autokorrelation er præcis lige så lave som med fMf og fXfg. Nedenfor er gengivet et uvejnet gennemsnit:

TABEL 7 Model (2) 1967-1983. AKT = TID.

\*\*\*\*\* Uvejte gennemsnit over de 11 varegrupper.

a2 (pris)	-0,38
a3 (TID)	0,022
a4	0,542
a2/(1-a4)	-0,99
SE	0,081
LM AK 1-3	4 signifikante på 5% niveau

Den eneste forskel i forhold til de "rigtige" aktivitetsvariabler er de lave priselasticiteter. Det understreger svagheden ved aktivitetsmålene. Det eneste der åbenbart har fælles med eksporten, er trenden.

De varegrupper, der giver positive priselasticiteter er forsøgt estimeret uden pris (priselasticiteten tvunget til nul). Det gælder dog ikke fE3, energi, der nok ikke afhænger af den internationale aktivitet, men snarere af produktionen.

Der er estimeret følgende ligninger uden prisvariable:

TABEL 8 Model (2) 1967-1983. fE5 og fEs med a2=0.

\*\*\*\*\*

AKT:	fMf		fXfg	
	fE5	fEs	fE5	fEs
a1 (konst)	0,73	9,99	-1,69	3,77
a2 (pris)	-	-	-	-
a3 (AKT)	0,39	0,63	1,03	1,32
a4	0,72	-	0,66	-
a3/(1-a4)	1,40	0,63	3,06	1,32
SE	0,061	0,038	0,061	0,046
LM AK 1-3	4,0	6,0	2,8	7,0
Chow-test	1,47	20,82	2,27	12,45

For fEs er også a4 sat lig nul, fordi denne ved fri estimation bliver negativ. 5% grænsen for LM-testet er som før

7,81. Relationerne er altså ikke plaget af autokorrelation. Chow-testet er ligesom ovenfor baseret på estimationer på perioden 1967-1978 udvidet til 1985. 5% grænsen er her 3,29 for fE5 og 3,14 for fEs. For fEs har vi således stadig en meget ustabil relation.

#### OPSUMMERING

Vi ender med 9 stokastiske relationer, hvoraf 1 (fE5) er uden priselasticitet, og to (fE2 og fE8) har et "delvist" koycklag. Resten har et almindeligt koyck-lag. De 2 sidste grupper fE3 og fEs kan således ikke bestemmes endogent og har dermed en priselasticitet på nul.

Med denne kombination fås altså følgende langtidspriselasticiteter:

TABEL 9 Langtidspriselasticiteter

\*\*\*\*\*

	model	fMf	fXfg	vægt 1980
fE0	(2)	-1,58	-1,28	0,237
fE1	(2)	-1,28	-1,45	0,008
fE2	(3)	-2,86	-3,44	0,059
fE3	eksogen	0	0	0,032
fE5	(2, a2=0)	0	0	0,059
fE6	(2)	0,06	-0,92	0,101
fE7y	(2)	-2,35	-2,48	0,016
fE7q	(2)	-2,61	-2,21	0,174
fE8	(3)	-4,27	-3,97	0,101
fEs	eksogen	0	0	0,145
fEt	(2)	-1,81	-1,85	0,068
vejet snit		-1,59	-1,56	1,000
vej. snit SITC 5-9		-2,03	-2,04	0,451

De detaljerede estimationsresultater er gengivet i bilag 1 og 2.

Hvorvidt aktivitetsmålet er et produktions- eller et handelsindeks synes at være underordnet. Dog giver fMf stadig en positiv priselasticitet for fE6. De 9 relationer med AKT = fXfg rammer de sidste 5 år 1981 til 1985 således:

TABEL 10 Historisk beskrivelse 1981-1985 (1984 og 1985 er \*\*\*\*\* fremskrevne) AKT = fXfg. Afvigelser i logaritmer:  $(\ln fE_{i>}(obs) - \ln fE_{i>}(gen)) * 100$ .

	model	1981	1982	1983		1984	1985
fE0	(2)	0,26	0,23	0,03	:	4,98	-0,06
fE1	(2)	3,56	4,52	4,42	:	3,14	-2,05
fE2	(3)	7,14	3,63	-3,25	:	-12,86	-0,74
fE5	(2, a2=0)	3,41	4,43	5,44	:	1,79	-2,80
fE6	(2)	1,27	-3,41	8,88	:	3,50	-10,84
fE7y	(2)	38,66	-13,80	31,87	:	-60,87	-22,59
fE7q	(2)	2,12	1,46	-1,61	:	-1,53	1,66
fE8	(3)	0,81	-0,71	1,30	:	14,51	18,48
fEt	(2)	4,95	0,46	-3,31	:	0,43	-5,43

Her er det især fE8, der foruroliger ved at køre af sporet, netop hvor estimationsperioden slutter. Bortset herfra er det kun fE7y, der har en forudsigelsesfejl på over 2 gange standardafvigelsen (i 1984).

I disse ligninger er der altså autokorrelation af 1.-2. orden for fE0 og af 1.-3. orden for fE1, fE6 og fE7y.

Stort set de samme tal fås, når fXfg erstattes af fMf. Omfanget af autokorrelationen er som for fXfg bortset fra, at den er væk for fE6.

I kraft af den store ustabilitet og de dårlige prisdata for fE7y er det måske ikke nogen dårlig ide, at bruge den estimerede priselasticitet fra fE7q til fE7y, således som det har været gjort med Gert Aage Nielsens elasticiteter.

#### AFSLUTNING

På trods af de problemer, der er forbundet med at estimere på aggregerede data og med brugen af importpriserne for

verdensmarkedspriserne, er der estimeret nogle rimeligt stabile relationer, men der er tydeligt problemer med ligningernes dynamiske specifikation og også med priselasticiteterenes fortegn og signifikans. Disse problemer hænger muligvis sammen med, at modellen, der forudsætter fuldstændig elastisk udbud og pristagende efterspørgere, ikke stemmer med virkeligheden for ret mange varegrupper.

Det kan iøvrigt med nogen ret hævdes, at priselasticiteten for fEO er utroværdigt stor (numerisk) i lyset af, at landbrugets priser delvist er institutionelt fastsatte, og ligningerne for fEO plages da også af en kraftig autokorrelation - et tegn på fejlspecifikation.

Gennemsnitligt er elasticiteterne dog af en rimelig størrelse og tilpasningstiderne er ligeledes troværdige. Priselasticiteternes størrelse er ganske vidst fundet ved at fjerne de 6 første observationer, men med et godt argument: data fra 1960 til 1965 er af en ringere kvalitet end resten. Det kan måske også tænkes, at elasticiteten har ændret sig lidt i løbet af perioden. Modsat må det erkendes, at omfanget af autokorrelation er mindre, når alle observationer medtages.

Det forhold, at priselasticiteterne er lidt større end fx. Gert Aage Nielsens, kan, som det tidligere er antydnet, skyldes brugen af importpriserne for verdensmarkedspriserne. Nils-Henrik Mørch von Der Fehr har i MODAG-rapporten 87/23 "prisdannelse på importvarer" forsøgt at estimere sammenhængen mellem importpriserne og hjemmemarkedspriserne, og mener, at hjemmemarkedsprisen betyder næsten lige så meget som de udenlandske producenters omkostninger ved bestemmelsen af importpriserne i Norge. Det taler for, at de her estimerede priselasticiteter er for store.

I forbindelse med behovet for egentlige verdensmarkedsprisindeks er der siden disse estimationer blev foretaget offentliggjort nogle landespecifikke prisindeks på årsniveau for udenrigshandelen for alle FN-lande fordelt på de 4 hovedgrupper SITC 0-1, SITC 2+4, SITC 3 og SITC 5-9. Disse tal er det planen at indrage i eksportestimationerne i den nærmeste fremtid. Tallen er produceret af UNCTAD, men det vides ikke, om tallene fortløbende vil blive ajourført.



## EKSPORTESTIMATIONER

### 1 INDLEDNING

Da projektet med at estimere eksportrelationer på grundlag af de meget detaljerede data fra OECD-båndene nu er lagt til side (CKN+KSA 4.2.87 og CKN 15.6.87), har jeg arbejdet lidt med at estimere relationer på basis af mere lettilgængelige og mere aggregerede data.

Udgangspunktet er den vareindeling, som anvendes i ADAM, og data stammer for en stor dels vedkommende fra ADAMBK, men suppleret med anden, trykt statistik. I modsætning til det gamle projekt, der alene omfattede Armington-modellen, har jeg afprøvet flere forskellige (ad hoc) specifikationer. Kun relationer for eksporten i faste priser er blevet afprøvet; bestemmelsen af eksportpriserne har det ikke været forsøgt at ændre, så grundlæggende er sammenhængen (som i ADAM nu), at producenterne (eksportørerne) fastsætter prisen, og eksportmængderne derefter bestemmes af efterspørgslen.

### 2 DATA

I ADAMBK findes tal for eksport og import i løbende og faste priser for årene 1960 og frem, men for årene 1960 til 1965 er prisindeks og dermed fastprisstørrelserne bestemt mere summarisk end for resten af perioden, hvor tallene stammer fra I-O tabellerne.

I mangel af bedre er det her forsøgt at anvende importprisindeksene som proxy for verdensmarkedsprisen på de 11 eksportvaregrupper, der optræder i ADAM. Prisindeks på ADAMs vareopdelingsniveau er ikke umiddelbart tilgængelige fra de internationale statistikker. Da det indenfor de 11 varegrupper ofte er forskellige varer, der importeres og eksporteres, har vi her en alvorlig fejlkilde, der dog altid optræder, når der arbejdes på et så aggregeret niveau som her.

Til dannelselse af et mål for aktiviteten i Danmarks vigtigste samhandelslande er brugt dels importindeks i faste priser, dels BNP-tal i faste priser alle stammende fra OECD (National Accounts 1960-1985) samt danske tal for eksportens fordeling på forskellige aftagerlande. Aktivitetsindeksene er enten baseret på Danmarks 5 største aftagerlande Norge, Sverige, Vesttyskland, Storbritanien og USA eller på hele OECD. Der er foretaget forsøg med ialt 5 forskellige aktivitetsindeks, konstrueret som følger.

$$fXf\langle i \rangle_t = \sum_1 v(1,i) * fX_t(1),$$

$$v(1,i) = fE(1980)(1,i) / \sum_1 fE(1980)(1,i).$$

$$fXf1_t = \sum_1 v_t(1) * fX_t(1)$$

$$v_t(1) = fE_t(1) / \sum_1 fE_t(1).$$

$$fXfg_t = \sum_1 vv(1) * fX_t(1)$$

$$vv(1) = \sum_t (fE_t(1) / \sum_1 fE_t(1)) / T.$$

$$fMf_t = \sum_1 vv(1) * fM_t(1).$$

$$fMf1_t = fM(OECD)_t.$$

1 er et indeks for de 5 lande, og i indeks for de 9 egentlige varer (excl. Et og Es). T er antallet af observationer her 26. fX(1) og fM(1) er OECD-indeks for land 1's BNP og import i faste (1980)priser. Data til vægtene er fra udenrigshandelsstatistikken: fE<sub>t</sub>(1,i) er eksporten af vare i til

land 1 i år t, og  $fE(1)$  er den samlede eksport til land 1 i år t. De tre første aktivitetsindeks er altså BNP-mål, de to sidste handelsindeks. Alle indeks er lig 100 i 1980.

De 11 varegrupper er defineret som følger:

i=0	Næringsmidler	SITC 0
i=1	Drikkevarer og tobak	SITC 1
i=2	Råvarer	SITC 2+4
i=3	Energi	SITC 3
i=5	Kemikalier	SITC 5
i=6	Bearbejdede varer	SITC 6
i=7y	Skibe, fly mv.	del af SITC 7
i=7q	Maskiner	resten af SITC 7
i=8	Andre færdigvarer	SITC 8+9
i=s	Tjenester	
i=t	Turistindtægter	

For prisernes vedkommende findes  $pm3$ ,  $pm6$  og  $pm7q$  ikke i ADAMBK, de er konstrueret således:

$$pm3 = (M3k + M3r + M3q)/(fM3k + fM3r + fM3q)$$

$$pm6 = (M6m + M6q)/(fM6m + fM6q)$$

$$pm7q = (M7b + M7q)/(fM7b + fM7q)$$

fordi importen af disse 3 eksportvaregrupper er opdelt i ADAM. Det skal understreges, at priserne for skibe og fly mv.,  $pm7y$  og  $pe7y$ , på grund af enhedssproblemer er behæftet med meget stor usikkerhed. Det er her alligevel forsøgt at estimere en relation også for  $fE7y$ .

### 3 ESTIMATIONER

I første omgang er der estimeret på følgende log-lineære specifikation

$$\ln fE\langle i \rangle = a_1 + a_2 \ln(pe\langle i \rangle/pm\langle i \rangle) + a_3 \ln(AKT), \quad (1)$$

hvor  $i=0,1,2,3,5,6,7y,7q,8,s,t$ . AKT er de 5 forskellige aktivitetsindeks beskrevet ovenfor. Denne specifikation ligner Armingtonmodellen, hvor alle andre lande end Danmark er slået sammen til eet land. Når AKT er et handelsindeks, er der med denne specifikation mulighed for ændringer i markedsandele, der ikke skyldes ændringer i den relative pris, fordi  $a_3$  kan være forskellig fra 1. Når AKT er et BNP-indeks forventer vi på grund af den øgede internationale arbejdsdeling en estimeret  $a_3$  på noget over 1. Ikke fordi den marginale indkomstelasticitet er væsentligt over en, men fordi  $a_3$  fanger det forhold, at udenrigshandelen er steget væsentligt stærkere end indkomsten globalt set.

Ovenstående specifikation (1) tager ikke hensyn til den tid, det tager, fra prisen (og evt. aktiviteten) ændrer sig, til det giver sig udslag i eksporten, og som ventet giver alle estimationer af (1) med forskellige aktivitetsvariable en kraftig 1. ordens autokorrelation. Durbin-Watson teststørrelsen ligger overalt mellem 0,3 og 1,3 ved estimationsperioden 1960 til 1983. I tabel 1 gengives et uvejlet gennemsnit af priselasticiteten,  $a_2$ , aktivitetselasticiteten,  $a_3$ , Durbin-Watson teststørrelsen og standardafvigelsen, SE.

TABEL 1 Estimationer af model (1) 1960-1983.

\*\*\*\*\* Uvejlet gennemsnit over de 11 varegrupper.

AKT	$a_2$ (pris)	s	$a_3$ (AKT)	D-W	SE
fMf	-0,24	2	0,99	0,92	0,133
fMf1	-0,29	2	1,27	0,71	0,134
fXf<i>	-0,24	3	2,09	0,76	0,126
fXfg	-0,24	4	2,17	0,75	0,128
fXf1	-0,23	2	2,24	0,76	0,129

s er antal signifikante, negative priselasticiteter på 5% niveau (t-test).

Det skal tilføjes, at der i alle tilfælde estimeres en stor positiv priselasticitet for varegrupperne 3 og s. De øvrige priselasticiteter har en lidt mere rimelig størrelse

fra 0,0 til -1,6. Det er tydeligt - også når man betragter de enkelte varegrupper - at det er underordnet, hvorvidt man anvender  $fXf_{i>}$ ,  $fXfg$  eller  $fXf1$ , og da  $fXfg$  er den enkleste at beregne, vil kun  $fMf$ ,  $fMf1$  og  $fXfg$  blive brugt i det følgende.

Bortset fra autokorrelation, plages estimationerne af utroværdigt lave priselasticiteter. Samtidig er der for en del af varerne store negative residualer i årene 1974-1975 til 1978-1979. Tilføjes en dummy for disse år, fås en væsentlig højere værdi for D-W teststørrelserne, meget mindre SE, men samtidig sænkes priselasticiteterne (numerisk).

Da vi antager, at tilpasningen af eksporten sker over et antal år (ca. 2-4), og at priserne har betydning for i det mindste nogle af varegrupperne, forsøger vi i stedet med lag. I første omgang et ordinært koyck-lag:

$$\ln(fE_{i>}) = a1 + a2 \cdot \ln(pe_{i>}/pm_{i>}) + a3 \cdot AKT + a4 \cdot \ln(fE_{i>}(-1)) \quad (2)$$

TABEL 2 Estimationer med koyck-lag (2) 1961-1983.

\*\*\*\*\* Uvejset gennemsnit over de 11 varegrupper.

AKT:	fMf	s	fMf1	s	fXfg	s
a1 (konst)	1,55		1,34		-0,06	
a2 (pris)	-0,21	2	-0,20	2	-0,24	2
a3 (AKT)	0,23	3	0,29	3	0,67	5
a4	0,70	11	0,69	10	0,67	11
a2/(1-a4)	-0,84		-0,81		-0,87	
a3/(1-a4)	0,76		0,87		1,83	
SE	0,090		0,091		0,090	
LM AK 1-3	5,9	3	6,0	3	5,5	3

$a2/(1-a4)$  og  $a3/(1-a4)$  er langtidskoefficienterne for pris hhv. aktivitet. LM AK 1-3 er LM-teststørrelserne for et test af om restledene er autokorrelerede af op til 3. orden. Den er asymptotisk  $CHI^2$  fordelt med 3 frihedsgrader. På 5% niveau er grænsen her 7,81.

For flertallet af varegrupperne får vi nu bugt med autokorrelationen, men for 7y, 8 og s er der stadig autokorre-

lation af op til 3. orden. Ligesom der estimeres en positiv priselasticitet for 3, 5 og s uanset aktivitetsvariabel. Generelt er priselasticiteterne meget små. Størst er de for E7y og E7q (ca. -2 på langt sigt). Alt i alt synes fXfg at klare sig en smule bedre end de 2 handelsmål; den giver størst priselasticitet og flest signifikante koefficienter. De 2 handelsmål giver næsten ens resultater og vi fortsætter derfor uden fMf1, der er den mest indviklede at beregne af de to.

Da data til og med 1965 er af en anden kvalitet end de øvrige, forsøger vi at afkorte estimationsperioden til 1966-1983 (1967-1983 med koyck-lag).

TABEL 3 Estimationer med koyck-lag (2) 1967-1983.

\*\*\*\*\* Uvejset gennemsnit over de 11 varegrupper.

AKT:	fMf	s	fXfg	s
a1 (konst)	2,53		0,54	
a2 (pris)	-0,57	4	-0,58	3
a3 (AKT)	0,35	5	0,81	6
a4	0,60	9	0,63	9
a2/(1-a4)	-1,17		-1,22	
a3/(1-a4)	0,87		1,88	
SE	0,080		0,081	
LM AK 1-2		3		3
LM AK 1-3		5		6

Resultatet er en betydelig større priselasticitet, en lidt lavere standardafvigelse, en lidt hurtigere tilpasning, men en større hyppighed af autokorrelation. En koefficient til den laggede endogene (a4) på omkring 0,6 som her implicerer, at ca. 80% af tilpasningen er tilendebragt efter 3 år. For de enkelte varegrupper fås følgende langtidspriselasticiteter.

TABEL 4 Langtidspriselasticiteter,  $a_2/(1-a_4)$ ,  
 \*\*\*\*\* med koyck-lag (2). 1967-1983.

	AKT:	fMf	t	fXfg	t	vægt 1980
fE0		-1,58	(-1,6) AK	-1,28	(-1,7) AK	0,237
fE1		-1,28	(-1,1)	-1,45	(-1,3)	0,008
fE2		-2,18	(-2,1)	-2,05	(-2,1)	0,059
fE3		1,46	(1,4) AK	1,58	(1,5) AK	0,032
fE5		1,53	(1,3)	1,11	(1,4)	0,059
fE6		0,06	(0,0)	-0,92	(-0,4)	0,101
fE7y		-2,35	(-1,1)	-2,48	(-1,1)	0,016
fE7q		-2,61	(-2,0)	-2,21	(-1,5)	0,174
fE8		-4,01	(-2,6)	-3,84	(-2,8)	0,101
fEs		0,05	(0,4) AK	0,04	(0,3) AK	0,145
fEt		-1,81	(-2,6)	-1,85	(-2,6)	0,068
uvejet snit		-1,17		-1,22		
vejet snit		-1,40		-1,35		1
vejet snit						
pos. el. =0		-1,53		-1,47		1

AK angiver, at der er autokorrelation i restledene af 1.-2. orden. Testes der for autokorrelation af 1.-3. orden, lokaliseres den også i relationerne for fE1 og fE7y samt for fE6 med AKT = fMf. t-værdierne er for de tilsvarende korttidselasticiteter  $a_2$ , og de er gennemgående små. Vægtene er andele af dansk eksport i 1980. Sidste række er den vejede priselasticitet, efter at alle positive elasticiteter er sat til nul.

Der er 2 varegrupper, for hvilke priselasticiteterne er både store og positive, og det er fE3 og fE5, energi og kemikalier. For fE3s vedkommende skyldes det nok, at energi ikke lever op til vores antagelser om prisfastsættende udbydere og pristagende efterspørgere. Energivarer er som regel meget homogene varer, for hvilke der findes en veldefineret verdensmarkedspris, som de danske eksportører må tage for given. De er pristagere, og derfor er det, vi estimerer, en blanding af udbuds- og efterspørgselsfunktionen. Det må i parentes bemærkes, at dette dog ikke giver sig udslag i at

prisforholdet konstant er tæt på en.

For fE5, kemikalier, er det sværere at forklare den positive priselasticitet. Gert Aage Nielsen får for denne varegruppe i sin licientatafhandling ved Københavns Universitet "Empirisk analyse af dansk eksport" 1984 en gennemsnitlig langsigtselasticitet på -1,19 (estimationsperiode 1961-1980).

#### ANDRE TILPASNINGSMEKANISMER

Det har også været forsøgt at inføre lag i form fordelte lag på højresidevariablerne  $\ln(p_{e<i>}/p_{m<i>})$  og AKT hver for sig og sammen. Resultaterne var kun ganske små forøgelse af D-W teststørrelserne i forhold til modellen uden lag. Langtidspriselasticiteterne blev naturligvis hævet noget, men ikke som med koyck-lagget.

Også et "delvist" koyck-lag har været forsøgt:

$$\ln fE_{i} = a_1 + a_2 \ln(p_{e<i>}/p_{m<i>}) + a_3 \ln(AKT) \quad (3) \\ + a_4 (\ln fE_{i}(-1) - a_3 \ln(AKT(-1)))$$

Denne formulering sikrer, at ændringer i AKT slår igennem uden forsinkelse, mens ændringer i de relative priser virker over nogle år ligesom i et almindeligt koyck-lag. Resultaterne er nedslående. Kun for E2 og E8, der i forvejen med koyck-lag giver nogle af de pæneste estimationer, får vi gode resultater. For mange af de øvrige varegrupper fås estimater for  $a_4$  meget tæt på 1, hvilket implicerer en meget lang tilpasningstid og for nogle varer også ekstreme langtidspriselasticiteter ned til -27 samt for enkelte varer negative koefficienter til AKT. Resultaterne for E2 og E8 er følgende.



TABEL 5 Delvist koyck-lag (3) 1967-1983. E2 og E8.

\*\*\*\*\*

AKT:	fXfg		fMf	
	E2	E8	E2	E8
a1 (konst)	-1,49 (-1,6)	1,76 (2,2)	1,22 (1,7)	4,61 (3,3)
a2 (pris)	-1,038 (-3,3)	-2,756 (-3,2)	-1,043 (-3,5)	-3,090 (-3,5)
a3 (AKT)	3,008 (3,0)	1,480 (5,5)	1,121 (4,9)	0,646 (4,7)
a4	0,698 (5,2)	0,305 (1,3)	0,635 (5,8)	0,276 (1,1)
a2/(1-a4)	-3,44	-3,97	-2,86	-4,27
SE	0,065	0,045	0,061	0,047
LM AK 1-3	1,9	4,6	10,9	2,0

Grænsen for LM-testet er som før på 5% niveau 7,81. Med E2 og fMf er der overraskende en stor autokorrelation. Bortset herfra er der tale om små forbedringer i forhold til det almindelige koyck-lag (Tabel 4).

#### ANDRE SPECIFIKATIONER

Andre specifikationer end den log-lineære har også været forsøgt estimeret, bla. relative ændringer, estimation i utransformeret niveau og cochrane-orcutt.

De relative ændringer giver konstantled, som fanger tidstrenden, og som følge heraf fås lave koefficienter til AKT, nogle endog negative. Tiden og alle udtryk for AKT er kraftigt korrelerede, hvilket må give højst usikre estimater for konstantledet og koefficienten til AKT. cochrane-orcutt giver meget små priselasticiteter, og den utransformerede form giver stort set samme resultater som den log-lineære, der dog har den fordel, at elasticiteterne kan aflæses umiddelbart.

I et par udenlandske modeller er brugt en type af specifikationer, der indebærer en uendelig stor langtidspriselasticitet i kraft af, at eksport og aktivitet men ikke priser indgår som ændringer (D):

$$DfE_{i} = a_1 + a_2 \cdot DAKT + a_3 \cdot (p_{e_{i}} / p_{f_{i}})$$

hvor  $p_f$  er den udenlandske pris. Denne specifikation har ikke været afprøvet fordi den synes mest forenelig med modeller, hvor eksportpriserne eksplicit tilpasser sig verdensmarkedsprisen rimeligt hurtigt. I modsat fald kan man forestille sig eksplosive resultater af stød i modellen.

#### ANDRE VARIABLE

Det har endvidere i det små været forsøgt at indrage andre tal end de ovenfor nævnte. Det drejer sig dels om at indføre mål for udbudseffekter (i form af profitmargin, data fra ADAMBK), dels om andre prisdata nemlig enedsværdiindeks fra udenrigshandelsstatistikken. Resultaterne er ikke værd af gengive her: det vrimler med forkerte fortegn.

#### STABILITET

Parameterstabiliteten for model (2) 1967-1983 er blevet undersøgt ved hjælp af chow-test. De 2 estimationsperioder, der er blevet sammenlignet er 1967-1978 og 1967-1985, der altså indeholder to forløbige observationer. teststørrelsen er  $F(7,8)$ -fordelt, og grænsen på 5%-niveau er her 3,50. Teststørrelserne er som følger.

TABEL 6 Chow-test af parameterstabilitet.  
 \*\*\*\*\* Model (2) 1967-1978 vrs. 1967-1985.

AKT:	fMf	fXfg
fE0	0,18	0,22
fE1	0,39	0,43
fE2	4,43 *	3,59 *
fE3	4,70 *	4,64 *
fE5	1,19	1,92
fE6	3,28	3,24
fE7y	1,46	1,54
fE7q	0,99	0,63
fE8	2,54	2,35
fEs	12,53 *	10,30 *
fEt	1,95	4,33 *

Bortset fra de varegrupper, der i forvejen giver dårlige resultater (fE3 og fEs), er det kun fE2 og fEt med fXfg, der synes ustabile; og ikke i foruroligende grad.

#### FLERE ESTIMATIONER

Da AKT som nævnt er stærkt korreleret med tiden, er det for anskuelighedens skyld forsøgt, at erstatte AKT med TID, der er lig årstallet. Resultatet er nedslående i den forstand, at standardafvigelse og hyppighed af autokorrelation er præcis lige så lave som med fMf og fXfg. Nedenfor er gengivet et uvejset gennemsnit:

TABEL 7 Model (2) 1967-1983. AKT = TID.

\*\*\*\*\* Uvejlet gennemsnit over de 11 varegrupper.

a2 (pris)	-0,38
a3 (TID)	0,022
a4	0,542
a2/(1-a4)	-0,99
SE	0,081
LM AK 1-3	4 signifikante på 5% niveau

Den eneste forskel i forhold til de "rigtige" aktivitetsvariabler er de lave priselasticiteter. Det understreger svagheden ved aktivitetsmålene. Det eneste, de åbenbart har fælles med eksporten, er trenden.

De varegrupper, der giver positive priselasticiteter, er forsøgt estimeret uden pris (priselasticiteten tvunget til nul). Det gælder dog ikke fE3, energi, der nok ikke afhænger af den internationale aktivitet, men snarere af produktionen. fE3 skal derfor, som det er tilfældet i ADAM nu, bestemmes eksogent.

Der er estimeret følgende ligninger uden prisvariable:

TABEL 8 Model (2) 1967-1983. fE5 og fEs med a2=0.

\*\*\*\*\*

AKT:	fMf		fXfg	
	fE5	fEs	fE5	fEs
a1 (konst)	0,73	9,99	-1,69	3,77
a2 (pris)	-	-	-	-
a3 (AKT)	0,39	0,63	1,03	1,32
a4	0,72	-	0,66	-
a3/(1-a4)	1,40	0,63	3,06	1,32
SE	0,061	0,038	0,061	0,046
LM AK 1-3	4,0	6,0	2,8	7,0
Chow-test	1,47	20,82	2,27	12,45

For fEs er også a4 sat lig nul, fordi denne ved fri estima-

tion bliver negativ. 5% grænsen for LM-testet er som før 7,81. Relationerne er altså ikke plaget af autokorrelation. Chow-testet er ligesom ovenfor baseret på estimationer på perioden 1967-1978 udvidet til 1985. 5% grænsen er her 3,29 for fE5 og 3,14 for fEs. For fEs har vi således stadig en meget ustabil relation. Der er altså gode argumenter for at opretholde fEs som eksogen variabel i ADAM.

#### OPSUMMERING

Vi ender med 9 stokastiske relationer, hvoraf 1 (fE5) er uden priselasticitet, og to (fE2 og fE8) har et "delvist" koycklag. Resten har et almindeligt koyck-lag. De 2 sidste grupper fE3 og fEs kan således ikke bestemmes endogent og har dermed en priselasticitet på nul.

Med denne kombination fås altså følgende langtidpriselasticiteter:

TABEL 9 Langtidspriselasticiteter

\*\*\*\*\*

	model	fMf	fXfg	vægt 1980
fE0	(2)	-1,58	-1,28	0,237
fE1	(2)	-1,28	-1,45	0,008
fE2	(3)	-2,86	-3,44	0,059
fE3	eksogen	0	0	0,032
fE5	(2, a2=0)	0	0	0,059
fE6	(2)	0,06	-0,92	0,101
fE7y	(2)	-2,35	-2,48	0,016
fE7q	(2)	-2,61	-2,21	0,174
fE8	(3)	-4,27	-3,97	0,101
fEs	eksogen	0	0	0,145
fEt	(2)	-1,81	-1,85	0,068
vejet snit		-1,59	-1,56	1,000
vej. snit SITC 5-9		-2,03	-2,04	0,451

De detaljerede estimationsresultater er gengivet i bilag 1

og 2.

Hvorvidt aktivitetsmålet er et produktions- eller et handelsindeks synes at være underordnet. Dog giver fMf stadig en positiv priselasticitet for fE6. De 9 relationer med AKT = fXfg rammer de sidste 5 år 1981 til 1985 således:

TABEL 10 Historisk beskrivelse 1981-1985 (1984 og 1985 er \*\*\*\*\* fremskrevne) AKT = fXfg. Afvigelser i logaritmer:  $(\ln fE_{i}(obs) - \ln fE_{i}(gen)) * 100$ .

	model	1981	1982	1983		1984	1985
fE0	(2)	0,26	0,23	0,03	I	4,98	-0,06
fE1	(2)	3,56	4,52	4,42	I	3,14	-2,05
fE2	(3)	7,14	3,63	-3,25	I	-12,86	-0,74
fE5	(2,a2=0)	3,41	4,43	5,44	I	1,79	-2,80
fE6	(2)	1,27	-3,41	8,88	I	3,50	-10,84
fE7y	(2)	38,66	-13,80	31,87	I	-60,87	-22,59
fE7q	(2)	2,12	1,46	-1,61	I	-1,53	1,66
fE8	(3)	0,81	-0,71	1,30	I	14,51	18,48
fEt	(2)	4,95	0,46	-3,31	I	0,43	-5,43

Her er det især fE8, der foruroliger ved at køre af sporet, netop hvor estimationsperioden slutter. Bortset herfra er det kun fE7y, der har en forudsigelsesfejl på over 2 gange standardafvigelsen (i 1984).

I disse ligninger er der altså autokorrelation af 1.-2. orden for fE0 og af 1.-3. orden for fE1, fE6 og fE7y.

Stort set de samme tal fås, når fXfg erstattes af fMf. Omfanget af autokorrelationen er som for fXfg bortset fra, at den er væk for fE6.

I kraft af den store ustabilitet og de dårlige prisdata for fE7y er det måske ikke nogen dårlig ide, at bruge den estimerede priselasticitet fra fE7q til fE7y, således som det har været gjort med Gert Aage Nielsens elasticiteter.

AFSLUTNING

På trods af de problemer, der er forbundet med at estimere på aggregerede data og med brugen af importpriserne for verdensmarkedspriserne, er der estimeret nogle rimeligt stabile relationer, men der er tydeligt problemer med ligningernes dynamiske specifikation og også med priselasticiteterenes fortegn og signifikans. Disse problemer hænger muligvis sammen med, at modellen, der forudsætter fuldstændig elastisk udbud og pristagende efterspørgere, ikke stemmer med virkeligheden for ret mange varegrupper.

Det kan iøvrigt med nogen ret hævdes, at priselasticiteten for FEO er utroværdigt stor (numerisk) i lyset af, at landbrugets priser delvist er institutionelt fastsatte, og ligningerne for FEO plages da også af en kraftig autokorrelation - et tegn på fejlspecifikation.

Gennemsniligt er elasticiteterne dog af en rimelig størrelse og tilpasningstiderne er ligeledes troværdige. Priselasticiteternes størrelse er ganske vidst fundet ved at fjerne de 6 første observationer, men med et godt argument: data fra 1960 til 1965 er af en ringere kvalitet end resten. Det kan måske også tænkes, at elasticiteten har ændret sig lidt i løbet af perioden. Modsat må det erkendes, at omfanget af autokorrelation er mindre, når alle observationer medtages.

I forbindelse med behovet for egentlige verdensmarkedsindeks har vi kontakt med Jørgen Elmeskov i OECD, der har lovet at forsyne os med importprisdata for hele OECD, men kun fordelt på de 4 hovedgrupper SITC 0-1, SITC 2+4, SITC 3 og SITC 5-9.

# BILAG 2

ESTIMATIONER

1967-1983

$$AKT = f_{MF}$$

REGRESSANT	MODEL	KONST	$\ln(pe/pm)$	$\ln f_{MF}$	$\ln FE(-1)$	$R^2$	SE	LM AK 2-2.	LM AK 2-3.
$\ln FE_0$	(2)	0,85	-0,204 (-1,6)	0,11 (2,0)	0,871 (10,5)	0,977	0,032	10,7	10,9
$\ln FE_1$	(2)	1,85	-0,444 (-1,1)	0,12 (0,7)	0,653 (3,7)	0,736	0,077	4,1	9,4
$\ln FE_2$	(3)	1,22	-1,043 (-3,5)	<del>1,22</del> (4,9)	0,635 (5,8)	0,941	0,061	7,4	10,9
$\ln FE_5$	(2)	0,73	-	0,39 (1,5)	0,723 (4,5)	0,980	0,061	1,6	4,0
$\ln FE_6$	(2)	1,28	0,018 (0,0)	0,32 (1,4)	0,710 (4,2)	0,979	0,054	1,8	7,0
$\ln FE_7$	(2)	2,62	-1,141 (-1,1)	0,28 (0,8)	0,514 (2,4)	0,414	0,281	2,6	11,8
$\ln FE_8$	(2)	2,15	-1,201 (-2,0)	0,53 (3,6)	0,539 (4,3)	0,983	0,043	1,7	5,7
$\ln FE_8$	(3)	4,61	-3,090 (-3,5)	0,646 (4,7)	0,276 (1,1)	0,985	0,047	1,6	2,0
$\ln FE_9$	(2)	1,74	-0,463 (-2,6)	0,14 (1,0)	0,744 (4,5)	0,958	0,045	2,5	7,0
						5%	5,99		7,81



# BILAG 1 ESTIMATIONER 1967-1983 AKT = Fxfg

REGRESSANT	MODEL	KONST	ln(pe/pm)	ln Fxfg	lnFE(-1)	R <sup>2</sup>	SE	LM AK-2.	LM AK-3.
lnFE0	(2)	0,36	-0,203 (-1,7)	0,28 (2,2)	0,842 (9,7)	0,938	0,031	11,2	12,0
lnFE1	(2)	0,96	-0,525 (-1,3)	0,34 (0,9)	0,639 (3,8)	0,742	0,036	3,7	9,6
lnFE2	(3)	-1,49 (-1,6)	-1,038 (-3,3)	3,008 (3,0)	0,698 (5,2)	0,933	0,065	1,5	1,9
lnFE5	(2)	-1,69	-	1,087 (1,5)	0,664 (3,6)	0,980	0,061	2,8	2,8
lnFE6	(2)	-0,95	-0,383 (-0,4)	1,06 (1,9)	0,582 (3,0)	0,981	0,051	1,8	8,4
lnFE7Y	(2)	1,04	-1,197 (-1,1)	0,61 (0,8)	0,517 (2,4)	0,415	0,281	2,4	11,8
lnFE7Q	(2)	-0,49	-1,002 (-1,5)	1,09 (2,8)	0,548 (3,5)	0,938	0,049	3,3	5,1
lnFE8	(3)	-1,76 (2,2)	-2,756 (-3,2)	1,480 (5,5)	0,305 (1,3)	0,986	0,045	2,1	4,6
lnFEt	(2)	1,02	-0,465 (-2,6)	0,286 (1,0)	0,748 (4,4)	0,958	0,045	2,4	7,0

5%: 5,99 7,81

## 7 MULTIKOLLINEARITET

Der er en høj grad af multikollinearitet i data. Dels er de to renter IDP og IL højt korreleret (korrelationskoefficienten er 0.976), Men også de kumulerede investeringer og den samlede formue WW er det: Koefficienten mellem KIP og KIH er 0.989, mellem WW og KIP 0.991 og mellem WW og KIH 0.963. Endelig er der, når der estimeres med lag, en tæt korrelation mellem de ulaggede og de laggede variable; værst for KIP: 0.999 og KIH: 0.999 (autokorrelation). Andre former for multikollinearitet, der inddrager mere end 2 variable er ikke undersøgt. Denne multikollinearitet har utvivlsomt en del af ansvaret for en del af parameterustabiliteten, som omtales i afsnit 3.

For renternes vedkommende gælder dog, at det vandrette bånd på koefficienterne sænker dimensionen på rummet med de forklarende variable med 1, og det skulle kompensere for multikollineariteten. Det vandrette bånd er i øvrigt ækvivalent med at estimere på krydsrenterne minus egenrenten.

Vedrørende formuen kunne man tænke sig at erstatte WW, KIP og KIH med den finansielle nettoformue  $PW=WW-KIP-KIH$ . Vi får på den måde bugt med korrelationen mellem disse tre, men mister til gengæld noget information. Det er forsøgt gjort nedenfor med en systemestimation af systemet med lag. Sample er 33-72. (Tabel 16).

Resultatet er ikke overvældende, idet vi får rigtigt fortegn for  $C3=D2$ , og et fit på samme niveau som før, men til gengæld en væsentlig langsommere tilpasning ( $k=0.86$ ), og tilsyneladende lidt mere autokorrelation i ligning (2).

Hvis alle variable transformeres til differenser sænker multikollineariteten for nogle af de indgående variable, dog for nogles vedkommende kun lidt. Eksempelvis:

DIDP - DIL :	0.923
DKIH - DKIP:	0.928
DWW - DKIP:	0.215
DWW - DKIH:	0.174

Det er derfor forsøgt at estimere systemet i differenser.



4 nye estimationer tabelleret: 1) Estimation uden INDM. 2) Med INDM som selvstændig forklarende variabel :  $M1 \cdot INDM$  i ligning (1) etc. 3) IFK+DK erstattet af  $(IFK+DK)/((INDM/100)**2)$ . 4) IFK+DK erstattet af  $IFK+DK-((INDM-100)/100)$ . Samplet er 33-72

Den største virkning af at medtage INDM findes i estimation 2). Virkningen på koefficienterne er med undtagelse af konstantleddene til INDM er insignifikante, dog med rigtigt fortegn. lille, og koefficienterne til INDM er insignifikante, dog med rigtigt fortegn. Fittet forbedres en smule. For estimation 3) og 4) har INDM ingen gunstig virkning.

33 til 72, men 72 udgår i i kraft af dummyen d844. Estimerer for koefficienterne til kvartalsdummyerne er udeladt.

TABEL 10. Estimationer af ligning (3) (FLOP) uden lag.

Estimation:	1)	2)	3)	4)
Parameter:				
A3	-5.6(-1.0)	26.7 (1.1)	-5.7(-1.0)	-5.0(-0.9)
B3	-64.4(-1.2)	-77.0(-1.5)	-64.6(-1.3)	-63.0(-1.3)
C3	51.3 (0.9)	67.7 (1.2)	51.1 (0.9)	48.6 (0.9)
D3	13.0	9.3	13.5	14.4
E3	-0.07(-1.2)	-0.06(-1.1)	-0.07(-1.2)	-0.06(-1.2)
F3	0.46(12.1)	0.46(12.3)	0.46(12.1)	0.46(12.4)
K3	-0.66(-11.0)	-0.66(-11.1)	-0.66(-11.0)	-0.67(-11.2)
M3	-	-0.33(-1.4)	-	-
D844	-142 (-3.3)	-143 (-3.4)	-138 (-3.3)	-115 (-3.3)
SE	1.37	1.35	1.36	1.34
R2	0.97	0.97	0.97	0.97
DW	1.43	1.31	1.42	1.36

Tal i parentes er t-værdier.

INDM har stort set ingen virkning på fittet og ingen af koefficienterne bevæger sig mærkbart; det gale fortegn for c3 rokkes der ikke ved. Fortegnet for koefficienten til INDM M3 er rigtigt, men insignifikant, og koefficienterne til udlandsrenten i estimation 3) og 4) ændres ikke.

Et par tilsvarende forsøg er gjort med ligningen for FLOP med koycklag: 1) Uden INDM. 2) Med INDM som selvstændig forklarende variabel (+M3\*INDM). 3) IFK+DK erstattes af (IFK+DK)/((INDM/100)\*\*2). 4) IFK+DK erstattes af IFK+DK-((INDM-100)/100). Igen er samplet 33 til 72.

mere autokorrelation af 2. til 4. orden. Dette resultat strider mod de beregnede autokorrelationskoefficienter i tabel 7. Der fandt vi fx. for ligning (3), at alle de 4 koefficienter blev numerisk mindre ved indførelsen af lagget, mens LM-teststørrelsen ovenfor i tabel 9 vokser med indførelsen af lagget. Som sagt er disse koefficienter dog ikke korrekte.

Konklusionen må, givet at testet er pålideligt, være, at Dans lag trods en noget pænere DW ikke fjerner autokorrelationen. Det skal også nævnes, at "Durbins h-test" er beregnet på at teste 1. ordens autokorrelation i ligninger med den laggede endogene på højresiden, men det viser sig ikke at være anvendeligt her, da det kræver, at  $T \cdot \text{var}(k)$  (T er antallet af parametre og k den estimerede tilpasningsparameter) er mindre end 1, hvilket vi ikke kan opnå med vores estimationer.

Angående LM-testets pålidelighed kan det som et kuriosum nævnes at testet igen har været anvendt på ligning (3) (flop) med lag. Her testes mod alternativet 1. og 2. ordens autokorrelation. Selvom  $\rho_1$  og  $\rho_2$ , som det fremgår af tabel 7, begge er beregnet til 0.02, fås en teststørrelse på 8.36, mens 95%-fraktilen i en CHI-kvadreret fordelingen er 5.99. Også i dette tilfælde fortæller testet, at vi har autokorrelation af 1. til 2. orden, og det må undre, da testet jo ligesom  $\rho_1$  og  $\rho_2$  er baseret på residualer fra den oprindelige estimation.

TABEL 7. Autokorrelationskoefficienter,  
enkeltligningsestimation sample 33-72.

Ligning:	1)	2)	3)	1)	2)	3)
	-----uden lag-----			-----med lag-----		
rho1	0.37	0.47	0.28	-0.24	-0.32	0.02
rho2	0.03	0.20	-0.04	0.15	0.34	0.02
rho3	-0.08	-0.31	-0.22	0.04	-0.21	-0.17
rho4	-0.24	-0.35	-0.24	0.12	-0.02	-0.19
DW	1.17	0.82	1.43	2.49	2.46	1.96

Dans lag sænker de fleste af rho'erne, men vender samtidigt 1. ordens autokorrelationen til at være negativ. Især i ligning (2) er rho'erne stadig betydelige. Det tyder på, at Dans lag ikke helt fanger den rigtige dynamiske struktur. De beregnede rho'er er ligesom DW-teststørrelsen ikke korrekte, når vi har laggede endogene på højresiden. Så at det forhold at rho'erne generelt er lavere, kan ikke med sikkerhed tolkes, som at vi har fundet en bedre specifikation.

De estimerede rho'er synes iøvrigt at være ret afhængige af sampleperioden. For ligning (1) (PM2) med Dans lag fås fx:

TABEL 8. Autokorrelationskoefficienter.  
Ligning (1) med lag.

Sample:	33-72	34-72	34-76	37-72	37-76
rho1	-0.24	-0.10	-0.33	-0.11	-0.24
rho2	0.15	0.05	0.08	-0.01	0.09
rho3	0.04	0.08	-0.08	0.09	0.07
rho4	0.12	-0.04	0.02	-0.04	0.03
DW	2.49	2.21	2.35	2.22	2.24

Igen betyder udeladelsen af obs. 33 et klart pænere resultat. Med samplet 34-72 er autokorrelationen tilsyneladende dæmpet noget.

her ustabiliteten, som kan tænkes at skyldes den høje grad af multikollinearitet, der er i data - jævnfør afsnit 7.



TABEL 5. Systemestimationer uden kocyk-lag men med lag i renter og Y. sample 33-72.

Estimation	1)	2)	3)
B1	278.1	494.9	456.5
B2	-240.4	-467.3	-418.6
B3	-37.8(-2.4)	-27.6(-1.5)	-37.8(-2.1)
C1	-240.4	-467.3	-418.6
C2	216.0(2.2)	463.6(4.4)	404.1(4.2)
C3	24.3 (1.4)	3.7 (0.2)	14.5 (0.7)
D1	-37.8	-27.6	-37.9
D2	24.3	3.7	14.5
D3	13.4	23.9	23.4
G1	0.10	0.03	0.08
G2	-0.10(-2.8)	-0.03(-0.8)	-0.08(-2.5)
SE ligning (2)	2.17	1.91	1.70
SE ligning (3)	1.31	1.32	1.30
R2 ligning (2)	0.81	0.86	0.89
R2 ligning (3)	0.97	0.97	0.97
DW ligning (2)	0.83	0.92	1.08
DW ligning (3)	1.44	1.52	1.52

Som det fremgår bedres fittet lidt især i ligning (2), og autokorrelationen svækkes en anelse, men resultatet er stadig ikke tilfredsstillende.

#### Tilpasning og estimationsperioden.

Dans lag-parameter synes at være meget følsom overfor ændringer i estimationsperioden. Der er gennemført en del eksperimenter med estimationsperioden dels for ligning (1) (PM2) i enkeltligningsestimation og dels for alle 3 ligninger under et i systemestimation.

Nedenfor nogle eksempler på samplets betydning for tilpasningsparameteren  $k$  i systemestimation:

## 2 ESTIMATIONSMETODEN

Som nævnt er argumentet for at vælge systemestimation af de 3 ligninger de lodrette restriktioner på parametrene og symmetrirestriktionen. Forsøg med estimation af de 3 ligninger med koyck-lag enkeltvis med den vandrette restriktion bibeholdt giver stort set samme parameterverdier, og både de lodrette restriktioner og symmetrirestriktionen er stadig tilnærmelsesvis opfyldt (tabel 4). Den eneste bemærkelsesværdige forskel fra systemestimationen er, at vi får vidt forskellige tilpasningsparametre i de 3 ligninger:  $k = 0.91$  (11.8);  $0.72$  (6.2) og  $0.33$  (1.9) i ligning (1), (2) og (3). Det antyder, at tilpasningen ikke som antaget af Dan er ens på de 3 markeder, selv om det må stride mod formuerestriktionen, som lagget er formuleret hos Dan. Forsøg med at finde andre former for tilpasning, der tillader markedsspecifikke tilpasninger og samtidigt opfylder formuerestriktionen, er ikke lykkedes.

Det kan iøvrigt eksempelvis nævnes, at et likelihood ratio-test (LR-test) af symmetrirestriktionen klart accepterer hypotesen om symmetri i rentekoefficienterne: Værdien af likelihoodfunktionen for modellen med og uden symmetrirestriktion er hhv.  $-146.542$  og  $-146.451$ , hvilket giver en LR-teststørrelse på  $2 \cdot (146.542 - 146.451) = 0.182$ , der asymptotisk følger en chi-kvadreret fordeling med 1 frihedsgrad, fordi symmetri med de vandrette og lodrette restriktioner kun udgør 1 yderligere bånd på parametrene. 95% fraktilen i en sådan fordeling er 3.84, og symmetrihypotesen accepteres klart.

Det er altså antagelsen om ens tilpasning på de tre markeder, der er den snærende forudsætning ved systemestimationen.

Endelig har det i forbindelse med problemer med autokorrelation været forsøgt at estimere modellen i første ordens differenser vel at mærke uden Dans koyck-lag. Resultatet af en estimation med samplet 75.1 til 84.4 (dvs data fra 74.4 til 84.4) fremgår af tabel 17 i afsnit 7.

her brugte variabelnavne ligger i ADAM\*DANSDATA, og de er gengivet i bilag 1.

I Dans model clearer renten obligationsmarkedet først i modellens kausale struktur. Her bestemmes så PBO+BOP og IBP. Løses ligningen, der bestemmer efterspørgslen efter PBO+BOP nu for IBP, og indsættes dette udtryk i de 3 ligninger for PM2, BLOP og FLOP fås 3 nye ligninger, og det er disse 3 ligninger, Dan estimerer under et med LSQ ordren i TSP-wisc. Ligningerne er lineære, og en oversigt over parametrene findes i tabel 1. Grunden til denne ombytning er ifølge Dan Knudsen, at erfaringer viser, at dette giver bedre estimationsresultater. Der er dog ingen økonomiske argumenter for denne metode.

Uanset ombytning er alle variable på højresiden prædeterminerede eller bestemt tidligere i modellens kausale struktur, så der er ikke problemer med simultaneitetsbias. Når Dan alligevel benytter systemestimation, er det fordi der er bånd på koefficienterne over ligningerne. A priori forventes det, at rentekoefficienterne summer til 0 vandret, og endvidere at rentekoefficientmatricen er symmetrisk. Da de 3 ligninger desuden fordeler formuestørrelsen WW-KIP-KIH-(PBO+BOP) på PM2, BLOP og FLOP, skal koefficienterne til WW summe til 1 og koefficienterne til KIP, KIH og (PBO+BOP) til -1. De øvrige koefficienter skal summe til 0.

Udover disse forklarende variable indfører Dan også den laggede endogene størrelse  $F(-1)$  (koyck-lag), hvor  $F$  er

$$F = \begin{pmatrix} \text{PM2} - e_1(\text{PBO+BOP}) - f_1*WW - k_1*KIP - l_1*KIH \\ \text{BLOP} - e_2(\text{PBO+BOP}) - f_2*WW - k_2*KIP - l_2*KIH \\ \text{FLOP} - e_3(\text{PBO+BOP}) - f_3*WW - k_3*KIP - l_3*KIH \end{pmatrix}$$

Det ligningssystem, der så estimeres, er

$$F = (1-k)F_0 + k*F(-1), \quad 0 < k < 1$$

hvor  $F_0$  er størrelserne fra tabel 1. Alle ligninger har altså fælles tilpasningsparameter.

Original

APPENDIX OMSKRIVNING AF KOYCK-LAG

Omskrivningen af ligninger med koyck-lag til årsversionen foregår ved at fremskrive ligningen 4 kvartaler som følger: (Vi vælger at omskrive den "partielle" version; det simple koyck-lag er et specialtilfælde heraf.)

$$Y_1 = a*(Y_0 - b*Z_0) + b*Z_1 + c*X_1$$

$$\begin{aligned} Y_2 &= a*(Y_1 - b*Z_1) + b*Z_2 + c*X_2 \\ &= a*((a*(Y_0 - b*Z_0) + b*Z_1 + c*X_1) - b*Z_1) + b*Z_2 + c*X_2 \\ &= a^2*(Y_0 - b*Z_0) + a*b*Z_1 + a*c*X_1 - a*b*Z_1 \\ &\quad + b*Z_2 + c*X_2 \\ &= a^2*(Y_0 - b*Z_0) + a*c*X_1 + b*Z_2 + c*X_2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Y_3 &= a*(Y_2 - b*Z_2) + b*Z_3 + c*X_3 \\ &= a*((a^2*(Y_0 - b*Z_0) + a*c*X_1 + b*Z_2 + c*X_2) - b*Z_2) \\ &\quad + b*Z_3 + c*X_3 \\ &= a^3*(Y_0 - b*Z_0) + a^2*c*X_1 + a*c*X_2 + c*X_3 + b*Z_3 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Y_4 &= a*(Y_3 - b*Z_3) + b*Z_4 + c*X_4 \\ &= a*((a^3*(Y_0 - b*Z_0) + a^2*c*X_1 + a*c*X_2 + c*X_3 + b*Z_3) \\ &\quad - b*Z_3) + b*Z_4 + c*X_4 \\ &= a^4*(Y_0 - b*Z_0) + a^3*c*X_1 + a^2*c*X_2 + a*c*X_3 \\ &\quad + c*X_4 + b*Z_4 \end{aligned}$$

De fire led, der indeholder X, kan sammenfattes således:

$$Y_4 = a^4*(Y_0 - b*Z_0) + c*F(X_1, X_2, X_3, X_4) + b*Z_4$$

Da  $a < 1$ , er F en vægtning af de 4 X'er med vægtsum større end 1 og med aftagende vægte. I de fire ligninger med koyck-lag er X renter og konstanter. Konstanterne skal således blot ganges med

$$(1 - a^4)/(1 - a) = 1 + a + a^2 + a^3.$$

TABEL 4 iwdm + 0.05 i 1975 PROCENTVIS AFVIGELSE

VARIABEL	iwbz		Wpbnz		Wbbz	
	KVART.	ÅR	KVART.	ÅR	KVART.	ÅR
1975	0,58	0,74	-0,24	-0,26	-0,59	-0,68
1976	0,16	-0,01	-0,13	-0,10	-0,36	-0,25
1977	-0,01	-0,00	-0,05	-0,04	-0,13	-0,09
1978	-0,00	-0,00	-0,02	-0,02	-0,06	-0,04
1979	-0,00	-0,00	-0,01	-0,01	-0,02	-0,02
1980	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00	-0,01	-0,01
1981	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00
1982	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00
1983	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00
1984	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00
1985	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00
1986	0,00	0,00	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00

Multiplikatorernes størrelse er tydeligt af samme størrelsesorden. Det første år er der dog større ændringer i obligationsrenten i årsmodellen end i kvartalsmodellen. Det skyldes de før omtalte problemer, med at renten bestemmes som periodegennemsnit, mens beholdningerne bestemmes ultimo perioden. I begge eksperimenter stiger renten i kvartalsmodellen kraftigt i løbet af det første år, og den rente, årsmodellen fastlægger for året 1975, er bestemt (ligesom i kvartalsmodellens 4. kvartal) af 4. kvartals ultimobeholdninger. Derfor er resultatet - måske ikke særligt overraskende - at den rente, årsmodellen kommer ud med, er næsten identisk med kvartalsmodellens rente for 4. kvartal. Da renten stiger kraftigt i løbet af det første år, får vi, når årsrenten fra kvartalsmodellen beregnes som et gennemsnit af de 4 kvartaler, den tydelige forskel i renterne for de to modeller. Et problem der nok ikke er noget at gøre ved. Det er prisen for forenklingen ved omskrivningen til årsmodel.

Bortset herfra ser det ud til, at årsmodellens tilpasning er en anelse hurtigere end kvartalsmodellen. Derfor er det

TABEL 2 MODELLENS BESKRIVELSE 1975-1983  
 PROCENTVIS AFVIGELSE

VARIABEL	iwbz		Wpbnz		Wbbz	
	KVART.	ÅR	KVART.	ÅR	KVART.	ÅR
1975	3,5	0,7	-0,6	0,8	-1,4	0,4
1976	-0,0	-0,2	1,4	6,0	3,8	2,1
1977	1,0	2,1	2,6	7,0	7,0	2,6
1978	-1,3	-2,1	0,3	2,2	0,7	0,8
1979	-1,7	-2,5	-0,6	-0,4	-1,8	-0,2
1980	0,4	-0,6	0,9	3,9	2,5	1,3
1981	1,4	0,9	0,2	2,4	0,6	0,9
1982	-2,1	-1,0	-0,6	-1,4	-1,1	-0,8
1983	0,3	1,5	-0,8	-2,4	-1,1	-1,6
1984	1,5	5,7	0,4	-1,5	0,6	-1,3
1985	0,3	-6,1	-2,7	-2,5	-3,3	-1,6
1986	-3,5	-11,4	-2,1	-3,0	-3,8	0,4

Som det fremgår, er de 2 modellers beskrivelse nogenlunde lige gode til og med 1983. I årene 1984 til 1986 er årsmodellens beskrivelse af obligationsrenten væsentlig ringere end kvartalsmodellens. Årsagen til dette er ukendt.

#### 4 MULTIPLIKATOREKSPERIMENTER

For at undersøge om de dynamiske egenskaber er ens i de to modeller, er der foretaget to multiplikatoreksperimenter i hver af de to modeller. Det første består i at øge underskuddet på statens saldo med 5 mia. i 1975 alene. Dvs. der trækkes 5000 fra Tfsnw i 1975. I kvartalsmodellen svarer dette til at trække 1250 fra Tfsn i de 4 kvartaler 33 til 36. Vi betragter de samme tre variabler som ovenfor:

i, at  $ewdme$  bliver eksogen, og derfor er ligningen for  $ewdme$  fjernet.

Også ligningen for statens udbud af obligationer er ændret lidt i forhold til MAJ 1987-versionen. Den er nu.

$$Wzgb = Wzgbx - krea5 * (Tfsnw - Tfsnxw) + (Wzgb(-1) - Wzgbx(-1)),$$

hvor  $Wzgbx$  er det eksogene udgangsskøn for  $Wzgb$ . Vedrørende suffiks  $w$  se nedenfor.

## 2c ÆNDRINGER I SAMMENBINDINGSRELATIONERNE

Et af formålene med at omskrive FINDAN til en årsmodel er at slippe af med den noget mekaniske udspreddning på kvartaler, som foregår i sammenbindingsrelationerne. Disse er derfor skrumpet ind fra 71 ligninger til 11 ligninger, og de er nu ikke længere anbragt for sig, men hvor de naturligt hører hjemme i modellen.

For nogle af variablerne i den gamle sammenbinding gjaldt, at indholdet af årsvariablen ikke svarede til årsniveauet af kvartalsvariablerne. Variabelnavnet for det sidste er nu forsynet med suffiks  $w$ . Det drejer sig om variablerne

$$Tffon(w) \quad Tffpn(w) \quad Tfen(w) \quad Tfsn(w) \quad Tfkkn(w) \quad Tfpin(w)$$

De tilsvarende eksogene variabler har fået suffiks  $xw$ .

## 2d NAVNESKIFT

Udover de nævnte navneforandringer, har følgende variabler skiftet navn:



TABEL 1 NYE OG GAMLE KONSTANTLED

VENSTRESIDE VARIABEL	GAMMELT LED	NYT LED
Wpm	101,686	102,695
Wpcz	2535,48	2439,25
Wpbnz	-23,5805	-21,3358
Wzbr	2,66852	2,77576
Wblp	95,951	97,080
Wbcz	1902,84	1863,65
Wbbz	-34,6857	-33,8452

Som det fremgår er ændringerne små. De er alle på under 2% af gennemsnittet af venstresidevariablen.

Endelig er der en enkelt ligning, der ikke dækkes af det ovenstående. Det er ligningen, der definerer den valutakorrigerede udenlandske rente. Den er i kvartalsmodellen

$$iwdmez = iwdm + ((ewdme/ewdm)**4 - 1).$$

hvor  $iwdm$  er den tyske rente,  $ewdm$  D-markkursen og  $ewdme$  den forventede D-markkurs i næste periode. I årsmodellen skal den naturligvis ændres til

$$iwdme = iwdm + (ewdme/ewdm - 1)$$

(Z'et er strøget af hensyn til nomenklaturen).

De øvrige dynamiske ligninger er definitioner, der definerer periodens beholdning som forrige periodes beholdning plus en ændring, og denne type ligninger skal derfor ikke ændres.

Videre er der i ligninger hvor variabelen tid indgår gjort følgende ændring: tid er i kvartalsmodellen defineret som kvartalets fortløbende nummer (1973.1 har nummer 25, 1973.2 nummer 26 etc.) og den ændres nu til årstallet. Derfor ændres ligningerne fra

$$Y = a*X + b*(tid-32) + \dots \quad \text{til}$$

beholdningerne øges derfor ved overgangen til en årsmodel. Bortset herfra ligger arbejdet i en omskrivning først og fremmest i at ændre dynamikken, således at det, der før skete over 4 perioder (kvartaler), nu sker i een periode (året).

## 2 OMSKRIVNINGEN

### 2a ÆNDRINGER I DE DYNAMISKE LIGNINGER

I det følgende beskrives de ændringer, der er foretaget ved omskrivningen af FINDAN MAJ-87 til en årsmodel.

Dynamikken i FINDAN viser sig i ligningerne dels ved laggede endogene på højresiden (koyck-lag), dels ved fordelte lag på højresidevariablerne i nogle af adfærdsrelationerne.

Hovedprincippet i omskrivningen er at omforme ligningerne analytisk en for en, således at årets tilpasninger svarer til 4 perioders tilpasning i kvartalsmodellen med bevarelse af de oprindelige langsigtsparametre. De omformulerede dynamiske ligninger er ofte oprindeligt estimerede, og for at centrere disse re-estimeres deres konstantled derefter. Undtagelsen er ligningen for udlandets obligationsefterspørgsel Wfbz, der i kvartalsmodellen er estimeret på de 6 observationer 1985.2 til 1986.3. Det giver klart for få observationer til estimation på årsbasis.

For koyck-laggenes vedkommende ændres disse efter følgende princip:

$$Y = a*Y(-1) + b*X \quad \text{ændres til}$$

$$Y = (a^{**4})*Y(-1) + (1-(a^{**4}))/((1-a))*b*X, \quad \text{og}$$

$$Y = a*(Y(-1)-b*Z(1-)) + b*Z + c*X \quad \text{ændres til}$$

$$Y = (a^{**4})*(Y(-1)-b*Z(1-)) + b*Z + (1-(a^{**4}))/((1-a))*c*X.$$

Disse ligninger fremkommer efter 4 perioders fremskrivning. For nærmere detaljer se app. Denne type af ændringer er

## 8 AFSLUTNING

De fleste af de ovenstående forsøg har givet ret små resultater, men de kan alligevel måske pege på muligheder for forbedringer af Dans estimation og specifikation.

Lagstrukturen har vi ikke kunnet forbedre, og der er gennemgående problemer med at fastlægge autokorrelationens natur. Forsøgene med kurstillidsmålet INDM og den alternative kursændringsforventning DKKVAR har vist svage forbedringer, men afgjort i småtingsafdelingen.

Der er tydeligt problemer med stabiliteten og multikollinearitet. Disse problemer ligger i høj grad i data og er derfor svære at overvinde. Estimation i differenser synes ikke at hjælpe på andet end autokorrelationen, giver nogle ikke særligt pæne koefficienter og den mindsker ikke standardafvigelsen - tværtimod.

Der er flere praktiske grunde (men ingen teoretiske) til at udelade observationen 33. Det giver både bedre fit, mindre autokorrelation (hvis man tør tro på ændringer i DW-teststørrelsen når den laggede endogene indgår på højresiden) og kønnere parameterestimer.

Virkelige forbedringer af beskrivelsen af den private, ikke-finansielle sektors fordringsefterspørgsel skal nok findes i en anden specifikation fx. i form af en anden opdeling på markeder, en helt anden lagstruktur eller en mere raffineret forventningsdannelse.

# BILAG 3

```
100 @run dstj,cds\aaa2ouk,cds\,2,25
110 @esg,ax dansdata,
120 @SYM,F PRINT$,,BTA/U
130 @USE FREE$,,CTS$26104269*CTS$*DBSTTCJ(1),
140 @XQT SYS$LIB$*LIB$.FREE
150 @dacc*cap.tsp
160 heading $ dansdata$
170 year 29 $sample year 29 76$
180 in dansdata $
185 plot$
190 genr konst=1$
200 genr pm2:=pm2(-1)*py(-1)/py $ genr pbo1=pbo1(-1)*py(-1)/py$
210 genr bop1=bop(-1)*py(-1)/py$
220 genr ww1=ww(-1)*py(-1)/py$ genr kip1=kip(-1)*py(-1)/py$
230 genr kih1=kih(-1)*py(-1)/py$ genr y1=y(-1)$
240 genr flop1=flop(-1)*py(-1)/py $ genr blop1=blp(-1)*py(-1)/py$
250 ()
260 ()
270 ()
280 frm1 eq01 pm2=(-a2-a3)*konst +((c2+c3-b3)+(-b3d)*d844)*idp
290 +(b3+(+b3d)*d844)*(ifk+dk)+(-1-e2-e3)*(pbo+bop) +(-c2-c3)*i1
300 +(1-f2-f3)*ww
310 -g2*y +(-h2-h3)*s1+(-i2-i3)*s2+(-j2-j3)*s3+(-k2-k3)*kip
320 +(-1)*kih
330 +k *pm2-k *(-1-e2-e3)*(pbo1+bop1) -k *(1-f2-f3)*ww1
340 -k *(-1-k2-k3)*kip1 +k *kih1$
350 ()
355 ()
360 frm1 eq02 blop=a2*konst+(-c2-c3)*idp+c2*i1+c3* ifk+c3*dk
370 +e2* pbo+e2*bop
380 +f2*ww+g2*y+h2*s1+i2*s2+j2*s3+k2*kip
390 +k *blop1 -k *e2* pbo1-k*e2*bop1- k*f2*ww1 -k *k2*kip1$
400 ()
405 ()
410 frm1 eq03 flop=a3*konst+b3*idp+b3d*d844*idp+c3*i1+ (-b3-c3)*ifk
420 +(-b3-c3)*dk -b3d*d844*ifk-b3d*d844*dk
430 +e3*bop+e3* pbo +f3*ww+g3*s1+i3*s2+j3*s3+k3*kip
440 +k *flop1 -k *e3* pbo1-k*e3*bop1- k*f3*ww1 -k *k3*kip1$
450 ()
490 ()
560 ()
570 ()
580 ()
590 parameter a1 1,a2 1,a3 1,b1 1,b2 1,b3 1,c1 1,c2 1,c3 1$
700 parameter d1 1,d2 1,d3 1,e1 1,e2 1,e3 1$
710 parameter f1 1,f2 1,f3 1,g1 1,g2 1,g3 0,h1 1,h2 1,h3 1$
720 parameter i1 1,i2 1,i3 1,j1 1,j2 1,j3 1,ka 1,kb 1,kc 1$
730 parameter k1 1,k2 1,k3 1,l1 -1,l2 0,l3 0,k 0,b1d 1,b3d 1$
750 sample year 33 72$
760 lsg(maxit=40,print=no) eq02,eq03$
770 set a1=-a2-a3$ set b1=c2+c3-b3$ set c1=-c2-c3$ set d1=b3$
780 set d2=c3$ set d3=-b3-c3$ set e1=-1-e2-e3$ set f1=1-f2-f3$
790 set g1=-g2-g3$ set h1=-h2-h3$ set i1=-i2-i3$ set j1=-j2-j3$
800 set k1=-1-k2-k3$ set l1=-1-i2-i3$ set b2=-c2-c3$ set b1d=-b3d$
810 printv a1 b1 c1 d1 e1 f1 g1 h1 i1 j1 k1 l1 d2 d3 b2 b1d$
840 end$
850 @cost
```

# TABEL 15

SYSTEMESTIMATION MED KOYCK-LAG OG MED IFK+DK ERSTATTET  
 AF (IFK+DKKVAR) / ((INOM/100)\*\*4) SAMPLE 33-72.

VARIABLE: KONST IOP IL IFK DA. PRO+BOP Ww Y KIP KIM 0844 TILP SE R<sup>2</sup> DW

PARAMETER: A B C D E F G K L B-D h

	A	B	C	D	E	F	G	K	L	B-D	h	SE	R <sup>2</sup>	DW
PM2	19,8	124,1	-121,3	-2,8	-1,00	0,50	0,04	-0,21	-1	69,9	0,74			
BLOP	-16,3 (-1,4)	-121,3	125,1 (2,9)	-3,8	-0,03 (-0,2)	0,14 (1,5)	-0,04 (-2,0)	-0,27 (-1,9)	0	0	0,74 (8,8)	1,43	0,92	2,46
FLOP	-2,5 (-0,7)	-2,8 (-0,6)	-3,8 (0,8)	6,6	0,03 (0,3)	0,36 (5,4)	0	-0,51 (-5,0)	0	-69,9 (-3,7)	0,74	1,27	0,97	2,29

TABEL 12 (FORTSAT)

SYSTEMESTIMATION UDEN LAG MED INDM SAMPLE 33-72 (FORTSAT)

VARIABLE %	KONST	10P	IL	IFK+DK	P80+80P	WW	X	KIP	K7H	D844	INDM	SE	R <sup>2</sup>	DN
PARAMETER:	A	B	C	D	E	F	G	K	L	B-D	M			

ESTIMATION 3) MED  $(IFK+DK) / ((INDM/100) * * 2)$

PM2	72,8	274,4	-241,6	-32,8	-0,80	0,33	0,10	0,04	-1	199,3	0			
BLOP	-66,9 (-4,8)	-241,6	210,3 (2,2)	31,3	-0,15 (-1,5)	0,24 (3,7)	-0,10 (-2,8)	-0,42 (-4,1)	0	0	0	2,20	0,81	0,86
FLOP	-5,8 (-1,7)	-32,8	31,3 (1,8)	1,5	-0,04 (-0,8)	0,44 (11,8)	0	-0,62 (-10,5)	0	-199,3 (-4,9)	0	1,38	0,97	1,40

ESTIMATION 4) MED  $IFK+DK - ((INDM-100) / 100)$

PM2	77,0	296,0	-233,9	-22,1	-0,81	0,33	0,09	0,03	-1	165,0	0			
BLOP	-72,4 (-5,1)	-233,9	256,2 (2,8)	17,7	-0,14 (-1,3)	0,23 (3,5)	-0,09 (-2,5)	-0,41 (-3,9)	0	0	0	2,24	0,80	0,87
FLOP	-7,6 (-1,3)	-22,1 (-1,6)	17,7 (1,2)	4,4	-0,04 (-0,8)	0,44 (12,2)	0	-0,62 (-10,8)	0	-165,0 (-4,8)	0	1,37	0,97	1,34

Tal i parentes er A-standard. SE er beregnet for en standard afledningsret for. Signifying

# TABEL 12

SYSTEMESTIMATION UDEN LAG M/V. INDM SAMPLE 33-72

VARIABLE: KONST IDP IL IFK+DK PBO+BOP WW Y KIP KIH D844 INDM SE R<sup>2</sup> DW

PARAMETER: A B C D E F G K L B-D M

## ESTIMATION 1) UDEN INDM

PM2	72,2	278,1	-240,4	-37,8	-0,80	0,32	0,10	0,05	-7	182,6	-	-	2,17	0,81	0,83
BLOP	-68,2 (-4,9)	-240,4	216,0 (2,2)	24,3	-0,14 (-1,4)	0,22 (3,6)	-0,10 (-2,9)	-0,40 (-4,0)	0	0	-	-	2,17	0,81	0,83
FLOP	-4,0 (-1,1)	-37,8	24,3 (1,4)	13,4	-0,06 (-1,2)	0,45 (13,6)	0	-0,65 (-12,2)	0	-182,6 (-4,5)	-	-	1,31	0,97	1,44

## ESTIMATION 2) MED M1\*INDM ETC.

PM2	106,8	260,6	-218,1	-42,5	-0,81	0,33	0,09	0,04	-1	210,4	-0,34	-	2,10	0,83	0,81
BLOP	-134,1 (-3,1)	-218,1	186,7 (1,9)	31,3	-0,14 (-1,4)	0,22 (3,6)	-0,09 (-2,6)	-0,40 (-4,0)	0	0	0,65 (1,7)	-	2,10	0,83	0,81
FLOP	27,3 (1,1)	-42,5 (-2,3)	31,3 (1,9)	11,2	-0,05 (-1,0)	0,45 (13,6)	0	-0,65 (-12,3)	0	-210,4 (4,3)	-0,31 (-1,3)	-	1,28	0,97	1,31

Tal i parentes er A. værdier. SE er homogiseret for gns. antallet af observationer pr. ligning. FORTSÆTTES

# TABEL 4

ENKELT LIGNINGS ESTIMATION MED LAG SAMPLE 33-72

VARIABLE : KONST IDP IL IFK+DK PANTROP WW X KIP KIH D844 TILP

PARAMETER	A	B	C	D	E	F	G	K	L	B-D	R	SE	R <sup>2</sup>	DW
PM2	-1,28 (-0,1)	85,0	-79,5 (-1,4)	-5,5 (-0,5)	-0,86 (-5,7)	0,60 (5,8)	0,06 (0,3)	-0,40 (-2,0)	-1	169,6	0,91 (11,9)	1,44	0,99	2,49
BL0P	-15,3 (-1,1)	-112,3	108,6 (7,7)	3,7 (0,3)	-0,09 (-0,5)	0,16 (1,7)	-0,05 (1,9)	-0,31 (-2,0)	0	0	0,72 (6,2)	1,54	0,92	2,46
FL0P	-3,1 (-0,5)	-28,7 (-0,6)	15,2 (0,3)	13,6	-0,03 (-0,4)	0,44 (8,1)	0	-0,63 (-3,4)	0	-130,2 (-3,1)	0,33 (1,9)	1,32	0,98	1,96
SUM	-19,6	56,0	44,3	11,7	-0,98	1,20	0,01	-1,34	-1	39,4				



# TABEL 2

SYSTEMESTIMATION MED KØYCK-LAG SAMPLE 33-72

VARIABEL : KONST IOP IL IFK+OK PBO+BOOP WH Y KIP KIH B844 TILP SE R<sup>2</sup> DW

PARAMETER: A B C D E F G K L B-D h

PM2	19,4	118,3	-109,8	-8,6	-0,98	0,48	0,05	-0,19	-7	152,2	0,71	1,36	0,99	2,34
BLOP	-16,9 (-1,5)	-109,8	106,2	3,6	-0,07 (-0,5)	0,17 (1,8)	-0,05 (-2,1)	-0,32 (2,2)	0	0	0,71	1,44	0,92	2,44
FLOP	-2,6 (-0,7)	-8,6 (-0,8)	3,6 (0,3)	4,9	0,06 (0,4)	0,35 (4,5)	0	-0,49 (-4,1)	0	-152,2 (-3,9)	0,71 (8,3)	1,32	0,97	2,38

# TABEL 3

SYSTEMESTIMATION UDEN LAG SAMPLE 33-72

PARAMETER: A B C D E F G K L B-D h SE R<sup>2</sup> DW

PM2	72,2	278,1	-240,4	-37,8	-0,80	0,32	0,10	0,05	-7	182,6	0	2,17	0,81	0,83
BLOP	-68,2 (-4,0)	-240,4	216,0	24,3	-0,14 (-1,4)	0,22 (3,6)	-0,10 (-2,8)	-0,40 (-4,0)	0	0	0	2,17	0,81	0,83
FLOP	-4,0 (-1,1)	-37,8	24,3	13,4	-0,06 (-1,2)	0,45 (13,6)	0	-0,65 (-12,2)	0	-182,6 (-4,5)	0	1,31	0,97	1,44

Tal i parentes er A-værdier. SE er beregnet for spec. variabel. Indtægt er spec. ligning.

# TABEL 1.

## OVERSIGT OVER SYSTEMETS Koefficienter

REGRESSORER %    KONST    IDP    IL    IFK+DK    BOP+PBO    WW    Y    S1    S2    S3    KIP    KIH    D844

LIGNING 1

REGRESSANT %

(1) PM2            A1    B1    C1    D1    E1    F1    G1    H1    I1    J1    K1    L1    B1D

(2) BLOP            A2    B2    C2    D2    E2    F2    G2    H2    I2    J2    K2    L2    -

(3) FLOP            A3    B3    C3    D3    E3    F3    G3    H3    I3    J3    K3    L3    B3D

KoefficientSUM %    0    0    0    0    0    -1    1    0    0    0    0    -1    -1    0

PM2 : PENGEMÆNGDE - VID            IDP : INDLÅNSRENTE            WW : AKKUMULERET OPSPARING

BLOP : BANKLÅN                            IL : UDLÅNSRENTE                    Y : INDENLANDSK EFTERSPØRGSEL

FLOP : LÅN I UDLAND                    IFK : KORT DM-RENTE                    KIP : AKKUMULERED EKHVER SINV.

BOP+PBO : NETTODBL. - BEHOLDNING    DK : DM-KURSRÆNDING                    KIH : AKKUMULERED BOLLIG INV.

# TABEL 13 (FORTSAT)

SYSTEMESTIMATION MED KOYCK-LAG MED INDM. SAMPLE 33-72.

VARIABLE: KONST. IOP IL IFK+DK PBO-BOP MW Y KIP KIH D844 TILP SE R<sup>2</sup> DW  
 PARAMETER: A B C D E F G K L B-D R

## ESTIMATION 3) MED (IFK+DK)/((INDM/100)\*2)

PM2	19,7	121,3	-1140	-7,4	-0,99	0,49	0,05	-0,19	-1	148,1	0,71		
BLOP	-17,3 (-1,5)	-1140	112,7 (2,0)	1,2	-0,06 (-0,4)	0,16 (1,8)	-0,05 (-2,1)	-0,31 (-2,1)	0	0	0,71	1,44	0,92 2,43
FLOP	-2,4 (-0,6)	-7,4 (-0,7)	1,2 (0,1)	6,2	0,05 (0,4)	0,35 (4,6)	0	-0,50 (-4,1)	0	-148,1 (-3,9)	0,71 (8,3)	1,31	0,97 2,38

## ESTIMATION 4) MED IFK+DK - ((INDM - 100)/100)

PM2	21,2	132,4	-128,9	-3,6	-2,00	0,49	0,04	-0,20	-1	120,9	0,72		
BLOP	-19,4 (-1,6)	-128,9	136,9 (2,6)	-8,0	-0,01 (-0,1)	0,13 (0,5)	-0,04 (-1,8)	-0,26 (-1,8)	0	0	0,72	1,43	0,92 2,36
FLOP	-1,8 (-0,5)	-3,6 (-0,4)	-8,0 (-0,8)	11,6	0,02 (0,1)	0,38 (5,1)	0	-0,54 (-4,7)	0	-120,9 (-3,8)	0,72 (8,5)	1,28	0,97 2,39

Tal i parentes er A-værdier. SE er horisontal for gns. antal observationer pr. ligning.

# TABEL 13

SYSTEMESTIMATION MED KØYCK-LAG M./V. INDM SAMPLE 33-72.

VARIABLE %	KONST	1DP	1L	1FK+DK	PB+BOB	WH	Y	KIP	KIH	B844	INDM	TILP.	SE	R <sup>2</sup>	DW
PARAMETERØ	A	B	C	D	E	F	G	K	L	B-D	M	k			

## ESTIMATION 1) UBEV INDM.

PM2	19,4	118,3	-109,9	-8,6	-0,98	0,48	0,05	-0,19	-1	39,4	0	0,31			
	(-1,5)											(8,3)			
BLOP	-16,9	-109,8	106,2	3,6	-0,03	0,13	-0,05	-0,33	0	0	0	0,31	1,44	0,92	2,44
	(-1,5)	(1,9)			(-0,5)	(1,9)	(-2,1)	(2,2)							
FLOP	-2,6	-8,6	3,6	4,9	0,06	0,35	0	-0,49	0	-39,4	0	0,31	1,32	0,97	2,38
	(-0,2)	(-0,8)	(0,3)		(0,4)	(4,5)		(-4,1)		(-3,9)					

## ESTIMATION 2) MED M1 \* INDM ETC.

PM2	38,4	112,3	-100,5	-11,8	-1,01	0,47	0,04	-0,16	-1	144,6	-0,16	0,30			
BLOP	-91,4	-100,5	90,3	10,3	-0,07	0,18	-0,04	-0,34	0	0	0,31	0,30	1,27	0,94	2,54
	(-3,4)	(1,7)			(-0,5)	(2,2)	(-1,6)	(-2,6)			(3,0)				
FLOP	52,9	-11,8	10,3	1,5	0,08	0,35	0	-0,50	0	-144,6	-0,55	0,30	1,19	0,98	2,40
	(2,4)	(-1,1)	(0,9)		(0,6)	(5,0)		(-4,5)		(-3,8)	(-2,6)	(8,7)			

Tal i parentes er A-værdier. SE er standardfejlen for parameteren. FORVÆTLES

# BILAG 1

	PM2	BLOP	FLOP	IDP	IL	IFK	DK
29	116	118	57	094	159	105	097
30	115	117	57	095	161	095	074
31	116	118	56	095	167	096	181
32	114	107	53	095	163	086	003
33	114	107	50	088	163	061	003
34	124	101	51	079	149	046	026
35	136	104	44	074	140	039	002
36	132	106	52	072	142	035	008
37	135	111	49	078	143	038	022
38	133	109	42	080	153	044	036
39	133	109	49	103	179	046	044
40	133	110	55	097	173	045	029
41	134	113	51	088	164	040	071
42	130	113	57	095	165	039	092
43	135	112	57	099	170	035	116
44	131	114	57	088	166	034	113
45	136	114	66	081	154	035	068
46	137	114	67	075	150	040	019
47	132	117	57	078	166	055	015
48	129	116	68	086	153	066	039
49	124	114	57	101	192	088	078
50	125	114	57	109	193	088	122
51	125	115	57	121	210	091	101
52	121	113	55	127	190	082	074
53	122	113	49	101	208	087	107
54	124	113	54	105	183	110	007
55	125	114	48	111	185	129	008
56	126	114	48	111	187	124	008
57	128	112	45	111	190	110	012
58	123	109	42	107	192	099	048
59	121	113	42	111	197	084	068
60	128	111	39	111	200	068	111
61	126	111	40	110	195	068	111
62	121	107	36	107	187	096	048
63	126	113	42	111	197	084	084
64	128	111	36	110	195	068	111
65	128	111	38	106	185	050	070
66	139	111	37	083	156	059	045
67	148	114	37	085	155	059	030
68	157	115	39	083	152	057	028
69	148	114	39	085	153	059	045
70	154	124	45	083	154	057	019
71	142	124	45	090	154	057	030
72	162	122	49	087	157	057	018
73	172	122	49	087	157	057	018
74	174	128	52	080	159	048	020
75	175	124	52	075	146	048	020
76	197	133	60	075	159	048	020

# TABEL 14

SYSTEMESTIMATION MED DKVAR 1 STEDET FOR DK SAMPLE 33-72

VARIABLE: KONST IOP IL IFF+DKVAR PBO+BOBP WW Y KIP KIH 0844 TILP SE R<sup>2</sup> DW  
 PARAMETER: A B C D E F G K L B-D R

## ESTIMATION UDEN LAG

	A	B	C	D	E	F	G	K	L	B-D	R	SE	R <sup>2</sup>	DW
PM2	82,3	320,3	-312,1	-8,2	-0,82	0,35	0,09	0,00	-1	98,4	0			
BLOP	-78,6 (-6,4)	-312,1 (3,9)	306,9	5,1	-0,15 (-1,4)	0,23 (3,6)	-0,09 (-2,5)	-0,40 (-4,0)	0	0	0	2,23	0,80	0,86
FLOP	-3,7 (-1,1)	-8,2 (-1,2)	5,1 (0,7)	3,1	-0,03 (-0,5)	0,42 (13,3)	0	-0,60 (-12,0)	0	-98,4 (-4,7)	0	1,40	0,97	1,28

## ESTIMATION MED NOYCK-LAG

	A	B	C	D	E	F	G	K	L	B-D	R	SE	R <sup>2</sup>	DW
PM2	18,9	123,9	-120,8	-3,1	-1,00	0,50	0,04	-0,21	-1	70,9	0,74			
BLOP	-16,3 (-1,4)	-120,8 (2,8)	123,7	-2,9	-0,04 (-0,3)	0,14 (1,6)	-0,04 (-2,0)	-0,28 (-2,0)	0	0	0,74 (8,8)	1,43	0,92	2,46
FLOP	-2,5 (-0,7)	-3,1 (-0,7)	-2,9 (-0,6)	6,0	0,04 (0,3)	0,36 (5,3)	0	-0,51 (-4,9)	0	-70,9 (-3,8)	0,74	1,28	0,97	2,31

Tal i parentes er  $t$ -værdier. SE er beregnet for spec. antal frihedsgrader per ligning.

# BILAG 2

	OBS.	RES.	OBS.	RES.	BLOP GEN.	RES.
34	1171	1171	1171	1171	104	427814
35	1172	1172	1172	1172	105	471959
36	1173	1173	1173	1173	105	916889
37	1174	1174	1174	1174	105	2345458
38	1175	1175	1175	1175	108	20250331
39	1176	1176	1176	1176	108	7920331
40	1177	1177	1177	1177	109	6618977
41	1178	1178	1178	1178	109	6449978
42	1179	1179	1179	1179	113	22408
43	1180	1180	1180	1180	112	284383
44	1181	1181	1181	1181	111	351703
45	1182	1182	1182	1182	115	647870
46	1183	1183	1183	1183	115	576381
47	1184	1184	1184	1184	115	0961484
48	1185	1185	1185	1185	115	505484
49	1186	1186	1186	1186	118	99349
50	1187	1187	1187	1187	117	157209
51	1188	1188	1188	1188	116	3921358
52	1189	1189	1189	1189	116	268466
53	1190	1190	1190	1190	115	603869
54	1191	1191	1191	1191	113	532777
55	1192	1192	1192	1192	112	776494
56	1193	1193	1193	1193	112	518394
57	1194	1194	1194	1194	110	033443
58	1195	1195	1195	1195	110	310533
59	1196	1196	1196	1196	109	617012
60	1197	1197	1197	1197	111	690709
61	1198	1198	1198	1198	111	249449
62	1199	1199	1199	1199	110	146109
63	1200	1200	1200	1200	108	396466
64	1201	1201	1201	1201	108	033466
65	1202	1202	1202	1202	114	572818
66	1203	1203	1203	1203	114	37046
67	1204	1204	1204	1204	114	05346
68	1205	1205	1205	1205	114	2816
69	1206	1206	1206	1206	116	60446
70	1207	1207	1207	1207	122	89414
71	1208	1208	1208	1208	121	61376
72	1209	1209	1209	1209	121	4144

FLOP

OBS.	GEN.	RES.
34	7711683	9789
35	335880	2825
36	747895	2539
37	469342	2425
38	777620	8977
39	177658	9987
40	418570	3800
41	541970	4457
42	519880	4457
43	110580	4457
44	14680	4457
45	85411	4457
46	22168	4457
47	45434	4457
48	76748	4457
49	72677	4457
50	88708	4457
51	4488	4457
52	77630	4457
53	63707	4457
54	49609	4457
55	15259	4457
56	07364	4457
57	65994	4457
58	52542	4457
59	60542	4457
60	65958	4457
61	05286	4457
62	33717	4457
63	33703	4457
64	39836	4457
65	83136	4457
66	85157	4457
67	46157	4457
68	45	4457
69	45	4457
70	45	4457
71	45	4457
72	45	4457

INSTRUCTION SD - ITEM: LISTE  
 INSTRUCTION NAME ENCOUNTERED.  
 E NAME OF THE ER: PONEOUS INSTICTION NAME.  
 TSP MANUAL FOR CORRECT SPELLING AND A TABLE

EXEC: #400



# TABEL 16

SYSTEMESTIMATION MED KØYCK-LAG OG MED WW, KIP OG KIH ERSTATJET AF

PW = WW - KIP - KIH. SAMPLE 33-72.

VARIABLE : KONST IOP IL IFK+DK BOP+PBO PNW Y D844 TILP SE R<sup>2</sup> DW

PARAMETER : A B C D E F G B-D R

	A	B	C	D	E	F	G	B-D	R	SE	R <sup>2</sup>	DW
PM2	1,1	96,3	-91,0	-5,3	-9,86	0,65	0,07	39,1	0,86			
BLOP	1,6 (0,2)	-91,0	94,1 (1,7)	-3,1	-9,14 (-0,8)	0,05 (0,7)	-0,07 ( )	0	0,86	1,47	0,91	2,60
FLOP	-2,7 (-1,1)	-5,3	-3,1	8,4	-9,00 (-0,0)	0,30 (4,8)	0	-39,1 (-7,5)	0,86 (15,5)	1,26	0,97	2,37

# TABEL 17

SYSTEMESTIMATIO I DIFFERENSER UDEN LAG. SAMPLE 33-72.

VARIABLE : KONST D1OP DIL DIFK+DOK DBOP+DPO DWN DY DKIP DKIH D844 SE R<sup>2</sup> DW

PARAMETER : A B C D E F G K L B-D

	A	B	C	D	E	F	G	K	L	B-D	SE	R <sup>2</sup>	DW
DPM2	1,4	95,8	-76,5	-19,3	-0,79	0,47	0,09	0,01	-1	266,3			
DBLOP	-1,3 (-0,9)	-76,5	63,1 (0,7)	13,4	-9,14 (-1,1)	0,31 (2,8)	-0,09 (-2,3)	-0,42 (-2,4)	0	0	1,77	0,58	2,23
DFLOP	-9,0 (-9,0)	-19,3	13,4 (0,8)	5,9	-9,06 (-0,6)	0,22 (2,6)	0	-0,58 (-4,3)	0	-266,3 (-3,0)	1,37	0,62	2,08

FLOIP

OBS.	GEN.	RES.
4	49.77164	589789
5	50.35583	122823
6	53.72880	242338
7	54.47895	707530
8	51.69342	422425
9	52.96620	789976
40	55.17566	338387
41	56.54366	298000
42	56.50535	54457
43	56.42179	311294
44	56.83392	12940
45	56.92362	932490
46	57.45749	515325
47	57.40991	958230
48	56.53080	733541
49	57.47125	296229
50	57.86470	137908
51	57.36606	131024
52	56.97265	522229
53	57.43673	193395
54	55.85352	643509
55	55.21310	748969
56	54.06431	88284
57	51.16318	587590
58	44.64396	429679
59	48.04169	365276
60	45.74830	227751
61	44.20356	550140
62	41.65358	983997
63	38.90689	146079
64	37.38559	791883
65	37.64428	034795
66	38.23299	295296
67	39.23023	942606
68	39.10212	731776
69	40.63591	784547
70	39.63075	980832
71	47.07564	121065

100-1000

PBO BOP NW Y KIP KIH

Table with 7 columns: PBO, BOP, NW, Y, KIP, KIH, and a final column of numbers. The table contains 48 rows of data, with the final column numbers ranging from 23 to 76.

EDMX	EDEM	INDM	DK	DKKVAR
90	70000	99	097471	00000
23	79000	101	103346	00000
33	40000	109	104627	00000
33	30000	109	103843	00000
33	90000	101	103784	00000
33	60000	101	105211	00000
33	90000	108	106523	00000
33	00000	99	105023	00000
33	80000	99	102338	00000
40	30000	101	10338	00000
41	10000	101	106416	00000
42	70000	101	102449	00000
43	60000	109	102443	00000
44	80000	99	105093	00000
45	50000	99	106934	00000
46	00000	99	104500	00000
47	30000	101	108409	00000
48	90000	99	106551	00000
49	60000	97	108488	00000
50	90000	100	109840	00000
51	50000	99	107580	00000
52	00000	101	104019	00000
53	30000	101	101855	00000
54	80000	98	103071	00000
55	00000	99	102265	00000
56	60000	101	107449	00000
57	30000	109	108769	00000
58	90000	101	104657	00000
59	00000	101	105749	00000
60	80000	99	104734	00000
61	90000	100	109814	00000
62	70000	100	104786	00000
63	50000	99	106928	00000
64	90000	98	107852	00000
65	40000	101	107852	00000
66	30000	101	101574	00000
67	60000	101	107852	00000
68	50000	101	107852	00000
69	40000	101	107852	00000
70	30000	101	107852	00000
71	20000	101	107852	00000
72	10000	101	107852	00000
73	00000	101	107852	00000
74	90000	101	107852	00000
75	80000	101	107852	00000
76	70000	101	107852	00000

Modelgruppen  
 Danmarks Statistik

21.08.89  
 thomast1/sivej.dok  
 KS+TT/ks+tt

## Supplerende dokumentation vedrørende opdatering af de indirekte skatter

### Indledning

Dette papir supplerer KSA+KS 06.06.88, idet papiret belyser anvendelsen af regneark til konstruktion og kontrol af datamateriale. Der lægges især vægt på variabeldefinitionerne.

Der er konstrueret 4 regneark, 2 til anvendelse ved opdatering af endelige tal og 2 til foreløbige tal. Regnearkene er konstrueret i Framework II, og de ligger på en diskette med navnet "Hjælpeopdateringsfil", KS/TT.

Regnearkene er navngivet således at xx angiver måneden og yy året, i hvilken opdateringen finder sted. HOxxyyEN.fw2 udregner for endelige år visse hovedtal, som ikke leveres fra NR. IBxxyyEN.fw2 foretager for endelige år en opsplittning af afgifterne på byggeinvesteringer. For de foreløbige år anvendes regnearket HOxxyyFO.fw2 til beregning af afgifternes hovedtal, mens SUxxyyFO.fw2 udregner subsidiernes fordeling på visse hovedgrupper.

### 2. Nomenklatur

I afsnit 3 og 4 vises genereringen af en række variabler. I de tilfælde, hvor variabelen genereres fra andre variabler, som allerede har ADAM-betegnelser, anvendes disses betegnelser. I de tilfælde, hvor variabelen afledes direkte fra en tabel, anvendes nedenstående nomenklatur:

<afgift> = <tabel>:<tabelnr.> + ...

<afgift> angiver hvilken variabel, som genereres. <tabel> er en betegnelse for den tabel, som er anvendt, mens <tabelnr.> efter kolonet angiver afgiftens nummer i tabellen eller (i afsnit 3.2) afgiftens hoved/spaltetekst i tabellen.

Som betegnelse for <tabel> er anvendt:

NR : 6. kontor, tabel 2 & 3  
 SL1 : 6. kontor, Søren Larsen: "Beregning af Nybyggeri"  
 SL2 : 6. kontor, Søren Larsen: "Fordeling af handelsomkostninger"  
 SL3 : 6. kontor, Søren Larsen: "Bygge- og anlægsmoms"  
 SA : 5. kontor, Skatter og Afgifter, tabel 2.8  
 SE : 5. kontor, Statistiske Efterretninger, tabel 6

### 3. Beskrivelse af regnearkene for endelige år

#### 3.1 HOxxyyEN.fw2 - visse hovedtal for endelige år

Regnearket udregner for endelige år en række afgiftsprovenuer, som efter konstruktionen indhulles i AFGIFT.HOVEDTAL. Her genereres de variabler, som er omtalt i KSA+KS 06.06.88, pkt. 3.A.1.b, 3.A.1.c samt 3.A.2.

SIAF	= NR:3.3	(Indirekte skatter)
SISU	= NR:3.2	(Subsidier)
SIQV	= SA:5.3.2	(Vægtafg. på motork. i prod.)
SIQEJ	= SA:5.4	(Ejendomsskatter)
SIQR1	= SA:7	(Andre produktions-skatter i)
SIQS	= SE:2	(Ikke-varetilk. subs. i alt)
SIQU	= SA:3.2.08+SA:3.2.09	(Bid. til arb.mkd.uddannels. + bid. til arb.giv. elevrefu.)
SI	= SIAF+SISU	
SIPSU	= SISU-SIQS <sup>1</sup>	
SIPAF	= SIP-SIPSU <sup>1</sup>	
SIQSK	= SIQS-SIQQTO <sup>1</sup>	

Som kontrol udregnes:

CHECK1	= SIQS+SIPSU-SISU
CHECK2	= SIQV+SIQEJ+SIQS+SIQR1+SIQU-SIQ
CHECK3	= SIG+SIM+SIP+SIR+SIQ-SI
CHECK4	= SIP-SIPSU-SIPAF

Alle check-variablerne skal være lig 0. I CHECK2 og CHECK3 kan dog forekomme marginale decimalafvigelser.

#### 3.2 IBxxyyEN.fw2 - opsplitning af afgifter på byggeinvesteringer for endelige år

Dette regneark beregner for endelige år variablerne SIGIH, SIGIPB, SIGIOB, SIPIH, SIPIPB og SIPIOB, som efter konstruktionen indhulles i AFGIFT.HOVEDTAL, jf. KSA+KS 06.06.88, første del af punkt 3.A.1.d. Tallene beregnes på grundlag af tal fra Søren Larsen, 6. kontor.

SIGIH	= SL1:boligbyggeri/moms
SIPIH	= SL1:boligbyggeri/gebyrer+SL2:boligbenyttelse/stempelafgift
SIGIPB	= SL1:privat erhv.-bygg./moms+SL1:off. erhvervsmæss./moms +SL3:off. erhvervsmæss./ikke-refunderet moms...(nyanlæg)
SIPIPB	= SL1:privat erhv.-bygg./gebyrer+SL1:off. erhvervsmæss./gebyrer +SL2:privat erhv.-bygg./stempel.+SL2:off. erhvervsmæss./stempel.
SIGIOB	= SL1:off. tjenester i./gebyrer +SL3:off.ikke erhvervsmæss./ikke-refunderet moms...(nyanlæg)
SIPIOB	= SL1:off. tjenester i./gebyrer+SL2:off. ikke-erhv. bygg./stempel.

Det checkes nu, om regnearkets SIGIB (=SIGIH+SIGIPB+SIGIOB) og SIPIB (=SIPIH+SIPIPB+SIPIOB) er de samme, som i forvejen findes i SIMBK for det endelige år.

<sup>1</sup> Jf. også formlerne i KSA+KS 06.06.88. punkt 3.A.1.c

#### 4. Beskrivelse af regnearkene for foreløbige år

##### 4.1 HOxyyyFO.fw2 - visse hovedtal for foreløbige år

Regnearket udregner for foreløbige år en række afgiftsprovenuer, som efter konstruktionen indhulles i AFGIFT.HOVEDTAL. Se også KSA+KS 06.06.88, punkt 3.B.1.

SIAF	= NR:3.3	(Indirekte skatter)
SISU	= NR:3.2	(Subsidier)
SI	= SIAF+SISU	
SIG	= SA:6.1+SA:6.6	(Moms+div. afg. af v. og tj.)
SIM	= SA:6.2	(Told og importafgifter mv.)
SIPAF	= SA:6.3+SA:6.4+SA:6.5-SIR	(Afg. af spec. v. + afg. af spec. trans. + afg. af spec. tj. - SIR)
SIPSU	= SE:1	(Varesubsidier ialt)
SIP	= SIPAF+SIPSU	
SIR	= SA:6.3.2+SA:6.3.32	(Reg. af motork.+Indt. nump.)
SIQ	= SI-NR:2.2	(SI - varetilkn. ind. skatter)
SIQV	= SA:5.3.2	(Vægtafg. på motork. i prod.)
SIQEJ	= SA:5.4	(Ejendomsskatter)
SIQS	= SE:2	(Ikke-varetilkn. subs. ialt)
SIQU	= SA:3.4.01+SA:3.4.02	(Bid. til arb.mkd. uddannels. + bid. til arb.giv. elevrefu.)
SIQR1	= SA:7	(Andre produktionsskatter)
SIQQT0	= Tal fra Poul Uffe Dam	
SIQSK	= SE:2-SIQQT0	

Som kontrol udregnes:

CHECK1	= SIPSU+SIQS-SISU
CHECK2	= SIQV+SIQEJ+SIQS+SIQU+SIQR1-SIQ
CHECK3	= SIG+SIP+SIR+SIQ+SIM-SI
CHECK4	= SIP-SIPAF-SIPSU

Alle check-variablerne skal være lig 0. I CHECK2 og CHECK3 kan der dog forekomme afvigelser som følge af decimalfejl.<sup>2</sup>

<sup>2</sup> Tidligere var det valgt at sikre "hovedidentiteten" i CHECK3 opfyldt, hvilket opnåedes ved at justere FEJLKOR3. FEJLKOR3 tilpassede SIPAF, således at CHECK3 bliver lig 0, jf. også KSA+KS 06.06.88 punkt 3.B.1.b, hvor CHECK3 dog kaldes CHSUH3.

4.2 SUxxyyFO.FW2 - subsidiernes fordeling på visse hovedgrupper for foreløbige år

Regnearket udregner for foreløbige år subsidiernes fordeling på varer, til indhulning i AFGIFT.ART/SIP-SIR. (KSA+KS 06.06.88, punkt 3.B.2).

SIPKON = -SE:1.2.3 (Tilskud til foreningskons.)  
 SIPTEA = -SE:1.2.1-SE:1.2.2-SE:1.2.6 (Det kgl. Tea. & andre va.  
 + statsl. tilsk. til landsd.  
 + andre varesubs. til pr. vk.)  
 SIPFEOX = -SE:1.1.1 (Eksportstøtteordninger)  
 SIPLAND = -SE:1.1.2-SE:1.1.3-SE:1.1.4-SE:1.2.4 (Nt tab på solgte prod. ifm.  
 + tlsk. t. nedsl. af fp. smør  
 + prod.tilsk. på skummetm.  
 + tlsk. t. nedsl. af fp. kons.)  
 SIPMED = -SE:1.1.5 (Subsidier fin. af medansv.)

Som kontrol udregnes:

KONTROLSUM = SIPKON+SIPTEA+SIPFEOX+SIPLAND+SIPMED  
 SIPSU = -SE:1 (Varesubsidier ialt)

Hvis KONTROLSUM er lig SIPSU, kan SIPKON, SIPTEA, SIPFEOX, SIPLAND og SIPMED indhulles.



## EN LØNRELATION TIL ADAM

### 1. Indledning

I dette papir fremlægges et forslag til den endelige formulering af ADAMs lønrelation.<sup>1</sup>

Afsnit 2 anvendes til introduktion af visse nye variabelbetegnelser samt ændret indhold i visse.

I afsnit 3 fortælles kort om erfaringer med simulation af ADAM med forskellige lønrelationer indlagt. Der er især simuleret med en relation lignende "Estimation (7.5)" i KS-21.06.89.

Denne ligning danner også udgangspunkt for supplerende estimationsforsøg dokumenteret i afsnit 4.

I afsnit 5 søges relationen i dens endelige formulering testet for bl.a. parameterstabilitet.

Afsnit 6 anvendes til overvejelser vedrørende den valgte relations egenskaber på kort og langt sigt.

I afsnit 7 genoptages eksperimenterne med simulation af modellen med indlagt lønrelation.

Endelig afrundes i afsnit 8, og det foreslås på længere sigt at forsøge at estimere sektorale lønrelationer.

### 2. Variabler - definition og notation

Definition og notation for variablerne til lønrelationen følger i store træk konventionen fra foregående papirer. Se bilag 1 for forslag til variabelbetegnelser. Nedenfor gennemgås de ændringer i variabler, som er sket siden KS-21.06.89.

<sup>1</sup>Arbejdet med endogenisering af makrolønnen har "i denne omgang" kastet følgende papirer af sig: AKH-01.10.86; KS-06.05.87, rev. 12.05.87; KS-03.11.88, rev. 13.12.88; KS-14.02.89 samt KS 21.06.89. Papirerne vedrørende datadefinition og lønsystemer hedder: KS-03.11.87; KS-21.01.88 samt KS-19.06.89, rev. 15.08.89. Af tidligere arbejder i modelgruppen vedrørende løndannelsen kan nævnes EA's kapitel 5 i "Rapport fra modelgruppen nr. 3" samt AMC-03.11.80, AMC-05.11.80 og AMC-29.04.81.

## 2.1 Timeproduktiviteten i fremstillingssektoren

Timeproduktiviteten i fremstillingssektoren regnet i faste priser kaldes KQYFN og er defineret således:

$$KQYFN = 1000 \cdot FYFN / (QNA \cdot HGN + (QNFB \cdot HA \cdot (1 - BQNF/2)))$$

KQYFN er identisk med ZYFNP defineret i KS 21.06.89 afsnit 3.

## 2.2. Kompensationsgrad

Kompensationsgraden defineres således:

$$BTYD = (TTYD \cdot LIHTY / 45.74) / (LNA \cdot HA)$$

BTYD betegner den andel arbejdsløshedsdagpengene for en fuldtidsforsikret udgør af den løn som vedkommende kunne opnå ved at tage beskæftigelse som arbejder i fremstillingssektoren til gennemsnitlig løn og aftalt arbejdstid.

Jeg har valgt at ændre lidt i definitionen af kompensationsgraden fra KS-03.11.88, rev. 13.12.88. Udgangspunktet tages stadig i  $TTYD \cdot LIHTY / 45.74$  som tæller, idet denne størrelse angiver den gennemsnitlige årlige sats for arbejdsløshedsunderstøttelsen pr. dagpengeberettiget udregnet på heltidsbasis. I nævneren skal da stå et udtryk for lønnen for en heltidsansat. Jeg vælger at anvende udtrykket  $LNA \cdot HA$ .

Derved svarer nævneren i mit kompensationsudtryk til nævneren i budgetdepartementets. Videre svarer denne nævner godt til nævneren i en serie for kompensationsgrader, som jeg har lånt af DØRS, jf. nedenfor.

TTYD findes i ADAMBK for perioden 1963-88. For at få en længere serie er det valgt sammenkæde BTYD med en serie for kompensationsgraden, som konstrueredes i foråret 1988 af Richard Larsen, DØRS. Serien er i princippet konstrueret på samme måde som BTYD. Kaldes serien fra DØRS for KOMPDØRS fås at BTYD datamæssigt genereres således:

$$BTYD = \begin{cases} .441806 / 39.7 \cdot KOMPDØRS & \text{for 1949-82} \\ TTYD \cdot LIHTY / 45.74 / (LNA \cdot HA) & \text{for 1963-88} \end{cases}$$

BTYD har manglende observation for 1948. BTYD er udskrevet i bilag 2.

### 2.3. Skattevariabel

Det er valgt at benytte en skattesats, som allerede findes i ADAMBK. Valget er faldet på TSS0, som er udgangsværdien for den gennemsnitlige indkomsskattesats. TSS0 findes for periode 1970-88 og kædet sammen med TSA0u1 for 1949-69. Der anvendes følgende sammenkædning:

$$TSSOU = \begin{cases} .314643/.34 * TSA0U1 & \text{for 1948-69} \\ TSS0 & \text{for 1970-88} \end{cases}$$

"U"-et i TSSOU angiver, at satsen skal bruges uden for skattedelen af modellen.

Variablen TSSOU er udskrevet i bilag 2.

### 3. Simulationer I

Arbejdet med lønrelationen har i slutfasen haft karakter af en iterativ proces, hvor resultater indhentet fra henholdsvis estimation og simulationer har suppleret hinanden.

Formålet med simulationerne har primært været at undersøge, hvordan ADAMs stabilitetsegenskaber påvirkes ved indlæggelse af lønrelationer à la relation (7.5) i KS-21.06.89.

Jeg har derfor forsøgt med forskellige lønrelationer med varierende lagsstruktur.

Der er foretaget både historiske simulationer og fremskrivninger. Ved fremskrivningerne er anvendt det opdateringselement, som ligger til grund for kundekørslen, august 1989.

Følgende generelle konklusioner nåedes:

- \* Modellen kræver flere iterationer før konvergens ved indlæggelse af en lønrelation.
- \* Lag i lønrelationens højresidevariabler reducerer iterationsantallet betydeligt. Et lag på mindst en halv periode i producentpriserne skønnes nødvendigt.

- \* Lønrelationen knytter produktivitet, arbejdsløshed og løn snævert sammen, hvilket komplicerer justeringen af beskæftigelsesrelationerne (justering af produktiviteten).
- \* Den større "dynamik" på løn- og prisområdet giver mest plausible resultater, hvis eksporten endogeniseres.
- \* Arbejdsløshedens størrelse virker ind på lønnen, hvilket (specielt med endogen eksport) tilsyneladende virker stabiliserende på ADAM.

#### 4. Afsluttende estimationsforsøg

I det følgende tages udgangspunkt i relation (7.5) fra KS 21.06.89, idet jeg kort omtaler væsentlige ændringer foretaget ved estimation af nedenstående relationer.

På baggrund af erfaringerne med simulation af ADAM med en lønrelation er det valgt at arbejde med (den logaritmiske) produktprisændring lagget 1/2 periode. Dette giver en vis "logik", idet de "dynamiske variabler" (dvs. produktpris, restpris og produktivitet) da optræder lagget en halv periode, mens understøttelse og kompensationsgrad lagges 1 periode og korrektionsleddet 2 perioder.

Jeg har endvidere valgt at droppe den (formelle anvendelse af) Granger-Engels 2-trins procedure. I stedet for restleddet fra niveau-estimationen anvender jeg blot den 2 perioder laggede logaritmiske omkostningslønkvote  $\log(\text{LNAK}/(\text{PYFN} \cdot \text{KQYFN}))$ . Herved simplificeres estimationsproceduren, og problemet omkring estimation af 2 konstantled undgås.

Endelig skal det erindres, at kompensationsgraden er ændret i forhold til KS-21.06.89.

I den første estimation inddrages skatteudtrykket ikke, og parametren til  $\text{DLPR}(-1/2)$  estimeres således frit.

Estimation (4.1)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

```

dllna = 0.92457 * .5*(dlpyfn+dlpyfn[-1]) + 0.40958*.5(dlpr+dlpr[-1])
        (5.84428)                               (2.73771)
+ 0.41479 * .5*(dlkqyfn+dlkqyfn[-1])
        (2.41244)
- 0.21895 * log(lnak[-2]/(pyfn[-2]*kqyfn[-2]))
        (1.85016)
- 0.67572 * bul[-1] + 0.08050 * btyd[-1] - 0.08005
        (5.51393)           (2.04605)           (1.21421)

RSS          0.0049      SE          0.0129      V side gns.      0.0936
R2          0.9039
D.W.         2.1880

```

Relationen er ikke helt skævbenet. Koefficienten til den logaritmiske lønkvote er lige signifikant forskellig fra 0 på 5%-niveauet med det store antal frihedsgrader, som findes ved estimationen.

4.1 Funktionsform for arbejdsløsheden - BoxCox

Arbejdsløshedsudtrykket tilægges almindeligvis stor betydning ved estimation af lønrelation. På forslag af EA er det derfor forsøgt at estimere funktionsformen af BUL i lønrelationen. Hertil er anvendt den såkaldte BoxCox estimationsmetode. Der søges estimeret et  $\mu$  i følgende opskrivning:  $(BUL^\mu - 1)/\mu$ . Hvis  $\mu$  er tæt på 1 svarer dette til, at BUL næsten indgår lineært i lønrelationen, mens et  $\mu$  nær 0 peger mod en logaritmisk specifikation af BUL. Estimation (4.1) gentages, idet BUL erstattes af  $(BUL^\mu - 1)/\mu$ , hvorefter ligningen estimeres ikke-lineært, idet LSQ-ordren i TSP anvendes. Uanset valg af parametres initialværdier fås stort set samme estimater. Sættes alle parametres initialværdier lig 1, fås nedenstående estimationsresultat:

Estimation (4.2)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

$$\begin{aligned}
 \text{dllna} = & 0.92434 * .5*(\text{dlpyfn}+\text{dlpyfn}[-1]) + 0.40951 * .5*(\text{dlpr}+\text{dlpr}[-1]) \\
 & (5.70879) \qquad\qquad\qquad (2.68795) \\
 & + 0.41421 * .5*(\text{dlkqyfn}+\text{dlkqyfn}[-1]) \\
 & (2.29617) \\
 & - 0.21868 * \log(\text{lnak}[-2]/(\text{pyfn}[-2]*\text{kqyfn}[-2])) \\
 & (1.79027) \\
 & - 0.66589 * ((\text{bul}[-1] ** 0.99478 - 1)/0.99478) \\
 & (0.89212) \qquad\qquad\qquad (2.58472) \\
 & + 0.08043 * \text{btyd}[-1] - 0.74904 \\
 & (1.99201) \qquad\qquad\qquad (1.44170)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0055	SE	0.0138	V side gns.	0.0936
R <sup>2</sup>	0.8902				
D.W.	1.9607				

$\mu$  estimeres til .994781 med en t-værdi på 2.58472. Dette svarer i praksis til, at funktionsformen for BUL er linearitet. Her skal man selvfølgelig være opmærksom på, at udgangspunktet for estimation (4.2) er en opskrivning, hvor relationen i forvejen er "fedtet til" i et forsøg på at reducere SE.

Den lineære funktionsform giver de lettest fortolkelige parametre, og relationens statistiske egenskaber forbedres ikke ved den ikke-lineære estimation. Derfor fås, at den lineære funktionsform for BUL er den umiddelbart mest tilfredsstillende.

4.2 Skattevariabel og arbejdsgiverafgift

Det kan fremføres, at Estimation (4.1) lider af et symmetriproblem, idet forskellige måder af tilrettelægge det offentliges skattepolitik vil give anledning til forskellig lønudvikling i relationen. I restprisindekset PR indgår bl.a. de indirekte skatter, hvilket betyder, at fx en øgning af moms vil give anledning til en lønstigning via DLPR. Hæves derimod de direkte skatter vil det ikke give anledning til lønstigninger. Lidt banalt kan derfor siges, at i relation (4.1) har staten fuld kontrol over løndannelsen blot ved at føre skattepolitik.

Denne "egenskab", som selvfølgelig kan være uhensigtsmæssig ved multiplikatoreksperimenter, optræder sædvanligvis i forbindelse med den almindelige forventningsudbyggede Phillips-kurve.

Skal det forsøges at reparere herpå, må andre skatte- og skatte-lignende variabler inddrages. Mest umiddelbart er et mål for det direkte skattetryk samt de indirekte personaleomkostninger. Der må forventes positivt fortegn til disse 2 variabler. Imidlertid kan det overvejes, hvorvidt kun disse to ekstra variabler skal inddrages. Hvis fx arbejdernes løn øges, når det direkte skattetryk øges, vil den da ikke reduceres, når produktionen af offentlige tjenester øges? Jeg har leget lidt med variabelen FCO, men hverken logaritmiske ændringer i FCO eller accelerationen heri får negativt fortegn.

Tilbage står at undersøge, hvordan direkte skattetryk og arbejdsgiverbidrag kan inddrages i relationen som ændringer.

"Moderne teori" har introduceret et begreb kaldet WEDGE<sup>2</sup>, som i en forstand betegner gabet mellem lønnen set fra arbejdsgiversiden og fra arbejdstagersiden. WEDGE-variablen tænkes at være med til at være med til at bestemme omkostningslønnen LNAK.

Fra arbejdsgiversiden tænkes følgende størrelse at betegne den reale lønomkostning:

$$\frac{\text{LNA} \cdot (1 + \text{procentsats for arbejdsgiverbidrag})}{\text{prisindeks for produktionsværdien}}$$

Fra arbejdstagersiden er følgende størrelse interessant:

$$\frac{\text{LNA} \cdot (1 - \text{direkte skattesats})}{\text{PCP}}$$

Tages forholdet mellem disse to udtryk fås, at LNAK skal være bestemt af:

---

<sup>2</sup>Min kilde hertil er primært John Smidt.

$$\frac{\text{PCP}}{\text{prisindeks for prod.}} * \frac{(1 + \text{procentsats for arbejdsgiverbidrag})}{(1 - \text{direkte skattesats})}$$

Dette udtryk kaldes "WEDGE", og de bånd som ligger i opskrivningen skulle sikre, at henholdsvis en indirekte skatteændring, en ændring i arbejdsgiverbidragene samt en ændring i de direkte skatter har samme effekt på lønnen.

Der er ingen apriori viden som tilsiger, at verden ser således ud, så båndet må selvfølgelig testes.

I mit setup kan tankegangen fra WEDGE-opskrivningen ikke umiddelbart overføres. For det første anvender jeg LNA på venstresiden og for det andet er mit foretrukne prisindeks PYFN, som er BFI-deflatoren for fremstillingssektoren.

Jeg vil forsøge at implementere tankegangen, idet jeg vælger at anvende et WEDGE-ligende udtryk i ændringer. Dette betyder at udtrykket for WEDGE kan opskrives på additiv form, nemlig som:

$$DL(\text{PCP}/\text{pris for prod.}) + DL(1 + \% \text{sats for bidrag}) - DL(1 - \text{skattesats})$$

DL foran parenteser betegner logaritmisk ændring i parentesens indhold.

Mit restprisindeks  $PR = (\text{PCP}/\text{PYFN})$  er forskelligt fra  $\text{PCP}/(\text{prisindeks for } \underline{\text{produktionsværdien}})$ , selv om de 2 udtryk selvfølgelig er i familie med hinanden. Jeg vælger at se bort fra problemet og anvender DLPR i de kommende estimationer.

%sats for bidrag må erstattes af  $(\text{LNAK} - \text{LNA})/\text{LNA}$ . Denne konstruktion er lidt uheldig, idet LNA (i hvert fald visuelt) da kommer til at stå på begge sider af lighedstegnet. Også dette problem ses der bort fra i denne omgang.

Endelig anvendes TSSOU som skattesats, jf. afsnit 2.3.

Således fås, at WEDGE's tre komponenter består af:

$$DLPR = \text{lig}(PR) - \log(PR(-1))$$

$$DL1TS = \log(1 - \text{TSSOU}) - \log(1 - \text{TSSOU}(-1))$$

$$DL1TA = \log(\text{LNAK}/\text{LNA}) - \log(\text{LNAK}(-1)/\text{LNA}(-1))$$



Indledningsvis estimeres elementerne i WEDGE ubundet, dvs. DL1TS og DL1TA indføres i Estimation (4.1). Endelig er der problemet omkring anvendelsen af den logaritmiske ændring i LNA på venstresiden i stedet for LNAK. Dette implicerer blot at "WEDGE-hypotesen" er opfyldt, hvis koefficienten til DL1TA minus 1 er lig koefficienten til DLPR og lig minus koefficienten til DL1TS. Dette resultat fås af, at  $DL1NAK = DL1NA + DL1TA$ .

#### Estimation (4.3)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

$$\begin{aligned}
 dllna &= 0.93042 * .5*(dlpyfn+dlpyfn[-1]) \\
 &\quad (5.48879) \\
 &+ 0.40617 * .5*(dlpr+dlpr[-1]) - 0.06211 * .5*(dl1ts+dl1ts[-1]) \\
 &\quad (2.61784) \qquad\qquad\qquad (0.33311) \\
 &- 0.84503 * .5*(dl1ta+dl1ta[-1]) \\
 &\quad (0.70814) \\
 &+ 0.46723 * .5*(dlkqyfn+dlkqyfn[-1]) \\
 &\quad (2.40825) \\
 &- 0.24343 * \log(\lnak[-2]/(pyfn[-2]*kqyfn[-2])) \\
 &\quad (1.90656) \\
 &- 0.60100 * bul[-1] + 0.07889 * btyd[-1] - 0.09511 \\
 &\quad (3.68033) \qquad\qquad (1.93640) \qquad\qquad (1.32706)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0048	SE	0.0133	V side gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.9057				
D.W. ( 1)	2.2143				

	DLLNA	FITTET	RESIDUAL
1986	0.049	0.048	0.001
1987	0.087	0.062	0.025
1988	0.062	0.076	-0.014

Det ses af Estimation (4.3), at de 2 ekstra variabler ikke påvirker relationen synderligt. Fortegnet er korrekt på begge variabler, men de er klart insignifikante. Forudsigelsesevnen er i øvrigt ikke imponerende. De relativt store lønstigninger i 1987 og efterfølgende små lønstigninger i 1988 giver problemer med fittet i perioden 1986-88.

Herefter lægges WEDGE-båndet ned over relationen. Herved fås relation (4.4)

Estimation (4.4)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

$$\begin{aligned}
 \text{dllna} = & 0.93730 * .5*(\text{dlpyfn}+\text{dlpyfn}[-1]) \\
 & (5.54404) \\
 & + 0.25100 * .5*(\text{dlpr}+\text{dlpr}[-1]) - 0.25100 * .5*(\text{dl1ts}+\text{dl1ts}[-1]) \\
 & (2.36260) \qquad \qquad \qquad (2.36260) \\
 & + \{0.25100 - 1\} * .5*(\text{dl1ta}+\text{dl1ta}[-1]) \\
 & (2.36260) \\
 & + 0.52043 * .5*(\text{dlkqyfn}+\text{dlkqyfn}[-1]) \\
 & (2.93703) \\
 & - 0.28853 * \log(\text{lnak}[-2]/(\text{pyfn}[-2]*\text{kqyfn}[-2])) \\
 & (2.41885) \\
 & - 0.59834 * \text{bul}[-1] + 0.08976 * \text{btyd}[-1] - 0.12183 \\
 & (4.70586) \qquad \qquad (2.25361) \qquad \qquad (1.84072)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0051	SE	0.0133	V side gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.8991				
D.W.( 1)	2.1129				

	DLLNA	FITTE	RESIDUAL
1986	0.049	0.052	0.003
1987	0.087	0.070	0.017
1988	0.062	0.085	-0.023

WEDGE-båndet ændrede relationen på flere punkter.

Koefficienten til DLPR(-1/2) reduceredes noget, mens (den numeriske værdi af) koefficienten til DL1TS(-1/2) og DL1TA(-1/2) øgedes. Et F-test viser, at båndet ikke afstedkom en signifikant forøgelse af SE, idet  $F = (.0051 - .0048) / .0048 / 27 = 1.69$ , hvilket er under 5%-fraktilen i  $F(1, 27)$ , som er lig 4.21.

Det bemærkes at relationens øvrige parametre nærmest "falder på plads" ved introduktionen af båndet i forhold til Estimation 4.1 og 4.3. Fx øges koefficienten til  $\log(\text{LNAK}(-2)/(\text{PYFN}(-2) \cdot \text{KQYFN}(-2)))$  og denne bliver klart signifikant. Tilsvarende gælder for estimatet til BTYD(-1). R<sup>2</sup> reduceres og SE øges, men dog kun marginalt. Relation (4.4) kan

anvendes, selvom forudsigelsen blev endnu værre. For 1988 gælder, at (LNAK-LNA) indeholder nogle afgifter, som ved en senere revision af modellen udelades af LNAK og dermed af (LNAK-LNA), jf. omlægningen af arbejdsgiverbidragene. 1988-forudsigelsen skal ikke tillægges for megen vægt, men det må dog ventes, at residualen bliver (numerisk) endnu større i 1988, idet det bortfaldne arbejdsmarkedsbidrag giver anledning til endnu større "fittet" LNA. Se også KS-19.06.89, rev. 15.08.89 afsnit 4.

Imidlertid kan det overvejes, hvorvidt variabelen med arbejdsgiverafgiften "hører hjemme" i båndet. Således er der forskel på karakteren af fx direkte skatter og fx ATP-bidraget.

Sidstnævnte kan opfattes som en slags "varetilknyttet afgift" knyttet til købet af arbejdskraft, mens direkte skatter har en anden karakter. I ADAMBK er der tradition for, at varetilknyttede skatter overvælttes fuldt ud i varens pris, og en analogibetragtning til lønnen kunne være, at en øgning fx i ATP-bidraget (på kort sigt) overvælttes fuldt ud i LNAK. Hvis denne betragtning holder, skal DL1TA ikke indgå i relationen. For at udelade DL1TA taler endvidere, at restriktionen på relationen simplificeres. Endelig virker både det frit estimerede og det bundne parameterestimat til DL1TA som værende (numerisk) noget for stort. Bemærk at arbejdsgiverbidrag på langt sigt overvælttes fuldt ud i LNA. Dette sikres af korrektionsleddet (den laggede lønkvote).

I Estimation (4.5) nedenfor gentages Estimation (4.3), men nu udelades  $DL1TA(-1/2)$  fra relationen.

Estimation (4.5)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

$$\begin{aligned}
 \text{dllna} = & 0.93185 * .5*(\text{dlpyfn}+\text{dlpyfn}[-1]) \\
 & (5.54726) \\
 & + 0.40626 * .5*(\text{dlpr}+\text{dlpr}[-1]) - 0.02695 * .5*(\text{dl1ts}+\text{dl1ts}[-1]) \\
 & (2.64205) \qquad\qquad\qquad (0.15130) \\
 & + 0.42222 * .5*(\text{dlkqyfn}+\text{dlkqyfn}[-1]) \\
 & (2.32416) \\
 & - 0.22294 * \log(\text{lnak}[-2]/(\text{pyfn}[-2]*\text{kqyfn}[-2])) \\
 & (1.80891) \\
 & - 0.67049 * \text{bul}[-1] + 0.07971 * \text{btyd}[-1] - 0.08233 \\
 & (5.18327) \qquad\qquad\qquad (1.97474) \qquad\qquad\qquad (1.19772)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0049	SE	0.0132	Vside gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.9040				
D.W.( 1)	2.1861				

	DLLNA	FITTET	RESIDUAL
1986	0.049	0.041	0.007
1987	0.087	0.060	0.028
1988	0.062	0.071	-0.009

I Estimation (4.5) kommer skattevariablen DL1TS(-1/2) lige ind med negativt fortegn. Det må erkendes at der ikke er meget "krudt i" DL1TS(-1/2). Et mere "afledt" skattebegreb, fx SD/YA bider lidt bedre. Da udtrykket alligevel skal bindes, er det dog valgt at beholde TSSOU.

Det vælges nu at binde parametren til DLPR(-1/2) til minus parametren til DL1TS(-1/2). Denne konstruktion svarer til relation (7.5) i KS-21.06.89, og har lighedspunkter med et tilsvarende bånd i Finn Lauritsens lønrelation fra Nationalbanken. Se Estimation (4.6).

Estimation (4.6)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

$$\begin{aligned}
 \text{dllna} = & 0.94162 * .5*(\text{dlpyfn}+\text{dlpyfn}[-1]) \\
 & (5.49002) \\
 & + 0.24087 * .5*(\text{dlpr}+\text{dlpr}[-1])-.5*(\text{dl1ts}+\text{dl1ts}[-1]) \\
 & (2.18588) \\
 & + 0.48663 * .5*(\text{dlkqyfn}+\text{dlkqyfn}[-1]) \\
 & (2.69712) \\
 & - 0.27458 * \log(\text{lnak}[-2]/(\text{pyfn}[-2]*\text{kqyfn}[-2])) \\
 & (2.26963) \\
 & - 0.65742 * \text{bul}[-1] + 0.09081 * \text{btyd}[-1] - 0.11298 \\
 & (4.98507) \qquad (2.23944) \qquad (1.68355)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0053	SE	0.0135	Vside gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.8962				
D.W.( 1)	2.0537				

	DLLNA	FITTET	RESISUAL
1986	0.049	0.046	0.002
1987	0.087	0.068	0.019
1988	0.062	0.081	-0.019

Et F-test viser igen, at båndet ikke øger SE signifikant, idet  $F = (.0053-.0049)/.0049/28 = 2.29$ , og 5%-fraktilen i  $F(1,28)$  er 4.20.

Relation (4.6) svarer meget nært til estimation (7.5) i KS-21.06.89. Yderligere kommentarer knyttes til relationen i afsnit 6.

Opløbet står nu mellem relation (4.4) og (4.6), idet eneste forskel er, at arbejdsgiverafgifterne på kort sigt påvirker lønnen i (4.4), mens dette ikke er tilfældet i (4.6). Fordele og ulemper ved at vælge (4.4) frem for (4.6) er skematisk gengivet nedenfor.

Fordele	Ulemper
* bedre multiplikatoregenskab	* endogen på højresiden * dårligere fit i 1988 * kompliceret bånd * imod regel om vareafgifters overvæltning * koefficient til DL1TA er utroværdigt høj

Det vælges at lade princippet om enkelthed råde, hvorfor specifikation (4.6) vælges.

I næste afsnit testes relationen yderligere. Relation (4.6) kommenteres yderligere i afsnit 6, og dens egenskaber ved simulation sammen med ADAM vil blive kort omtalt i afsnit 6.

## 5. Lønrelationen og dens egenskaber

### 5.1 Egenskaber på kort sigt

Af relation (4.6) fremgår, at en øgning i  $DLPYFN(-1/2)$  på 1%-point følges af en næsten tilsvarende øgning i LNA, idet koefficienten til  $DLPYFN(-1/2)$  er .94162, (og ikke signifikant forskellig fra 1). Konstruktionen omkring PYFN som et prisindeks dækkende et prisindeks for den indenlandske bruttofaktorindkomst er ikke før prøvet i en lønrelation i ADAM. Erfaringerne vil vise, om ideen holder. Den store koefficient til  $DLPYFN(-1/2)$  indebærer for øvrigt, at arbejdsgiverne kun har ringe muligheder for selv på kort sigt at hamstre profit blot ved at sætte prisen op. Resultatet må betragtes som et typisk "makroresultat".

Restprisindekset  $PR=PCP/PYFN$  indeholder bl.a. importpriser og indirekte skatter. Koefficienten til DLPR er ret lille (.24).

Koefficienten til skatteudtykket DL1TS er bundet til koefficienten for DLPR. TSSOU er i 1988 .407273. En 1%-point forhøjelse af TSSOU medfører, at DL1TS reduceres med .017. Førsteårseffekten på lønnen er .0021 og en tilsvarende effekt realiseres året efter, ialt .0041 på DLLNA.

Som noget relativt sjældent for lønrelationer er produktivitetsændringen inde i lønrelationen.  $DLKQYFN(-1/2)$  bider godt, hvilket måske

skyldes, at KQYFN er BFI-produktiviteten, mens der i andre sammenhænge hyppigt anvendes en produktivitet beseret på produktionsværdien.

Lønkvoten går ind med koefficienten  $-.27458$ . Bemærk at lønkvoten er lagget 2 perioder, hvilket betyder, at "uligevægte" giver et relativt sent (og vel også svagt) gennemslag i lønnen. Lønkvoten er som før omtalt en omkostningslønkvote. (Se også afsnit 5.2).

Arbejdsløsheden BUL er lagget og har koefficienten  $-.65742$ , hvilket er en smule under fx Budgetdepartementets lønrelation dokumenteret i "Foreløbig dokumentation", hvor koefficienten er  $-.88$ .

Til kompensationsgraden er estimeret en semielasticitet på  $.09081$ , hvilket er en smule over Budgetdepartementets. Kompensationsudtrykkene er dog lidt forskellige.

## 5.2 Egenskaber på langt sigt

I relationen er 3 led specificeret i niveauer; det drejer sig om omkostningslønkvoten, kompensationsgraden og arbejdsløsheden. Dette implicerer, at lønkvoten på langt sigt ikke kun er bestemt af produktionstekniske forhold, men også af forhold influerende direkte på arbejdsmarkedet, nemlig kompensationsgrad og arbejdsløshed. Hvis lønkvoten (i en vis udstrækning) er bestemt andetsteds i modellen betyder dette, at der er et direkte trade-off mellem arbejdsløshed og kompensationsgrad. Man skal nok ikke lægge for meget i sådanne sammenhænge.

I nedenstående skema er gengivet, hvordan steady-state lønkvoten ser ud under antagelse af forskellige steady-state forløb for de øvrige variabler.

Steady-state			
DLLNA	.08	.08	.08
DLPYFN	.05	.05	.05
DLPR	.00	.00	.00
DL1TS	.00	.00	.00
DLKQYFN	.03	.03	.03
BUL	.04	.04	.08
BTYD	.70	.60	.70
Omkostnings-			
lønkvote	.71	.69	.65

Bemærk at skatter ikke påvirker lønkvoten på langt sigt. Derimod påvirker lønmodtagerbidrag lønnen på langt sigt, idet øgede bidrag nedvælttes fuldstændigt i LNA.

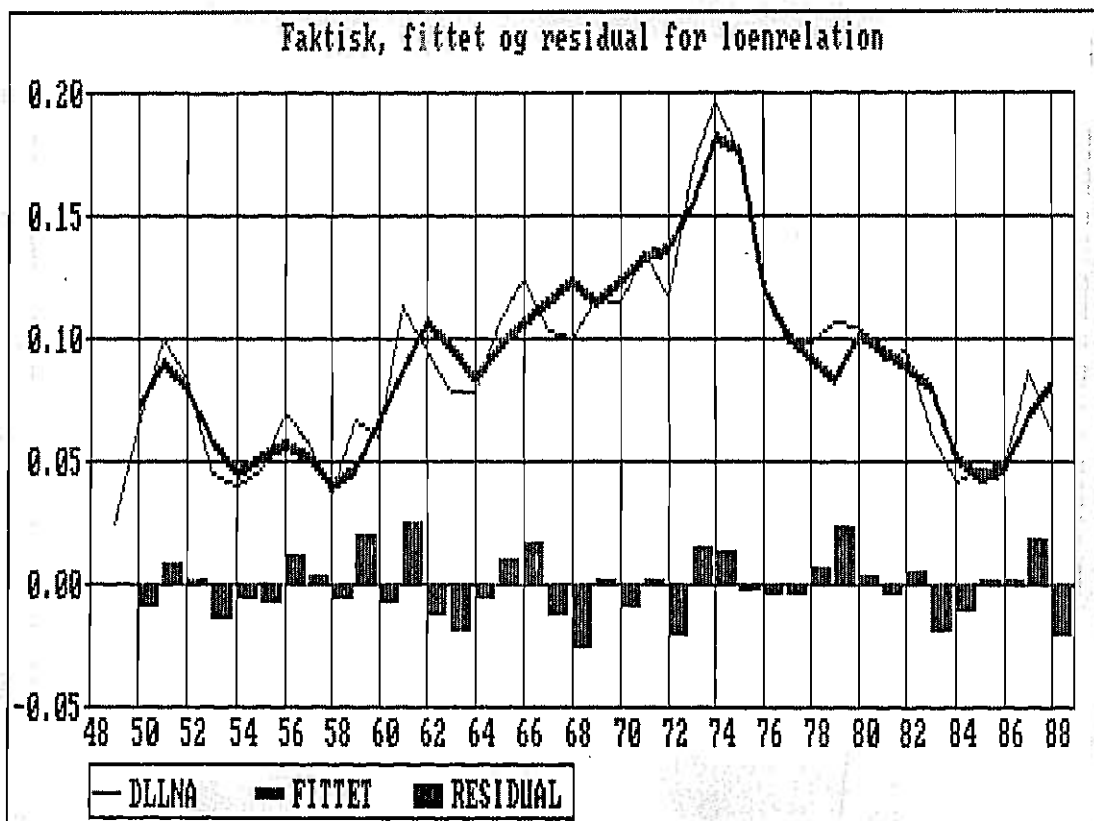
## 6. Test af lønrelation

I dette afsnit undersøges relation (6.4) nærmere, og diverse grafer optegnes. Endvidere at undersøges relationens stabilitet.

### 6.1 Diverse grafer

Nedenfor er faktisk og fittet værdi for DLLNA gengivet. Residualerne er optegnet som et histogram nederst i figuren.

Figur 1



Det virker som om den fittede værdi kommer lidt "for sent" i forhold til den faktiske. Dette er formentlig en følge af lagget i bl.a. DLPYFN, og må betragtes som prisen for at reducere hele modellens simultanitet.



Der er ingen deciderede "outliers" blandt residualerne. Det er forsøgt at indlægge visse dummyer. Det er kun muligt at få én dummy signifikant af gangen, og betydningen for relationen er i øvrigt ringe. Som et test for (en ekstrem) misspecifikation er det forsøgt at lægge en trend ind for hele estimationsperioden. Denne bliver klart insignifikant.

Durbin-Watson er 2.0537. Der er ikke i det hele taget ikke megen autokorrelation i residualerne. Den 3. ordens autoregressive proces ser således ud:

Årsdata: 33 observationer fra 1953 til 1985

$$u = -0.06289 * u[-1] - 0.18124 * u[-2] - 0.22185 * u[-3]$$

(0.35286)	(1.02771)	(1.20943)
-----------	-----------	-----------

RSS      0.0047      SE      0.0125

u betegner residualen fra estimation (4.6). Der er ikke nogen umiddelbart detekterbar autokorrelation.

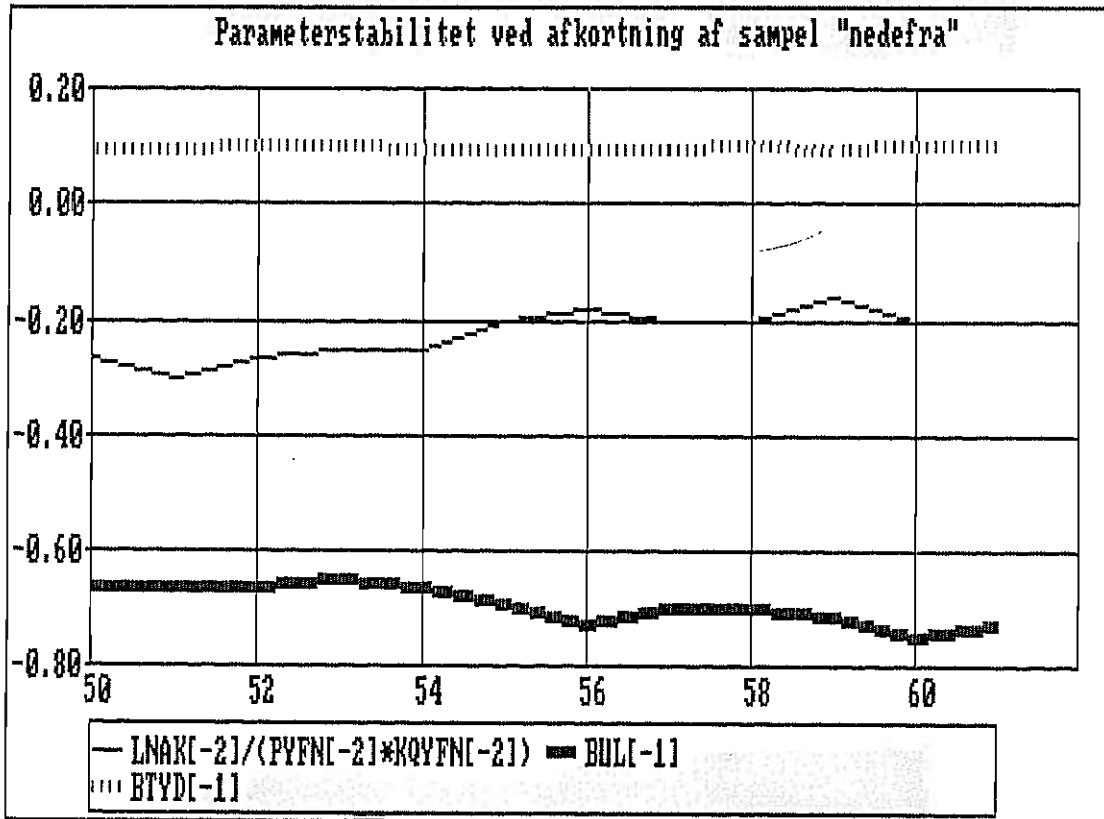
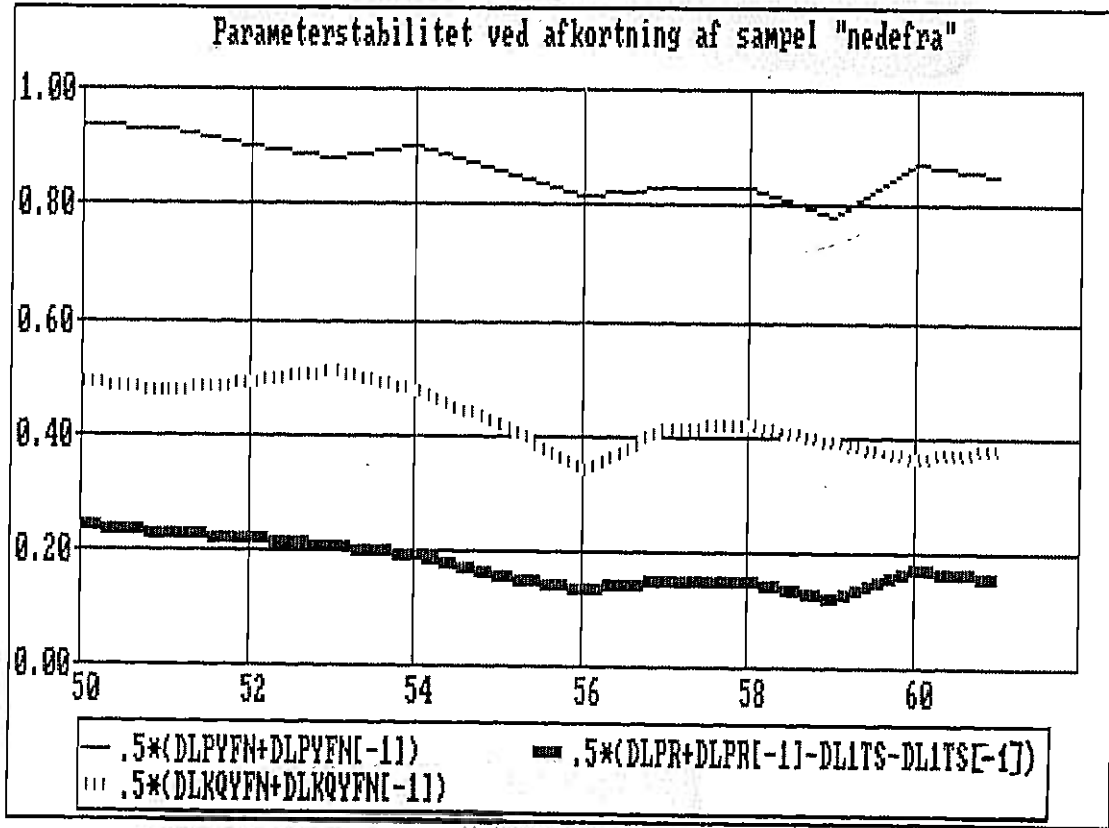
## 6.2 Undersøgelse af stabilitet

Stabiliteten af lønrelation (6.4) vil blive undersøgt fra tre vinkler, nemlig chow-test af parameterstabilitet ved afkortning af samlet samt grafisk afbildning af parameterestimer opnået ved afkortning af samlet nedefra og ved afkortning oppefra.

Et Chow-test for parameterstabilitet ved brud i 1985 giver en værdi på 1.2857 F-fordelt med (3,29) frihedsgrader. Hypotesen om parameterstabilitet kan ikke afvises, idet 5%-fraktilen er 8.62 for F(3,30). Det skal dog bemærkes, at residualerne i 1987 og 1988 er af betragtelig størrelse, mens residualerne i 1986 er meget små. Se også udskrift af residualer i afsnit 4.2.

Herefter ses på effekten på parameterestimerne, hvis samlet afkortes nedefra, dvs. således at begyndelsesåret i samlet ændres. I figur 2 er gengivet parameterestimerne for alle forklarende variabler undtagen konstantleddet, når samlet afkortes i intervallet 1950-61.

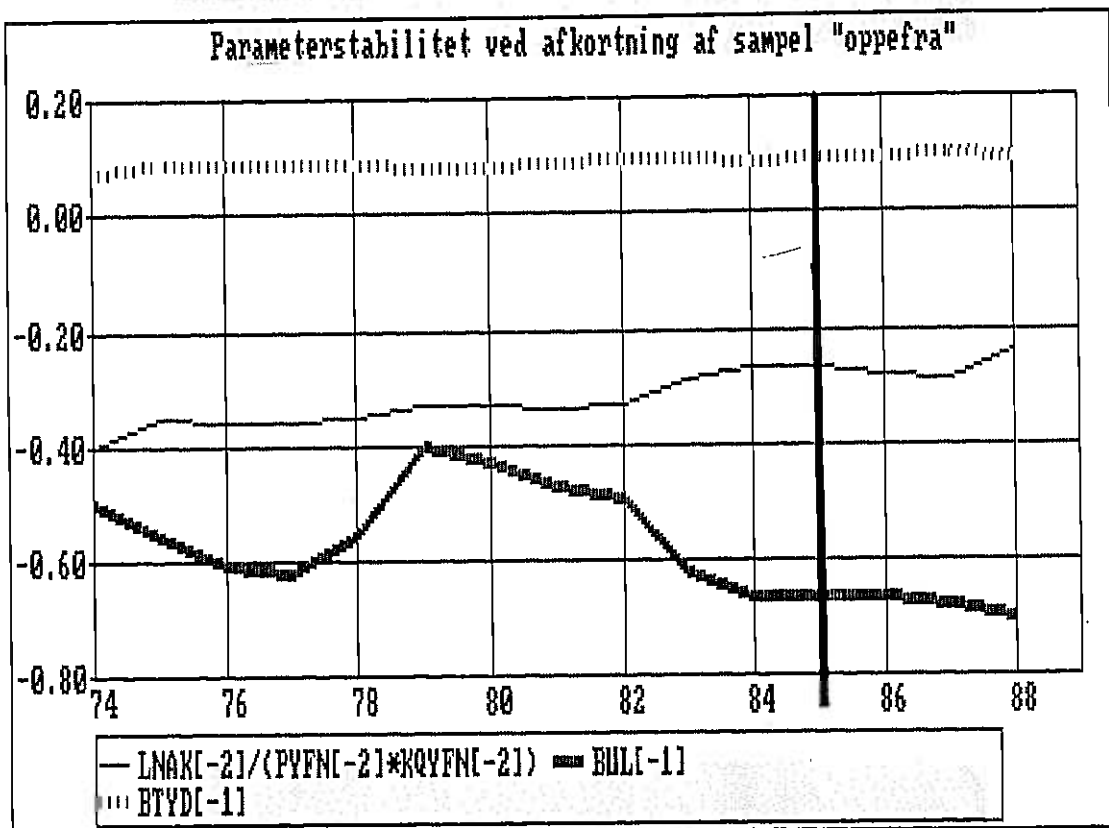
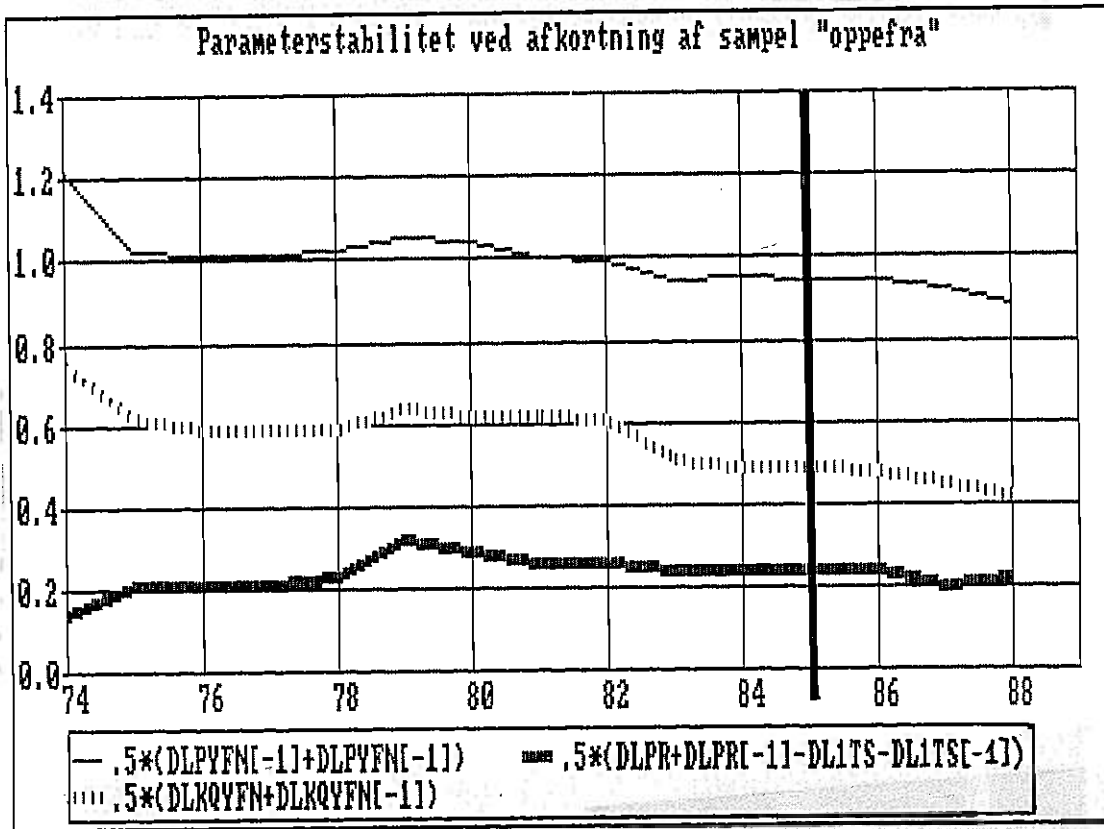
Figur 2



Parameterestimerne ses at være ganske resistente over for sam-  
pelafkortninger nedefra.

Afkortes samplet ovenfra, dvs. således at samplets slutår befinder  
sig i intervallet 1974-88 fås parameterestimerne i figur 3. Bemærk, at  
der estimeres ind i de foreløbige år 1986-88.

Figur 3



Der ses også at være rimelig parameterstabilitet ved afkortning af samplet "oppefra". Kun arbejdsløshedsvariablen BUL(-1) "gør knuder", hvilket muligvis kan forklares med skift i "arbejdsløshedsregimet" i slutningen af 70'erne og begyndelsen af 80'erne.

## 7. Simulation II

Det er forsøgt at simulere med relation (4.6) i ADAM. I bilag 3 er udskrevet de 4 hjælpeligninger samt selve lønrelationen.

Det skal bemærkes, at nedenstående simulationsresultater ikke vil svare til en kommende udgave af ADAM grundet forskel i bl.a. LNAK og deltidsfrekvenser. Jeg har dog forsøgt at tilpasse LNAK-ligningen i denne kørsel, således at den minder så meget som muligt om den foreslåede LNAK-relation i KS-19.06.89, rev. 15.08.89. Der er ikke indlagt nye deltidsfrekvenser i modellen, men LNA og LNAK for 1948-88 er indlagt svarende til dataudskrift i bilag 2.

Lidt uortodokst er det valgt at foretage multiplikatoreksperimenterne på den fremtidige periode 1989-93. Der er taget udgangspunkt i august 1989-fremskrivningen<sup>1</sup>, som anvender juli 1989-banken.

Fremskrivningen bygger på en række eksogene antagelser og justeringer. Disse opremses ikke her, men om de pengepolitiske reaktioner gælder: KREA5 = 1, øvrige KREA'er = 0 og KIWI = 0.

I fremskrivningen opjusteres beskæftigelsen med .02 for perioden 1990-93. I min grundkørsel er denne opjustering af beskæftigelse/nedjustering af produktiviteten også foretaget for 1989. Dvs. at  $JRQ\langle j \rangle = .02$  for 1989-93.

I fremskrivningen opjusteres sektorpriserne med .02 for perioden 1989-93. Denne opjustering er opgivet, idet samspillet mellem pris- og løndannelse skal belyses. Jeg har altså sat  $JDP\langle j \rangle = JP\langle j \rangle = 0$ .

Endelig skal det bemærkes, at jeg kører med eksogen eksport undtagen i simulationeksperiment nr. 5.

Min grundkørsel ser således ud, idet der er simuleret for perioden 1989-93.

---

<sup>1</sup>Fremskrivningen er tilsendt kunderne, men endnu ikke dokumenteret.

	LNA	E	%	PYFN	E	%	PCP	E	%	KQYFN	E	%
1986	86.670	4.98		1.515	7.08		1.515	3.47		91.712	-1.99	
1987	94.580	9.13		1.632	7.74		1.581	4.41		92.791	1.18	
1988	100.670	6.44		1.759	7.74		1.660	4.94		93.202	0.44	
1989	107.430	6.72		1.845	4.93		1.723	3.84		96.117	3.13	
1990	113.125	5.30		1.887	2.26		1.768	2.60		98.445	2.42	
1991	117.502	3.87		1.908	1.14		1.797	1.66		100.626	2.21	
1992	121.210	3.16		1.907	-0.08		1.824	1.49		104.108	3.46	
1993	124.166	2.44		1.897	-0.52		1.848	1.29		106.596	2.39	

	BUL	E	%	UL	E	%
1986	0.088	-13.67		220.410	-12.47	
1987	0.088	-0.25		221.850	0.65	
1988	0.096	9.17		243.860	9.92	
1989	0.103	6.55		261.522	7.24	
1990	0.102	-0.24		262.490	0.37	
1991	0.101	-1.63		259.783	-1.03	
1992	0.100	-0.26		260.670	0.34	
1993	0.097	-3.87		252.082	-3.29	

Stigningen i løn og BFI-deflator er måske en smule høj i 1989, men dette ville nemt kunne rettes på plads, jf. også den relativt store negative residual i 1988. I øvrigt ligner min grundkørsel kundekørslen.

### 1. Multiplikatoreksperiment

I dette eksperiment øges JDLLNA med .01 i 1989.

	LNA	Forskel	E	%	PYFN	Forskel	E	%
1989	108.914	1.484	1.38		1.863	0.017	0.93	
1990	115.196	2.071	1.83		1.913	0.026	1.36	
1991	119.675	2.173	1.85		1.936	0.027	1.42	
1992	123.292	2.081	1.72		1.932	0.025	1.33	
1993	126.138	1.972	1.59		1.921	0.023	1.23	
	PCP	Forskel	E	%	BUL	Forskel	E	%
1989	1.731	0.008	0.45		0.103	0.000	0.46	
1990	1.779	0.011	0.63		0.103	0.001	0.72	
1991	1.809	0.011	0.63		0.101	0.000	0.25	
1992	1.835	0.011	0.58		0.100	0.000	-0.43	
1993	1.858	0.010	0.55		0.096	-0.001	-0.66	

Det bemærkes at LNA stiger med mere end 1% i 1989. Dette skyldes den igangsatte løn/pris-spiral. Således ses PYFN at øges med næsten 1% allerede i 1989. I 1990-91 får løn/pris-spiralen fuldt gennemslag (husk DLPYFN er lagget 1/2 periode i lønrelationen), mens den atter reduceres igen i 1992-93.

## 2. Multiplikatoreksperiment

Momsen er øget til 27% i 1989 og derefter igen sat lig 22%. Dvs. tg = .27 i 1989.

	LNA	Forskel	E	%	PYFN	Forskel	E	%
1989	107.913	0.483	0.45		1.852	0.007	0.38	
1990	113.463	0.338	0.30		1.893	0.006	0.30	
1991	116.664	-0.838	-0.71		1.899	-0.009	-0.47	
1992	119.618	-1.592	-1.31		1.888	-0.019	-0.99	
1993	122.234	-1.933	-1.56		1.874	-0.023	-1.22	

	PCP	Forskel	E	%	BUL	Forskel	E	%
1989	1.777	0.054	3.15		0.107	0.004	3.96	
1990	1.771	0.003	0.16		0.107	0.005	4.75	
1991	1.793	-0.004	-0.22		0.103	0.002	2.41	
1992	1.815	-0.009	-0.52		0.101	0.001	0.62	
1993	1.837	-0.011	-0.57		0.096	0.000	-0.48	

PCP ses at øges i 1989, hvilket givet et behersket gennemslag i LNA i 1989 og 1990. Den større arbejdsløshed tvinger lønnen ned under grundkørslens forløb sidst i simulationsperioden.

## 3. Multiplikatoreksperiment

Her er det forsøgt at generere en stigning i de direkte skatter. Udskrivningsprocenten TSU er i 1989 sat op fra 1.0 til 1.1.

	LNA	Forskel	E	%	PYFN	Forskel	E	%
1989	108.006	0.576	0.54		1.853	0.008	0.42	
1990	113.679	0.553	0.49		1.895	0.008	0.42	
1991	116.864	-0.638	-0.54		1.902	-0.006	-0.34	
1992	119.750	-1.461	-1.21		1.890	-0.017	-0.91	
1993	122.394	-1.772	-1.43		1.876	-0.021	-1.13	

	PCP	Forskel	E	%	BUL	Forskel	E	%
1989	1.729	0.006	0.34		0.105	0.003	2.77	
1990	1.772	0.004	0.24		0.107	0.005	4.64	
1991	1.794	-0.003	-0.16		0.104	0.003	2.90	
1992	1.815	-0.009	-0.50		0.100	0.000	-0.03	
1993	1.838	-0.010	-0.54		0.095	-0.001	-1.48	

PCP giver sig ikke i dette eksperiment. Alligevel ses lønstigninger i 1989 og 1990, som stort set svarer til situationen i eksperiment 2. LNA-multiplikatoren bliver igen negativ i 1992-93. Denne profil for LNA er

magen til profilen i eksperiment 2. At et stød i de indirekte og direkte skatter mere eller mindre får samme effekt på LNA er en følge af båndet mellem DLPR og DLITS.

#### 4. Multiplikatoreksperiment

I dette eksperiment sættes beskæftigelsen ned, svarende til at produktiviteten øges. Konkret er JRQ<j> nedjusteret .01 i 1989, hvor j betegner fremstillingssektorens erhverv.

	LNA	Forskel E	%	PYFN	Forskel E	%
1989	107.595	0.165	0.15	1.840	-0.005	-0.27
1990	113.220	0.095	0.08	1.877	-0.010	-0.53
1991	117.480	-0.021	-0.02	1.894	-0.014	-0.75
1992	121.117	-0.094	-0.08	1.892	-0.015	-0.79
1993	124.038	-0.128	-0.10	1.882	-0.015	-0.81

	BUL	Forskel E	%	KQYFN	Forskel E	%
1989	0.104	0.002	1.74	97.098	0.981	1.02
1990	0.104	0.001	1.31	99.453	1.008	1.02
1991	0.102	0.001	1.01	101.640	1.014	1.01
1992	0.102	0.001	1.08	105.131	1.023	0.98
1993	0.098	0.001	1.43	107.636	1.040	0.98

Produktivitetsstigningen ses at øge KQYFN med 1%-point. Der er 2 effekter heraf. For det første er der en umiddelbar positiv effekt på lønnen. Omvendt reduceres PYFN, og disse 2 effekter udligner stort set hinanden i begyndelsen af perioden, således at LNA kun bevæger sig lidt. Imidlertid stiger arbejdsløsheden, og dette har på lidt længere sigt en negativ effekt på LNA. Denne effekt med negativ udvikling i LNA som følge af en produktivitetsstigning virker uhensigtsmæssig. Imidlertid forårsages denne uhensigtsmæssighed nærmest af prisligningerne som giver et meget kraftigt gennemslag på priserne ved en produktivitetsændring.

#### 5. Multiplikatoreksperiment (som 1 med endogen eksport)

Her gentages eksperimentet fra 1, idet eksporten nu er endogen. Dette er sket ved at sætte  $pe0e = pe0$ ,  $pe1e = pe1$ ,  $pe2e = pe2$ ,  $pe5e = pe5$ ,  $pe6e = pe6$ ,  $pe7qe = pe7q$ ,  $pe7ye = pe7y$ ,  $pe8e = pe8$ ,  $pete = pet$ , idet følgende elasticiteter er benyttet:  $ze0 = 0$ ,  $ze1 = -.98$ ,  $ze2 = -.85$ ,  $ze5 = -1.19$ ,  $ze6 = -1.56$ ,  $ze7q = -1.25$ ,  $ze8 = -.76$ ,  $zet = -1.20$ . Lagget i



priserne er foretaget ved at sætte:  $wpe_{<j>} = .4$  og  $wpe_{<j>2} = .2$ , hvor  $j$  angiver eksportvaregrupperne.

	LNA	Forskel	E	%	PYFN	Forskel	E	%
1989	108.917	1.487	1.38		1.863	0.018	0.96	
1990	115.180	2.055	1.82		1.914	0.027	1.41	
1991	119.541	2.039	1.74		1.935	0.027	1.42	
1992	122.875	1.664	1.37		1.929	0.022	1.15	
1993	125.295	1.128	0.91		1.912	0.015	0.77	
	PCP	Forskel	E	%	BUL	Forskel	E	%
1989	1.731	0.008	0.46		0.103	0.001	0.84	
1990	1.779	0.011	0.65		0.104	0.002	2.09	
1991	1.809	0.011	0.62		0.104	0.003	2.81	
1992	1.833	0.009	0.49		0.103	0.003	2.78	
1993	1.854	0.006	0.33		0.099	0.003	2.64	

Det ses at den initiale effekt af JDLLNA-forøgelsen er den samme i de 2 setups. Imidlertid forårsager den endogeniserede eksport, at arbejdsløsheden stiger, hvilket giver dæmpende effekter på løn- og prisudviklingen.

Generelt gælder, at løn/pris-spiralen dør hurtigere ved endogenisering af eksporten.

## 8. Afrunding

Med forslaget i relation (4.6) (bilag 3) har ADAM atter fået endogen løndannelse efter i en længere periode i praksis at have haft eksogen løn. Af samme årsag må indlæggelsen af en lønrelation have karakter af et eksperiment, og relationen er da også udstyret med en solid dummy til udkobling af den endogene løndannelse (DLNA). Opsamling og bearbejdning af erfaringer med lønrelationen vil utvivlsomt kunne lede til forbedringer af denne.

Den foreslåede relation har efter behag nogle temmelig "sorte" politikimplikationer. Der skal manes til forsigtighed ved anvendelse og fortolkning af disse - jeg håber, at relationen ikke kommer til at indgå i den standende debat om "Planen".

Ved arbejdet med lønrelationen anlagdes i begyndelsen et syn, hvor sammenkædningen mellem produktion og løn blev betonet. Senere er til-

kommet mere "eksotiske" variabler, som muligvis er mere spændende ved multiplikatoreksperimenter.<sup>4</sup>

Med hensyn til fremtidigt arbejde med løndannelsen mener jeg 2 muligheder står lige for. For det første kan relation (4.6) sikkert forbedres, og jeg tror specielt, at en mere eksplicit inddragelse af importpriserne kunne være spændende. Den anden mulighed er at konstruere sektorale lønrelationer. Disse kunne estimeres med variabler som i (4.6), idet BFI-deflator, produktivitet, lønkvote og kompensationsgrad vil være specifikke for hver sektor. De to forslag til videre arbejde udelukker ikke hinanden.

---

<sup>4</sup>Relationen ligner på flere punkter Nationalbankens i dens inddragelse af "eksotiske" variabler. Finn Lauritsens udgangspunkt var nok mere á la Phillipskurven, hvorfor Nationalbankens kurve fx ikke har produktiviteten inde i ændringer.

Bilag 1

I dette bilag giver forslag til betegnelser for de hjælpevariabler, som indføres i modellen.

- BTYD : Kompensationsgrad for arbejdere i fremstillingssektoren ved arbejdsløshed  
 Kilde: fra 1963 jf. relation;  
 før 1963 materiale fra DØRS, jf. KS-21.08.89
- DLNA : Dummy til udkobling af endogen løndannelse,  
 normalt = 0.
- KQYFN : Timeproduktivitet i fremstillingssektoren (kr.,80)  
 Beregning: Jf. relation
- LNA : Timeløn for arbejdere i industri (kr.)  
 Kilde: Industristatistik 1981, tabel 2.01  
 løbenr. 2+3, kol. 14/kol. 11.
- PYFN : Implisit BFI-deflator for fremstillingssektoren (1980=1)  
 Beregning: Jf. relation
- TSSOU : Skattesats i relationen for LNA  
 Beregning: fra 1970 TSSOU = TSS0  
 før 1970 TSSOU = .925·TSA0U1, jf. KS-21.06.89

## Bilag 2

Udskrift af variabler (men ikke disses transformationer) brugt ved estimationer.

	BTYD	BUL	DLNA	LNA	LNAK	
1948	0	.043039	0	2.770000	2.778697	1948
1949	.517481	.049296	0	2.840000	2.848551	1949
1950	.490772	.044922	0	3.030000	3.038493	1950
1951	.471853	.048988	0	3.350000	3.359036	1951
1952	.472966	.063235	0	3.640000	3.649090	1952
1953	.468515	.048722	0	3.810000	3.818855	1953
1954	.447370	.042250	0	3.970000	3.978890	1954
1955	.441806	.050300	0	4.160000	4.169450	1955
1956	.427339	.057468	0	4.460000	4.469146	1956
1957	.431790	.054691	0	4.720000	4.730569	1957
1958	.424000	.051510	0	4.900000	4.913734	1958
1959	.428452	.033646	0	5.240000	5.261346	1959
1960	.447370	.023742	0	5.570000	5.585973	1960
1961	.430677	.018563	0	6.240000	6.281174	1961
1962	.441806	.016518	0	6.860000	6.909259	1962
1963	.441806	.023395	0	7.420000	7.470721	1963
1964	.462182	.013250	0	8.030000	8.156922	1964
1965	.451060	.011036	0	8.940000	9.107132	1965
1966	.441613	.012743	0	10.13000	10.30945	1966
1967	.579391	.015546	0	11.24000	11.43399	1967
1968	.628516	.026931	0	12.42000	12.64104	1968
1969	.643317	.020750	0	13.96000	14.19826	1969
1970	.641474	.015624	0	15.67000	15.92135	1970
1971	.711195	.019800	0	17.95000	18.21148	1971
1972	.750167	.019382	0	20.18000	20.54022	1972
1973	.743277	.012640	0	23.94000	24.26877	1973
1974	.701378	.028094	0	29.13000	29.39706	1974
1975	.748125	.063489	0	34.70000	34.99973	1975
1976	.726075	.063603	0	39.11000	39.40925	1976
1977	.727784	.075910	0	43.13000	43.46210	1977
1978	.717626	.085899	0	47.60000	47.93566	1978
1979	.714857	.072473	0	52.96000	53.33565	1979
1980	.690890	.081450	0	58.86000	59.42103	1980
1981	.694737	.105841	0	64.55000	65.45379	1981
1982	.721196	.112496	0	70.97000	72.27884	1982
1983	.703847	.119345	0	75.51000	77.53108	1983
1984	.687158	.114410	0	78.82000	81.60928	1984
1985	.667061	.102421	0	82.56000	85.76446	1985
1986	.659984	.088419	0	86.67000	88.87393	1986
1987	.646017	.088198	0	94.58000	98.00627	1987
1988	.637668	.096286	0	100.6700	102.7267	1988

	KQYFN	PYFN	TSSOU	
1948	17.62293	.253107	.185616	1948
1949	18.06474	.252311	.179278	1949
1950	18.55342	.266061	.159652	1950
1951	18.64454	.275741	.173550	1951
1952	18.72422	.289372	.194908	1952
1953	19.44798	.304744	.198848	1953
1954	19.95678	.306310	.202018	1954
1955	20.40082	.315974	.206966	1955
1956	20.80771	.327419	.213376	1956
1957	22.19064	.330830	.216670	1957
1958	23.13007	.333215	.221206	1958
1959	25.20325	.330805	.219288	1959
1960	26.79058	.331375	.217393	1960
1961	28.86213	.340164	.212562	1961
1962	31.25332	.345555	.229280	1962
1963	31.93560	.352657	.259631	1963
1964	34.17590	.359080	.247614	1964
1965	36.54041	.374743	.256224	1965
1966	39.24310	.382424	.276202	1966
1967	42.08483	.406972	.287085	1967
1968	45.96884	.417027	.309880	1968
1969	47.84861	.443367	.304749	1969
1970	50.30404	.469208	.314643	1970
1971	53.74171	.492449	.339440	1971
1972	57.70634	.513687	.348741	1972
1973	63.02965	.557775	.365403	1973
1974	65.33464	.627335	.376422	1974
1975	72.27955	.715660	.333163	1975
1976	75.06453	.764655	.334121	1976
1977	76.90740	.814923	.327271	1977
1978	78.49548	.889213	.329914	1978
1979	82.78044	.925728	.338390	1979
1980	86.98162	1.000000	.351880	1980
1981	88.10039	1.081109	.358135	1981
1982	90.03563	1.215478	.361933	1982
1983	94.09615	1.282036	.373544	1983
1984	93.32261	1.359743	.377868	1984
1985	93.57113	1.414888	.383984	1985
1986	91.71168	1.515008	.388762	1986
1987	92.79070	1.632251	.397561	1987
1988	93.20154	1.758618	.407273	1988

Bilag 3

Udskrift af programstump i TSP med hjælpe ligninger samt selve lønrelationen.

```

BTYD = (TTYD*LIHTY/45.74)/(LNA*HA) $
BUL = UL/UW $
K@YFN = 1000*FYFN/((@MA*HGN)+(@NFB*(HA*(1-(B@NF/2)))))) $
PYFN = YFN/FYFN $
TSSOU = TSSO $
LNA = DLNA*LNA(-1)*EXP(JDLLNA)
      + (1-DLNA)*LNA(-1)*EXP(.94162*.5*(LOG(PYFN)-LOG(PYFN(-2))))
      + .24087*.5*(LOG(PCP/PYFN)-LOG(PCP(-2)/PYFN(-2)))
      - .24087*.5*(LOG(1-TSSOU)-LOG(1-TSSOU(-2)))
      + .48663*.5*(LOG(K@YFN)-LOG(K@YFN(-2)))
      - .27458*LOG(LNAK(-2)/(PYFN(-2)*K@YFN(-2)))
      - .65742*BUL(-1) + .09081*BTYD(-1) -.11298 + JDLLNA) $

```

## ADAMBK som Aremos-bank på PC

### 1. Indledning

For at undgå hyppigt at skulle hente data fra ADAMBK via comserve-systemet, er dette gjort én gang for alle. På længere sigt udbygges PCIM med en facilitet, som muliggør opdatering af PCIM fra en AREMOS-bank. ADAMBK ligger nu som en Aremos-bank på begge PCere i EDB-rummet.

Hele ADAMBK fylder ca. 600 KB som Aremos-bank.

For at undgå sammenblanding af forskellige versioner af ADAMBK, er følgende navngivning anvendt. ADAMBK på PC kaldes ADBKxxyy, hvor xx angiver måned og yy år, i hvilke banken er dannet.

### 2. Anvendelse

Når tal fra ADAMBK skal anvendes i Aremos skrives:

```
=>open adbkxyy;
```

Herefter kan variablerne fra ADAMBK anvendes efter ønske.

Hvis variablerne var<sub>1</sub>, var<sub>2</sub>, ..., var<sub>n</sub> ønskes overført til en Aremos-bank med navnet MINBANK, sker dette ved at skrive:

```
=>open <primary> minbank;
```

```
=>copy adbkxyy:var1, var2, ... varn;
```

Når der ikke længere arbejdes med ADAMBK, kan denne med fordel lukkes:

```
=>close adbkxyy;
```

### 3. Opdatering af ADAMBK på PCen

#### 3.1 Programmernes funktionsmåde ved opdatering

Ved opdatering af AREMOS-banken - fx ved indlæggelse af nye tal i ADAMBK på UNI·C - anvendes 2 programmer, nemlig henholdsvis KSOVER.CMD og KSCOPY.CMD.

Princippet i overførslen er, at alle variabler med samme begyndelsesbogstav overføres i et "bundt" og placeres i en fil for sig. Denne konstruktion er valgt for at reducere mængden af tabt datamateriale ved nedbrud i datatransmissionen. KSOVER.CMD åbner en bank for hvert "bundt" af variabler, modtager disse og lukker banken igen.<sup>1</sup> Banken med variabler begyndende med J kaldes JBK.BNK,  $J \in \{A, \dots, Z\}$ .

KSCOPY.CMD kopierer bankerne sammen til ADAMBK.

#### 3.2 Fremgangsmåde

Ved opdatering af ADAMBK anvendes følgende procedure.

Det sikres, at seneste udgave af ABK.BNK-ZBK.BNK er i Aremos-direktoriet<sup>2</sup> (GBK.BNK, JBK.BNK og OBK.BNK mangler for den nuværende udgave af ADAMBK).

KSOVER.CMD og KSCOPY.CMD skal være i Aremos-direktoriet.<sup>2</sup>

Gå ind i Aremos fra Aremos-direktoriet.

Det sikres, at følgende optioner er sat (under "Global Options):

Force updating of series data?	<b>YES</b>
Method for modifying series data:	<b>UPDATE</b>

<sup>1</sup> Hvis dataoverførslen (v.hj.a. KSOVER.CMD, jf. afsnit 3.2) "går ned" reddes alle variabler overført indtil nedbruddet. Ved genoptagelse af datatransmissionen må (i KSOVER.CMD) de linier, hvori overførselsordrerne for de allerede overførte variabler er angivet, slås fra (med "!").

<sup>2</sup> Bankerne ABK.BNK-ZBK.BNK samt vil normalt ligge på diskette, jf. også sidst i dette afsnit.

Perioden sættes efter det nye antal år, som skal indføres i ADAMBK, og variabler overføres ved "link"-ordren. Hvis det nye antal år løber fra <fra år> til <til år> skrives:<sup>3</sup>

```
=>set freq a;  
=>set per <fra år> <til år>;  
=>link adambk;  
=>obey ksover.cmd;
```

Overførslen tager ved 3 år ca. 75 minutter. Husk unlink!

```
=>unlink;
```

Herefter dannes ADAMBK med navn ADBKxxyy ved at skrive:

```
=>open <primary> adbkxxyy;  
=>set per 1948 <til år>;  
=>obey kscopy;  
=>close adbkxxyy;
```

Operationen er herefter færdig. Husk at skrivebeskytte ADBKxxyy ved i DOS at skrive:

```
c:\AREMOS>attrib +r adbkxxyy
```

Endelig kopieres ABK.BNK-ZBK.BNK ud på diskette.

---

<sup>3</sup> <fra år> vil ved revisioner kun med foreløbige år være første foreløbige år. Ved almindelige revisioner med et endeligt år vil <fra år> være sidste endelige år. Ved "stor revision" er <fra år> lig 1948. <til år> vil være sidste foreløbige år, hvis banken kun skal bruges til estimationsformål. Hvis banken skal overføres til PCIM vil <til år> normalt være længere end sidste foreløbige år, idet ADAMBK indeholder afgiftssatser, som kan "bevæge sig" ud over sidste endelige år.



## MODEL PÅ A4-FORMAT

### Indledning

Dette papir redegør for dannelsen af den modeludskrift som fx anvendes i "Rapport fra Modelgruppen", idet modelformlerne i TSP anvendes som "kilde". Papiret dokumenterer primært anvendelsen af 3 subrutiner, som er indlagt i filen ADAM\*BIB.

Jeg har overtaget subrutinerne og en del af dokumentationen fra Kristian Sparre Andersen.

### Anvendelse

Modelligningerne, som ønskes omskrevet fra den almindelige TSP-opskrivning til et præsentabelt A4-format, antages i det følgende at være kopieret over i elementet "FORMLER".

Indledningsvist kaldes elementet, dvs. der skrives:

>->OLD FORMLER

Herefter anvendes BIB.LAYOUT-1 ved at skrive:

>->BIB.LAYOUT-1

LAYOUT-1 skærer automatisk alt unødvendigt væk så som FRML (ændres til ligningsnummer) og formelnavn (1. bogstav, som angiver ligningstypen, bevares dog).

For ikke at få for lange linier i formlerne, eksekveres BIB.LAYOUT-2, som anvendes interaktivt til deling af formler. Der skrives:

>->BIB.LAYOUT-2

De linier i resultatet fra LAYOUT-1, som overskrider 73 tegn, skrives ud, og man beslutter hvor linien skal skæres af. Det afskårne indsættes i den følgende linie, evt. i en ny linie.

Hvis det afskârne indsættes i den følgende linie spørges, hvorvidt denne herefter er OK, og hvis dette er tilfældet svares "Q", hvorefter BIB.LAYOUT-2 checker nedenstående linier. Tastes ikke "Q" giver programmet mulighed for, at linien kan afkortes.

Når BIB.LAYOUT-2 er færdigt, fjernes manuelt "()"erne fra FORMLER, og titler m.v. venstrejusteres.

Til sidst indsættes Caudex-ordrer. Først indsættes et blanktegn i alle linier. Forrest indsættes en linie med ordren "FXFORM", nederst en linie med "END". Der indsættes ordren "EJECT 1", således at ingen ligning bliver brækket over ved sideskift, hvis det er nødvendigt. (Der kan maksimalt være 61 linier pr. side. Alle blanke linier i top bliver skåret væk ved eksekveringen. Dette skal der tages hensyn til ved indsættelse af "EJECT 1").

Når ændringerne er gemt i FORMLER kan formlerne i A4-format udskrives ved hjælp af programstumpen BIB.LAYOUT-3. I LAYOUT-3 rettes "FILNAVN.ELEMENTNAVN" til navnet på det element, hvor de færdige formler ligger. BIB.LAYOUT-3 breakrunnes, hvorved formlerne udskrives på UNI·C's laserprinter.

Afrunding

På længere sigt må den ovenfor beskrevne fremgangsmåde nok betragtes som for besværlig. Det er mere hensigtsmæssigt først at eksekvere LAYOUT-1, derefter overføre de oprindelige model-ligninger til et tekstbehandlingsprogram og dér foretage den endelige redigering og udskrift.

## Makroløn III

### 1. Indledning

Dette papir tager tråden op fra KS 03.11.87, rev. 13.12.88 og KS 14.02.89, men indeholder ikke så meget nyt. Papiret kigger specielt på specifikationen af arbejdsløshedsudtrykket samt effekten af introduktion af variabler for understøttelsesgrad og (direkte) skattetryk.

Indledningsvist foretages et par uddybninger og rettelser. I afsnit 2 opsummeres resultaterne fra det foreløbige arbejde, og de konstaterede problemer trækkes op. Afsnit 3 anvendes til at rette et par fejl, som har indsneget sig i de foregående papirer. Det drejer sig om en fejl i KS 14.02.89 vedrørende definition af det nye produktivtetsudtryk og samt en fejl ved anvendelsen af de nye deltidsfrekvenser. Der fortsættes i afsnit 4 med konstruktion af tidsserier for understøttelsesgrad og råvareimportpriser for hele samplet 1948-88. Afsnit 5 anvendes til at estimere en "grundrelation", som skal være udgangspunkt for de videre estimationsforsøg i afsnit 6 og 7. I afsnit 6 forsøges med forskellige "arbejdsmarkedsvariabler" (arbejdsløshed og understøttelsesgrad) i grundrelationen. Afsnit 7 bruges til at afprøve en række af andre variabler, herunder arbejdstid, importpriser, beskæftigelse og skattetryk. Endelig opsummeres og afrundes i afsnit 9.

### 2. Status

Estimationerne i KS 03.11.87, rev. 13.12.88 og KS 14.02.89 viste, at det er muligt at estimere en lønrelation, som har rimelige statistiske egenskaber.

Der viste sig at være problemer omkring estimation af niveaurelationen (1. trin i Granger-Engel), idet lønkvoten ikke er rimeligt kon-

stant i perioden 1948-88. Dette kunne til dels afhjælpes ved at introducere en knækket trend i niveauestimationen.

I ændringsspecifikationen var der visse problemer med at få korrektionsleddet signifikant ind. Disse problemer forøgedes ved introduktion af arbejdsløsheden (i niveau eller logaritmisk niveau) i ændringsspecifikationen. I det hele taget gav indføringen af arbejdsløsheden en del problemer, bl.a. ved at afstedkomme en meget stor koefficient til prisændringerne og en tilsvarende (for?) lille koefficient til produktivitetsændringerne.

Endelig viste det sig meget svært at få arbejdsløshedsændringen ind i relationen.

### 3. Fejl ...

For en god ordens skyld vil jeg lige rette et par småfejl, som jeg har lavet tidligere:

1) Det drejer sig om anvendelsen af nye deltidsfrekvenser. Deltidsfrekvenserne indgår i dannelsen af satserne for de indirekte personaleomkostninger. Fremover anvendes satserne fra KS 19.06.89. Videre anvendes deltidsfrekvensen BQNF ved dannelsen af det nye timeproduktivitetsmål ZYFNP, som defineredes i KS 14.02.89 s. 3. Også her skal fremover anvendes BQNF fra ESTBK.

2) I definitionen af variabelen ZYFNP, jf. ovenfor, havde jeg endvidere glemt af dividere deltidsfrekvensen med 2. En rigtigere formel for ZYFNP er:

$$ZYFNP = 1000 \cdot FYFN / (QNA \cdot HGN + (QNFB \cdot HA \cdot (1 - BQNF/2)))$$

Rettelserne har kun ringe betydning, og fx variabelen ZYFNP ændres kun lidt.

Estimation nr. 3 s. 3 i KS 14.02.89 er gentaget nedenfor med det nye (og rigtige) udtryk for ZYFNP.

Estimation (3.1)

Årsdata: 38 observationer fra 1948 til 1985

qllna

$$= \begin{array}{l} 0.00222 * ktrend74 - 0.46341 \\ (3.94118) \qquad \qquad (41.5084) \end{array}$$

RSS	0.0337	SE	0.0306	V-side gns-	0.4240
R <sup>2</sup>	0.3014	R <sup>2</sup> korr	0.2820	F	1, 36 15.5329
D.W.( 1)	0.6235	D.W.( 2)	1.0126		

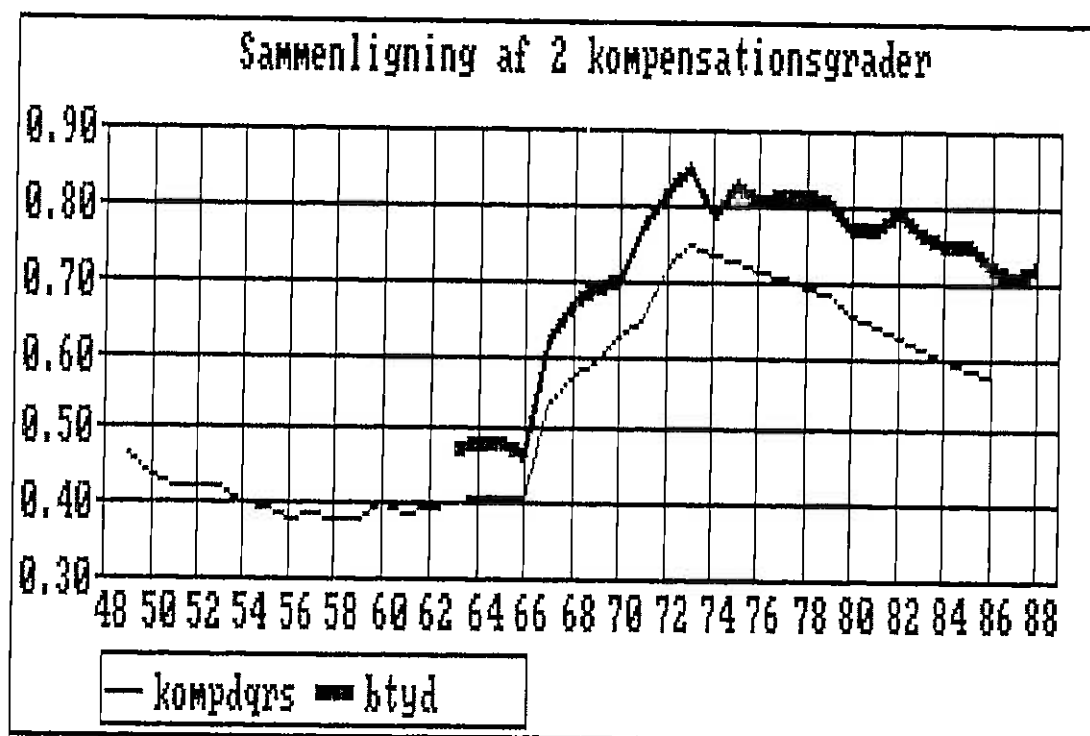
Som forventet er estimationsresultatet ikke meget forskelligt fra resultatet i KS 14.02.89. Dog ses, at koeficienten til LZYFNP er øget lidt.

4. Nye variabler

LNA er ikke en ny variabel, men dens indhold er præciseret i KS 19.06.89 s. 1-2. LNAK er LNA tillagt et udtryk for de indirekte personaleomkostninger pr. time. LNAK er ændret i forhold til tidligere, jf. KS 19.06.89, s. 3-4.

Det er forholdsvis let fra ADAMBK at danne et udtryk for kompensationsgraden ved arbejdsløshed dækkende perioden 1963-88 (jf. KS 03.11.87, rev. 13.12.88, s. 5). Denne kompensationsgrad kaldes BTYD. For at få en længere serie har jeg lånt en kompensationsgrad fra Richard Larsen i DØRS dækkende perioden 1949-86. (KOMPDØRS). Nedenfor er de 2 kompensationsgrader optegnet.

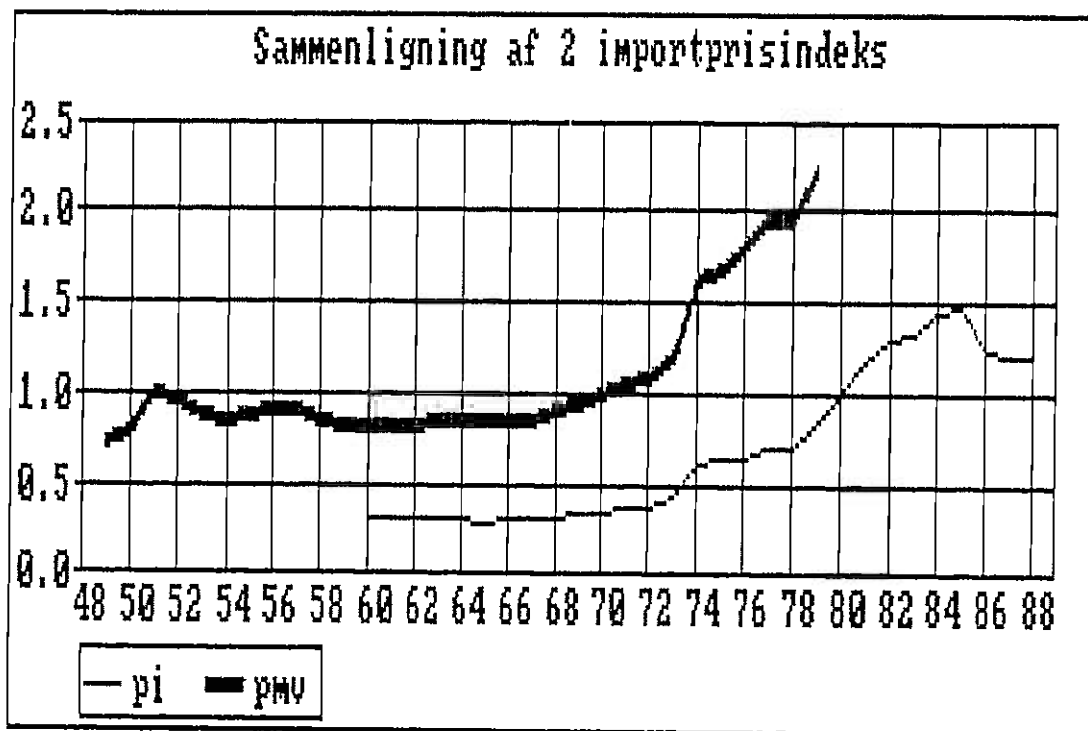
Figur 4.1



Kompensationsgraderne ses at følges rimeligt, så der er dannet serien BTYD1 som er KOMP DØRS skaleret (så  $KOMP DØRS(1963) = BTYD(1963)$ ) for perioden 1949-62 og BTYD for 1963-88.

Udtrykket for råvareimportprisen er tilsvarende "hægtet sammen". PI er udtryk for råvareimportprisen givet ved en vægtning af forskellige importgruppers prisindeks, (se KS 03.11.87, rev. 13.12.88 s. 6). PMV er vareimportens pris. Kilden er en tidligere udgave af ADAMBK.

Figur 4.2



PI og PMV er hægtet sammen, således at:

$PI1 = 0,377 \cdot PMV$  for 1948-59, PI for 1960-88

Faktoren 0,377 sikrer, at "overgangen bliver blød".

### 5. En "grundestimation"

I dette afsnit vil jeg forsøge at fremlægge nogle estimationer, hvor kun løn, pris og produktivitet indgår. Dette leder frem til 2 "grundestimationer", som jeg i afsnit 6 og 7 vil forsøge at krydre med andre variabler.<sup>1</sup>

Igen foretrækkes Granger-Engels 2-trins-procedure. I første trin vil jeg regressere lønkvoten på henholdsvis en konstant og en konstant og en knækket trend. Ved dannelsen af lønkvoten vælger jeg som lønudtryk at anvende LNA tillagt indirekte personaleomkostninger, dvs. LNAK. Logaritmen til (omkostnings)lønkvoten er da:

$$LQLNAK = LLNAK - LPYFN - LZYN.$$

I estimation (5.1) er kun anvendt et konstantled. Der fås:

<sup>1</sup>Man kan kritisere den her valgte arbejds metode "specifik til generel", men det er svært at komme på en meget bedre arbejds metode. Konklusionerne svarer dog meget godt til de resultater, som opnåedes ved de relativt generelle estimationer i KS 03.11.88, afsnit 4.

Estimation (5.1)

Årsdata: 38 observationer fra 1948 til 1985

lqlnak

$$= -0.41325$$

(69.3970)

RSS	0.0499	SE	0.0367	V-side gns-	0.4132
R <sup>2</sup>	0.0000	R <sup>2</sup> korr	0.0000	F	0, 37 NC
D.W.( 1)	0.4034	D.W.( 2)	0.6383		
DF =	2.38388				

I estimation (5.2) nedenfor er LQLNAK regresseret mod en konstant samt den knækkede trend KTREND74. KTREND74 = (ID-1947) for ID = 1948-73, derefter er KTREND74 = 27.

Estimation (5.2)

Årsdata: 38 observationer fra 1948 til 1985

lqlnak

$$= 0.00286 * ktrend74 - 0.46406$$

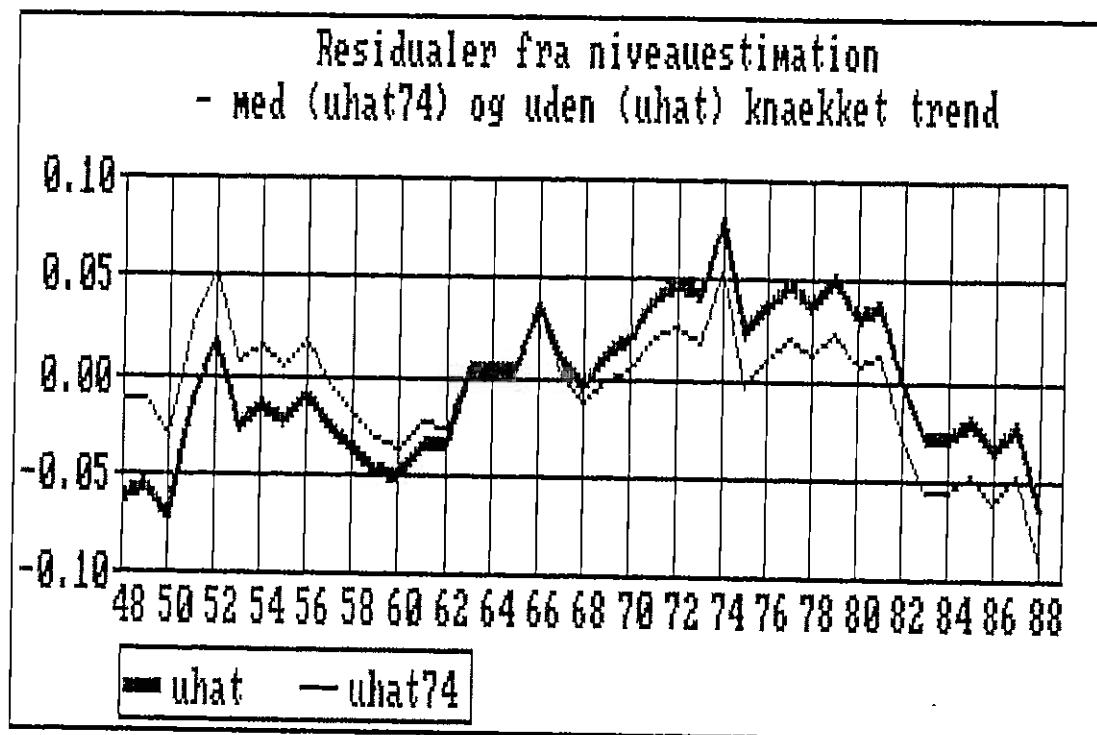
(5.83074)                      (47.6876)

RSS	0.0256	SE	0.0267	V-side gns-	0.4132
R <sup>2</sup>	0.4857	R <sup>2</sup> korr	0.4714	F	1, 36 33.9975
D.W.( 1)	0.7613	D.W.( 2)	1.1706		
DF =	2.67952				

Der er ikke den store forskel på estimation (5.1) og (5.2). DF og DW ser kønnere ud i (5.1) end i (5.2), men forskellene er små. Kaldes residualerne fra estimation (5.1) for UHAT og residualerne fra (5.2) for UHAT74, fås ved optegning figur 5.1



Figur 5.1



Figur 5.1 illustrerer tydeligt, at den knækkede trend i niveaurelationen kun ændrer lidt. UHAT74 er nok mere stationær end UHAT (jf. også DF og DW), men der er også benyttet en variabel mere ved estimationen af UHAT74 end af UHAT.

Det er valgt løbende at arbejde med både korrektionsleddet UHAT og UHAT74, idet det viser sig hensigtsmæssigt i visse tilfælde at anvende UHAT, i andre tilfælde UHAT74 i ændringsrelationen.

I relation (5.3) og (5.4) nedenfor er DLLNA søgt forklaret ved de vigtigste variabler (med undtagelse af arbejdsløsheden), dvs. ændringer i produktprisen, restprisindekset og produktiviteten. For at få så få variabler i ændringspecificationen er det efter en del forsøg valgt at anvende variabler med følgende lagstruktur:

$$DLPYFNV = 2/3 \cdot DLPYFN + 1/3 \cdot DLPYFN[-1]$$

$$DLPRV = 2/3 \cdot DLPR + 1/3 \cdot DLPR[-1]$$

$$DLZYFNPV = 1/2 \cdot DLZYFNP + 1/2 \cdot DLZYFNP[-1]$$

På samplet 1950-85 fås da, når UHAT lagges 2 perioder, følgende relation:

Estimation (5.3)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

dllna

$$= 1.20803 * dlpyf_nv + 0.52103 * dlprv + 1.07986 * dlzyfnpv$$

(8.07901)                      (3.08566)                      (7.38742)

$$- 0.36668 * uhat[-2] - 0.02139$$

(2.97606)                      (1.80720)

RSS	0.0093	SE	0.0173	V-side gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.8167	R <sup>2</sup> korr	0.7930	F 4, 31	34.5296
D.W.( 1)	1.5856	D.W.( 2)	1.7456		

Estimaterne til DLPYFNV OG DLZYFNPV er for store.

Når UHAT74 anvendet i stedet for UHAT fås:

Estimation (5.4)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

dllna

$$= 0.93584 * dlpyf_nv + 0.45867 * dlprv + 0.95753 * dlzyfnpv$$

(7.98443)                      (2.41889)                      (6.28017)

$$- 0.21653 * uhat74[-2] - 0.00171$$

(1.41577)                      (0.17142)

RSS	0.0112	SE	0.0190	V-side gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.7786	R <sup>2</sup> korr	0.7501	F 4, 31	27.2605
D.W.( 1)	1.3266	D.W.( 2)	1.6480		

Her ses estimaterne til DLPYFNV og DLZYFNPV at være af mere rimelig størrelse. Til gengæld er korrektionsleddet nu reduceret en del, og det er knapt signifikant. Store koefficientestimater til prisleddet giver fornuftige estimater til korrektionsleddet, mens fornuftige estimater til prisleddene giver utilfredsstillende estimater til korrektionsleddet. Denne sammenhæng er uheldig og kan måske bedres ved introduktion af flere variabler.

6. Introduktion af arbejdsløshed og understøttelsesgrad

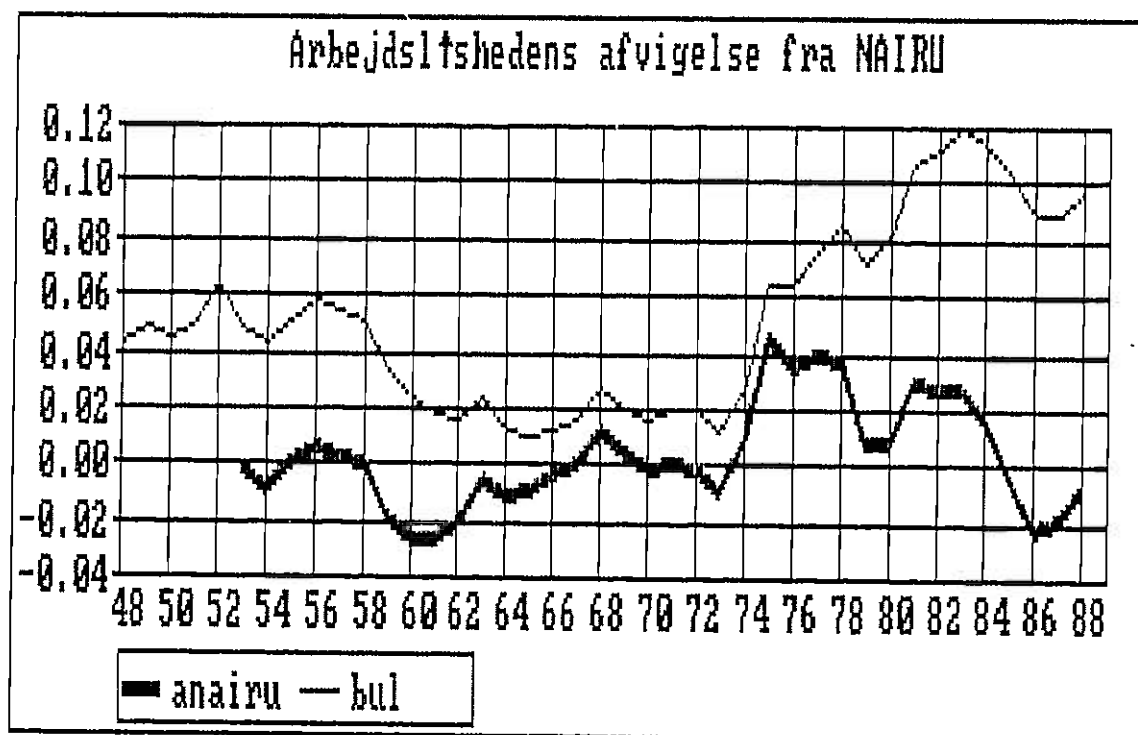
Dette afsnit skal undersøge betydningen af forskellige arbejdsløshedsudtryk i relation (5.3) og (5.4) fra afsnit 5.

Arbejdsløshedsprocenten/kvotienten BUL er defineret som  $UL/(UA-QAS-QUS)$ . BUL kan indgå utransformeret i relationen. Videre kan BUL transformeres logaritmisk eller indgå reciprok. Fælles for disse 3 representationer af arbejdsløsheden er, at den derved kommer til at indgå i langsigtssligevægten. For at undgå dette kan det vælges at kigge på absolutte eller relative ændringer i BUL. Alternativt kan anvendes et udtryk for arbejdsløshedens afvigelse fra dens "ligevægt". En mulighed for at danne et sådant ligevægtsbegreb (ofte kaldet NAIRU) er jf. OECD at lade NAIRU være et glidende gennemsnit af de sidste 5-6 års observationer af arbejdsløsheden. Afvigelsen herfra, kaldet ANAIRU er da, hvis der anvendes 5 års lag:

$$ANAIRU = BUL - (.2 \cdot BUL[-1] + .2 \cdot BUL[-2] + .2 \cdot BUL[-3] + .2 \cdot BUL[-4] - .2 \cdot BUL[-5])$$

I figur 6.1 nedenfor er ANAIRU optegnet sammen med BUL.

Figur 6.1



Alle de her lancerede arbejdsløshedsudtryk er blevet afprøvet. Generelt gælder, at BUL og LBUL bider godt. 1/BUL kommer også altid signifikant ind, men ændrer i modsætning til introduktionen af BUL og LBUL ikke de øvrige estimater så meget. DBUL og DLBUL er aldrig signifikante, og hyppigt har parameterestimaterne forkert fortegn. Nedenfor gives smagsprøver på nogle af estimationerne.

I estimation (6.1)-(6.4) anvendes UHAT som korrektionsled.

### Estimation (6.1)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985  
Dato: 19 JUN 1989

dllna

$$\begin{aligned}
 = & 1.26859 * dlpyfnv + 0.53177 * dlprv + 0.37816 * dlzyfnpv \\
 & (11.7118) \quad (4.36987) \quad (2.27328) \\
 - & 0.12439 * uhat[-2] - 0.62911 * bul + 0.03846 \\
 & (1.25280) \quad (5.45009) \quad (2.76614)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0047	SE	0.0125	V-side gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.9079	R <sup>2</sup> korr	0.8925	F 5, 30	59.1416
D.W.( 1)	2.1855	D.W.( 2)	2.0390		

### Estimation (6.2)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

dllna

$$\begin{aligned}
 = & 1.22591 * dlpyfnv + 0.50087 * dlprv + 0.47934 * dlzyfnpv \\
 & (10.1915) \quad (3.68729) \quad (2.60388) \\
 - & 0.17192 * uhat[-2] - 0.02368 * lbul - 0.07167 \\
 & (1.57436) \quad (4.23811) \quad (4.71259)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0058	SE	0.0139	V-side gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.8853	R <sup>2</sup> korr	0.8662	F 5, 30	46.3302
D.W.( 1)	1.8480	D.W.( 2)	1.6451		

Estimation (6.3)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

dllna

$$\begin{aligned}
 = & 1.20248 * dlpyfnv + 0.49473 * dlprv + 0.72708 * dlzyfnpv \\
 & (8.94714) \qquad (3.25421) \qquad (4.05749) \\
 - & 0.26117 * uhat[-2] + 0.00047 * 1/bul - 0.02024 \\
 & (2.24034) \qquad (2.89485) \qquad (1.90185)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0072	SE	0.0155	V-side gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.8567	R <sup>2</sup> korr	0.8328	F 5, 30	35.8760
D.W.( 1)	1.6748	D.W.( 2)	1.4549		

Estimation (6.4)

Årsdata: 33 observationer fra 1953 til 1985

dllna

$$\begin{aligned}
 = & 1.36777 * dlpyfnv + 0.56518 * dlprv + 0.92216 * dlzyfnpv \\
 & (8.04933) \qquad (3.17113) \qquad (5.98591) \\
 - & 0.14753 * uhat[-2] - 0.76009 * anairu - 0.01978 \\
 & (0.92271) \qquad (2.50040) \qquad (1.82895)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0065	SE	0.0155	V-side gns	0.0946
R <sup>2</sup>	0.8683	R <sup>2</sup> korr	0.8439	F 5, 27	35.5961
D.W.( 1)	1.5918	D.W.( 2)	1.5824		

Introduktion af et udtryk for arbejdsløsheden giver problemer med koefficienten til korrektionsleddet. Dette gælder for introduktion af BUL, LBUL og ANAIRU, men kun i mindre udstrækning ved 1/BUL.

Noget tilsvarende gælder, når korrektionsleddet er UHAT74. Dog gælder at allerede før arbejdsløshedsudtrykket lanceres er koefficienten til korrektionsleddet for lille.

Se relation (6.5) - (6.8) nedenfor.

Estimation (6.5)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

dllna

$$= 1.22337 * dlpyfnv + 0.48943 * dlprv + 0.31962 * dlzyfnpv$$

(14.0645)                      (4.00037)                      (2.33139)

$$- 0.16113 * uhat74[-2] - 0.67995 * bul + 0.04677$$

(1.62821)                      (6.67604)                      (4.82561)

RSS	0.0045	SE	0.0123	V-side gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.9109	R <sup>2</sup> korr	0.8961	F 5, 30	61.3733
D.W.( 1)	2.2053	D.W.( 2)	1.9942		

Estimation (6.6)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

dllna

$$= 1.11032 * dlpyfnv + 0.48120 * dlprv + 0.34354 * dlzyfnpv$$

(11.5896)                      (3.34399)                      (2.01182)

$$- 0.05592 * uhat74[-2] - 0.02669 * lbul - 0.06949$$

(0.46382)                      (4.88704)                      (4.40018)

RSS	0.0062	SE	0.0144	V-side gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.8768	R <sup>2</sup> korr	0.8562	F 5, 30	42.6833
D.W.( 1)	1.7239	D.W.( 2)	1.7215		

Estimation (6.7)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

dllna

$$= 1.00130 * dlpyfnv + 0.46766 * dlprv + 0.55726 * dlzyfnpv$$

( 9.5167)                      (2.80173)                      (3.02196)

$$- 0.06901 * uhat74[-2] + 0.00055 * 1/bul - 0.00545$$

(0.48443)                      (3.16488)                      (0.61665)

RSS	0.0084	SE	0.0167	V-side gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.8340	R <sup>2</sup> korr	0.8064	F 5, 30	30.1548
D.W.( 1)	1.4645	D.W.( 2)	1.5323		

Estimation (6.8)

Årsdata: 33 observationer fra 1953 til 1985

dllna

$$= 1.29848 * dlpyf_nv + 0.52629 * dlprv + 0.87516 * dlzyf_nv$$

(8.34107)                      (2.86947)                      (5.46627)

$$- 0.00364 * uhat74[-2] - 0.88669 * anairu - 0.01394$$

(0.02595)                      (2.99046)                      (1.54691)

RSS	0.0067	SE	0.0158	V-side gns	0.0946
R <sup>2</sup>	0.8641	R <sup>2</sup> korr	0.8390	F 5, 27	34.3438
D.W.( 1)	1.6318	D.W.( 2)	1.7280		

Relationerne med BUL og ANAIRU ser bedst ud. Estimation (6.5) giver højest R<sup>2</sup> og mindst SE. (Bemærk iøvrigt de forskellige sampler for estimationerne med ANAIRU og de øvrige estimationer.)

I det følgende tagers udgangspunkt i relation (6.5), jf. ovenfor. Dog huskes, at 1/BUL ofte giver bedre koefficient til korrektionsledet, mens ANAIRU kan anvendes, hvis det ønskes, at arbejdsløsheden ikke indgår i langsigtsligevægten.

En anden vigtig "arbejdsmarkedsvariabel" er kompensationsgraden, BTYD1. Jeg lægger ud med at røbe konklusionen på inddragelsen af denne variabel, nemlig at det ikke er muligt at få ændringen i understøttelsesgraden ind i nogen relation, mens det går bedre med BTYD1 i niveau. Dette svarer til Nationalbankens lønrelation, hvor kompensationsgraden også indgår i niveau. Problemet herved er naturligvis, at hvis både arbejdsløshedsudtrykket og kompensationsgraden indgår i niveau, da vil disse 2 størrelser bestemme lønkvoten på langt sigt. Hvorvidt dette er kønt er en smagssag, men det er klart, at det står i modsætning til hypotesen om at lønkvoten på langt sigt er bestemt af produktionstekniske forhold. Omvendt kan der argumenteres for, at de produktionstekniske forhold er en funktion af de institutionelle/økonomiske forhold i økonomien.

Som illustration af BTYD1's betydning kigger jeg på relation (6.1), idet jeg indføjer henholdsvis BTYD1, DBTYD1 og DLBTYD1. Se relation (6.9)-(6.11) nedenfor.

Estimation (6.9)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

Dato: 19 JUN 1989

dllna

$$\begin{aligned}
 = & 1.23615 * dlpyfnnv + 0.51093 * dlprv + 0.37819 * dlzyfnpv \\
 & (8.77211) \qquad\qquad\qquad (3.76099) \qquad\qquad\qquad (2.24049) \\
 - & 0.14090 * uhat[-2] - 0.63505 * bul + 0.01123 * btyd1 + 0.03360 \\
 & (1.27746) \qquad\qquad\qquad (5.37088) \qquad\qquad\qquad (0.36782) \qquad\qquad\qquad (1.73941)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0046	SE	0.0126	V-side gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.9083	R <sup>2</sup> korr	0.8894	F 6, 29	47.8867
D.W. ( 1)	2.2168	D.W. ( 2)	2.0684		

Estimation (6.10)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

dllna

$$\begin{aligned}
 = & 1.28143 * dlpyfnnv + 0.52232 * dlprv + 0.41485 * dlzyfnpv \\
 & (12.0304) \qquad\qquad\qquad (4.37304) \qquad\qquad\qquad (2.51589) \\
 - & 0.12910 * uhat[-2] - 0.64771 * bul - 0.09134 * dbtyd1 + 0.03775 \\
 & (1.32585) \qquad\qquad\qquad (5.69040) \qquad\qquad\qquad (1.49235) \\
 & (2.76854)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0043	SE	0.0122	V-side gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.9145	R <sup>2</sup> korr	0.8968	F 6, 29	51.6718
D.W. ( 1)	2.1766	D.W. ( 2)	1.8866		

Estimation (6.11)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

dllna

$$\begin{aligned}
 = & 1.28403 * dlpyfnnv + 0.52374 * dlprv + 0.43113 * dlzyfnpv \\
 & (12.2406) \qquad\qquad\qquad (4.45603) \qquad\qquad\qquad (2.64082) \\
 - & 0.13195 * uhat[-2] - 0.64385 * bul - 0.06541 * dlbtyd1 \\
 & (1.37558) \qquad\qquad\qquad (5.76346) \qquad\qquad\qquad (1.79027) \\
 + & 0.03673 \\
 & (2.73011)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0042	SE	0.0120	V-side gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.9171	R <sup>2</sup> korr	0.8999	F 6, 29	53.4414
D.W. ( 1)	2.1314	D.W. ( 2)	1.9024		



Hvis både arbejdsløshedsudtryk og kompensationsgrad i ligning (6.9) lagges 1 periode fås følgende resultat.

Estimation (6.12)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

dllna

$$\begin{aligned}
 = & 0.85831 * dlpyfnv + 0.31490 * dlprv + 0.41698 * dlzyfnpv \\
 & (5.48648) \quad (2.18348) \quad (2.47687) \\
 - & 0.21049 * uhat[-2] - 0.66098 * bul[-1] + 0.07860 * btyd1[-1] \\
 & (1.88866) \quad (5.36805) \quad (2.21758) \\
 + & 0.01152 \\
 & (0.58606)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0047	SE	0.0127	V-side gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.9081	R <sup>2</sup> korr	0.8890	F 6, 29	47.7365
D.W.( 1)	2.3017	D.W.( 2)	2.2407		

Bemærk specielt at koefficienten til DLPYFNV "falder på plads" ved lagget i arbejdsløshed og kompensationsgrad.

Generelt "bider" BTYD1 ikke særligt godt, men den får dog hyppigt positivt fortegn.

Variablen (1-BTYD1[-1]) vil have negativt fortegn i estimation 6.12, hvis den erstatter BTYD[-1]. Det er forsøgt at konstruere variabelen XKOMP som produktet af BUL og (1-BTYD1). Dette udtryk betegner en form for "belastningsgrad", idet en høj arbejdsløshed er "lettere at klare", hvis kompensationsgraden er høj og vice versa. XKOMP = BUL·(1-BTYD1).

Lagges XKOMP en periode fås resultatet i ligning (6.13)

Estimation (6.13)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

dllna

$$\begin{aligned}
 = & 0.91156 * dlpyfnv + 0.24422 * dlprv + 0.58472 * dlzyfnpv \\
 & (5.76458) \quad (1.44324) \quad (2.97318) \\
 - & 0.28637 * uhat[-2] - 1.71235 * xkomp[-1] + 0.04746 \\
 & (2.60373) \quad (3.30222) \quad (2.04075)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0068	SE	0.0151	V-side gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.8656	R <sup>2</sup> korr	0.8432	F 5, 30	38.6305
D.W.( 1)	1.7733	D.W.( 2)	1.7698		

Endelig har jeg forsøgt at estimere en relation, hvor både arbejdsløshed og kompensationsgrad indgår som ændringer. Korrektionsledet bliver trods mange forsøgt ikke signifikant.

Estimation (6.14)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

dllna

$$\begin{aligned}
 = & 1.08425 * dlpyfnv + 0.53799 * dlprv + 0.78408 * dlzyfnpv \\
 & (6.76379) \quad (2.57111) \quad (4.07566) \\
 - & 0.06915 * uhat[-2] - 0.50574 * anairu[-1] \\
 & (0.36606) \quad (1.79270) \\
 + & 0.10304 * dlbtyd1[-2] \quad - 0.00198 \\
 & (2.07989) \quad (0.13913)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0063	SE	0.0159	V-side gns	0.0961
R <sup>2</sup>	0.8664	R <sup>2</sup> korr	0.8343	F 6, 25	27.0219
D.W.( 1)	1.7759	D.W.( 2)	1.8310	Chi( 3)	5.5109

Konklusionen på dette afsnit må være, at hvis konstruktionen med fejlkorrektionsled ønskes opretholdt, må arbejdsløshed og kompensationsgrad inddrages i niveau, hvorved disse variabler kommer til at indgå i langsigtslige vægten.

## 7. Andre variabler

Indtil nu er det opnået at få producentpriser, restpriser, produktivitet, arbejdsløshed, kompensationsgrad og korrektionsled ind i ændringsspecifikationen. Der er problemer med koefficienterne til producentprisen og korrektionsleddet, ligesom arbejdsløshed og kompensationsgrad går bedst ind i niveau.

Det kan nu overvejes at indføre yderligere forklarende variabler. Det skal med det samme understreges, at det generelt er en sørgelig omgang: der er ikke rigtig plads til flere variabler.

Igen tages udgangspunkt i ligning (6.1), men nu tilføjes en række af de variabler, som endnu ikke er afprøvet. Det drejer sig dels om den relative ændring i arbejdstiden (DLHA), i råvareimportprisen (DLPI1) og i arbejderne beskæftigelse (DLQNA) samt (har jeg valgt) den absolutte ændring i det gennemsnitlige direkte skattetryk (DBSBA). Resultatet ses i ligning (7.1).

### Estimation (7.1)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

dllna

$$\begin{aligned}
 = & 1.25999 * dlpyfnv + 0.43667 * dlprv + 0.35131 * dlzyfnpv \\
 & (8.31328) \quad (2.34805) \quad (1.88456) \\
 - & 0.07573 * uhat[-2] - 0.61534 * bul - 0.28238 * dlha \\
 & (0.70103) \quad (5.18350) \quad (1.12799) \\
 + & 0.01410 * dlpi1 - 0.12563 * dlqna + 0.21180 * dbsba + 0.03727 \\
 & (0.30256) \quad (1.62824) \quad (1.04424) \quad (2.57823)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0039	SE	0.0122	Vside gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.9238	R <sup>2</sup> korr	0.8974	F 9, 26	35.0238
D.W.( 1)	2.4089	D.W.( 2)	1.9638		

Ingen af de "nye variabler" fik signifikante koefficienter.

Ændringen i råvareimportprisindekset har forkert fortegn, idet dyrere produktionsinput skulle tendere at reducere lønnen. DLPI1 droppes efter flere forsøg.

DLQNA[-1] (den laggede ændring i beskæftigede arbejdere i fremstillingssektoren) fik positivt fortegn, hvilket ikke strider mod teorien, idet denne ikke angiver noget apriori fortegn til beskæftigel-

sen. Jeg har valgt at udelade DLQNA[-1] i de følgende estimationer, bl.a. fordi variabelen har en "dårlig indflydelse" på korrektionsledet.

I estimation (7.2) nedenfor er (7.1) gentaget, blot uden DLPI1 og DLQNA[-1]

### Estimation (7.2)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

dllna

$$\begin{aligned}
 = & 1.27902 * dlpyfnv + 0.53558 * dlprv + 0.33965 * dlzyfnpv \\
 & (11.6316) \quad (4.06559) \quad (1.84125) \\
 - & 0.14382 * uhat[-2] - 0.60728 * bul - 0.26712 * dlha \\
 & (1.39631) \quad (5.06850) \quad (1.04222) \\
 + & 0.23285 * dbsba + 0.03559 \\
 & (1.13051) \quad (2.42867)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0044	SE	0.0125	Vside gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.9137	R <sup>2</sup> korr	0.8921	F 7, 28	42.3497
D.W.( 1)	2.1739	D.W.( 2)	2.0741		

Herefter er det arbejdstidens tur til at ryge ud. DLHA er ikke signifikant, hvilket måske skyldes at arbejdstid og produktivitet hænger sammen. I samplet 1950-85 er korrelationskoefficienten mellem DLHA og DLZYFNPV således -.4514, og mellem DLHA og DLZYFNP er korrelationskoefficienten -.5774.

Tilbage står skattevariablerne. Ud over BSBA (som er en gennemsnitlig skatteprocent) har vi også TSAOU1 (som er en marginal skat) at spille på. Forsøg viser imidlertid at BSBA bider bedre end TSAOU1, hvorfor der må andre forslag til.

I Nationalbankens Philippskurve anvendes ændringen i andelen, som er tilbage efter skat. Denne størrelse kaldes her DL1BSBA. DL1BSBA = log(1-BSBA) - (log(1-BSBA.1)). Anvendes denne variabel i fri estimation fås ligning (7.3).

Estimation (7.3)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

dllna

$$\begin{aligned}
 &= 1.28420 * dlpyfnv + 0.49891 * dlprv + 0.41174 * dlzyfnpv \\
 &\quad (11.6277) \quad (3.88471) \quad (2.39497) \\
 &- 0.14911 * uhat[-2] - 0.60243 * bul - 0.12366 * dl1bsba \\
 &\quad (1.43297) \quad (5.00787) \quad (0.83789) \\
 &+ 0.03461 \\
 &\quad (2.35340)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0045	SE	0.0125	Vside gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.9101	R <sup>2</sup> korr	0.8915	F 6, 29	48.9122
D.W.( 1)	2.1960	D.W.( 2)	1.9804		

Fortegnet til DL1BSBA er rigtigt, men koefficienten er ikke signifikant forskellig fra nul.

Til Nationalbankens Phillipskurve er det valgt at binde DL1BSBA (eller noget, som minder herom) ud fra følgende betragtninger: Lønmodtagernes interesse antages at hænge på deres realløn efter skat. dvs. LNA\*(1-BSBA)/PCP. Betragtes relative ændringer fås DLLNA-(DLPCP-DL1BSBA). Her er det valgt at anvende størrelsen (DLPCP-DL1BSBA) som højresidevariabel.

Et tilsvarende bånd vil blive forsøgt her, dog modificeret. Jeg har valgt at opsplitte DLPCP på DLPYFN og DLPR. Denne opsplitning bibeholdes, således at kun DLPR (DLPRV) og DL1BSBA bindes sammen. Der fås estimation (7.4).

Estimation (7.4)

ANNUAL data for 36 periods from 1950 to 1985

dllna

$$\begin{aligned}
 = & 1.29779 * dlpyfnnv + 0.33118 * dlprv-dl1bsba \\
 & (11.4395) \qquad \qquad \qquad (3.97753) \\
 & + 0.49221 * dlzyfnpv - 0.19012 * uhat[-2] - 0.55594 * bul \\
 & (2.89430) \qquad \qquad \qquad (1.82478) \qquad \qquad \qquad (4.61046) \\
 & + 0.02939 \\
 & (1.98487)
 \end{aligned}$$

Sum Sq	0.0050	Std Err	0.0129	LHS Mean	0.0936
R Sq	0.9013	R Bar Sq	0.8849	F 5, 30	54.7962
D.W.( 1)	2.1945	D.W.( 2)	1.9146		

Relationens egenskaber blev kun ganske lidt dårligere ved det pålagte bånd. SE steg fra .0125 til .0129. Koefficienten til UHAT[-2] øgedes en del.

Indrages nu også kompensationsgraden og lagges denne sammen med arbejdsløsheden fås relationen i ligning (7.5).

Estimation (7.5)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

dllna

$$\begin{aligned}
 = & 0.87605 * dlpyfnnv + 0.21276 * dlprv-dl1bsba \\
 & (5.60109) \qquad \qquad \qquad (2.34338) \\
 & + 0.47433 * dlzyfnpv - 0.25923 * uhat[-2] - 0.62916 * bul[-1] \\
 & (2.83085) \qquad \qquad \qquad (2.37620) \qquad \qquad \qquad (5.01621) \\
 & + 0.08410 * btyd1[-1] + 0.00342 \\
 & (2.51353) \qquad \qquad \qquad (0.18028)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0046	SE	0.0125	Vside gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.9100	R <sup>2</sup> korr	0.8914	F 6, 29	48.8634
D.W.( 1)	2.2874	D.W.( 2)	2.1129		

Relationen herover ser umiddelbart ganske køn ud. Koefficientestimatet til DLPYFNV kom under 1 og UHAT[-2] fik også en pæn koefficient. Der er en smule negativ 1. ordens autokorrelation - måske en rest fra overenskomstforhandlingernes betydning for lønnen.

I bilag 1 undersøges relationen nærmere. Konklusionen af denne undersøgelse er, at parameterestimaterne er meget stabile m.h.t. afkortning af estimationsperioden. Desværre forudsiger relation (7.5) lønændringen i 1988 meget dårligt. Den største residual, ca. 3.5%-point, afsættes dette år. Det er måske rimeligt at forvente, at det foreløbige tal for LNA justeres op ved de kommende datarevisioner. Dette rokker dog ikke ved, at ligning (7.5) slet ikke fanger faldet i DLLNA fra 1987 til 1988.

Herudover tilbagestår om man kan leve med de dynamiske implikationer, som ligger i (7.5). Indkomstskat og fx indirekte skatter påvirker på kort sigt lønnen, men ikke på langt sigt. Derimod påvirker kompensationsgraden lønkvoten på langt sigt. De øvrige offentlige udgifter (fx til uddannelse, revalidering og pensioner) påvirker derimod ikke lønnen i den her valgte specifikation.

I estimation (7.6) er BSBA skiftet ud med TSA0U1. Det giver dårligere resultater.

#### Estimation (7.6)

Årsdata: 36 observationer fra 1950 til 1985

dllna

$$\begin{aligned}
 = & 0.71143 * dlpyfnv - 0.01235 * dlprv-dlitsa0u \\
 & (4.69333) \qquad \qquad \qquad (0.34578) \\
 + & 0.44365 * dlzyfnpv - 0.25442 * uhat[-2] - 0.72187 * bul[-1] \\
 & (2.39054) \qquad \qquad \qquad (2.11597) \qquad \qquad \qquad (5.50838) \\
 + & 0.11858 * btyd1[-1] + 0.00034 \\
 & (3.61251) \qquad \qquad \qquad (0.01623)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0054	SE	0.0136	Vside gns	0.0936
R <sup>2</sup>	0.8934	R <sup>2</sup> korr	0.8713	F 6, 29	40.5004
D.W.( 1)	2.1531	D.W.( 2)	2.1143		

Jeg har forsøgt, om det kunne undgås at anvende arbejdsløsheden og kompensationsgraden i niveau, jf. ovenstående betragtninger. Det er vanskeligt. I ligning (7.7) nedenfor har jeg med nød og næppe fået DBUL og DBTYD1 ind ved at anvende glidende gennemsnit af variablerne.

Estimation (7.7)

Årsdata: 34 observationer fra 1952 til 1985

dllna

$$\begin{aligned}
 = & 1.39221 * dlpyfnv + 0.52480 * dlprv + 0.86125 * dlzyfnpv \\
 & (8.82632) \quad (2.92539) \quad (5.58140) \\
 - & 0.35207 * uhat[-2] - 1.35010 * (dbul+dbul.1+dbul.2)/3 \\
 & (2.59642) \quad (2.03044) \\
 + & 0.20743 * (dbtyd1.1+dbtyd1.2)/2 - 0.01830 \\
 & (1.78268) \quad (1.66301)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0065	SE	0.0155	Vside gns	0.0943
R <sup>2</sup>	0.8688	R <sup>2</sup> korr	0.8396	F 6, 27	29.7941
D.W.( 1)	1.4864	D.W.( 2)	1.2049		

Koefficienten til DLPYFNV er meget stor. SE er en del større end for ligning (7.5), og DW er kun ca. 1.5.

Relation (7.7) er dog klart fejlspecificeret, hvilket fx kan ses ved at læge en trend ind i relationen. Da fås (7.8).

Estimation (7.8)

Årsdata: 34 observationer fra 1952 til 1985

dllna

$$\begin{aligned}
 = & 1.67418 * dlpyfnv + 0.85299 * dlprv + 0.67113 * dlzyfnpv \\
 & (10.8520) \quad (4.83105) \quad (4.79579) \\
 - & 0.23621 * uhat[-2] - 1.62658 * (dbul+dbul.1+dbul.2)/3 \\
 & (1.99884) \quad (2.89307) \\
 + & 0.23246 * (dbtyd1.1+dbtyd1.2)/2 - 0.00142 * trend + 0.00273 \\
 & (2.37957) \quad (3.53677) \quad (0.24908)
 \end{aligned}$$

RSS	0.0044	SE	0.0130	Vside gns	0.0943
R <sup>2</sup>	0.9114	R <sup>2</sup> korr	0.8876	F 7, 26	38.2103
D.W.( 1)	1.9537	D.W.( 2)	1.7339		

Trenden er klart signifikant, og parameterestimerne ændredes ganske meget.



## 8. Afsluttende kommentarer

Heller ikke dette papir lægger en endelig formulering af en lønrelation på bordet, men en del ting er dog efterhånden på plads. Således fandtes m.h.t. "de eksotiske variabler" i ændringsspecifikationen følgende: Arbejdsløsheden optræder bedst i niveau, og det er mest umiddelbart blot at anvende arbejdsløshedsprocenten. Kompensationsgraden skal i niveau og helst sammen med arbejdsløshedsprocenten lagges 1 periode. Øvrige variabler er svære at få ind. Lettest er måske beskæftigelsen, mens fx skattetryk og arbejdstid nok har rigtigt fortegn men er insignifikante.

Det skal bemærkes, at relationerne generelt er følsomme over for lagstrukturen i variabler som priser og produktivitet. Der er således stadig mulighed for en justering og finpudsning af fx relation (7.5).

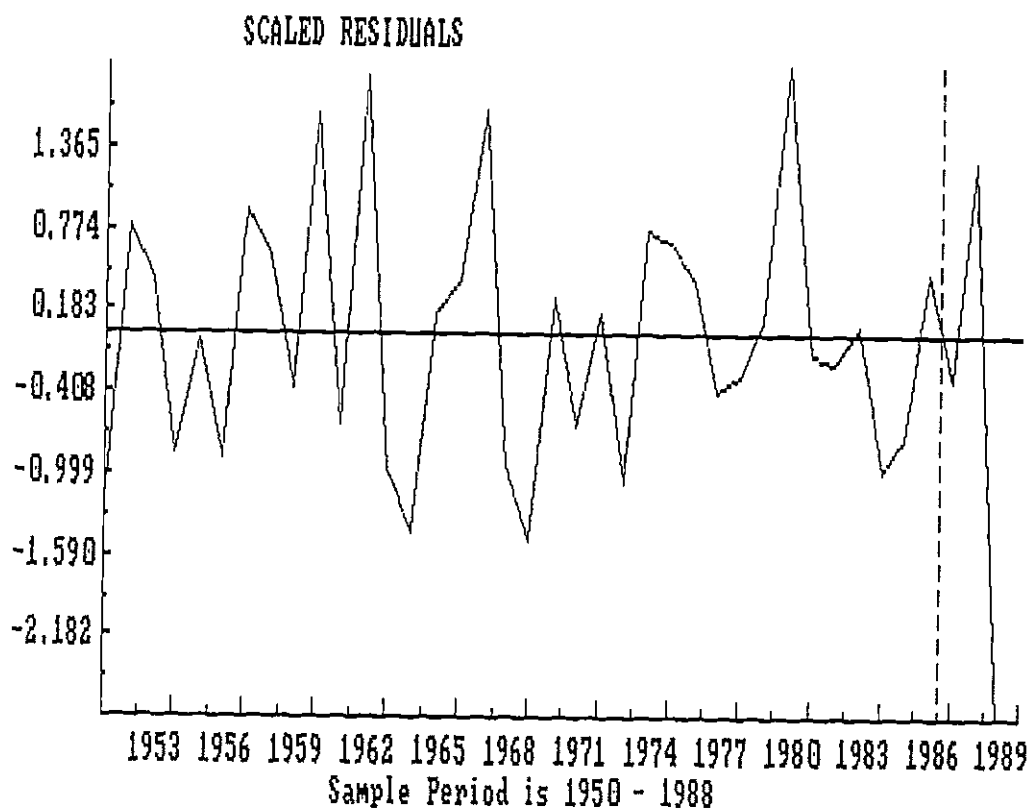
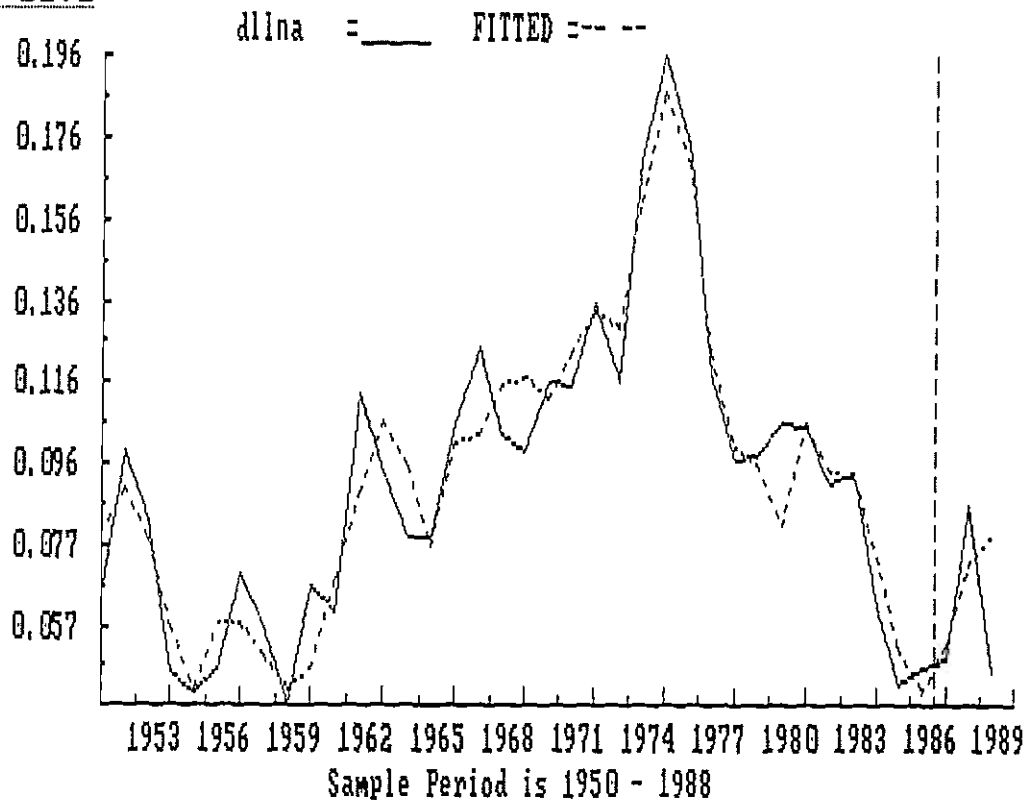
Tilbage står da, hvorvidt det kan accepteres, at lønkvoten på langt sigt er bestemt af andet end en konstant. Ligeledes kan det diskuteres, hvorfor og hvordan de forskellige "politikvariabler" skal indgå. Er det fx vigtigt at få det direkte skattetryk ind i relationen?

## Bilag 1

I dette bilag dokumenteres estimation (7.5) yderligere, idet her primært præsenteres forskellige grafer.

I figur B1.1 nedenfor er faktisk og fittet værdi gengivet efterfulgt af en graf med residulaerne.

Figur B1.1



Residualerne inden for estimationsperioden ser generelt pæne ud. Dette bekræftes da også i en vis grad af korrelationskoefficienterne mellem de aktuelle og laggede residualer.

#### RESIDUAL CORRELOGRAM

-.1765  
-.1111  
-.1572  
-.1425  
.3907  
-.2927  
-.0486  
.1138  
-.0810  
.2006  
-.6574  
-.0092

Den 3. ordens autoregressive proces ser således ud:

LAG	1	2	3
COEFF.	-.2059	-.1657	-.2076
S.E.'s	.2035	.2063	.2033

SE = .01294    F[ 3, 23] = .69  
                  F[ 3, 23] Crit Val = 3.03

Problemet er som figur B1.1 viser forudsigelsen, særligt i 1988. Se nedenfor:

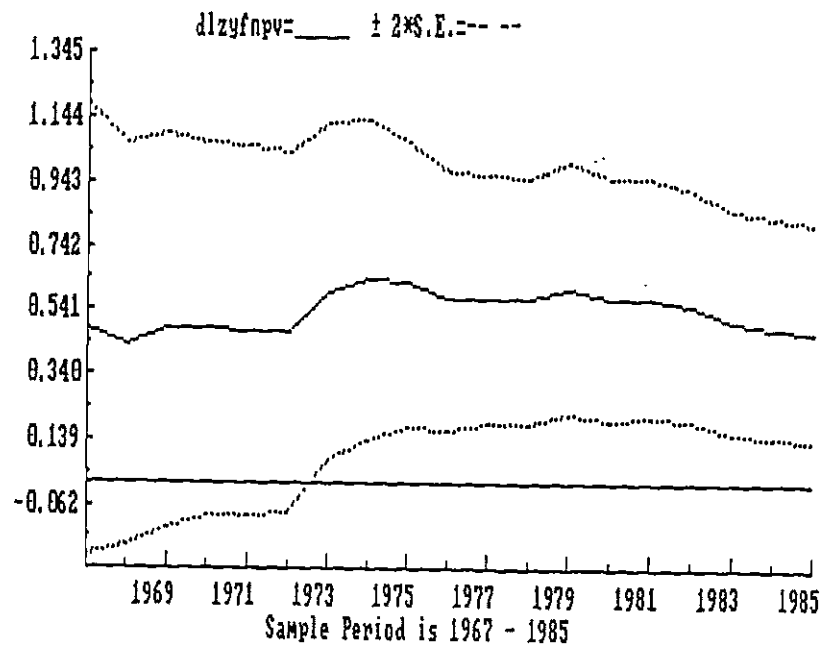
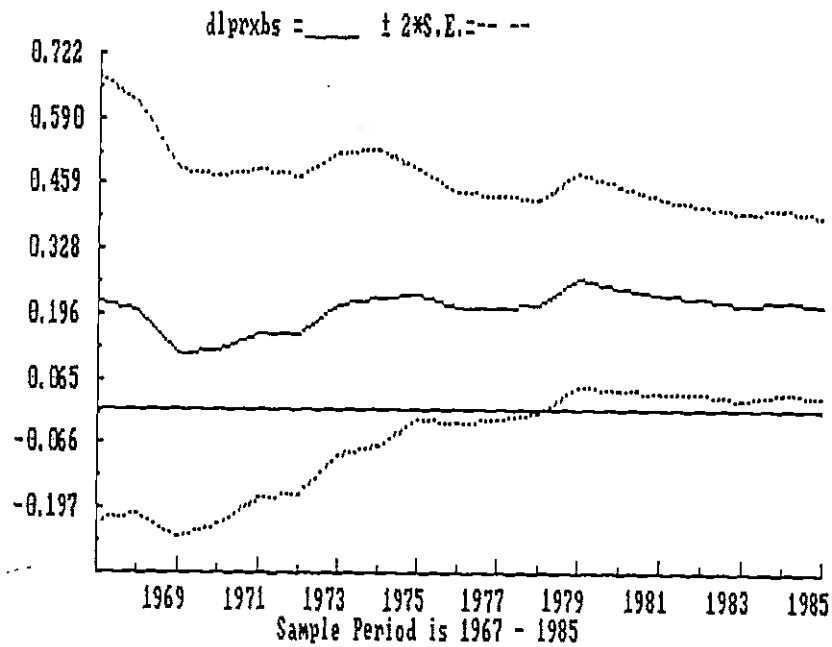
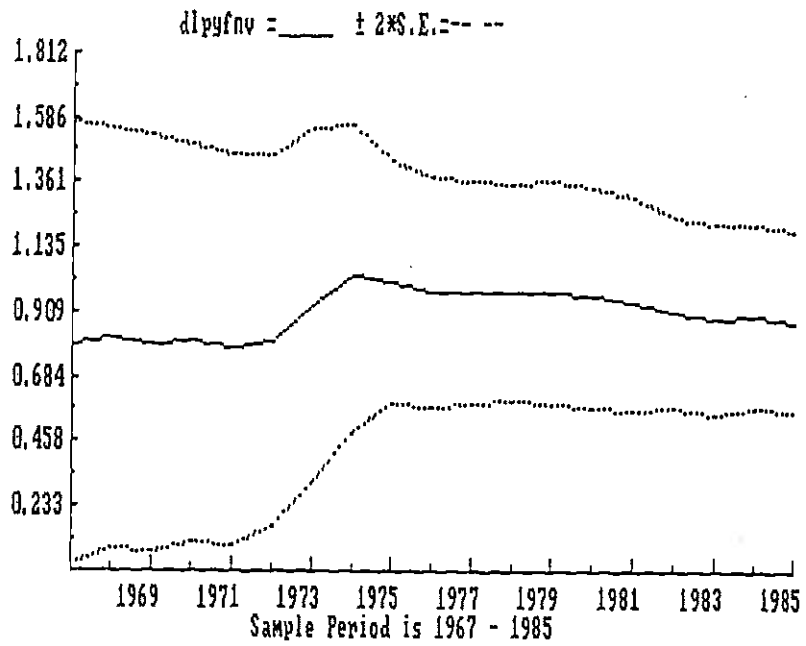
#### ANALYSIS of 1-step FORECASTS

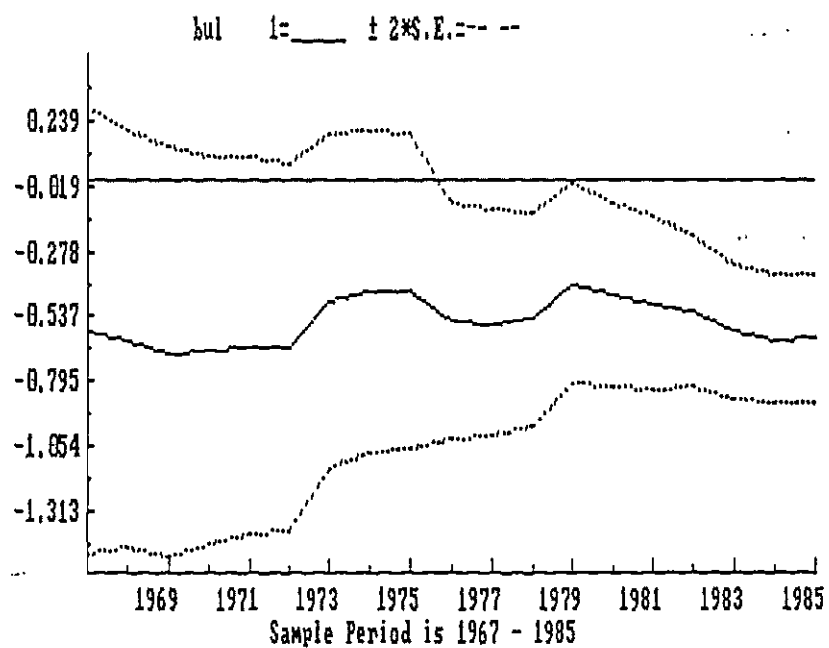
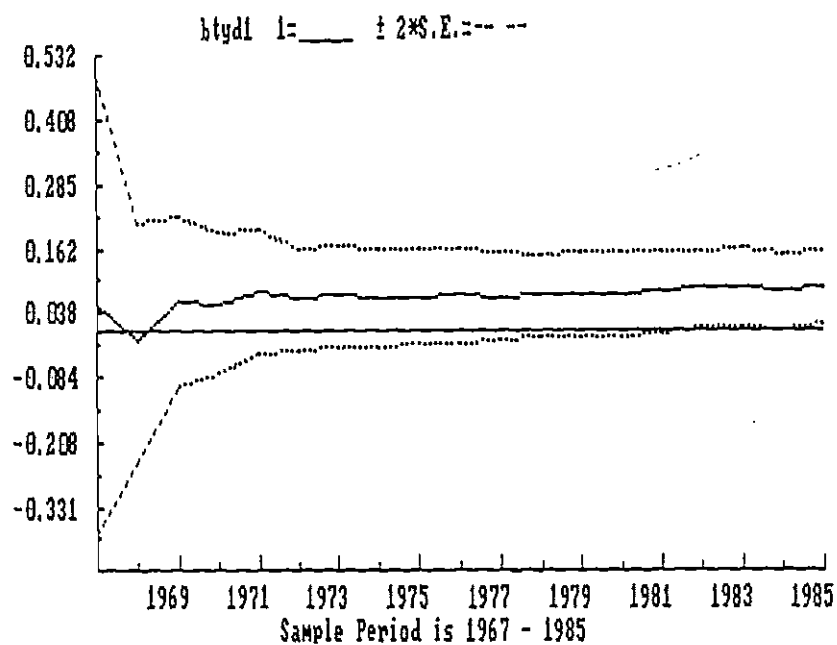
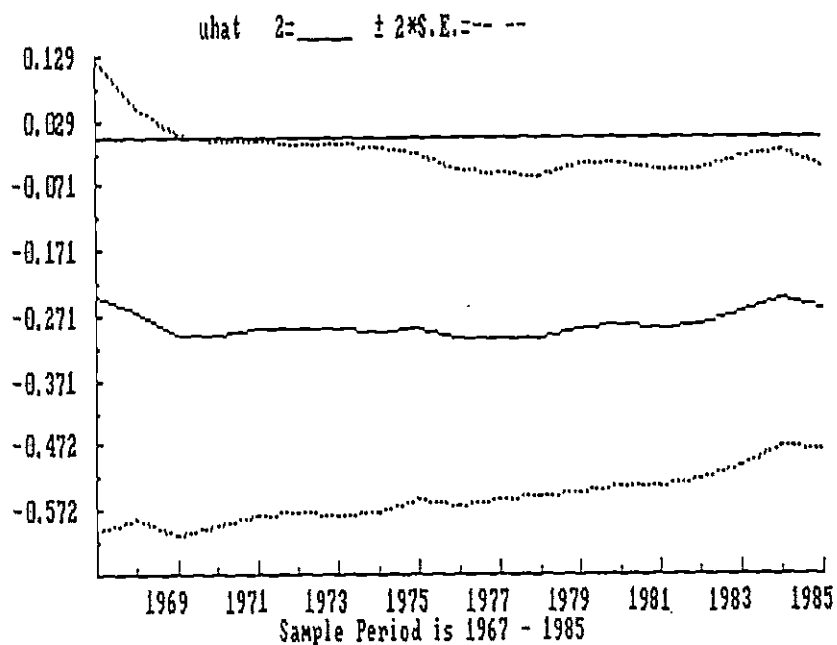
DATE	ACTUAL	FORECAST	Y - Yhat	FORECAST SE	t-value
1986 1	.048600	.052433	-.003833	.014408	-.266011
1987 1	.087400	.071422	.015978	.013930	1.146992
1988 1	.045300	.080046	-.034746	.013749	-2.527094

Tests of Parameter CONSTANCY over : 1986 1 - 1988 1  
Forecast  $\chi^2(3)/3$  = 3.14  
CHOW TEST( 3, 29) = 2.92  
F[ 3, 29] Crit Val = 2.93

Endelig er parameterstabiliteten ved succesiv afkortning bagud undersøgt ved rekursiv mindste kvadraters metode. Grafer fra PCGIVE præsenteres i figur B1.2 nedenfor. Variabelfortegnelsen DLPRXBS dækker båndet mellem restprisindeks og skattetryk, dvs.  $DLPRXBS = DLPRV - DL1BSBA$ .

Figur B2.1





## LØNSYSTEMET I ADAM II

### 1. Indledning

I forbindelse med arbejdet med makrolønnen viste det sig hensigtsmæssigt at foretage visse ændringer i lønsystemet, dvs. ligningerne 548-579 i ADAM maj 87. Det skal bemærkes, at "omlægningen" af arbejdsgiverbidragene fra og med 1988 ikke umiddelbart afstedkommer et behov for ændringer i lønsystemet. I papiret KS 21.01.88 blev de første forslag til ændringer skitseret.<sup>1</sup>

### 2. Lønsystemets opbygning

Lønsystemet er relativt enkelt opbygget og består ud over et par småligninger af følgende: En central arbejderlønsats LNA, som bestemmer funktionærernes og de offentligt ansattes løn. Ud fra disse 3 lønsatser bestemmes omkostnings/bruttolønningerne set fra arbejdsgiversiden; herfra genereres da lønsummerne i de enkelte erhverv, og som rosinen i pølseenden summeres disse til den samlede lønsum YW.

Denne opbygning bevares. I det følgende beskrives visse ændringer, som skal gøre systemet mere konsistent.

### 3. Nettolønninger

LNA er lønsystemets centrale makrolønsats. LNA ændres datamæssigt, jf. KS 03.11.87.<sup>2</sup>

Det er værd at mærke sig LNA's indhold. Ved datakonstruktionen (til databanken) bestemmes LNA ud fra Industristatistikken som summen af lønudbetalinger til fremstillingssektorens arbejderne delt med disses erlagte timetal. Summen af lønudbetalingerne er et "barberet" udtryk.

---

<sup>1</sup>Af tidligere papirer vedrørende lønsystemet og dannelse af lønsummer findes endvidere HD 25.04.79, HD 22.05.79, TMP 19.08.82 samt NF 02.10.84.

<sup>2</sup>Det bemærkes i øvrigt, at kilden til LNA, dvs. industristatistikens lønudgifter og beskæftigelse, fra og med 1990 ophører i sin nuværende form, jf. Danmarks Statistiks Arbejdsplan 1989, s. 45.

I Danmarks Statistiks vejledning til virksomhederne, når disse bedes om at indberette summen af lønudbetalingerne, hedder det: "Lønnen opgøres før fradrag af kildeskat, hvilket vil sige, at bidrag så vidt muligt både fra arbejdsgiver og arbejdstager til ATP o.l. udelades af lønudgiften. Ligeledes skal bidrag til afskedigelsesløn, efterløn, sociale fonds, dagpenge- og personaleforsikring ikke tages med."

Det er således oplagt, at LNA ikke dækker de samlede omkostninger, som arbejdsgiveren pålægges ved at ansatte en arbejder én time, jf. nedenfor afsnit 4.

Intuitivt kan LNA fortolkes som det beløb (pr. time), som optræder på lønsedlen umiddelbart før kildeskatten trækkes.

LAH er en hjælpevariabel defineret som  $LNA \cdot HA$ . LAH-ligningen bibeholdes. Den ændrede LNA afstedkommer naturligvis nye værdier for LAH.

Den relative ændring RLAH bestemmer LNF (funktionærårslønnen) og LOH (de offentligt ansattes nettoårsløn for heltidsansatte; heraf H i variabelnavnet).

$$LAH=LNA \cdot HA$$

$$RLAH=LAH/LAH(-1)-1$$

$$LNF=LNF(-1) \cdot [1+(RLAH \cdot BLNF)+JRLNF]$$

$$LOH=LOH(-1) \cdot [1+(RLAH \cdot BLOH)+JRLOH]$$

Ved modelleringen af LNF og LOH som funktion af RLAH er anvendt både et multiplikativt (BLNF & BLOH) og et additivt (JRLNF & JRLOH) led. Det multiplikative led kan ved fremskrivninger anvendes til at udtrykke forventninger om, hvordan lønudviklingen for henholdsvis privat ansatte funktionærer og ansatte i den offentlige sektor vil blive i forhold til lønudviklingen for arbejdere i fremstillingssektoren.

Det bemærkes, at LNF er afledt af industristatistikens opgørelse af lønsum og beskæftigelse, mens LOH afledes af lønsummen i det offentlige ifølge NR<sup>3</sup>, jf. afsnit 4 og 5 nedenfor. Idet JRLNF og JRLOH er sat lig nul opnås, at det multiplikative led tager tilpasningen mellem udviklingen i arbejderlønnen (RLAH) og udviklingen i henholdsvis funktionærlønnen og lønnen til offentligt ansatte. Historisk vil BLNF og BLOH således almindeligvis være forskellige fra 1 (se data for BLNF og BLOH i afsnit 9).

---

<sup>3</sup>Det har været overvejet at indføre LOH som basisvariabel, men data for lønudviklingen i den offentlige sektor offentliggøres sent og er i det hele taget svært tilgængelige. LOH indgår endvidere ikke i væsentlige anvendelser i modellen.

LNA bestemmer i modellen LIH (timeløn for arbejdere i industri og håndværk efter DA's statistik). LIH-ligningen bevares uforandret, men restleddet ændres naturligvis.

4. Bruttolønninger

De 3 indtil nu bestemte lønninger LNA, LNF og LOH er blevet betegnet nettolønninger. Dette er gjort for at understrege, at der til denne løn må tillægges visse ekstraudgifter for bl.a. at finde den lønudgift, som påhviler arbejdsgiveren. Bruttolønnen skal opfattes som nettolønnen tillagt et passende udtryk for de såkaldte indirekte personaleomkostninger. Det skal bemærkes, at bruttoomkostningsudtryk er temmelig "syntetiske", og deres definition må afhænge af, til hvilket formål udtrykket skal bruges. Bruttolønnen bruges i modellen 2-3 steder, nemlig i prisrelationerne, i lønsummerne (se afsnit 5 nedenfor) samt i den fremtidige lønrelation. Konstruktionen af bruttolønningerne kompliceres yderligere af problemer med og mangel på data. Sidstnævnte forhold gælder fx for arbejdsgivernes betaling til ulykkesforsikring. Hensynet ved dannelsen af bruttolønningerne må primært rette sig mod anvendelsen af disse i pris- og lønrelationerne<sup>4</sup>. Omlægningerne af arbejdsgiverafgifterne primo 1988 har givet anledning til overvejelse af, hvorvidt bruttolønbegrebet bør ændres. Imidlertid er det valgt at fastholde bruttolønnen som et udtryk for omkostningen ved at ansætte fx en arbejder én tidsenhed.<sup>5</sup> Dette betyder, at de "nye arbejdsgiverbidrag" betalt som en funktion af den indenlandsk afsatte produktion ikke medtages i udtrykket for bruttolønnen.

For arbejderlønnen i fremstillingssektoren er det valgt at modellere bruttolønnen som nettolønnen tillagt:

- arb.givernes og lønmodtagernes bidrag til ATP og LG. (TAQW)
- arb.givernes bidrag til AUD. (TQU)
- arb.tagernes bidrag til AUD. (TDU, jf. nedenfor)
- arb.givernes bidrag til invalide- og arb.løshedsforsikring. (TAQP)
- arb.givernes bidrag til sociale dagpengefond. (TADF)

I ADAMBK ligger satserne for ovenstående sociale bidrag undtagen "arb.tagernes bidrag til AUD".

---

<sup>4</sup>Hovedårsagen til denne prioritering er, at lønsummerne må opfattes som relativt sekundære i modellen.

<sup>5</sup>Essensen i omlægningen af arbejdsgiverbidragene i 1988 var en reduktion af arbejdsgivernes betaling af ATP m.v. relateret til antal erlagte lønmodtagertimer i virksomheden, og en indførsel af afgifter relateret til virksomhedens produktion. Omkostningslønningerne med den her valgte formulering reduceres således - ceteris paribus - ved reduktion af de arbejdstidsrelaterede afgifter.



Tre af satserne er udregnet pr. heltidsbeskæftiget, nemlig TAQW, TAQP og TQU. Det er derfor hensigtsmæssigt at omregne henholdsvis LNA og LNF til heltidsårslønninger før arbejdsgiverbidragene tillægges. LOH er i forvejen en heltidsårslønning. Omregningen sker via deltidsfrekvenserne.

TADF (sociale bidrag fra arbejdsgiverne til dagpengefondens) er opgjort pr. beskæftiget med gennemsnitlig arbejdstid<sup>6</sup>. Af hensyn til systematiken ændres TADF datamæssigt, således at denne også omfatter afgiften pr. heltidsansat. Dette betyder, at data for den nye dagpengefondssats svarer til den nuværende, blot divideret med  $(1-BQN/2)$ . Altså:

$$TADF(ny) = TADF(gl.) / (1 - BQN/2)$$

TDU findes ikke på nuværende tidspunkt i ADAMBK. Den tænkes modeleret på samme måde som TQU, dvs. som provenuet SDU delt med et udtryk for antallet af heltidsbeskæftigede lønmodtagere. Der fås altså:

$$TDU = SDU / (QW * (1 - BQ/2) * .001)$$

Herefter fås heltidsbruttoårslønnen for arbejdere i fremstillingssektoren således:

$$LNAHK = LNA * HGN / (1 - BQN/2) + TAQW + TAQP + TADF + TQU + TDU$$

I leddet  $LNA * HGN / (1 - BQN/2)$  omregnes LNA til heltidsårsløn. I forhold til maj 87 er KTA forsvundet (den dækkede vist over en mindre fejl), mens TQU og TDU er tilføjet, jf. vedtagelsen af betaling til arbejdsmarkedets uddannelsesfond begyndende i 1984, jf. PUD 03.07.87.

Variablen TADF tillægges ikke funktionærernes nettoårsløn, idet sociale bidrag fra arbejdsgiverne til dagpengefondens kun blev betalt for arbejderne. Funktionærernes bruttoårsløn udregnes således:

$$LNFHK = LNF / (1 - BQNF/2) + TAQW + TAQP + TQU + TDU$$

Endelig skal bruttoårslønnen i det offentlige bestemmes. Ved omlægningen af arbejdsgiverafgifterne gældende fra og med 1988 fås, at den private sektors bidrag fremover betales som en procentdel af den

---

<sup>6</sup>Jf. NF 2.10.1984, bilag 2 er dagpengefondsbidragene udregnet som en sats pr. time multipliceret med den gennemsnitlige arbejdstid HGN, hvorved TADF altså kommer til at repræsentere dagpengefondsindbetalingerne pr. år for en arbejder med gennemsnitlig arbejdstid.

produktion, som går til indenlandsk anvendelse. Dette gælder ikke for den offentlige sektor, hvor ATP-bidraget stadig betales som en funktion af den erlagte arbejdstid. Det er valgt at introducere en variabel, som dækker den offentlige sektors ATP-bidrag. Denne kaldes SAQO. SAQO er 0 fra 1948 til og med 1987; fra og med 1988 fås SAQO som 3.2.8 i tabel 2.8 i "Skatter og Afgifter".

Satsen for det offentliges ATP-indbetalinger er udregnet som:

$$TAQO = SAQO / (QO * (1 - BQO / 2) * .001)$$

Herefter findes bruttoårslønnen i det offentlige således:

$$LOHK = LOH + TAQW + TAQO + 2/3 * TQU + TDU$$

I det offentliges bruttoårslønudgift indgår ikke TAQP, idet bidrag til arbejdsløshedsforsikringen ikke betales af det offentlige som arbejdsgiver. Kun 2/3 af TQU er medregnet. Dette skyldes, at TQU ud over AUD-bidrag også dækker AER-bidrag, som det offentlige ikke betaler. 1/3 af TQU, svarende til AER-bidragets andel af TQU, er derfor trukket ud, jf. PUD 03.07.87. Til databanken beregnes LOH residualt ud fra ligningen.

Bemærk at de nye omkostningslønninger ikke svarer til de nuværende, grundet ændret LNA, andre variabler i udtrykket samt omregningen til heltidsårslønninger.

Den ændrede formulering af bruttolønningerne har en yderligere gevinst, nemlig en direkte sammenlignelighed mellem de 3 bruttoårslønninger.

Til anvendelse i pris- og lønrelationer er arbejdernes omkostningsløn pr. time udregnet. Der fås følgende opskrivning:

$$LNAK = LNAHK * (1 - BQN / 2) / HGN$$

LNAK er forskellig fra den nuværende LNAK i ADAMBK.

Også funktionærernes omkostningsløn anvendes i prisligningerne. Fremover anvendes LNFHK.

## 5. Lønsummer

Det nytilkomne AUD-bidrag har voldt visse "problemer". I nationalregnskabssammenhæng betragtes arbejdsgiverdelen af AUD-bidraget som en indirekte skat, da det er en betaling fra private til det offentlige

uden en klart afgrænset ret til en modydelse. Imidlertid indgår AUD-bidraget i praksis også i NR's lønsum, idet det i regnskabsstatistikken må formodes medregnet blandt de øvrige sociale bidrag m.v., jf. afsnit 4. Dette er ikke voldsomt konsistent, men ADAM følger NR's praksis. Dette betyder vel i denne forbindelse, at de bruttolønninger, som bruges ved genereringen af lønsummerne, også skal indeholde arbejdsgiverdelens andel af AUD-bidraget. Dette er allerede tilfældet for LNAHK, LNFHK og LOHK, men disse indeholder også arbejdstagernes AUD-bidrag. Her er der imidlertid skåret gennem disse problemer, jf. også fodnote 5, idet LNAHK, LNFHK og LOHK her anvendes ved genereringen af lønsummerne.

Lønsummerne dannes for erhverv ng, ne, nf, nn, nb, nt, nk, nq og b som bruttolønnen for henholdsvis arbejdere og funktionærer i industrien multipliceret med den respektive anvendelse af arbejdskraftstypen.

Formuleringen fastholdes, men udtrykket simplificeres, idet bruttolønnen nu er udregnet på heltidsårsbasis og derfor ikke udregnes i lønsumsudtrykket (som det sker nu).

Som eksempel vises ligningen for lønsummen i erhverv ng:

$$YWNG = (LNAHK * QNGA * (1 - BQNGA / 2) + LNFHK * QNGF * (1 - BQNGF / 2)) * .001 * KLNG$$

Lønsummen for erhverv e, a, qh, qs, qt, qf, qq, og qh modelleres uden inddragelse af arbejdernes bruttolønninger, idet formodningen må være, at her altovervejende anvendes funktionærlønnet arbejdskraft:<sup>1</sup>

$$YWE = LNFHK * QE * (1 - BQE / 2) * .001 * KLE$$

Lønsummen for de offentligt ansatte er opbygget tilsvarende, men her er ingen korrektionsfaktor. Dette skyldes den før omtalte konstruktion, hvor LOHK afledes af den offentlige sektors lønsum:<sup>2</sup>

$$YWO = LOHK * QO * (1 - BQO / 2) * .001$$

---

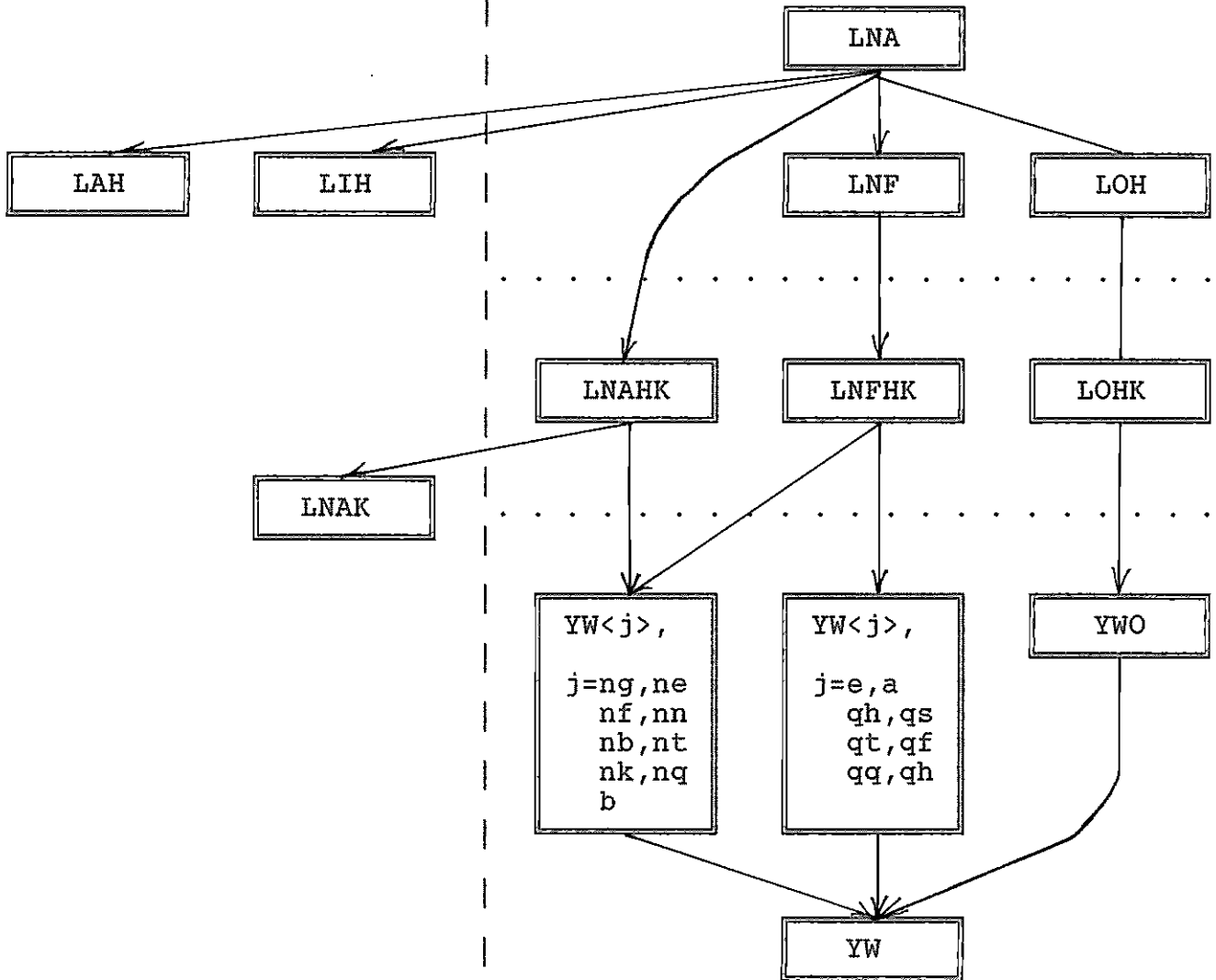
<sup>1</sup>Formodningen om overvejende anvendelse af funktionærlønnet arbejdskraft er kun en hovedregel og kan vel anfægtes fx m.h.t. transporterhvervet qt.

<sup>2</sup>LOHK er lig den LHO, som ligger i ADAMBK på nuværende tidspunkt.

6. Skematisk fremstilling af lønsystemet

Til anvendelser udenfor  
lønsystemet

Lønsystemet



## 7. Variabler...

### 7.1 Variabler, som udgår

Som følge af fjernelsen af dyrtidsreguleringen af lønnen kan dele af det nuværende lønsystems ligninger udgå, nemlig ligningerne 548-551 i ADAM maj 87. Herved udgår følgende variabler af ADAMBK:

NDF, DNDF, BNDF, NDFX, JNDF,  
NDE, DNDE, BNDE, NDEX, JNDE,  
LNAD, TDE,  
LNAR, TDF,  
ALNAR

Endvidere udgår som følge af nye variabelbetegnelser følgende variabler:

BLHO, JRLHO

Endelig udgår som følge af nye lønomkostningsudtryk:

KTA,  
LNFK

### 7.2 Nye variabler

Dette er en oversigt over de nye variabler, som anvendes her i papiret.

BLNF = Korrektionsfaktor vedrørende LNF.  
BLOH = Korrektionsfaktor vedrørende LOH.  
JLOHK = Justeringsled vedrørende LOHK  
JRLOH = Justeringsled vedrørende LOH.  
LOH = Gennemsnitlig nettoløn pr. år for heltidsbeskæftigede offentligt ansatte.  
LNAHK = Gennemsnitlig bruttoløn pr. år for heltidsbeskæftigede arbejdere i industrien.  
LNFHK = Gennemsnitlig bruttoløn pr. år for heltidsbeskæftigede funktionærer i industrien.  
LOHK = Gennemsnitlig bruttoløn pr. år for heltidsbeskæftigede offentligt ansatte.  
SAQO = ATP-bidrag betalt af den offentlige sektor som arbejdsgiver.  
TAQO = Sats for det offentliges betaling af ATP-bidrag.  
TDU = Sats for husholdningernes AUD-bidrag m.v.

### 7.3 Variabler med ændret indhold

LNA (jf. KS 03.11.87)  
LNAK (jf. afsnit 4)  
TADF (jf. afsnit 4)

## 8. Udskrift af nye lønsystem

TSP-udskrift af det ændrede lønsystem, idet justeringsled er medtaget.

```
( )
( ) NETTOLØNNINGER
( )
LNA=F(...)
LAH=LNA*HA $
RLAH=LAH/LAH(-1)-1 $
LNF=LNF(-1)*(1+BLNF*RLAH+JRLNF) $
LOH=LOH(-1)*(1+BLOH*RLAH+JLLOH) $
( )
( ) HELTIDSBRUTTOLØNNINGER PR. ÅR
( )
LNAHK=LNA*HGN/(1-BQN/2)+TAQW+TAQP+TADF+TQU+TDU+JLNAHK $
LNFHK=LNF/(1-BQNF/2)+TAQW+TAQP+TQU+TDU+JLNFHK $
LOHK=LOH+TAQW+TAQO+2/3*TQU+TDU+JLOHK $
( )
( ) DIVERSE AFLEDTE & BRUTTOLØNNINGER
( )
LIH=LIH(-1)*(LNA/LNA(-1)+JRLIH) $
LNAK=LNAHK*(1-BQN/2)/HGN $
( )
( ) LØNSUMMER
( )
YWA=LNFHK*QA*(1-BQA/2)*.001*KLA $
YWE=LNFHK*QE*(1-BQE/2)*.001*KLE $
YWNG=(LNAHK*QNGA*(1-BQNGA/2)+LNFHK*QNGF*(1-BQNGF/2))*001*KLNG $$
YWNE=(LNAHK*QNEA*(1-BQNEA/2)+LNFHK*QNEF*(1-BQNEF/2))*001*KLNE $$
YWNF=(LNAHK*QNFA*(1-BQNFA/2)+LNFHK*QNFF*(1-BQNFF/2))*001*KLNF $$
YWNN=(LNAHK*QNNA*(1-BQNNA/2)+LNFHK*QNNF*(1-BQNNF/2))*001*KLNN $$
YWNB=(LNAHK*QNBA*(1-BQNBA/2)+LNFHK*QBNF*(1-BQBNF/2))*001*KLNB $$
YWNM=(LNAHK*QNMA*(1-BQNMA/2)+LNFHK*QNMF*(1-BQNMF/2))*001*KLNM $$
YWNT=(LNAHK*QNTA*(1-BQNTA/2)+LNFHK*QNTF*(1-BQNTF/2))*001*KLNT $$
YWNK=(LNAHK*QNKA*(1-BQNKA/2)+LNFHK*QNKF*(1-BQNKF/2))*001*KLNK $$
YWNQ=(LNAHK*QNQA*(1-BQNQA/2)+LNFHK*QNQF*(1-BQNQF/2))*001*KLNQ $$
YWB=(LNAHK*QBA*(1-BQBA/2)+LNFHK*QBF*(1-BQBF/2))*001*KLB $
YWQH=LNFHK*QQH*(1-BQQH/2)*.001*KLQH $
YWQS=LNFHK*QQS*(1-BQQS/2)*.001*KLQS $
YWQT=LNFHK*QQT*(1-BQQT/2)*.001*KLQT $
YWQF=LNFHK*QQF*(1-BQQF/2)*.001*KLQF $
YWQQ=LNFHK*QQQ*(1-BQQQ/2)*.001*KLQQ $
YWH=LNFHK*QH*(1-BQH/2)*.001*KLH $
YWO=LOHK*QO*(1-BQO/2)*.001 $
YW=YWA+YWE+YWNG+YWNE+YWNF+YWNN+YWNB+YWNM+YWNT+YWNK+YWNQ+YWB
+YWQH+YWQS+YWQT+YWQF+YWQQ+YWH+YWO $
```

## 9. Data

Variablerne i dette afsnit er afledt af data fra ADAMBK juli 1989.<sup>9</sup>

LNA er dog ændret i forhold til ADAMBK. Det nye LNA er for perioden 1948-87 dannet som LNA2 i KS 03.11.87. For 1988 er det nye LNA dannet således:  $LNA(88,ny) = LNA(88,adamk) / LNA(87,adamk) * LNA(87,ny)$ , hvor første argument i parentes angiver variabelens datering, og sidste argument angiver, hvorvidt der er tale om den nye værdi for LNA eller den nuværende fra ADAMBK.

I forbindelse med næste modelversion er det hensigten at indlægge reviderede data for deltidsfrekvenserne 1948-1982. I denne dataoversigt tages derfor hensyn til de konsekvenser, som dette får for variablerne i lønsystemet. De reviderede deltidsfrekvenser findes i ESTBK (juli 1989).

Det offentliges ATP-bidrag og satsen herfor er gengivet nedenfor.

	SAQO	TAQO	
1948	0	0	1948
1949	0	0	1949
1950	0	0	1950
1951	0	0	1951
	⋮	⋮	
	⋮	⋮	
	⋮	⋮	
1984	0	0	1984
1985	0	0	1985
1986	0	0	1986
1987	0	0	1987
1988	750.0000	1145.615	1988

De nye deltidsfrekvenser, jf. ovenfor, medfører ændrede værdier for TAQW og TAQP for 1948-1982. Dette skyldes, at TAQW og TAQP afledes af de respektive skatteprovenuier, ved at skatteprovenuet deles med antallet af beskæftigede omregnet til heltidsbasis.

TADF ændres, idet den omregnes til en sats pr. heltidsbeskæftiget, jf. afsnit 4. Herved får de ændrede deltidsfrekvenser også betydning ved genereringen af TADF.

TQU og TDU påvirkes ikke af de ændrede deltidsfrekvenser, da TQU og TDU kun dækker perioden 1984-1988.

---

<sup>9</sup>Bemærk at omlægningen af arbejdsgiverafgifterne fra og med 1988 har afstedkommet foreløbig placering af et betydeligt afgiftsprovenu i SIQU og dermed forårsaget at TQU er relativt stor. Ved senere introduktion af en variabel dækkende arbejdsmarkedsbidraget (udregnet efter den indenlandsk afsatte produktion) fås at SIQU og dermed TQU antager værdien 0.

Nedenfor er de 5 øvrige satser for de indirekte personalomkostninger udskrevet, idet de ændrede deltidsfrekvenser er indregnet.

	TAQW	TAQP	TQU	TDU	TADF	
1948	0	19.54705	0	0	0	1948
1949	0	19.50051	0	0	0	1949
1950	0	19.22913	0	0	0	1950
1951	0	20.16804	0	0	0	1951
1952	0	20.34266	0	0	0	1952
1953	0	19.71513	0	0	0	1953
1954	0	19.78572	0	0	0	1954
1955	0	21.10150	0	0	0	1955
1956	0	20.27795	0	0	0	1956
1957	0	23.10003	0	0	0	1957
1958	0	30.25053	0	0	0	1958
1959	0	45.90539	0	0	0	1959
1960	0	34.03447	0	0	0	1960
1961	0	38.44749	0	0	0	1961
1962	0	39.95443	0	0	46.32527	1962
1963	0	42.34268	0	0	62.23845	1963
1964	147.3818	41.52789	0	0	61.30374	1964
1965	202.5804	43.81549	0	0	79.22110	1965
1966	205.7317	43.24087	0	0	97.83133	1966
1967	210.0202	44.85371	0	0	117.3874	1967
1968	212.2906	46.22807	0	0	136.0058	1968
1969	210.9543	48.97066	0	0	177.5595	1969
1970	216.1486	51.49160	0	0	204.8001	1970
1971	219.5458	66.89568	0	0	208.2836	1971
1972	265.8217	99.68270	0	0	208.0089	1972
1973	378.5881	91.59242	0	0	303.1008	1973
1974	382.2734	99.61134	0	0	112.1111	1974
1975	411.3296	111.6582	0	0	0	1975
1976	418.8310	108.8409	0	0	0	1976
1977	422.1739	156.4040	0	0	0	1977
1978	439.8623	136.4695	0	0	0	1978
1979	444.9404	199.6958	0	0	0	1979
1980	455.8836	521.0581	0	0	0	1980
1981	482.0955	1070.854	0	0	0	1981
1982	1226.328	1040.733	0	0	0	1982
1983	1210.741	2319.126	0	0	0	1983
1984	1211.927	2922.323	385.2685	308.5096	0	1984
1985	1150.291	2977.179	766.2535	467.4005	0	1985
1986	1151.385	1731.316	509.8151	366.5273	0	1986
1987	1151.756	3408.911	706.2196	442.3866	0	1987
1988	521.8637	0	2399.504	514.0892	0	1988

Herefter kan LOHK og LOH udregnes. Først er udskrevet nettolønningerne. LNA er her den ændrede timeløn, jf. KS 03.11.87.

	LNA	LOH	
1948	2.770000	8066.769	1948
1949	2.840000	7829.526	1949
1950	3.030000	8743.470	1950
1951	3.350000	9779.987	1951
1952	3.640000	10806.15	1952
1953	3.810000	11359.83	1953
1954	3.970000	12124.89	1954
1955	4.160000	12505.81	1955
1956	4.460000	13327.92	1956
1957	4.720000	13734.24	1957
1958	4.900000	14719.25	1958
1959	5.240000	15131.63	1959
1960	5.570000	15458.26	1960
1961	6.240000	18975.50	1961
1962	6.860000	21829.46	1962
1963	7.420000	22317.04	1963
1964	8.030000	24104.22	1964
1965	8.940000	27367.19	1965
1966	10.13000	29760.92	1966
1967	11.24000	31490.12	1967
1968	12.42000	35607.77	1968
1969	13.96000	39342.97	1969
1970	15.67000	43679.05	1970
1971	17.95000	49800.82	1971
1972	20.18000	53035.60	1972
1973	23.94000	59892.08	1973
1974	29.13000	69653.52	1974
1975	34.70000	80803.47	1975
1976	39.11000	91366.06	1976
1977	43.13000	98523.45	1977
1978	47.60000	106119.0	1978
1979	52.94000	114023.5	1979
1980	58.86000	123459.2	1980
1981	64.55000	136038.5	1981
1982	70.97000	152977.7	1982
1983	75.51000	161831.4	1983
1984	78.82000	168276.2	1984
1985	82.56000	174244.6	1985
1986	86.67000	177922.2	1986
1987	94.58000	192797.7	1987
1988	100.6700	203359.7	1988



Korrektionsfaktorer ved modelleringen af LNF og LOH.

	BLNF	BLOH	
1948	1.000000	1.000000	1948
1949	2.321650	-1.163793	1949
1950	1.144961	1.744813	1950
1951	.897405	1.122497	1951
1952	.695004	1.212063	1952
1953	.783004	2.036575	1953
1954	1.095461	1.603699	1954
1955	1.042815	.656450	1955
1956	.897863	.911567	1956
1957	.977187	.522960	1957
1958	1.656114	2.358522	1958
1959	1.500300	.847296	1959
1960	1.346470	.512651	1960
1961	.729173	1.942119	1961
1962	.891228	1.513727	1962
1963	.925730	.273615	1963
1964	.621361	.974104	1964
1965	1.076129	1.194520	1965
1966	.892327	.781376	1966
1967	.986680	.554301	1967
1968	1.126886	1.589404	1968
1969	.849886	.970512	1969
1970	.690250	.999500	1970
1971	.906518	1.063853	1971
1972	.709905	.578534	1972
1973	.673985	.744847	1973
1974	.832015	.762879	1974
1975	1.092739	1.109868	1975
1976	.787706	1.028564	1976
1977	.763643	.762135	1977
1978	.823944	.743861	1978
1979	.893932	.661489	1979
1980	.955901	.812912	1980
1981	1.221806	1.237632	1981
1982	1.113941	1.251965	1982
1983	1.167704	.904718	1983
1984	1.384087	.908503	1984
1985	1.192246	.747484	1985
1986	1.300868	.444677	1986
1987	1.163902	1.342477	1987
1988	1.153010	1.072535	1988

Omkostnings/bruttolønningerne LNAHK og LNFHK er beregnet ved hjælp af de nye formler og de nye værdier for arbejdsgiverbidragene. LOHK er bestemt via lønsummen i det offentlige.

	LNAHK	LNFHK	LOHK	LNAK	
1948	6245.573	10222.31	8066.769	2.778697	1948
1949	6496.311	10842.07	7829.526	2.848551	1949
1950	6879.363	11699.47	8743.470	3.038493	1950
1951	7497.438	12838.96	9779.987	3.359036	1951
1952	8166.429	13637.24	10806.15	3.649090	1952
1953	8502.447	13939.26	11359.83	3.818855	1953
1954	8855.804	14608.60	12124.89	3.978890	1954
1955	9310.074	15376.14	12505.81	4.169450	1955
1956	9908.435	16410.35	13327.92	4.469146	1956
1957	10338.97	17381.50	13734.24	4.730569	1957
1958	10823.16	18326.86	14719.25	4.913734	1958
1959	11314.56	19269.47	15131.63	5.261346	1959
1960	11902.53	20398.61	15458.26	5.585973	1960
1961	12932.31	22198.51	18975.50	6.281174	1961
1962	14334.05	24211.13	21829.46	6.909259	1962
1963	15266.10	26106.05	22317.04	7.470721	1963
1964	17232.01	27625.75	24251.60	8.156922	1964
1965	18757.11	31112.95	27569.77	9.107132	1965
1966	21046.96	34274.26	29966.65	10.30945	1966
1967	23038.36	37794.92	31700.14	11.43399	1967
1968	24939.29	41279.07	35820.06	12.64104	1968
1969	27693.39	45086.14	39553.92	14.19826	1969
1970	30146.87	48866.52	43895.20	15.92135	1970
1971	34437.72	54915.34	50020.36	18.21148	1971
1972	38124.67	59696.23	53301.42	20.54022	1972
1973	42982.59	67195.61	60270.67	24.26877	1973
1974	53044.02	79216.71	70035.79	29.39706	1974
1975	61070.38	91869.42	81214.80	34.99973	1975
1976	69490.62	101313.6	91784.89	39.40925	1976
1977	75718.16	109857.3	98945.63	43.46210	1977
1978	82305.03	119044.4	106558.9	47.93566	1978
1979	91525.51	131130.4	114468.4	53.33565	1979
1980	103471.8	144890.9	123915.1	59.42103	1980
1981	112466.6	159751.8	136520.6	65.45379	1981
1982	125195.5	177742.7	154204.0	72.27884	1982
1983	135409.7	191066.3	163042.1	77.53108	1983
1984	141259.0	202231.9	170053.5	81.60928	1984
1985	143485.3	212129.4	176373.2	85.76446	1985
1986	151584.1	223135.4	179780.0	88.87393	1986
1987	163309.8	240966.0	194862.7	98.00627	1987
1988	171589.8	252463.6	207140.9	102.7267	1988

## LØNSYSTEMET I ADAM II

### 1. Indledning

I forbindelse med arbejdet med makrolønnen viste det sig hensigtsmæssigt at foretage visse ændringer i lønsystemet, dvs. ligningerne 548-579 i ADAM maj 87. Det skal bemærkes, at "omlægningen" af arbejdsgiverbidragene fra og med 1988 ikke umiddelbart afstedkommer et behov for ændringer i lønsystemet. I papiret KS 21.01.88 blev de første forslag til ændringer skitseret.<sup>1</sup>

### 2. Lønsystemets opbygning

Lønsystemet er relativt enkelt opbygget og består ud over et par småligninger af følgende: En central arbejderlønsats LNA, som bestemmer funktionærernes og de offentligt ansattes løn. Ud fra disse 3 lønsatser bestemmes omkostnings/bruttolønningerne set fra arbejdsgiversiden; herfra genereres da lønsummerne i de enkelte erhverv, og som rosinen i pølseenden summeres disse til den samlede lønsum YW.

Denne opbygning bevares. I det følgende beskrives visse ændringer, som muligvis kan gøre systemet mere konsistent.

### 3. Nettolønninger

LNA er lønsystemets centrale makrolønsats. LNA ændres datamæssigt, jf. KS 03.11.87.<sup>1</sup>

Det er værd at mærke sig LNA's indhold. Ved datakonstruktionen (til databanken) bestemmes LNA ud fra Industristatistikken som summen af lønudbetalinger til fremstillingssektorens arbejderne delt med disses erlagte timetal. Summen af lønudbetalingerne er et "barberet" udtryk. I Danmarks Statistiks vejledning til virksomhederne, når disse bedes

<sup>1</sup>Af tidligere papirer vedrørende lønsystemet og dannelsen af lønsummer findes HD 25.04.79 og HD 22.05.79.

<sup>2</sup>Værdier for den nye LNA ligger nu i ADAM\*BSTBE.

om at indberette summen af lønudbetalingerne, hedder det: "Lønnen opgøres før fradrag af kildeskat, hvilket vil sige, at bidrag så vidt muligt både fra arbejdsgiver og arbejdstager til ATP o.l. udelades af lønudgiften. Ligeledes skal bidrag til afskedigelsesløn, efterløn, sociale fonds, dagpenge- og personaleforsikring ikke tages med."

Det er således oplagt, at LNA langt fra dækker de samlede omkostninger, som arbejdsgiveren pålægges ved at ansætte en arbejder én time, jf. nedenfor afsnit 4.

Intuitivt kan LNA fortolkes som det beløb (pr. time) på lønsedlen, som står umiddelbart før kildeskatten trækkes.

Den relative ændring i  $LNA*HA$  (RLAH) bestemmer LNF (funktionærårløn) og LOH (de offentligt ansattes nettoårsløn for heltidsansatte; heraf H i variabelnavnet).

$$\begin{aligned} RLAH &= (LNA*HA)/(LNA(-1)*HA(-1))-1 \\ LNF &= LNF(-1)*[1+(RLAH*BLNF)+JRLNF] \\ LOH &= LOH(-1)*[1+(RLAH*BLOH)+JRLOH] \end{aligned}$$

Ved modelleringen af LNF og LOH som funktion af RLAH er anvendt både et multiplikativt (BLNF/BLOH) og et additivt (JRLNF/JRLOH) led. Det multiplikative led kan ved fremskrivninger anvendes til at udtrykke forventninger om, hvordan lønudviklingen for henholdsvis privat ansatte funktionærer og ansatte i den offentlige sektor vil blive i forhold til lønudviklingen for arbejdere i fremstillingssektoren.

Det bemærkes, at LNF er afledt af industristatistikens opgørelse af lønsum og beskæftigelse, mens LOH afledes af lønsummen i det offentlige ifølge NR<sup>3</sup>, jf. afsnit 4 og 5 nedenfor. Idet JRLNF og JRLOH er sat lig nul opnås, at det multiplikative led tager tilpasningen mellem udviklingen i arbejderlønnen (RLAH) og udviklingen i henholdsvis funktionærlønnen og lønnen til offentligt ansatte. Historisk vil BLNF og BLOH således almindeligvis være forskellige fra 1 (se data for BLNF og BLOH i afsnit 9).

I modellen afleder LNA 2 andre "simple" variabler, nemlig LAH (=LNA\*HA), samt LIH (timeløn for arbejdere i industri og håndværk efter DA's statistik). LIH-ligningen bevares uforandret, men restleddet ændres naturligvis. LAH-ligningen bibeholdes. Den ændrede LNA afstedkommer nye værdier for LAH (jf. LAH er afledt variabel).

---

<sup>3</sup>Det har været overvejet at indføre LOH som basisvariabel, men data for lønudviklingen i den offentlige sektor offentliggøres sent og er i det hele taget svært tilgængelige.

#### 4. Bruttolønninger

De 3 indtil nu bestemte lønninger LNA, LNF og LOH er blevet betegnet nettolønninger. Dette er gjort for at understrege, at der til denne løn må tillægges visse ekstraudgifter for bl.a. at finde den lønudgift, som påhviler arbejdsgiveren. Bruttolønnen skal opfattes som nettolønnen tillagt et passende udtryk for de såkaldte indirekte personaleomkostninger. Det skal bemærkes, at bruttoomkostningsudtryk er temmelig "syntetiske", og deres definition må afhænge af, til hvilket formål udtrykket for bruttolønnen skal bruges. Bruttolønnen bruges i modellen 2-3 steder, nemlig i prisrelationerne, i lønsummerne (se afsnit 5 nedenfor) samt i den fremtidige lønrelation. Konstruktionen af bruttolønningerne kompliceres yderligere af problemer med og mangel på data. Sidstnævnte forhold gælder fx for arbejdsgivernes pensionsbidrag, som ikke findes i ADAMBK (og som det formentlig heller ikke er umagen værd at indlægge). Hensynet ved dannelsen af bruttolønningerne må primært rette sig mod anvendelsen af disse i pris- og lønrelationerne<sup>4</sup>, hvor bruttolønnen anvendes som et udtryk for omkostningen ved at ansætte fx en arbejder én tidsenhed.<sup>5</sup>

For arbejderlønnen i fremstillingssektoren er det valgt at modellere bruttolønnen som nettolønnen tillagt:

- arb.givernes og lønmodtagernes bidrag til ATP og LG. (TAQW)
- arb.givernes bidrag til AUD. (TQU)
- arb.tagernes bidrag til AUD. (TDU, jf. nedenfor)
- arb.givernes bidrag til invalide- og arb.løshedsforsikring. (TAQP)
- arb.givernes bidrag til sociale dagpengefond. (TADF)

I ADAMBK ligger satserne for ovenstående sociale bidrag undtagen "arb.tagernes bidrag til AUD".

3 af satserne er udregnet pr. heltidsbeskæftiget, nemlig TAQW, TAQP og TQU. Det er derfor hensigtsmæssigt at omregne henholdsvis LNA og LNF til heltidsårs lønninger før arbejdsgiverbidragene tillægges. LOH er i forvejen en heltidsårs lønning. Omregningen sker via deltidsfrekvenserne.

---

<sup>4</sup>Der er 2 hovedårsager til denne prioritering. For det første må lønsummerne opfattes som relativt sekundære i modellen. For det andet har det tidligere vist sig meget vanskeligt at modellere lønsummerne, hvorfor der optræder korrektionsfaktorer i lønsumsudtrykkene. Visse af korrektionsfaktorerne er allerede nu af betydelig størrelse.

<sup>5</sup>Essensen i omlægningen af arbejdsgiverbidragene var en reduktion af arbejdsgivernes betaling af ATP m.v. relateret til antal erlagte lønmodtagertimer i virksomheden, og en indførsel af afgifter relateret til virksomhedens produktion. Omkostningslønningerne med den her valgte formulering reduceres således - ceteris paribus - ved reduktion af de arbejdstidsrelaterede afgifter.

TADF (sociale bidrag fra arbejdsgiverne til dagpengefonden) er opgjort pr. beskæftiget med gennemsnitlig arbejdstid<sup>6</sup>. Af hensyn til systematiken ændres TADF datamæssigt, således at denne også omfatter afgiften pr. heltidsansat. Dette betyder, at data for den nye dagpengefondssats svarer til den nuværende, blot divideret med  $(1-BQN/2)$ .  
Altså:

$$TADF(ny) = TADF(gl.) / (1 - BQN/2)$$

TDU findes ikke på nuværende tidspunkt i ADAMBK. Den tænkes modeleret på samme måde som TQU, dvs. som provenuet SDU delt med et udtryk for antallet af heltidsbeskæftigede lønmodtagere. Der fås altså:

$$TDU = SDU / (QW * (1 - BQ/2) * .001)$$

Herefter fås heltidsbruttoårslønnen for arbejdere i fremstillingssektoren således:

$$LNAHK = LNA * HGN / (1 - BQN/2) + TAQW + TAQP + TADF + TQU + TDU$$

I leddet  $LNA * HGN / (1 - BQN/2)$  omregnes LNA til heltidsårsløn. I forhold til maj 87 er KTA forsvundet (den dækkede vist over en mindre fejl), mens TQU og TDU er tilføjet, jf. vedtagelsen af betaling til arbejdsmarkedets uddannelsesfond begyndende i 1984, jf. PUD 03.07.87.

Variablen TADF tillægges ikke funktionærernes nettoårsløn, idet sociale bidrag fra arbejdsgiverne til dagpengefonden kun blev betalt for arbejderne. Funktionærernes bruttoårsløn udregnes således:

$$LNFHK = LNF / (1 - BQNF/2) + TAQW + TAQP + TQU + TDU$$

Endelig findes bruttoårslønnen i det offentlige således:

$$LOHK = LOH + TAQW + 2/3 * TQU + TDU$$

I det offentliges bruttoårslønudgift indgår ikke TAQP, idet bidrag til arbejdsløshedsforsikringen ikke betales af det offentlige som arbejdsgiver. Kun 2/3 af TQU er medregnet. Dette skyldes, at TQU ud over

---

<sup>6</sup>Jf. NF 2.10.1984, bilag 2 er dagpengefondsbidragene udregnet som en sats pr. time multipliceret med den gennemsnitlige arbejdstid HGN, hvorved TADF altså kommer til at repræsentere dagpengefondsindbetalingerne pr. år for en arbejder med gennemsnitlig arbejdstid.

AUD-bidrag også dækker AER-bidrag, som det offentlige ikke betaler. 1/3 af TQU, svarende til AER-bidragets andel af TQU, er derfor trukket ud, jf. PUD 03.07.87. Til databanken beregnes LOH residualt ud fra ligningen.

Bemærk at de nye omkostningslønninger ikke svarer til de nuværende, grundet ændret LNA, andre variabler i udtrykket samt omregningen til heltidsårslønninger.

Den ændrede formulering af bruttolønningerne har en yderligere gevinst, nemlig en direkte sammenlignelighed mellem de 3 bruttoårslønninger.

Til anvendelse i pris- og lønrelationer er arbejdernes omkostningsløn pr. time udregnet. Der fås følgende opskrivning:

$$\text{LNAK} = \text{LNAHK} * (1 - \text{BQN} / 2) / \text{HGN}$$

LNAK er forskellig fra den nuværende LNAK i ADAMBK.

Også funktionærernes omkostningsløn anvendes i prisligningerne. Fremover anvendes LNFHK.

## 5. Lønsummer

Det nytilkomne AUD-bidrag har voldt visse "problemer". I nationalregnskabssammenhæng betragtes AUD-bidraget som en indirekte skat, da det er en transferering fra private til det offentlige uden en klart afgrænset ret til en modydelse. Imidlertid har NR også henført AUD-bidraget som en del af lønsummen. Dette er ikke voldsomt konsistent, men ADAM følger NR's konventioner. Dette betyder vel i denne forbindelse, at de bruttolønninger, som bruges ved genereringen af lønsummerne, også skal indeholde AUD-bidraget. Dette er allerede tilfældet for LNAHK, LNFHK og LOHK, hvorfor disse anvendes her.

Lønsummerne dannes for erhverv ng, ne, nf, nn, nb, nt, nk, nq og b som bruttolønningen for henholdsvis arbejdere og funktionærer i industrien multipliceret med den respektive anvendelse af arbejdskraftstypen.

Formuleringen fastholdes, men udtrykket simplificeres, idet bruttolønningen nu er udregnet på heltidsårsbasis og derfor ikke udregnes i lønsumsudtrykket (som det sker nu).

Som eksempel vises ligningen for lønsummen i erhverv ng:

$$\text{YWNG} = (\text{LNAHK} * \text{QNGA} * (1 - \text{BQNGA} / 2) + \text{LNFHK} * \text{QNGF} * (1 - \text{BQNGF} / 2)) * .001 * \text{KLNG}$$

Lønsummen for erhverv e, a, qh, qs, qt, qf, qq, og qh modelleres uden inddragelse af arbejdernes bruttolønninger, idet formodningen må være, at her altovervejende anvendes funktionærlønnet arbejdskraft:<sup>7</sup>

$$YWE = LNFHK * QE * (1 - BQE / 2) * .001 * KLE$$

Lønsummen for de offentligt ansatte er opbygget tilsvarende, men her er ingen korrektionsfaktor. Dette skyldes den før omtalte konstruktion, hvor LOHK afledes af den offentlige sektors lønsum:<sup>8</sup>

$$YWO = LOHK * QO * (1 - BQO / 2) * .001$$

---

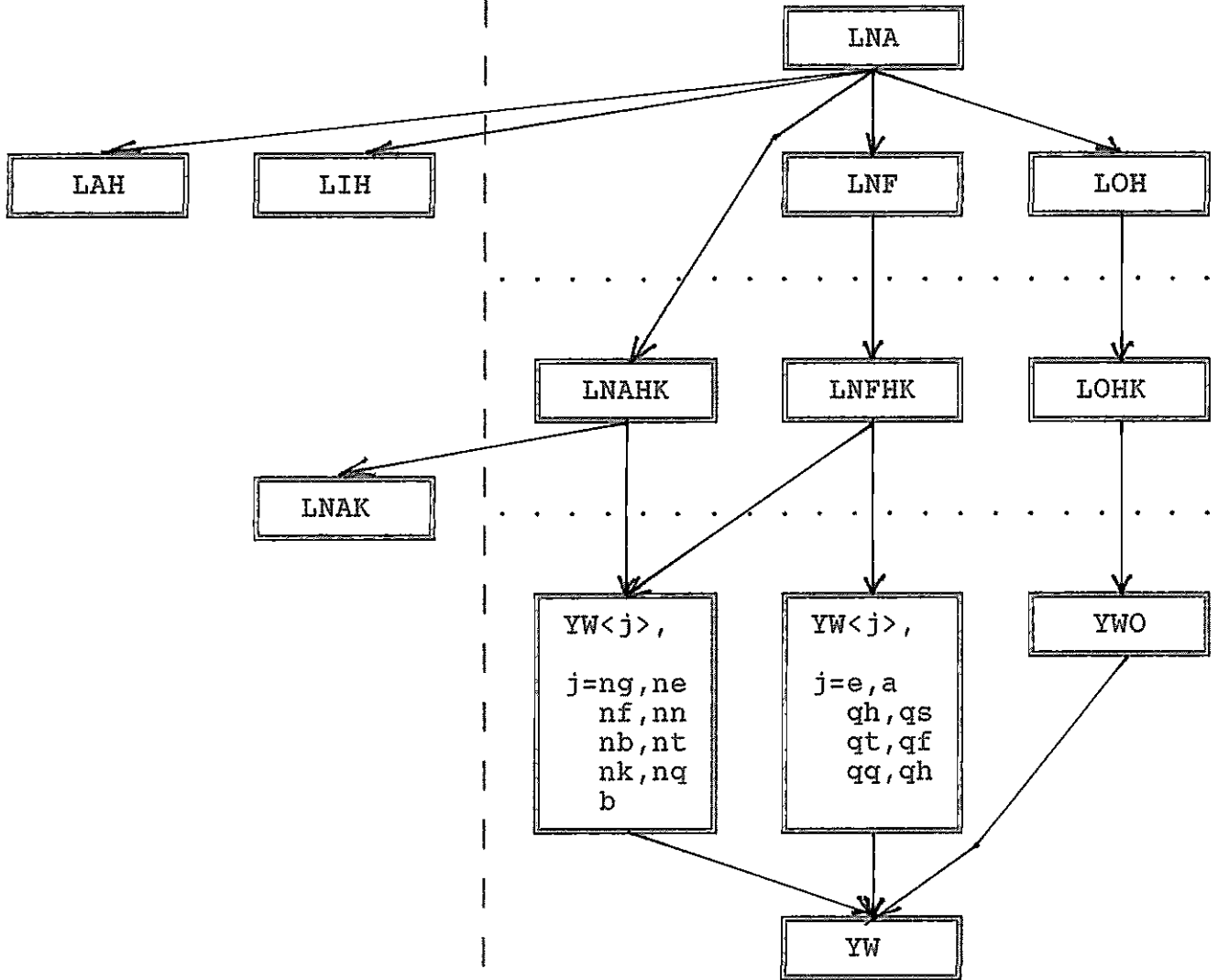
<sup>7</sup>Formodningen om overvejende anvendelse af funktionærlønnet arbejdskraft er kun en hovedregel og kan vel anfægtes fx m.h.t. transporterhvervet qt.

<sup>8</sup>LOHK er lig den LHO, som ligger i ADAMBK på nuværende tidspunkt.

6. Skematisk fremstilling af lønsystemet

Til anvendelser udenfor  
lønsystemet

Lønsystemet





## 7. Variabler...

### 7.1 Variabler, som udgår

Som følge af fjernelsen af dyrtidsreguleringen af lønnen kan dele af det nuværende lønsystems ligninger udgå, nemlig ligningerne 548-551 i ADAM maj 87. Herved udgår følgende variabler af ADAMBK:

NDF, DNDF, BNDF, NDFX, JNDF,  
 NDE, DNDE, BNDE, NDEX, JNDE,  
 LNAD, TDE,  
 LNAR, TDF,  
 ALNAR

Endvidere udgår som følge af nye variabelbetegnelser følgende variabler:

BLHO, JRLHO

Endelig udgår som følge af nye lønomkostningsudtryk:

KTA,  
 LNFK

### 7.2 Nye variabler

Dette er en oversigt over de nye variabler, som anvendes her i papiret.

BLNF = Korrektionsfaktor vedrørende LNF.  
 BLOH = Korrektionsfaktor vedrørende LOH.  
 JLOHK = Justeringsled vedrørende LOHK  
 JRLOH = Justeringsled vedrørende LOH.  
 LOH = Gennemsnitlig nettoløn pr. år for heltidsbeskæftigede offentligt ansatte.  
 LNAHK = Gennemsnitlig bruttoløn pr. år for heltidsbeskæftigede arbejdere i fremstillingssektoren.  
 LNFHK = Gennemsnitlig bruttoløn pr. år for heltidsbeskæftigede funktionærer i fremstillingssektoren.  
 LOHK = Gennemsnitlig bruttoløn pr. år for heltidsbeskæftigede offentligt ansatte.  
 TDU = sats for husholdningernes AUD-bidrag m.v.

### 7.3 Variabler med ændret indhold

LNA (jf. KS 03.11.87)  
 LNAK (jf. afsnit 4)  
 TADF (jf. afsnit 4)

## 8. Udskrift af nye lønsystem

TSP-udskrift af det ændrede lønsystem, idet justeringsled er medtaget.

```
( )
( ) NETTOLØNNINGER
( )
LNA=F(... )
RLAH=(LNA*HA)/(LNA(-1)*HA(-1))-1 $
LNF=LNF(-1)*(1+BLNF*RLAH+JRLNF) $
LOH=LOH(-1)*(1+BLOH*RLAH+JRLOH) $
( )
( ) HELTIDSBRUTTOLØNNINGER PR. ÅR
( )
LNAHK=LNA*HGN/(1-BQN/2)+TAQW+TAQP+TADF+TQU+TDU+JLNAHK $
LNFHK=LNF/(1-BQNF/2)+TAQW+TAQP+TQU+TDU+JLNFHK $
LOHK=LOH+TAQW+2/3*TQU+TDU+JLOHK $
( )
( ) DIVERSE AFLEDTE & BRUTTOLØNNINGER
( )
LAH=LNA*HA $
LIH=LIH(-1)*(LNA/LNA(-1)+JRLIH) $
LNAK=(LNAHK*(1-BQN/2)/HGN) $
( )
( ) LØNSUMMER
( )
YWE=LNFHK*QE*(1-BQE/2)*.001*KLE $
YWA=LNFHK*QA*(1-BQA/2)*.001*KLA $
YWNG=(LNAHK*QNGA*(1-BQNGA/2)+LNFHK*QNGF*(1-BQNGF/2))*001*KLNG $$
YWNE=(LNAHK*QNEA*(1-BQNEA/2)+LNFHK*QNEF*(1-BQNEF/2))*001*KLNE $$
YWNF=(LNAHK*QNFA*(1-BQNFA/2)+LNFHK*QNFF*(1-BQNFF/2))*001*KLNF $$
YWNN=(LNAHK*QNNA*(1-BQNNA/2)+LNFHK*QNNF*(1-BQNNF/2))*001*KLNN $$
YWNB=(LNAHK*QNBA*(1-BQNBA/2)+LNFHK*QBNF*(1-BQBNF/2))*001*KLNB $$
YWNM=(LNAHK*QNMA*(1-BQNMA/2)+LNFHK*QNMF*(1-BQNMF/2))*001*KLNM $$
YWNT=(LNAHK*QNTA*(1-BQNTA/2)+LNFHK*QNTF*(1-BQNTF/2))*001*KLNT $$
YWNK=(LNAHK*QNKA*(1-BQNKA/2)+LNFHK*QNKF*(1-BQNKF/2))*001*KLNK $$
YWNQ=(LNAHK*QNQA*(1-BQNQA/2)+LNFHK*QNQF*(1-BQNQF/2))*001*KLNQ $$
YWB=(LNAHK*QBA*(1-BQBA/2)+LNFHK*QBF*(1-BQBF/2))*001*KLB $
YWQH=LNFHK*QQH*(1-BQQH/2)*.001*KLOH $
YWQS=LNFHK*QQS*(1-BQQS/2)*.001*KLOS $
YWQT=LNFHK*QQT*(1-BQQT/2)*.001*KLQT $
YWQF=LNFHK*QQF*(1-BQQF/2)*.001*KLQF $
YWQQ=LNFHK*QQQ*(1-BQQQ/2)*.001*KLQQ $
YWH=LNFHK*QH*(1-BQH/2)*.001*KLH $
YWO=LOHK*QO*(1-BQO/2)*.001 $
YW=YWA+YWE+YWH+YWO+YWQH+YWQS+YWQT+YWQF+YWQQ+YWNG+YWNE+YWNF+YWNN
+YWNB+YWNM+YWNT+YWNK+YWNQ+YWB $
```

## 9. Data for nye eller ændrede variabler

I forbindelse med næste modelversion er det hensigten at indlægge nye data for erhvervsfordelte deltidsfrekvenser 1948-1982. I denne dataoversigt er taget hensyn til de konsekvenser, som dette får for variablerne i lønsystemet.

De nye deltidsfrekvenser har således medført ændrede værdier for TAQW og TAQP for 1948-1982. Dette skyldes, at TAQW og TAQP afledes af de respektive skatteprovenuier, ved at skatteprovenuet deles med antallet af beskæftigede omregnet til heltidsbasis.

TADF ændres, idet den omregnes til en sats pr. heltidsbeskæftiget, jvf. afsnit 4. Herved får de ændrede deltidsfrekvenser også betydning ved genereringen af TADF.

TQU og TDU påvirkes ikke af ændrede deltidsfrekvenser, da TQU og TDU kun dækker perioden 1984-1986.

Nedenfor er de 5 satser for de indirekte personalomkostninger udskrevet, idet de ændrede deltidsfrekvenser er indregnet.

	TAQW	TAQP	TQU	TDU	TADF
1948	0.000	19.547	0.000	0.000	0.000
1949	0.000	19.501	0.000	0.000	0.000
1950	0.000	19.229	0.000	0.000	0.000
1951	0.000	20.168	0.000	0.000	0.000
1952	0.000	20.343	0.000	0.000	0.000
1953	0.000	19.715	0.000	0.000	0.000
1954	0.000	19.786	0.000	0.000	0.000
1955	0.000	21.101	0.000	0.000	0.000
1956	0.000	20.278	0.000	0.000	0.000
1957	0.000	23.100	0.000	0.000	0.000
1958	0.000	30.251	0.000	0.000	0.000
1959	0.000	45.905	0.000	0.000	0.000
1960	0.000	34.034	0.000	0.000	0.000
1961	0.000	38.447	0.000	0.000	46.325
1962	0.000	39.954	0.000	0.000	62.238
1963	0.000	42.343	0.000	0.000	61.304
1964	147.382	41.528	0.000	0.000	79.221
1965	202.580	43.816	0.000	0.000	97.831
1966	205.732	43.241	0.000	0.000	117.387
1967	210.020	44.854	0.000	0.000	136.006
1968	212.291	46.228	0.000	0.000	177.559
1969	210.954	48.971	0.000	0.000	204.800
1970	216.149	51.492	0.000	0.000	208.284
1971	219.546	66.896	0.000	0.000	208.009
1972	265.822	99.683	0.000	0.000	303.101
1973	378.588	91.592	0.000	0.000	112.111
1974	382.273	99.611	0.000	0.000	0.000
1975	411.330	111.658	0.000	0.000	0.000
1976	418.831	108.841	0.000	0.000	0.000
1977	422.174	156.404	0.000	0.000	0.000
1978	439.862	136.469	0.000	0.000	0.000
1979	444.940	199.696	0.000	0.000	0.000
1980	455.884	521.058	0.000	0.000	0.000
1981	482.095	1070.854	0.000	0.000	0.000
1982	1226.328	1040.733	0.000	0.000	0.000
1983	1210.741	2319.126	0.000	0.000	0.000
1984	1211.927	2922.322	385.268	308.510	0.000
1985	1150.365	2977.460	766.303	467.431	0.000
1986	1151.466	1731.494	509.851	366.553	0.000
1987	1151.835	3409.250	706.268	442.417	0.000
1988	534.564	0.000	2767.584	512.696	0.000

Herefter kan LOHK og LOH udregnes. Først er udskrevet nettolønningerne. LNA er her den ændrede timeløn, (jvf. KS 03.11.87, der kaldt LNA2)

	LNA	LNF	LOH
1948	2.770	10098.846	8066.769
1949	2.840	10691.344	7829.526
1950	3.030	11510.296	8743.470
1951	3.350	12601.188	9779.986
1952	3.640	13359.333	10806.151
1953	3.810	13622.504	11359.834
1954	3.970	14249.188	12124.883
1955	4.160	14960.337	12505.812
1956	4.460	15929.016	13327.919
1957	4.720	16836.428	13734.240
1958	4.900	17684.314	14719.253
1959	5.240	18561.598	15131.630
1960	5.570	19613.934	15458.255
1961	6.240	21289.500	18975.502
1962	6.860	23174.717	21829.461
1963	7.420	24926.025	22317.043
1964	8.030	26199.303	24118.959
1965	8.940	29394.371	27387.445
1966	10.130	32330.486	29781.490
1967	11.240	35674.305	31511.123
1968	12.420	38981.625	35629.000
1969	13.960	42562.488	39364.059
1970	15.670	45802.016	43700.664
1971	17.950	51271.953	49822.770
1972	20.180	55358.527	53062.176
1973	23.940	61834.453	59929.926
1974	29.130	72825.773	69691.734
1975	34.700	84303.617	80844.594
1976	39.110	92743.172	91407.945
1977	43.130	100022.820	98565.672
1978	47.600	108564.141	106162.984
1979	52.960	119492.352	114067.977
1980	58.860	131119.984	123504.820
1981	64.550	144308.984	136086.719
1982	70.970	160296.984	153100.359
1983	75.510	172270.984	161952.422
1984	78.820	182722.984	168397.391
1985	82.560	193059.984	174359.516
1986	86.670	204980.188	178037.219
1987	94.590	219838.281	192912.781
1988	98.970	232785.188	202294.734

## Korrektionsfaktorer ved modelleringen af LNF og LOH.

	BLNF	BLOH
1949	2.521	-1.264
1950	1.147	1.749
1951	0.885	1.107
1952	0.703	1.226
1953	0.809	2.104
1954	1.043	1.528
1955	1.070	0.674
1956	0.908	0.921
1957	0.944	0.505
1958	1.675	2.385
1959	1.570	0.886
1960	1.314	0.500
1961	0.722	1.922
1962	0.877	1.489
1963	0.931	0.275
1964	0.614	0.970
1965	1.003	1.114
1966	1.026	0.898
1967	0.989	0.555
1968	1.120	1.578
1969	0.857	0.978
1970	0.665	0.963
1971	0.910	1.068
1972	0.711	0.580
1973	0.681	0.753
1974	0.829	0.759
1975	1.092	1.109
1976	0.798	1.042
1977	0.742	0.740
1978	0.825	0.745
1979	0.894	0.661
1980	1.073	0.912
1981	1.095	1.109
1982	1.108	1.251
1983	1.156	0.895
1984	1.411	0.925
1985	1.190	0.745
1986	1.310	0.448
1987	1.156	1.332
1988	1.152	0.952

Omkostnings/bruttolønningerne LNAHK og LNFHK er beregnet ved hjælp af de nye formler og de nye værdier for arbejdsgiverbidragene. LOHK er bestemt via lønsummen i det offentlige. LNAK er LNAHK udregnet på timebasis.

	LNAHK	LNFHK	LOHK	LNAK
1948	6245.573	10222.308	8066.769	2.779
1949	6496.311	10842.068	7829.526	2.849
1950	6879.362	11699.473	8743.470	3.038
1951	7497.438	12838.955	9779.986	3.359
1952	8166.428	13637.239	10806.151	3.649
1953	8502.446	13939.262	11359.834	3.819
1954	8855.804	14608.602	12124.883	3.979
1955	9310.073	15376.140	12505.812	4.169
1956	9908.434	16410.346	13327.919	4.469
1957	10338.967	17381.494	13734.240	4.731
1958	10823.162	18326.861	14719.253	4.914
1959	11314.556	19269.467	15131.630	5.261
1960	11902.533	20398.605	15458.255	5.586
1961	12932.313	22198.506	18975.502	6.281
1962	14334.052	24211.127	21829.461	6.909
1963	15266.104	26106.049	22317.043	7.471
1964	17232.008	27625.752	24251.604	8.157
1965	18757.111	31112.947	27569.768	9.107
1966	21046.963	34274.258	29966.648	10.309
1967	23038.355	37794.918	31700.141	11.434
1968	24939.289	41279.070	35820.062	12.641
1969	27693.385	45086.137	39553.918	14.198
1970	30146.867	48866.520	43895.199	15.921
1971	34437.719	54915.340	50020.359	18.211
1972	38124.664	59696.223	53301.414	20.540
1973	42982.582	67195.609	60270.656	24.269
1974	53044.016	79216.703	70035.781	29.397
1975	61070.375	91869.414	81214.789	35.000
1976	69490.609	101313.555	91784.891	39.409
1977	75718.180	109857.305	98945.625	43.462
1978	82305.023	119044.406	106558.859	47.936
1979	91525.508	131130.406	114468.422	53.336
1980	103471.781	144890.875	123915.117	59.421
1981	112466.609	159751.797	136520.609	65.454
1982	125195.438	177742.688	154204.047	72.279
1983	135409.688	191066.312	163042.094	77.531
1984	141258.938	202231.844	170053.484	81.609
1985	143461.062	212074.156	176373.141	85.765
1986	151558.141	223080.188	179779.984	88.874
1987	163294.375	240903.766	194862.688	98.017
1988	169125.109	252838.156	205133.594	101.254

## Nye erhvervsfordelte korrektionsfaktorer fra lønsumsbestemmelsen.

	KLE	KLA	KLNG	KLNE	KLNF
1948	0.000	0.000	NC	0.000	0.000
1949	0.000	0.000	NC	0.000	0.000
1950	0.000	0.000	NC	0.000	0.000
1951	0.000	0.000	NC	0.000	0.000
1952	0.000	0.000	NC	0.000	0.000
1953	0.000	0.000	NC	0.000	0.000
1954	0.000	0.000	NC	0.000	0.000
1955	0.000	0.000	NC	0.000	0.000
1956	0.000	0.000	NC	0.000	0.000
1957	0.000	0.000	NC	0.000	0.000
1958	0.000	0.000	NC	0.000	0.000
1959	0.000	0.000	NC	0.000	0.000
1960	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1961	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1962	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1963	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1964	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1965	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1966	0.748	0.370	1.230	1.147	0.899
1967	0.731	0.381	1.213	1.121	0.908
1968	0.740	0.393	1.204	1.106	0.907
1969	0.742	0.421	1.211	1.068	0.898
1970	0.750	0.429	1.181	1.061	0.915
1971	1.302	0.459	1.208	1.028	0.948
1972	1.315	0.464	1.231	1.006	0.941
1973	1.252	0.490	1.188	1.008	0.979
1974	1.238	0.462	1.136	0.986	0.978
1975	1.245	0.426	1.143	0.979	0.995
1976	1.291	0.443	1.147	0.954	0.978
1977	1.333	0.448	1.167	0.979	0.998
1978	1.273	0.459	1.187	1.012	1.002
1979	1.220	0.488	1.224	1.026	0.999
1980	1.290	0.560	1.353	1.028	0.986
1981	1.364	0.547	1.351	1.048	0.987
1982	1.420	0.498	1.472	1.027	0.959
1983	1.411	0.497	1.375	1.023	0.950
1984	1.384	0.515	1.406	1.028	0.949
1985	1.386	0.516	1.423	1.030	0.937
1986	1.463	0.483	1.381	1.033	0.916
1987	1.497	0.484	1.413	1.033	0.920
1988	1.378	0.453	1.381	1.010	0.906



	KLNN	KLNB	KLNM	KLNT	KLNK
1948	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1949	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1950	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1951	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1952	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1953	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1954	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1955	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1956	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1957	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1958	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1959	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1960	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1961	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1962	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1963	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1964	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1965	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1966	1.154	0.911	0.921	1.046	0.895
1967	1.137	0.937	0.917	1.092	0.897
1968	1.149	0.922	0.890	1.030	0.904
1969	1.106	0.945	0.890	1.040	0.913
1970	1.172	0.978	0.906	1.047	0.914
1971	1.194	0.957	0.914	1.033	0.922
1972	1.213	0.954	0.883	1.037	0.899
1973	1.253	0.951	0.909	1.021	0.938
1974	1.238	0.919	0.932	1.028	0.950
1975	1.290	0.866	0.921	1.043	0.933
1976	1.265	0.906	0.923	1.036	0.916
1977	1.250	0.918	0.922	1.002	0.939
1978	1.248	0.912	0.913	0.987	0.952
1979	1.231	0.913	0.927	0.971	0.955
1980	1.196	0.924	0.921	0.972	0.961
1981	1.202	0.918	0.917	0.963	0.954
1982	1.194	0.926	0.899	0.972	0.931
1983	1.201	0.912	0.905	0.999	0.921
1984	1.192	0.905	0.909	0.977	0.932
1985	1.110	0.918	0.921	1.011	0.921
1986	1.163	0.971	0.932	0.980	0.939
1987	1.168	0.995	0.926	0.973	0.959
1988	1.149	0.897	0.905	0.977	0.914

	KLNQ	KLB	KLQH	KLQS	KLQT
1948	0.000	1.299	0.000	0.000	0.000
1949	0.000	1.297	0.000	0.000	0.000
1950	0.000	1.297	0.000	0.000	0.000
1951	0.000	1.299	0.000	0.000	0.000
1952	0.000	1.298	0.000	0.000	0.000
1953	0.000	1.297	0.000	0.000	0.000
1954	0.000	1.308	0.000	0.000	0.000
1955	0.000	1.314	0.000	0.000	0.000
1956	0.000	1.322	0.000	0.000	0.000
1957	0.000	1.332	0.000	0.000	0.000
1958	0.000	1.339	0.000	0.000	0.000
1959	0.000	1.344	0.000	0.000	0.000
1960	0.000	1.355	0.000	0.000	0.000
1961	0.000	1.360	0.000	0.000	0.000
1962	0.000	1.369	0.000	0.000	0.000
1963	0.000	1.377	0.000	0.000	0.000
1964	0.000	1.375	0.000	0.000	0.000
1965	0.000	1.389	0.000	0.000	0.000
1966	0.821	1.382	0.736	0.879	0.806
1967	0.821	1.303	0.835	0.892	0.813
1968	0.831	1.378	0.836	0.935	0.786
1969	0.849	1.349	0.770	0.913	0.732
1970	0.858	1.340	0.749	0.905	0.723
1971	0.853	1.287	0.765	0.927	0.738
1972	0.859	1.230	0.793	0.938	0.742
1973	0.879	1.192	0.802	0.850	0.700
1974	0.901	1.116	0.829	0.905	0.682
1975	0.888	1.097	0.849	0.943	0.731
1976	0.908	1.097	0.847	0.963	0.734
1977	0.925	1.088	0.904	1.040	0.726
1978	0.939	1.092	0.949	1.054	0.725
1979	0.960	1.101	0.908	1.021	0.728
1980	0.962	1.064	0.930	0.932	0.744
1981	0.947	1.066	0.900	0.885	0.746
1982	0.947	1.073	0.901	0.934	0.757
1983	0.934	1.091	0.899	0.897	0.758
1984	0.932	1.081	0.915	0.937	0.762
1985	0.926	1.140	0.903	0.896	0.760
1986	0.893	1.220	0.898	0.810	0.765
1987	0.892	1.227	0.897	0.801	0.759
1988	0.911	1.168	0.861	0.856	0.710

	KLQF	KLQQ	KLH
1948	0.000	0.000	0.570
1949	0.000	0.000	0.586
1950	0.000	0.000	0.545
1951	0.000	0.000	0.598
1952	0.000	0.000	0.622
1953	0.000	0.000	0.684
1954	0.000	0.000	0.727
1955	0.000	0.000	0.784
1956	0.000	0.000	0.827
1957	0.000	0.000	0.874
1958	0.000	0.000	0.922
1959	0.000	0.000	0.972
1960	0.000	0.000	1.047
1961	0.000	0.000	1.102
1962	0.000	0.000	0.920
1963	0.000	0.000	0.975
1964	0.000	0.000	0.872
1965	0.000	0.000	0.907
1966	0.402	0.650	0.966
1967	0.413	0.656	0.862
1968	0.405	0.650	0.922
1969	0.406	0.692	0.989
1970	0.403	0.716	1.076
1971	0.431	0.693	1.008
1972	0.450	0.676	1.075
1973	0.443	0.692	1.015
1974	0.446	0.682	1.036
1975	0.504	0.655	0.991
1976	0.475	0.670	0.987
1977	0.484	0.691	0.965
1978	0.491	0.711	0.988
1979	0.508	0.718	0.982
1980	0.517	0.717	1.032
1981	0.532	0.709	1.100
1982	0.533	0.712	1.100
1983	0.541	0.737	1.097
1984	0.546	0.732	1.101
1985	0.554	0.731	1.061
1986	0.557	0.731	1.060
1987	0.573	0.732	1.072
1988	0.567	0.704	1.074

## Omskrivning af TSP-elementer til Aremos-format

1. Indledning

Modelgruppen er i gang med en proces, hvor flere og flere opgaver overflyttes fra TSP-kørsler på UNI·C til Aremos-kørsler på PCere.

TSP-opgaverne på UNI·C deler sig i 3 hovedgrupper, nemlig:

- 1) Programmer til generering og opdatering af data
- 2) Opskrivning af modeller til simulation
- 3) Estimationsopgaver

Dette papir dokumenterer PC-programmet KVSP<sup>1</sup>, som (bl.a.) kan anvendes til "automatisk" omskrivning af filer skrevet med TSP-syntaks til filer med Aremos-syntaks.

Det skal bemærkes, at omskrivningen af syntaksen kun finder sted, hvor der er enentydig sammenhæng mellem TSP- og Aremos-syntaksen. Dette forårsager, at KVSP næppe er velegnet til omskrivning af egentlige estimationssetups, mens programmer til generering og opdatering af data kræver en del "håndrettelser" efter KVSP er anvendt. Modelformler kan efter omskrivning med KVSP direkte anvendes til simulation i Aremos, jf. TCJ 09.06.89.

2. Anvendelsen af KVSP

Princippet i anvendelsen af KVSP er, at der specificeres en fil, hvori editeringerne skal foretages, samt en fil, hvori de rettelse, som ønskes udført, er angivet.

Konkret sker følgende:

Indledningsvist overføres TSP-elementet/elementerne fra UNI·C til PCen, fx ved hjælp af KERMIT.

---

<sup>1</sup>KVSP er udviklet af "programstøtteenheden" i centerbygningen. KVSP er en udvidelse af KVIR-programmet, idet KVSP foretager automatisk editering i anførte filer.

Den eller de filer (med TSP-syntaks), som ønskes editert, kopieres ind i KVSP-direktoriet.

Herefter kopieres filerne med editeringsordrer ind i KVSP-direktoriet. Det drejer sig om filerne FORMEL.SPE og PROGRAM.SPE, som ligger i direktoriet C:\KVSP\LAGER. Hvis det er modelformler, som skal editeres, vælges FORMEL.SPE, ellers PROGRAM.SPE. Den fil, som kopieres ind i KVSP-direktoriet, kaldes ORDRE1.SPE, hvis ændringerne ønskes udført, uden at der spørges om accept, mens den kaldes ORDRE2.SPE, hvis det ønskes, at KVSP spørger om accept, før hver ændring foretages.

Herefter placerer man sig i KVSP-direktoriet, og der skrives:  
C:\KVSP>kvsp

Herefter tages <cr>, og der vises en liste over filer i KVSP-direktoriet. Der sættes et udråbstegn "!" foran hver fil, som ønskes editert. Når de ønskede filer er markeret tages <cr>, hvorefter editeringen finder sted. Når denne er afsluttet, tages F10, og operationen er færdig. Husk at rydde op i KVSP-direktoriet.

Af nødvendige efterfølgende håndrettelser kan bl.a. nævnes:

- kort som indledes med "@" fjernes.
- kort som indledes med "YEAR" fjernes.
- kort med "IN" og "OUT" tilpasses.
- i kort med "PRINT" indsættes komma mellem variablerne.
- variabeldefinitioner skal altid indledes med "SERIES" i Aremos.
- ordrer som "LIST" og "CUM" tilpasses.

I bilag A er angivet de editeringsordrer, som findes i FORMEL.SPE, mens bilag B angiver indholdet i PROGRAM.SPE.

Bilag A

```

/()/! /
/$/; impose 1,0;/
/FRML/equation<autofit=no>/
/(-1)/[-1]/
/(-2)/[-2]/
/(-3)/[-3]/
/(-4)/[-4]/
/(-5)/[-5]/
/(-6)/[-6]/
/ [-/[-/
/ [-/[-/
/ [-/[-/
/ [-/[-/
/ [-/[-/

```

Bilag B

```

/()/!/
/$;/
/(-1)/[-1]/
/(-2)/[-2]/
/(-3)/[-3]/
/(-4)/[-4]/
/(-5)/[-5]/
/(-6)/[-6]/
/ [-/[-/
/ [-/[-/
/ [-/[-/
/ [-/[-/
/ [-/[-/
/sample year/set per/
/SAMPLE YEAR/set per/
/smpl year/set per/
/SMPL YEAR/set per/
/genr/series/
/GENR/series/

```

## MERE MAKROLØN

### Knæk en trend og kort et sample

#### 1. Indledning

Dette papir er en direkte forlængelse af KS 03.11.87, rev. 13.12.88.<sup>1</sup> Her forsøges med endnu en variabel i korrektionsleddet, nemlig en knækket trend, som foreslået af EA på modelgruppemødet d. 10/12-88.

Papiret introducerer først i afsnit 2 den nye databank nov. 1988. Herefter lanceres et lidt ændret produktivitetsled i afsnit 3. I afsnit 4 forsøges med nye korrektionsled, og i afsnit 5 anvendes disse i ændringsspecifikationer.

#### 2. Ny databank

Siden estimationerne i KS 03.11.87, rev. 13.12.88 blev foretaget er der kommet ny databank, hvor 1985 er gjort endeligt, og 1986-87 er reviderede. Som en følge af den nye databank er også LNA for 1987 ændret, idet den i dette papir jf. KS 03.11.87 er beregnet således:

$$\text{LNA}(1987) = .974 \cdot \text{LNA}(\text{ADAMBK}, 1987)$$

Nye variabler i dette papir er udskrevet i bilag 1 og alle variabelnavne er angivet i bilag 2.

For at belyse betydningen af anvendelsen af den nye bank, er der herunder til sammenligning foretaget en enkelt estimation med den nye bank. Her er tale om en niveauestimation med LLNA på venstresiden og LPYFN, LZYPN og et konstantled på højresiden. Estimationen svarer til

---

<sup>1</sup>Papiret hed "Makroløn. Variabler, Dynamik og kointegration". Papirets oprindelige dato (87) var en fejl.