

KØBENHAVNS UNIVERSITETS ØKONOMISKE INSTITUT

Afløsningsopgave i kernefaget input output
modeller til karaktervægten $\frac{1}{2}$:

KONSEKVENSER AF NULSTILLINGER I EN INPUT OUTPUT TABEL.

Forfatter: Peter Trier

Lærer: Niels Lihn Jørgensen

INDHOLD:

	side
1. Indledning	1
2. Nulstillingerne i ADAM's io tabel	1
2.1. ADAM's io tabel	1
2.2. Baggrunden for nulstillingerne	4
2.3. Princippet i nulstillingen	7
3. En analyse af nulstillingernes betydning	10
3.1. Direkte sammenligning af de nulstillede og oprindelige matricer	10
3.2. Nulstillingsfejlene i relation til andre fejlkilder	16
4. Konklusion	20
Litteraturliste	21
 Bilag:	
Bilag 1. Forskellige io tabeller, matricer mv.	22-26
Bilag 2. Dokumentation af variabelnomenklatu- ren i ADAM's io tabel samt aggrege- ringsnøglerne i forhold til natio- nalregnskabet	27
Bilag 3. En kort dokumentation af beregnings- arbejdet	29

1. Indledning.

I den makroøkonometriske model ADAM er adskillige relationer og dataserier baseret på en aggregeret udgave af de af Danmarks Statistik offentliggjorte årlige input output tabeller. Først og fremmest udnyttes det årlige input output materiale i mængdesammenbindingen (bestemmelse af erhvervenes produktion udfra den komponentfordelte endelige anvendelse), de stokastiske importrelationer såvel som de ikke stokastiske, prissammenbindingen (bestemmelsen af priserne på de enkelte komponenter af endelig anvendelse udfra priserne på erhvervenes produktion), de stokastiske relationer for priserne på erhvervenes produktion mv. Adskillige af io koefficienterne er endogeniseret i forbindelse med modelleringen af substitutionen mellem import og indenlandsk produktion.

Input output tabellen for den nye version af ADAM rummer 19 erhverv, 11 importkomponenter og 27 kategorier af endelig anvendelse. Hertil kommer de primære inputs, d.v.s. ialt temmelig mange celler. Af hensyn til overskueligheden og det praktiske arbejde er det besluttet at nulstille adskillige af de små leverancer dog på en sådan måde, at input output tabellens "bogholderimæssige egenskaber" i al væsentlighed er bevaret.

I det følgende beskrives først kort ADAM's input output tabel samt hovedprincippet i og begrundelserne for de foretagne nulstillinger. Dernæst lægges hovedvægten på at analysere konsekvenserne af nulstillingerne, idet input output tabellen benyttes som grundlag for en traditionel input output mængdemodel. Konsekvenserne vil blive sammenlignet med øvrige fejlkilder for en sådan traditionel input output mængdemodel.

2. Nulstillingerne i ADAM's io tabel.

2.1. ADAM's io tabel.

Den nulstillede io tabel for ADAM opskrevet på koefficientform for 1975 fremgår af bilag 1 tabel 1. Der er tale om en tabel med endogen import. Tilgangssiden består af 19 erhverv, 11 importkomponenter hovedsageligt baseret på SITC kapitlerne samt de primære inputs. Anvendelses-

siden består af 11 komponenter af privat konsum samt 16 komponenter af øvrig endelig anvendelse. Aggregeringsnøglerne i forhold til nationalregnskabet's store 117-sektor io tabel samt en nomenklaturoversigt iøvrigt er anført i bilag 2.

Symbolisk kan io tabellen på koefficientform, d.v.s. hver søjle er normeret med den totale søjlesum, opskrives således:

	18 erhverv	11 komp. af priv.kons	Off. kons. 4 k. invst.	10 komp. af eksport	
18 erhverv	A	(C)	E (I)	(X)	g
Xqi					
11 import-komp.	M	(M ₁)	M _E (M ₂)	(M ₃)	m _s
primære inputs	Y		Y _E		S
	g'	(c')	f' (i')	(x')	

Figur 1. ADAM's io tabel på koefficientform i symbolsk notation

Anm.: idet A, M, Y hhv. E, M_E, Y_E er koefficientmatricer dannet ved på traditionel vis at normere de tilsvarende absolutte matricer i mill. kr. med de totale søjlesummer i mill. kr. g' hhv. f', fås fx. erhverv x erhverv matricen i mill. kr. for et givet år ved multiplikationen $A\hat{g}$ (hvor $\hat{}$ betegner diagonalisering. g, m_s og s er rækkesummer fra den absolutte tabel i mill. kr.

Til visse dele af fremstillingen skal matricerne E og M_E samt vektoren f partitioneres på den antydede måde. Se iøvrigt også anmærkningen til tabel 2 og 3 i bilag 1.

For denne io tabel gælder bl.a. følgende identiteter:

$$(1) \quad g = z + e$$

hvor z er en søjlevektor, hvor det i 'te element angiver erhverv i 's samlede leverancer til input i erhvervene;

$$(2) \quad z = Ag$$

og e er en søjlevektor, hvor det i 'te element angiver erhverv i 's samlede leverancer til endelig anvendelse:

$$(3) \quad e = Ef$$

(2) og (3) indsat i (1) giver

$$g = Ag + Ef$$

$$(4) \quad g = (I-A)^{-1}Ef$$

For importen gælder identiteten

$$(5) \quad m_s = Mg + M_E f$$

som sammen med (4) giver

$$m_s = M(I-A)^{-1}Ef + M_E f$$

$$(6) \quad m_s = (M(I-A)^{-1}E + M_E)f$$

Antages, at koefficientmatricerne A , E , M og M_E dannet i faste priser er konstante forvandles identiteterne (2) - (6) til en io mængdemodel, hvor (4) og (6) under disse antagelser viser, hvorledes de indenlandske erhvervs produktion og importen reagerer på en given vektor af komponentfordelt endelig anvendelse.

I ADAM bestemmes erhvervenes produktion g ud fra den komponentfordelte endelige anvendelse f i princippet ved mængdesammenbindingen (4), idet dog adskillige af koefficienterne i både A og E matricen er endogeniseret i forbindelse med substitutionen mellem den i overvejende grad i stokastiske adfærdrelationer bestemte import m_s og den indenlandske produktion.

Bestemmelsen af importen og importsubstitutionen skal ikke beskrives nærmere her. Det skal blot fastslås, at selvom den simple io mængdemodel (4) og (6) ikke i sin fulde udstrækning indgår direkte i ADAM, så danner den et meget vigtigt udgangspunkt for bestemmelsen af den indenlandske produktion udfra den endelige anvendelse, ligesom hele io materialet anvendes intensivt i importbestemmelsen. Derfor er det altså alligevel relevant at undersøge, hvordan nulstillingerne i iotabellen påvirker den afledte simple io mængdemodels egenskaber. Bortset fra de problemer, som nulstillingerne kan give i specielle anvendelser, er det vel i praksis også noget nær den eneste måde, hvorpå det kan af-dækkes, hvad der egentlig er sket ved nulstillingsproceduren.

2.2. Baggrunden for nulstillingerne.

Begrundelsen for at nulstille adskillige af de små leverancer i io tabellen er udelukkende praktisk jf. Christensen (1982). I modellens ligningssystem er hver celle i io tabellen, som ikke er definatorisk lig med nul, en variabel, som der foreligger en tidsserie for (fra de årlige io tabeller) i den tilknyttede databank. P.gr.a. io tabellens størrelse i ADAM ville dette uden de foretagne nulstillinger betyde, at modellens ligningssystem og databanker ville rumme en lang række variable, som kun antog ubetydelige værdier og derfor var malplacerede på ADAM's abstraktionsniveau samtidigt med, at de hæmmede det praktiske arbejde væsentligt.

Det skal her bemærkes, at erhvervsaggregeringen i ADAM's io tabel netop er valgt således, at matricerne \hat{A}_g og \hat{E}_f domineres af relativt få, men store leverancer. Således dækker 16% af elementerne i matricen \hat{A}_g i 1975 85% af leverancerne i denne, 11% af cellerne i \hat{C}_c matricen for 1975 (eksklusiv C_t -søjlen) dækker 97% af leverancerne i denne. I \hat{M}_g matricen dækkes 73% af leverancerne i 1975 af 9% af cellerne, for \hat{M}_c dækkes 88% af leverancerne af 9% af cellerne jf. Christensen (1981). På forhånd synes der altså at være gode muligheder for, at en fornuftig nulstilling af de små leverancer ikke ændrer matricernes egenskaber væsentligt.

En nulstilling af de små ubetydelige leverancer kan ses som et led i den almindelige abstraktionsproces i opbygningen af den makroøkonometriske model, hvor man i en lang række relationer ser bort fra mindre betydende effekter, som man ved eksisterer, for at koncentrere sig om nogle formodede få fundamentale sammenhænge. Nulstillingen må anses for vellykket, hvis man kun mister ubetydelig information til gengæld for et større overblik og en betydelig lettelse af det praktiske arbejde.

Det er her værd at erindre, at antagelserne bag den simple io mængdemodel såvel teoretisk som empirisk er temmeligt angribelige, specielt når der som her er tale om versionen med endogen import.

Allerede rent teoretisk kan der angives adskillige årsager til, at io koefficienterne kan være ustabile jf. fx United Nations (1973) og Lihn Jørgensen (1982). Meget kort sagt kan ustabilitet i koefficientmatricerne ofte henføres til ny teknologi, ændrede relative priser, konjunkturerne (de interagerer ofte alle 3) samt målefejl:

Ny teknik kan ændre koefficienterne i A, M og Y matricerne som følge af ændrede input krav.

Ændrede relative priser kan først og fremmest i en io tabel som ADAM's, hvor al import er endogen, betyde ustabilitet i samtlige matricer som følge af substitutionen mellem import og indenlandsk produktion.

Udover egentlig ny teknik kan ændrede relative priser resultere i substitution mellem de forskellige inputs. Jo mere aggregerede tabeller, der er tale om, jo mindre må dette antages at medføre koefficientskift, idet substitutionen da i højere grad forgår "indenfor" den enkelte søjle.

Ændrede relative priser og konjunktursvingninger kan også betyde ændringer af varesammensætningen indenfor den enkelte endelige anvendelsekomponent samt ændret outputmix i de enkelte erhverv. Den heraf følgende koefficientustabilitet i matricerne E og M_E hhv A og M må antages at blive mindre jo mere disaggregeret io tabellen er, idet den enkelte endelige anvendelse, den enkelte importkomponent samt det enkelte erhvervs produktion da vil være sammensat af færre (måske kun 1) varegrupper.

Konjunktursvingninger kan også via forskellige lagstrukturer i tilpasningen skabe koefficientustabilitet i samtlige matricer.

Adskillige empiriske undersøgelser påpeger da også samstemmende, at koefficienterne er ustabile. I United Nations (1973, s. 83-84) konkluderes da også entydigt på baggrund af undersøgelser i flere lande, at de tekniske inputkoefficienter er ustabile, men at de ændres gradvist bl.a. p.gr.a. de bånd, det eksisterende kapitalapparat lægger på tilpasningsmulighederne (putty-clay), så io modellerne alligevel er højst brugbare anvendt med forsigtighed. For de danske io tabeller 1966-75 kan fra Nielsen (1980), Lauritzen (1981), samt Olsen (1982) konkluderes, at koefficientmatricerne i faste priser (iøvrigt også i løbende priser) er ret ustabile på såvel helt disaggregeret som på mere aggregeret niveau.

Specielt er det i denne sammenhæng interessant, at Lauritzen (1981) når frem til, at de tekniske koefficienter og koefficienterne i matricen for leverancerne til privat konsum også i versionen med eksogen konkurrerende import er ret ustabile selv over en kortere årrække. D.v.s., at den endogenisering, som i ADAM finder sted via imports substitutionen, langt fra er tilstrækkelig til at forklare hele variationen i A -og E matricen.

Det er klart, at det forhold, at koefficientmatricerne er ustabile, ikke i sig selv er en begrundelse for at foretage nulstillingerne. Imidlertid kan de fejl, som begås ved at anvende de nulstillede matricer, vurderes i forhold til fejlkilder som koefficientustabilitet og aggregeringssslør.

En vigtig fare ved nulstillingsproceduren er, at man med blikket rettet for stift mod io tabellen for et enkelt år nulstiller leverancer, som er ubetydelige dette år, men som senere fx p.gr.a. en uforudsigelig teknisk eller økonomisk udvikling pludselig bliver interessante og væsentlige. Herved bliver de nulstillede matricer ubrugelige i analysen af denne udvikling. Dette er det umuligt at gardere sig helt imod og kan i tilstrækkeligt alvorlige tilfælde betyde, at nulstillingsproceduren må ændres, hvilket nemt kan blive et større arbejde.

En sådan uforudsigelig udvikling kan dog fx lige så vel

ændre den optimale aggregeringsstruktur, således at de aggregerede io tabeller, som anvendes, alligevel skal ændres.

2.3. Princippet i nulstillingen.

Hvis en given leverance blot sættes til nul, mister io tabellen sine bogholderimæssige identitetsegenskaber. Derfor er nulstillingen i ADAM's io tabel foretaget v.hj.a. modposterings således, at bogholderiegenskaberne er bevaret. De fortagne nulstillinger er dokumenteret i Christensen (1982). For at begrænse skaderne og graden af uigen-nemskuelighed er nulstillingerne foretaget på de 8 delmatri- cer hhv. \hat{A}_G , \hat{M}_G , \hat{C}_C , \hat{M}_C , \hat{I}_I , \hat{M}_I , \hat{X}_X , \hat{M}_X hver for sig så- ledes, at hver af de nævnte matricers række- og søjlesum- mer ikke er ændret.

Figur 2 og 3 viser skematisk, hvordan en leverance nul- stilles ved modpostering således, at række -og søjlesummer er uændrede:

Figur 2. Før nulstilling.

Tilgang/anvendelse		
	1.....i.....j.....n	
1		
:		
:		
:		
:		
:		
:		
k	1	100
:		
:		
l	90	91
:		
:		
:		
m		

Figur 3. Efter nulstilling.

Tilgang/anvendelse		
	1.....i.....j.....n	
1		
:		
:		
:		
:		
:		
:		
k	0	101
:		
:		
l	91	90
:		
:		
:		
m		

Den lille leverance fra tilgang k til anvendelse i nulstilles, leverancen fra k til j og fra l til i øges tilsvarende, og endelig må leverancen fra l til j konse- kvensrettes for at bevare uændrede række -og søjlesummer. Ved nulstillingen af (k,i) skal cellerne (k,j) og (l,i)

være af en tilstrækkelig størrelse. Processen kan da fortolkes således, at sektor k's leverancer i endnu højere grad går til en vigtig aftager, og at leverancerne til sektor i i endnu højere grad kommer fra en hovedleverandør.

Celle (1,j) skal også kunne bære at blive formindsket. I visse tilfælde er også denne celle blevet nulstillet, hvorved processen skematisk kan afbildes som i figur 4.

Figur 4. Anden ordens nulstilling.

tilgang/anvendelse			
	i.....j.....n		
k	o	+	
⋮			
⋮			
l	+	(0)	-
⋮			
⋮			
m		-	+

Når (1,j) også skal nulstilles, må der også modposteres i fx (1,n) og (m,j) og igen som følge heraf i (m,n). Hermed begynder processen at blive ret uigennemskuelig.

Ud over det nævnte hovedprincip kan anføres, at energivarer overhovedet ikke er blevet nulstillet eller indgår i nogen modposterings. Det er tilstræbt, at nulstilling af en leverance fra et erhverv i fremstillingsvirksomhed (erhverv 3-10) modposteres i en leverance fra et andet erhverv i fremstillingsvirksomhed.

Det er således ikke muligt at angive en absolut grænse, under hvilken alle celler er blevet nulstillet. Hele proceduren er blevet gennemført skønsomt ud fra hensyn til, hvad materialet kan bære.

Nulstillingen er illustreret for io tabellen for 1975 i bilag 1 tabel 2. For hver celle vises forskellen mellem dens værdi efter nulstillingen og før i mill. kr. De celler som er bevaret ved omposterings er indrammet. Desuden er anført de uændrede søjle -og rækkesummer for de delmatricer, nulstillingerne er fortaget på (idet dog rækkesummerne for $I\hat{i}$ og $X\hat{x}$ hhv. $M_I\hat{i}$ og $M_X\hat{x}$ er slået sammen).

For matricen $A\hat{g}$ ses fx således, at leverancen fra anden

industri til metalindustrien X_{nm} på 337 mill. kr. i 1975 er blevet nulstillet. Derimod er anden industris leverance til sig selv bevaret, men øget med 939 mill. kr. i 1975 ved modposterings.

I bilag 1 tabel 3 vises for hver af de ved nulstillingen bevarede leverancer den procentvise ændring i leverancens størrelse i 1975, som er sket ved omposterings.

Det ses, at langt de fleste samt både relativt og numerisk største nulstillinger er sket i matricen \hat{A}_g , men også i matricen \hat{M}_g er der sket betydelige nulstillinger. De 2 matricer er også dem med de fleste ikke-tomme celler. Absolut set er de største nulstillinger sket i leverancen fra X_{nq} til X_b på 582 mill. kr og fra X_b til X_{qq} på 538 mill.kr. i 1975, men ellers er alle de øvrige nulstillede leverancer på under 500 mill. kr. i \hat{A}_g matricen, under 250 mill. kr. i \hat{M}_g matricen og under 100 mill. kr. i de øvrige matricer.

De største absolutte og relative ændringer i leverancerne er sket som følge af modposterings; således er X_{nm} 's leverance til sig selv øget med 1184 mill. kr (28%) i 1975, og der flere leverancer i \hat{A}_g matricen, der er ændret med over 500 mill. kr. ved modposterings. Den relative ændring ved modposterings udgør flere steder over 100% især i \hat{A}_g matricen. Det er dog først og fremmest de mindre leverancer, som er ændret så meget.

I bilag 1 tabel⁴ ses den procentvise ændring i hver celle i 1975 i den inverterede matrix $(I-A)^{-1}$ som følge af hele omposteringsproceduren. En søjle i den inverterede matrix viser, hvor meget det pågældende erhverv skal levere direkte og indirekte ialt til sig selv og de øvrige erhverv, når det skal levere for 1 mill. kr. til endelig anvendelse. Generelt ændres de enkelte celler udenfor diagonalen i den inverterede matrix relativt meget. Flere celler i række 3 og 4, som slet ikke berøres af omposterings i A matricen ændres naturligt nok i den inverterede matrix. Totalt set er de relative ændringer i dennes celler umiddelbart ret store, men det forhold, at diagonalen, som rummer de klart største elementer (alle er større end 1), og at ændringerne skifter fortegn ned langs en søjle antyder, at konsekvenserne ikke behøver være så alvorlige.

Betydningen af alle de foretagne omposteringer er imidlertid ret vanskelig at vurdere ud fra tabellerne i bilag 1, men vurderes bedst ved at fortage forskellige eksperimenter med io mængdemodellen.

3. En analyse af nulstillingernes betydning.

Først foretages en analyse af forskellen mellem den simple io mængdemodels egenskaber, når denne baseres på matricerne med nulstillede elementer fremfor de oprindelige matricer. Herved opnås, at effekterne af den noget uigennemskuelige nulstillingsprocedure vurderes indenfor rammerne af en model, som bygger på velkendte og økonomisk let fortolkelige (omend noget tvivlsomme) antagelser.

Ved "nulstillingsfejl" skal der her forstås forskellen mellem de resultater, som i den givne sammenhæng gælder for modellen byggende på de omposterede matricer og modellen byggende på de oprindelige matricer.

Dernæst vurderes de fejl, som begås ved nulstillingerne i forhold til øvrige fejlkilder som koefficientustabilitet og aggregeringsfejl i den simple mængdemodel for at få skaderne ved nulstillingerne sat i rette perspektiv.

I analysen lægges hovedvægten på A matricen, hvor de største nulstillinger jo er foretaget, men også M og E matricerne vil blive analyseret separat i den hensigt at lokalisere de mest betydningsfulde omposteringer. Desuden foretages analysen på den samlede io mængdemodel m.h.p. at fastlægge interaktionen mellem modposteringerne i de enkelte matricer.

3.1. Direkte sammenligning af de nulstillede og oprindelige matricer.

Jf. (1) og (4) gælder der i den simple io mængdemodel følgende sammenhæng

$$(7) \quad z = g - e = ((I-A)^{-1} - I) e$$

I tabel 2a og 2b vises, hvad omposteringerne i A matricen i 1975 betyder for den måde, hvorpå den erhvervsfordelte endelige anvendelse e trækker i erhvervenes samlede leverancer

til inputs i erhvervene.

I tabel 2a og 2b viser fx søjle 12, at øges den samlede leverance til endelig anvendelse fra erhverv nr 12 handel (Xqh) med 10% i 1975, bliver den samlede råvareleverance fra landbrug Xa 1 mill. kr. eller .01% mindre, når io mængdemodellen baseres på den nulstillede A matrice (A^0) for 1975 fremfor på den oprindelige matrice, hvorimod Xqh's samlede råvareleverance beregnes til 30 mill. kr. eller .28% mindre i den nulstillede model, hvilket bl.a. kan henføres til, at Xqh's egenleverance på 429 mill. kr. i Ag matricen for 1975 er nulstillet jf. bilag 1 tabel 2. Kun for finansielle virksomheder Xqf bliver forskellen på den samlede råvareleverance ved dette eksperiment over 2% ved nulstillingerne.

For hver af de 18 søjlevektorer $z^{0j}-z^j$, $j=1, \dots, 18$, som altså hver for sig viser, hvor meget den nulstillede io model skyder forkert på z vektoren beregnet i den oprindelige model, når element nr j i e vektoren for 1975 øges med 10%, er anført 2 opsummerende fejlmål Root Mean Square Error (RMSE) og Root Mean Square Percentage Error RMSPE. For 2 vektorer v^0 og v med hver n elementer i, er de defineret som

$$RMSE = \sqrt{1/n \sum_{i=1}^n (v_i^0 - v_i)^2}$$
$$RMSPE = 100 \sqrt{1/n \sum_{i=1}^n ((v_i^0 - v_i)/v_i)^2}$$

Der er selvfølgelig en vis vilkårlighed i valg af det mål, der anvendes til at repræsentere afvigelserne mellem elementerne i 2 vektorer. I forhold til et simpelt gennemsnit af den numeriske forskel $1/n \sum |v_i^0 - v_i|$, vil RMSE være mere følsomt overfor særlig store parvise forskelle mellem elementerne, hvilket i denne sammenhæng er en god egenskab. RMSPE siger noget om de parvise elementforskellens procentuelle størrelse. Store absolutte, men relativt små forskelle vil således påvirke RMSE stærkt og RMSPE svagt, mens omvendt RMSPE er følsomt overfor store relative, men måske små absolutte forskelle.

Det skal her bemærkes, at de 18 søjlevektorer i tabel 2a og RMSE også viser nulstillingsfejlen ved beregningen af

Tabel 2a. Omposteringernes betydning for det indenlandske råvarekredsløb i 1975 målt absolut.

COLUMN	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1																		
2	1.																	
3	0.	0.																
4	-0.	0.	0.															
5	51.	0.	0.	0.														
6	-5.	0.	0.	0.	51.													
7	-0.	0.	0.	0.	-0.	0.												
8	-1.	0.	0.	0.	-0.	0.	0.											
9	-10.	0.	0.	0.	-0.	0.	0.	0.										
10	-3.	0.	0.	0.	-0.	0.	0.	0.	0.									
11	-0.	0.	0.	0.	-0.	0.	0.	0.	0.	0.								
12	-1.	0.	0.	0.	-0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.							
13	-0.	0.	0.	0.	-0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.						
14	-1.	0.	0.	0.	-0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.					
15	1.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.				
16	4.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.			
17	-0.	0.	0.	0.	-0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.		
18	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	
RMSE	3	0	0	4	19	8	4	27	17	22	23	16	4	7	9	16	5	28

Anm.: søjle j viser $z^{oj} - z^j = ((I-A_{75}^o)^{-1} - I)e^j - ((I-A_{75})^{-1} - I)e^j$
 hvor $e^j = e$ vektoren i 1975 med element nr j øget med 10%
 i mill. kr.

Tabel 2b. Omposteringernes betydning for det indenlandske råvarekredsløb i 1975 målt relativt.

COLUMN	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1																		
2	0.04																	
3	0.00	0.00																
4	0.04	0.00	0.00															
5	.51	.30	.06	.04														
6	.30	.06	.06	.04	.51													
7	.06	.06	.06	.04	.06	.06												
8	.39	.24	.30	.36	.61	.06	.31	.66	.43	.09	1.3							
9	.24	.30	.36	.61	.06	.31	.66	.43	.09	1.3								
10	.30	.36	.61	.06	.31	.66	.43	.09	1.3									
11	.36	.61	.06	.31	.66	.43	.09	1.3										
12	.61	.06	.31	.66	.43	.09	1.3											
13	.06	.31	.66	.43	.09	1.3												
14	.31	.66	.43	.09	1.3													
15	.66	.43	.09	1.3														
16	.43	.09	1.3															
17	.09	1.3																
18	1.3																	
RMSPE	.04	.00	.00	.04	.51	.30	.06	.39	.24	.30	.36	.61	.06	.31	.66	.43	.09	1.3

Anm.: søjle j viser $(z^{oj} - z^j) \cdot 100$ elementdivideret med z^j

produktionsværdierne g udfra e^j , idet

$$\begin{aligned} g^{0j} - g^j &= (I - A_{75}^0)^{-1} e^j - (I - A_{75})^{-1} e^j \\ &= (I - A_{75}^0)^{-1} e^j - e^j - ((I - A_{75})^{-1} e^j - e^j) \\ &= z^{0j} - z^j . \end{aligned}$$

Imidlertid er den relative afvigelse og RMSPE mellem z^{0j} og z^j et bedre mål for betydningen af ændringerne i A matricen end den relative afvigelse mellem g^{0j} og g^j . Hvis e vektoren er tilstrækkelig stor, vil selv meget store forandringer i A matricen kun give en lille relativ fejl på g vektoren jf. sammenhængen

$$g = Ag + e .$$

Generelt viser tabel 2a og 2b, at de fejl, som begås ved omposteringerne i A matricen, er temmelig små. Kun i få tilfælde betyder de, at et element i en z^{0j} vektor afviger over 1% fra det tilsvarende element i en z^j vektor.

Den største absolutte afvigelse fremkommer, når leverancen fra metalindustrien X_{nm} til endelig anvendelse øges med 10% (søjle 8), idet metalindustriens egenleverance da overvurderes med 100 mill. kr. eller .86% i den nulstillede model i forhold til den ikke-nulstillede, hvilket bl.a. kan forklares med, at metalindustriens egenleverance som følge af omposteringerne øges med knap 1.2 mia. kr. i 1975.

De største relative fejl optræder, når leverancerne fra den offentlige sektor X_o til endelig anvendelse varierer (søjle 18), idet de mange nulstillinger i rækkerne for søtransport X_{qs} , finansielle virksomheder X_{qf} og offentlig sektor selv her slår ud, fordi der i vidt omfang er modpostet i søjlen for offentlig sektor. Absolut set er disse fejl dog ikke specielt store.

Tabel 3 belyser betydningen for io mængdemodellens bestemmelse af importen til erhvervene af omposteringerne i M^0 matricen. Eksempelvis viser række 1 forskellen på vektoren af den samlede import til erhvervene, når produktionsværdien i landbrug øges med 10% i 1975 beregnet v.hj.a. hhv. M_{75}^0 og M_{75} , idet forskellen på den resulterende vektor alene angives ved RMSE og RMSPE for at begrænse talmængden.

Generelt ses omposteringerne at resultere i ret små

Tabel 3. Omposterings betydning for importen til erhvervene.

		$M_{75}^0 g^j - M_{75} g^j$	
j		RMSE mill.kr.	RMSPE %
1	Xa	6	.16
2	Xe	0	.00
3	Xng	0	.00
4	Xne	1	.01
5	Xnf	11	.24
6	Xnn	4	.09
7	Xnb	9	.13
8	Xnm	3	.07
9	Xnk	7	.22
10	Xnq	22	.35
11	Xb	16	.62
12	Xqh	11	.22
13	Xqs	1	.03
14	Xqt	6	.12
15	Xqf	1	.03
16	Xqq	16	.56
17	Xh	0	.01
18	Xo	12	.38

Anm.: g^j = g vektoren i 1975 med element nr j øget med 10%.

forskelle. Af størst betydning synes at være forøgelsen af leverancen fra m5 til Xnq og fra m82 til Xb begge som følge af modpostering.

I tabel 4 vises forskellen på, hvorledes effekten på hhv. vektorerne e, g og m_s af en stigning i de endelige anvendelseskomponenter på 10% i 1975 på skift beregnes i den nulstillede og den ikke-nulstillede model.

Fx viser række 2 forskellen på effekten på hhv. vektorerne e, g og m_s målt ved RMSE og RMSPE af en stigning i forbruget af nydelsesmidler Cf på 10% i 1975 beregnet i den nulstillede hhv. den ikke-nulstillede model.

Overalt er virkningen af nulstillingerne lille. Effekten på e vektoren, som afspejler omposteringerne i E^0 matricen, er i de fleste tilfælde helt negligibel. Den største absolutte og relative forskel fremkommer, når anvendelseskomponent nr 26 eksporten af SITC 6 (E6) øges, idet byggeleverandørernes Xnb's leverance til endelig anvendelse bliver 17 mill. kr. eller godt 1.3% højere i den nulstillede model

Tabel 4. Omposterings betydning for den samlede io mængdemodel.

j		$e^{oj} - e^j$		$g^{oj} - g^j$		$m_s^{oj} - m_s^j$	
		RMSE mill.kr.	RMSPE %	RMSE mill.kr.	RMSPE %	RMSE mill.kr.	RMSPE %
1	Cf	3	.04	10	.22	6	.10
2	Cn	1	.03	7	.13	3	.07
3	Ci	6	.17	15	.41	7	.12
4	Ce	1	.02	4	.03	0	.01
5	Cg	0	.00	0	.03	0	.00
6	Cb	0	.00	1	.01	0	.00
7	Cv	5	.19	4	.17	3	.03
8	Ch	0	.00	5	.14	1	.02
9	Ck	0	.00	5	.08	2	.02
10	Cs	5	.05	22	.28	8	.17
11	Ct	0	.00	0	.00	0	.00
12	Co	0	.00	27	.29	11	.26
13	Im	1	.01	5	.08	1	.02
14	Ib	0	.00	23	.90	9	.16
15	It	0	.00	0	.00	0	.00
16	Ii	1	.01	1	.05	0	.00
17	E0	2	.03	13	.29	5	.11
18	E1	1	.03	3	.06	1	.02
19	E24	3	.14	5	.14	1	.02
20	E3	1	.01	1	.02	0	.00
21	E5	4	.10	11	.22	3	.06
22	E6	5	.31	7	.47	1	.02
23	E7	4	.04	15	.18	3	.04
24	E89	5	.10	8	.23	4	.07
25	Ey	0	.00	4	.05	1	.01
26	Es	1	.01	6	.05	2	.03

Anm.: $e^{oj} - e^j = E_{75}^0 f^j - E_{75} f^j$
 $f^j = f$ vektoren i 1975 i mill.kr. med element nr j øget med 10%
 $g^{oj} - g^j = (I - A_{75}^0)^{-1} e^{oj} - (I - A_{75})^{-1} e^j$
 $m_s^{oj} - m_s^j = (M_{75}^0 g^{oj} + M_{E_{75}}^0 f^{oj}) - (M_{75} g^j + M_{E_{75}} f^j)$

end i den oprindelige. Men det er også langt den største relative forskel i en enkelt leverance.

Herefter bliver effekten på g vektoren, som afspejler nulstillingerne i såvel A^0 som E^0 matricen også ret ringe. Den største absolutte forskel i en enkelt leverance fremkommer, når det offentlige forbrug Co øges med 10%, idet produktionsværdien for andre tjenester X_{qt} alene som følge af omposterings i A^0 matricen bliver 79 mill.kr. (knap 1/2%) mindre end i den ikke-nulstillede model. De fleste andre forskelle er ikke nær så store.

Endelig er effekten på m_s vektoren, som påvirkes af samtlige omposteringer også meget små bl.a. p.gr.a. de ret beskedne omposteringer i M_E matricen, som det ikke er værd at undersøge separat.

Generelt er omposteringerne i A^0 matricen de klart vigtigste målt v.hj.a. den simple io mængdemodels egenskaber, og der synes ikke at være tale om uheldig interaktion mellem omposteringerne i de enkelte delmatricer i nogen større udstrækning.

3.2. Nulstillingsfejlene i relation til andre fejlkilder.

I dette afsnit er det hensigten, at afprøve forudsigelsesegenskaberne for io mængdemodellen baseret på de omposterede matricer. Herved bliver det muligt at vurdere omposteringsernes betydning i relation til andre fejlkilder og samtidig få antydning om omposteringsproceduren set over en årrække medfører ubehageligheder.

Normalt bruges ADAM allerhøjest til forudsigelser 4-5 år frem i tiden. Derfor afprøves forudsigelsesegenskaberne ved forudsigelse af 1979 v.hj.a. 1975 koefficientmatricerne for at få et indtryk af omposteringsernes betydning indenfor en normal ADAM-tidshorisont.

Når nulstillingsproceduren er opstillet med blikket rette først og fremmest på 1975 tabellen, er det principielt muligt, at proceduren ændrer koefficientmatricernes egenskaber drastisk i andre år. Denne mulighed skal undersøges ved også at bruge 1966 koefficientmatricerne til forudsigelser af 1979.

Den totale fejl r_g , som begås ved at forudsige erhvervenes produktionsværdier i 1979 udfra den erhvervsfordelte endelige anvendelse i 1979 v.hj.a. den nulstillede A^a matrice for 1975 A_{75}^0 kan skrives

$$r_{g^a} = s_{79}^a - (I - A_{75}^0)^{-1} e_{79}^a$$

Toptegn a på en matrice eller en vektor betyder, at den er aggregeret til ADAM's aggregeringsniveau. Denne totale fejlvektor kan dekomponeres:

$$(8) \quad r_g^a = r_g^u + r_g^a + r_g^o$$

$$\text{hvor} \quad r_g^u = g_{79}^a - ((I-A_{75})^{-1}e_{79})^a$$

$$r_g^a = ((I-A_{75})^{-1}e_{79})^a - (I-A_{75}^a)^{-1}e_{79}^a$$

$$r_g^o = (I-A_{75}^a)^{-1}e_{79}^a - (I-A_{75}^o)e_{79}^a$$

Fortolkning:

r_g^u = fejl p.gr.a ustabilitet i nationalregnskabs store 117-sektor A matrice

r_g^a = fejl p.gr.a. aggregering til ADAM's 18-sektor niveau

r_g^o = fejl p.gr.a. nulstilling af A matricen.

Tabel 5. Fejl ved forudsigelse af g i 1979 udfra e i 1979 v.h.j.a. A_{75}^o dekomponeret jf. (8). Mill.kr. 75-priser

	g_{79}^a	r_g^a	r_g^u	r_g^a	r_g^o
1	167.31,	-11.72,	-12.50,	1.61,	-7.6,
2	17.13,	7.7,	3.9,	0,	-7.9,
3	15.13,	1.71,	3.5,	1.9,	7.8,
4	72.42,	2.6,	3.1,	1.6,	-7.8,
5	144.03,	2.3,	10.9,	1.4,	7.1,
6	75.50,	2.6,	7.4,	2.1,	7.9,
7	30.97,	-1.7,	-1.2,	1.4,	-8.3,
8	10.19,	1.7,	1.6,	1.2,	7.0,
9	12.36,	-1.6,	1.3,	1.1,	-7.6,
10	130.59,	-1.1,	-1.6,	1.2,	7.9,
11	175.49,	-10.47,	-12.40,	2.7,	-1.5,
12	4.163,	3.27,	7.33,	3.4,	-7.1,
13	3.26,	-1.17,	-1.17,	1.3,	-1.4,
14	-1.233,	1.34,	2.3,	1.3,	-1.3,
15	35.16,	1.1,	2,	1.3,	-1.5,
16	104.91,	1.95,	11.34,	3.2,	7.9,
17	22.11,	1.90,	1.49,	1.7,	7.0,
18	27.60,	1.37,	-1.7,	1.9,	7.0,
RMSE		845	806	79	39
RMSPE		8.6	8.1	.54	.28
RMSE, 1966		2232	2114	171	189
RMSPE, 1966		15.4	14.6	.71	.75

Tabel 5 viser, at fejl som følge af omposteringserne i A matricen ganske enkelt er helt ubetydelige i forhold til den samlede fejl, som iøvrigt er ret betydelig.

Fejl som følge af ustabilitet i den helt disaggregerede A matrice dominerer fuldstændigt. En væsentlig årsag til denne fejlkildes størrelse skal formentlig søges i, at der er tale om en model med endogen import, men jf. afsnit 2.2. er der også en lang række andre forklaringer. Da koefficienterne i A matricen i ADAM er delvist endogeniseret i forbindelse med imports substitutionen, betyder det, at såvel nulstillingsfejl som aggregeringsfejl i tabel 5 (og i tabel 6) tager sig relativt mere ubetydelige ud, end de er i ADAM sammenhæng.

I flere tilfælde bidrager aggregeringen til at reducere fejlen, hvilket også kan siges om nulstillingerne, men det sidste må vist nærmest bero på en tilfældighed. I forhold til aggregeringsfejlene er visse af nulstillingsfejlene store, men der er tale om små absolutte tal, som også udgør helt ubetydelige størrelser i forhold til e_{79}^a .

Den totale fejl r_{ea} , som begås ved at forudsige den erhvervsfordelte endelige anvendelse udfra den komponentfordelte endelige anvendelse i 1979 v.hj.a. den omposterede E^a matrice for 1975 E_{75}^o , kan skrives:

$$r_{ea} = e_{75}^a - E_{75}^o f_{79}^a$$

som kan dekomponeres:

$$(9) \quad r_{ea} = r_e^u + r_e^a + r_a^o$$

$$\text{hvor} \quad r_e^u = e_{79}^a - (E_{75} f_{79})^a$$

$$r_e^a = (E_{75} f_{79})^a - E_{75}^a f_{79}^a$$

$$r_e^o = E_{75}^a f_{79}^a - E_{75}^o f_{79}^a$$

Fortolkning:

$$r_e^u = \text{fejl p.gr.a. ustabilitet i nationalregnskabet's disaggregerede E matrice}$$

$$r_e^a = \text{fejl p.gr.a. aggregering til ADAM's gruppering af endelig anvendelse}$$

$$r_e^o = \text{fejl p.gr.a. nulstilling af elementer i } E^a$$

Tabel 6. Fejl på forudsigelse af e^a i 1979 ud fra f^a i 1979 v.h.j.a. E_{75}^o dekomponeret jf. (9). Mill.kr. 75-priser.

	e_{79}^a	r_{ea}	r_{g}^u	r_{g}^a	r_{g}^o
1	3536.	-1240.	1410.	740.	70.
2	3011.	32.	120.	5.	0.
3	3151.	217.	130.	13.	0.
4	31535.	707.	294.	529.	122.
5	3720.	-261.	286.	117.	13.
6	3167.	322.	112.	13.	17.
7	3273.	171.	137.	110.	-139.
8	7037.	331.	325.	734.	-18.
9	12120.	-391.	-1321.	-371.	1.
10	3537.	72.	23.	1.	1.
11	31731.	112.	297.	-11.	15.
12	3027.	175.	16.	12.	0.
13	2939.	119.	124.	163.	0.
14	7770.	11.	12.	5.	0.
15	17327.	241.	335.	390.	8.
16	32366.	21.	16.	14.	13.
17	56311.	332.	177.	270.	0.
RMSE		909	640	595	45
RMSPE		29	28	5	0.36
RMSE, 1966		1261	1685	1776	28
RMSPE, 1966		27	20	35	0.58

De kommentarer, der kan knyttes til tabel 6, er helt analoge til kommentarerne til tabel 5. Dog er såvel aggregerings -som nulstillingsfejl af større betydning især for sektor 5-9's leverancer til endelig anvendelse.

Begge tabeller viser også, at når 1966 koefficientmatricerne benyttes til forudsigelser i 1979 er nulstillingsfejlene stadig ret små.

Der er ingen grund til at bruge plads på at vise, at nulstillingsfejlene i den samlede io mængdemodel fx ved forudsigelse af g_{79}^a og m_{s79}^a udfra f_{79}^a v.h.j.a. koefficientmatricerne for 1975 eller 1966 er ret små især sammenholdt med de øvrige fejlkilder. I afsnit 3.1. vist, at nulstillingerne i de enkelte delmatricer ikke interagerer uheldigt. Gennemføres eksperimentet, opstår da heller ingen overraskelser.

4. Konklusion.

De foretagne omposterings synes kun at have ringe betydning vurderet indenfor den simple io mængdemodel. Specielt er konsekvenserne ringe vurderet i forhold betydningen af koefficientustabilitet.

På den baggrund er det ikke fundet værd at undersøge omposterings betydning for io prismetellen. Det kan ikke forventes, at der kan findes nogen effekter af betydning her, især i betragtning af, at ingen af energileverancerne er blevet nulstillet.

Til gengæld for en meget betydelig lettelse af det praktiske arbejde er der ved nulstillingerne kun tabt en ringe mængde information.

LITTERATURLISTE:

Christensen, A.M. (1981): "Forslag til ny sektorinddeling i ADAM". Internt arbejdspapir fra Danmarks Statistik, 6. kontor.

Christensen, A.M. (1982): "Nulstilling af elementer i i-o matricer". Internt arbejdspapir fra Danmarks Statistik, 6. kontor.

Danmarks Statistik (1981): "Brugervejledning for PASSION og nationalregnskabs databank på RECKU". Nationalregnskabsnotat nr. 5.

Folke, Tim (1981): "Beskrivelse af en udgave af PASSION med TSP-interface". Internt arbejdspapir fra Danmarks Statistik, 6. kontor.

Lauritzen, F. C. (1981): "An Investigation of Danish Input-Output tables 1966-75". Københavns Universitets Økonomiske Institut, memo nr. 106.

Lihn Jørgensen, N. (1982): "Input-Output modeller - en introduktion". Københavns Universitets Økonomiske Institut, memo nr. 108.

Nielsen, G.Å. (1980): "De danske input-output koefficienters variation 1966-75". Københavns Universitets Økonomiske Institut, memo nr 80 (gult).

Olsen, J.A. (1982): "Om aggregeringsniveauer i empiriske makromodeller". Internt arbejdspapir fra Danmarks Statistik, 6. kontor.

Pedersen, T.P. (1982): "Dokumentation af konstruktionen af io-tallene i den nye ADAM-version". Internt arbejdspapir fra Danmarks Statistik, 6. kontor.

United Nations (1973): "Input-Output Tables and Analysis." New York.

Anm. til figur 1 i hoved teksten samt bilag 1 tabel 2 og 3.

I forhold til ADAM's io tabel er der i figur 1 samt i bilag 1 tabel 2 og 3 fortaget 3 småændringer, som ikke har nogen substantiel betydning. Sektoren "imputerede finansielle tjenester" (X_{qi}), som er en kunstig sektor, der er oprettet, for at sektoren finansielle virksomheder X_{qf} ikke skal få en negativ restindkomst som følge af, at renteindtægter jf. SNA skal regnes som overførselsindkomst (leverancen fra X_{qf} til X_{qi} består således af rentemarginalen), er ikke inkluderet i A matricen eller nogle af de øvrige koefficientmatricer. Leverancen fra X_{qf} til X_{qi} kan til adskillige formål bedst betragtes rent teknisk som en endelig anvendelse. I beregningerne er den derfor altid blevet tillagt element nr 15 i e vektoren (leverancen fra X_{qf} til endelig anvendelse).

De 2 søjler for turistindtægter (E_t) i hhv. det private forbrug (negativ) og eksporten (positiv) er udeladt af koefficientmatricen E. Herved inkluderer det samlede private konsum turistindtægterne, som til gengæld ikke indgår i eksporten. Rækkesummerne E_f samt de enkelte øvrige koefficienter i E matricen er selvfølgelig uændrede.

De 3 søjler for lagerændringer i ADAM's io tabel i tabel 1 i bilag 1 Ila, Ile og Ilq, som i forhold til nationalregnskabet's io tabel er en kunstig opsplitting, er samlet i en lagersøjle II. Dette sker, fordi nulstillingerne er fortaget på en io tabel med netop 1 søjle for lagerændringer.

Bilag I tabel 4. Den procentvise ændring af elementerne i matricen (I-A)⁻¹ for 1975 ved omposteringsproceduren.

COLUMN ROW	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	17	18
1	24	36.06	-44.35	-4.25	2.42	23.08	-87.47	-19.56	-9.52	7.38	-5.47	3.00
2	-1.10	-2.00	.00	-.11	-.34	1.03	8.00	1.34	6.25	1.00	5.47	3.00
3	1.73	74.05	-20.09	113.37	-.02	-83.77	3.45	-	-1.25	-1.00	5.47	3.00
4	48.04	34.62	36.30	9.07	-5.25	2.68	7.97	-8.23	1.58	1.58	1.58	1.58
5	-23.54	-68.77	44.46	-36.06	-22.52	-17.44	-9.23	-8.23	1.58	1.58	1.58	1.58
6	23.05	-65.31	-85.27	-53.29	-4.69	48.88	-8.77	-2.45	17.77	1.58	1.58	1.58
7	24.45	-72.70	39.44	32.46	5.35	27.46	4.21	0.00	1.58	1.58	1.58	1.58
8	22.40	-69.95	44.94	-27.46	-6.00	34.44	7.50	0.00	1.58	1.58	1.58	1.58
9	51.17	-93.59	203.15	-54.29	-6.85	110.15	4.21	0.00	1.58	1.58	1.58	1.58
10	31.57	86.12	-18.24	189.44	18.02	-59.53	-4.82	20.77	11.17	1.58	1.58	1.58
11	-88.77	-99.16	-73.55	-94.50	-85.18	-62.12	-7.16	-9.07	-17.80	1.58	1.58	1.58
12	106	406	134	31	388	21	66	61	47	300	300	300
13	134	406	134	31	388	21	66	61	47	300	300	300
14	106	406	134	31	388	21	66	61	47	300	300	300
15	134	406	134	31	388	21	66	61	47	300	300	300
16	106	406	134	31	388	21	66	61	47	300	300	300
17	134	406	134	31	388	21	66	61	47	300	300	300
18	106	406	134	31	388	21	66	61	47	300	300	300

Bilag 2. Dokumentation af variabelnomenklaturen i ADAM's
io-tabel samt aggregeringsnøglerne i forhold til
nationalregnskabet (NR).

1. Sektorer.

Rækkenr.	Variabelnavn	Løbenumre i NRs 117-gruppering
1	Xa landbrug	1-4, 6
2	Xe nordsø	7
3	Xng raffinaderier	57
4	Xne off. værker	91-93
5	Xnf næringsmiddelindu.	9-26
6	Xnn nydelsesmid.indu.	27-29
7	Xnb byggeleverandører	5, 8, 37, 58, 64-67
8	Xnm metal og maskinind.	68-88
9	Xnk kemisk industri mv.	50-56, 59-61, 89, 90
10	Xnq anden industri	30-36, 38-49, 62, 63
11	Xb bygge og anlæg	95
12	Xqh handel	96, 97
13	Xqs søfart	101
14	Xqt anden transport	99, 100, 102-105
15	Xqf finans. virks.	106
16	Xqq andre tjenester	94, 98, 107, 109-116
17	Xh boligbenyttelse	108
18	Xo offentlig sektor	117
19	Xqi imputerede finansielle tjenester	

2. Importgrupper, og primære inputs.

Rækkenr.	Variabelnavn	Omfatter følgende NR-variabler
20	M0	Import af SITC 0
21	M1	Import af SITC 1
22	M24	Import af SITC 2 og 4
23	M3	Import af SITC 3
24	M5	Import af SITC 5
25	M6	Import af SITC 6
26	M7	Import af SITC 7 excl. My
27	M89	Import af SITC 8 og 9
28	My	(Del af imp. af SITC 7)
29	Ms	(skibe og fly) Import af varer uden for SITC (med NRNR < 010000, import vedr. Nordsø-aktiv., udenl. skibe og fly's proviantering i DK, turistindtagter og -udgifter og danske skibes udgifter i fremmed havn, excl. Mt
30	Mt	(Del af udenl. skibe... .. turistindt. og udgift.)
31	Sim	Told
32	Sip	Vareskatter
33	Sig	Moms
34	Siq	Andre indirekte skatter
{35	Yw}	{Løn
{36	Yr}	} Restindkomst

Bilag 2, fortsat

4. Øvrige endelige anvendelser

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

3. Privatforbrug

Søjlenr.	Variabelnavn	Løbenumre i NRs 66-forbrugsgruppering
20	Cf fødevarer	1-15
21	Cn nydelsesmidler	16-19
22	Ci øvr. ikke-varige varer	20, 21, 33, 36 49, 52, 56, 59
23	Ce brændsel mv.	24-27
24	Cg benzin & olie til køretøjer	43
25	Cb køretøjer	41
26	Cv øvr. varige varer	28-30; 32, 37 47, 48, 57, 58
27	Ch boligbenyttelse	22, 23
28	Ck kollektiv transp. mv.	45, 46
29	Cs øvrige tjenester	31, 34, 35, 38-40, 42, 44, 50, 51, 53-55, 60-63, 66
30	Ct turistrejser	65
31	Et turistindtægter	64

Bilag 3. En kort dokumentation af beregningsarbejdet.

Nulstillingerne er foretaget af Christensen (1982). Pedersen (1982) har fremstillet PASSION-filer på RECKU med de ikke-nulstillede koefficientmatricer jf. bilag 1 tabel 1, samt TSP-databanker med de nulstillede absolutte leverancer på tidsserieform.

Disse data har dannet udgangspunkt for beregningerne, idet serierne for de nulstillede leverancer v.hj.a. TSP-PASSION interfacet TSPASSION jf. Folke (1981) er blevet om-dannet til koefficientmatricer lagret som PASSION-filer, hvorefter alle beregninger er udført v.hj.a. programpakken PASSION jf. Danmarks Statistik (1981).

Forbrugsfunktionerne i ADAM marts 1984.

I forhold til december 1982 versionen af ADAM påtænkes det at indføre følgende principielle ændringer i forbrugsallokeringsfunktionerne i marts 1984 versionen:

1. I det dynamiske lineære udgiftssystem (DLU) inddrages antal frostdøgn som ekstra forklarende variabel i f_{Ce} relationen og et udtryk for den forventede nominalrente i f_{Cv} relationen.
2. I f_{Cb} relationen inddrages udtrykket for den forventede nominalrente, og definitionen af den disponible indkomst ændres en smule (af hensyn til makroforbrugsfunktionen).
3. I f_{Cg} relationen skal ændringen i bilparken indgå med et halvt års lag.

Endelig betyder inddragelsen af årene 1979 og 1980 i estimationsperioden, at lag-strukturen i både f_{Cg} -og f_{Cb} relationerne med fordel kan ændres marginalt.

Papiret er en uddybning af PT 28.2.84: "Forbrugsfunktionerne i ADAM marts 1984 - en foreløbig oversigt". For en oversigt over principperne i forbrugsallokeringsmodellen henvises til PT 10.3.83: "Forbrugsfunktionerne i ADAM, december 1982".

1. Forbruget af boligbenyttelse.

Som sædvanlig bestemmes ændringen i f_{Ch} ud fra boliginvesteringerne f_{Ih} . Den hidtidige relation er

$$(1) \quad \text{DfCh} = .0098\text{fIh} + .040\text{fIh}(-1)$$

(.007) (.007)

n=1949-78

s=72

DW=.72

som reestimeret på perioden 1949-80 bliver:

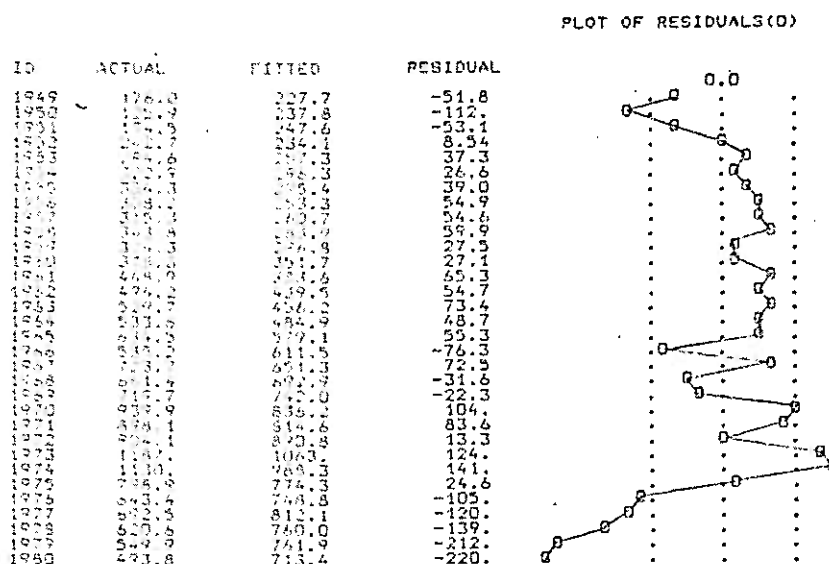
$$(2) \quad \text{DfCh} = .0167\text{fIh} + .0318\text{fIh}(-1)$$

(.0088) (.0089)

n=1949-80

s=92

DW=.54



Figur 1. Residualplot for relation (2).

Konstantled bliver igen klart insignifikant. Traditionen tro oser relationen af autokorrelation, som reduceres betydeligt, hvis kun fIh indgår som regressor, hvilket til gengæld er teoretisk uantageligt.

For en konstant boligreserve og et konstant saneringsomfang skulle relationen blot afspejle beregningen i NR af fCh. Kan den gennem sidste halvdel af 70'erne voksende negative residual jf. figur 1 tolkes som et stigende sanerings-

omfang? Situationen er dog ikke faretruende; residualen i 1980 er kun -0.9% af fCh.

Inddragelsen af 1979 og 1980 i estimationsperioden indebærer, at koefficienten til fIh vokser relativt meget på bekostning af koefficienten til fIh(-1), og summen af dem falder lidt. De to regressorer er stærkt indbyrdes korrelerede (korrelationskoefficienten mellem de i (2) estimerede koefficienter er -0.99), men forsøg med a priori bindning af lagstrukturen giver ikke anledning til at mistænkeliggøre den frie estimation (2). Desuden er effekten af fIh på langt sigt (summen af koefficienterne i (2)) meget stabil overfor ændringer i lagspecifikationen.

(2) foreslås til marts 1984 versionen.

2. DLU.

DLU specificeres stort set i overensstemmelse med konklusionerne i PT 17.11.83: "Nogle forsøg med ekstra forklarende variable i DLU" (se tabel 7.9 der). Der henvises generelt til dette papir for en præsentation og fortolkning af systemet.

I forhold til december 1982 versionen foreslås det således, at antallet af frostdøgn, fros, (og dermed også den laggede) inddrages som ekstra forklarende variabel i fCe relationen, således at frostdøgnene ikke direkte påvirker opbygningen af vaner for brændselsforbrug (benævnes tilfælde 3 i PT-papiret), mens et udtryk for den forventede udlånsrente i pengeinstitutterne (og dermed også den laggede) inddrages som ekstra forklarende variabel i fCv relationen, således at renten direkte påvirker beholdningsopbygningen. (tilfælde 2).

For såvel fCe som for fCv relationen benyttes origo-estimation, idet konstantled bliver insignifikant, mens konstantled under alle omstændigheder skal medtages i de relationer, hvori ikke indgår ekstra forklarende variable, for at sikre overholdelse af de nytteteoretiske restriktioner.

Som sædvanlig estimeres systemet ved iteration over k_{cu} (kaldes λ i PT-papiret). Indenfor hver iteration estimeres hver relation med OLS, f_{Ce} og f_{Cv} relationerne dog med ikke-lineær mindste kvadraters metode for a priori at sikre overholdelse af de som følge af de ekstra forklarende variable opståede ikke-lineære bånd mellem parametrene.

Som konvergenzkriterium vælges, at summen af de fittede udgifter i hvert år skal overholde budgetrestriktionen med en nøjagtighed på numerisk mindst 0.00025. Erfaringerne viser, at der skal benyttes et meget betragteligt yderligere antal iterationer, hvis et væsentligt finere konvergenzkriterium skal opfyldes.

I det følgende markeres med toptegn x , at variablene er målt eksklusive evt. andele af turistindtægterne samt pr 1000 indbyggere (enheden er således 1000 kr pr indbygger).

Den specifikation, som foreslås til marts 1984 versionen, fremgår af tabel 1. I forhold til den foretrukne specifikation i PT-papiret (se tabel 7.9 der), er der ud over udvidelsen af estimationsperioden med 1980 foretaget to principielle ændringer.

For det første benyttes $iku(-1/4)/100$ som et udtryk for den forventede rente i f_{Cv} relationen. Defineres en forventet realrente ved

$$(3) \quad iku_{23} = (iku_3 + iku_3(-1))/2$$

$$\text{hvor} \quad iku_3 = iku/100 - (R_{pcp4vxh} + R_{pcp4vxh}(-1) + R_{pcp4vxh}(-2))/3$$

$$R_{pcp4vxh} = pcp4vxh/pcp4vxh(-1) - 1$$

$$pcp4vxh = pcp4v \text{ med } pch \text{ sat til nul og således et relevant prisindeks for } Cp4xh \text{ (for perioden før 1954, hvor } pcp4v \text{ ikke er defineret, sættes } R_{pcp4vxh} = R_{pcpxh})$$

og benyttes denne i stedet for $iku(-1/4)$, fås med en iøvrigt identisk specifikation af udgiftssystemet resultatet for f_{Cv} relationen som vist i tabel 2.

Tabel 1. Estimationsresultater for DLU.

Estimationsperiode: 1955-80.

Afh. var.	<u>Regressionskoefficienter:</u>						s	R ²	DW
	K0	K1	K2	K3	K4	K5			
fCf ^x	1.259 (.614)	.609 (.171)	.054 (.021)	-.034 (.022)			.071	.913	2.14
fCn ^x	.262 (.075)	.638 (.100)	.034 (.008)	-.012 (.007)			.029	.992	1.15
fCi ^x	.310 (.102)	.657 (.078)	.106 (.010)	-.068 (.012)			.046	.994	1.59
fCe ^x		.919 (.035)	.013 (.003)	-.008 (.003)	.0014 (.0004)	-.0013	.039	.985	2.13
fCgbk ^x	.025 (.043)	.841 (.062)	.058 (.008)	-.036 (.011)			.044	.996	1.42
fCv ^x		.755 (.105)	.111 (.013)	-.080 (.011)	-2.65 (2.12)	1.90	.070	.987	.97
fCs ^x	-.084 (.099)	.928 (.044)	.070 (.009)	-.052 (.009)			.041	.991	2.25
fCt ^x	-.048 (.021)	.954 (.086)	.027 (.006)	-.021 (.008)			.032	.985	2.56

	<u>Strukturelle parametre:</u>								
	α_i	β_i	θ_i	ϵ_i	δ_i	κ_i	λ_i	γ_i	ξ_i
fCf ^x	-.03	.12	3.42		.46	.49	.06	3.22	
fCn ^x	.49	.06	.34		.93	.44	.06	.72	
fCi ^x	.02	.24	.86		.43	.41	.12	.90	
fCe ^x	.44	.02		.0014	.52	.08	.07		.0014
fCgbk ^x	.29	.11	.06		.46	.17	.15	.16	
fCv ^x	.05	.24		-2.59	.33	.28	.14		-3.06
fCs ^x	.22	.14	-.29		.30	.07	.27	-1.16	
fCt ^x	.19	.06	-.21		.24	.05	.13	-1.04	

	<u>Elasticiteter i 1979:</u>				$\frac{\partial x_i}{\partial f_i}$	
	e _i	Le _i	e _{ii}	Le _{ii}		
					kort	lang
fCf ^x	.63	.28	-.36	-.30		
fCn ^x	.72	.73	-.36	-.68		
fCi ^x	1.60	.80	-.77	-.75		
fCe ^x	.26	.76	-.13	-.70	.0014	.0013
fCgbk ^x	.79	1.01	-.42	-.92		
fCv ^x	2.51	1.42	-1.07	-1.24	-1.96	-2.64
fCs ^x	.77	1.47	-.43	-1.24		
fCt ^x	1.13	2.76	-.52	-2.28		

(fortsattes)

Tabel 1. (fortsat).

Budgettets grænsenytt og budgetelasticiteten
heraf på kort og langt sigt:

t	$kcul_t$	ω_t	La_t
1954	1.000000		
1955	.5793892	-5.279777	-1.349990
1956	.4223721	-4.003186	-1.329605
1957	.7636246	-3.511465	-1.310441
1958	.2079937	-3.570757	-1.292037
1959	.2817787	-3.761267	-1.276111
1960	.2348847	-2.616254	-1.263637
1961	.1777895	-3.381945	-1.230090
1962	.1691972	-2.300911	-1.224100
1963	.1654103	-2.357201	-1.230900
1964	.1475715	-2.211158	-1.212000
1965	.1259434	-2.146962	-1.199586
1966	.1110333	-2.142319	-1.190556
1967	.1024253	-1.577921	-1.174027
1968	.9275381-01	-1.190833	-1.172072
1969	.8665313-01	-1.113234	-1.164652
1970	.7910837-01	-2.100274	-1.155914
1971	.7723831-01	-2.172775	-1.148714
1972	.7423231-01	-2.200374	-1.131958
1973	.6141221-01	-2.108960	-1.157751
1974	.5727370-01	-2.215901	-1.143134
1975	.3000143-01	-2.219325	-1.141784
1976	.4121521-01	-2.109394	-1.142337
1977	.3496626-01	-2.103605	-1.139446
1978	.3402540-01	-2.127440	-1.135727
1979	.3038547-01	-2.171161	-1.123440
1980	.3452645-01	-2.300546	-1.113923

Note: Som ekstra forklarende variable er anvendt

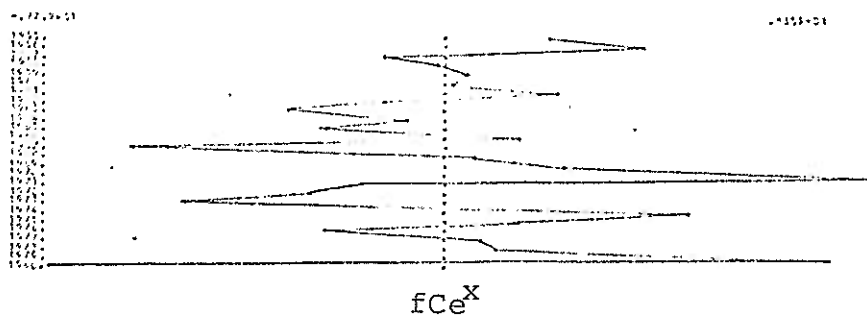
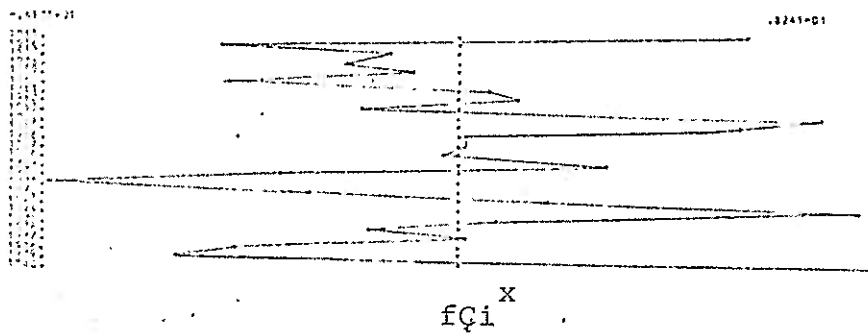
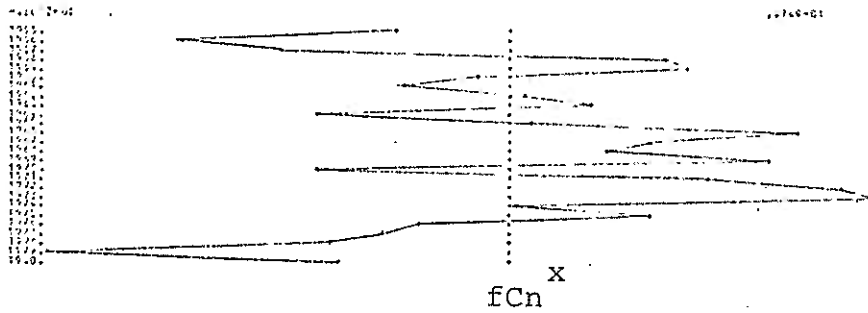
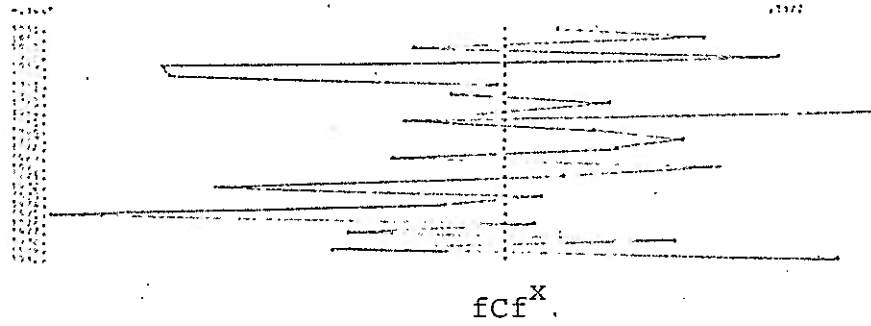
$$f_{fCe} = fros$$

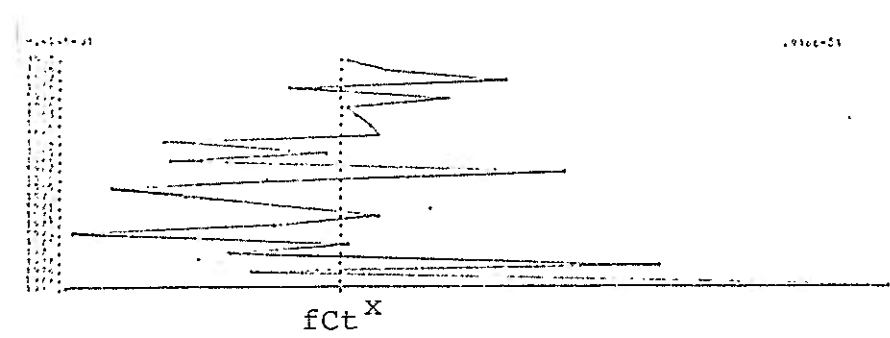
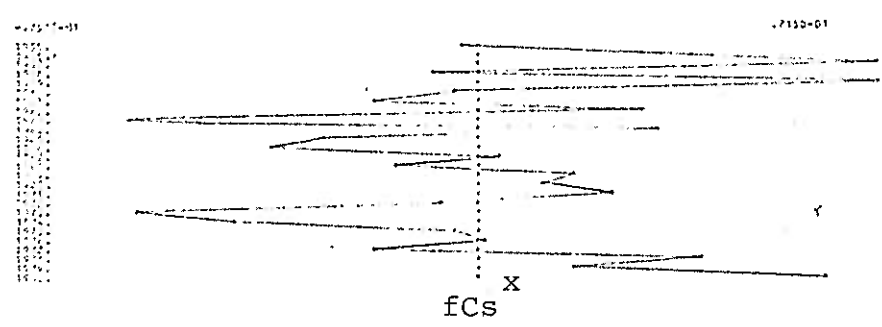
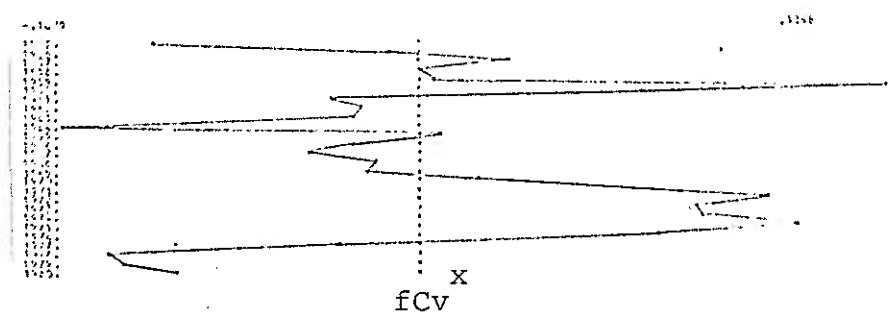
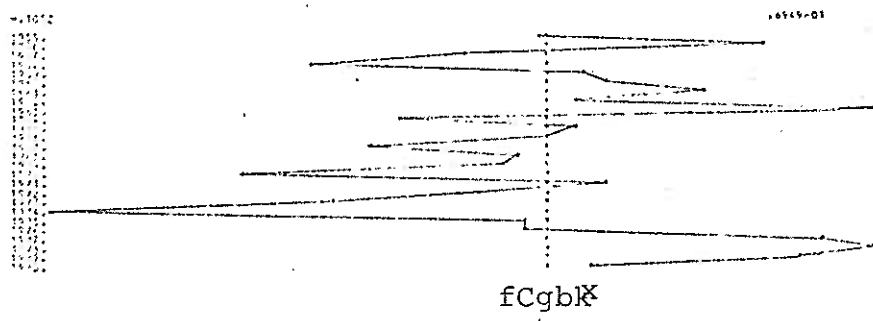
$$f_{fCv} = iku(-1/4)/100$$

Anm.: Proceduren konvergerer efter 28 iterationer.

Konvergenzkriterium: .00025.

Figur 2. Plots af residualerne fra estimationen i tabel 1.





Tabel 2. fCv^x estimeret med iku_{23} som ekstra forklarende variabel.

Regressionskoefficienter:					n	s	R^2	DW
K1	K2	K3	K4	K5				
.711	.116	-.082	-3.83	2.70	1955-80	.065	.989	1.05
(.083)	(.012)	(.011)	(1.37)					

Anm.: Til denne regression er benyttet konvergenskriteriet .001

Ved sammenligning med tabel 1 ses, at renteeffekten er meget mere signifikant, når der benyttes en realrente, ligesom residualspredningen er mindre og DW teststørrelsen mindre uhyggelig.

Når $iku(-1/4)$ alligevel skal foretrækkes som renteudtryk i fCv relationen, skyldes det ønsket om at have en forståelig korrespondence til renteudtrykket i fCb relationen. Sidstsnævnte vil slet ikke æde en realrente jf. afsnit 4. Det er svært at argumentere for, at forbrugerne skulle lade en realrente baseret på en meget lang forventningsdannelse være afgørende, når de køber møbler, mens deres bilkøb skulle være baseret på en nominalrente med meget kort forventningsdannelse.

Såfremt kun en nominalrente skal indgå i fCv relationen, viser partielle forsøg med diverse lagstrukturer, at et kvart års lag er den fordelagtigste specifikation.

Valg af renteudtryk har dog ikke nogen ubehagelig indflydelse på fCv relationens øvrige koefficienter. Generelt genfindes den udprægede autokorrelation, og fCv karakteriseres fejlagtigt som et varigt gode ($\alpha > 0$).

Såfremt iku i 1980 havde været 1 pct. point lavere (17.7 istedet for 18.7) ville effekten på fCv^x partielt vurderet ud fra tabel 1 i 1980 have været $0.0196 \cdot 0.75 = 0.015$ (=0.6%) og på helt langt sigt 0.0264 (=1.1% af 1980 niveauet).

Den anden ændring i forhold til tabel 7.9 i PT-papiret er, at der ikke benyttes en dummy i 1979 i fCt relationen, idet den ikke er nødvendig for at få overholdt stabilitetsbetingelsen ($\approx K1 < 1$). Da det aldrig lykkedes at finde en solid begrundelse for denne dummy, bør den om muligt undgås. Ved sammenligning med tabel 7.9 i PT-papiret ses også, at koefficientestimerne for fCt relationen ikke er meget forskellige. Residualspredningen er dog langt større, når dummyen undværes. Det forhold, at K1 ikke er signifikant mindre end en, viser dog, at relationen ikke er specificeret tilfredsstillende.

For de øvrige relationer bemærkes, at de gammelkendte svagheder er dukket op igen. fCf karakteriseres som et varigt gode ($\alpha < 0$), nedskrivningen af vaner for forbrug af nydelsesmidler sker alt for hurtigt ($\delta = 0.93$), ligesom den udprægede autokorrelation i nydelsesmiddel relationen indicerer en fejlspecificeret dynamik, og endelig lider relationerne for fCi og fCgbk i mindre grad af autokorrelation. Bortset herfra synes parameterestimerne at være rimelige.

3. Forbruget af benzin og olie til køretøjer.

Hypotesen bag den hidtidige specifikation er, at benzinformbruget er bestemt af primo-bilparken, $K_{cb}(-1)$, og af prisen på benzin relativt til prisen på kollektiv transport.

I tabel 4 ses den nuværende relation som nr 1. Udvides estimationsperioden til 1979 (nr 2) fås, at koefficienten til den relative pris vokser numerisk, men når 1980 inddrages i estimationsperioden (nr 3), falder koefficienten numerisk endnu mere.

For at en ændring i bilparken kan influere fCg samme år, bør ændringen i bilparken kun indgå med et halvt års lag i stedet for som hidtil med et års lag. Jf. relation nr 4 indebærer det, at koefficienten til den relative pris falder marginalt, og at regressionens standardafvigelse noget uforståeligt vokser helt marginalt.

Jf. nr 5 kan det på den nye estimationsperiode ikke afvises, at en stigning i den relative pris på længere sigt har en mindre dæmpende effekt på benzinformbruget end på kortere sigt svarende til en hypotese om dybere liggende forbrugsvaner, idet koefficienten til den laggede relative pris er positiv omend ikke helt signifikant. Hvis den bindes til at være halvdelen af koefficienten til den ulaggede pris - næsten svarende til det i nr 5 frit estimerede forhold - fås jf. nr 6 den laveste residualspredding.

Det er også forsøgt at binde koefficienten til den laggede relative pris til $1/3$ og $1/10$ af koefficienten til den ulaggede relative pris, men det gav ikke bedre resultater.

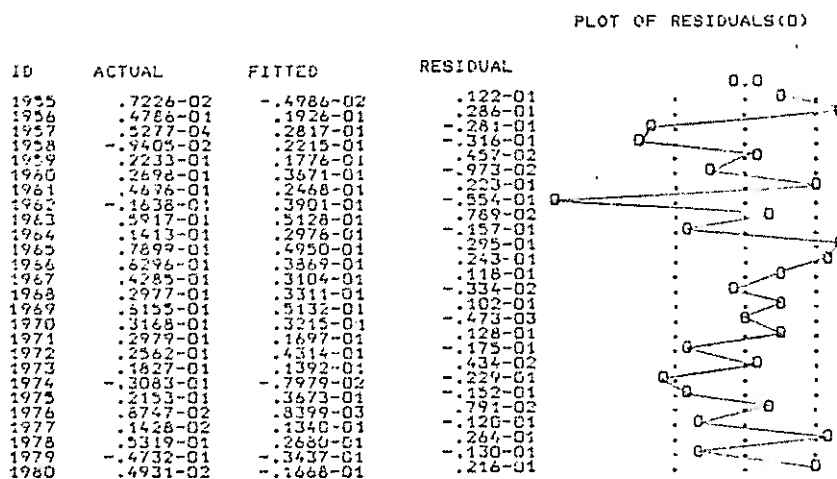
Skyldes resultatet i nr 5 og 6 MUKO? Tilsyneladende ikke: korrelationskoefficienten mellem de estimerede koefficienter til de to prisudtryk i nr 5 er -0.14 , og den simple korrelationskoefficient mellem ændringen i den ulaggede og laggede relative pris er kun 0.17 .

Endelig kan nævnes, at konstantled som sædvanlig bliver klart insignifikant, og at ændringen i det reale transportbudget, $DfCg_{bk}$, som sædvanlig ikke kan indgå med nogen

Tabel 3. Estimationsresultater for fCg^x relationen.

Nr.	Afh. var.	DfCg ^x	DKcb ^x (-1)	DKcb ^x (-1/2)	D($\frac{pcg}{pck}$)	D($\frac{pcg}{pck}$)(-1)	D($\frac{pcg}{pck} - .5\frac{pcg}{pck}(-1)$)	n	s	DW
1.			2.56 (.43)		-.217 (.081)			1955-78	.0216	2.26
2.	-		2.54 (.42)		-.234 (.058)			1955-79	.0212	2.37
3.	-		2.59 (.43)		-.190 (.054)			1955-80	.0221	2.43
4.	-			2.59 (.49)	-.165 (.056)			1955-80	.0227	2.43
5.	-			2.74 (.45)	-.177 (.055)	.095 (.061)		1955-80	.0221	2.40
6.	-			2.72 (.43)			.179 (.051)	1955-80	.0216	2.39

signifikant forklaringskraft samtidig med ændringen i bilparken.



Figur 3. Residualplot for relation nr 6 i tabel 3.

Relation nr 6 i tabel 3 foreslås til marts 1984 versionen.

4. Anskaffelsen af køretøjer.

I den hidtidige relation benyttes et investeringsteoretisk oplæg, hvor ændringen i anskaffelsen af køretøjer er en funktion af ændringen i den disponible realindkomst, ændringen i et indeks for omkostningerne ved at køre bil (uccb) i forhold til prisen på kollektiv transport samt forrige periodes bilanskaffelser. A priori er afskrivningsraten sat til $1/3$.

Den hidtidige relation er vist som nr 1 i tabel 4. Nr 2 og 3 viser, at når 1980, hvor bilanskaffelsen rasler ned med næsten 43%, inddrages i estimationsperioden, stiger regressionens standardafvigelse med over 19%, og såvel pris- som indkomstfølsomheden samt tilpasningshastigheden øges.

I marts 1984 versionen vil Yd_4 blive benyttet som udtryk for den disponible indkomst i makroforbrugsfunktionen

Tabel 4. Estimationsresultater for fCb^x relationen.

Nr.	Afh. var.	$z = (2/3)z(-1), z =$					n	$fCb^x(-1)$	s	DW
		$\frac{Yd3^x}{pcp4v}$	$\frac{Yd4^x}{pcp4v}$	$\frac{Yd4^x}{pcp4v}(-1/4)$	$\frac{uccb}{pck}$	$\frac{uccb}{pck}(-1/4)$				
1.	$DfCb^x$.1103 (.0150)			-.8079 (.1957)		1955-78	-.5862 (.0901)	.1022	1.98
2.	-	.1071 (.0145)			-.7778 (.1925)		1955-79	-.5655 (.0871)	.1019	2.01
3.	-	.1204 (.0167)			-.9178 (.2239)		1955-80	-.6401 (.1003)	.1217	1.87
4.	-		.1203 (.0168)		-.9276 (.2263)		1955-80	-.6371 (.1006)	.1222	1.79
5.	-		.1234 (.0177)		-1.001 (.258)		1956-80	-.6381 (.1021)	.1239	1.83
6.	-		.1552 (.0214)			-1.225 (.274)	1956-80	-.8122 (.1149)	.1196	1.62
7.	-		.1596 (.0189)			-1.068 (.249)	1956-80	-.6364 (.1214)	.1057	1.80

i stedet for $Yd3$ (se et kommende papir herom). Følgelig bør $Yd4^X$ også benyttes i fCb relationen. Regression nr 4 i tabel 4 viser, at det stort set ingen rolle spiller, at $Yd4^X$ benyttes i stedet for $Yd3^X$ i fCb relationen.

Regression nr 6 viser, at såfremt såvel indkomst- som prisudtrykket lagges et kvart år, falder regressionens standardafvigelse marginalt. Når indkomstudtrykket lagges et kvart år, er den maksimale estimationsperiode 1956-80 ($pcp4v$ er ikke defineret før 1954), men sammenlignes regression nr 5 med regression nr 4 ses, at elimineringen af 1955 fra estimationsperioden ikke i sig selv forbedrer estimationsresultatet.

Endelig viser regression nr 7, at på den udvidede estimationsperiode kan et udtryk for den forventede nominalrente, $iku(-1/4)$, indgå med en numerisk meget stor og signifikant koefficient. Inddragelsen af nominalrenten indebærer et fald i regressionens standardafvigelse på næsten 12%. Det må først og fremmest henføres til observationen for 1980, idet iku i 1980 stiger med 3.2 pct points, hvilket leverer et solidt bidrag til at forklare det store fald i fCb^X , som langt fra kan forklares ved faldet i $Yd4^X/pcp4v$ på 2.9% og stigningen i $uccb/pck$ på næsten 7% jf. figur 4.

Det er også forsøgt at lade et udtryk for den forventede realrente indgå i specifikationerne. Realrenten har her været defineret som nominalrenten minus den forventede relative stigning i pcb , idet forventningerne er dannet som $Rpcb$ eller gennemsnittet af $Rpcb$ i de to sidste eller tre sidste perioder. Der er også afprøvet diverse lagstrukturer i det samlede realrenteudtryk.

Ligegyldig hvilke krumspring, der foretages, fås i lighed med resultaterne på den gamle estimationsperiode, at koefficienten til udtrykket for den forventede realrente bliver positiv. Måske realrenten kan komme ind, hvis der defineres et ordentligt usercost udtryk.

Endelig skal det nævnes, at der også er forsøgt med længere lags i realindkomst, relativ pris og rente, men at det ikke gav bedre resultater.

Relation nr 7 i tabel 4 foreslås til marts 1984 versionen.

Tabel 5. Langtsigts elasticiteter i fCg^x og fCb^x relationen
1980.

mht:	pck	pcg	pcb	$Yd4^x/pcp4v$	Rente følsomhed
fCg^x	.26	-.26			
fCb^x	.65	-.41	-.55	2.43	-3.6

I tabel 5 vises de partielle elasticiteter i den udvalgte fCg^x hhv. fCb^x relation. Rentefølsomheden er defineret som den procentvise effekt af en stigning i iku på 1 pct.point.

Ved vurdering af elasticiteterne må det tages i betragtning, at den fra relationen estimerede ønskede bilbeholdning i 1980 lå ca 25% under niveauet i slutningen af 70'erne.

5. Forbruget af kollektiv transport m.v.

For at sikre, at de samlede udgifter til de tre transportkomponenter summer op til det samlede transportbudget, beregnes forbruget af kollektiv transport som hidtil residualt.

Itabel 6 og figur 5 vises serien for forbruget af kollektiv transport beregnet residualt som i modellens ligningsystem (i mill. kr og inklusive andel af turistindtægterne).

Tabel 6. Forbruget af kollektiv transport beregnet residualt.

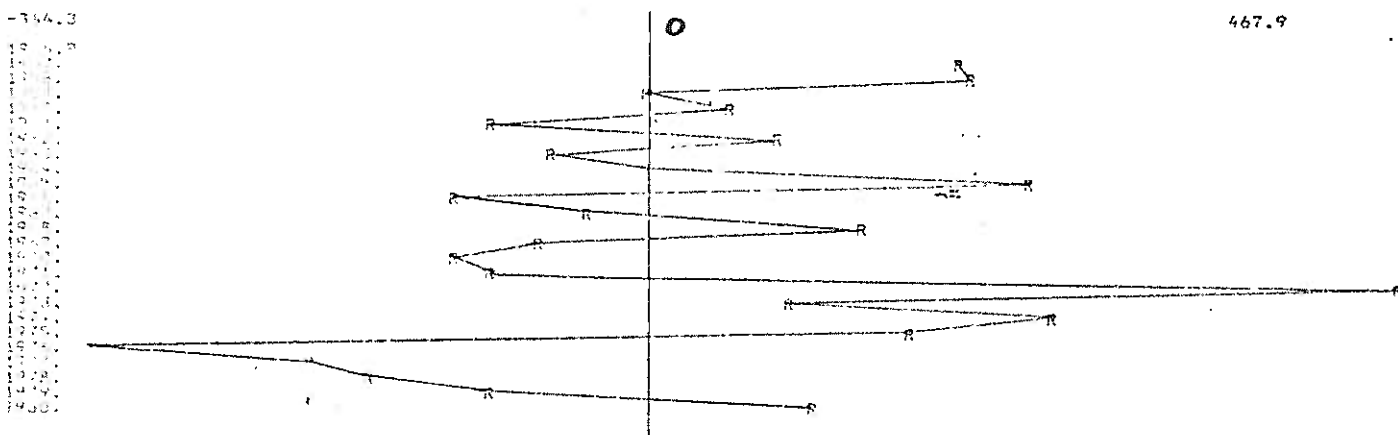
	FCK	FCKRES	FCKAND	
1956	2898.183	-364.3190	-.125706	1956
1957	2818.792	190.0181	.067411	1957
1958	2929.162	198.9794	.067930	1958
1959	3040.187	-1.665802	-.000548	1959
1960	3035.282	45.34619	.014910	1960
1961	3332.434	-103.1075	-.031541	1961
1962	3483.585	75.88962	.021785	1962
1963	3481.672	-66.22589	-.019020	1963
1964	3555.206	-3.633881	-.001022	1964
1965	3726.548	232.0187	.062261	1965
1966	3734.233	-124.6567	-.031685	1966
1967	3951.575	-42.07947	-.010622	1967
1968	4078.902	127.0927	.031159	1968
1969	4213.646	-69.60809	-.016500	1969
1970	4326.968	-121.9979	-.028195	1970
1971	4369.519	-103.4657	-.023680	1971
1972	4314.455	467.8753	.108444	1972
1973	4425.754	82.15985	.018564	1973
1974	4443.412	246.8101	.055545	1974
1975	4625.841	158.5852	.034282	1975
1976	4801.769	-351.2901	-.073158	1976
1977	5333.314	-215.4496	-.040397	1977
1978	5539.371	-178.7725	-.032273	1978
1979	6216.733	-102.6484	-.016512	1979
1980	6369.000	98.45630	.015459	1980

Gns. af fCkres er 2.9

Standardafv. er 192

 $r_{fCk', fCk} = .983$

Anm.: fCkres = fCk - fCk', hvor fCk' er beregnet residualt udfra relationen GFCK linie 75 side 20 med de fittede værdier af fCb2 og fCg indsat.
fCkand = fCkres/fCk



Figur 5. Plot af fCkres i tabel 6.

6. Udgiftssystemets formulering i modellen.

I marts 84 versionen foreslås det jf. vedlagte ligningsudskrift at formulere DLU-ligningerne på en måde, som er lidt anderledes, men ej væsensforskellig fra formuleringen i december 82 versionen.

$kcu(z)l$ ($z=f,n,\dots,t$) lægges i modsætning til før direkte ind i ligningen for $fC(z)$, som, når bortses fra multiplicering med befolkningstallet, addering af evt. bidrag fra turisternes forbrug samt J-led, får følgende skelet:

$$(4) \quad fC(z)^X = kcu(z)l/pc(z) + K2(z)/(kcul \cdot pc(z))$$

Idet $kcu(x)l$ kan fortolkes som værdien af "minimumsforbruget" af vare z , er tolkningen af (4): udgiften til vare z , $C(z)^X$, = minimumsudgift + den marginale budgetandel multipliceret med værdien af det samlede "overskudsbudget" (det samlede budget minus summen af minimumsudgifterne). ($K2(z)$ er ikke den marginale budgetandel for vare z , men der korrigeres herfor ved normering med $\sum_{z \in Z} K2(z)$ i $kcul$).

Som sædvanlig er systemet formuleret, så budgetrestriktionen $Cp4xh$ holder, selv ved hæmningsløs brug af J-led.

ADAM*EDITMAR84(1).FORBRUG(0)

```

1  ?
2  ?
3  ? PRIVAT FORBRUG
4  ?
5  ?
6  FRML SCP4 CP4 = EXP(-.0494 + .483*(LOG(YD4) - LOG(YD4(-1)))
7  + .517*(LOG(PCP4V)-LOG(PCP4V(-1)))
8  - .574*LOG(CP4(-1)/YD4(-1)) + LOG(CP4(-1))
9  + JDLC4 ) + JCP4 $
10 FRML SFCH FCH = 0.016688*FIH + 0.03176*FIH(-1)
11 + FCH(-1) + JDFCH $
12 FRML ICP4XH CP4XH = CP4 - PCH*FCH $
13 FRML IPCGBK PCGBK = (PCG*FCG(-1) + PCB*FCB2(-1) + PCK*FCK(-1)) /
14 (FCG(-1) + FCB2(-1) + FCK(-1)) $
15 FRML IKCUF1 KCUF1 = PCF*(1.25879
16 + 0.609088*(FCF(-1) - 0.25*ET(-1)/PCF(-1))/U(-1)
17 - 0.034009/(KCU1(-1)*PCF(-1)) + JFCF/U) $
18 FRML IKCUN1 KCUN1 = PCN*(0.261751
19 + 0.638452*(FCN(-1) - 0.14*ET(-1)/PCN(-1))/U(-1)
20 - 0.012472/(KCU1(-1)*PCN(-1)) + JFCN/U) $
21 FRML IKCUI1 KCUI1 = PCI*(0.310097
22 + 0.656632*(FCI(-1) - 0.05*ET(-1)/PCI(-1))/U(-1)
23 - 0.068068/(KCU1(-1)*PCI(-1)) + JFCI/U) $
24 FRML IKCUE1 KCUE1 = PCE*(0.919430*FCE(-1)/U(-1)
25 - 0.007734/(KCU1(-1)*PCE(-1))
26 + 0.0013937*FROS - 0.0012814*FROS(-1) + JFCE/U) $
27 FRML IKCUB1 KCUB1 = PCGBK*(0.024701
28 + 0.841389*(FCGBK(-1) - 0.13*ET(-1)/PCGBK(-1))/U(-1)
29 - 0.036254/(KCU1(-1)*PCGBK(-1)) + JFCGBK/U) $
30 FRML IKCUV1 KCUV1 = PCV*(0.755224*(FCV(-1) - 0.05*ET(-1)/PCV(-1))/U(-1)
31 - 0.079802/(KCU1(-1)*PCV(-1))
32 - 2.64864*(0.75*IKU + 0.25*IKU(-1))/100
33 + 1.89914*(0.75*IKU(-1) + 0.25*IKU(-2))/100 + JFCV/U) $
34 FRML IKCUS1 KCUS1 = PCS*(0.083526
35 + 0.928071*(FCS(-1) - 0.38*ET(-1)/PCS(-1))/U(-1)
36 - 0.052035/(KCU1(-1)*PCS(-1)) + JFCS/U) $
37 FRML IKCUT1 KCUT1 = PCT*(0.047839
38 + 0.954320*FCT(-1)/U(-1)
39 - 0.021236/(KCU1(-1)*PCT(-1)) + JFCT/U) $
40 FRML IKCU1 KCU1 = 0.473544/(CP4XH/U - (KCUF1 + KCUN1 + KCUI1 + KCUE1
41 + KCUB1 + KCUV1 + KCUS1 + KCUT1)) $
42 FRML SFCF FCF = (KCUF1/PCF + 0.054204/(PCF*KCU1))*U
43 + 0.25*ET/PCF - JFCF/PCF + JFCF $
44 FRML SFCN FCN = (KCUN1/PCN + 0.034099/(PCN*KCU1))*U
45 + 0.14*ET/PCN - JFCN/PCN + JFCN $
46 FRML SFCI FCI = (KCU1/PCI + 0.105781/(PCI*KCU1))*U
47 + 0.05*ET/PCI - JFCI/PCI + JFCI $
48 FRML SFCE FCE = (KCUE1/PCE + 0.013172/(PCE*KCU1))*U
49 - JFCE/PCE + JFCE $
50 FRML SFCGBK FCGBK = (KCUB1/PCGBK + 0.057821/(PCGBK*KCU1))*U
51 + 0.13*ET/PCGBK - JFCGBK/PCGBK + JFCGBK $
52 FRML SFCV FCV = (KCUV1/PCV + 0.111295/(PCV*KCU1))*U
53 + 0.05*ET/PCV - JFCV/PCV + JFCV $
54 FRML SFCS FCS = (KCUS1/PCS + 0.070226/(PCS*KCU1))*U
55 + 0.38*ET/PCS - JFCS/PCS + JFCS $
56 FRML SFCT FCT = (KCU1/PCT + 0.026950/(PCT*KCU1))*U
57 - JFCT/PCT + JFCT $
58 FRML SFCG FCG = (-0.17880*(PCG/PCK - 1.5*PCG(-1)/PCK(-1)
59 + 0.5*PCG(-2)/PCK(-2))
60 + 2.7290*0.5*(KCB/U - KCB(-2))/U(-2))
61 + (FCG(-1) - 0.06*ET(-1)/PCG(-1))/U(-1))*U
62 + 0.06*ET/PCG + JDFCG $

63 FRML IUCCB UCCB = (PCG*FCG(-1) + PCB*FCB2(-1))/(FCG(-1) + FCB2(-1)) $
64 FRML SFCB FCB = (0.15959*((0.75*YD4/PCP4V)/U
65 + 0.25*(YD4(-1)/PCP4V(-1))/U(-1))
66 - (2/3)*(0.75*YD4(-1)/PCP4V(-1))/U(-1)
67 + 0.25*(YD4(-2)/PCP4V(-2))/U(-2))
68 - 1.06841*(0.75*UCCB/PCK + 0.25*UCCB(-1)/PCK(-1))
69 - (2/3)*(0.75*UCCB(-1)/PCK(-1) + 0.25*UCCB(-2)/PCK(-2))
70 - 6.64339*(0.75*IKU + 0.25*IKU(-1)
71 - (2/3)*(0.75*IKU(-1) + 0.25*IKU(-2)))/100
72 - 0.63363*FCB(-1)/U(-1) + FCB(-1)/U(-1))*U + JDFCB $
73 FRML GFCB2 FCB2 = .34*FCB + .238*FCB(-1) + .167*FCB(-2)
74 + .117*FCB(-3) + .082*FCB(-4) + .056*FCB(-5) $
75 FRML GKCB KCB = KCB(-1) + 0.0206*FCB - BKCB*KCB(-1) + JOKCB $
76 FRML GFCK FCK = (FCGBK*PCGBK - PCG*FCG - PCB*FCB2)/PCK $
77 FRML IFCP FCP = FCH + FCF + FCN + FCI + FCE + FCG + FCK + FCV + FCS + FCT - FET $
78 FRML ICP CP = FCF*PCF + FCN*PCN + FCI*PCI + FCE*PCE + FCG*PCG
79 + FCB*PCB + FCV*PCV + FCH*PCH + FCK*PCK
80 + FCS*PCS + FCT*PCT - FET*PET $
81 FRML IPCP PCP = CP/FCP $
82 FRML GFCP4 FCP4 = FCP - FCB + FCB2 $
83 FRML GPCP4V PCP4V = (PCB*FCB2(-1) + PCE*FCE(-1) + PCF*FCF(-1)
84 + PCG*FCG(-1) + PCH*FCH(-1) + PCI*FCI(-1)
85 + PCK*FCK(-1) + PCN*FCN(-1) + PCS*FCS(-1)
86 + PCV*FCV(-1) + PCT*FCT(-1) - PET*FET(-1))/FCP4(-1) $

```

Investeringsrelationerne i ADAM marts 1984.

I forhold til de relationer for de private investeringer i maskiner, inventar og transportmidler mv., f_{ipm} , henholdsvis de private investeringer i bygninger og anlæg, f_{ipb} , som indgår i december 1982 versionen, foreslås det at indføre følgende ændringer i marts 1984 versionen:

1. Investeringerne i e-sektoren, f_{iem} , eksogeniseres eksplicit.
2. Vægtene til de enkelte erhvervs produktionsværdier i de aggregerede produktionsværdiudtryk, f_{xvm} hhv. f_{xvb} , revideres lidt.
3. Usercosts udtrykkene modificeres, så de tager hensyn til reglerne for skattemæssige afskrivninger på investeringer.

Som følge af punkt 1 er det nødvendigt med en mindre konsekvensrettelse i relationen for afskrivningerne på de private maskiner mv., f_{ipvm} , mens afskrivningsrelationen for private bygninger mv. bevares uændret.

Papiret er en uddybning af oversigten PT 28.2.84: "Investeringsrelationerne i ADAM marts 1984 - en foreløbig oversigt".

1. Kort om specifikationen af investeringsrelationerne

Investeringsrelationerne er baseret på kapitaltilpasningsprincippet modificeret således, at den aggregerede ligevægts kapital - produktionsværdikvote for en given kapitaltype varierer lineært med de forventede relative usercosts. Estimationsligningen er:

$$(1) Df_{ip}(x) = a(x)b_0(x) \left(\sum_i w(x)(i) \cdot Df_{XV}(x)(-i) \right) \\ - (a(x) - d(x)) \cdot f_{ipn}(x)(-1) \\ + a(x)c(x) \cdot D(u_{ip}(x)) l^e \cdot f_{XV}(x) \\ x = m, b$$

hvor $f_{ip}(x)$ = private bruttoinvesteringer af type x.

$f_{ipn}(x)$ = private nettoinvesteringer af type x.

$fXv(x) = \sum_j v(x)(j) \cdot fX(j) =$ aggregeret produktionsværdiudtryk.
 Vægtene $v(x)(j)$ afspejler forholdet mellem de enkelte erhvervs kapital-produktionsværdikvoter.

$uip(x)l^e =$ forventede relative usercosts.

$b_0(x) =$ aggregeret ligevægtskapitalkvote ved $uip(x)l^e = 0$.

$c(x) =$ effekten af de relative usercosts på kapitalkvoten.

$a(x) =$ tilpasningsparameter.

$d(x) =$ fysisk saldoafskrivningsrate.

For en nærmere begrundelse af denne specifikation: Se PT 29.9.82: "Nogle forsøg med nye investeringsrelationer".

2. fIem som eksogen variabel

Investeringerne i e-sektoren i faste priser, fIem, for hvilke der nu foreligger endelige tal frem til 1980, er efterhånden ved at antage en betydelig størrelse, jf. bilag 1, tabel 1 (hvor serien for fIem benævnes fIem i overensstemmelse med nomenklaturen der; i perioden 1971-80 omfatter fIem alene Nordsøinvesteringerne). Da Nordsøinvesteringerne har helt aparte determinanter, bør de ingå eksogent i bestemmelsen af fIpm. Der findes ikke tal for afskrivningerne på e-sektorens kapitalapparat, så for enkeltheds skyld gøres den håndfaste antagelse, at de er lig med nul.

Til regressionsformål benyttes derfor følgende variable:

$$(2) \quad fIpmxe = fIpm - fIem$$

$$(3) \quad fIpmnmxe = fIpmnm - fIem$$

hvor fIpmxe og fIpmnmxe er de samlede private bruttoinvesteringer hhv. nettoinvesteringer uden for Nordsøen.

I modellen formuleres fIpm relationen således, at fIpmxe og fIpmnmxe kun optræder implicit. Herved kommer fIem til at fungere som en slags på forhånd specificeret J-led i fIpm relationen.

Følgelig omspecificeres og restimeres den hidtidige fIpm relation, så den er konsistent med antagelsen (3):

$$(4) \quad DfIpm = .086 fIpmnmxe(-3/4) \\ (.003)$$

n = 1949 - 78

s = 79

DW = 1.37

For den hidtidige relation (Se PT 15.2.83), hvor DfIpm er regresseret på fIpmnm(-3/4), fås en residualspreddning på 77, og den

3. Nye vægte i fXvm og fXvb

Der foreligger nu endelige investeringsmatricer for 1966-76 i 1975 priser.

I bilag 1 dokumenteres transformeringen af disse til serier for investeringer fordelt på ADAM erhverv. I bilag 1, tabel 2 findes serier for erhvervenes årlige marginale kapital-produktionsværdikvoter for hhv. maskiner og bygninger. Det fremgår klart, at disse årlige kvoter svinger meget stærkt med konjunkturudviklingen.

På basis af de erhvervsfordelte investeringer er for hele perioden 1966-76 beregnet erhvervsfordelte kapital-produktionsværdikvoter for hhv. maskiner og bygninger v.hj.a. følgende formel:

$$(5) \quad kk(j)(x) = \frac{fI(j)(x)(66) + \dots + fI(j)(x)(76)}{fX(j)(77) - fX(j)(66) + d(x) \cdot [fX(j)(66) + \dots + fX(j)(76)]}$$

$j = a, ng, \dots, qq \quad ; \quad x = m, b$

hvor $kk(j)(x)$ = kapitalkvoten for kapital af type x i erhverv j

$fI(j)(x)$ = bruttoinvestering i faste priser i erhverv j

$fX(j)$ = produktionsværdi i faste priser i erhverv j

$d(x)$ = fysiske afskrivningsrater som estimeret i afskrivningsrelationerne ($d_m = .086$, $d_b = .016$).

Formlen kan let udledes fra en antagelse om, at den marginale kapitalkvote over perioden 1966-76 er lig med den gennemsnitlige¹⁾; tilstedeværelsen i nævneren af de akkumulerede produktionsværdier multipliceret med afskrivningsraten korrigerer for, at der indgår akkumulerede bruttoinvesteringer og ikke nettoinvesteringer i tælleren.

$$1) \quad \frac{\Delta K}{\Delta X} = \frac{K}{X}$$

$$\Rightarrow \Delta K = I - d \cdot K = \frac{K}{X} \Delta X$$

$$\Rightarrow \frac{K}{X} \cdot \Delta X = I - \frac{K}{X} \cdot d \cdot X$$

$$\Rightarrow \frac{K}{X} = \frac{I}{\Delta X + d \cdot X}$$

For ikke at komplicere sagerne unødigt, ses i hele dette afsnit bort fra, at kapitalkvoterne varierer med de relative kapitalomkostninger; de estimerede effekter heraf er trods alt ret små, og effekterne vil i endnu mindre grad påvirke forholdet mellem kvoterne.

Tabel 1. Forskellige sæt af vægte til erhvervenes produktionsværdier i hhv. fxvm og fxvb

Erhverv	Nr. 0 (= sep. 79)		Nr. 1 (= dec. 82)		Nr. 2 (= inv.mat.)		Nr. 3 (= inv.mat. aggregeret)		Nr. 4 (= mar.84)	
	m	b	m	b	m	b	m	b	m	b
a	2	2	2.5	3	2.5	4.1	2.5	4.1	2	3
ng			.5	.5	.5	.3			.5	.5
ne			2	4	2	5.5			1.5	3.5
nf			1	.5	.6	.6			.5	.5
nn			1.5	1	1.3	1.1			1.5	1
nb			1.5	1	1.7	1.1			1.5	1
nm			1	1	.9	.6			1	1
nk			1	1	1.1	.6			1	1
nq			1	.5	1	.7			1	1
I alt n	1	1					1*	1*		
b	1	0	1	0	.9	.2	.9	.2	1	.2
qh			1	1	.9	1			1	1
qs			4	.5	5.3	.2			4	.2
qt			2.5	3	2.5	4.5			2	3
qf			1	1	.6	2.2			1	2
qq			1	1.5	1.4	1.5			1.5	1.5
I alt q	2	2			1.6	1.8				

*) Unormeret:
m: .35
b: .58

Tabel 2. Residualspredning ved forskellig specifikation af vægtene i hhv. fXvm og fXvb

Vægtsæt fra tabel 1	fIpmxe		fIpb	
	n=1956-80	n=1966-76	n=1956-80	n=1966-76
Nr. 0	708	690	400	449
Nr. 1	719	700	455	517
Nr. 2	706	714	471	554
Nr. 3	723	683	418	427
Nr. 4	684	717	444	526

Tabel 3. Ændringer i residualspredning ved partiel ændring af vægten i hver sektor i forhold til vægtsæt nr. 2 i tabel 1. n=1956=80

Sektor, hvis vægt ændres	Æn- dring til	fIpmxe		Æn- dring til	fIpb		
		+	-		+	-	
a	2		8	2	<u>3</u>		
ng	}	20	3	}	<u>6</u>	0	
ne			7			19	
nf			0				
nn			4				
nb							
nm	}			}	<u>0</u>	6	
nk			1			1	
nq						<u>1</u>	
b	}	<u>35</u>	12	}	<u>3</u>	17	
qh			1.8				
qs							
qt			1.6			13	8
qf						15	
qq		<u>3</u>	2				

Anm.: I de tilfælde, hvor ændringen har samme fortegn, når estimationsperioden 1966-76 benyttes, er resultatet understreget.

I tabel 1 vises under nr. 2 de således beregnede erhvervsfordelte kapitalkvoter, idet hvert erhvervs kapitalkvote for hhv. maskiner og bygninger traditionen tro er normeret med den tilsvarende kapitalkvote for hele n-sektoren under ét. Under nr. 3 vises de tilsvarende normerede kvoter aggregeret for de fire hovedgrupper af erhverv. I tabellen vises også de gamle vægte i fXvm og fXvb fra september 79 versionen (nr. 0) december 82 versionen (nr. 1) samt de vægte, som i det følgende foreslås benyttet i marts 84 versionen (nr. 4).

Såfremt perioden 1966-76 er lang nok til, at forholdet mellem de marginale kapitalkvoter er lig med det postulerede konstante forhold mellem ligevægtskvoterne, bør vægtene under nr. 2 i tabel 1 benyttes direkte i hhv. fXvm og fXvb. På grund af forskelle i vækstraterne i de enkelte erhverv, kan denne antagelse imidlertid ikke anses for gyldig, når de relativt lange tilpasningstider for investeringerne tages i betragtning.

Det er derfor også forsøgt at vurdere, hvad vægtene i hhv. fXvm og fXvb bør være ud fra en undersøgelse af, hvordan ændringer i vægtningen påvirker investeringsrelationernes statistiske egenskaber. Estimationsperioden 1956-80 er så lang, at forholdet mellem de marginale kvoter over denne periode med større sandsynlighed vil være lig med det postulerede konstante forhold mellem de gennemsnitlige kvoter. Hvis alle de øvrige antagelser bag investeringsrelationerne ellers holder, skulle et "rigtigt" specificeret forhold mellem kapitalkvoterne også give de bedste statistiske egenskaber for estimationen.

Imidlertid kan alle mulige brud på antagelserne bag investeringsrelationen medføre, at selv et "helt korrekt" specificeret forhold mellem erhvervenes kapitalkvoter ikke nødvendigvis medfører de bedste statistiske egenskaber for estimationen. Hvis fx landbruget har en meget høj kapitalkvote og forventningsdannelsen og/eller tilpasningshastigheden i landbruget samtidig er markant forskellig fra, hvad der gælder i de øvrige erhverv, vil tildelingen af en korrekt stor vægt til landbrugets produktionsværdi i fXv(x) muligvis tilføre investeringsrelationen nogle dårligere statistiske egenskaber, end hvis landbrugets produktionsværdi ukorrekt tildeles en mindre vægt.

Nedenstående estimationsresultater bør derfor fortolkes med varsomhed.

De v.hj.a. (5) beregnede kapitalkvoter bør være det solide udgangspunkt, men hvis investeringsrelationens statistiske egen-

kan forbedres ved at vægte et erhvervsproduktionsværdi anderledes, end dets beregnede kapitalkvote tilsiger, kan det i nogle tilfælde måske tages som et tegn på, at perioden 1966-76 er for kort til at fastlægge erhvervets kapitalkvote, og vægten derfor bør ændres lidt.

Til disse forsøg estimeres investeringsrelationerne som specificeret i (1), men med parameteren $c(x)$ a priori sat til nul svarende til et rent kapitaltilpasningsprincip uden usercosts (som i sep. 79 versionen).

For $fIpmxe$ relationen fås de bedste statistiske egenskaber, når $DfXvm$ indgår med to perioders lag (lagstrukturen fastlægges ved en lineær Almon specifikation) og 1976 dummy'es ud, uanset hvilke vægte, der er benyttet i $fXvm$, mens de bedste statistiske egenskaber for $fIpb$ relationen opnås, når $DfXvb$ kun indgår med en periodes lag (lagstrukturen estimeres frit). uanset vægtningen i $fXvb$.

I tabel 2 ses, hvorledes relationernes residualspredning varierer med ændringerne i vægtningen i hhv. $fXvm$ og $fXvb$. For $fIpmxe$ er regressionen nr. 4 for perioden 1956-80 vist fuldt-specificeret i tabel 4 som nr. 5 for $fIpb$ tilsvarende i tabel 5 som nr. 4.

For $fIpmxe$ relationen ses, at selv ret betydelige ændringer i vægtene i $fXvm$ ikke giver anledning til større ændringer i residualspredningen. Ignorerer et øjeblik regression nr. 4, ses at de vægte, som de beregnede kapitalkvoter indicerer (nr. 2) også giver lavest residualspredning for perioden 1956-80, mens de som en stærk understregning af usikkerheden i hele projektet giver størst residualspredning på estimationsperioden 1966-76.

På perioden 1956-80 giver det meget grove vægtsæt nr. 0 kun en helt ubetydelig stigning i residualspredningen i forhold til vægtsæt nr. 2. For nærmere at afdække baggrunden herfor er $fIpmxe$ relationen også estimeret ved på skift at ændre de enkelte vægte i vægtsæt nr. 2 til den for den for erhvervshovedgruppen som helhed beregnede kapitalkvote, jf. vægtsæt 3 (bortset fra de tilfælde, hvor der allerede er overensstemmelse mellem vægtsæt nr. 2 og nr. 3). For landbruget er det forsøgt at nedsætte vægten.

Af tabel 3 fremgår, at det især er en ændring i vægtningen af a, ne, qh, qt og qf erhvervene, der kan bidrage til at forbedre residualspredningen, mens der ikke synes at være tvivl om, at qs erhvervet bør have en stor vægt.

På den baggrund foreslås det at benytte vægtsæt nr. 4 i fXvm. Vægtene er her konstrueret ved at afrunde vægtene i nr. 2 og i øvrigt moderere forskellene i vægtene ud fra en betragtning om, at det spinkle materiale ikke kan være for voldsomme konklusioner - ved modereringen af vægtene er skelet til, hvordan det påvirker fIpmx relationens residualspreddning.

For fIpb relationen ses af tabel 2, at de forskellige vægtsæt indebærer ret store forskelle i regressionens residualspreddning. Interessant nok fås for begge estimationsperioder, at vægtsæt nr. 2 baseret på de beregnede kapitalkvoter giver klart højest residualspreddning, mens det meget grove vægtsæt nr. 0 klarer sig ret suverænt.

Af tabel 3 fremgår, at også for fIpb relationen er det især en ændring i vægtningen af ne, qh og qt erhvervene, der kan nedbringe residualspreddningen, mens landbruget derimod bør have en stor vægt.

Ud fra samme principper som for fXvm foreslås det at benytte vægtsæt nr. 4 i fXvb.

I resten af papiret benyttes nu vægtsæt nr. 4 i de aggregerede produktionsudtryk som herefter benævnes fXvm l hvv. fXvb l.

4. Skattemæssige afskrivningsregler og usercosts

Såfremt man nu fuldstændig lukker virkeligheden helt ude og tænker sig et neoklassisk kapitalmarked opfyldende den sædvanlige hærskare af antagelser om en produktionsfunktion med fuld substitution mellem kapital og arbejdskraft, fuldkommen konkurrence osv. osv., kan det vises¹⁾, at den forventede ligevægtspris på leje af en enhed realkapital (usercost) i en periode er givet ved:

$$(6) u = \frac{1-ts \cdot z}{1-ts} \cdot q (r-\dot{p}+d)$$

hvor u = forventet usercost før skat

q = forventet pris på realkapitalen

r = forventet rente efter skat

\dot{p} = forventet prisstigning på afsætningen

d = fysisk afskrivningsrate for realkapitalen

ts = forventet marginalsattesats

z = tilbagediskonteret forventede værdi af skattemæssige afskrivninger defineret ved:

$$(7) z_t = \sum_{-\infty}^{\infty} (1+r_t)^{-i} \cdot b_{t+i}$$

1) E. Biørn og H.E. Fosby: "Kvartalsserier for brugerpriser på realkapital i norske produksjonssektorer", Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå 1980 /3, Oslo 1980

hvor b_{t+i} = den andel af investeringen foretaget i periode t ,
som maksimalt kan forventes afskrevet i periode $t+i$.

(6) kan dog også fortolkes, mere virkelighedsnært: en investering på 1 kr. påfører virksomheden en omkostning efter skat pr. periode på realrenten efter skat plus den fysiske nedslidning eller i alt $(r-\dot{p}+d)$. Når virksomheden anskaffer en enhed realkapital, betaler den prisen minus det, som betales af det offentlige eller i alt $(1-t_s \cdot z)q$. Den samlede kapitalomkostning efter skat pr. periode for en enhed realkapital er derfor lig med $(1-t_s \cdot z)q(r-\dot{p}+d)$ og derfor lig med (6) før skat.

Når det relevante udtryk i investeringsrelationen er usercosts før skat, skyldes det, at de skattemæssige afskrivninger ikke er straksafskrivninger. At usercosts før skat ikke kan opgøres uden hensyntagen til skattereglerne, kan ses som et udtryk for disse reglers "asymmetri".

I december versionens usercost udtryk er skattereglerne ignoreret (det svarer til at sætte $t_s = 0$ i (6)).

Igennem det meste af estimationsperioden er reglerne for de skattemæssige afskrivninger i meget grove træk udformet således, at der ud over diverse former for forskudsafskrivninger og ekstraordinære afskrivninger for maskininvesteringernes vedkommende kan saldoafskrives med en rate på 30%, mens anskaffelsessummen for bygningsinvesteringer kan afskrives modificeret lineært (med større andele de første år) i løbet af en periode på op til over 60 år efter investeringstidspunktet. Alt efter hvilken specifik type investering, der er tale om, eksisterer der dog især for bygningsinvesteringernes vedkommende en lang række særregler. Derudover varierer reglerne en hel del i perioden.

Til brug for investeringsrelationerne i SMEC III har Christen Sørensen¹⁾ under nøje hensyntagen til afskrivningsreglernes detaljerede udformning for hvert år siden 1953 konstrueret afskrivningsvektorer $[b_t]$ for hhv. maskin- og bygningsinvesteringer. I SMEC III indgår de sammen med en serie for renten og den forventede marginalsattesats i en formodel, som for hvert år kan beregne den tilbagediskonterede forventede værdi af de skattemæssige afskrivninger for hhv. maskin- og bygningsinveste-

1) Christen Sørensen: "Skattemæssige afskrivninger" 27.3.1979 med efterfølgende opdateringer. Efter redaktionens afslutning er modtaget et Working Paper fra Odense Universitet af C.S.: "Skattemæssige afskrivningsregler i Danmark siden 1953", der tilsyneladende ikke rummer noget substantielt nyt.

ringer v.hj.a. formel (7), som herefter indgår i modellens user-cost udtryk. I princippet skal brugerne således først indsætte enhver forventet ændring i de fremtidige afskrivningsregler, rente eller marginalsattesats i formodellen, inden der køres med SMEC III.

En sådan fuldt specificeret formodel er tung at danse med, og det bør derfor foretrækkes at forlade sig på en mere enkel fremgangsmåde, hvis det empirisk viser sig forsvarligt.

Her kan for det første nævnes, at resultaterne fra SMEC III¹⁾ (som bekræftes til fulde nedenfor) viser, at skattereglerne kun spiller en helt underordnet rolle i udviklingen i de samlede usercost udtryk, idet det først og fremmest er bevægelser i den forventede realrente, som driver værket.

For det andet er beregningen af afskrivningsvektorerne især for bygningsinvesteringernes vedkommende baseret på en lang række konkrete skøn og antagelser, der kan diskuteres.

For det tredje kan der stilles et stort spørgsmålstejn ved forudsætningen om, at investorerne arbejder med tidshorisonter på op til over 60 år.

For det fjerde vedrører nogle af de vigtigste historiske ændringer af afskrivningsvektorerne - specielt diverse ekstraordinære investeringsfradrag i 70'erne - først og fremmest de første elementer i disse vektorer. Under alle omstændigheder indebærer diskonteringsformlen (7), at afskrivningsvektorernes senere elementer betyder mindre og mindre for det samlede udtryk z_t .

I ADAMBK ligger allerede serier for afskrivningsvektorernes første fire elementer benævnt $bivp(x)_0, \dots, bivp(x)_3$; $x = m, b$, hvor $bivp(x)(i) =$ den andel af investeringen af type x i periode 0 , der kan afskrives i periode i .

Som et stærkt short cut skal det derfor forsøges at reducere (7) til:

$$(8) \quad bivp(x) = \sum_{i=0}^3 (1 + (1 - tsds) \cdot iko/loo)^{-i} \cdot bivp(x)(i)$$

hvor $bivp(x)$ således er den tilbagediskonterede værdi af de skattemæssige afskrivninger af en investering af type x ved en tidshorizont på kun 3 år.

1) DØR: "Erhvervsmæssige investeringsfunktioner i SMEC-modellen," 1.4.1982.

tsds er den forventede marginale selskabsskattesats, som benyttes for simpelheds skyld, selv om der herved ikke tages hensyn til, at en del af investeringerne foretages af selvstændige.

Serien for tsds er taget fra DØR som dokumenteret i det nævnte papir af C.S. For perioden 1953-60 kan den marginale sats ikke aflæses direkte af loven; den bindes derfor til den gennemsnitlige for hele perioden, som på basis af oplysninger om de samlede selskabsindkomster og selskabsskatteprovenuet anslås til 34%. For perioden 1961-72 udgjorde selskabsskattesatsen 44% af skattegrundlaget, men da halvdelen af de forfaldne erlagte selskabsskatter kunne fradrages, kan ligevægtsmarginalskattesatsen opgøres til 36% (ligevægtsmarginalskattesatsen t findes ud fra ligningen $t = .44(1 - \frac{1}{2}t) \Rightarrow t \approx .36$). Fra 1967-72 er marginalskattesatsen lovmæssigt fastsat til 36% forhøjet til 37% i 1973 og igen til 40% i 1980.

Med vanlig notation fås herefter, at usercosts for en investering af type x , jf. (6), relativt til prisen på produktionen er givet ved:

$$(9) \quad uip(x)l = ts(x) \cdot \frac{pip(x)}{pxv(x)l} \left\{ \frac{iko}{100} (1 - tsds) - Rpxv(x)l^{e+d(x)} \right\}$$

$$\text{hvor } ts(x) = \frac{(1 - tsds \cdot bivp(x))}{(1 - tsds)}$$

$Rpxv(x)l^e$ = den forventede prisstigning på produktionen.

For at undgå at skulle indføre en pris på $fIem$ i modellen, benyttes $pipm$ som den relevante pris på $fIpmxe$. Den resulterende fejl er helt ubetydelig p.gr.a. $fIem$'s trods alt lille størrelse i forhold til $fImp$.

Forsøg med at danne prisstigningsforventningerne ud fra prisstigningerne i indeværende periode eller gennemsnittet af disse og hhv. den foregående eller de to foregående perioders prisstigninger, vises at det bedste estimationsresultat opnås, når

$$(10) \quad Rpxvml^e = (Rpxvml + Rpxvml(-1))/2$$

$$Rpxvbl^e = (Rpxvbl + Rpxvbl(-1) + Rpxvb(-2))/3.$$

Bemærk, at i modsætning til, hvad der gælder for de gamle relative usercost udtryk, så indgår indeværende periodes prisstigninger i forventningsdannelsen, hvilket forbedrer estimationsresultaterne, og også er teoretisk kønnere.

I bilag 2, tabel 1 vises serier for $bivpm$, $tsds$, tsm samt de tilsvarende serier beregnet v.hj.a. DØR's formodel. Variablen t_i er en på basis af skøn over aktieselskabernes investeringsandel beregnet sammenvejning af den for selskaber hhv. selvstændige forventede marginale skattesats; t_i benyttes af DØR i stedet for $tsds$.

Det fremgår, at det her anvendte short cut giver en ret høj grad af tilnærmelse til DØR's model. (Det har ikke været muligt at finde en forklaring på den forskellige udvikling i 1979). Forklaringen er naturligvis, at maskinanskaffelser afskrives ret hurtigt; 67% af en anskaffelse i 1980 vil være afskrevet efter 3 år.

Af bilag 2, figur 2 fremgår, at det stadig er den forventede realrente, som helt primært styrer udviklingen i det samlede usercost udtryk $uipm1$. Forskellen mellem usercost udtrykkene med og uden hensyntagen til skattereglerne har nærmest kun trendmæssig karakter: jo højere nominalrenten er, jo mere betyder det, om der benyttes en rentefod efter skat, og selve faktoren tsm er jo i forhold til realrenten ret konstant.

Endelig ses, at det samlede usercost udtryk kun påvirkes helt ubetydeligt, hvis DØR's serie for tsm benyttes. Den modsatte rettede bevægelse i $uipm1$ og $uipm1(DØRS)$ fra 1974 til 1975 skyldes de forskellige antagelser om marginalsattesatsen.

I bilag 2 tabel 2 og figur 2 vises de tilsvarende serier for bygningerne. Her er korrelationen mellem short cuttet og DØR's model straks meget mindre, fordi bygningsanskaffelser afskrives meget langsommere end maskinanskaffelser; i 1980 vil 24% af en anskaffelse være afskrevet efter 3 år. Først og fremmest indebærer bygningsafskrivningsreformen i 1968 en forskel mellem de to modeller. Dels blev adgangen til at foretage forskudsafskrivninger forbedret, dels blev afskrivningsmulighederne i de første 4 år af levetiden forringet til gengæld for forøgede afskrivningsmuligheder i de senere år af levetiden. Det indebærer, at $bivpb$ falder, mens $bivpb(DØR)$ vokser.

En mulighed ville være, at dæmpe $bivpb$ for perioden 1953-67 med en faktor. På den anden side kan det hævdes, at hvis investorerne tidshorisont er meget mindre end 60 år, er det short cut modellen, som er den mest frugtbare; svagheden ved dette argument er, at tidshorisonten for bygningsinvestorer jo nok er længere end 3 år. Der skal dog mindst forudsættes en tidshorisont på

over 10 år, hvis bivpb skal udvise blot en mindre vækst i 1968. Hvis short cut modellen udvides til så lang en tidshorisont, er det ved at være på tide at tænke på en formodel.

Af figur 2 i bilag 2 fremgår dog, at den resulterende forskel mellem de to modeller i de sammensatte usercost udtryk er ret lille.

Endelig bemærkes, at i det omfang forholdet mellem usercost udtrykket i de to modeller er nogenlunde konstant over perioden, vil forskellen på at benytte den ene model frem for den anden rent estimationsteknisk alene have betydning for størrelsen af den estimerede koefficient til usercost leddet.

5. Estimationsresultater

Estimationsligningen er (1). Til at danne de forventede relative usercosts $uip(x)l^e$ er afprøvet følgende vægte:

$$uip(x)lA = .8uip(x)l + .2uip(x)l(-1)$$

$$uip(x)lB = .5uip(x)l + .5uip(x)l(-1)$$

$$uip(x)lC = .8uip(x)l + .1uip(x)l(-1) + .1 \cdot uip(x)l(-1)$$

$$uip(x)lD = 1/3uip(x)l + 1/3uip(x)l(-1) + 1/3uip(x)l(-1)$$

$$uip(x)lE = uip(x)lB(-1)$$

$$uip(x)lF = uip(x)lD(-1)$$

Ligesom for de nuværende relationer fås, at vægtsæt C giver de bedste statistiske egenskaber for fIpmx relationen (med en enkelt modifikation jf. nedenfor) og vægtsæt F for fIpb rel.

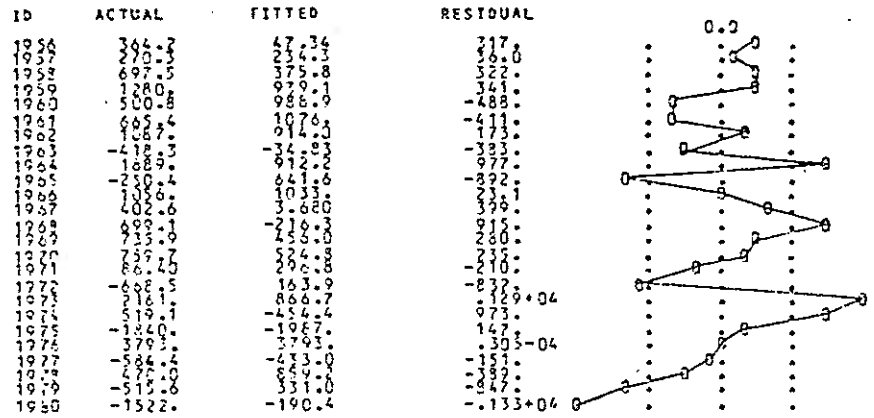
Som sædvanlig fastlægges vægtene $w(x)_i$ til de laggede ændringer i produktionsværdierne i (1) ved lineær Almon specifikation.

Estimationsperiodens maksimale længde er begrænset af, at der ikke findes data for bivp(x)'erne før 1953.

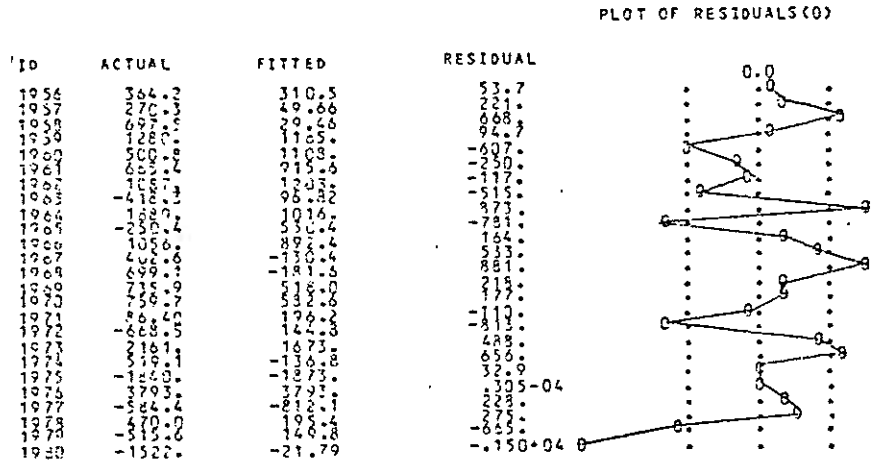
Udvalgte resultater fra estimation af relationen for maskininvesteringer er anført i tabel 4. Nr. 1 er relationen i december 82 versionen. Nr. 2 og 3 viser, at når estimationsperioden udvides frem til 1980, vokser koefficienten til usercost leddet numerisk relativt meget og bliver mere signifikant. Det skyldes, at fIpm falder drastisk i de to sidste år af 70'erne, hvilket langt fra kan forklares ved et fald i den forventede afsætning samtidig med, at de forventede relative usercosts vokser. Faldet i fIpm i 1980 kan dog slet ikke forklares af nr. 3, hvorfor residualspredningen er betydeligt større end i nr. 2. Nr. 4 viser, at når fIem ekskluderes fra investeringsvariablene, vokser relationens residualspredning kraftigt, fordi det uforklarede fald i fIpmx er større end i fIpm i 1979 og 1980.

Tabel 4. Estimation af relationen for private investeringer i maskiner mv.

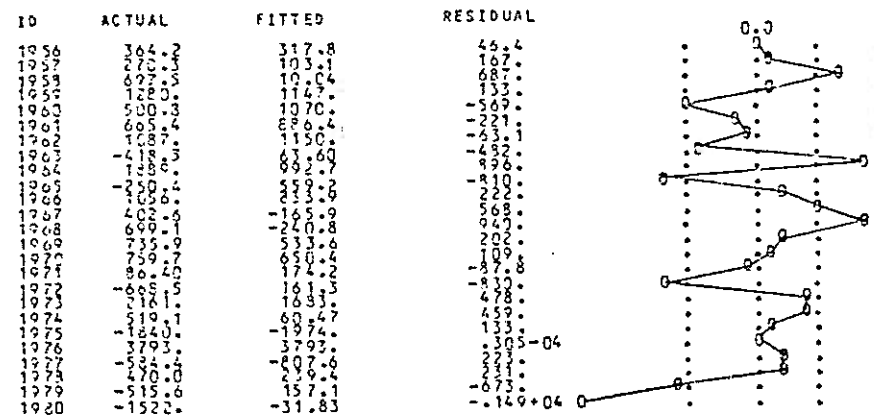
Nr.	Afh. var.	DfXvm	DfXvm(-1)	DfXvm(-2)	fIpm(-1)	d76	$D(ucipm^e \cdot fXvm)$	n	s	DW
1	fIpm	.062 (.014)	.056 (.010)	.050 (.015)	-.244 (.060)	5072 (793)	-.0265 (.0163)	1956-78	576	2.17
2	-	.061 (.014)	.056 (.010)	.051 (.016)	-.250 (.060)	5200 (799)	-.0289 (.0164)	1956-79	577	2.11
3	-	.067 (.014)	.058 (.011)	.048 (.017)	-.266 (.064)	5301 (846)	-.0357 (.0170)	1956-80	612	1.83
4	fIpmxe	.071 (.016)	.058 (.012)	.046 (.018)	-.273 (.071)	4591 (920)	-.0380 (.0186)	1956-80	670	1.70
5	fIpmxe	.060 (.014)	.057 (.012)	.054 (.020)	-.257 (.072)	4327 (866)	$D(uiipmC(tsds=0) \cdot fXvm)$	1956-80	684	1.52
6	-	.073 (.014)	.058 (.011)	.044 (.019)	-.248 (.066)	5404 (935)	-.0620 (.0282)	1956-80	629	1.51
7	-	.069 (.014)	.056 (.011)	.042 (.019)	-.0244 (.066)	5064 (856)	$D(uiipmC \cdot fXvm)$	1956-80	626	1.54
8	-	.069 (.014)	.055 (.011)	.041 (.019)	-.241 (.066)	4971 (845)	$D(uiipmC(D\emptyset R) \cdot fXvm)$	1956-80	628	1.55
9	-	.073 (.013)	.068 (.012)	.063 (.018)	-.296 (.065)	3696 (802)	$D(uiipm3F \cdot fXvm)$	1957-80	608	2.03



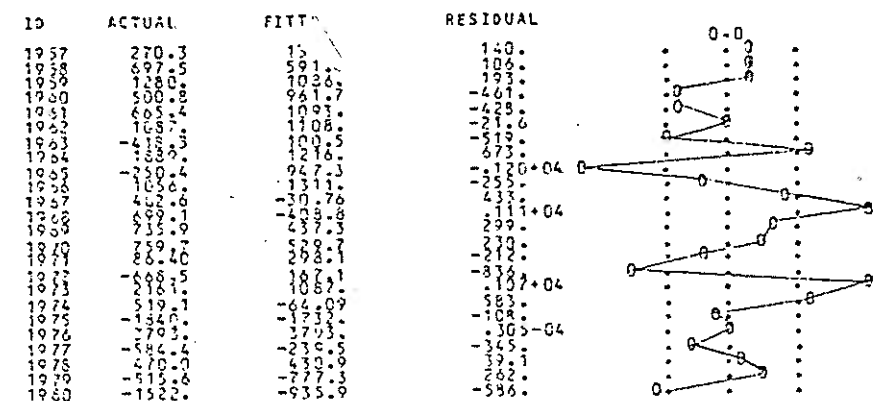
2.a. Tabel 4 nr 5.



2.b. Tabel 4 nr 6.



2.c. Tabel 4 nr 7.

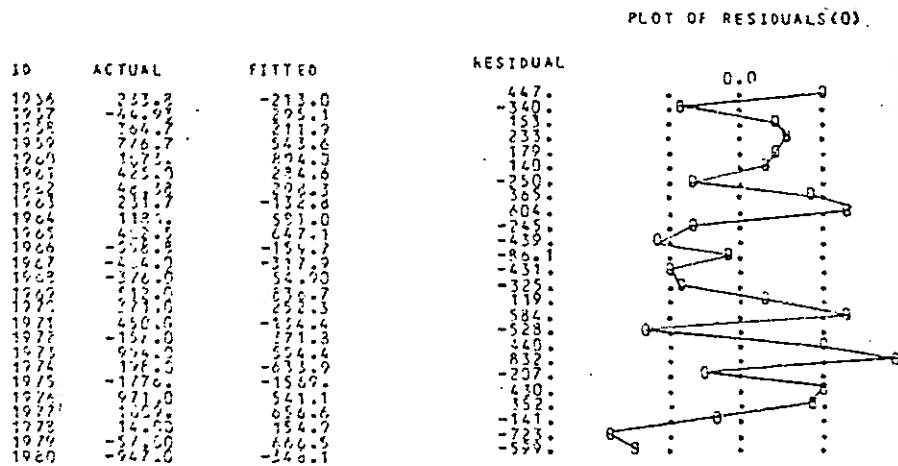


2.d. Tabel 4 nr 9.

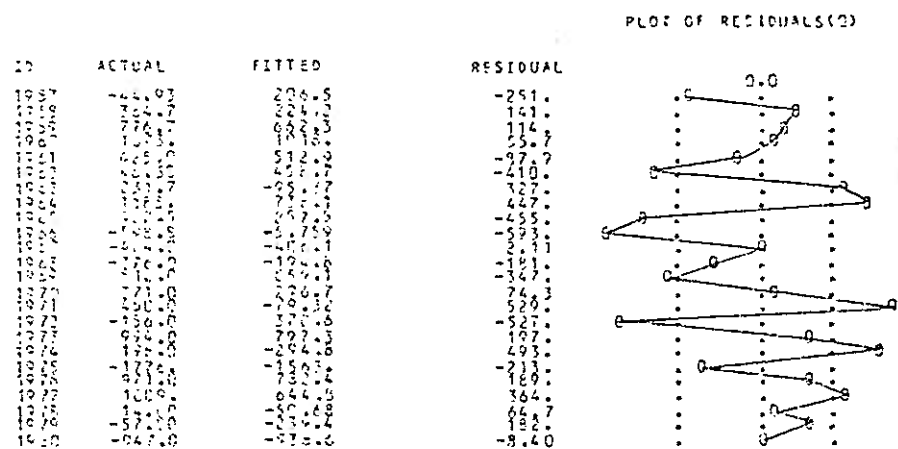
Figur 2. Residualplots for udvalgte relationer i tabel 4.

Tabel 5. Estimation af relationen for private investeringer i bygninger og anlæg

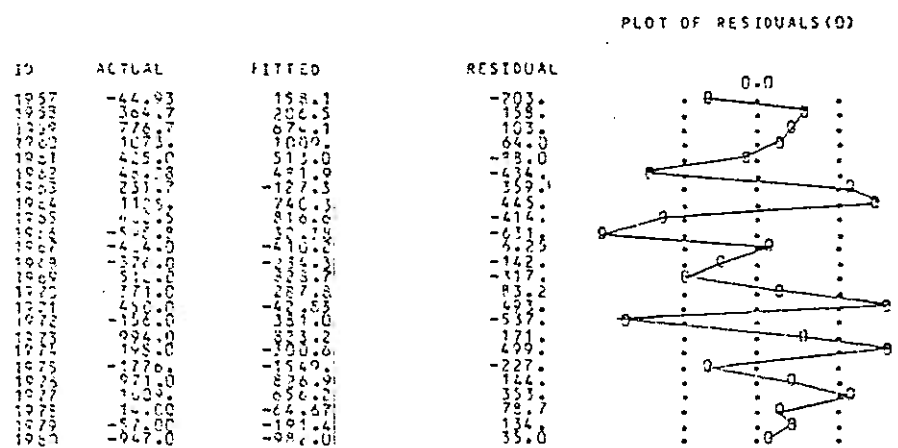
Nr.	Afh.var.	DfXvb	DfXvb(-1)	DfXvb(-2)	fIpb(-1)	D(ucipb ^e · fXvb)	n	s	DW
1	fIpb	.078 (.011)	.049 (.011)	.021 (.017)	-.171 (.048)	-.0818 (.0429)	1958-78	378	2.03
2	-	.078 (.011)	.047 (.010)	.016 (.014)	-.161 (.043)	-.0619 (.0206)	1958-79	370	2.10
3	-	.078 (.010)	.048 (.009)	.017 (.014)	-.164 (.040)	-.0650 (.0177)	1958-80	362	2.11
<u>DfXvb1 DfXvb1(-1) DfXvb1(-2) fIpb(-1) D(uipb1F(tsd=0·fXvb1)</u>									
4	fIpb	.067 (.012)	.031 (.013)		-.121 (.031)		1956-80	444	1.69
5	-	.075 (.009)	.043 (.008)	.011 (.011)	-.153 (.036)	-.0682 (.0179)	1957-80	345	2.10
6	-	.077 (.009)	.047 (.009)	.017 (.012)	-.181 (.038)	<u>D(uipb1F·fXvb1)</u> -.0519 (.0132)	1957-80	341	2.12
7	-	.078 (.009)	.048 (.008)	.017 (.011)	-.183 (.038)	<u>D(uipb1F(DØR)·fXvb1)</u> -.0618 (.0157)	1957-80	341	2.12



3.a. Tabel 5 nr 4.



3.b. Tabel 5 nr 5.



3.c. Tabel 5 nr 6.

Figur 3. Residualplots for udvalgte relationer i tabel 5.

I nr. 5 indgår de nye vægte i fX_{vml} . Relationen er estimeret uden usercost led. I nr. 6 er som udtryk for de forventede relative usercost inddraget $uipmlC$, men med $tsds$ sat til nul. Forskellen mellem nr. 4 og nr. 6 består således dels af forskellen i de benyttede afsætningsudtryk, dels af indeværende periodes prisstigninger indgår i dannelsen af den forventede inflation i usercost udtrykket i nr. 6, hvilket på denne estimationsperiode indebærer en numerisk meget større og mere signifikant koefficient til usercost udtrykket.

I nr. 7 indgår hele det sammensatte usercost udtryk. I forhold til nr. 6 er standardafvigelsen helt marginalt lavere, mens koefficienten til usercost falder numerisk, hvilket formentlig skyldes, at de årlige ændringer i $uipml$ er større end i ($tsds=tsds=0$), jf. figur 1 i bilag 2.

Af denne figur fremgår det klart, at indførslen af det midlertidige ekstraordinære investeringsfradrag på 20% i 1976 kun i meget ringe grad modvirker den betydelige effekt, stigningen i den forventede realrente samme år har i retning af at forøge usercost markant. Når investeringerne alligevel vokser stærkt i 1976, må det henføres til en fremskyndelseeffekt, idet investeringsfradraget var midlertidigt, noget som den simple forventningsdannelsesmodel slet ikke tager hensyn til. Der er derfor stadig brug for at dummy'e 1976 ud.

Residualplottet i figur 2.c. viser klart, at der ikke er en modgående negativ effekt på investeringerne året efter, formentlig fordi det ekstraordinære midlertidige fradrag nedtrappedes til 10% i 1977 og bibeholdtes frem til udgangen af 1979. Der er derfor ikke brug for en $+/-$ dummy (hvilket til fulde bekræftes af estimationsforsøg).

I nr. 8 er i stedet estimeret på DØR's usercost udtryk, og det fremgår klart, at statistisk set er forskellen helt forsvindende. Den numerisk større koefficient til usercosts kan henføres til niveauforskellen mellem $uicpm1$ og $uicpm1(DØR)$, jf. bilag 2.

Af residualplotterne i figur 1 fremgår klart, at disse regressioner slet ikke kan forklare det betydelige fald i $fIpmxe$ i 1979 og især i 1980, dels fordi fX_{vml} kun falder ubetydeligt i 1980, dels fordi $uipml$ falder i 1980.

Hvis der i stedet benyttes 3 perioder til at danne inflationsforventningerne med, og hvis der benyttes lagstruktur F i dannelsen af det samlede usercost udtryk, fås jf. regression nr 9 pænere statistiske egenskaber først og fremmest forårsaget af, at observationerne for 1979 og 80 jf. figur 1.d. nu i langt højere grad kan forklares. Dette usercost udtryk, uipm3F, vokser nemlig meget mere i 1979 og 1980 (det sidste er afgørende) end uipmlC, der jf. figur 1 i bilag 2 falder i 1980. Bemærk dog, at residualerne for flere af de tidligere år forøges mærkbart.

Såfremt 1980 udelades af estimationsperioden er forklaringskraften af lagstruktur uipm3F klart underlegen. Da estimationsresultaterne for perioden 1956-80 i øvrigt alle klart peger på den a priori rimelige hypotese, at indeværende periodes usercosts influerer indeværende periodes investeringer signifikant, og da alt ligeledes i øvrigt peger på at inflationsforventningerne kun dannes på basis af to perioders erfaringer, skal det foreslås at benytte nr. 7 i marts 84 versionen. Det forekommer at være et for spinkelt grundlag at hænge uipm3F hypotesen op alene på 1980 observationen.

For bygningsinvesteringernes vedkommende bekræftes derimod den hidtidige hypotese om, at indeværende periodes usercosts stort set ingen effekt har på indeværende periodes investeringer. Nr. 1 i tabel 5 er den hidtidige specifikation. Af nr. 2 og 3 fremgår, at reestimation af denne på den udvidede estimationsperiode indebærer en numerisk faldende koefficient til usercost udtrykket; til gengæld bliver koefficienten meget mere signifikant.

Nr. 5 adskiller sig fra nr. 3 dels ved det nye produktionsværdiudtryk, dels ved at indeværende periodes prisstigninger indgår i dannelsen af inflationsforventningerne, hvilket dog kun ændrer resultaterne helt marginalt. Når 1979 og 80 inddrages, er det desuden muligt at benytte den maksimalt mulige estimationsperiode, uden at koefficienten til usercost udtrykket bliver insignifikant.

I nr. 6 tages derudover også hensyn til skattereglerne i usercosts, hvilket igen indebærer en helt marginalt lavere standardafvigelse. Igen ses også, at koefficienten til usercost udtrykket falder numerisk, hvilket formentlig også her hænger sammen med, at de årlige ændringer usercosts øges, når skattereglerne inddrages, jf. figur 2 i bilag 2.

Endelig ses af nr. 7, at det næsten intet ændrer at benytte DØR's usercost udtryk bortset fra, at koefficienten til usercost øges numerisk p.gr.a. niveauforskellene i de to udtryk.

Det foreslås at benytte nr. 6 i marts 84 versionen.

6. En nærmere analyse af de udvalgte relationers egenskaber

De strukturelle parametre, jf. (1) for de to udvalgte relationer er sammenlignet med parametrene i de hidtidige relationer i tabel 6:

Tabel 6. Strukturelle parametre

Parameter	fIpm	fIpmxe	fIpb	
	tabel 4 nr. 1	tabel 4 nr. 7	tabel 5 nr. 1	tabel 5 nr. 6
d	.086	.086	.016	.016
a-d	.244	.244	.171	.181
a	.330	.330	.187	.197
a·b _o	.168	.167	.148	.141
b _o	.509	.506	.791	.716
a·c	-.027	-.052	-.082	-.052
c	-.082	-.158	-.439	-.264

Bortset fra den ændrede effekt af usercosts er der ingen større ændringer i de nye relationer. Ligevægtskapitalkvoten for usercosts lig med nul er dog faldet noget for bygningernes vedkommende. I øvrigt bemærkes en noget kortere forventningsdannelse i produktionen for maskinrelationens vedkommende forårsaget af observationen for 1980 og ekskluderingen af fIem.

I tabel 7 er det beregnet, hvordan partielle ændringer i de forskellige indgående variable påvirker det samlede usercost udtryk for henholdsvis bygninger og maskiner. Initialværdierne for de forskellige indgående variable er valgt således, at beregningen er sammenlignelig med en tilsvarende beregning foretaget i DØR. Disse initialværdier svarer som hovedregel til de faktiske værdier i 1981. Dog er prisen på investeringsgodet relativt til prisen på produktionen i begge tilfælde sat til 1, således at beregningen er relevant for både absolutte og relative usercosts, og den forventede inflationsrate er forudsat ens i begge tilfælde for at øge sammenligneligheden. Endelig er renten afrundet til 20%.

Det bør bemærkes, at der alene er tale om et partielt regneeksempel, hvor dybereliggende sammenhænge mellem nominalrente, forventet inflationsrate og beskatning helt ignoreres.

Når en stigning i den forventede marginale beskatning vil dæmpe (relative) usercosts, skyldes det, at renten efter skat herved falder, hvilket både mindsker renteomkostningerne, øger den tilbagediskonterede værdi af afskrivningerne, og øger værdien af skattefradraget.

Det ses også, at en stigning på 1 pct. point i den forventede inflationsrate, dæmper usercosts mere end et fald i nominalrenten på 1 pct. points, fordi realrenten efter skat er mere følsom over for ændrede inflationsforventninger. Dette forhold opvejes ikke af, at en lavere nominalrente øger den tilbagediskonterede værdi af afskrivningerne. Det må dog bemærkes, at en stigning i den faktiske inflationsrate kun omsættes fuldt ud i stigende inflationsforventninger efter nogle år, jf. forventningsdannelsehypotesen.

I tabel 8 er beregnet, hvor meget de øvrige elementer i usercosts skal ændres for at ækvivalere en rentenedsættelse på 1 pct. point. Første søjle for hhv. maskiner og bygninger er beregnet for tabel 7. Fx skal tsds stige med $5.4/1.0 \approx 5.5$ pct. points for at ækvivalere virkningen på uipml af et fald på 1 pct. point i iko. Selv om uipml er et ikke-lineært udtryk er denne simple fremgangsmåde alligevel brugt som en approximativ procedure.

I anden søjle for hhv. maskiner og bygninger er vist en identisk beregning blot således, at der her er benyttet DØR's værdier for de fysiske afskrivningsrater. Endelig vises i tredje søjle for hhv. maskiner og bygninger resultatet af en tilsvarende beregning i DØR. Forskellen mellem søjle 2 og søjle 3 består således i, at i søjle 3 er $bivp(x)$ baseret på DØR's formodel.

For hhv. maskiner og bygninger ses ved sammenligning af søjle 2 og 3, at vurderingen af det indbyrdes forhold mellem virkningen af ændringer i rente, (relativ) investeringsgodepris og inflationsforventninger ikke påvirkes synderligt af valget af forudsætninger ved beregningen af $bivp(x)$. Det skyldes bl.a., at marginale ændringer i renten kun har ringe betydning for den tilbagediskonterede værdi af afskrivninger, som ligger mere end 4 år ude i fremtiden.

Tabel 7. Følsomhed af (relative) usercosts.

Variabel	Maskiner			Bygninger		
	Initial værdi	Ændring	Relative effekt på uipm l	Initial værdi	Ændring	Relative effekt på uipbl
			-pct.-			-pct.-
1. tsds	.400	.01	-1.0	.400	.01	-3.0
2. bivp(x)	.591	.01	- .5	.206	.01	- .4
3. $\frac{pip(x)}{pxv(x)l}$	1.000	.01	1.0	1.000	.01	1.0
4. iko/100	.200	.01	5.4	.200	.01	13.1
5. Rpxv(x) ^e	.090	.01	-8.6	.090	.01	-21.7
6. d(x)	.086	-	-	.016	-	-
uipb(x)l	.144			.070		

Tabel 8. Hvad en rentenedsættelse på 1 pct. points svarer til i (relativ) omkostningsvirkning.

Variabel	Maskiner			Bygninger		
	Jf. tabel 7	Ved DØR's afskr.rate ¹⁾	Dør's beregning ²⁾	Jf.ta- bel 7	Ved DØR's afskr.rate ¹⁾	Dør's beregning ²⁾
	pct. points			pct. points		
1. tsds	5.5	4.2	5	4.4	6.0	4.5
2. bivp(x)	10.0	5.2	5	30.7	19.8	15
3. $\frac{pip(x)}{pxv(x)l}$	-5.4	-2.9	-3	-13.1	-8.6	-9
4. Rpxv(x)l ^e	.6	.6	.7	.6	.6	.6

1) Note: For maskiner: 0.2; for bygninger: 0.04.

2) Note: Jf. DØR 3.12.81: "Kapitalomkostningerne".

I DØR's beregninger er der ikke som i DØR's normale usercost udtryk taget hensyn til forskudsafskrivninger.

For bygningsinvesteringernes vedkommende ses, at i DØR's model er det renteækvivalerende investeringsfradrag ca. 5 pct. points lavere end i short cut modellen med DØR's fysiske afskrivningsrate. Det skyldes, at i short cut modellen er $(1-t_{sds} \cdot b_{ivpb}) / (1-t_{sds})$ større end i DØR's model (fordi b_{ivpb} er mindre); den faktor, hvormed realrenten efter skat multipliceres, er således større i short cut modellen, således at ændringer i realrenten virker relativt stærkere end ændringer i investeringsfradrag. Af samme årsag er fænomenet langt mindre udtalt for maskininvesteringernes vedkommende.

P.gr.a. den ikke-liniære måde, hvorpå t_{sds} indgår i usercost udtrykket, er det vanskeligt at fortolke forskellene i den renteækvivalerende ændring i t_{sds} i de forskellige modeller.

I tabel 9 vises, hvilken virkning en nedsættelse af nominalrenten fra 19.1% til 18.1% i 1980 ville have haft vurderet partielt ud fra de estimerede relationer. Beregningerne er foretaget ved en dynamisk simulation med de udvalgte investerings- og afskrivningsrelationer, således at alle for relationerne ek-

Tabel 9. Effekten af et fald i den nominelle rente på 1 pct. point

	fIpm		fIpb	
	Mill. kr.	%	Mill. kr.	%
1. år	129	0.8	0	0
2. år	114	0.7	68	0.7
3. år	106	0.6	124	1.3
4. år	85	0.5	170	1.7
5. år	71	0.4	140	1.4
6. år	62	0.4	116	1.2

sogene variable er forlænget uændret fra 1980 og frem (prisstigningstakten holdes på 1980 niveau). De relative angivelser er i procent af 1980 niveauet.

I forhold til de hidtidige relationer er der tale om en stort set uændret rentefølsomhed for fIpm relationen og en mindre rentefølsomhed for fIpb relationen.

Bilag 1. Investeringer fordelt på ADAM-erhverv

Den erhvervsgruppering, som anvendes i investeringsmatrixerne, går i visse tilfælde på tværs af den, der benyttes i ADAM. I PT 15.2.83: "Investerings- og afskrivningsrelationer" er i bilag 1, tabel 1 angivet en aggregeringsnøgle.

I tabel 1 vises serier for investeringer i hhv. maskiner mv. og bygninger mv. fordelt på ADAM erhverv samt det, der i omtalte aggregeringsnøgle benævnes "hjelpeerhverv". Hjelpeerhvervene er et udtryk for de tværgående grupperingsproblemer. Endvidere er for erhvervet qf vist en foreløbig opgørelse af de tilsvarende investeringer i løbende priser (fra Søren Brodersen).

Hjelpeerhvervenes investeringer er fordelt på de indgående ADAM erhverv således: Investeringerne (i faste priser) i hjelpeerhverv 25 er fordelt på qf og qq ved at antage, at qf's andel er den samme som i løbende priser. For hjelpeerhverv 21 og 22 fordeles investeringerne på ADAM erhverv v.hj.a. det gennemsnitlige forhold mellem produktionsværdierne for de indgående detaljerede erhverv i perioden. For hjelpeerhverv 20, 23 og 24 konstateres i perioden en trendmæssig udvikling i forholdet mellem de indgående detaljerede erhvervs produktionsværdier; udspreddingen af investeringerne er derfor her foretaget under hensyntagen til denne trend.

På basis af de således beregnede investeringer fordelt på ADAM-erhverv er årlige marginale kapital-produktionsværdikvoter beregnet v.hj.a. formlen

$$kk(j) = \frac{fI(j)(x)}{fX(j)(+1) - fX(j) + d(x) \cdot fX(j)}$$

(se (5) i hovedteksten).

Resultaterne er vist i tabel 2.

Tabel 1. Investeringer fordelt på ADAM erhverv og "hjelpeerhverv".

Maskiner m.v.

ADAM erhverv.

	FIMA	FIME	FIMNG	FIMNE	FIMNF	FIMNN	FIMNB	FIMNM	FIMNK	FIMNQ
1966	1673.034	0	141.7500	423.0000	634.4140	171.0000	550.5000	879.7150	338.9660	772.7500
1967	1574.368	0	194.2500	481.0000	710.4592	195.0000	425.1800	864.2390	426.8208	651.5700
1968	1456.278	0	159.2500	659.0000	724.4712	158.0000	386.0600	784.5180	397.9388	657.6900
1969	1503.796	0	105.0000	580.0000	796.3712	144.0000	605.2400	941.1150	505.2588	746.7600
1970	1508.664	0	117.2500	569.0000	816.8668	172.0000	667.3900	1006.785	461.6432	828.3600
1971	1512.128	97.00000	141.7500	488.0000	811.1600	238.0000	716.1000	913.9000	462.8600	772.1500
1972	1765.251	154.0000	71.75000	489.0000	702.6350	237.0000	609.9800	896.8998	489.2522	712.2700
1973	2407.892	0	73.50000	440.0000	927.5280	140.0000	704.4100	1353.222	608.1264	894.0900
1974	2314.638	41.00000	51.62500	521.0000	1043.753	150.0000	637.8500	1709.771	573.8740	876.5200
1975	2360.700	152.0000	57.75000	450.0000	879.8220	130.0000	371.4800	1541.782	497.8788	816.7900
1976	2505.764	217.0000	66.50000	464.0000	951.5060	172.0000	462.6500	1308.447	752.5520	885.8500
1977		36.00000								
1978		321.00000								
1979		321.00000								
1980		550.0000								
				FIMB	FIMGH	FIMOS	FIMQT	FIMQF	FIMQQ	
1966			1966	902.0000	886.0000	1577.000	1291.000	130.1975	968.7075	1966
1967			1967	1170.000	836.0000	1533.000	1430.000	136.2083	1110.273	1967
1968			1968	1319.000	944.0000	1778.000	1605.000	129.4641	1364.508	1968
1969			1969	1555.000	1018.000	1030.000	1832.000	155.1456	1626.109	1969
1970			1970	1513.000	1263.000	600.0000	2252.000	149.1507	1951.534	1970
1971			1971	1269.000	1191.000	1047.000	2548.000	163.8154	1866.245	1971
1972			1972	1056.000	1098.000	1942.000	1680.000	144.4512	1603.762	1972
1973			1973	1270.000	1652.000	964.0000	1964.000	161.8536	2108.270	1973
1974			1974	1010.000	1248.000	2078.000	1789.000	199.4889	1729.113	1974
1975			1975	1014.000	999.0000	1759.000	1648.000	230.0000	1542.717	1975
1976			1976	1259.000	1644.000	2853.000	1989.000	290.0000	2032.495	1976

Hjelpeerhverv.

	IM15	IM25		FIM20	FIM21	FIM22	FIM23	FIM24	FIM25	
	75.00000	421.0000	1966	269.0000	162.0000	375.0000	207.0000	122.0000	835.0000	1966
	31.00000	581.0000	1967	358.0000	222.0000	321.0000	183.0000	132.0000	977.0000	1967
	80.00000	765.0000	1968	274.0000	182.0000	257.0000	128.0000	179.0000	1233.000	1968
	102.0000	927.0000	1969	381.0000	120.0000	428.0000	305.0000	197.0000	1410.000	1969
	105.0000	1201.000	1970	323.0000	134.0000	508.0000	195.0000	207.0000	1705.000	1970
	121.0000	1235.000	1971	360.0000	162.0000	495.0000	164.0000	176.0000	1672.000	1971
	127.0000	1259.000	1972	393.0000	82.00000	431.0000	176.0000	172.0000	1435.000	1972
	137.0000	1571.000	1973	492.0000	84.00000	477.0000	332.0000	222.0000	1854.000	1973
	188.0000	1440.000	1974	461.0000	59.00000	456.0000	334.0000	215.0000	1528.000	1974
	230.0000	1323.000	1975	431.0000	66.00000	281.0000	483.0000	152.0000	1323.000	1975
	290.0000	1824.000	1976	606.0000	76.00000	303.0000	381.0000	286.0000	1824.000	1976

Bygninger m.v.

ADAM erhverv.

	FIBA	FIBE	FIBNG	FIBNE	FIBNF	FIBNN	FIBNB	FIBNM	FIBNK	FIBNQ
1966	1180.000	0	79.62500	1142.000	328.9560	94.00000	281.9850	544.2350	138.4840	360.3900
1967	1103.000	0	111.12500	1231.000	429.8968	132.0000	185.1550	435.5890	208.3832	211.7200
1968	898.0000	0	84.00000	1279.000	279.0248	102.0000	182.7300	363.6490	200.8152	219.2700
1969	883.0000	0	58.50000	1213.000	418.8480	68.00000	312.0700	499.3170	254.4520	313.4300
1970	1024.000	0	22.75000	1208.000	356.4748	64.00000	298.4700	545.6450	295.6852	430.7800
1971	1145.000	0	12.25000	1271.000	418.5520	128.0000	250.9800	496.5700	229.5360	238.7700
1972	1367.000	0	28.00000	1353.000	438.6100	155.0000	278.8300	370.2560	218.7460	208.1700
1973	1772.000	0	9.625000	1334.000	396.6000	56.00000	335.3150	568.6818	196.7952	362.0600
1974	1828.000	0	11.37500	1179.000	641.1910	41.00000	263.0850	833.6800	275.4550	345.5400
1975	1779.000	0	4.375000	1016.000	496.4560	58.00000	133.1750	499.9478	230.3372	120.4500
1976	2097.000	0	11.37500	918.0000	518.2000	108.0000	174.6050	503.2220	244.2580	292.0200
				FIBB	FIBQH	FIBQS	FIBQT	FIBQF	FIBQQ	
			1966	141.0000	1061.000	44.00000	2007.000	417.0408	1132.284	1966
			1967	130.0000	921.0000	36.00000	1930.000	356.7060	1126.423	1967
			1968	129.0000	954.0000	35.00000	1904.000	439.6826	1098.828	1968
			1969	133.0000	910.0000	36.00000	1977.000	562.8861	1024.497	1969
			1970	126.0000	894.0000	37.00000	2177.000	619.8000	908.3950	1970
			1971	126.0000	1030.000	43.00000	2352.000	549.8212	1136.519	1971
			1972	121.0000	991.0000	42.00000	2173.000	511.6308	1036.757	1972
			1973	104.0000	1242.000	57.00000	1979.000	711.5672	1185.356	1973
			1974	97.00000	1149.000	53.00000	1907.000	649.4567	1206.217	1974
			1975	94.00000	883.0000	39.00000	2055.000	721.0000	616.2590	1975
			1976	92.00000	1040.000	46.00000	2032.000	399.4664	1274.855	1976

Hjelpeerhverv.

	IB15	IB25		FIB20	FIB21	FIB22	FIB23	FIB24	FIB25	
	201.0000	586.0000	1966	126.0000	91.00000	167.0000	155.0000	36.00000	1220.000	1966
	186.0000	596.0000	1967	207.0000	127.0000	116.0000	133.0000	32.00000	1143.000	1967
	349.0000	649.0000	1968	146.0000	96.00000	131.0000	89.00000	96.00000	1146.000	1968
	342.0000	641.0000	1969	240.0000	44.00000	279.0000	313.0000	70.00000	1055.000	1969
	402.0000	670.0000	1970	253.0000	26.00000	234.0000	165.0000	104.0000	1033.000	1970
	367.0000	811.0000	1971	192.0000	14.00000	181.0000	196.0000	71.00000	1215.000	1971
	355.0000	791.0000	1972	198.0000	32.00000	201.0000	108.0000	80.00000	1140.000	1972
	544.0000	1146.000	1973	150.0000	11.00000	218.0000	189.0000	78.00000	1449.000	1973
	585.0000	1316.000	1974	267.0000	13.00000	162.0000	158.0000	70.00000	1461.000	1974
	721.0000	1069.000	1975	188.0000	5.000000	85.00000	141.0000	85.00000	1059.000	1975
	422.0000	1367.000	1976	200.0000	13.00000	106.0000	216.0000	86.00000	1294.000	1976

Tabel 2. Årlige marginale kapital-produktionsværdi kvoter 1966-76.

Maskiner mv.

Hovederhverv.

ID	KKMA	KKMN	KKMB	KKMO
1944.C00000	.774730	.291344	.192909	.565374
1947.C00000	.549094	.299176	.469144	.263538
1948.C00000	.327004	.245028	.319818	.422206
1949.C00000	2.087867	.335972	.340269	.472765
1970.C00000	.480454	.393510	-.417974	.675789
1971.C00000	.666176	.287755	.194784	.574953
1972.C00000	.348617	.251219	.280309	.417479
1973.C00000	.744720	.421941	-.406550	1.055514
1974.C00000	2.133430	1.168069	-13.319900	.834705
1975.C00000	.113430	.239103	.152635	.338677
1976.C00000	.707564	.383196	.532280	.721665

ADAM erhverv.

ID	KKMA	KKMG	KKME	KKMF	KKMN
1966.C00000	.774730	.134316	.980264	.228241	.423233
1967.C00000	.349794	.359718	.587444	.178907	.590143
1968.C00000	.370004	.129591	.548727	.186222	.559217
1969.C00000	2.387567	.079061	.602213	.207958	.545554
1970.C00000	.480454	.253186	1.268874	.211446	.328179
1971.C00000	.666376	.530713	.590264	.222071	.423168
1972.C00000	.348617	.097829	1.574567	.172001	.896182
1973.C00000	.744720	-5.457322	.748611	.223143	1.062715
1974.C00000	2.133430	-.086197	.724329	.504592	.317156
1975.C00000	.113430	.094022	.601411	.201476	.350559
1976.C00000	.707564	.276064	.489435	.182355	.661259

ID	KKMB	KKMG	KKMK	KKMQ	KKMB
1966.C00000	.657259	.423471	.347492	.453921	.192909
1967.C00000	.415560	.328269	.309496	.321335	.469144
1968.C00000	.244682	.153984	.244217	.217679	.219818
1969.C00000	.536651	.385935	.503753	.342363	.340269
1970.C00000	.533582	.325654	.431727	.517627	.417974
1971.C00000	.593913	.218929	.233663	.265351	.194784
1972.C00000	.480454	.168726	.303714	.283051	.200209
1973.C00000	-.912491	5.220336	3.79337	1.799349	-4.665130
1974.C00000	2.469739	-.220136	1.455509	1.159708	-13.319900
1975.C00000	.234972	.305137	.214650	.156413	.152635
1976.C00000	.497867	.464951	.497494	.637932	.532280

ID	KKMH	KKMS	KKMT	KKMF	KKMG
1966.C00000	.254451	3.752749	.756561	.193575	.415859
1967.C00000	.234075	1.521092	.672745	.166017	.411647
1968.C00000	.174526	2.098821	.672559	.090256	.349413
1969.C00000	.274441	1.637523	.763936	.040088	.449282
1970.C00000	.495439	3.597973	1.347753	.210109	.601106
1971.C00000	.285621	3.456668	.911342	.153530	.529407
1972.C00000	.196679	1.287676	.081766	.089450	.467466
1973.C00000	.965171	2.031173	2.178631	.323918	.782707
1974.C00000	.420109	55.299830	1.571159	.357329	.401126
1975.C00000	.123641	1.121641	.518594	.271133	.322051
1976.C00000	.402981	2.440405	.001503	.421951	.516226

Bygninger mv.

Hovederhverv.

ID	KKBA	KKBN	KKBB	KKBQ
1966.C00000	2.265438	.792560	-.050818	1.752010
1967.C00000	4.293379	.446811	11.785852	1.032072
1968.C00000	5.443800	.304234	.036661	.593763
1969.C00000	-1.034947	.550003	.069008	.845278
1970.C00000	.4513945	.802743	.142193	1.998894
1971.C00000	1.729821	.388613	.030677	1.074387
1972.C00000	3.002733	.405274	-.169153	.587327
1973.C00000	1.116106	-.084926	-.031787	-4.279354
1974.C00000	-3.378027	2.071297	-.034709	-4.712999
1975.C00000	3.354207	-.914292	.237907	.394436
1976.C00000	1.392950	.564517	-.251678	1.126458

ADAM erhverv.

ID	KKDA	KKDG	KKDE	KKDF	KKDN
1966.C00000	2.045478	.025368	5.613421	.567417	.417534
1967.C00000	4.293379	.420336	2.099524	.322216	.948095
1968.C00000	5.443800	.090130	1.392369	-.659894	.417929
1969.C00000	-1.034947	.039297	2.412070	.258974	.329716
1970.C00000	.4513945	.445194	14.364159	.226417	.275034
1971.C00000	1.729821	-.094673	2.819669	.337068	.397468
1972.C00000	3.002733	-.084926	-10.094522	.275067	7.377046
1973.C00000	1.116106	-.022751	6.613532	.245344	-.461421
1974.C00000	-3.378027	-.070568	3.223612	-1.220934	.174339
1975.C00000	3.354207	-.015219	2.931321	.282222	.481631
1976.C00000	1.392950	-.111096	1.718385	.193464	20.522033

ID	KKDB	KKDN	KKBK	KKBQ
1966.C00000	.728937	1.150316	.248451	.740994
1967.C00000	.334531	.2219178	.221919	.265233
1968.C00000	.173466	.107817	.136128	.128514
1969.C00000	.534647	.917522	.603334	.363334
1970.C00000	1.481214	.457798	.621356	2.129322
1971.C00000	.316181	.279470	.171916	.161362
1972.C00000	.480454	.171288	.249038	.206694
1973.C00000	-.482571	-.336774	2.701032	-.870119
1974.C00000	-.371027	-.290339	-.739739	-.448939
1975.C00000	.130899	.172074	.142374	.024966
1976.C00000	.564504	.540172	.345389	-1.354669

ID	KKDH	KKDS	KKDT	KKDF	KKDQ
1966.C00000	.806518	1.287256	3.589498	1.152256	2.904919
1967.C00000	.652988	.058950	1.382077	.720324	1.477174
1968.C00000	.335921	.032739	1.622060	.412681	.641669
1969.C00000	.429424	.065106	1.896732	2.575921	.650557
1970.C00000	31.281689	.047441	6.44962	2.361513	.801357
1971.C00000	.614322	-.212141	1.050280	.910341	.866763
1972.C00000	.259915	-.214532	.462232	.462232	.875568
1973.C00000	-1.139310	-.758423	-.344454	4.448922	3.117494
1974.C00000	3.476268	-.107975	-7.444954	168.856202	3.12052
1975.C00000	.185609	.039219	1.124108	.2376510	.246492
1976.C00000	.922827	.073039	1.986886	3.046307	.943348

Tabel 1. Serier for elementer i usercosts for maskiner m.v.

ID	BIVPM	bivpm (DØR)	bivpm/bivpm (DØR)	tsm	tsm (DØR)	tsm/tsm (DØR)
1953.000000	513502	740550	.693406	1.2909620	1.0959641	1.141118
1954.000000	512791	737646	.695132	1.2909620	1.097035	1.140334
1955.000000	510548	729746	.697015	1.2909620	1.099958	1.139390
1956.000000	510133	729786	.697050	1.2909620	1.099942	1.138564
1957.000000	625443	849061	.736264	1.1929553	1.055827	1.129276
1958.000000	669099	861948	.778579	1.170464	1.051060	1.113607
1959.000000	685694	867229	.785779	1.161915	1.049533	1.107078
1960.000000	684134	867617	.785779	1.161915	1.049533	1.107078
1961.000000	682235	863033	.794193	1.178677	1.051790	1.105790
1962.000000	682220	859029	.794325	1.178677	1.051790	1.105790
1963.000000	682067	859308	.794325	1.178677	1.051790	1.105790
1964.000000	680067	862010	.788320	1.179962	1.063335	1.108534
1965.000000	658970	864310	.762423	1.179962	1.064935	1.108461
1966.000000	658769	862191	.764424	1.191822	1.064935	1.108013
1967.000000	630259	852327	.739456	1.207980	1.067876	1.117167
1968.000000	633196	853126	.737483	1.207980	1.067876	1.117167
1969.000000	629176	855608	.735585	1.207980	1.067876	1.117167
1970.000000	622772	859270	.721922	1.208476	1.073087	1.124580
1971.000000	622772	859270	.721922	1.208476	1.073087	1.124580
1972.000000	617424	866174	.718350	1.211805	1.082873	1.120093
1973.000000	603597	870920	.708934	1.221605	1.079633	1.120301
1974.000000	716661	926471	.707276	1.232808	1.086054	1.122429
1975.000000	799228	926471	.773538	1.167503	1.077742	1.123040
1976.000000	696560	1.043254	.736551	1.178199	1.073087	1.116107
1977.000000	694906	943231	.736551	1.178199	1.073087	1.116107
1978.000000	694238	943335	.731992	1.179182	1.073544	1.142184
1979.000000	591227	847186	.731992	1.179182	1.073544	1.142184
1980.000000	591227	825769	.715972	1.272515	1.121076	1.135084

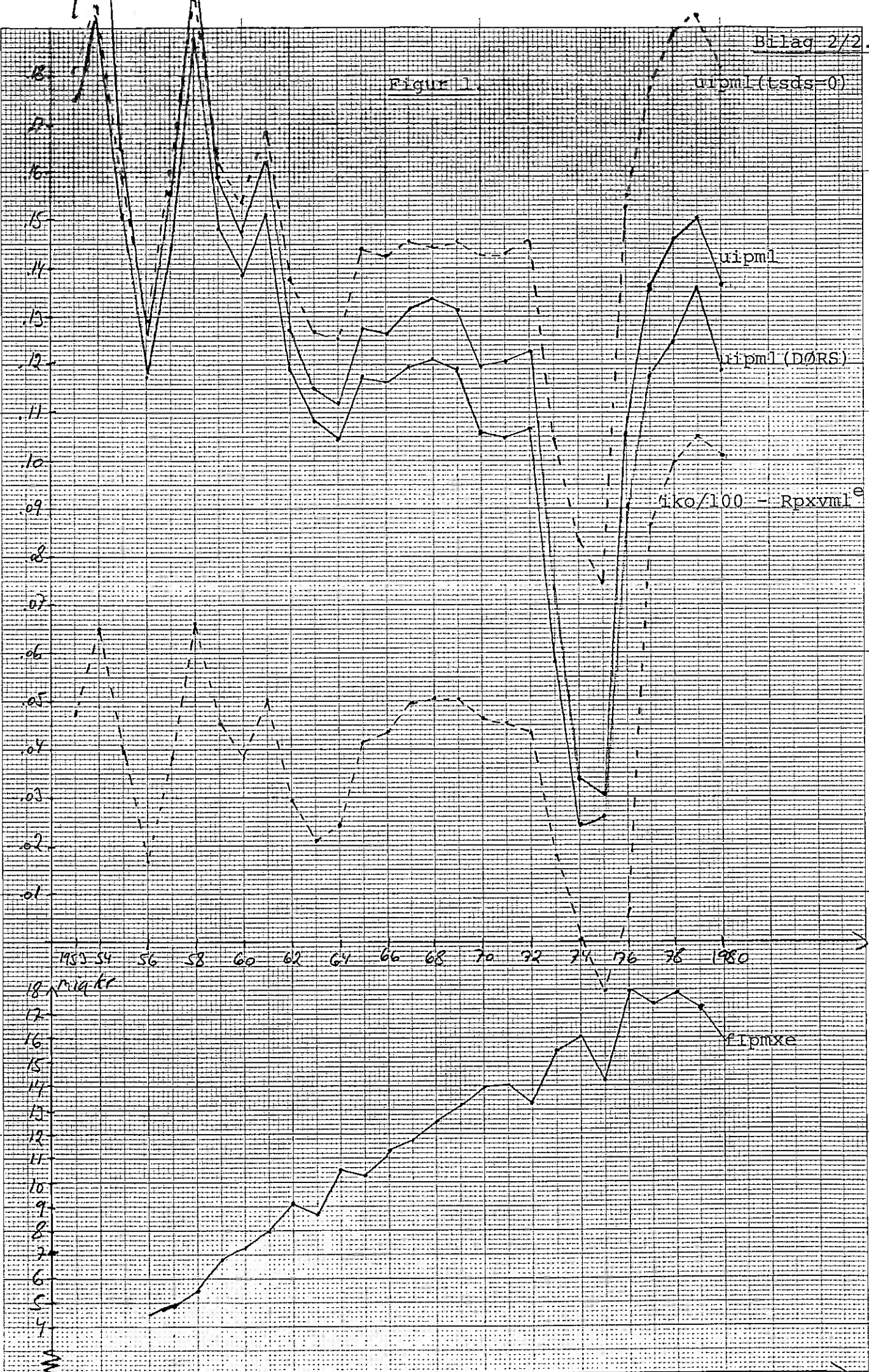
ID	tsds	TI
1953.000000	340000	270000
1954.000000	340000	270000
1955.000000	340000	270000
1956.000000	340000	270000
1957.000000	340000	270000
1958.000000	340000	270000
1959.000000	340000	270000
1960.000000	340000	270000
1961.000000	340000	270000
1962.000000	340000	270000
1963.000000	340000	270000
1964.000000	340000	270000
1965.000000	340000	270000
1966.000000	340000	270000
1967.000000	340000	270000
1968.000000	340000	270000
1969.000000	340000	270000
1970.000000	340000	270000
1971.000000	340000	270000
1972.000000	340000	270000
1973.000000	340000	270000
1974.000000	340000	270000
1975.000000	340000	270000
1976.000000	340000	270000
1977.000000	340000	270000
1978.000000	340000	270000
1979.000000	340000	270000
1980.000000	340000	270000

Simple korrelationskoefficienter 1953-80:

$$r_{bivpm, bivpm(DØR)} = 0.91$$

$$r_{tsm, tsm(DØR)} = 0.88$$

Figur 1



Nr. 248

1 x 1 mm

Tabel 2. Serier for elementer i usercosts for bygninger.m.v.

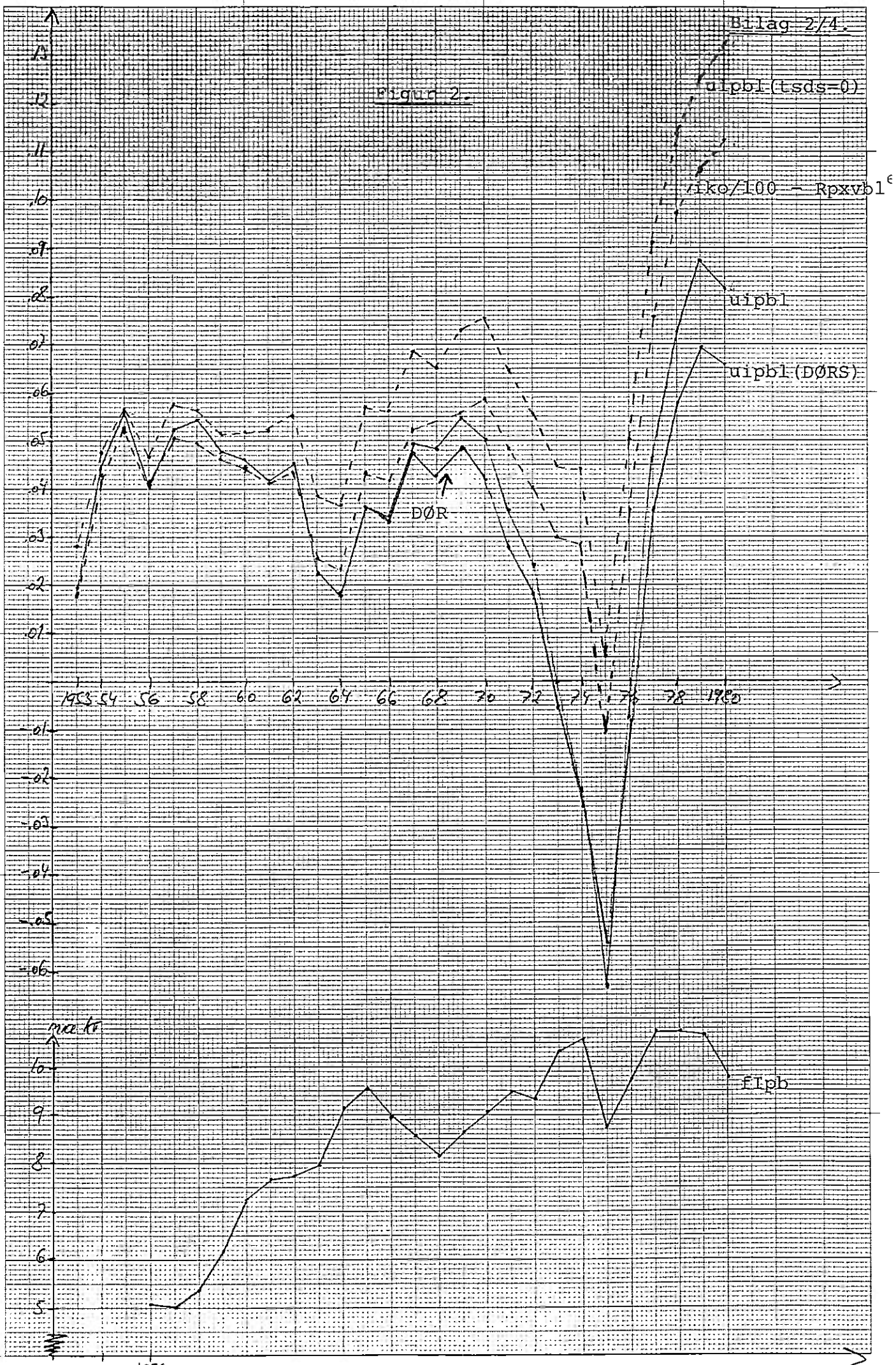
ID	BIVPB	bivpb (DØR)	bivpb/bivpb (DØR)	tsb	tsb (DØR)	tsb/tsb (DØR)
1953	158795	301521	526645	1.4333348	1.2583741	1.139077
1954	158539	297913	547166	1.4333348	1.2595716	1.137973
1955	157734	288168	549471	1.4333397	1.2633894	1.135056
1956	157589	281570	552022	1.4339990	1.2655685	1.132961
1957	157446	273327	611525	1.3788967	1.2103833	1.139729
1958	264746	432927	602671	1.3788963	1.2185083	1.137148
1959	264501	435807	604921	1.3773331	1.2182233	1.137740
1960	263651	431081	609583	1.4147778	1.2559544	1.127171
1961	262709	431081	607971	1.4146660	1.2559590	1.127171
1962	262826	432100	611021	1.4154429	1.2559590	1.114566
1963	261438	422137	611021	1.4176222	1.2684576	1.103579
1964	261438	422232	611021	1.4176222	1.2684576	1.103579
1965	237544	418678	613759	1.4176222	1.2684576	1.103579
1966	256967	418678	613759	1.4176222	1.2684576	1.103579
1967	173522	557872	308990	1.4656146	1.2274997	1.109118
1968	172238	546237	308742	1.4670311	1.2274997	1.109118
1969	169723	547089	310717	1.4668662	1.2274997	1.109118
1970	169723	547089	310717	1.4668662	1.2274997	1.109118
1971	170233	547413	311184	1.4684991	1.2274997	1.109118
1972	168232	525317	311988	1.4684991	1.2274997	1.109118
1973	163814	511479	311988	1.4684991	1.2274997	1.109118
1974	163814	511479	311988	1.4684991	1.2274997	1.109118
1975	185313	654624	341653	1.4784211	1.2195756	1.148059
1976	185313	654624	341653	1.4784211	1.2195756	1.148059
1977	234160	684374	341653	1.4784211	1.2195756	1.148059
1978	163795	584069	279665	1.4913770	1.2500973	1.172124
1979	207546	608829	344303	1.4652663	1.2550519	1.171841
1980	206422	617433	336765	1.529052	1.2658550	1.207922

Simple korrelationskoefficienter:

1953-67 1968-80 1953-80

$r_{bivpb, bivpb (DØR)}$ 0.997 0.84 -0.09

$r_{tsb, tsb (DØR)}$ 0.78 0.46 0.37



Nr. 248

1956

ADAM*EDITMAR84(1).INVEST(0)

```
1  ?
2  ?
3  ? INVESTERINGER I FASTE PRISER
4  ?
5  ?
6  FRML IXVM1 XVM1 = 2.0*PXA*FXA + 0.5*PXNG*FXNG + 1.5*PXNE*FXNE
7  + 0.5*PXNF*FXNF + 1.5*PXNN*FXNN + 1.5*PXNB*FXNB
8  + PXNM*FXNM + PXNK*FXNK + PXNQ*FXNQ + PXB*FXB
9  + PXQH*FXQH + 4.0*PXQS*FXQS + 2.0*PXQT*FXQT
10 + PXQF*FXQF + 1.5*PXQQ*FXQQ $
11 FRML IFXVM1 FXVM1 = 2.0*FXA + 0.5*FXNG + 1.5*FXNE + 0.5*FXNF + 1.5*FXNN
12 + 1.5*FXNB + FXNM + FXNK + FXNQ + FXB + FXQH
13 + 4.0*FXQS + 2.0*FXQT + FXQF + 1.5*FXQQ $
14 FRML IPXVM1 PXVM1 = XVM1/FXVM1 $
15 FRML IBIVPM BIVPM = BIVPM0 + BIVPM1/(1 + (1-TSDS)*IKO/100)
16 + BIVPM2/(1 + (1-TSDS)*IKO/100)**2
17 + BIVPM3/(1 + (1-TSDS)*IKO/100)**3 + JBIVPM $
18 FRML IUIPM1 UIPM1 = ((1-TSDS*BIVPM)/(1-TSDS))*(PIPM/PXVM1)
19 *( (1-TSDS)*IKO/100 - ((PXVM1/PXVM1(-1))-1)
20 + (PXVM1(-1)/PXVM1(-2)-1))/2 + 0.086 ) $
21 FRML IVIPM1 VIPM1 = (0.06945*FXVM1 + 0.05565*FXVM1(-1) + 0.04185*FXVM1(-2)
22 - 0.052165*FXVM1*(0.8*UIPM1 + 0.1*UIPM1(-1)
23 + 0.1*UIPM1(-2)) / (0.24352+0.086) + JVIPM1 $
24 FRML SFIPM FIPM = (0.24352+0.086)*(VIPM1-VIPM1(-1))
25 - 0.24352*(FIPNM(-1)-FIEM(-1)) + 5064.71*0.76
26 + (FIPM(-1)-FIEM(-1)) + FIEM + JDFIPM $
27 FRML GFIPM2 FIPM2 = .34*FIPM + .238*FIPM(-1) + .167*FIPM(-2)
28 + .117*FIPM(-3) + .082*FIPM(-4) + .056*FIPM(-5) $
29 FRML SFIPVM FIPVM = 0.0860*(0.25*(FIPNM-FIEM) + 0.75*(FIPNM(-1)-FIEM(-1)))
30 + FIPVM(-1) + JDFIVM $
31 FRML IFIPNM FIPNM = FIPM - FIPVM $
32 FRML IXVB1 XVB1 = 3.0*PXA*FXA + 0.5*PXNG*FXNG + 3.5*PXNE*FXNE
33 + 0.5*PXNF*FXNF + PXNN*FXNN + PXNB*FXNB + PXNM*FXNM
34 + PXNK*FXNK + PXNQ*FXNQ + 0.2*PXB*FXB + PXQH*FXQH
35 + 0.2*PXQS*FXQS + 3.0*PXQT*FXQT + 2.0*PXQF*FXQF
36 + 1.5*PXQQ*FXQQ $
37 FRML IFXVB1 FXVB1 = 3.0*FXA + 0.5*FXNG + 3.5*FXNE + 0.5*FXNF + FXNN
38 + FXNB + FXNM + FXNK + FXNQ + 0.2*FXB + FXQH
39 + 0.2*FXQS + 3.0*FXQT + 2.0*FXQF + 1.5*FXQQ $
40 FRML IPXVB1 PXVB1 = XVB1/FXVB1 $
41 FRML IBIVPB BIVPB = BIVPB0 + BIVPB1/(1 + (1-TSDS)*IKO/100)
42 + BIVPB2/(1 + (1-TSDS)*IKO/100)**2
43 + BIVPB3/(1 + (1-TSDS)*IKO/100)**3 + JBIVPB $
44 FRML IUIPB1 UIPB1 = ((1-TSDS*BIVPB)/(1-TSDS))*(PIPB/PXVB1)
45 *( (1-TSDS)*IKO/100 - ((PXVB1/PXVB1(-1))-1)
46 + (PXVB1(-1)/PXVB1(-2)-1)
47 + (PXVB1(-2)/PXVB1(-3)-1))/3 + 0.016 ) $
48 FRML IVIPB1 VIPB1 = (0.07702*FXVB1 + 0.04725*FXVB1(-1) + 0.01748*FXVB1(-2)
49 - 0.051927*FXVB1*(UIPB1(-1) + UIPB1(-2)
50 + UIPB1(-3))/3) / (0.18083+0.016) + JVIPB1 $
51 FRML SFIPB FIPB = (0.18083+0.016)*(VIPB1 - VIPB1(-1)) - 0.18083*FIPNB(-1)
52 + FIPB(-1) + JDFIPB $
53 FRML SFIPVB FIPVB = 0.015585*(0.25*FIPNB+0.75*FIPNB(-1))
54 + FIPVB(-1) + JDFIVB $
55 FRML IFIPNB FIPNB = FIPB - FIPVB $
56 FRML SFIHV FIHV = 13.880 + .00894*(.25*FIHN + .75*FIHN(-1))
57 + FIHV(-1) + JFIHV $
58 FRML IFIHN FIHN = FIH-FIHV $
59 FRML SFIOV FIOV = -12.286 + .0117*(.25*FION + .75*FION(-1))
60 + FIOV(-1) + JFIOV $
61 FRML IFION FION = FIO-FIOV $
62 FRML GIV IV = FIOV*PIOV + (FIHV*PIH + FIPVB*PIPB

63 +FIPVM*PIPM)*KPIHPV $
64 FRML IFIO FIO = FIOB + FIOB $
65 FRML IFIM FIM = FIPM + FIOB $
66 FRML IFIB FIB = FIPB + FIH + FIOB $
```

Investeringsrelationerne i ADAM marts 1984 - en foreløbig
oversigt.

I forhold til de investeringsrelationer, som indgår i december 1982 versionen af ADAM, foreslås det at indføre følgende ændringer i marts 1984 versionen:

1. Nye vægte i fXvm og fXvb.
2. Nordsøinvesteringerne eksogeniseres.
3. Usercostsudtrykkene modificeres, så de tager hensyn til de skattemæssige afskrivningsregler.

Ad 1: Der foreligger nu endelige investeringsmatricer for 1966-1976 i 1975 priser. På basis af disse er beregnet marginale erhvervsfordelte kapital-produktionsværdikvoter, hvilket giver anledning til en mindre revision af vægtene til erhvervenes produktionsværdier i hhv. fXvm og fXvb:

Tabel 1. Vægte til erhvervenes produktionsværdier i hhv.
fXvm og fXvb.

	Dec 82		Ændringer mar 84	
	fXvm	fXvb	fXvm 1	fXvb1
fXa	2.5	3.0	2.0	
fXng	0.5	0.5		
fXne	2.0	4.0	1.5	3.5
fXnf	1.0	0.5	0.5	
fXnn	1.5	0.5		
fXnb	1.5	1.0		
fXnm	1.0	1.0		
fXnk	1.0	1.0		
fXnq	1.0	0.5		1.0
fXb	1.0	0.0		0.2
fXqh	1.0	1.0		
fXqs	4.0	0.5		0.2
fXqt	2.5	3.0	2.0	
fXqf	1.0	1.0		2.0
fXqq	1.0	1.5	1.5	

Ad 2: Da investeringerne i Nordsøen efterhånden er ved at antage en betydelig størrelse, og da de har helt aparte determinanter, bør de indgå eksogent i bestemmelsen af fIpm. Der findes ikke tal for afskrivningerne på e-sektorens kapitalapparat, så for enkelheds skyld gøres den håndfaste antagelse, at de er lig med nul. Til regressionsformål benyttes derfor følgende variable:

$$(1) \quad fIpmxe = fIpm - fIem$$

$$(2) \quad fIpmxe = fIpm - fIem$$

hvor fIem er lig med investeringerne i faste priser i e-sektoren. I modellen formuleres fIpm relationen således, at fIpmxe og fIpmxe kun optræder implicit.

Følgelig omspecificeres og reestimeres den gamle fIpm relation, så den er konsistent med antagelsen (2):

$$DfIpm = .086fIpmxe(-3/4)$$

$$(.003)$$

$$n=1949-78$$

$$s=79$$

$$DW=1.37$$

Når 1979 og 1980 ikke inddrages i estimationsperioden for relationerne for fIpm og fIpm, skyldes det, at data for disse variable i de pågældende år er konstrueret v.h.j.a. relationerne.

Ad 3: I det tds betegner den forventede marginale selskabsskattesats, og bivp(x)(i) er den andel af en investering i type x (x=m,b), der kan forventes afskrevet skattemæssigt i periode i, kan den til investeringstidspunktet tilbage-diskonterede værdi af de forventede skattemæssige afskrivninger, når der kun antages en tidshorisont på 3 år, defineres ved

$$bivp(x) = \sum_{i=0}^3 bivp(x)(i) \cdot (1 + (1 - tds)iko/100)^{-i}, \quad x=m,b.$$

Den forventede relative kapitalleje før skat kan herefter udtrykkes ved

$$uip(x) = \frac{(1 - tds \cdot bivp(x))}{(1 - tds)} \cdot \frac{pip(x)}{pxv(x)} \left(\frac{iko}{100} (1 - tds) - Rpxv(x) + d_0 \right)$$

hvor $R_{pxv}(x)1^e$ = den forventede prisstigning på afsætn.
 $d(x)$ = den fysiske afskrivningsrate.

For en nærmere begrundelse og fortolkning henvises foreløbig til PT 29.9.82: "Nogle forsøg med nye investeringsrelationer" s. 3-4. De gamle udtryk for relative usercosts $ucip(x)$ fås umiddelbart som specialtilfælde for $tsds=0$.

Forsøg med at danne prisstigningsforventningerne ud fra prisstigningerne i indeværende periode eller gennemsnittet af disse og hhv. den foregående og de to foregående perioders prisstigninger, viser, at det bedste resultat opnås, når

$$R_{pxvm1}^e = (R_{pxvm1} + R_{pxvm1}(-1))/2$$

$$R_{pxvb1}^e = (R_{pxvb1} + R_{pxvb1}(-1) + R_{pxvb}(-2))/3$$

Bemærk, at i modsætning til hvad der gælder for de gamle relative usercostsudtryk, så indgår indeværende periodes prisstigninger i forventningsdannelsen, hvilket forbedrer estimationsresultaterne, og også er teoretisk kønnere.

Bortset herfra bibeholdes lagstrukturen i dannelsen af de forventede relative usercosts og i den forventede afsætning jf. tabel 2.

Hvis skattereglerne ignoreres som i de gamle usercostsudtryk, fås med en iøvrigt identisk lagstruktur en residualspredning på 629 for $fIpmx$ relationen og på 346 for $fIpb$ relationen - altså en marginal forringelse.

Forsøg med at benytte DORS' serier for de tilbagediskonterede forventede skattemæssige afskrivninger, hvor tidshorisonten i princippet er forudsat uendelig, gav ingen synderlige forskelle i resultaterne.

En mere fyldig dokumentation og analyse følger i et kommende papir.

Tabel 2. Estimationsresultats

$$\begin{aligned} DfIpme &= \underset{(.014)}{.069} DfXvm1 + \underset{(.011)}{.056} DfXvm1(-1) + \underset{(.019)}{.042} DfXvm1(-2) \\ &- \underset{(.0230)}{.0522} D[fXvm1(.8uipm + .1uipm(-1) + .1uipm(-2))] \\ &- \underset{(.066)}{.244} fIpme(-1) \\ &+ \underset{(.856)}{5065} \cdot d76 \end{aligned}$$

n = 1956-80

s = 626

DW = 1.50.

$$\begin{aligned} DfIpb &= \underset{(.010)}{.077} DfXvb1 + \underset{(.008)}{.047} DfXvb2(-1) + \underset{(.012)}{.017} DfXvb1(-2) \\ &- \underset{(.0132)}{.0519} D[fXvb1(uipb(-1) + uipb(-2) + uipb(-3)) / 3] \\ &- \underset{(.038)}{.181} fIpb(-1) \end{aligned}$$

n = 1957-80

s = 341

DW = 2.12

Forbrugsfunktionerne i ADAM marts 1984 - en foreløbig
oversigt.

I forhold til december 1982 versionen af ADAM påtænkes det at indføre følgende principielle ændringer i forbrugsallokeringsfunktionerne i marts 1984 versionen:

1. I det dynamiske lineære udgiftssystem (DLU) inddrages antal frostdøgn som ekstra forklarende variabel i fC_e relationen og et udtryk for den forventede nominalrente i fC_v relationen.
2. I fC_b relationen inddrages udtrykket for den forventede nominalrente, og definitionen af den disponible indkomst ændres en smule (af hensyn til makroforbrugsfunktionen).
3. I fC_g relationen skal ændringen i bilparken indgå med et halvt års lag.

Endelig betyder inddragelsen af årene 1979 og 1980 i estimationsperioden, at lag-strukturen i både fC_g -og fC_b relationerne med fordel kan ændres marginalt.

1. fCh.

Samme specifikation som hidtil:

$$fCh = .017fIh + .032fIh(-1)$$

(.009) (.009)

n=1949-80

s=92

DW=.53

2. DLU.

I det følgende markeres med en ^{*}, at variablene er målt eksklusive evt. andele af turistindtægterne samt pr capita.

Jf. Tabel 1 specificeres DLU stort set i overensstemmelse med konklusionerne i PT 17.11.83: "Nogle forsøg med ekstra forklarende variable i DLU" (se tabel 7.9 der). Dog benyttes $iku(-\frac{1}{4})$ som udtryk for den forventede nominalrente

Tabel 1. Estimationsresultater for DLU.

Estimationsperiode: 1955-80.

Afh. var.	Regressionskoefficienter:						s	R ²	Oa
	K0	K1	K2	K3	K4	K5			
fCf*	1.259 (.614)	.609 (.171)	.054 (.021)	-.034 (.022)			.071	.913	2.14
fCn*	.262 (.075)	.638 (.100)	.034 (.008)	-.012 (.007)			.029	.992	1.1
fCi*	.310 (.102)	.657 (.078)	.106 (.010)	-.068 (.012)			.046	.994	1.5
fCe*		.919 (.025)	.013 (.003)	-.008 (.003)	.0014 (.0004)	-.0013	.039	.985	2.1
fCgbk*	.025 (.043)	.841 (.062)	.058 (.008)	-.036 (.011)			.044	.996	1.5
fCv*		.755 (.105)	.111 (.013)	-.080 (.011)	-2.65 (2.12)	1.90	.070	.987	5
fCs*	-.084 (.099)	.928 (.044)	.070 (.009)	-.052 (.009)			.041	.991	2.
fCt*	-.048 (.021)	.954 (.086)	.027 (.006)	-.021 (.008)			.032	.985	2.

	Strukturelle parametre:									
	α_i	β_i	θ_i	ϵ_i	δ_i	κ_i	λ_i	γ_i	ξ_i	ζ_i
fCf*	-.03	.12	3.42		.46	.49	.06	.22		
fCn*	.49	.06	.34		.93	.44	.06	.72		
fCi*	.02	.23	.86		.43	.41	.12	.90		
fCe*	.44	.02		.0014	.52	.08	.07		.0014	
fCgbk*	.29	.11	.06		.46	.17	.15	.16		
fCv*	.05	.24		-2.59	.33	.28	.14		-3.01	
fCs*	.22	.14	-.29		.30	.07	.27	-1.16		
fCt*	.19	.02	-.21		.24	.05	.13	-1.04		

	Elasticiteter i 1980:				$\frac{\partial x_i}{\partial f_i}$	
	e_i	Le_i	e_{ii}	Le_{ii}	kort	lang
fCf*	.63	.28	-.36	-.30		
fCn*	.72	.73	-.26	-.68		
fCi*	1.60	.80	-.77	-.75		
fCe*	.26	.76	-.13	-.70	.014	.0013
fCgbk*	.79	1.01	-.42	-.92		
fCv*	2.51	1.42	-1.07	-1.24	-1.96	-2.46
fCs*	.77	1.47	-.43	-1.24		
fCt*	1.13	2.76	-.52	-2.28		

Ekstra forklarede variable: $A_{jev} = jros$ (hjælpe 1)
 $A_{jev} = iku (-1/4)$ (hjælpe 2)

i fCv relationen for at få samme renteudtryk i fCv og i fCb relationerne. Det i bemeldte papir benyttede realrenteudtryk har dog også på den udvidede estimationsperiode en meget mere signifikant forklaringskraft.

Når 1980 inddrages i estimationsperioden, er det ikke nødvendigt at indsætte en dummy i 1979 i fCt relationen for at få stabilitetsbetingelsen overholdt, og parameterestimerne undergår ingen store ændringer uden dummy'en, som derfor undværes.

3. fCg.

Udvidelsen af estimationsperioden - ganske særlig 1980 observationen - indebærer, at en hypotese om, at en stigning i pcg relativt til pck på længere sigt har en mindre dæmpende effekt på fCg end på kort sigt (dybere liggende forbrugsvaner), ikke kan afvises:

$$DfCg^* = \frac{2.729DKcb^*(-\frac{1}{2})}{(.429)} - \frac{.1788D(\frac{pcg}{pck} - .5\frac{pcg(-1)}{pck(-1)})}{(.0517)}$$

=1955-80 s=.0216 DW=2.39

4. fCb.

Inddragelsen af observationerne for 1979 og især for 1980, hvor bilanskaffelserne rasler ned, indebærer, at $\frac{1}{4}$ års lag i disponibel realindkomst og i de relative priser giver bedst forklaringssevne, samt at nominalrenten har en signifikant forklaringskraft:

$$\begin{aligned} DfCb^* &= \frac{.159 (Yd4^*/pcp4v - (2/3)Yd4^*(-1)/pcp4v(-1))(-\frac{1}{4})}{(.018)} \\ &- \frac{1.068 (uccb/pck - (2/3)uccb(-1)/pck(-1))(-\frac{1}{4})}{(.249)} \\ &- \frac{6.643 (iku/100 - (2/3)iku(-1)/100)(-\frac{1}{4})}{(2.481)} \\ &- \frac{.634 fCb^*(-1)}{(.121)} \end{aligned}$$

n=19 n=1956-80 s=.106 DW=1.80

En realrente vil den absolut ikke sluge.

En nærmere dokumentation følger i et kommende papir.

Nogle forsøg med ekstra forklarende variable i DLU.

I dette papir præsenteres nogle resultater fra estimation af det dynamiske lineære udgiftssystem (DLU) med ekstra forklarende variable ud over priser og budget. Dels undersøges det, om den specifikation, der indgår i ADAM december 1982, kan forbedres, hvis antallet af frostdøgn inddrages i bestemmelsen af brændselsforbruget, samt renten indgår i bestemmelsen af forbruget af øvrige varige varer, og dels undersøges det, om samtlige ADAM's komponenter af privat konsum bortset fra boligbenyttelse kan bestemmes direkte i DLU, hvis yderligere bilparken indgår i fastlæggelsen af forbruget af benzin og olie til motorkøretøjer, og renten også indgår i bestemmelsen af anskaffelsen af køretøjer.

Papiret består af nogle sammenklippede uddrag af de relevante dele af kapitel 7 samt appendiks 3 til kapitel 4 i min store opgave. Formålet er at præsentere nogle ideer, som måske kan danne udgangspunkt for en lidt ændret specifikation af udgiftssystemet i en kommende modelversion.

Afsnit 1 består af en række indledende bemærkninger, der tjener til at holde lidt sammen på de udklip, som præsenteres i afsnit 2 og 3.

1. Indledende bemærkninger.

Det anbefales at starte læsningen med appendiks, hvor det udledes, hvordan ekstra forklarende variable udover priser og budget kan indføres i DLU. I et bilag er anført en symbolliste, hvor fortolkningen af de forskellige variable og parametre kort genopfriskes. De, der har glemt alt om DLU eller aldrig har hørt om det, henvises dog til PT 30.11.81: 'Et hierarkisk forbrugssystem' s. 1-8 for en grundigere gennemgang og fortolkning af systemets egenskaber.

I appendiks skelnes mellem tre tilfælde:

Tilfælde 1: Ingen ekstra forklarende variable. Det svarer helt til den hidtidige specifikation.

Tilfælde 2: Der indgår ekstra forklarende variable, som også påvirker opbygningen af såvel psykologiske som fysiske beholdninger (tilstandsvariablene).

Tilfælde 3: Der indgår ekstra forklarende variable, som ikke påvirker beholdningsopbygningen.

I praksis kan de tre tilfælde blandes, således at nogle efterspørgselsfunktioner specificeres som tilfælde 1, andre som tilfælde 2 og atter andre som tilfælde 3.

Efterspørgselsfunktionerne estimeres som sædvanlig ved iteration over λ (kaldet *kcu* i dec82 versionen). De relationer, som er specificeret efter tilfælde 1, estimeres som hidtil med OLS i hver iteration, men som vist i appendiks betyder inddragelse af ekstra forklarende variable, at der pålægges regressionsparameterne i efterspørgselsfunktionerne specificeret efter tilfælde 2 og 3 nogle ikke-lineære bånd (forskellige i de to tilfælde), hvorfor disse relationer estimeres med NLS (ikke-lineær mindste kvadraters metode) i hver iteration. Konkret benyttes Wisconsin-TSP's LSQ-ordre.

I alle de tidligere papirer er DLU estimeret v.hj.a. SAS, hvor det ikke er muligt at lave betingede løkker på tværs af de anvendte procedurer. Brugen af Wisconsin-TSP i denne runde gør det muligt at specificere et præcist konvergenzkriterium jf. s. 6. (Dette kriterium er opfyldt i dec82-specifikationen).

På side 31 er til ære for denne fremstilling anført de med romertal nummerede fodnoter.

Vi hopper ind i kapitel 7:

2. Ekstra forklarende variable.

Erfaringerne fra arbejdet med forbrugsfunktionerne i ADAM viser, at der for flere forbrugskomponenter er vigtige forklarende variable udover priser og budget.

Andersen (1975, kap. 4) har påvist, at klimaet konkret målt ved antal frostdøgn i året (fros) naturligt nok har en signifikant effekt på forbruget af brændsel, f_{Ce} . Hvis vinteren er særlig kold et år, er det som påpeget af Andersen (1981) ikke rimeligt at forestille sig, at det heraf affødte ekstra brændselsforbrug giver sig udslag i en øget psykologisk vanebeholdning, der igen medfører et ekstra brændselsforbrug det følgende år. Variationer i vaneopbygningen må i stedet henføres alene til de variationer i brændselsforbruget, som ikke kan henføres til klimatiske ændringer. Når fros indgår som ekstra forklarende variabel i efterspørgselsfunktionen for f_{Ce} i DLU, skal denne derfor specificeres som i tilfælde 3 i appendiks.

Veedfald (1979) kan påvise, at antallet af almindelige personbiler (K_{cb}) er en vigtig determinant for benzinformbruget f_{Cg} . Her kan med rimelighed antages, at et øget benzinformbrug afledt af en større bilpark giver anledning til opbygning af vaner for øget benzinformbrug (bilkørsel). Efterspørgselsfunktionen for f_{Cg} i DLU skal derfor specificeres som tilfælde 2 i appendiks med bilparken primo året pr capita, $K_{cb}(-1)/U$, som ekstra forklarende variabel.

Endelig skal det igen inspireret af Andersen og Veedfald undersøges, om renten har nogen forklaringskraft for anskaffelsen af de varige goder køretøjer, f_{Cb} , og øvrige varige varer,

f_{Cv} . Ofte finansierer forbrugerne anskaffelsen af varige goder ved afbetaling, lån i pengeinstitutter o.lign. Det er klart, at beholdningsopbygninger foranlediget af renteændringer påvirker de følgende perioders anskaffelsesbeslutninger, hvorfor efterspørgselsfunktionerne for f_{Cb} og f_{Cv} skal specificeres som tilfælde 2 i appendiks med et renteudtryk som ekstra forklarende variabel. Da lånenes løbetid kan strække sig over flere år, er det relevante renteudtryk en forventet realrente, d.v.s. en forventet nominalrente¹⁾ korrigeret for den forventede inflationsrate. Som udtryk for den forventede realrente er valgt iku_{23} defineret ved

$$(7-3) \quad iku_{23} = (iku_3 + iku_3(-1))/2$$

$$\text{hvor} \quad iku_3 = iku/100 - (R_{pcp} + R_{pcp}(-1) + R_{pcp}(-2))/3$$

$$R_{pcp} = pcp/pcp(-1) - 1$$

og iku = pengeinstitutternes gennemsnitlige procentvise udlånsrente

pcp = C_p/f_{Cp} = den implicitte deflator for det samlede private konsum.

Lagstrukturen i forventningsdannelsen er fundet ved at specificere forskellige a priori vægte til de nutidige og fortidige prisstigninger samt nominalrente og udvælge det udtryk, som opnår det mest signifikante koefficientestimat i f_{Cv} relationen (idet det alligevel senere opgives at bestemme f_{Cb} i DLU). Fremgangsmåden kan kritiseres for at være utilstrækkelig teoretisk funderet, men er nødvendig i mangel af en brugbar vel-specificeret teori for forventningsdannelsen. (7-3) afspejler en hypotese om, at forventningerne dannes ud fra flere års erfaringer.

Der kan argumenteres for, at det relevante renteomkostningsudtryk i efterspørgselsfunktionen for fx f_{Cv} er den forventede nominalrente korrigeret for den forventede relative stigning i pcv fremfor pcp .^{I)} Imidlertid implicerer denne hypotese, at forbrugerne kan have forventninger om, at prisstigningerne på f_{Cv} kan være forskellig fra den generelle stigning i forbrugerpriserne. Det kan let være i modstrid med antagelsen om, at det samlede budget bestemmes uafhængigt af beslutningen om dets fordeling på komponenter. Eksempelvis kan en forventning om en

1) Afbetalingskontrakter indgås som regel til en fast og derfor kendt nominalrente, mens fx pengeinstitutlån oftest indgås til en variabel nominalrente. Det er derfor foretrukket også at specificere forventningsdannelse til nominalrenten.

en stærk stigning i den relative pris på varige varer medføre en større beholdningsopbygning finansieret af midler, som ellers ville være blevet opsparet til gengæld for en planlagt forøgelse af opsparingen i fremtiden. Der er dog som regel ingen grund til at antage, at forbrugerne har nogen særlig præcis mening om udviklingen i de relative priser fremover.

Der kan selvfølgelig også argumenteres for, at der bør tages hensyn til skatteregler og evt. kreditrationeringer. Vi skal dog ikke finde det umagen værd at gå i gang med et større arbejde med at konstruere data herfor. Renteeffekterne er trods alt beskedne.

Når det antages, at antallet af frostdøgn indgår som et argument i nyttefunktionen, er fortolkningen klar nok: præferencerne varierer med klimaet. Derimod er det meget problematisk at antage, at præferencerne afhænger af realrenten, der er en pris på kredit. Der er naturligvis ikke noget i vejen for, at realrenten kan være argument i efterspørgselsfunktionerne, men problemet er, at vi i så fald ikke længere kan rationalisere dem ved en bagvedliggende nyttefunktion.¹⁾ Det ville kræve, at vi i stedet opfattede de reale renteomkostninger direkte som en del af den pris forbrugerne må betale for det varige gode, d.v.s. korrigerede prisen og tilsvarende forbruget i løbende priser herfor, men den fremgangsmåde har mange andre oplagte ulemper.

Et forhold i sammenhæng hermed er, at to af nytteteoriens fire generelle restriktioner overtrædes, hvis den forventede realrente indgår som argument i nogle af efterspørgselsfunktionerne. Hvis fx alle priser og budgettet stiger med samme faktor, og nominalrenten er uændret, vil den forventede realrente falde og anskaffelsen af de varige goder stige og efterspørgslen efter alle andre varer derfor falde, således at homogenitetsbetingelsen vil overtrædes. Set med standardteoriens øjne er der hermed pengeillusion i forbrugsallokeringen, men det er blot en konsekvens af hypotesen om, at ændrede priserfaringer kan ændre realrente forventningerne. Ligeledes overtrædes symmetribetingelsen. Det gælder dog, at for en given forventet realrente vil efterspørgselsfunktionerne stadig overholde alle de generelle restriktioner. På den baggrund skal vi alligevel betragte efterspørgselsfunktionerne i DLU som frekommet ved maksimering af en bagvedliggende Stone Geary nyttefunktion med renteafhængige minimumsforbrug for de varige goder i betragtning af de store

1) Fremgangsmåden har jo intet at gøre med en rigtig intertemporal model.

fordele, det indebærer for fortolkningen af efterspørgselsfunktionernes egenskaber. I denne simple model synes det at være den bedste fremgangsmåde, men det er ikke noget vi er glade for.

3 . Estimationsresultater.

Som nærmere beskrevet i tidl. papirer estimeres DLU ved at iterere sig frem til den værdi af λ_t , som sikrer, at første ordensbetingelserne overholder budgetrestriktionen og dermed kan betragtes som efterspørgselsfunktioner. Som konvergenzkriterium vælges, at budgetrestriktionen i alle år skal være overholdt med en promilles nøjagtighed

$$(7-6) \quad \left| (y_t - \sum_i p_{it} \hat{x}_{it}) / y_t \right| < .001 \quad \forall t$$

(hvor \wedge betegner fittet værdi). Hvis konvergens ikke opnås efter maksimalt 50 iterationer stoppes proceduren. Alle efterspørgselsfunktioner, hvori der ikke indgår ekstra forklarende variable, estimeres med OLS, mens de relationer, hvori der indgår ekstra forklarende variable, estimeres med ikke-lineær mindste kvadraters metode (se nedenfor).

I de følgende tabeller præsenteres for hver efterspørgselsfunktion de estimerede parametre K_{ix} , idet der i parentes under hvert parameterestimat angives den estimerede standardafvigelse herpå, regressionens standardafvigelse, s , determinationskoefficienten, R^2 , samt Durbin Watson teststørrelsen for første ordens autokorrelation, DW. Derudover angives de fra regressionskoefficienterne afledte strukturelle parametre, budgetelasticiteterne på kort og langt sigt, e_i og Le_i , samt egenpriselasticiteterne på kort og langt sigt, e_{ii} og Le_{ii} . I visse tabeller angives også den estimerede værdi af λ og dennes budgetelasticitet på kort og langt sigt, ω og $L\omega$. Sammenhængen mellem regressionskoefficienter og strukturelle parametre findes i appendiks.

Estimationsperioden er generelt 1955-79, d.v.s. den maksimalt mulige p.t., når bilforbruget defineres ved fordelt lag (fCb2).

I tabel 7.4 præsenteres resultaterne for estimation af DLU på alle ADAM's forbrugskomponenter eksklusive forbruget af boligbenyttelse, idet der ikke benyttes ekstra forklarende variable. De fleste parameterestimater er statistisk signifikante. R^2 er større end 0.95 i alle tilfælde bortset fra et, hvilket blot skyldes den normalt tætte sammenhæng mellem udviklingen i forbruget af en vare og det samlede reale budget. Udover problemet med at afgøre, hvornår R^2 er "høj" (der er jo ikke noget test herfor), er R^2 således kun en meget grov indikator for fittets kvalitet.

Ellers er der for flere varers vedkommende nogle meget fæle resultater. Først og fremmest overtrædes stabilitetsbetingelsen for fCk og fCt, idet der i begge tilfælde fås, at $K_1 > 1 \Rightarrow$ tilpasningsparameteren $k < 0$. For fCb er $k > 1$, hvilket er i modstrid med antagelsen om partiel tilpasning, og for fCg overtrædes afskrivningsratens teoretisk tilladte variationsområde, idet $\delta > 2$, hvilket formentlig hænger sammen med den usikre bestemmelse af K_3 . For fCn gælder, at minimumsforbruget på langt sigt overstiger forbruget i de første otte år af estimationsperioden, således at de teoretiske restriktioner er overtrådt. fCf, fCk og fCt karakteriseres helt urimeligt som varige goder ($\alpha < 0$), og

Tabel 7.4. Estimationsresultater for DLU.
 Estimationsperiode: 1955-1979.

Afh. var.	<u>Regressionskoefficienter:</u>				s	R ²	DW
	K0	K1	K2	K3			
fCf	1.535 (.675)	.581 (.183)	.031 (.011)	-.020 (.013)	.073	.908	2.08
fCn	.079 (.188)	.945 (.191)	.021 (.005)	-.019 (.007)	.029	.992	1.17
fCi	.734 (.301)	.551 (.184)	.063 (.006)	-.033 (.014)	.051	.993	1.47
fCe	.031 (.060)	.949 (.091)	.011 (.003)	-.009 (.004)	.049	.976	2.07
fCg	.033 (.010)	.650 (.094)	.009 (.002)	-.0003 (.0029)	.021	.992	2.68
fCb	.226 (.061)	.297 (.136)	.079 (.008)	-.054 (.010)	.075	.955	1.62
fCk	-.218 (.114)	1.365 (.204)	.007 (.003)	-.010 (.004)	.027	.962	2.43
fCv	.141 (.103)	.841 (.139)	.066 (.007)	-.057 (.010)	.061	.991	1.06
fCs	.238 (.254)	.892 (.109)	.040 (.005)	-.032 (.008)	.041	.992	2.56
fCt	-.033 (.020)	1.187 (.120)	.009 (.004)	-.012 (.005)	.027	.988	2.58

Strukturelle parametre:

	α_i	β_i	θ_i	δ_i	k_i	β_i^*	γ_i^*
fCf	-.10	.09	4.48	.43	.53	.07	3.66
fCn	.02	.06	1.08	.08	.06	.07	1.42
fCi	.04	.18	1.53	.62	.58	.17	1.63
fCe	.22	.03	.11	.28	.05	.14	.59
fCg	1.70	.01	.02	2.12	.42	.07	.10
fCb	-.71	.29	.92	.38	1.08	.09	.32
fCk	-.02	.02	.57	-.32	-.31	.02	.60
fCv	-.02	.19	1.01	.15	.17	.15	.88
fCs	.09	.11	1.21	.21	.11	.18	2.20
fCt	-.07	.03	.13	-.24	-.17	.04	.18

Elasticiteter i 1979:

	e_i	Le_i	e_{ii}	Le_{ii}
fCf	.47	.35	-.27	-.22
fCn	.64	.78	-.32	-.42
fCi	1.18	1.16	-.60	-.63
fCe	.34	1.64	-.17	-.81
fCg	.39	1.81	-.18	-.87
fCb	4.83	1.56	-1.77	-.76
fCk	.46	.44	-.21	-.22
fCv	1.74	1.40	-.80	-.72
fCs	.59	.99	-.33	-.57
fCt	.57	.73	-.27	-.37

(fortsættes)

Tabel 7.4 (fortsat).

Budgettets grænsenytt og budgetelasticiteten heraf på kort og på langt sigt:

t	λ_t	ω_t	$L\omega_t$
1954	1.000000		
1955	1.089205	-12.50230	-21.61031
1956	.9520864	-11.49850	-17.15749
1957	.9895959	-12.09596	-18.49455
1958	.6907649	-8.696692	-11.58535
1959	.4744007	-6.388798	-7.599561
1960	.3764909	-5.371438	-6.154869
1961	.2597046	-4.091314	-4.555142
1962	.2008953	-3.530503	-3.886031
1963	.2019825	-3.683141	-4.123799
1964	.1528018	-3.098593	-3.377787
1965	.1319804	-2.891367	-3.207204
1966	.1107842	-2.686130	-2.954627
1967	.1007078	-2.650930	-2.823777
1968	.9525425-01	-2.689806	-2.8226352
1969	.8017606-01	-2.490912	-2.586092
1970	.7279951-01	-2.452915	-2.531203
1971	.7185038-01	-2.546125	-2.591937
1972	.6558856-01	-2.516438	-2.575733
1973	.5440466-01	-2.430032	-2.410324
1974	.5429864-01	-2.676137	-2.532772
1975	.4668904-01	-2.598570	-2.427626
1976	.3527618-01	-2.314738	-2.197346
1977	.3148991-01	-2.285824	-2.177669
1978	.2890205-01	-2.269993	-2.164083
1979	.2615926-01	-2.316255	-2.102570

Anm.: Proceduren konvergerer ikke helt efter 50 iterationer, idet summen af de fittede udgifters relative afvigelse fra budgetrestriktionen numerisk overstiger en promille i de første tre år.

vanedannelseseffekten for fCg er helt urimelig stor.

Generelt er det vanskeligt at vurdere, om der er opnået et rimeligt estimat af budgettets grænsenyttelighed. Udover at den skal være positiv og faldende med voksende budget, er størrelsen jo ikke invariant overfor transformationer af nyttefunktionen. Derimod er dens budgetelasticitet, ω , invariant overfor lineært voksende transformationer af nyttefunktionen, d.v.s., hvis der som her antages kardinalitet. I DLU er ω bestemt som den negative værdi af forholdet mellem budgettet og "overskudsbudgettet" (budgettet minus summen af værdien af minimumsforbrugene). Det har ifølge Philips (1974, s. 130-131) fået Frisch til at fortolke ω som en velfærdsindikator: jo mindre $-\omega$ er, jo større en andel udgør overskudsbudgettet af det samlede budget. ω skal altid være negativ, hvis den desuden er jævnt faldende med jævnt voksende realbudget, skal vi tage det som et udtryk for, at der er opnået et rimeligt estimat af λ^1). Af tabel 7.4 ses, at ω numerisk falder meget stærkt i starten af perioden i forhold til den mere moderate udvikling i de senere år med meget stærkere stigning i det reale budget. Det kan tages som et andet udtryk for specificationsfejlene, og det forhold, at proceduren ikke konvergerer helt efter 50 iterationer.

Et første bud på årsagerne til de mange dårlige resultater kan vær, at der mangler vigtige forklarende variable i nogle efterspørgselsfunktioner, hvilket også kan påvirke resultaterne for de øvrige negativt.

I tabel 7.5 vises resultaterne fra DLU estimeret på samme væregruppering, men med ekstra forklarende variable i efterspørgselsfunktionerne for fCe , fCg , fCb og fCv jf. afsnit 2. Af appendiks fremgår, at disse efterspørgselsfunktioner skal estimeres med ikke-lineære bånd på parameterne. fCe specificeres efter tilfælde 3, hvor båndet er anderledes end i tilfælde 2, som fCg , fCb og fCv estimeres efter. Da der ikke er nogen bånd på parameterne i de øvrige efterspørgselsfunktioner, skal de selvfølgelig stadig estimeres med OLS. Det er således

1) Frisch havde endda en ret stærk mening om størrelsen af ω . For ekstremt fattige befolkninger (i 1959) er den omkring -10, og for middelstillede til velstillede er den mellem -2 og -0.7. Forbløffende nok bekræftes dette billede ofte i empiriske undersøgelser. For Danmark bør ω nok vurderes til at ligge mellem -2 og -1 ihvertfald fra 1960'erne og frem. Vi skal dog ikke gå så vidt som at betragte dette svævende kriterium som afgørende, men tage det som et ekstra skulderklap, hvis det er opfyldt.

Tabel 7.5. Estimationsresultater for DLU.

Estimationsperiode: 1955-79.

Afh. Var.	Regressionskoefficienter:							s	R ²	DW
	K0	K1	K2	K3	K4	K5				
fCf	1.352 (.611)	.594 (.172)	.045 (.018)	-.026 (.019)				.073	.909	2.11
fCn	.234 (.073)	.690 (.095)	.029 (.006)	-.010 (.007)				.029	.992	1.01
fCi	.319 (.115)	.686 (.087)	.089 (.010)	-.056 (.012)				.052	.993	1.37
fCe		.958 (.034)	.010 (.002)	-.007 (.003)	.0015 (.0003)		-.0014	.035	.988	2.03
fCg		.680 (.154)	.009 (.003)	-.003 (.004)	.674 (1.054)		-.242	.022	.992	2.30
fCb	.054 (.066)	.321 (.167)	.097 (.012)	-.060 (.015)	-2.039 (2.372)		1.254	.084	.947	1.60
fCk	-.128 (.072)	1.184 (.149)	.012 (.005)	-.012 (.005)				.026	.963	2.04
fCv		.843 (.066)	.092 (.009)	-.072 (.009)	-3.602 (1.506)		2.822	.059	.991	1.23
fCs	-.012 (.088)	.917 (.041)	.061 (.007)	-.045 (.007)				.036	.993	2.64
fCt	-.032 (.017)	1.107 (.091)	.014 (.005)	-.014 (.006)				.028	.988	2.38

	Strukturelle parametre:								
	α_i	β_i	θ_i	ε_i	δ_i	κ_i	β_i^*	γ_i^*	ε_i^*
fCf	.02	.10	3.18		.53	.51	.07	3.33	
fCn	.59	.05	.29		.95	.37	.09	.76	
fCi	.09	.19	.82		.46	.37	.15	1.02	
fCe	.40	.02	.00	.0015	.45	.04	.13	.00	.0015
fCg	.56	.02	.00	.55	.94	.38	.03	.00	1.35
fCb	-.55	.26	.17	-2.49	.48	1.03	.08	.08	-1.16
fCk	.17	.02	-28.41		.00	-.17	.00	.70	
fCv	.07	.19	.00	-3.49	.24	.17	.18	.00	-4.96
fCs	.23	.12	-.04		.31	.09	.29	-.15	
fCt	.11	.03	-3.66		.01	-.10	.00	.30	

	Elasticiteter i 1979:				$\partial x_i / \partial f_i$	
	e_i	Le_i	e_{ii}	Le_{ii}		
					kort	lang
fCf	.32	.34	-.31	-.30		
fCn	.56	.95	-.30	-.71		
fCi	1.27	-.03	-.67	-.78		
fCe	.22	1.48	-.12	-1.05	.0015	.0013
fCg	.43	.69	-.21	-.51	.54	1.31
fCb	4.36	1.32	-1.76	-.95	-1.89	-1.07
fCk	.53	-.01	-.26	.01		
fCv	1.79	1.66	-.86	-1.16	-2.83	-4.56
fCs	.66	1.57	-.39	-1.10		
fCt	.61	-.03	-.30	.03		

(fortsattes)

Tabel 7.5 (fortsat).

Note: Som ekstra forklarende variable f_i er benyttet

$$f_{fCe} = fros$$

$$f_{fCg} = Kcb(-1)/U$$

$$f_{fCb} = iku23$$

$$f_{fCv} = iku23.$$

Anm.: Proceduren konvergerer efter 12 iterationer.

naturligt at estimere de båndlagte funktioner enkeltvis v.hj.a. ikke-lineær mindste kvadraters metode (NLS), hvor summen af de kvadrerede afvigelser minimeres under hensyntagen til de ikke-lineære bånd på parameterne.

Der benyttes her i programpakken TSP fra University of Wisconsin Hartleys variant af Gauss-Newton metoden jf. University of Wisconsin (1977, s. 25-26) og Maddala (1977, s. 174-175). Lad regressionsligningen være givet ved

$$(7-8) \quad x_t = f_t(b) + v_t \quad t=1, \dots, T$$

hvor b er en vektor $(b_1, \dots, b_j, \dots, b_m)$ af m parametre (vi behøver ikke specificere de regressorer, som indgår i f_t), og v_t er et stokastisk led. Lad G betegne $(T \times m)$ matricen $\left[\frac{\partial f_t}{\partial b_i} \right]$ af partielle afledede og lad G_0 betegne G evalueret i et initialpunkt b^0 . Metodens essens er iterativt at finde det estimat af b , der minimerer summen af de kvadrerede afvigelser under hensyntagen til de ikke-lineære bånd. Først udvikles $f_t(b)$ lineært omkring b^0 , og summen af de kvadrerede afvigelser

$$(7-9) \quad S(b) = (X - F(b^0) - G_0(b - b^0))' (X - F(b^0) - G_0(b - b^0))$$

hvor $X = (T \times 1)$ vektor af x_t
 $F = (T \times 1)$ vektor af f_t

minimeres m.h.t. b . Ved at sætte differentiaalkvotienten m.h.t. b lig med nul, fås løsningen $\partial S / \partial b = 0 \Rightarrow$

$$(7-10) \quad d^1 = (G_0' G_0)^{-1} G_0' (X - F(b^0)), \text{ hvor } d^1 = b - b_0$$

Derpå findes en ny værdi

$$b^1 = b^0 + \alpha d^1$$

hvor $0 < \alpha \leq 1$ er givet ved

$$SSE(b^0 + \alpha d^1) \leq SSE(b^0)$$

$$\text{hvor } SSE(b^0) = (X - F(b^0))' (X - F(b^0))$$

Da $SSE(b^0 + \alpha d^1)$ er en voksende funktion af α , findes α konkret ved at starte med $\alpha=1$ og langsomt steppe nedad, til uligheden er opfyldt. Derpå indsættes b^1 og G_1 istedet for b^0 og G_0 i (7-10), og der fortsættes indtil b konvergerer ¹⁾.

Bemærk, hvordan (7-b) ligner OLS formelen. Man kan derfor populært sige, at metoden består i i hver iteration at udvikle $F(b)$ lineært om den for iterationen initiale værdi af b , finde ændringen i b ved OLS, og stoppe når ændringen er tilstrækkelig

1) Som konvergenzkriterium er valgt $\left| \frac{dj}{b_j^{(j-1)}} \right| \leq .01 \quad \forall i=1, \dots, m$
 Konvergens opnås som regel efter 4-5 iterationer.

lille. Hvis v_t 'erne er uafhængigt identisk fordelte med middelværdi nul og konstant varians σ^2 , vil $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \text{SSE}(\hat{b})$, og \hat{b} være approksimativt normalfordelt med middelværdi nul og kovariansmatrice $\hat{\sigma}^2 (F(\hat{b})'F(\hat{b}))^{-1}$ (hvor \wedge betegner estimator).

Af tabel 7.5 fremgår, at inddragelse af antallet af frostdøgn som forklarende variabel i efterspørgselsfunktionen for fCe indebærer en markant forbedring af fittet, idet regressionens standardafvigelse falder med 29%. Erfaringerne viser, at det netop er inddragelsen af frostdøgnene, der bevirker, at proceduren konvergerer langt hurtigere. Forklaringen er, at når λ_t sættes lig med $1/y_t$ initialt, svarer det til, at værdien af minimumsforbrugene er nul, så vi itererer os så og sige frem til minimumsforbrugene. Inddragelse af en for minimumsforbruget meget vigtig forklarende variable øger konvergensthastigheden markant. De estimerede værdier af ω og $L\omega$ (ikke vist i tabellen) udviser også en pæn og glat udvikling gennem perioden.

Når der indgår ekstra forklarende variable i en efterspørgselsfunktion, skal det foretrækkes at estimere den ved origo-regression, når konstantleddet har vist sig helt insignifikant. Hvis der ikke indgår ekstra forklarende variable, skal der altid estimeres et konstantled, selvom det bliver helt insignifikant. Udelades det, indebærer det nemlig, at minimumsforbruget a priori sættes til nul, hvilket medfører en overtrædelse af symmetribetingelsen.

Derimod ses, at de fleste dårlige resultater i tabel 7.4 ikke er forbedret i tabel 7.5. Relationerne for fCk og fCt overtræder stadig stabilitetsbetingelsen, idet $k < 0$, fordi $K1 > 1$. Koefficienten til primobilparken i fCg relationen er klart insignifikant¹⁾. Erfaringerne fra Veedfald (1979) tyder på, at det er fordi der ikke er plads til, at både budgettet og bilparken på en gang kan indgå som signifikant forklarende variable²⁾.

Koefficienten til periodens forventede realrente i fCb relationen ($K4$) er insignifikant, og i forhold til tabel 7.4 stiger regressionens standardafvigelse. Det viser sig, at hvis nominalrenten, iku , bruges som ekstra forklarende variable i

1) I beregningsprogrammet formuleres det ikke-lineære bånd som en restriktion på koefficienten til den laggede værdi af den ekstra variabel ($K5$). TSP udskriver ikke spredningsmål for estimatet på denne koefficient.

2) Hos Veedfald er det ganske vist koefficienten til budgettet (indkomsten), der bliver helt insignifikant, men han benytter også en helt anden specifikation.

Tabel 7.6 Estimationsresultater for DLU.

Estimationsperiode: 1955-1979.

Afh. var.	Regressionskoefficienter:				s	R ²	DW
	K0	K1	K2	K3			
fCf	1.445 (.577)	.688 (.156)	.049 (.014)	-.042 (.015)	.070	.916	2.16
fCn	-.054 (.176)	1.077 (.172)	.025 (.006)	-.029 (.007)	.029	.992	1.45
fCi	.474 (.259)	.719 (.153)	.082 (.008)	-.065 (.012)	.047	.994	1.53
fCe	.047 (.072)	.927 (.112)	.012 (.003)	-.009 (.005)	.049	.976	2.04
fCgbk	.438 (.176)	.574 (.183)	.050 (.006)	-.019 (.012)	.042	.996	1.35
fCv	.264 (.128)	.697 (.160)	.082 (.010)	-.065 (.012)	.065	.989	.97
fCs	.757 (.456)	.677 (.192)	.049 (.006)	-.031 (.012)	.040	.992	2.26
fCt	-.038 (.028)	1.201 (.156)	.011 (.005)	-.014 (.006)	.028	.987	2.53

	Strukturelle parametre:					
	α_i	β_i	θ_i	δ_i	β_i^*	γ_i^*
fCf	-.22	.15	9.07	.15	.06	3.67
fCn	-.08	.07	.34	-.15	.14	.71
fCi	-.11	.23	2.50	.22	.15	1.68
fCe	.22	.03	.16	.30	.12	.64
fCgbk	.35	.12	.62	.89	.19	1.03
fCv	-.13	.24	1.34	.23	.15	.87
fCs	.05	.13	2.06	.44	.14	2.34
fCt	.06	.03	.14	-.24	.04	.18

	Elasticiteter i 1979:			
	e_i	Le_i	e_{ii}	Le_{ii}
fCf	.76	.30	-.45	-.20
fCn	.79	1.60	-.42	-.82
fCi	1.58	1.04	-.80	-.59
fCe	.35	1.34	-.19	-.70
fCgbk	.85	1.36	-.47	-.74
fCv	2.18	1.38	-1.02	-.73
fCs	.71	.79	-.42	-.48
fCt	.63	.82	-.32	-.43

Anm.: Proceduren konvergerer ikke helt efter 50 iterationer, idet summen af de fittede udgifters relative afvigelse fra budgetrestriktionen numerisk overstiger en promille i de første fire år.

stedet for iku_{23} , fås et signifikant estimat af K^4 og fittet forbedres. Tilpasningsparameteren k bliver også mindre end 1. Udover det er svært at forklare, hvorfor der skulle indgå et forskelligt renteudtryk i relationen for hhv. fCb og fCv fås imidlertid, at det ikke ændrer de øvrige dårlige resultater. Iøvrigt forekommer budgetelasticiteten på kort sigt, e_i , at være utroværdig høj for fCb .

Forklaringen på de dårlige resultater for fCg , fCb og fCk skal søges i, at der er tale om varegrupper med indbyrdes specifikke substitutions -og komplementaritetsforhold, der slet ikke kan modelleres på basis af en blokadditiv nyttefunktion.

Det ses særlig fra midten af 70'erne, hvor de relative priser på disse komponenter forskydes mere end normalt i kølvandet på olieprisstigningerne. pcg stiger i visse år langt mere end pck . Når fCk fx i visse år vokser stærkt foranlediget af et fald i pck/pcg , men ikke af en afdæmpet vækst i pck i sig selv, samtidig med at budgettet ikke vokser specielt kraftigt, indebærer det, at stigningen i fCk ikke kan forklares af regressoren $1/(\lambda pck)$. Den bliver derfor "forklaret" af $fCk(-1)$, således at K_1 estimeres til at være større end 1.

Det er derfor nødvendigt at aggregere de tre komponenter til en gruppe, forbrug af transport $fCgbk$.

I de resterende regressioner bestemmes kun fC_{gbk} i udgiftssystemet. Budgetrestriktionen er herefter Cp^4_{xh} defineret ved

$$(7-12) \quad Cp^4_{xh} = Cp^4 - Ch = \sum fC_{\langle x \rangle} pc_{\langle x \rangle}, \quad x=f, n, i, e, gbk, v, s, t.$$

I tabel 7.6 præsenteres resultater for DLU estimeret på den nye aggregering uden ekstra forklarende variable.¹⁾ Igen overtræder fC_t relationen stabilitetsbetingelsen, men nu pludselig også fC_n relationen. Forklaringen kan igen være udeladte forklarende variable. Det ses også, at konvergens ikke opnås helt.

I tabel 7.7 er DLU estimeret på samme gruppering, men med antallet af frostdøgn som ekstra forklarende variabel for fC_e og realrenten som ekstra forklarende variabel for fC_v . Det ses, at fC_n relationen nu klart overholder stabilitetsbetingelsen. Det er ikke nemt at forklare hvorfor, men må tages som et udtryk for, at fejlspecifikationer i nogle relationer kan influere resultatet for de øvrige negativt.

Relationen for fC_t overtræder imidlertid stadig stabilitetsbetingelsen. Miserens årsag kan klart identificeres til observationerne for slutningen af 70'erne specielt observationen for 1979, da fC_t relationen (og alle de øvrige) overholder stabilitetsbetingelsen, hvis systemet estimeres på perioden 1955-1978 med den samme specifikation.

- - - - -

1) Note: Estimeret på perioden 1955-78 indgår specifikationen i tabel 7.6 i dec82 versionen jf. PT 10.3.83: 'Forbrugsfunktionerne i ADAM, december 1982'. Her overholdes naturligvis alle teoretiske restriktioner, og estimationsproceduren konvergerer på det her benyttede kriterium efter 33 iterationer. Det kan jo aldrig skade, at vi dec82 versionen har brugt 50 iterationer.

Tabel 7.7 . Estimationsresultater for DLU.

Estimationsperiode: 1955-79.

Afh. var.	Regressionskoefficienter:						s	R ²	DW	
	K0	K1	K2	K3	K4	K5				
fCf	1.185 (.606)	.625 (.169)	.075 (.024)	-.055 (.025)			.069	.919	2.14	
fCn	.297 (.076)	.590 (.101)	.038 (.008)	-.013 (.008)			.028	.993	1.19	
fCi	.297 (.103)	.664 (.076)	.125 (.011)	-.087 (.013)			.044	.995	1.41	
fCe		.961 (.034)	.011 (.003)	-.008 (.003)	.0015 (.0003)		-.0014	.035	.988	2.00
fCgbk	.008 (.048)	.879 (.073)	.064 (.009)	-.046 (.012)			.045	.996	1.36	
fCv		.761 (.078)	.117 (.013)	-.089 (.011)	-3.549 (1.616)	2.684	.062	.990	1.11	
fCs	-.100 (.101)	.930 (.045)	.084 (.010)	-.066 (.010)			.038	.993	2.54	
fCt	-.036 (.019)	1.130 (.093)	.018 (.007)	-.018 (.008)			.028	.988	2.40	

	Strukturelle parametre:								
	α_i	β_i	θ_i	ϵ_i	δ_i	k_i	β_i^*	γ_i^*	ϵ_i^*
fCf	-.15	.15	4.69		.31	.46	.06	3.16	
fCn	.46	.06	.38		.98	.52	.07	.72	
fCi	-.05	.25	1.01		.35	.40	.13	.88	
fCe	.34	.02	.00	.0015	.38	.04	.11	.00	.0015
fCgbk	.20	.11	.03		.33	.13	.17	.07	
fCv	.01	.23	.00	-3.54	.28	.27	.14	.00	-3.62
fCs	.18	.15	-.42		.25	.07	.31	-1.43	
fCt	.09	.03	.94		-.04	-.12	.01	.28	

	Elasticiteter i 1979:				$\frac{\partial x_i}{\partial f_i}$	
	e_i	Le_i	e_{ii}	Le_{ii}		
					kort	lang
fCf	.79	.32	-.50	-.32		
fCn	.69	.79	-.40	-.69		
fCi	1.65	.87	-.89	-.77		
fCe	.22	1.25	-.13	-1.04	.0015	.0013
fCgbk	.80	1.22	-.48	-1.02		
fCv	2.08	1.29	-1.06	-1.07	-2.73	-3.11
fCs	.82	1.71	-.51	-1.30		
fCt	.67	.12	-.37	-.11		

Note: Som ekstra forklarende variable f_i er benyttet
 f_{fCe} = fros og f_{fCv} = iku23.

Anm.: Proceduren konvergerer efter 9 iterationer.

Tabel 7.8. Procentvise årlige stigning i forbruget af turistrejser m.m. 1977-80.

<u>%</u>	<u>Ct</u>	<u>pct</u>	<u>fCt</u>	<u>Cp⁴xh</u>
1977	23.9	9.1	13.6	11.3
1978	10.8	5.6	4.9	9.8
1979	26.7	13.2	12.0	12.1
1980 ¹⁾	7.8	19.1	-9.5	6.6

1) Note: foreløbige tal.

Kilde: ADAM's databanker.

Tabel 7.8 illustrerer problemet. I 1979 vokser pct relativt mere end budgettet Cp⁴xh, men alligevel stiger fCt med 12%. Også observationen for 1977 er vanskelig at forklare. Her er den relative stigning i budgettet kun lidt større end i pct, men alligevel vokser fCt markant. Estimationsteknisk sker der det, at når stigningen i fCt ikke kan forklares ved en stigning i Cp⁴xh/pct, så "forklares" stigningen af det laggede forbrug fCt(-1), hvorfor koefficienten hertil, K1, estimeres til at være større end 1. Som sagt bliver K1 estimeret til at være mindre end 1, hvis estimationsperioden afkortes til årene 1955-78, men det forhold, at en enkelt observation medfører overtrædelse af stabilitetsbetingelsen, viser klart, at relationen for fCt under alle omstændigheder er meget ustabil og indicerer vel også forekomst af heteroscedasticitet i skadelig grad.

Relationens ustabilitet må henføres til datamæssige forhold. I nationalregnskabet opgøres Ct som private borgeres køb af udenlandsk valuta, og op mod halvdelen af komponenten består af grænsehandel, hvis determinanter slet ikke indgår i vores simple model. pct er dannet ved en valutakurskorrigeret sammenvejning af forbrugerpriserne i de lande, som er de vigtigste rejsemål. Der er imidlertid ikke datamæssige muligheder for at opgøre grænsehandlens størrelse. Det forhold, at antallet af passagerer i udgående chartertrafik fra danske lufthavne ifølge Statistisk Årbog for 1981 steg med kun 1.5% fra 1978 til 1979 antyder dog, at en vigtig del af forklaringen på den voldsomme vækst i fCt i dette år må søges i en vækst i grænsehandlen. Der synes ihvertfald ikke at være muligheder for at forklare udviklingen i fCt i dette år ved specifik substitution med andre varer, og det forhold, at udviklingen i fCt i 1978 og 1980 i vid udstrækning kan forklares ved udviklingen i pct og Cp⁴xh, peger på, at observationen for 1979 ikke kan forklares ved en særegen

Tabel 7.9. Estimationsresultater for DLU.

Estimationsperiode: 1955-79.

Afh. var.	Regressionskoefficienter:						s	R ²	DW
	K0	K1	K2	K3	K4	K5			
fCf	1.114 (.588)	.638 (.164)	.083 (.025)	-.062 (.026)			.068	.920	2.14
fCn	.292 (.074)	.588 (.010)	.039 (.009)	-.014 (.009)			.028	.993	1.10
fCi	.303 (.099)	.642 (.075)	.132 (.012)	-.092 (.013)			.044	.995	1.41
fCe		.959 (.034)	.011 (.003)	-.008 (.003)	.0015 (.0003)	-.0014	.035	.988	1.99
fCgbk	.003 (.048)	.870 (.074)	.066 (.010)	-.047 (.012)			.045	.996	1.31
fCv		.714 (.084)	.123 (.013)	-.089 (.011)	-3.459 (1.589)	2.504	.061	.991	1.11
fCs	-.108 (.102)	.918 (.045)	.089 (.011)	-.068 (.010)			.039	.992	2.40
fCt	-.039 (.016)	.955 (.094)	.028 (.007)	-.023 (.007)	.109 (.032)	-.105	.023	.992	2.31

	Strukturelle parametre:									
	α_i	β_i	θ_i	ϵ_i	δ_i	k_i	β_i^*	γ_i^*	ϵ_i^*	
fCf	-.15	.16	4.76		.29	.44	.06	3.07		
fCn	.44	.06	.38		.96	.52	.06	.71		
fCi	-.08	.24	1.03		.36	.44	.12	.85		
fCe	.35	.02	.00	.0015	.39	.04	.09	.00	.0015	
fCgbk	.20	.11	.01		.34	.14	.15	.03		
fCv	-.01	.22	.00	-3.479	.32	.33	.12	.00	-3.34	
fCs	.18	.15	-.42		.27	.09	.27	-1.32		
fCt	.15	.05	-.20	.109	.20	.05	.12	-.86	.109	

	Elasticiteter i 1979:				$\frac{\partial x_i}{\partial f_i}$	
	e_i	Le_i	e_{ii}	Le_{ii}	kort	lang
fCf	.82	.31	-.54	-.32		
fCn	.66	.72	-.41	-.66		
fCi	1.64	.79	-.94	-.74		
fCe	.20	1.10	-.13	-.98	.0015	.0014
fCgbk	.76	1.09	-.49	-.98		
fCv	2.04	1.14	-1.11	-1.01	-2.71	-2.94
fCs	.80	1.48	-.53	-1.23		
fCt	.96	2.38	-.56	-1.99	.104	.096

(fortsattes)

Tabel 7.9 (fortsat).

Budgettets grænsenytte og budgetelasticiteten
heraf på kort og langt sigt:

t	λ_t	ω_t	$L\omega_t$
1954	1.000000		
1955	.5933381	-4.283846	-1.319406
1956	.4397455	-3.343994	-1.304379
1957	.3772571	-2.910052	-1.288041
1958	.3188153	-2.537652	-1.269419
1959	.2687686	-2.263315	-1.250280
1960	.2395588	-2.130231	-1.237004
1961	.1999611	-1.962168	-1.210811
1962	.1736149	-1.896083	-1.208429
1963	.1678982	-1.929607	-1.217713
1964	.1446341	-1.832871	-1.201337
1965	.1293912	-1.793741	-1.189944
1966	.1146500	-1.753605	-1.180083
1967	.1052544	-1.743673	-1.165588
1968	.9953609-01	-1.775305	-1.165551
1969	.8852172-01	-1.723935	-1.158733
1970	.8033028-01	-1.703123	-1.149952
1971	.7751618-01	-1.739330	-1.141849
1972	.7238563-01	-1.762984	-1.145986
1973	.6254800-01	-1.757685	-1.153568
1974	.5759248-01	-1.814135	-1.143998
1975	.5130020-01	-1.796652	-1.142475
1976	.4257235-01	-1.739635	-1.143296
1977	.3788374-01	-1.722715	-1.137478
1978	.3456227-01	-1.725224	-1.131133
1979	.3186034-01	-1.782271	-1.126156

Note: Som ekstra forklarende variable er anvendt

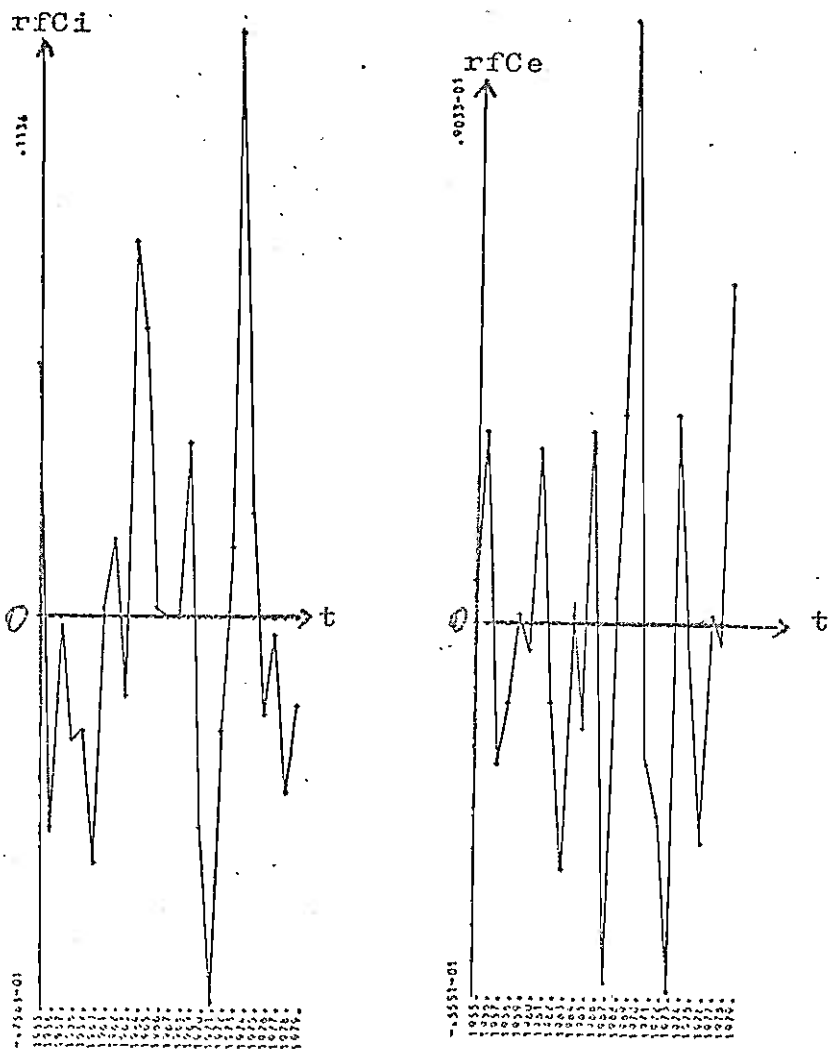
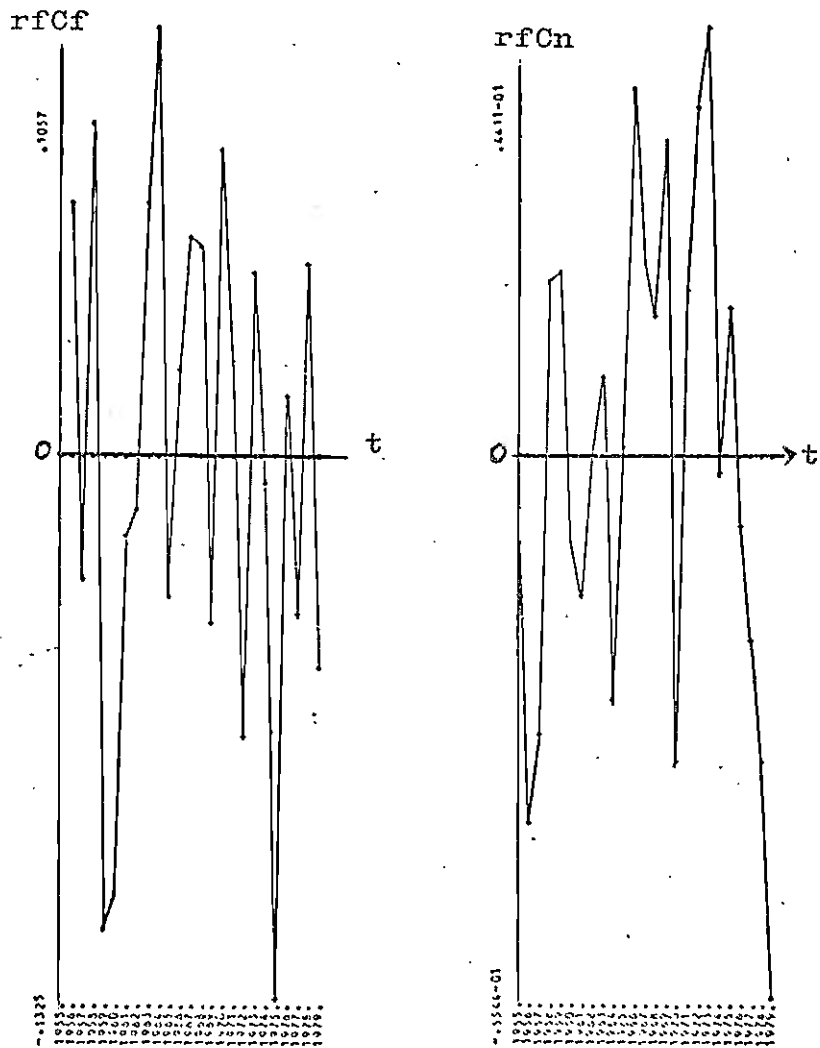
f_{fCe} = fros

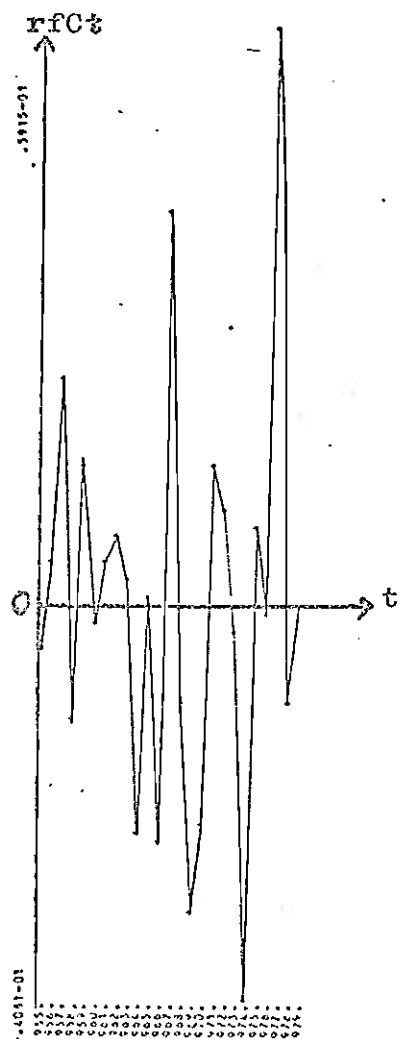
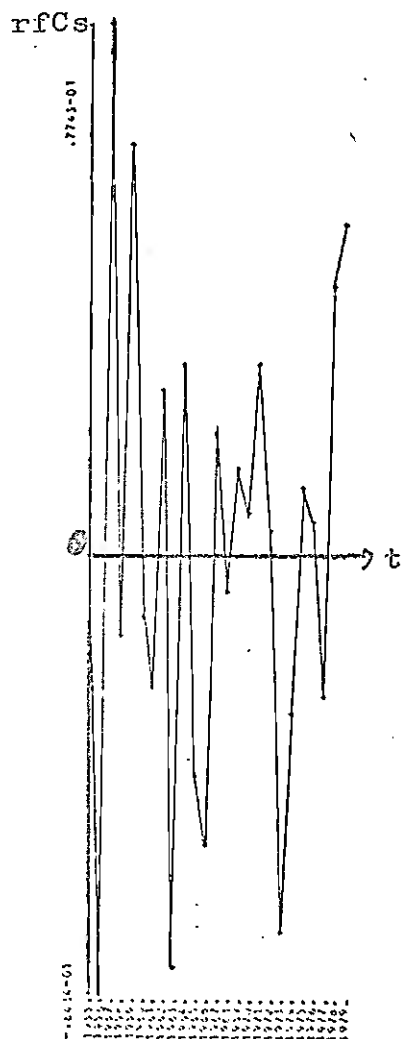
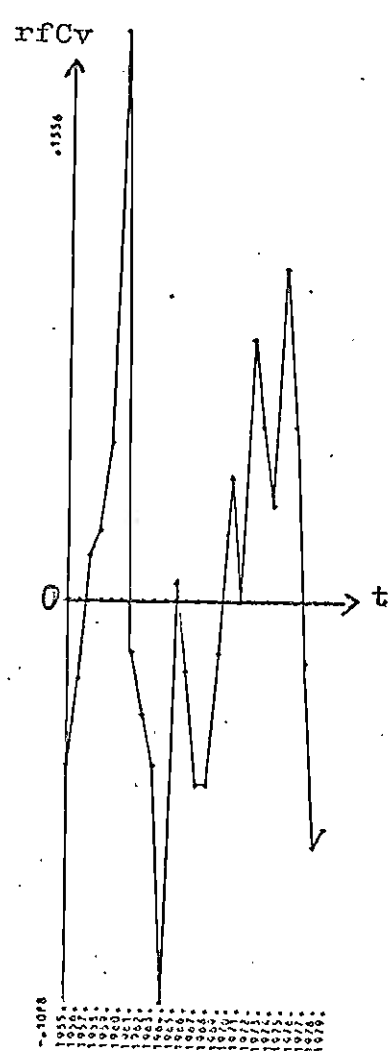
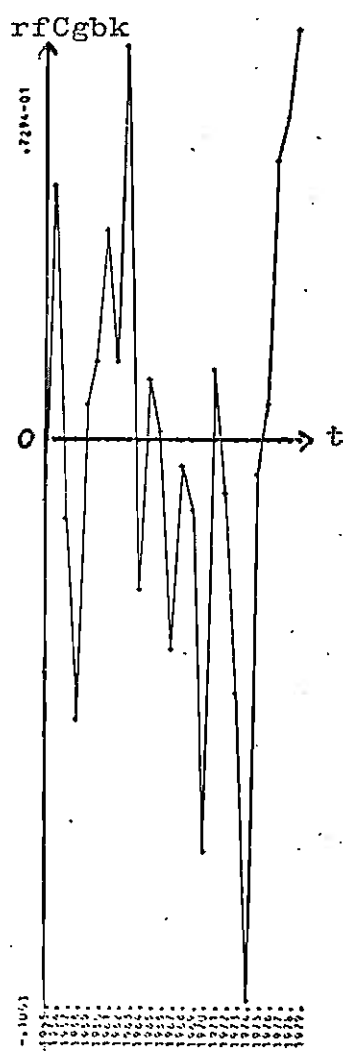
f_{fCv} = iku23

f_{fCt} = d79

Ann.: Proceduren konvergerer efter 9 iterationer.

Figur 7.1. Plot af residualerne fra estimationen i tabel 7.9.





Note: $rfC\langle x \rangle = fC\langle x \rangle - fC^{\wedge}\langle x \rangle$,
 Anm.: Der er forskellige enheder på ordinataksene.

dynamik i tilpasningen.

Da det således ikke er muligt at forklare observationen for fCt for 1979 med de givne data, er det velbegrundet at indsætte en dummy, $d79$, defineret ved at være lig med 1 i 1979 og 0 i de andre år, i relationen for fCt . Det fremgår af tabel 7.8, at fCt falder stærkt i 1980, hvoraf det kan sluttes, at det ekstraordinære forbrug af turistrejser i 1979 ikke har givet anledning til en ekstraordinær vaneopbygning, hvorfor fCt relationen bør specificeres som tilfælde 3 i appendiks 3 med $d79$ som ekstra forklarende variabel. Det får dog ikke praktisk betydning her, da estimationsperioden kun går til 1979, således at den laggede værdi af den ekstra forklarende variabel, $d79(-1)$ er lig med nul i hele estimationsperioden. Det skal dog alligevel angives, hvilken værdi koefficienten hertil, $K5$, antager beregnet ud fra båndet på parameterne.

Resultaterne fremgår af tabel 7.9. Nu overholder de estimerede parametre alle de teoretiske restriktioner og stabilitetsbetingelserne. Generelt er alle parameterestimerer² signifikant forskellige fra nul bortset fra to konstantled. R^2 er generelt ret høje og regressionernes standardafvigelser tilfredsstillende lave. Der spores dog første ordens positiv autokorrelation i halvdelen af relationerne. Estimationsproceduren konvergerer ret hurtigt, og ω og $L\omega$ antager rimelige værdier. Da dette er vores endelige specifikation, skal den diskuteres mere detaljeret¹⁾. Plots af residualerne defineret som observeret minus fittet efterspørgsel findes i figur 7.1.

fCf (fødevarer): Bliver helt urimeligt karakteriseret som et varigt gode ($\alpha < 0$), og budgetelasticiteten er også størst på kort sigt. Det kan her nævnes, at fCf i estimationsperioden noget uforståeligt udviser årlige svingninger, som leder tanken hen på serier for anskaffelsen af varige goder, R^2 er også relativt lav. Derimod er minimumsforbruget på både kort og langt sigt rimeligt nok meget højt, og pris- og budgetelasticiteterne er numerisk blandt de mindste.

fCn (nydelsesmidler): Både Durbin Watson teststørrelsen og residualerne afslører første ordens autokorrelation. Afskrivninger-

1) Hvis alle de tidligere præsenterede specifikationer reestimeres med dummy'en i fCt relationen subsidiært helt eksklusive denne relation, ændrer det ikke resultaterne væsentligt, fordi Ct trods alt er en lille post på budgettet. Omvendt er det fra disse resultater klart, at ligegyldig hvordan de andre relationer specificeres, er det nødvendigt med en dummy i fCt relationen

ne på vanebeholdningen forekommer at være alt for store (δ er næsten lig med 1). Det antyder fejlspecificeret dynamik, måske fordi hypotesen om at forbrugerne gradvist tilpasser sig ændrede priser og budget her er forkert. Der er et vist empirisk belæg for, at spiritus -og tobaksforbruget fx ved prisforhøjelser omvendt kun trykkes på kortere sigt. Rimeligt hører elasticiteterne til de mindste, og vaneeffekten er meget stor.

fCi (øvrige ikke-varige varer): Bliver karakteriseret som et varigt gode ($\alpha < 0$), men det har vi tidligere argumenteret for er helt i sin orden. Der spores en smule autokorrelation.

fCe (brændsel m.v.): Har rimeligt nok en meget lav udgifts -og prisfølsomhed på kort sigt, og tilpasningen foregår langsomt (k er meget lille). Klimaets indflydelse er meget signifikant. Det kan nævnes, at forskellen mellem en meget streng og en normal vinter er ca 32 frostdøgn, hvilket i 1982 ville aflede et samlet ekstra brændselsforbrug på 890 mill. kr. i 1982 priser.

fCgbk (transport): Der spores en del autokorrelation.

fCv (øvrige varige varer): Sammenlignet med fCi; forekommer be- holdningseffekten at være for lille, men rimeligt nok er bud- getelasticiteten iøvrigt meget stor på kort sigt. Der er udpræ- get autokorrelation, hvilket bl.a. kan hænge sammen med, at der slet ikke tages hensyn til den særegne dynamik, som gennem pe- rioden har knyttet sig til fremkomsten af nye varige goder (indtrængningskurver). Renteeffekten er signifikant. Hvis den forventede realrente i 1979 havde været et procentpoint højere (.068 i stedet for .058), ville fCv alt andet lige have været 1.1% lavere ifølge dette estimat.

fCs (øvrige tjenester): Er rimeligt nok blandt de mere budget- og prisfølsomme varer.

fCt (turistrejser m.m.): Dummy variabelen er klart signifikant og forklarer knap 10% af fCt i 1979. Regressionens standardaf- vigelse udgør 4.4% af regressandens gennemsnit, hvilket er klart mere end for de øvrige relationer. Ellers er det rimeligt, at komponenten vurderes til at være meget pris -og budgetfølsom på langt sigt.

Generelt synes de allerfleste parameterestimater at være rimelige målt med a priori fordomme. De eneste rigtige skønheds- pletter er, at fødevarerne karakteriseres som varige goder, at beholdningseffekten for de varige varer synes for lille, og at

Tabel 7.10. Efterspørgselsfunktionerne for fCe og fCv estimeret med OLS.

Estimationsperiode: 1955-79.

Afh. var.	<u>Regressionskoefficienter:</u>					s	R ²	DW
	K1	K2	K3	K4	K5			
fCe	.942 (.041)	.010 (.003)	-.006 (.004)	.0016 (.0004)	-.0013 (.0003)	.035	.988	2.03
fCv	.715 (.098)	.122 (.013)	-.088 (.013)	-3.474 (1.631)	2.616 (1.529)	.062	.991	1.10

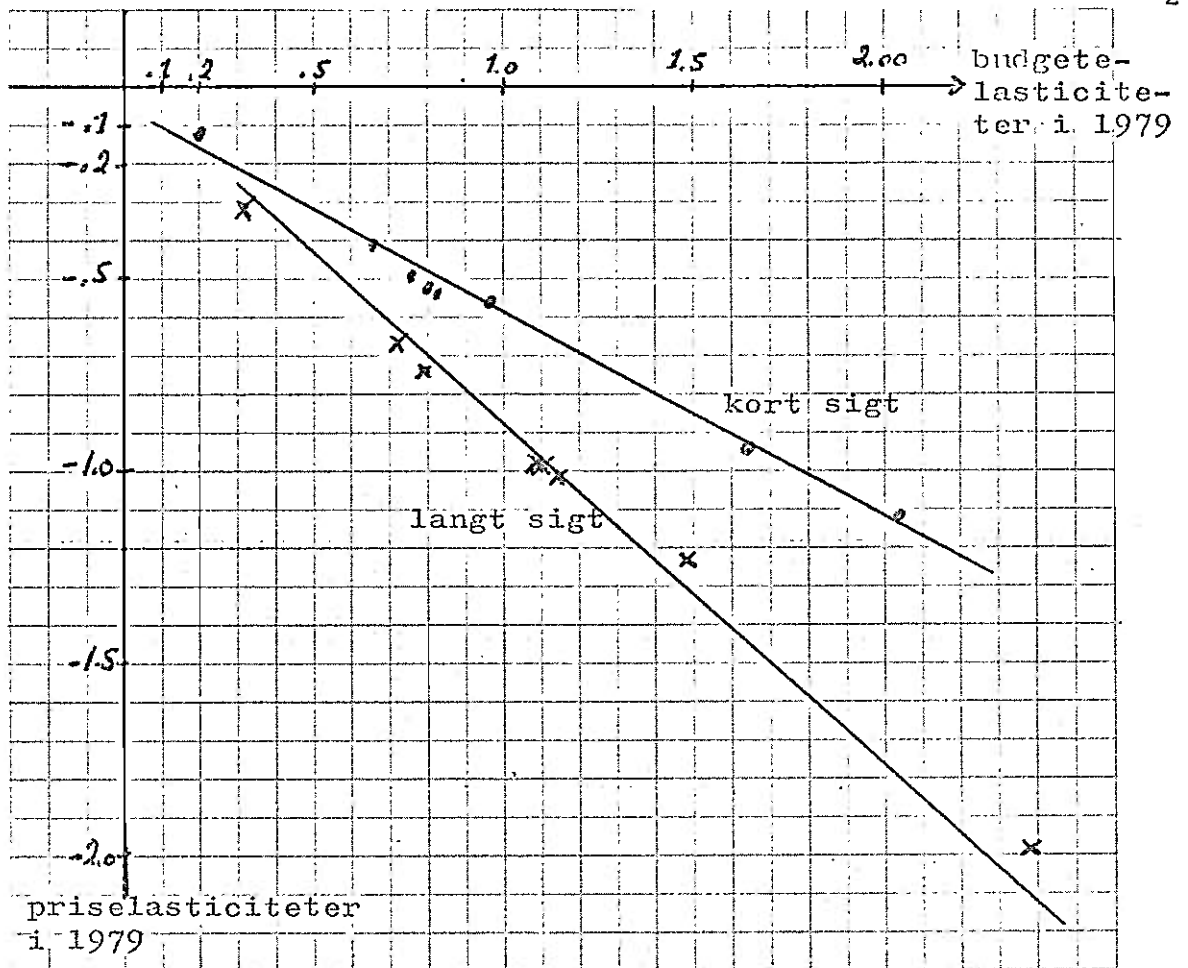
Anm.: Til at danne regressorerne $1/(\lambda_t p_{it})$ og $1/(\lambda_{t-1} p_{it-1})$ benyttes den værdi af λ_t , som er vist i tabel 7.9.

forekomst af autokorrelation indicerer en noget fejlspecificeret dynamik i halvdelen af efterspørgselsfunktionerne.

I tabel 7.10 vises resultaterne, når relationerne for hhv. fCe og fCv estimeres frit med OLS uden den a priori båndlæggelse af parameterne. Vi behøver ikke udføre et indviklet test for ved sammenligning med resultaterne i tabel 7.9 at kunne konstatere, at det indenfor usikkerheden ikke kan afvises, at de ikke-lineære bånd er opfyldt eksakt.

På figur 7.2 er de fra tabel 7.9 estimerede pris -og budgetelasticiteter i 1979 på såvel kort som langt sigt plottet op mod hinanden. Desuden er den rette linie med hældningen $1/\omega_{1979}$, som fitter punkterne for kortsigts elasticiteterne bedst, indlagt på øjemål. Tilsvarende er på øjemål indlagt den rette linie med hældningen $1/L\omega_{1979}$, som fitter punkterne for langt sigtselasticiteterne bedst. Det fremgår tydeligt, at der usikkerheden taget i betragtning, er tale om en næsten perfekt opfyldelse af Pigous lov (3-9a)^{II}. Tilsvarende kan nævnes, at også (3-10a) findes bekræftet, idet de fleste krydspriselasticiteter (ikke tabelleret) numerisk sjældent overstiger 0.10. Der er på disse data ikke meget tvivl om, at det er budgetinformationen, som dominerer prisinformationen. Additivitetsantagelsens stærke båndlæggelse af priseffekterne findes således fuldt bekræftet, men vi har altså valgt at ofre en mere raffineret beskrivelse af priseffekterne på dynamikkens alter.

I tabel 7.11 vises resultaterne af en dynamisk forudsigelse for årene 1976-79. Til det formål er vores foretrukne specifikation fra tabel 7.9 reestimeret på perioden 1955-75, så-



Figur 7.2. Priselasticiteterne og budgetelasticiteterne for 1979 fra tabel 7.9 plottet op mod hinanden.

ledes at vi kan undersøge forudsigelsesegenskaberne udenfor estimationsperioden på et fire års sigte, der svarer nogenlunde til den maksimale periode, som har interesse i en konkret sammenhæng fx en forudsigelse med ADAM. At forudsigelsen er dynamisk indebærer, at forudsigelsen af efterspørgslen efter en varegruppe er baseret på den forudsagte efterspørgsel for forrige år. Forudsigelsen for 1976 er dog baseret på den faktiske efterspørgsel i 1975.

Det kan nævnes, at når estimationsperioden indskrænkes til kun at gå til 1975, indebærer det i forhold til usikkerhedsgrænserne ikke nogen betydelige ændringer i parameterestimaterne i forhold til resultaterne i tabel 7.9 i langt de fleste tilfælde. De største ændringer er, at K_1 i fCt relationen estimeres til 0.761 (det har jo sin naturlige forklaring), i $fCgbk$ relationen til 0.654 og i fCs relationen til 0.793, samt at koefficienten til periodens forventede realrente i fCv relationen, K_4 , estimeres til kun -0.742 og ikke er helt signifikant, hvilket viser, at renteeffekten kun lader sig bestemme med meget stor usikkerhed. Iøvrigt er forekomsten af autokorrelation mindre udpræget på den kortere estimationsperiode.

Tabel 7.11. Dynamisk forudsigtelse for 1976-79.

	fcf	fcn	fc1	fce	fcgbk	fcv	fcs	fct	RMSD
	$fc<x> - \hat{fc}<x>$								
1976	-.008688	-.044857	-.074786	-.032302	.036827	.079169	.025527	.020439	.047
1977	-.050140	-.082709	-.073671	-.034637	.113585	.002406	.030721	.102664	.071
1978	-.001967	-.118142	-.108660	-.028644	.185243	-.130312	.088633	.112812	.111
1979	-.108769	-.177802	-.174247	.052814	.246343	-.231317	.123599	.231440	.180
RMSD	.060	.113	.115	.035	.165	.139	.079	.139	.114
	$(fc<x> - \hat{fc}<x>)/fc<x>$								
1976	-.002048	-.022670	-.021941	-.022388	.013467	.028652	.006879	.025123	.020
1977	-.011870	-.041789	-.021143	-.023684	.038844	.000864	.008199	.111106	.046
1978	-.000453	-.059608	-.032032	-.019001	.060361	-.049520	.023265	.116362	.056
1979	-.024969	-.091176	-.050810	.034136	.078793	-.089228	.031968	.213213	.096
RMSD	.014	.059	.034	.025	.054	.053	.021	.134	.061

Da modellen er estimeret med mængderne som regressander, og da det typisk er forudsigelsen af de efterspurgte mængder, som har interesse i en konkret sammenhæng (fx i en forudsigelse med ADAM), er det relevant at måle forudsigelsesegenskaberne ved fejlskuddene på de efterspurgte mængder. I den øverste halvdel af tabel 7.11 angives således for hver varegruppe den absolutte forudsigelsesfejl for hvert år defineret som den observerede efterspørgsel minus den forudsagte. I den nederste halvdel af tabellen er angivet den tilsvarende relative fejl. Til at opsummere fejlskuddene i en given søjle (for en given varegruppe) eller i en given række (for et givet år) er anført RMSE (root mean square error) for de absolutte fejl og RMSRE (root mean square relative error) for de relative fejl. Hvis $v=(v_1, \dots, v_i, \dots, v_n)$ er en vektor af absolutte fejl, og $rv=(rv_1, \dots, rv_i, \dots, rv_n)$ er en vektor af relative fejl, er disse fejlmål defineret ved:

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_i v_i^2}$$

$$\text{RMSRE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_i rv_i^2}$$

Disse opsummerende mål er valgt blandt mange mulige, fordi de tillægger store fejl en relativt stor vægt.

Af tabel 7.11 fremgår, at det for næsten enhver varegruppe gælder, at forudsigelsesfejlen har samme fortegn hvert år, og at den er numerisk voksende gennem perioden. Der er tre årsager hertil. For det første vil fx en overvurdering af efterspørgslen efter en vanedannende vare det første år aflede en for stor opbygning af vanebeholdningen, som igen kan aflede en endnu større overvurdering af efterspørgslen næste år o.s.v. For det andet kan det for visse relationers vedkommende tilskrives de autokorrelerede restled. Det ser ud som om, at denne effekt er større end de relativt små beholdningseffekter for fCi og for fCv relationerne. Isoleret set er der en vis begrundelse for, at beholdningseffekten for varer, som karakteriseres som variable i systemet, skulle give skiftende fortegn på fejlskuddene, idet en overvurdering af efterspørgslen og dermed beholdningsopbygningen et år isoleret set skulle dæmpe den forudsagte efterspørgsel det næste år. Sidst, men ikke mindst indebærer den absolut set store og voksende undervurdering af fCt, at

der tilsvarende må ske en stor og voksende overvurdering af efterspørgslen efter de øvrige varegrupper tilsammen.

Bortset fra f_{Ct} ses fejlskuddene at være relativt størst for de relationer, hvor der er konstateret første ordens positiv autokorrelation: f_{Cn} , f_{Ci} , f_{Cgbk} og f_{Cv} . For disse relationer er fejlskuddene utilfredsstillende store i de sidste to år. For de resterende tre relationer forekommer forudsigelsesfejlene at være rimeligt små i alle år. Sammenfattende må konkluderes, at systemets forudsigelsesegenskaber målt med "almindelig standard" skønmæssigt er acceptable på et til tre års sigt, men at dets iboende dynamik kan medføre alvorlige forudsigelsefejl på længere sigt. En forbedring af forudsigelsesegenskaberne kræver, at den i visse relationer forekomne autokorrelation elimineres. Det er dog ikke let at finde ud af, hvordan det kan gøres. Det er vanskeligt at pege på ekstra forklarende variable, hvis udeladelse forårsager autokorrelation, og som samtidig kan inddrages på operationel vis. En ændring af den dynamiske specifikation kræver nærmest, at man går over til en helt anden model.

4. Konklusion.

Inddragelse af antallet af frostdøgn som forklarende variabel indebærer en markant forbedring af f_{Ce} relationens fit og en marginal forbedring af de øvrige relationers fit samt synes i det hele taget at styrke hele estimationsproceduren, som her ved konvergerer langt hurtigere.

Det er muligt efter de sædvanlige tilfilninger af lagstrukturen at estimere en signifikant renteeffekt i f_{Cv} relationen, omend estimatet traditionen tro er meget følsomt overfor ændringer i lagstruktur og estimationsperiode.

Derimod synes der ikke at være mulighed for at bestemme f_{Cg} , f_{Cb} og f_{Ck} direkte i DLU selv under inddragelse af ekstra forklarende variable, fordi der er tale om varegrupper med indbyrdes specifikke substitutions- og komplementaritetsforhold.

NOTER:

I) For enkeltheds skyld benyttes p_{cp} som den relevante prisvariabel hele vejen igennem, også når bilforbruget defineres ved f_{Cb2} . Til dette formål er den slags småting uden betydning.

II) For efterspørgselsfunktioner baseret på en additiv nyttefunktion gælder:

$$(3-9a): \quad e_{ii} \approx \frac{1}{\omega} e_i \quad (\text{Pigous lov}).$$

$$(3-10a) \quad e_{ij} \text{ er numerisk meget lille.}$$

Disse approksimative sammenhænge, som gælder nøjagtigere jo flere varer, der er, er et andet udtryk for det i tidligere papirer omtalte forhold, at de specifikke kompenserede kryds-substitutionseffekter er nul under additivitetsantagelsen.

APPENDIKS

EKSTRA FORKLARENDE VARIABLE I DLU.

Ekstra forklarende variable bør indføres i nyttefunktionen for at sikre, at efterspørgselsfunktionerne stadig overholder de generelle betingelser. For at bevare linearitetsegenskaberne er det nødvendigt at indføre de ekstra forklarende variable i minimumsforbrugene lineært

$$(A-1) \quad \theta_i = \theta_i^! + \varepsilon_i f_i \quad \Rightarrow \quad Y_i = \theta_i^! + \alpha_i s_i + \varepsilon_i f_i \quad i=1, \dots, n$$

som indsat i nyttefunktionen giver

$$(A-2) \quad u = \sum \beta_i \cdot \log(x_i - \theta_i^! - \alpha_i s_i - \varepsilon_i f_i)$$

$\theta_i^!$ er den konstante del af minimumsforbruget af vare i , f_i er en ekstra variabel, som påvirker minimumsforbruget af vare i , og ε_i er en parameter, der angiver fortegnet og styrken heraf (evt. lig med 0). Maksimering af (A-2) givet budgetrestriktionen giver første ordens betingelserne (i kontinuert tid)

$$(A-3) \quad x_i = \theta_i^! + \alpha_i s_i + \beta_i L_i + \varepsilon_i f_i \quad i=1, \dots, n$$

hvor $L = \frac{1}{\lambda p_i}$, hvor $\lambda = \frac{\sum_j \beta_j}{y - \sum_j p_j (\theta_i^! + \alpha_i s_i + \varepsilon_i f_i)}$

Bemærk, at i fuld overensstemmelse med antagelsen om additivitet er den marginale nytte af x_i upåvirket af f_j ($\frac{\partial^3 u}{\partial x_i \partial f_j} = 0$ for $i \neq j$). f_j influerer kun x_i på en generel måde gennem λ .

Vi skal nu approksimere (A-3) i diskret tid og eliminere tilstandsvariablene, idet vi benytter samme metode som Philips (1974, kap 7.5), men for egen regning indfører de ekstra variable f_i . I diskret tid approksimeres tilstandsvariablen relevant for beslutningerne i periode t med gennemsnittet af beholdningen primo og ultimo den diskrete periode

$$(A-4) \quad \bar{s}_{it} = \frac{1}{2}(s_{it} + s_{it-1}) \quad i=1, \dots, n$$

så første ordensbetingelserne i kontinuert tid diskret tilnærmes med¹⁾

$$(A-5) \quad x_{it} = \theta_i^! + \alpha_i \bar{s}_{it} + \varepsilon_i f_i + \beta_i L_{it} \quad i=1, \dots, n$$

1) idet vi antager, at f_j er en strømvariabel. Hvis f_j er en beholdningsvariabel, er beholdningen relevant for beslutningerne i den diskrete periode t primobeholdningen f_{it-1} eller endnu bedre $\frac{1}{2}(f_{it} + f_{it-1})$. I udledningerne skal vi betragte f_j som en strømvariabel, men beholdningstilfældet kan let ind-

SYMBOLLISTEVariable:

x_i = køb af vare i ; $i=1, \dots, n$.

f_i = en for x_i evt. ekstra forklarende variabel.

s_i = tilstandsvariabel for vare i = $\int_{-\infty}^t x_i(z) \cdot e^{\delta_i(z-t)} dz$

= akkumulerede fortidige køb af vare i nedskrevet med den konstante afskrivningsrate δ_i . For rent varige goder er s_i lig med den rent fysiske beholdning. For rent vanedannede goder er s_i lig med en psykologisk vanebeholdning.

Integralet er løsningen til differentialligningen

$$ds_i/dt = x_i - \delta_i s_i$$

som siger, at beholdningsopbygning = køb - afskrivninger.

\bar{s}_i = diskret approksimation til s_i .

u = samlet nytte.

p_i = pris på vare i .

y = samlet budget = $\sum p_i x_i$.

λ = Lagrange multiplikator tilordnet det betingede nyttemaksimeringsproblem. λ kan fortolkes som budgettets grænsenytte ($\partial u / \partial y$). Benævnes kcu i dec82 versionen.

$L_i = 1/(p_i \lambda)$.

Parametre:Kort_sigt: _

θ_i = den konstante andel af minimumsforbruget af vare i .

α_i angiver effekten af tilstandsvariablen, s_i , for vare i :

$\alpha_i > 0$: vare i er et vanedannende gode (vanebeh. hæver min.forbr.

$\alpha_i < 0$: vare i er et varigt gode (fysisk beh. mindsker min.forbr.

ε_i (evt. lig med nul) angiver effekt af f_i .

$Y_i = \theta_i + \alpha_i s_i + \xi_i f_i =$ "minimumsforbrug" af vare i. Kan dog sagtens være negativ.

$\beta_i / \sum \beta_j =$ marginale budgetandel for vare i.

$\delta_i =$ afskrivningsrate for vare i jf. definitionen af s_i .

$k_i = \delta_i - \alpha_i$ ($0 < k_i \leq 1$) = tilpasningsparameter, der angiver hvor hurtigt beholdningsuligevægten for vare i elimineres (analogt til tilpasningsparameteren i en kapitaltilpasningsmodel).

$K_{i0}, K_{i1}, \dots, K_{i5} =$ reducerede regressionsparametre.

langt sigt:

$Y_i^* =$ "minimumsforbrug" af vare i. Kan dog sagtens være negativ.

$\beta_i^* =$ marginale budgetandel for vare i.

ξ_i^* (evt. lig med nul) angiver effekt af f_i .

Elasticiteter:

$e_i =$ elasticitet af x_i m.h.t. y på kort sigt.

$Le_i =$ - langt sigt.

$e_{ii} =$ elasticitet af x_i m.h.t. p_i på kort sigt.

$Le_{ii} =$ - langt sigt.

$\omega =$ elasticitet af λ m.h.t. y på kort sigt

$Le_{\omega} =$ - langt sigt.

Nogle guldkorn fra et celebret sølvbryllup (?).

NATIONALØKONOMISK FORENING afholder møde torsdag den 21. april 1983 kl. 17.00 på Københavns Universitet, Teatersalen, Bispe-
torvet 1-3, hvor lektor, dr. oec. Martin Paldam, Århus Universitet,
vil tale over følgende titel:

*»Ved Phillips-kurvens sølvbryllup –
hvad ved vi om løndannelsen?«*

Martin Paldam vil lægge hovedvægten på følgende 4 punkter:

1. Nødvendigheden af at se på både vare- og arbejdsmarkedet
(på grund af lønknotens manglende konstans).
2. En kritik af prisforventningsvariablen.
3. De internationale elementer i lønstigningstakten.
4. Nogle aktuelle aspekter.

NATIONALØKONOMISK FORENING
c/o Danmarks Nationalbank
tlf. (01) 14 14 11 (henv. sekretær Bent Andersen)

Modelgruppens udsendte var selvfølgelig på pletten og note-
rede sig to hovedkonklusioner:

- I. Hvor mange andre tilbyder den forventningsforhøjede Phil-
lips-kurve, hylder Paldam i stedet den 'arbejdsmarkedskli-
maforhøjede' Phillips-kurve.
- II. De internationale elementer i løndannelsen er endog me-
get stærke. Dette kan imidlertid også begrundes klimato-
logisk.

Detaljer:

Paldams empiriske materiale er alle mulige data om løn-
ninger, priser, arbejdsmarkedsforhold, indkomstfordeling m.v.
for de 17 vigtigste OECD-lande i de sidste 30 år.

Ad punkt 1.

Generelt er forklaringsgraden i den helt enkle Phillips-
kurve meget lav: i Phillips' originale artikel kan kun ca.
25% af lønstigningerne forklares ved arbejdsløsheden.

Paldams materiale viser, at alene de årlige variationer

i lønkvoten har været nok til, at forskellen mellem de relative pengelønsstigninger og prisstigninger har kunnet svinge med gns. 25%. En pris-Phillips-kurve er altså fejlspecificeret, og inflationsprocessen må forklares ved en simultan løn-pris spiral, hvor en (eller flere) lønrelation og en prisrelation spiller sammen.

Det empiriske arbejde med at udvikle forklaringen af den samlede inflationsproces har bevæget sig i forskellige retninger:

- a). Raffinering af målene for lønstigningstakt, prisstigningstakt og ledighed samt eksperimenter med funktionsformer fx. krumningen af Phillipskurven. Der er oplagt gevinst at hente her, men det er på den anden side langt fra tilstrækkeligt til at opnå en tilfredsstillende forklaringsgrad.
- b). Inddragelse af inflationsforventninger (se punkt 2).
- c). Indførelse af 'ad hoc skub'. Herved forstås vistnok indførelse af forklaringsvariable uden stærk teoretisk begrundelse til forklaring af de observationer, som den fine teori ikke magter at forklare.

(1). Varemarkedet (prisrelation): slipper for videre omtale.

(2). Arbejdsmarkedet (lønrelation): alle undersøgelser viser, at det er her, de vigtige ad hoc skub ligger.

(i). Udbudssidevariable. De vigtigste er skattetryk og understøttelsesgrad. Nogle mener, at skattetrykkets effekt på løndannelsen empirisk viser sig at kunne måle sig med dets effekt på efterspørgslen. Doktoren havde selv på et vist tidspunkt været i kontakt med det virkelige liv via LO højskolen og blev her overbevist om, at skattetrykket ihvertfald har en effekt på løndannelsen. Understøttelsesgradens virkning på løndannelsen kan teoretisk søges begrundet med søgesadfærdsmodeller som fx. i Blomgrens artikel i Nat.øk. tids. Paldam tilsluttede sig det gamle AMC argument mod Blomgren, nemlig at understøttelsesgraden i DK i efterkrigsperioden kun har ændret sig væsentligt en gang, da den tog et pænt hop i slutningen af 60'erne samtidigt med, at inflationsraten også steg stærkt. Man skulle nok ikke hænge for meget op på en enkelt observation. I de andre lande har understøttelsesgraden ikke ændret sig meget i perioden, så der kan ikke konkluderes noget herfra.

(ii). Arbejdsmarkedsklimavariabel. Organisationsgraden har i DK såvel som i de andre lande ændret sig så lidt i perio-

den, at dens effekt på lønstigningstakten er ret vanskelig at måle. Derimod var Paldam, som ifølge vores modelanfører går for at være en ægte positivist af o'lte grad, tydeligvis stærkt ophidset over den empirisk set meget tætte og smukke positive samvariation mellem antal arbejdskonflikter og lønstigningstaktens størrelse. Denne samvariation er udpræget i latinske og angelsaksiske lande (fx. USA), hvor der relativt mange arbejdskonflikter, og viser sig også for OECD som helhed, mens den ikke er så stærk i de mere disciplinerede germanske lande (herunder DK), hvor der ikke er så meget ballade eller variationer i balladen. Paldam medgav dog straks, at det teoretiske grundlag for denne empiriske sammenhæng er vanskeligt at etablere. Antal konflikter kan fx. være et udtryk for graden af fagforeningernes aggressivitet, men hvordan og hvorfor opstår der variationer i dem? Nogle havde opkastet den tanke, at en vigtig determinant for løndannelsen er forskellen mellem lønningerne i de forskellige sektorer. Såfremt lønspredningen er stor, opstår der mange strejker, idet de relativt dårligst lønnede kæmper for at indhente de bedre lønnede. Denne kamp resulterer i gns. højere lønstigninger. Imidlertid kan der også tænkes en sammenhæng den modsatte vej: netop når de gns. lønstigninger er størst, synes lønspredningen at øges, hvilket forårsager flere strejker. Kausaliteten går således begge veje. Der er også nogle der mener, at antal arbejdskonflikter i virkeligheden virker som en proxy for graden af spredning i inflationsforventningerne: jo mere spredte inflationsforventninger jo større uenighed i lønforhandlingerne jo flere strejker og jo større lønstigninger. Iøvrigt er der et rent statistisk problem, da de fleste lande (herunder DK) blander strejker og lock-out'er sammen i begrebet konflikter i den offentliggjorte statistik. Hvis konflikterne måles ved deres antal og ikke deres størrelse, drukner lock-out'ernes betydning dog som regel i strejkerne.

Summa summarum: sammenhængen mellem antal konflikter og lønstigningstakten er så smuk i så mange lande, at positivisten simpelthen ikke kan nære sig. Her er der et frugtbart udgangspunkt for videre arbejde, hvor et vigtigt element selvfølgelig er etableringen af en teori, som måske også kan give

svar på, hvordan sammenhængen kan udnyttes i fremskrivninger, dvs., hvordan konfliktniveauet kan forudsiges.

Ad punkt 2.

1967 var i mange lande det sidste år, hvor en gammeldags Phillips-kurve (kun med arbejdsløsheden som argument) kunne forklare lønstigningstakten nogenlunde. Derefter har næsten alle kurve-folk fundet det nødvendigt, at lade et udtryk for prisstigningsforventningerne indgå, for at forklare, at den gammeldags Phillips-kurve i årene fra 1968 og frem forskydes mod nordøst (som forudsagt af F..... selv). Der kan rettes mindst to indvendinger mod prisforventningsvariablen:

a). Empirisk. Det har vist sig vanskeligt at opstille en fornuftig relation for dannelsen af prisforventningerne. Solows hypotese om adaptive forventninger (prisstigningsforventningerne er en funktion af fortidige prisstigninger) er meget anvendt, men estimationsmæssigt set stiger forklaringsgraden ikke synderligt ved at lade prisstigningsforventningerne indgå som argument i Phillips-kurven fremfor de faktiske prisstigninger, fordi de to serier svinger ret ens. Forventningerne bør ikke på dette spinkle grundlag tillægges så stor vægt. Nogle har undersøgt inflationsforventningerne ved simpelthen at spørge 'folk'. Fx. viser det sig (Lars Jonov i American Economic Review), at 1000 svenske husmødre i gns. er i stand til at forudsige inflationen ret nøjagtigt, uden at ret mange som enkeltpersoner er i stand til at afgive et nogenlunde rigtigt gæt. Spredningen er vist ret vild. Således lader det til, at 'folk' ikke har særlig nøjagtige eller sikre inflationsforventninger. Herimod har andre indvendt, at velinformerede medlemmer af vor stand viser sig at have rimeligt rigtige inflationsforventninger. Via deres placering i organisationer, virksomheder, administration osv. kan de således informere de for løndannelsen relevante beslutningstagere, således at disse forventninger alligevel influerer løndannelsen. Spørgsmålet er så, hvem de vigtigste agenter i løndannelsen er: 'folk' eller pamperne.

b). Teoretisk. Den forventningsforhøjede Phillips-kurve fremstår som et smukt teoretisk bidrag, men Paldam mener vistnok, at man let ender i en hypotese om rationelle forventninger, som jo er helt far out.

Ad punkt 3.

Temmelig overraskende er korrelationen mellem de 17 vigtigste OECD-landes lønstigninger større end korrelationen mellem deres prisstigninger. Begge sæt korrelationer er ret høje. De stærke internationale elementer i løn -og prisdannelsen kan søges forklaret med:

a). Inflationstransmission via importpriserne. Importpriser-^{effekt}nes på et lands prisstigningstakt kan estimeres, men betyder kun lidt: kun gns. 10% af de 17 landes inflation kan forklares på denne måde. Heller ikke hvis det forsøges at korrigere for potentielle markeder (det forhold at selvom 2 lande kun har en lille handel med en vare, så påvirker de hinandens prisdannelse, idet der ved større prisforskelle på varen ville ske en stigning i handelen med varen, hvorved prisforskellen ville udlignes), opnås en større forklaringskraft. Hvordan en sådan korrektion overhovedet skal fortages, volder selvsagt store problemer; i nogle tilfælde er importen blot ret arbitrært tildelt en op til flerdobbelt vægt.

At lønstigningerne er stærkere internationalt korrelerede end prisstigningerne, kan selvfølgelig ikke forklares ved importpriserne. På baggrund af disse resultater er det forståeligt, at LINK kun i ringe grad er i stand til at forklare den internationale inflationstransmission.

b). EFO-modellen. Paldam mener, at denne model må afvises empirisk, fordi arbejdskraftomkostningerne pr enhed i de forskellige landes konkurrerende sektorer udviser væsensforskellige sving omkring en mere fælles trend. Iøvrigt er de udlandskonkurrerende sektorerers lønstigninger kun en lille smule mere korrelerede end de beskyttede sektorerers.

c). Derimod udvikler arbejdsmarkedsklimaet sig nogenlunde ens i de nævnte lande forstået på den måde, at antal konflikter er meget korrelerede. Selvom positivisten er klar over, at økonomer afskyer den slags påsæsnak, så mener han, at denne korrelation kan forklares med internationale politiske strømninger formidlet af de stærkt udbyggede internationale informationskanaler. Som eksempel kan nævnes, at i mange af landene stiger kvindernes løn i forhold til mændenes i årene fra 1968 og frem (i DK sker det først i 1973). Her har vi også en forklaringstype, som kan begrunde, at lønstigningerne internationalt er stærkere korrelerede end prisstigningerne.

d). Valutakursudsving. I Nat.øk.tids. for nylig påviser Paldam, at lønstigningerne empirisk ikke reagerer ret meget på valutakursændringer.

Ad punkt 4.

Generelt har politikerne ikke meget styr på pris-løn udviklingen, bl.a. fordi denne kører stærkt med på den internationale vogn. Indkomspolitik har erfaringsmæssigt små chancer. Fx. har Holland i perioder ført benhård indkomspolitik, men set over en 30 års periode synes Holland ikke at have haft lavere lønstigninger end naboerne. Beskæftigelsen har dog været højere - skyldes det indkomspolitik eller naturgas?

Indeksering synes ikke at øge lønstigningstakten mærkbart.

Som en slags bekræftelse på den arbejdsmarkedsklimaundersøgte Phillips-kurve nævnte Paldam endelig, at den eneste gang i de sidste mange år, hvor både lønstigningstakten og arbejdskonflikternes antal har været stort set nul i flere måneder i USA, var lige efter, at Ronald fyrede alle flyvelederne.

En analyse af konsekvenserne af nulstillingerne i ADAM's
input output tabel.

Dette papir er et udsnit af en afløsningsopgave, idet for ADAM-folket kendt stof mm. er skåret væk. Dokumentation af og begrundelser for hele nulstillingsproceduren findes i AMC 5.4.82.: 'Nulstilling af elementer i i-o matricer'.

Der skal anvendes følgende notation:

	erhverv	endelig anvendelse	
erhverv	A	E	g
import	M	M_E	m_s
primære inputs	Y	Y_E	s
	g'	f'	

Figur 1. ADAM's io tabel på koefficientform i symbolsk notation.

ANM.: Idet \wedge betegner diagonalisering, angives fx. $\text{erhverv} \times \text{erhverv}$ matricen i mill. kr. som $A \wedge g$.

I forhold til den måde, hvorpå ADAM's io tabel normalt opskrives jf. bilag I tabel 1, bemærkes følgende:

- rentemarginalen (leverancen fra q_f til q_i) betragtes her teknisk set som en leverance fra q_f til endelig anvendelse. Søjlen for q_i indgår ikke i nogen koefficientmatricer.
- Der opereres kun med 1 samlet søjle for lagerændringer (II)

- De 2 søjler for turistindtægter (Et) i hhv. privat konsum (negativ) og eksport (positiv) udelades.

For denne io tabel gælder bl.a. følgende identiteter:

$$(1) \quad g = z + e$$

hvor z er en søjlevektor, hvor det i 'te element angiver erhverv i 's samlede leverancer til input i erhvervene;

$$(2) \quad z = Ag$$

og e er en søjlevektor, hvor det i 'te element angiver erhverv i 's samlede leverancer til endelig anvendelse:

$$(3) \quad e = Ef$$

(2) og (3) indsat i (1) giver

$$g = Ag + Ef$$

$$(4) \quad g = (I-A)^{-1}Ef$$

For importen gælder identiteten

$$(5) \quad m_s = Mg + M_E f$$

som sammen med (4) giver

$$m_s = M(I-A)^{-1}Ef + M_E f$$

$$(6) \quad m_s = (M(I-A)^{-1}E + M_E)f$$

Antages, at koefficientmatricerne A , E , M og M_E dannet i faste priser er konstante forvandles identiteterne (2) - (6) til en io mængdemodel, hvor (4) og (6) under disse antagelser viser, hvorledes de indenlandske erhvervs produktion og importen reagerer på en given vektor af komponentfordelt endelig anvendelse.

Ideen i det følgende er, at vurdere nulstillingernes betydning ved at undersøge deres konsekvenser for egenskaberne af den simple io mængdemodel (2) - (6) (selvom denne ikke indgår direkte i ADAM).

Vi springer ind på side 8:

11	Xb	bygge og anlæg	95
12	Xqh	handel	95,97
13	Xqs	søfart	101
14	Xqt	anden transport	99,100,102-105
15	Xqf	finans. virks.	106
16	Xqg	andre tjenester	94,98,107,109-116
17	Xh	boligbenyttelse	108
18	Xo	offentlig sektor	117
19	Xqi	imputerede finansielle tjenester	

2. Importgrupper; og primære inputs.

Rækkenr.	Variabelnavn	Omfatter følgende NR-variabler
20	M0	Import af SITC 0
21	M1	Import af SITC 1
22	M24	Import af SITC 2 og 4
23	M3	Import af SITC 3
24	M5	Import af SITC 5
25	M6	Import af SITC 6
26	M7	Import af SITC 7 excl.M
27	M89	Import af SITC 8 og 9
28	My	(Del af imp. af SITC 7)
29	Ms	(skibe og fly) uden for SITC (med NRRR < 01000000

import vedr. Nordspø-aktiv., udenl. skibe og fly's proviantering i DK turistindtægter og -udgifter og danske skibes udgifter i fremmed havn, excl. Mt

30 Mt (Del af udenl. skibe...
..turistindt. og udgift

31 Sim Fold

32 Sin

41	E24	Ekspert af SITC 2 og 4
42	E3	Ekspert af SITC 3
43	E5	Ekspert af SIRC 5
44	E6	Ekspert af SITC 6
45	E7	Ekspert af SITC 7 excl.
46	E89	Ekspert af SITC 8 og 9
47	Ey	(ekspert af skibe og fl. del af eksp. af SITC 7)
48	Es	Ekspert ud over SITC 0-
49	Et	Forbrugsgruppe 64 (turistindtægter)

3. Privatforbrug

Søjlenr.	Variabelnavn	Løbenumre i NRS 66-forbrugsgruppering
20	Cf fødevarer	1-15
21	Cn nydelsesmidler	16-19
22	Ci øvr. ikke-varige varer	20, 21, 23, 36 49, 52, 56, 59
23	Ce brændsel mv.	24-27
24	Cg benzin & olie til køretøjer	43
25	Cb køretøjer	41
26	Cv øvr. varige varer	28-30, 32, 37 47, 48, 57, 58
27	Ch boligbenyttelse	22, 23
28	Ck kollektiv transp. mv.	45, 46
29	Cs øvrige tjenester	31, 34, 35, 44, 38-40, 42, 44, 50, 51, 53-55, 60-63, 66

Nulstillingen er illustreret for io tabellen for 1975 i bilag 1 tabel 2. For hver celle vises forskellen mellem dens værdi efter nulstillingen og før i mill. kr. De celler som er bevaret ved omposteringerne er indrammet. Desuden er anført de uændrede søjle -og rækkesummer for de delmatricer, nulstillingerne er fortaget på (idet dog rækkesummerne for investerings -og eksportdelmatricerne er slået sammen).

For matricen A_g ses fx således, at leverancen fra anden

Tabel 4. Omposterings betydning for den samlede iø mængdemodel.

j	$e^{oj} - e^j$		$g^{oj} - g^j$		$m_s^{oj} - m_s^j$		
	RMSE mill.kr.	RMSPE %	RMSE mill.kr.	RMSPE %	RMSE mill.kr.	RMSPE %	
1	Cf	3	.04	10	.22	6	.10
2	Cn	1	.03	7	.13	3	.07
3	Ci	6	.17	15	.41	7	.12
4	Ce	1	.02	4	.03	0	.01
5	Cg	0	.00	0	.03	0	.00
6	Cb	0	.00	1	.01	0	.00
7	Cv	5	.19	4	.17	3	.03
8	Ch	0	.00	5	.14	1	.02
9	Ck	0	.00	5	.08	2	.02
10	Cs	5	.05	22	.28	8	.17
11	Ct	0	.00	0	.00	0	.00
12	Co	0	.00	27	.29	11	.26
13	Im	1	.01	5	.08	1	.02
14	Ib	0	.00	23	.90	9	.16
15	It	0	.00	0	.00	0	.00
16	I1	1	.01	1	.05	0	.00
17	E0	2	.03	13	.29	5	.11
18	E1	1	.03	3	.06	1	.02
19	E24	3	.14	5	.14	1	.02
20	E3	1	.01	1	.02	0	.00
21	E5	4	.10	11	.22	3	.06
22	E6	5	.31	7	.47	1	.02
23	E7	4	.04	15	.18	3	.04
24	E89	5	.10	8	.23	4	.07
25	Ey	0	.00	4	.05	1	.01
26	Es	1	.01	6	.05	2	.03

Anm.: $e^{oj} - e^j = E_{75}^0 f^j - E_{75} f^j$

$f^j = f$ vektoren i 1975 i mill.kr. med element nr j øget med 10%

$g^{oj} - g^j = (I - A_{75}^0)^{-1} e^{oj} - (I - A_{75})^{-1} e^j$

$m_s^{oj} - m_s^j = (M_{75}^0 g^{oj} + M_{E_{75}}^0 f^{oj}) - (M_{75} g^j + M_{E_{75}} f^j)$

end i den oprindelige. Men det er også langt den største relative forskel i en enkelt leverance.

Herefter bliver effekten på g vektoren, som afspejler nulstillingerne i såvel A^0 som E^0 matricen også ret ringe. Den største absolutte forskel i en enkelt leverance fremkommer, når det offentlige forbrug Co øges med 10%, idet produktionsværdien for andre tjenester X_{qt} alene som følge af omposteringer i A^0 matricen bliver 79 mill.kr. (knap $\frac{1}{2}\%$) mindre end i den ikke-nulstillede model. De fleste andre forskelle er ikke nær så store.

Forbrugsfunktionerne i ADAM, december 1982.

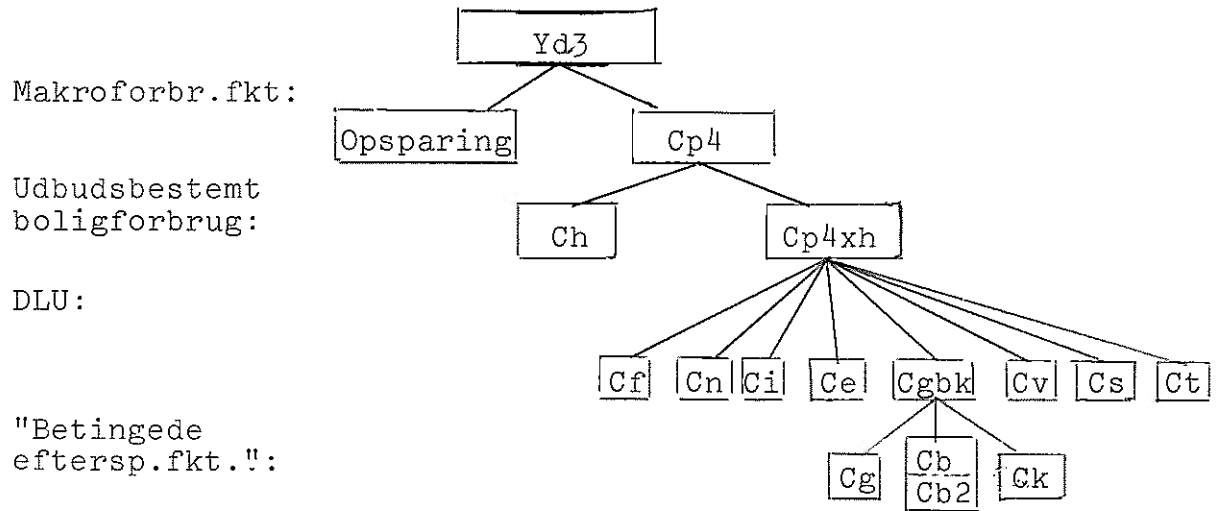
Fordelingen på enkeltkomponenter af det i makroforbrugsfunktionen bestemte totale private forbrug sker i december 1982 versionen af ADAM v.hj.a. det dynamiske lineære udgiftssystem (DLU) principielt efter skitsen i PT 30.11.81: "Et hierarkisk forbrugssystem".

Der er dog i forhold til skitsen i det nævnte papir sket nogle ændringer dels som følge af de nye data (overgang til 1975 som basisår og estimationsperioden udvidet til og med 1978), dels fordi bilerne nu indgår med afskrivningerne Cb2 i makroforbrugsfunktionen istedet for med anskaffelserne Cb jf. AL 15.9.82: "Makroforbrug...". Desuden indgår turistindtægterne med nye vægte i løbende priser i de enkelte komponenter jf. PT 25.1.82: "Fordelingen af Et".

1. Den kausale struktur i forbrugsbestemmelsen.

Den hierakiske forbrugsbestemmelse fremgår af figur 1. Det samlede forbrug $Cp4$ bestemmes i makroforbrugsfunktionen. Det rationerede, imputerede forbrug af boligbenyttelse Ch bestemmes fra udbudssiden. Den repræsentative forbruger antages at fordele sit resterende budget $Cp4xh$ på komponenterne Cf , Cn o.s.v. i overensstemmelse med hypotesen i DLU. Endelig fordeles forbruget af transport $Cgbk$, v.hj.a. hvad der med noget af en tilsnigelse kan kaldes "betingede efterspørgselsfunktioner", på sine enkeltkomponenter benzin, bilafskrivninger samt kollektiv transport, idet bilanskaffelserne Cb bestemmes efter det hidtidige investeringsteoretiske oplæg, hvorefter $Cb2$ beregnes ud fra den postulerede afskrivningsprofil. Det har vist sig nødvendigt at lade den samlede realindkomst indgå som argument i relationen for bilanskaffelserne i stedet for det samlede transportbudget. Forbruget af kollektiv transport bestemmes residualt.

Denne struktur i forbrugsbestemmelsen er i vidt omfang baseret på, at nyttefunktionen bag DLU er (stærkt) separabel jf. PT 30.11.81.



$Yd3$ = disponibel indkomst i makroforbrugsfunktionen.

$Cp4 = Cp + Cb2 - Cb$.

$Cb2 = pcb \cdot (.34fCb + .238fCb(-1) + .167fCb(-2) + .117fCb(-3) + .082fCb(-4) + .056fCb(-5))$.

$Cp4xh = Cp4 - Ch$.

$Cgbk = Cg + Cb2 + Ck$.

Figur 1. Den kausale struktur i forbrugsbestemmelsen.

2. Estimationsresultater.

Ligesom for makroforbrugsfunktionens vedkommende er estimationsperioden (bortset fra i relationen for fCh) 1955-78 begrundet med, at bilafskrivningerne løber over 6 år.

Da makroforbruget bestemmes i løbende priser, er det hensigtsmæssigt at lade turistindtægternes andele af de enkelte forbrugskomponenter være konstante i løbende priser og ikke som hidtil i faste.

DLU og de "betingede efterspørgselsfunktioner" estimeres pr capita.

2.1. Forbrug af boligbenyttelse.

Det private forbrug af boligbenyttelse er i nationalregnskabet en imputeret størrelse. Endvidere har en væsentlig del af boligforbruget været rationeret i hele estimationsperioden.

En beskrivelse af efterspørgselsadfærd er derfor ikke mulig, og forsøg med at inddrage fCh i DLU går da også helt galt.

Jf. Rapport nr 3 kapitel 6.2 må fCh derfor bestemmes ud fra boliginvesteringerne fIh, hvilket dels afspejler beregningen af fCh, dels kan fortolkes derhen, at det rationerede forbrug af boligydelse er bestemt af udbudet.

Reestimation af den hidtidige relation giver:

$$(1) \quad DfCh = .0098fIh + .040fIh(-1)$$

$$(\quad) \quad (.0071) \quad (.007)$$

n=1949-78 s=72 DW=.72

Inddrages et konstantled, bliver det klart insignifikant:

$$(2) \quad DfCh = 5 + .0095fIh + .040fIh(-1)$$

$$(\quad) \quad (31) \quad (.0075) \quad (.007)$$

n=1949-78 s=74 R²=.94 DW=.72

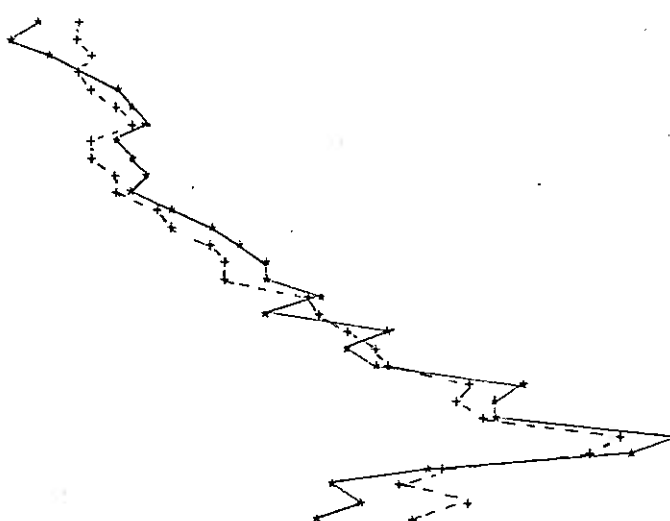
Den udprægede autokorrelation, som også findes i den hidtidige relation, genfindes, hvad enten fIh eller fIh(-1) indgår alene som forklarende variabel, men residualspredningen er lavest i (1). Parametrene er ekstremt stabile overfor skift i estimationsperioden.

Relation (1) er indlagt i december 1982 versionen.

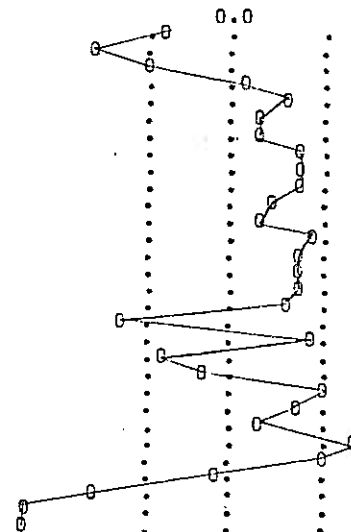
PLOT OF ACTUAL(*) AND FITTED(+) VALUES

PLOT OF RESIDUALS(O)

ID	ACTUAL	FITTED
1949	176.0	235.4
1950	125.9	241.4
1951	196.5	260.3
1952	242.5	240.2
1953	392.6	359.1
1954	327.9	501.9
1955	337.2	514.9
1956	330.5	263.3
1957	313.3	262.4
1958	343.3	396.6
1959	324.3	395.1
1960	328.8	361.4
1961	448.9	386.4
1962	494.2	440.6
1963	529.7	474.9
1964	533.6	482.1
1965	634.5	593.1
1966	535.3	628.2
1967	723.7	662.2
1968	641.4	717.4
1969	759.7	743.4
1970	919.9	865.1
1971	868.1	864.4
1972	904.1	882.7
1973	1133.7	1093.5
1974	1130.0	1062.5
1975	798.9	817.5
1976	643.4	522.6
1977	692.5	552.0
1978	620.6	784.6



RESIDUAL
-59.4
-116.5
-65.5
25.4
35.5
21.0
20.3
44.5
52.9
47.2
29.1
17.4
62.3
45.6
54.7
51.4
41.4
-93.0
60.0
-56.0
-23.3
71.3
53.9
21.4
92.6
57.4
-18.6
-109.9
-160.0
-154.0



Plot af relation (1)

2.2. DLU.

Det resterende forbrug Cp^{4xh} fordeles herefter af DLU. Det ekstraterritoriale forbrug Et antages at fordele sig i et fast forhold på de enkelte forbrugskomponenter i løbende priser. Idet DLU estimeres pr capita, bliver estimationsvariablene fC_x^X defineret således:

$$fC_x^X = (fC_x - a_x \cdot Et / pc_x) / U_f, \quad x=n, f, i, e, gbk, v, s, t$$

hvor $fC_{gbk} = (C_g + C_{b2} + C_k) / pc_{gbk}$

$$pc_{gbk} = \frac{pc_g \cdot fC_g(-1) + pc_{b2} \cdot fC_{b2}(-1) + pc_k \cdot fC_k(-1)}{fC_g(-1) + fC_{b2}(-1) + fC_k(-1)}$$

a_x = Vægte til Et jf. PT 25.1.82.: "Fordelingen af Et ".

U_f = Befolkningstal i 1000'er pr 1. juli.

Anvendelsen af laggede vægte i prisindekset for transport sker ud fra ønsket om at mindske simultaniteten af den samlede model.

Enheden for fC_x^X er altså mill kr pr 1000 indbyggere = 1000 kr pr indbygger.

I PT 30.11.81 er der specielt i afsnit 2 redegjort for teorien bag DLU, fortolkningen af parametrene, kort -og langt-sigtsegenskaber mv. Der henvises derfor dertil for forklaring af parametre og eventuelle mærkelige ord i det følgende. Bort set fra, at variabelen la nu officielt er døbt kcu , er notationen overalt den samme.

I tabel 1 er DLU estimeret på de 8 varegrupper. Estimationsligningerne er (11a) i PT 30.11.81, idet der estimeres iterativt over kcu som defineret i (11b). Initialt sættes kcu til $1/Cp^{4xh}$, (11a) estimeres, kcu udregnes i (11b), idet kcu sættes til 1 i 1954, (11a) estimeres osv. Når kcu er konvergeret, kan (11a) betragtes som efterspørgselsfunktioner. Formler for elasticiteter og strukturelle parametre findes i HD 13.5.81: "Det dynamiske lineære udgiftssystem". I bemeldte PT-papir er den bagvedliggende nyttefunktion angivet i formel (3) og på langt sigt i formel (3').

I tabel 1 er alle parametre bortset fra adskillige konstantled pænt signifikante. Der er dog en del autokorrelation i relationen for nydelsesmidlerne og især i relationen for de varige goder. For de enkelte relationer bemærkes følgende:

fCf: Bliver uheldigvis karakteriseret som et varigt gode ($a < 0$), og det er også utroværdigt, at budgetelasticiteten er numerisk størst på langt sigt. Derimod er det rimeligt, at den kommer ud med det største minimumsforbrug (o og g') og den laveste pris- og budgetfølsomhed. Residualspredningen udgør 1.6% af regressandens gennemsnitsværdi.

fCn: Relationen lider af autokorrelation, og K_3 er ikke rigtig signifikant, men ellers kommer den rimeligt ud med de laveste pris- og budgetelasticiteter især på kort sigt. Hastigheden for tilpasning til langtsigtslige vægten er dog ret hurtig (k relativt stor). Residualspredningen udgør 1.8% af variabelens gennemsnitsværdi.

fCi: Bliver karakteriseret som et varigt gode, hvilket måske trods alt ikke er helt urimeligt. Der spores nogen autokorrelation. Residualspredningen udgør 1.7% af regressandens gennemsnitsværdi.

fCe: Det gamle problem med, at stabilitetsbetingelsen ($\approx K_1 < 1$) bliver overtrådt, genfindes på de nye data kun i form af, at K_1 ikke bliver absolut signifikant mindre end 1. Problemet er, at det tilsyneladende ikke er muligt at få vejrligets indflydelse målt ved frostdøgnene ind i DLU på en fornuftig måde. Frostdøgnene kan ses klart i residualerne. Residualspredningen er 4% af regressandens gennemsnitsværdi, hvilket er højere end for de fleste andre relationer.

Det kunne antyde, at det ville være bedre at fastlægge f_{Ce} i en relation efter hidtidigt mønster og fordele det resterende budget i DLU udfra en hypotese om, at forbrugeren først fastlægger sit brændselsforbrug (opvarmningsbehov) udfra bl.a. vejrliget og derpå fordeler sit øvrige budget. Bliver det koldt spares der over en bred kam på resten.

Reestimation af den hidtidige relation giver:

$$(3) \quad Df_{Ce}^x = \begin{matrix} .047D \left(.4 \frac{Yd_3}{pcp4v} + .4 \frac{Yd_3}{pcp4v} (-1) + .2 \frac{Yd_3}{pcp4v} (-2) \right) \\ (.014) \\ - .240D \left(\frac{pce}{pcp4v} \right) + .0014 D_{fros} \\ (.135) \quad (.0004) \end{matrix}$$

$$(4) \quad DfCe^x = \frac{.060D}{(.016)} \left(\frac{.4Cp4}{pcp4v} + \frac{.4Cp4}{pcp4v}(-1) + \frac{.2Cp4}{pcp4v}(-2) \right) \\ - \frac{.243D}{(.125)} \left(\frac{pce}{pcp4v} \right) + \frac{.0014Dfros}{(.0004)}$$

n=1955-78

s=.041

DW=1.69

pcp4v er deflatoren til makroforbruget. Lagstrukturen i (3) og (4) er udvalgt på traditionel vis som den, der giver lavest residualspreddning.

Forskellen på residualspreddningen mellem regressionen i tabel 1 og (4) er helt ubetydelig i forhold til regressandens niveau. Når fCe estimeres i DLU, påvirkes resultatet af residualerne fra samtlige øvrige relationer. På den anden side er estimationsperioden i (4) lidt kortere grundet definitionen af pcp4v.

Tabel 2 illustrerer, at resultatet for de øvrige 7 relationer ikke bedres, hvis de indgår i DLU uden fCe.

Der synes altså ikke umiddelbart at være nogen estimationsmæssig gevinst forbundet med at specificere fCe i en "selvstændig" relation med frostdøgn. Dette kan undre, da udeladte regressorer giver skævere koefficientskøn og større spredning. Forklaringen er måske, at skaden begrænses, når vejrliget varierer helt stokastisk uden korrelation med regressorerne. Tror man naivt på teorien bag DLU, ser man altså den bedre specifikation iøvrigt overhale problemet med den udeladte regressor.

En løsning er derfor at lade fCe indgå i DLU, men at brugerne samtidig kan have følgende regression i baglommen:

$$(5) \quad \text{eres} = -302 + 3.44\text{fros} \\ (166) \quad (1.84)$$

n=1955-78

s=184

R²=.14

DW=1.92

hvor eres er residualerne fra relationen for fCe i tabel 1 omregnet til mill. kr (ikke pr capita), dvs., som formuleret i modellens ligningssystem jf. afsnit 3. Såfremt fros varierer helt stokastisk omkring en forventet konstant kan (5) fortolkes således: Det forventede antal frostdøgn er lig med $302/3.44 = 88$. Såfremt vejrliget bliver det normale gennemsnitlige, har relationen for fCe i DLU en forventet residual på

nul. Hvis brugeren har nogen mening om antal frostdøgn, viser (5) den forventede residual i relationen for fCe svarende til dette antal. Denne residual kan indlægges via justeringsleddet. Fortolkningen af (5) støttes af det forhold, at det gennemsnitlige årlige antal frostdøgn i perioden 1955-78 netop er 88. fCgbk: Det er en gammel erkendelse, at bilerne ikke kan indgå selvstændigt med anskaffelserne i DLU, idet K1 bliver klart insignifikant og negativ. Itabel 3 vises resultaterne af en regression, hvor bilerne indgår med afskrivningerne fCb2, og forbruget af benzin hhv. kollektiv transport indgår selvstændigt. Resultatet er klart bedre, end hvis bilerne indgår med anskaffelserne, men relationen for fCb2 lider af udpræget autokorrelation, og K3 bliver helt insignifikant i relationen for fCg og i mindre grad i relationen for fCb2. fCg bliver i ekstremt grad karakteriseret som et vanedannende gode (a er relativt høj).

Forklaringen må søges i det forhold, at biler og benzin som komplementære goder ikke kan indgå selvstændigt i en separabel nyttefunktion. Selvom fCk kommer rimeligt ud i en selvstændig relation i DLU, bliver den specifikke substitution mellem denne variabel og fCb og fCg slet ikke fanget p.gr.a. separabiliteten. Dette taler for, at aggregere de 3 komponenter til en samlet gruppe, forbrug af transport, og i betingede efterspørgselsfunktioner modellere substitutionen mellem dem. Herved kan der også laves en anskaffelsesrelation for bilerne, og specielle variable kan inddrages som regressorer.

I tabel 1 spores der en smule autokorrelation i relationen for fCgbk, men parametrene virker rimelige, og residualspredningen udgør 1.9% af niveauet. Resultatet er selvfølgelig klart pænere, end når bilerne indgår med anskaffelserne i transportforbruget.

fCv: Relationen lider af udpræget autokorrelation. Det indikerer, at DLU slet ikke er så skrap til at håndtere varige goder som annonceret. Residualspredningen udgør 3.3% af niveauet.

fCs: En pæn stilfærdig relation. Residualspredningen udgør 1.3% af niveauet.

fCt: Her er der mere sving i tingene; residualspredningen udgør 4.3% af niveauet, men rimeligt nok karakteriseres fCt som et udpræget luksusgode.

Tabel 1. Estimationsresultater. Antal iterationer = 50.
n = 1955-1978.

Afh. var.	Parametre				s	R ²	DW
	K0	K1	K2	K3			
fCf ^x	.738 (.612)	.751 (.167)	.100 (.027)	-.086 (.028)	.067	.923	2.13
fCn ^x	.395 (.114)	.519 (.138)	.035 (.009)	-.010 (.009)	.027	.993	1.13
fCi ^x	.447 (.144)	.605 (.100)	.122 (.012)	-.087 (.015)	.045	.994	1.70
fCe ^x	.012 (.046)	.931 (.076)	.020 (.004)	-.016 (.004)	.043	.981	2.20
fCgbk ^x	.197 (.079)	.634 (.121)	.068 (.009)	-.031 (.014)	.040	.996	1.51
fCv ^x	.145 (.068)	.489 (.137)	.118 (.013)	-.072 (.016)	.061	.991	1.00
fCs ^x	.250 (.163)	.800 (.077)	.079 (.011)	-.056 (.012)	.042	.991	2.43
fCt ^x	-.022 (.016)	.930 (.126)	.025 (.007)	-.020 (.007)	.024	.989	2.28

Parametre i nyttefkt. mm

	A	B	O	D	K	B ¹	O ^d
FCF	-0.13	0.19	5.61	0.15	0.29	0.09	2.96
FCN	0.47	0.05	0.47	1.10	0.63	0.08	0.82
FCI	-0.15	0.23	1.63	0.34	0.49	0.14	1.13
FCE	0.15	0.03	0.05	0.24	0.07	0.10	0.18
FCGBK	0.29	0.11	0.33	0.74	0.45	0.16	0.54
FCV	-0.19	0.22	0.39	0.49	0.69	0.15	0.28
FCS	0.11	0.13	0.33	0.34	0.23	0.18	1.22
FCT	0.13	0.04	-0.11	0.20	0.07	0.10	-0.31

Elasticiteter i 1978

	EI	LEI	EPK	LEPK	EPU	LEPU
FCF	0.89	0.43	-0.47	-0.26	-0.66	-0.35
FCN	0.56	0.89	-0.34	-0.55	-0.40	-0.64
FCI	1.47	0.94	-0.74	-0.54	-0.96	-0.69
FCE	0.50	1.50	-0.31	-0.92	-0.35	-1.01
FCGBK	0.77	1.16	-0.45	-0.66	-0.55	-0.82
FCV	1.95	1.27	-0.98	-0.74	-1.20	-0.88
FCS	0.72	0.96	-0.40	-0.54	-0.54	-0.71
FCT	0.95	2.43	-0.59	-1.48	-0.63	-1.58

Anm.: Prefix L indikerer langtsigtselasticitet.
EI=elasticitet mht. Cp4xh.
EPK=kompenseret priselasticitet
EPU=ukompenseret priselasticitet.

kcw samt elasticitet af
 kcu mht. $Cp4xh$ på kort
 og langt sigt;

ØSS	ID	kcw	K	LW
1	1954	.	.	-1.2177
2	1955	0.652195	-4.4471	-1.2322
3	1956	0.479713	-3.5702	-1.2369
4	1957	0.424019	-3.2910	-1.2409
5	1958	0.355713	-2.7710	-1.2279
6	1959	0.302760	-2.4952	-1.2233
7	1960	0.265116	-2.3072	-1.2202
8	1961	0.215998	-2.0744	-1.2091
9	1962	0.182478	-1.9504	-1.2144
10	1963	0.172924	-1.9450	-1.2322
11	1964	0.147298	-1.8268	-1.2233
12	1965	0.130808	-1.7747	-1.2285
13	1966	0.115064	-1.7224	-1.2390
14	1967	0.104471	-1.6938	-1.2470
15	1968	0.097179	-1.6963	-1.2682
16	1969	0.085954	-1.6383	-1.2692
17	1970	0.077669	-1.6116	-1.2862
18	1971	0.074582	-1.6378	-1.3113
19	1972	0.068769	-1.6392	-1.3462
20	1973	0.058545	-1.6101	-1.3903
21	1974	0.053328	-1.6440	-1.4701
22	1975	0.047370	-1.6237	-1.5327
23	1976	0.039104	-1.5639	-1.5665
24	1977	0.034856	-1.5512	-1.6573
25	1978	0.031617	-1.5446	-1.7362

Anm.: I den sidste iteration ændres kcu i fx 1978 absolut med -.00008 og relativt med -.002. Som påpeget i PT 30.11.81. betyder den anvendte iterationsmetode, at kcu konvergerer meget langsomt. Efter de første 25-50 iterationer går faldet i den relative ændring i kcu næsten i stå. På den anden side viser tidligere forsøg, at der ikke forekommer ubehagelige overraskelser, når iterationsantallet flerdobles. Den relative ændring i kcu aftager stille og roligt. De estimerede K1-parametre ændres aldrig over 10% ved en sådan flerdobling af iterationsantallet, mens parametrene K2 og K3 selvfølgelig ændres noget mere. Forholdet mellem K2 og K3 udvikler sig imidlertid ret stabilt, hvilket er forklaringen på at elasticitetsegenskaberne, som hænger stærkt på parametrene b i nyttefunktionen, der igen afhænger af bl.a. forskellen mellem K2 og K3, er ret stabile gennem iterationerne.

Det er her valgt at stoppe ved 50 iterationer, fordi gevindsten ved at fortsætte er lille sammenholdt med omkostningerne.

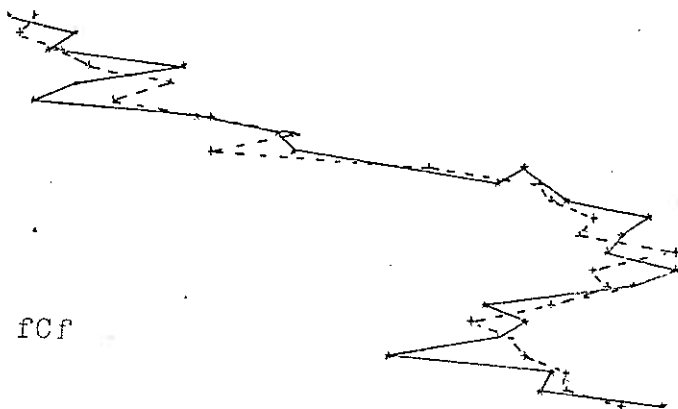
kcu fortolkes som budgettets grænsenyttelighed ($\frac{\partial u}{\partial Cp4xh}$), som skal være positiv og normalt antages at være faldende med voksende budget. Det er ret vanskeligt at vurdere, om man har fået en rimelig værdi af kcu, men det forhold, at dens indkomstelastisitet på såvel kort som på langt sigt udvikler sig stiltfærdigt på dette niveau, antages normalt at være tegn på, at kcu har antaget rimelige værdier.

Plots of estimationerne i tabel 1:

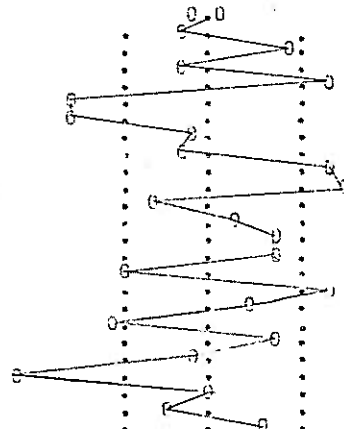
PLOT OF ACTUAL(+) AND FITTED(+) VALUES

PLOT OF RESIDUALS(O)

ID	ACTUAL	FITTED
1955	1.7	1.7
1956	1.7	1.7
1957	1.7	1.7
1958	1.7	1.7
1959	1.7	1.7
1960	1.7	1.7
1961	1.7	1.7
1962	1.7	1.7
1963	1.7	1.7
1964	1.7	1.7
1965	1.7	1.7
1966	1.7	1.7
1967	1.7	1.7
1968	1.7	1.7
1969	1.7	1.7
1970	1.7	1.7
1971	1.7	1.7
1972	1.7	1.7
1973	1.7	1.7
1974	1.7	1.7
1975	1.7	1.7
1976	1.7	1.7
1977	1.7	1.7
1978	1.7	1.7
1979	1.7	1.7
1980	1.7	1.7



RESIDUAL
-.225
-.557
-.167
-.967
-.774
-.718
-.147
-.157
-.310
-.334
-.238
-.146
-.431
-.531
-.316
-.329
-.700
-.683
-.125
-.124
-.295
-.353
-.353

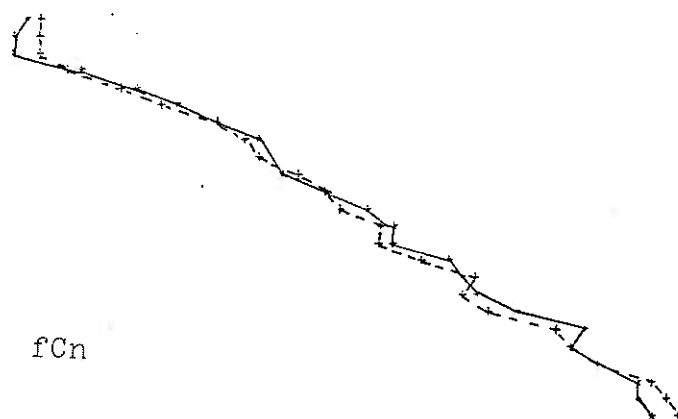


fCf

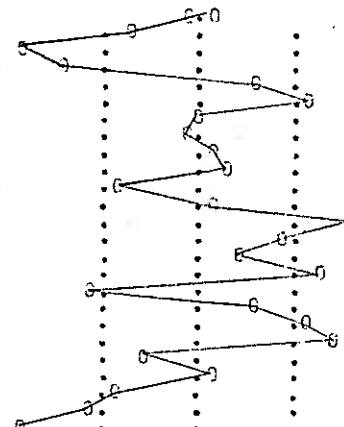
PLOT OF ACTUAL(*) AND FITTED(+) VALUES

PLOT OF RESIDUALS(O)

ID	ACTUAL	FITTED
1955	1.1	1.1
1956	1.1	1.1
1957	1.1	1.1
1958	1.1	1.1
1959	1.1	1.1
1960	1.1	1.1
1961	1.1	1.1
1962	1.1	1.1
1963	1.1	1.1
1964	1.1	1.1
1965	1.1	1.1
1966	1.1	1.1
1967	1.1	1.1
1968	1.1	1.1
1969	1.1	1.1
1970	1.1	1.1
1971	1.1	1.1
1972	1.1	1.1
1973	1.1	1.1
1974	1.1	1.1
1975	1.1	1.1
1976	1.1	1.1
1977	1.1	1.1
1978	1.1	1.1
1979	1.1	1.1
1980	1.1	1.1



RESIDUAL
-.162
-.459
-.352
-.136
-.086
-.198
-.339
-.593
-.723
-.195
-.434
-.410
-.235
-.113
-.563
-.278
-.151
-.395
-.355
-.125
-.443
-.292
-.292
-.469

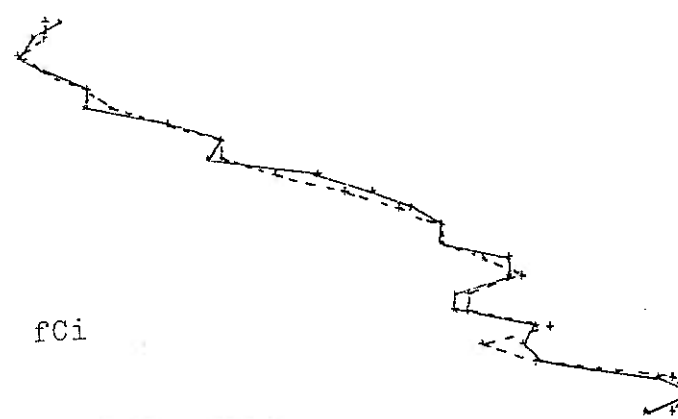


fCn

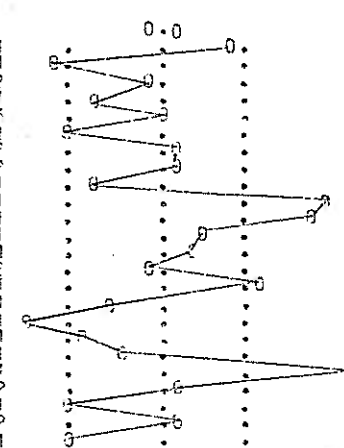
PLOT OF ACTUAL(*) AND FITTED(+) VALUES

PLOT OF RESIDUALS(O)

ID	ACTUAL	FITTED
1955	1.1	1.1
1956	1.1	1.1
1957	1.1	1.1
1958	1.1	1.1
1959	1.1	1.1
1960	1.1	1.1
1961	1.1	1.1
1962	1.1	1.1
1963	1.1	1.1
1964	1.1	1.1
1965	1.1	1.1
1966	1.1	1.1
1967	1.1	1.1
1968	1.1	1.1
1969	1.1	1.1
1970	1.1	1.1
1971	1.1	1.1
1972	1.1	1.1
1973	1.1	1.1
1974	1.1	1.1
1975	1.1	1.1
1976	1.1	1.1
1977	1.1	1.1
1978	1.1	1.1
1979	1.1	1.1
1980	1.1	1.1



RESIDUAL
-.548
-.308
-.398
-.126
-.477
-.177
-.203
-.776
-.714
-.214
-.472
-.472
-.215
-.188
-.197
-.399
-.133
-.441

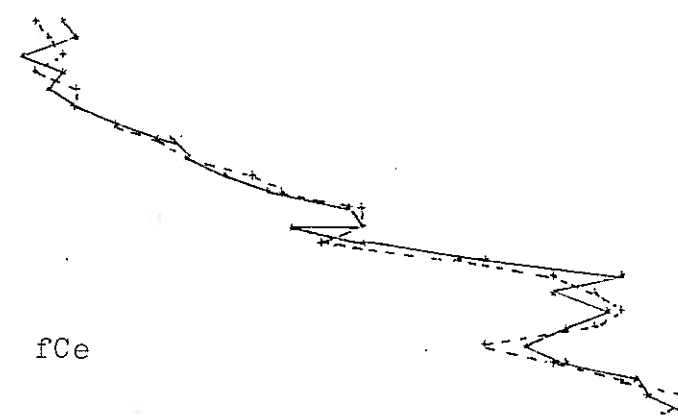


fCi

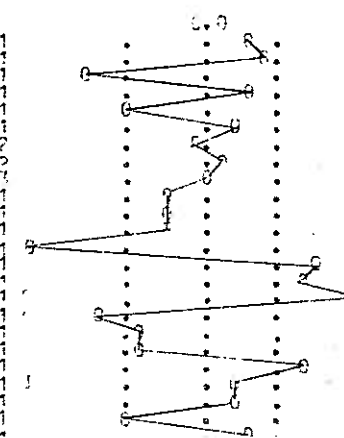
PLOT OF ACTUAL(*) AND FITTED(+) VALUES

PLOT OF RESIDUALS(O)

ID	ACTUAL	FITTED
1955	1.1	1.1
1956	1.1	1.1
1957	1.1	1.1
1958	1.1	1.1
1959	1.1	1.1
1960	1.1	1.1
1961	1.1	1.1
1962	1.1	1.1
1963	1.1	1.1
1964	1.1	1.1
1965	1.1	1.1
1966	1.1	1.1
1967	1.1	1.1
1968	1.1	1.1
1969	1.1	1.1
1970	1.1	1.1
1971	1.1	1.1
1972	1.1	1.1
1973	1.1	1.1
1974	1.1	1.1
1975	1.1	1.1
1976	1.1	1.1
1977	1.1	1.1
1978	1.1	1.1
1979	1.1	1.1
1980	1.1	1.1



RESIDUAL
-.261
-.370
-.333
-.394
-.134
-.253
-.203
-.122
-.153
-.384
-.566
-.774
-.510
-.279
-.530
-.130
-.407
-.329



fCe

Tabel 2. Estimationsresultater. Antal iterationer = 50.
n = 1955-1978.

Afh. var.	Parametre				s	R ²	DW
	K0	K1	K2	K3			
fCf ^X	.877 (.623)	.705 (.171)	.103 (.030)	-.084 (.031)	.068	.919	2.20
fCn ^X	.356 (.088)	.532 (.113)	.040 (.008)	-.011 (.009)	.026	.994	1.26
fCi ^X	.385 (.128)	.619 (.093)	.132 (.013)	-.092 (.015)	.046	.994	1.64
fCgbk ^X	.098 (.059)	.737 (.097)	.075 (.010)	-.044 (.013)	.041	.996	1.51
fCv ^X	.057 (.057)	.569 (.128)	.128 (.015)	-.082 (.017)	.062	.990	1.07
fCs ^X	.076 (.129)	.853 (.060)	.091 (.012)	-.068 (.012)	.040	.992	2.34
fCt ^X	-.032 (.015)	.951 (.107)	.029 (.007)	-.024 (.007)	.023	.990	2.33

Parametre i nyttefkt. mm

	A	B	C	D	K	B [†]	C [†]
FCF	-0.15	0.18	5.21	0.20	0.35	0.09	2.97
FCN	0.51	0.06	0.41	1.12	0.61	0.09	0.76
FCI	-0.11	0.23	1.32	0.36	0.47	0.15	1.01
FCGBK	0.25	0.11	0.21	0.53	0.30	0.17	0.37
FCV	-0.11	0.22	0.16	0.44	0.55	0.15	0.13
FCS	0.14	0.14	0.28	0.29	0.16	0.22	0.52
FCT	0.12	0.05	-0.18	0.18	0.05	0.14	-0.64

Elasticiteter i 1978

	EI	LEI	EPK	LEPK	EPU	LEPU
FCF	0.83	0.40	-0.44	-0.27	-0.62	-0.35
FCN	0.55	0.85	-0.34	-0.57	-0.40	-0.66
FCI	1.40	0.90	-0.70	-0.57	-0.93	-0.72
FCGBK	0.78	1.14	-0.45	-0.70	-0.56	-0.87
FCV	1.83	1.23	-0.93	-0.77	-1.15	-0.93
FCS	0.73	1.14	-0.41	-0.65	-0.55	-0.88
FCT	1.00	2.96	-0.62	-1.89	-0.67	-2.03

Anm.: Prefix L indikerer langtsigtselasticitet.
EI=elasticitet mht. Cp4xh.
EPK=kompenseret priselasticitet
EPU=ukompenseret priselasticitet.

Tabel 3. Estimationsresultater. Antal iterationer = 50.
n = 1955-1978.

Afh. var.	Parametre				s	R ²	DW
	K0	K1	K2	K3			
fCf ^X	.775 (.628)	.746 (.172)	.092 (.025)	-.078 (.026)	.067	.921	2.12
fCn ^X	.403 (.119)	.518 (.143)	.035 (.008)	-.010 (.009)	.028	.993	1.13
fCi ^X	.453 (.150)	.613 (.104)	.116 (.011)	-.082 (.014)	.044	.994	1.71
fCe ^X	.015 (.046)	.929 (.076)	.020 (.004)	-.015 (.004)	.043	.981	2.20
fCg ^X	-.0012 (.011)	.697 (.094)	.013 (.003)	-.002 (.004)	.020	.993	2.46
fCb2 ^X	.084 (.041)	.577 (.184)	.033 (.006)	-.014 (.009)	.037	.987	1.16
fCv ^X	.149 (.027)	.524 (.140)	.113 (.013)	-.070 (.016)	.061	.990	1.02
fCk ^X	.058 (.091)	.839 (.176)	.016 (.004)	-.012 (.005)	.020	.970	2.17
fCs ^X	.256 (.170)	.804 (.080)	.074 (.010)	-.053 (.012)	.042	.991	2.45
fCt ^X	-.020 (.016)	.942 (.127)	.023 (.007)	-.019 (.019)	.024	.989	2.30

Parametre i nyttefkt. mm

	A	B	U	D	K	B ¹	G ¹
FCF	-0.14	0.18	5.71	0.16	0.29	0.08	3.06
FCN	0.47	0.06	0.48	1.11	0.63	0.08	0.84
FCI	-0.13	0.23	1.61	0.35	0.48	0.14	1.17
FCE	0.17	0.03	0.06	0.24	0.07	0.09	0.21
FCG	1.12	0.01	-0.00	1.48	0.36	0.05	-0.00
FCB	0.27	0.06	0.13	0.80	0.54	0.07	0.20
FCV	-0.16	0.23	0.42	0.47	0.62	0.15	0.31
FCK	0.11	0.03	0.22	0.28	0.18	0.04	0.36
FCS	0.11	0.13	0.86	0.33	0.22	0.17	1.31
FCT	0.13	0.04	-0.10	0.19	0.06	0.11	-0.34

Elasticiteter i 1978

	EI	LEI	EPK	LEPK	EPU	LEPU
FCF	0.87	0.40	-0.43	-0.24	-0.62	-0.33
FCN	0.59	0.88	-0.34	-0.54	-0.39	-0.62
FCI	1.49	0.93	-0.69	-0.53	-0.93	-0.67
FCE	0.53	1.47	-0.31	-0.89	-0.34	-0.98
FCG	0.43	1.51	-0.26	-0.95	-0.27	-1.01
FCB	0.91	1.17	-0.52	-0.72	-0.58	-0.80
FCV	1.97	1.27	-0.92	-0.72	-1.15	-0.87
FCK	0.69	0.95	-0.41	-0.61	-0.44	-0.65
FCS	0.72	0.94	-0.38	-0.52	-0.51	-0.69
FCT	0.95	2.65	-0.55	-1.56	-0.60	-1.68

Anm.: Prefix L indicerer langtsigtselasticitet.
EI=elasticitet mht. Cp4xh.
EPK=kompenseret priselasticitet
EPU=ukompenseret priselasticitet.

Tabel 4. Specifikationen i tabel 1 estimeret på 3 forskellige perioder. Antal iterationer = 50.

$$n = \begin{cases} 1955-1975 \\ 1960-1978 \\ 1965-1978 \end{cases}$$

Afh. var.	Parametre			
	K0	K1	K2	K3
fCf ^x	.913 ^x	.702	.083	-.067
	1.256 ^x	.567	.093	-.064
	-.354 ^x	.970	.086	-.063
fCn ^x	.405	.453	.038	-.006 ^x
	.320	.644	.037	-.019
	.732	.405	.036	-.017
fCi ^x	.392	.613	.120	-.082
	.638	.432	.132	-.076
	.774	.533	.104	-.071
fCe ^x	.004 ^x	.938	.020	-.016
	-.013 ^x	.955	.021	-.016
	.116 ^x	.729	.022	-.011
fCgbk ^x	.232	.581	.059	-.018 ^x
	-.064 ^x	.900	.074	-.058
	-.147 ^x	.936	.069	-.053
fCy ^x	.084 ^x	.581	.096	-.055
	-.064 ^x	.716	.132	-.098
	.588	.238	.121	-.064
fCs ^x	.348	.745	.068	-.042
	-.279 ^x	.920	.101	-.073
	.596	.678	.067	-.040
fCt ^x	.002 ^x	.737	.022	-.013
	-.069 ^x	.924	.031	-.023
	-.033 ^x	.783	.028	-.017

Anm.: de med 'x' mærkede koefficienter overstiger ikke numerisk det dobbelte af spredningen.

I tabel 4 vises resultaterne fra estimation af specifikationen i tabel 1 på forskellige delperioder. Adskillige parametre er ret følsomme overfor skift i estimationsperiode. Relationernes elasticitetsegenskaber viser sig dog mere stabile.

Specifikationen i tabel 1 er indlagt i december 1982 versionen.

2.3 Forbruget af transport.

Efter DLUs bestemmelse af det samlede transportforbrug, forstår fordelingen af dette på enkeltkomponenterne: benzin, bilafskrivninger samt kollektiv transport. Da bilanskaffelserne påkalder sig betydelig selvstændig interesse, skal disse bestemmes i en anskaffelsesrelation udfra et investeringsteoretisk oplæg i lighed med den hidtidige relation for fCb. Derefter kan bilafskrivningerne fCb2 bestemmes ved den postulerede afskrivningsprofil.

P.gr.a. DLUs separabilitetsegenskab har efterspørgslen efter transportgruppens enkeltkomponenter det totale transportbudget og de relative priser på transportkomponenterne som argumenter (betingede efterspørgselsfunktioner).

2.3.1 Forbrug af benzin og olie til køretøjer..

Ligesom i den hidtidige relation antages benzinformbruget at afhænge af bilparken primo året samt de relative priser.

Hypotesen er, at for en given bilpark vil bilisterne i tilfælde af en højere pris på benzin relativt til prisen på kollektiv transport i højere grad benytte de kollektive transportmidler og lade bilen stå. Ligesom den disponible realindkomst ikke kunne indgå signifikant som argument sammen med bilparken i den hidtidige relation, er der heller ikke plads til at det reale transportbudget fCgbk kan indgå signifikant sammen med bilparken. Den disponible realindkomst påvirker altså udelukkende benzinformbruget gennem den effekt på bilparken, som fCb -og Kcb-relationerne dikterer.

$$(6) \quad DfCg^x = \frac{-.2168D(\frac{pcg}{pck})}{(.0806)} + \frac{2.56DKcb^x(-1)}{(.43)}$$

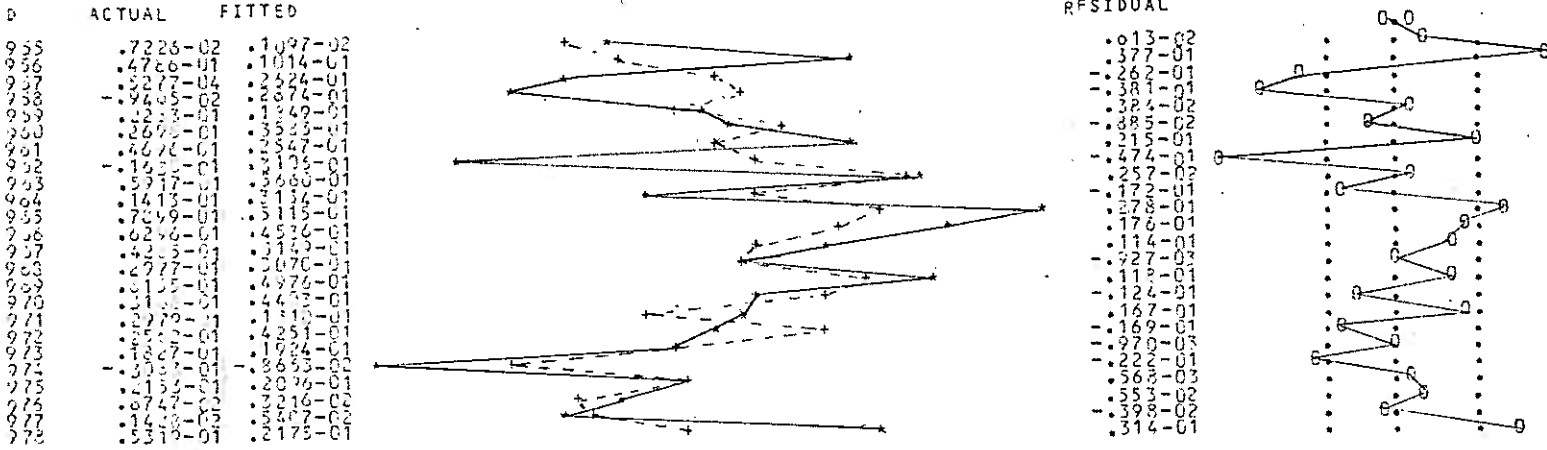
n=1955-78

s=.022

DW=2.26.

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

PLOT OF RESIDUALS(O)



Plot af relation (6)

Konstantled bliver klart insignifikant:

$$(7) \quad DfCg^x = -.0019 - .2166D\left(\frac{pcg}{pck}\right) + 2.58DKcB^x(-1)$$

(.1994)
(.0836)
(1.29)

n=1955-78 s=.022 R²=.39 DW=2.27

Forsøg med lags i de relative priser gav ikke bedre resultater. Relation (6) er indlagt i december 1982 versionen.

2.3.2 Forbrug af køretøjer.

Antages den ønskede beholdning af køretøjer bestemt ved

$$(8) \quad K^\phi = c_0 + c_1 Y_b + c_2 u_r$$

hvor Y_b er et udtryk for det reale budget og u_r for de relative omkostninger, samt nettoinvesteringerne bestemt ved kapitaltilpasningsprincippet og postuleres konstant afskrivningsrate:

$$(9) \quad fCb = b(K^\phi - K(-1)) + dK(-1)$$

hvor d er afskrivningsraten og b tilpasningsparameteren, fås estimationsligningen ved indsætning og lidt roderi:

$$(10) \quad DfCb = bc_1(Y_b - (1-d)Y_b(-1)) + c_2(u_r - (1-d)u_r(-1)) - bfCb(-1) + bdc_0$$

Ifølge den hierakiske filosofi bør DfCb være en betinget efterspørgselsfunktion, dvs., Yb bør sættes til fCgbk og ur bør bl.a. baseres på priserne på de forskellige transport komponenter.

Omkostningerne består dels af kapitalomkostninger i form af rente og værdiforringelse dels af driftsomkostninger i form af nedslidning, benzinudgifter og vægtafgift. Den samlede afskrivningsrate er jf. definitionen af fCb2 a priori sat til 1/3.

Ud fra disse overvejelser er estimationerne gennemført med forskellige udtryk for de gennemsnitlige omkostninger ved at "forbruge en bil":

$$uccb = \frac{pcb \cdot fcb2(-1) + pcg \cdot fCg(-1)}{fCb2(-1) + fCg(-1)}$$

$$uccb2 = uccb + \frac{Sdv}{Kcb(-1)}$$

$$uccb3 = uccb2 + pcb \cdot ikur$$

$$uccb4 = uccb + pcb \cdot ikur$$

$$\text{hvor } ikur = iku/100 - (Rpcb(-1) + Rpcb(-2))/2$$

iku = gns. pct.vise udlånsrente

Sdv = vægtafgifter på privatkøretøjer.

uccb skal fortolkes som et index for driftsomkostningerne for en bil defineret som omkostningerne i løbende priser (afskrivninger + benzinudgifter) i forhold til omkostningerne i faste priser, idet der er anvendt laggede vægte for at begrænse simultaniteten af det samlede system. I uccb2 er endvidere adderet et udtryk for den gennemsnitlige vægtafgift pr køretøj.

I uccb3 og uccb4 indgår endvidere et udtryk for kapitalomkostningerne pr bil defineret som prisen gange realrenten, hvor realrenten er bankers og sparekassers gennemsnitlige udlånsrente korrigeret for den forventede prisstigning på biler dannet ud fra de sidste 2 perioders erfaringer.

Da de forskellige omkostningsarter kan tænkes at påvirke anskaffelserne forskelligt, er det også forsøgt at lade dem i indgå hver for sig i estimationen.

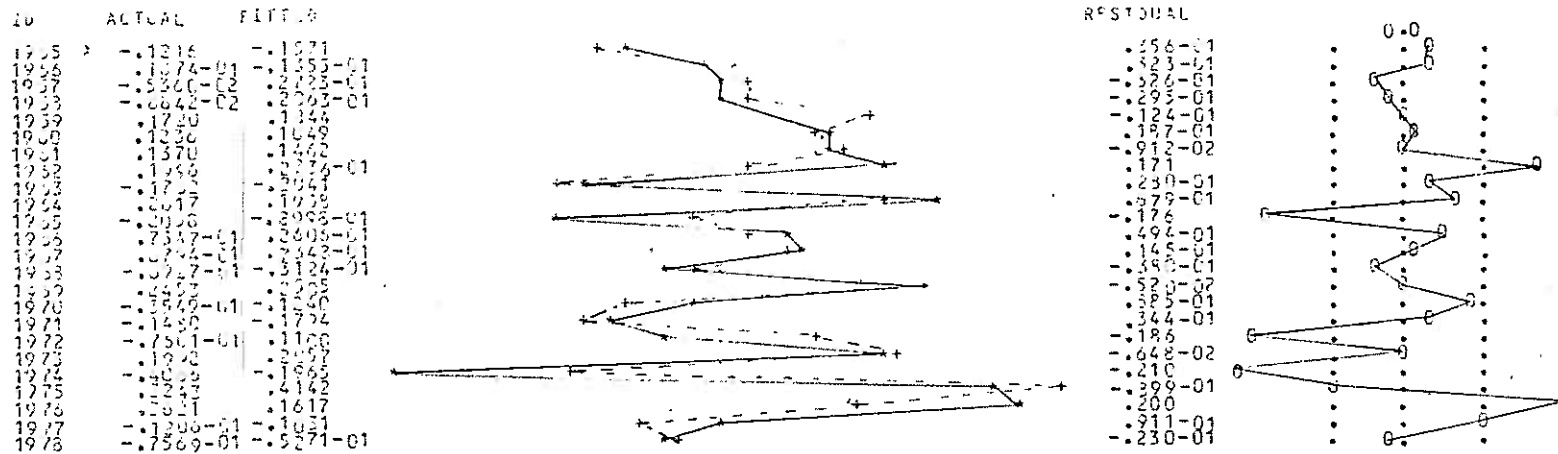
Et udpluk af estimationsresultaterne er vist i tabel 5. Nr 1 illustrerer, at fCgbk ikke kan bruges som "budgetvariabel" i relationen, fordi tilpasningsparameteren i så fald kommer

Tabel 5. Estimationsresultater for fcb.

Nr. Afh.var.	C	z - 2/3 z(-1), z =							fcb(-1)	n	s	R ²	DW
		fcgbk ^x	Yd ^{3x} pcp4v	uceb pck	uceb2 pck	uceb3 pck	uceb4 pck	Sdv Kcb(-1)					
1. DfCb	1.553 (.155)								-1.086 (.112)	1955-78	.081		1.94
2. -		.1103 (.0150)		-.8078 (.1957)					-.5862 (.0901)	-	.102		1.98
3. -	.071 (.237)	.1072 (.0184)		-.9300 (.4537)					-.5862 (.0927)	-	.104	.72	1.97
4. -		.0993 (.0175)			-.5147 (.1962)				-.4652 (.1055)	-	.119		1.77
5. -		.0930 (.0161)				-.4101 (.1594)			-.4695 (.1057)	-	.120		1.62
6. -		.0985 (.0143)							-.5578 (.0944)	-	.108		1.67
7. -		.0679 (.0140)							-.5841 (.1279)	-	.133		1.76
8. -		.0674 (.0141)							.2667 (.2240)	-	.134		1.55
9. -		.1113 (.0159)		-.8290 (.2163)					-.6281 (.6284)	-	.105		2.05
10. -		.1068 (.0144)		-.7750 (.1846)					.1365 (.5280)	-	.105		2.05
11. -		.1124 (.0201)		-.8304 (.5352)					-.5961 (.0914)	1955-75	.095		2.02
12. -		.1177 (.0238)		-1.398 (.814)					-.5963 (-1330)	1960-78	.116		1.97
									-.4678 (.1849)	1966-78	.119		1.87

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

PLOT OF RESIDUALS (O)



Plot af tabel 5 nr 2.

ud med en værdi, som oftest er numerisk større end 1. Ligegyldig hvilke krumspring, der foretages, fx i form af halvering af afskrivningsraten det første år, diverse dummy'er, ændrede lagstrukturer osv., fås dette resultat. Årsagen er formentlig, at den stærkt flukturerende fCb dårligt kan forklares af den glatte fCgbk, ligesom simultanitetskævhed kan antages at spille ind. Det er derfor valgt at bruge den disponible realindkomst fra makroforbrugsfunktionen som "budgetvariabel" i relationen, selvom det jo unægteligt ødelægger den hierakiske struktur.

Nr 2-6 i tabel 5 viser, at det bedste fit fås ved det smalle omkostningsudtryk uccb. Nr 7 illustrerer, at det er vanskeligt at afdække vægtafgifternes effekt på anskaffelserne. Nr 8 viser, at der kan spores en minimal effekt fra realrenten, som imidlertid forsvinder helt i de mere sammensatte omkostningsudtryk. Ved at lagge omkostningsudtrykkene fås ikke bedre resultater. Som også nr 10-12 illustrerer er det især de aller sidste år af estimationsperioden, som påvirker resultaterne ugunstigt.

Problemerne med at få rente og vægtafgifterne ind kan skyldes en for ringe specifikation af omkostningsudtrykket og/eller, at afskrivningsraten er forkert valgt.

Nr 2 i tabel 5 er indlagt i december 1982 versionen.

Tabel 6. Elasticiteter for fCg og fCb 1978.

	mht:	pck	pcg	pcb	Yd3
fCg		.32	-.32		
fCb (langts.)		.30	-.19	-.31	1.39

2.3.3 Forbrug af kollektiv transport mv.

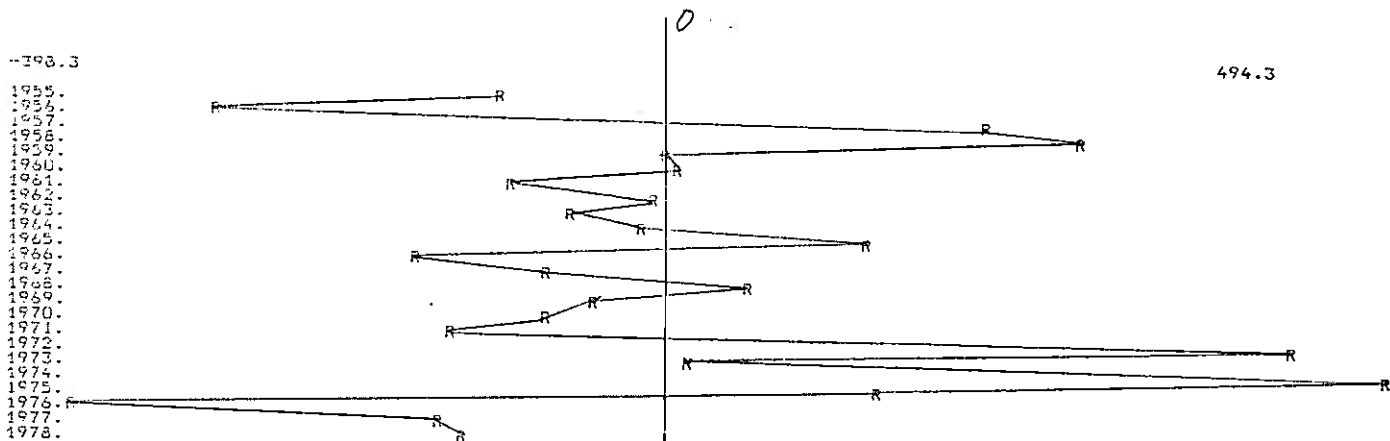
For at sikre, at det samlede forbrug af de 3 transportkomponenter summer op til det samlede transportforbrug, kan forbruget af den kollektive transport beregnes residualt.

Tabel 7. Serier for forbruget af kollektiv transport beregnet residualt

10	FCKRES	FCKAND
1955.000000	-112.060486	-.039677
1956.000000	-300.279022	-.103609
1957.000000	223.046692	.079128
1958.000000	282.554413	.096463
1959.000000	3.192139	.001050
1960.000000	13.934998	.004591
1961.000000	-103.671143	-.031110
1962.000000	-7.911926	-.002271
1963.000000	-59.798082	-.017174
1964.000000	-12.289856	-.003457
1965.000000	136.965940	.036755
1966.000000	-168.812012	-.043908
1967.000000	-78.381165	-.019785
1968.000000	63.265106	.015510
1969.000000	-48.419739	-.011478
1970.000000	-76.942627	-.017782
1971.000000	-137.101318	-.031378
1972.000000	431.827698	.100089
1973.000000	16.646545	.003761
1974.000000	494.297668	.111243
1975.000000	151.796509	.032815
1976.000000	-398.253845	-.082939
1977.000000	-146.563477	-.027481
1978.000000	-134.447021	-.024271

Gns. af fCkres er 1.35
 Standardafv. er 207
 $r_{fCk', fCk} = .969$

Anm: fCkres = fCk - fCk', hvor fCk' er beregnet residualt udfra relationen GFCK linie 86 side 21 med de fittede værdier af fCb2 og fCg indsat.
 fCkand = fCkres/fCk



3. Forbrugsfunktionernes formulering i modellen.

I modellens ligningssystem multipliceres de enkelte DLU-relationer med U_f og evt. turistindtægter tillægges. Relationerne er formuleret således, at justeringsled skal indlægges i mill. kr (ikke pr capita).

Relationen I_{kcu} genererer v.h.j.a. de estimerede koefficienter den værdi af k_{cu} , som ligger efter sidste estimation (det er denne værdi som ses i tabel 1, og som også ligger i databanken). Herved sikres netop, at budgetrestriktionen C_{p4xh} rammes (sådan er k_{cu} defineret). Denne værdi af k_{cu} er altså en lille smule forskellig fra den værdi, der er estimeret på. Forskellen skyldes, at estimationsproceduren ikke er konvergeret absolut, hvorfor relationerne ikke genererer fittede værdier, som summer nøjagtigt op til C_{p4xh} , når de fittede værdier beregnes v.h.j.a. "estimations- k_{cu} ". I 1975 drejer det sig fx om 45 mill. kr eller .04% af C_{p4xh} som deles ud på de enkelte relationer ved at beregne k_{cu} efter sidste estimation. Det betyder også, at hvis DLU estimeres med databanksværdien af k_{cu} , fås resultater svarende til iteration nr 51 - altså en smule forskellig fra resultaterne i tabel 1.

Formlen for k_{cu} er jf. PT-papiret (11b):

$$k_{cu} = \frac{\sum_x K_{2x}}{C_{p4xh} - \sum_x k_{cu(x)}} \quad , x = 1, 2, \dots, t.$$

$$k_{cu(x)} = p_{cx} \left(K_{0x} + K_{1x} \cdot C_{x(-1)} + K_{3x} \cdot \frac{1}{k_{cu(-1)} \cdot p_{cx(-1)}} \right)$$

Idet den samlede formel for k_{cu} er en for stor mundfuld for TSPs simulationsrutine, benyttes lejligheden til at splitte beregningen af k_{cu} op på de 8 delkomponenter $k_{cu(x)}$ i den hensigt at lette brugernes mulighed for at følge, hvordan k_{cu} ændres ved ændrede relative og absolutte priser samt budgetrestriktion.

I ligningssystemet er justeringsleddene for de enkelte DLU-relationer også indlagt i relationerne for k_{cu} , således at man ved selv helt uhammet brug af justeringsled er sikker på at budgetrestriktionen C_{p4xh} opfyldes.

I december 1982 versionen ser formlerne for forbrugskomponenterne derfor sådan ud:

1	()		
2	()		
3	()	PRIVAT FORBRUG	
4	()		
5	()		
6		FRML SFCH FCH	= 0.009847*FIH + 0.04023*FIH(-1)
7			+ FCH(-1) + JFCH(-1) \$
8		FRML ICP4XH CP4XH	= CP4 - PCH*FCH \$
9		FRML IPCGBK PCGBK	= (PCG*PCG(-1) + PCB*FCB2(-1) + PCK*FCK(-1)) /
10			(FCG(-1) + FCB2(-1) + FCK(-1)) \$
11		FRML IKCUF KCUF	= PCF*(0.737951
12			+ 0.750526*(FCF(-1) - 0.25*ET(-1)/PCF(-1))/UF(-1)
13			- 0.086252/(KCU(-1)*PCF(-1)) + JFCF/UF) \$
14		FRML IKCUN KCUN	= PCN*(0.395306
15			+ 0.519497*(FCN(-1) - 0.14*ET(-1)/PCN(-1))/UF(-1)
16			- 0.010310/(KCU(-1)*PCN(-1)) + JFCN/UF) \$
17		FRML IKCUI KCUI	= PCI*(0.447120
18			+ 0.605436*(FCI(-1) - 0.05*ET(-1)/PCI(-1))/UF(-1)
19			- 0.086610/(KCU(-1)*PCI(-1)) + JFCI/UF) \$
20		FRML IKCUE KCUE	= PCE*(0.012342
21			+ 0.930361*(FCE(-1)/UF(-1)
22			- 0.015738/(KCU(-1)*PCE(-1)) + JFCE/UF) \$
23		FRML IKCUB KCUB	= PCGBK*(0.196902
24			+ 0.633773*(FCGBK(-1) - 0.13*ET(-1)/PCGBK(-1))/UF(-1)
25			- 0.031223/(KCU(-1)*PCGBK(-1)) + JFCGBK/UF) \$
26		FRML IKCUV KCUV	= PCV*(0.144557
27			+ 0.488880*(FCV(-1) - 0.05*ET(-1)/PCV(-1))/UF(-1)
28			- 0.071551/(KCU(-1)*PCV(-1)) + JFCV/UF) \$
29		FRML IKCUS KCUS	= PCS*(0.249513
30			+ 0.795336*(FCS(-1) - 0.38*ET(-1)/PCS(-1))/UF(-1)
31			- 0.056294/(KCU(-1)*PCS(-1)) + JFCS/UF) \$
32		FRML IKCUT KCUT	= PCT*(0.021855
33			+ 0.930430*(FCT(-1)/UF(-1)
34			- 0.020185/(KCU(-1)*PCT(-1)) + JFCT/UF) \$
35		FRML IKCU KCU	= 0.568124/(CP4XH/UF - (KCUF + KCUN + KCUI + KCUE
36			+ KCVB + KCUV + KCUS + KCUT)) \$
37		FRML SFCF FCF	= (0.737951
38			+ 0.750526*(FCF(-1) - 0.25*ET(-1)/PCF(-1))/UF(-1)
39			+ 0.100259/(PCF*KCU)
40			- 0.086252/(PCF(-1)*KCU(-1))*UF
41			+ 0.25*ET/PCF + JFCF) \$
42		FRML SFCN FCN	= (0.395306
43			+ 0.519497*(FCN(-1) - 0.14*ET(-1)/PCN(-1))/UF(-1)
44			+ 0.035554/(PCN*KCU)
45			- 0.010310/(PCN(-1)*KCU(-1))*UF
46			+ 0.14*ET/PCN + JFCN) \$
47		FRML SFCI FCI	= (0.447120
48			+ 0.605436*(FCI(-1) - 0.05*ET(-1)/PCI(-1))/UF(-1)
49			+ 0.122432/(PCI*KCU)
50			- 0.086610/(PCI(-1)*KCU(-1))*UF
51			+ 0.05*ET/PCI + JFCI) \$
52		FRML SFCE FCE	= (0.012342
53			+ 0.930361*(FCE(-1)/UF(-1)
54			+ 0.019269/(PCE*KCU)
55			- 0.015738/(PCE(-1)*KCU(-1))*UF + JFCE) \$
56		FRML SFCGBK FCGBK	= (0.196902
57			+ 0.633773*(FCGBK(-1) - 0.13*ET(-1)/PCGBK(-1))/UF(-1)
58			+ 0.067759/(PCGBK*KCU)
59			- 0.031223/(PCGBK(-1)*KCU(-1))*UF
60			+ 0.13*ET/PCGBK + JFCGBK) \$
61		FRML SFCV FCV	= (0.144557
62			+ 0.488880*(FCV(-1) - 0.05*ET(-1)/PCV(-1))/UF(-1)
63			+ 0.118417/(PCV*KCU)
64			- 0.071551/(PCV(-1)*KCU(-1))*UF
65			+ 0.05*ET/PCV + JFCV) \$
66		FRML SPCS FCS	= (0.249513
67			+ 0.795336*(FCS(-1) - 0.38*ET(-1)/PCS(-1))/UF(-1)
68			+ 0.078784/(PCS*KCU)
69			- 0.056294/(PCS(-1)*KCU(-1))*UF
70			+ 0.38*ET/PCS + JFCS) \$
71		FRML SFCT FCT	= (0.021855
72			+ 0.930430*(FCT(-1)/UF(-1)
73			+ 0.024750/(PCT*KCU)
74			- 0.020185/(PCT(-1)*KCU(-1))*UF + JFCT) \$
75		FRML GKCB KCB	= KCB(-1) + 0.0206*FCB - BKCB*KCB(-1) + JKCB \$
76		FRML SFCG FCG	= (-0.21676*(PCG/PCK - PCG(-1)/PCK(-1))
77			+ 2.5656*(KCB(-1)/UF(-1) - KCB(-2)/UF(-2))
78			+ (FCG(-1) - 0.06*ET(-1)/PCG(-1))/UF(-1))*UF
79			+ 0.06*ET/PCG + JFCG) \$
80		FRML IUCCB UCCB	= (PCG*FCG(-1) + PCB*FCB2(-1))/(FCG(-1) + FCB2(-1)) \$
81		FRML SFCB FCB	= (0.11026*(YD3/PCP4V)/UF
82			- (2/3)*(YD3(-1)/PCP4V(-1))/UF(-1))
83			- 0.80786*(UCCB/PCK - (2/3)*UCCB(-1)/PCK(-1))
84			- 0.58622*FCB(-1)/UF(-1) + FCB(-1)/UF(-1)) *UF
85			+ JFCB) \$
86		FRML GFCK FCK	= (FCGBK*PCGBK - PCG*FCG - PCB*FCB2)/PCK) \$
87		FRML IFCP FCP	= FCH + FCF + FCN + FCI + FCE + FCG + FCB + FCK + FCV + FCS + FCT - FET) \$

I december 1982 versionen ser formlerne for forbrugskomponenterne derfor sådan ud:

```

1      ()
2      ()
3      ()
4      ()
5      ()
6      FRML SFCH  FCH  = 0.009847*FIH + 0.04023*FIH(-1)
7      + FCH(-1) + JFCH(-1) $
8      FRML ICP4XH CP4XH = CP4 - PCH*FCH $
9      FRML IPCGBK PCGBK = (PCG*FCG(-1) + PCB*FCB2(-1) + PCK*FCK(-1)) /
10     (FCG(-1) + FCB2(-1) + FCK(-1)) $
11     FRML IKCUF  KCUF  = PCF*(0.737951
12     + 0.750536*(FCF(-1) - 0.25*ET(-1)/PCF(-1))/UF(-1)
13     - 0.086252/(KCU(-1)*PCF(-1)) + JFCF/UF) $
14     FRML IKCUN  KCUN  = PCN*(0.395306
15     + 0.519497*(FCN(-1) - 0.14*ET(-1)/PCN(-1))/UF(-1)
16     - 0.010310/(KCU(-1)*PCN(-1)) + JFCN/UF) $
17     FRML IKCUI  KCUI  = PCI*(0.447120
18     + 0.605436*(FCI(-1) - 0.05*ET(-1)/PCI(-1))/UF(-1)
19     - 0.086610/(KCU(-1)*PCI(-1)) + JFCI/UF) $
20     FRML IKCUE  KCUE  = PCE*(0.012342
21     + 0.930361*(FCE(-1)/UF(-1)
22     - 0.015738/(KCU(-1)*PCE(-1)) + JFCE/UF) $
23     FRML IKCUB  KCUB  = PCGBK*(0.196902
24     + 0.633773*(FCGBK(-1) - 0.13*ET(-1)/PCGBK(-1))/UF(-1)
25     - 0.031223/(KCU(-1)*PCGBK(-1)) + JFCGBK/UF) $
26     FRML IKCUV  KCUV  = PCV*(0.144557
27     + 0.488880*(FCV(-1) - 0.05*ET(-1)/PCV(-1))/UF(-1)
28     - 0.071551/(KCU(-1)*PCV(-1)) + JFCV/UF) $
29     FRML IKCUS  KCUS  = PCS*(0.249513
30     + 0.795336*(FCS(-1) - 0.38*ET(-1)/PCS(-1))/UF(-1)
31     - 0.056294/(KCU(-1)*PCS(-1)) + JFCS/UF) $
32     FRML IKCUT  KCUT  = PCT*(0.021855
33     + 0.930430*(FCT(-1)/UF(-1)
34     - 0.020185/(KCU(-1)*PCT(-1)) + JFCT/UF) $
35     FRML IKCU  KCU  = 0.568124*(CP4XH/UF - (KCUF + KCUN + KCUI + KCUE
36     + KCV + KCUV + KCUS + KCUT)) $
37     FRML SFCF  FCF  = (0.737951
38     + 0.750536*(FCF(-1) - 0.25*ET(-1)/PCF(-1))/UF(-1)
39     + 0.100259/(PCF*KCU))
40     - 0.086252/(PCF(-1)*KCU(-1))*UF
41     + 0.25*ET/PCF + JFCF $
42     FRML SFCN  FCN  = (0.395306
43     + 0.519497*(FCN(-1) - 0.14*ET(-1)/PCN(-1))/UF(-1)
44     + 0.035554/(PCN*KCU))
45     - 0.010310/(PCN(-1)*KCU(-1))*UF
46     + 0.14*ET/PCN + JFCN $
47     FRML SFCI  FCI  = (0.447120
48     + 0.605436*(FCI(-1) - 0.05*ET(-1)/PCI(-1))/UF(-1)
49     + 0.122432/(PCI*KCU))
50     - 0.086610/(PCI(-1)*KCU(-1))*UF
51     + 0.05*ET/PCI + JFCI $
52     FRML SFCE  FCE  = (0.012342
53     + 0.930361*(FCE(-1)/UF(-1)
54     + 0.019769/(PCE*KCU))
55     - 0.015738/(PCE(-1)*KCU(-1))*UF + JFCE $
56     FRML SFCGBK FCGBK = (0.196902
57     + 0.633773*(FCGBK(-1) - 0.13*ET(-1)/PCGBK(-1))/UF(-1)
58     + 0.067759/(PCGBK*KCU))
59     - 0.031223/(PCGBK(-1)*KCU(-1))*UF
60     + 0.13*ET/PCGBK + JFCGBK $
61     FRML SFCV  FCV  = (0.144557
62     + 0.488880*(FCV(-1) - 0.05*ET(-1)/PCV(-1))/UF(-1)
63     + 0.118417/(PCV*KCU))
64     - 0.071551/(PCV(-1)*KCU(-1))*UF
65     + 0.05*ET/PCV + JFCV $
66     FRML SFC  FCS  = (0.249513
67     + 0.795336*(FCS(-1) - 0.38*ET(-1)/PCS(-1))/UF(-1)
68     + 0.078984/(PCS*KCU))
69     - 0.056294/(PCS(-1)*KCU(-1))*UF
70     + 0.38*ET/PCS + JFCS $
71     FRML SFCT  FCT  = (0.021855
72     + 0.930430*(FCT(-1)/UF(-1)
73     + 0.024750/(PCT*KCU))
74     - 0.020185/(PCT(-1)*KCU(-1))*UF + JFCT $
75     FRML GKCB  KCB  = KCB(-1) + 0.0206*FCB - BKCB*KCB(-1) + JKCB $
76     FRML SFCG  FCG  = (-0.21676*(PCG/PCK - PCG(-1)/PCK(-1))
77     + 2.5656*(KCB(-1)/UF(-1) - KCB(-2)/UF(-2))
78     + (FCG(-1) - 0.06*ET(-1)/PCG(-1))/UF(-1))*UF
79     + 0.06*ET/PCG + JFCG $
80     FRML IUCCB UCCB  = (PCG*FCG(-1) + PCB*FCB2(-1))/(FCG(-1) + FCB2(-1)) $
81     FRML SFCB  FCB  = (0.11026*(YD3/PCP4V)/UF
82     - (2/3)*(YD3(-1)/PCP4V(-1))/UF(-1))
83     - 0.80786*(UCCB/PCK - (2/3)*UCCB(-1)/PCK(-1))
84     - 0.58622*(FCB(-1)/UF(-1) + FCB(-1)/UF(-1))*UF
85     + JFCB $
86     FRML GFCK  FCK  = (FCGBK*PCGBK - PCG*FCG - PCB*FCB2)/PCK $
87     FRML IFCP  FCP  = FCH + FCF + FCN + FCI + FCE + FCG + FCB + FCK + FCV + FCS + FCT - FET $

```


Anm.: I den sidste iteration ændres kcu i fx 1978 absolut med -0.00008 og relativt med ≈ 0.002 . Som påpeget i PT 30.11.81. betyder den anvendte iterationsmetode, at kcu konvergerer meget langsomt. Efter de første 25-50 iterationer går faldet i den relative ændring i kcu næsten i stå. På den anden side viser tidligere forsøg, at der ikke forekommer ubehagelige overraskelser, når iterationsantallet flerdobles. Den relative ændring i kcu aftager stille og roligt. De estimerede $K1$ -parametre ændres aldrig over 10% ved en sådan flerdobling af iterationsantallet, mens parametrene $K2$ og $K3$ selvfølgelig ændres noget mere. Forholdet mellem $K2$ og $K3$ udvikler sig imidlertid ret stabilt, hvilket er forklaringen på at elasticitetsegenskaberne, som hænger stærkt på parametrene b i nyttefunktionen, der igen afhænger af bl.a. forskellen mellem $K2$ og $K3$, er ret stabile gennem iterationerne.

Det er her valgt at stoppe ved 50 iterationer, fordi gevindsten ved at fortsætte er lille sammenholdt med omkostningerne.

kcu fortolkes som budgettets grænsenytte ($\frac{\partial u}{\partial Cp4xh}$), som skal være positiv og normalt antages at være faldende med voksende budget. Det er ret vanskeligt at vurdere, om man har fået en rimelig værdi af kcu , men det forhold, at dens indkomstelasticitet på såvel kort som på langt sigt udvikler sig stiltfærdigt på dette niveau, antages normalt at være tegn på, at kcu har antaget rimelige værdier.

Anm.: Prefix L indikerer langtsigtselasticitet.
EI=elasticitet mht. Cp4xh.
EPK=kompenseret priselasticitet
EPU=ukompenseret priselasticitet.

Investerings -og afskrivningsrelationer.

Som følge af fremkomsten af foreløbige investeringsmatricer i løbende priser 1966-76 er det blevet muligt at fortage en mere nuanceret vægtning, som også udnytter den nye erhvervsopdeling af de enkelte erhvervs produktionsværdier i de sammenvejede efterspørgselstræk i relationerne for private investeringer i maskiner, inventar og transportmidler mv. hhv. bygninger og anlæg.

I det følgende dokumenteres beregningen af serier for investeringer på ADAMs nye erhvervsopdeling udfra NRs foreløbige investeringsmatricer, hvorefter denne information via beregning af erhvervsfordelte marginale (brutto) kapital-produktionsværdikvoter i løbende priser udnyttes til konstruktion af efterspørgselsudtrykkene i investeringrelationerne, som derpå estimeres iøvrigt specificeret i overensstemmelse med konklusionerne fra PT 29.9.82: "Nogle forsøg med nye investeringsrelationer". Endelig præsenteres resultater fra estimation af afskrivningsrelationer for de to investeringskomponenter.

1. Nye vægte i fXvm og fXvb.

I bilag 1 dokumenteres beregningen af serier for de private investeringer i maskiner mv. hhv. bygninger mv. i løbende priser 1966-76 fordelt på ADAMs erhverv jf. bilagets tabel 2 udfra NRs investeringsmatricer. Tallene er foreløbige, idet momsens ikke er endelig fordelt, hvilket dog så vidt vides, væsentligst berører tallene for den offentlige sektors investeringer. Til dette grove formål skulle det være uden betydning.

I bilagets tabel 3 vises serier for de enkelte erhvervs marginale brutto kapital-produktionsværdikvoter i løbende priser defineret for et givet år som erhvervets bruttoinvesteringer i forhold til stigningen i erhvervets produktionsværdi i løbende priser. Det ses, at serierne for de enkelte erhvervs kvoter svinger meget og konjunkturmæssigt.

De vægte til de enkelte erhvervs produktionsværdier, som bruges i beregningen af de sammenvejede efterspørgselstræk fXvm hhv. fXvb i investeringsrelationerne, skal afspejle forholdet mellem erhvervenes kapital-produktionsværdikvoter (i faste priser). I tabel 1 vises dels de hidtil anvendte vægte baseret på den gamle erhvervsopdeling, dels forholdet mellem erhvervenes gennemsnitlige

Tabel 1. Forholdet mellem erhvervenes marginale kapitalkvoter samt restindkomstkvoter.

Gamle erhverv	Nuværende vægte		Forholdet ¹⁾ mellem marginale løbende bruttokapitalkvoter (n2=1)		Forholdet ²⁾ mellem restindkomstkvoterne (n2=1)
	m	b	m	b	
a2	2	2	2.67	3.10	3.92
n2=1	1	1	1.00	1.00	1.00
b	1	0	.89	.14	1.70
q2	2	2	1.57	1.59	2.46

Nye erhverv (n2=1)

a	2.56	3.11	3.97
(e	22.54	0.00)	
ng	.40	.19	.60
ne	2.17	7.50	3.97
nf	.64	.54	.60
nn	1.39	1.15	1.34
nb	1.67	1.21	1.57
nm	.97	.67	.80
nk	1.17	.83	1.30
nq	1.04	.59	.96
b	.89	.14	1.70
qh	.79	1.02	3.52
qs	6.30	.25	2.59
qt	2.43	3.63	2.77
qf	1.05	1.24	3.42
qq	1.14	1.44	2.45

1) defineret som
$$\frac{\sum_{1966}^{1976} [I_p(x)(i)]}{\sum_{1966}^{1976} [I_p(x)n2]} / \frac{(X(i)(1976) - X(i)(1966))}{(Xn2(1976) - Xn2(1966))}$$

x=m,b i=a,e,ng,.....,qq.

2) defineret som
$$\frac{\frac{1}{11} \sum_{1966}^{1976} [Y_r(i) / X(i)]}{\frac{1}{11} \sum_{1966}^{1976} [Y_{rn2} / Xn2]}$$

marginale brutto kapital-produktionsværdikvoter og kvoten for n2-sektoren.

Under følgende forudsætninger for en given kapitaltype:

- Alle erhverv har samme afskrivningsrate
- Forholdet mellem prisen på erhvervets produktion og erhvervets investeringer udvikler sig ens i alle erhverv

Tabel 2. Forskellige forslag til vægte i fXvm og fXvb afledt af tabel 1.

Erhverv	1 Ekstremt		2 midt imellem		3 moderat	
	m	b	m	b	m	b
a	2.5	3.0				
ng	.5	.5				
ne	2.0	4.0				
nf	.5	.5			1.0	1.0
nn	1.5	1.0				
nb	1.5	1.0				
nm	1.0	.5		1.0		1.0
nk	1.0	1.0				
nq	1.0	.5				1.0
b	1.0	0.0				
qh	1.0	1.0				
qs	4.0	.5				
qt	2.5	3.0				
qf	1.0	1.0				
qq	1.0	1.5				

c) perioden 1966-76 er lang nok til, at gennemsnittet over de marginale kvoter kan ramme den postulerede ligevægtskvote,

viser søjle 3 og 4 i tabel 1 direkte forholdet mellem erhvervenes kapital-produktionsværdikvoter i faste priser og kvoten for hele den gamle n-sektor for de 2 typer af kapital.

Søjle 5 i tabel 1 kan tjene som støtte for vurderingen af søjle 3 og 4. Under bl.a. en ret problematisk antagelse om ens forrentning af den investerede kapital vil forholdet mellem 2 erhvervs restindkomst pr produktionsværdi være en indikator for forholdet mellem størrelsen af deres samlede kapitalkvoter.

For så vidt angår de hidtidige skøn (iøvrigt baserede på nogle endnu mere forløbige investeringsmatricer 1966-73) over forholdet mellem kapitalkvoterne i de gamle erhverv, peger materialet fra de nye matricer på, at landbrugets kapitalkvote nok er noget større især for bygningernes vedkommende og q-sektorens noget lavere. Der er uoverensstemmelse mellem de relative kvoter, investeringsmatricerne indicerer, og de restindkomstkvoterne indicerer, hvilket bl.a. kan begrundes med, at forrentningen i landbruget har været relativ lav og i byggesektoren relativ høj.

På den nye erhvervsopdeling indicerer investeringsmatricerne temmelig store forskelle i kapitalkvoterne. Da det spinkle materia-

le ikke kan bære for voldsomme konklusioner, er de 3 forskellige sæt af forslag til vægte i tabel 2 udarbejdet ved at skære toppen af forskellene på kapitalkvoterne i tabel 1. Restindkomstkvoterne er ikke tillagt megen vægt.

Generelt får fXe vægten 0. Først helt i slutningen af estimationsperioden begynder der at komme nogle investeringer i Nordsøen, men i 1976 udgør de stadig kun godt 1% af Ipm. Der er endvidere tale om et helt atypisk tilfælde, hvor der stort set kun investeres og næsten intet produceres. Ved kørsler med modellen vil brugerne under alle omstændigheder være meget bedre tjent med at lade nordsøinvesteringerne være eksogene.

Det første forslag i tabel 2 er det, hvor der er skelet mest til tabel 1. De næste to forslag er modereret lidt på steder, som kan synes urimelige. Det er måske betænkeligt at give fXng vægten $\frac{1}{2}$ begge steder, men tabel 1 peger entydigt herpå, måske fordi investeringerne her i 1966-76 har begrænset sig til udbygning og reparation af eksisterende raffinaderier.

2. Estimationsresultater.

Hovedkonklusionen er, at de alternative vægte i fXvm og fXvb ikke ændrer estimationsresultaterne væsentligt i forhold til de gamle. Forholdet mellem de forskellige specifikationer ændres ikke meget, og det er stadig de samme lagstrukturer som i PT 29.9.82, der kommer bedst ud.

I tabel 3 vises således estimationsresultater, hvor der alle steder er anvendt helt den samme specifikation for maskiner hhv. bygninger, men hvor definitionen af fXvm hhv. fXvb skifter. Lagstrukturen i DfXvm hhv. DfXvb er specificeret som lineært Almonlag.

Nr 1 for hhv. maskiner og bygninger er de foretrukne fra PT 29.9.82 (se tabel 2 og 3 der) og altså baseret på de gamle vægte i hhv. fXvm og fXvb. De er i øjeblikket indlagt i dec82. Nr 2 er nr 1 reestimeret efter den revision af produktionsværdierne 1948-65, der blev foretaget i efteråret. Nr 3,4 og 5 er nr 2 reestimeret med anvendelse af hhv. vægtsæt 1,2 og 3 fra tabel 2.

Anvendelse af de reviderede produktionsværdier fører med iøvrigt ens vægte til et noget dårligere fit for maskinerne og et marginalt bedre fit for bygningerne. For maskinerne fås en noget

langsommere forventningsdannelse og specielt en lavere rentefølsomhed, mens egenskaberne for bygningsrelationen ikke rækkes.

Relation 5 (dvs. vægtsæt 3) fører til det bedste fit for maskininvesteringerne, men parametrene er ikke synderligt forskellige fra nr 2's. For bygningsinvesteringernes vedkommende giver de hidtidige vægte det bedste fit. Parametrene ændres heller ikke her så voldsomt; dog giver fx. nr 4 (dvs. vægtsæt 2) en noget kortere forventningsdannelse og er mere rentefølsom end nr 2.

Tabel 3. Estimation af relationer for private investeringer i maskiner mv samt bygninger mv.

Nr	Afh.var.	DfXvm	DfXvm(-1)	DfXv(-2)	fIpm(-1)	D(Um·fXvm)	d76	n	s	DW
1	DfIpm	.061 (.013)	.049 (.009)	.035 (.015)	-.236 (.063)	-.0312 ^x (.0185)	4645 (800)	1956-78	576	2.17
2	-	.055 (.012)	.048 (.004)	.041 (.015)	-.234 (.064)	-.0233 ^x (.0160)	4645 (812)	-	591	2.16
3	-	.064 (.015)	.058 (.010)	.052 (.016)	-.244 (.061)	-.0256 (.0177)	5079 (820)	-	575	2.24
5	-	.062 (.014)	.056 (.010)	.050 (.015)	-.244 (.060)	-.0265 (.0163)	5072 (793)	-	568	2.26

	DfXvb	DfXvb(-1)	DfXvb(-2)	fIpb(-1)	D(Ub·fXvb)
1	.061 (.009)	.041 (.009)	.020 (.015)	-.167 (.047)	-.0756 ^x (.0451)
2	.062 (.009)	.040 (.009)	.019 (.014)	-.164 (.045)	-.0702 ^x (.0424)
3	.083 (.012)	.052 (.012)	.022 (.019)	-.172 (.050)	-.0822 (.0456)
4	.078 (.011)	.049 (.011)	.021 (.017)	-.171 (.048)	-.0818 (.0429)
5	.073 (.010)	.045 (.010)	.017 (.016)	-.166 (.046)	-.0680 (.0385)

$$U_m = .8 \cdot ucipm + .1 \cdot ucipm(-1) + .1 \cdot ucipm(-2),$$

$$U_b = (ucipb(-1) + ucipb(-2) + ucipb(-3)) / 3,$$

$$ucipm = \frac{p_{ipm}}{p_{xvm}} \frac{bko}{100} - \left(\frac{p_{xvm}(-1)}{p_{xvm}(-2)} - 1 \right) + .085$$

$$ucipb = \frac{p_{ipb}}{p_{xvb}} \frac{bko}{100} - \frac{1}{2} \left(\left(\frac{p_{xvb}(-1)}{p_{xvb}(-2)} - 1 \right) + \left(\frac{p_{xvb}(-2)}{p_{xvb}(-3)} - 1 \right) \right) + .016$$

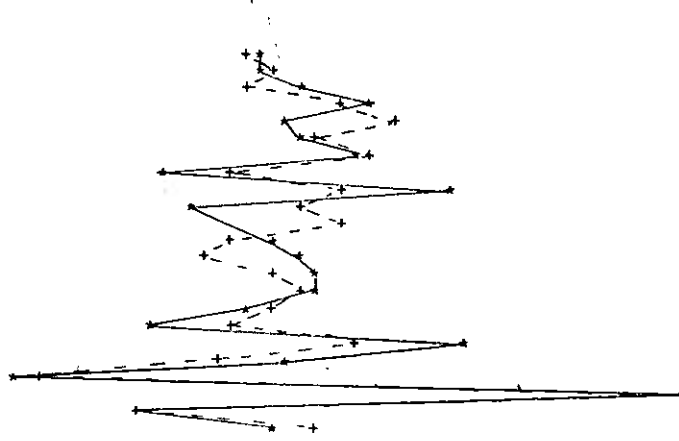
hvor bko = årets gns. eff. obligationsrente.

x) Estimeret på $DU(x) \cdot fXv(x)$ $x=m, b$. Denne form vanskeliggør formuleringen af relationen v.hj.a. det ønskede kapitalapparat, men forskellen er estimationsmæssigt næsten lig med 0.

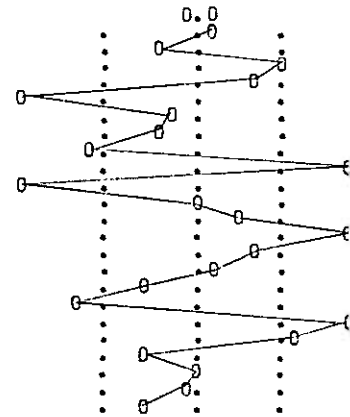
PLOT OF ACTUAL(*) AND FITTED(+) VALUES

PLOT OF RESIDUALS(O)

ID	ACTUAL	FITTED
1956	304.2	247.1
1957	270.3	453.8
1958	697.5	205.7
1959	1280.8	975.0
1960	500.8	1443.6
1961	605.4	814.6
1962	1036.1	1243.8
1963	-419.1	119.8
1964	1289.1	1057.8
1965	-251.4	700.6
1966	1058.8	993.4
1967	482.6	118.2
1968	699.1	-169.5
1969	735.9	432.4
1970	759.7	622.0
1971	163.4	460.2
1972	-611.5	47.14
1973	2007.4	1172.8
1974	560.1	9.499
1975	-1729.1	-1490.8
1976	3858.4	3858.1
1977	-725.4	-677.1
1978	473.6	749.6



RESIDUAL
117.
-183.
492.
305.
-942.
-149.
-157.
-539.
832.
-952.
60.1
284.
868.
304.
138.
-277.
-659.
835.
551.
-240.
305.04
-68.3
-277.

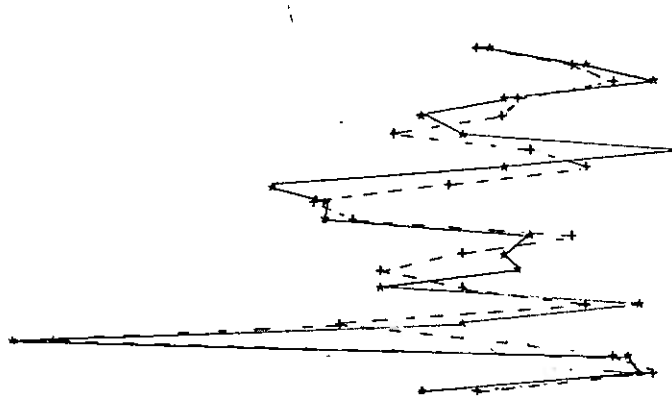


Plot af relation nr 5 tabel 3 for DfIpm.

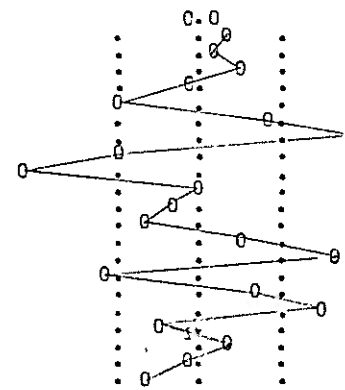
PLOT OF ACTUAL(*) AND FITTED(+) VALUES

PLOT OF RESIDUALS(O)

ID	ACTUAL	FITTED
1958	364.7	262.2
1959	776.7	714.5
1960	1073.0	904.6
1961	425.0	465.7
1962	48.38	410.9
1963	231.7	-91.51
1964	1185.5	339.4
1965	402.5	735.7
1966	-598.8	158.6
1967	-404.0	-433.9
1968	-376.0	-242.3
1969	512.0	716.4
1970	371.0	211.8
1971	450.0	-155.2
1972	-156.0	229.4
1973	994.0	753.3
1974	198.0	-335.8
1975	-1776.0	-1603.8
1976	071.0	871.5
1977	1009.0	1041.0
1978	14.00	264.6



RESIDUAL
103.
62.1
169.
-40.7
-363.
323.
-646.
-333.
-757.
29.9
-134.
-204.
159.
605.
-155.
241.
534.
-173.
99.5
-32.4
-251.



Plot af relation nr 4 tabel 3 for DfIpb

3. Afskrivninger.

Den grundlæggende ide bag de hidtidige relationer for de private afskrivninger af maskiner mv. hhv. bygninger og anlæg er, at kapitalen principielt afskrives med en konstant afskrivningsrate (saldo-afskrivning), men at den gennemsnitlige afskrivningsrate på den i indeværende periode investerede kapital er signifikant lavere end på kapitalen primo perioden, fordi den kapital, som løbende installeres i perioden, kun bruges i en del af den.

Antages således:

$$fI_{pv}(x) = d_0 + d_1 \cdot fI_{pn}(x) + d_2 \cdot KfI_{p}(x)(-1), \quad x=m,b,$$

hvor $KfI_{p}(x)(-1)$ er primokapitalen, fås i ændringer de hidtidige estimationsligninger:

$$DfI_{pv}(x) = d_1 \cdot DfI_{pn}(x) + d_2 \cdot fI_{pn}(x)(-1), \quad x=m,b,$$

hvor d_2 (afskrivningsraten på primokapitalen) $>$ d_1 (afskrivningsraten på den i perioden installerede kapital).

Alternativt kan den samme ide specificeres således:

$$DfI_{pv}(x) = d_3 \cdot fI_{pn}(x)(-r), \quad 0 < r < 1.$$

Hvis fx $r=3/4$, indebærer det en antagelse om en konstant afskrivningsrate (d_3) på kapitalapparatet ultimo 1.kvartal, mens det i de sidste 3 kvartaler installerede kapitalapparat ikke antages at give anledning til afskrivninger i indeværende periode. I estimationerne er prøvet med $r=1/2$ og $r=3/4$.

I tabel 4 vises et udpluk af estimationsforsøgende. Nr 1 er i begge tilfælde den hidtidige relation estimeret på de gamle 1970-fastpristal jf. HJ 7.8.79: "Investeringsrelationer".

For maskinerne fås, at en reestimation af den hidtidige specifikation på perioden 1949-78 bliver pæneste, når det helt insignifikante konstantled undværes, jf. nr 2, men ellers sker der ingen store parameterskift, ligesom den udprægede autokorrelation genfindes. I årene 1974-78 svinger DfI_{pvm} relativt meget i forhold til de tidligere års mere trendmæssige udvikling, hvilket bidrager stærkt til at hæve residualspredningen. På trods af de ekstraordinært store investeringer i 1976, vokser afskrivningerne mindre i 1977 end i 1976, hvilket ingen af specifikationerne kan klare. Hvis DfI_{pnm} helt udelades, reduceres autokorrelationen, så det har ingen betydning, at residualspredningen vokser. Jo kortere lagget gøres i fI_{pnm} , jo mere autokorrelation. Imidlertid indebærer nr 3, at der ses helt bort fra afskrivninger på indeværende

på indeværende periodes nettoinvesteringer.

Man kan således pege på nr 4 som et kompromis mellem ønsket om at tillade afskrivninger på en del af indeværende periodes kapitalopbygning og ønsket om, at relationen trods alt ikke besidder alt for meget autokorrelation. Residualplottet er dog jf. figuren ikke for kønt: der er kun 6 fortegnsskift. Samtlige specifikationer er ret robuste overfor ændringer i estimationsperioden, ligesom afskrivningsraten ikke ændres syndeligt i de forskellige forsøg. Tilsyneladende undervurderes dog afskrivningerne i den allersidste del af estimationsperioden.

En reestimation af den gamle relation for bygninger resulterer i klart insignifikant koefficient til DfI_{pnb} jf. nr 2, og skæres der i den billige ende af estimationsperioden, bliver den negativ. Dette kan henføres til observationen for 1977, hvor afskrivningerne ikke vokser, selvom nettoinvesteringerne vokser pænt i både 1977 og 1976. 1977 dominerer regressionerne stærkt, hvad der også fremgår af nr 7 og 8, hvor året er dummyet ud, og residualplottet. Jf. nr 3-5 er afskrivningsraten ligesom for maskinerne vedkommende ret ufølsom overfor variationer i specifikation og periode. I alle specifikationer spores der autokorrelation.

Der er således ikke stærke kriterier at bygge et valg på, men nr 4 kan fremhæves, idet den tillader afskrivninger på indeværende periodes nettoinvesteringer og fitter helt marginalt bedre end de øvrige.

Både for maskiner og bygninger er nr 4 foreløbigt indlagt i dec82.

Tabel 4. Estimation af relationer for private afskrivninger på maskiner mv. samt bygninger mv.

Nr	Afh. var.	C	DfIp _n (x)	fIp _n (x)(-1)	fIp _n (x)(-3/4)	fIp _n (x)(-1/2)	d77	n	s	DW	R ²
1.	DfIp _v m	5 (12)	.044 (.013)	.079 (.005)				1949-73	24	.89	.93
2.	-		.042 (.014)	.085 (.003)				1949-78	76	1.07	
3.	-			.085 (.003)				-	85	1.93	
4.					.0855 (.0030)			-	77	1.45	
5.						.0852 (.0030)		-	74	1.05	
6.	-				.0853 (.0030)			1956-78	87	1.44	

1.	DfIp _v b	13 (6)	.0086 (.0059)	.013 (.002)				1949-73	9	.70	.072
2.	-		.0057 (.0071)	.0155 (.0008)				1949-78	25	1.38	
3.	-			.0155 (.0008)				-	25	1.36	
4.	-				.0157 (.0008)			-	25	1.37	
5.	-					.0155 (.0008)		-	25	1.43	
6.	-				.0154 (.0008)			1956-78	25	1.43	
7.	-		.0136 (.0044)	.016 (.001)				1949-78	15	1.52	
8.								-	16	1.28	