

Direkte skatter i ADAM

Resumé:

Med udgangspunkt i tidligere papirer om de direkte skatter i ADAM sammenfattes i dette papir det arbejde, der er blevet udført vedrørende de direkte skatter med henblik på tilpasning til ny modelversion september 1991. De vigtigste ændringer vedrører bestemmelsen af skattepligtig indkomst, hvor nye parametre er estimeret, og bestemmelsen af slutskat af indkomst, der nu udtrykkeligt er tilpasset regelændringerne fra 1987. Den øvrige del af bestemmelsen af indkomstskat og selskabsskat er blevet eftergået, og muligheden for en forenklet bestemmelse af indkomstskatten forelægges.

280891.pb

Nøgleord: forskudsskat, slutskat, restskat, selskabsskat, skattepligtig indkomst, forenklingsoption

Indledning

I dette papir sammenfattes det arbejde, der er blevet udført vedrørende de direkte skatter i ADAM med henblik på tilpasning af skattefunktionen til ny modelversion. Baggrunden herfor er bl.a. de ændrede regler for beregningen af indkomstskatten, i praksis slutskatten, der har været gældende fra og med året 1987 og som hidtil har været klaret i ADAM ved tilpasning af de eksogene variabler.¹ Her formuleres nu specifikationsændringer, således at de vigtigste regelændringer udtrykkeligt fremgår i modellen.

Bestemmelsen af forskudsskatterne eftergås, og konsekvensrettelser af de øvrige ændringer gennemføres.

Der er blevet arbejdet en del med relationen for den skattepligtige indkomst, der er den helt afgørende variabel i bestemmelsen af slutskatterne. Hovedpunkterne opsummeres, og den nye relation formuleres. Justeringsmulighederne foreslås udbygget efter forespørgsel fra BD.

Nye indkomstbegreber inddrages i modellen, bl.a. personlig indkomst, og i den forbindelse er problemer vedrørende modellering og data blevet behandlet.

Endvidere er der udarbejdet en forenklet formulering af skattefunktionen, således at det er muligt at komme direkte fra slutskatter til kildeskatte uden at skulle omkring hele forskudsskat/restskatproblematikken.

Endelig er relationen for selskabsskatten blevet eftergået.

Slutskatter

Ændringerne i skattereglerne fra 1987 vedrører overvejende beregningen af slutskatten af indkomst, idet denne ikke længere bestemmes af skattepligtig indkomst alene, men også afhænger af underbegreberne personlig indkomst, kapitalindkomst og fradrag.

ADAMs nuværende beskrivelse af slutskatten af indkomst (ligning 611) er som følger:

$$(1) \quad S_{sy} = (t_{ss0} + t_{ss1} * kbys) * Y_s * k_{ssy} + J S_{sy}$$

hvor

$$(2) \quad t_{ss0} = (1 - bys10) * (t_{sp} + t_{sk}) + (bys20 * t_{su2} + bys30 * t_{su3} + bys40 * t_{su4} + bys50 * t_{su5}) * t_{su}$$

¹Jf. oplægget i Poul Uffe Dam, 22. november 1990.

$$(3) \quad tss1 = 100*(bys21*tsu2 + bys31*tsu3 + bys41*tsu4 + bys51*tsu5)*tsu - bys11*(tsp + tsk)$$

Ys angiver skattepligtig indkomst, bys 'erne indkomstens fordeling på stats-skatteskalaens intervaller, tsu 'erne satserne på statsskatteskalaen, tsp satsen for pensionsbidrag og tsk satsen for kommuneskat; $kssy$ er en korrektionsfaktor, der i statistikdækkende år får ligning 1 til at stemme.

Med en gennemført ændring af proceduren i formodellen MISKMASK og ved tilførelse af ny statistisk information beregnes bys 'erne heri såvel før som efter regelændringerne fra 1987. Tidligere blev de nye regler indpasset ved en særlig justering af bys 'erne.² MISKMASK udbygges nu, således at der beregnes bys 'er såvel for skattepligtig indkomst som for personlig indkomst.

Det vil derfor være nærliggende at udbygge Ssy -bestemmelsen i ADAM på følgende måde:

$$(4) \quad Ssy2 = (tssy0 + tssy1*kbys2)*Ys*kssy2 + JSsy2$$

$$(5) \quad Ssy1 = (tsst0 + tsst1*kbys2)*Ysp*kssy1 + JSsy1$$

hvor

$$(6) \quad tssy0 = (1 - bys10)*(tsp + tsk + tsu2*tsu)$$

$$(7) \quad tssy1 = 100*(-bys11*(tsp + tsk + tsu2*tsu))$$

$$(8) \quad kbys2 = (Ys*Usye*pcrs2e - Yse*Usy*pcrs2)/(Yse*Usy*pcrs2)$$

$$(9) \quad tsst0 = (bysp10*tst1 + bysp20*(tst1 + tst2))*tsu$$

$$(10) \quad tsst1 = 100*(bysp11*tst1 + bysp21*(tst1 + tst2))*tsu$$

$$(11) \quad Ysp = Ya*kysp + JYsp$$

$tssy0$ og $tssy1$ er nye indkomstskattesatser, og $tsst0$ og $tsst1$ er nye tillægsskattesatser. Før 1987 er $tssy$ 'erne lig med de nuværende tss 'er, mens $tsst$ 'erne er nul.

Korrektionsfaktoren $kbys2$ adskiller sig fra den nuværende $kbys$, ved at $pcrs$ er erstattet af $pcrs2$, et nyt reguleringstal for progressionsgrænser.³ I forbindelse hermed ændres også $kbyaf$ (ligning 595), jf. næste afsnit om forskudsskatter.

²Jf. Asger Oisen, 30. november 1990 og Poul Uffe Dam, 30. juni 1987.

³Jf. Minna S. Andersen, 12. juli 1991.

Y_{sp} er en ny variabel for personlig skattepligtig indkomst, der indføres i modellen. Det antages indtil videre, at Y_{sp} kan bestemmes simpelt ud fra A-indkomsten.

Efter ovenstående specifikation (ligningerne 4 - 11) vil S_{sy2} i forhold til S_{sy} fra 1987 være begrænset til at dække proportionaliskatterne, mens S_{syt} som nyt begreb vil dække tillægsskatterne.

For den samlede slutskat af indkomst fås herefter:

$$(12) \quad S_{sy} = S_{sy2} + S_{syt}$$

I forbindelse med slutskattebestemmelsen indføres endvidere følgende nye ligninger for statsskatteprocenter:

$$(13) \quad tsu3 = tsu2 + tst1$$

$$(14) \quad tsu4 = tsu2 + tst1 + tst2$$

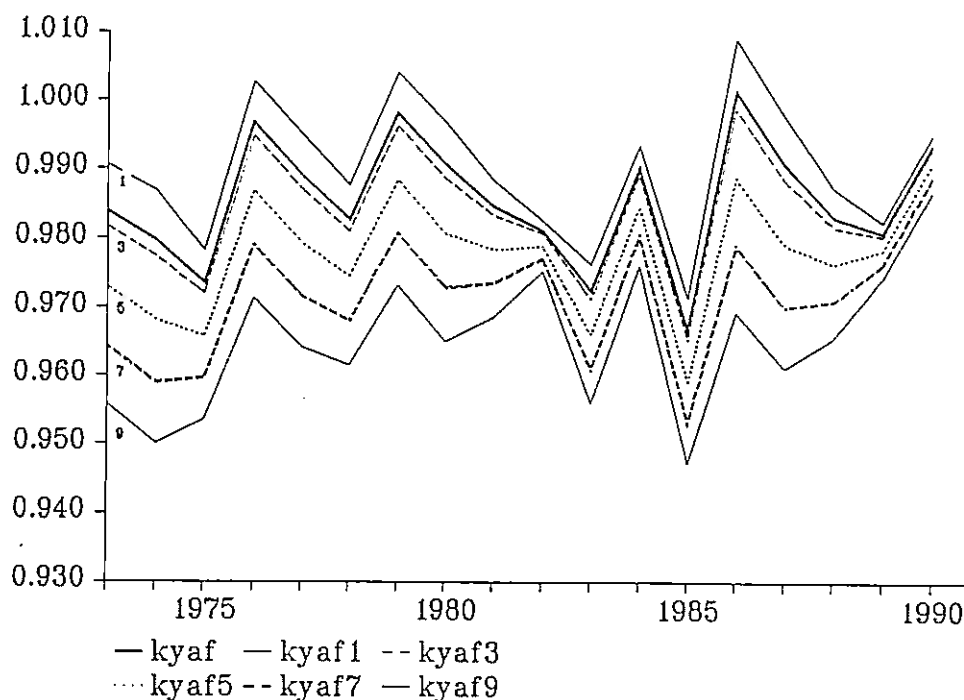
hvor $tsu3$ og -4 står for statsskatteprocenter.

Forskudsskatter og restskatter

Begreberne under forskudsskatte- og restskattesystemet er upåvirkede af regelændringerne fra 1987, hvorfor der ikke er grund til at ændre i venstresidevariablerne herfor i modellen. Derimod er det nødvendigt med tekniske tilpasninger i ligningernes højresider, således at de ændrede beregningsregler for skatterne slår igennem. I den forbindelse gives ligningerne et almindeligt eftersyn.

Først er lagkonstruktionen i relationen for forskudsregistreret A-indkomst, Y_{af} (ligning 593), blevet eftergået. Y_{af} bestemmes i modellen som et vejet gennemsnit af sidste og forrige års A-indkomst, Y_a , opregnet med den officielle faktor herfor, $kyal2$. Det er forsøgt med forskellige lagkombinationer i Y_a , men da det ikke giver gevinster på korrektionsfaktoren $kyaf$ med hensyn til niveau og stabilitet, jf. figur 1 nedenfor, findes der ikke noget grundlag for at ændre den nuværende lagkombination på 0.25/0.75:

$$(15) \quad Y_{af} = (0.25 * Y_{a,-1} * .5 * (kyal2 + 1) + 0.75 * Y_{a,-2} * kyal2) * kyaf + JY_{af}$$

Figur 1. *kyaf* ved forskellige lag i *Ya*.⁴

Som omtalt i foregående afsnit slår ændringen af *pcrs* igennem i ligning 595 (*kbyaf*) og dermed indirekte i ligningerne 596 (*Sbaf*), 597 (*t_{sa}*) og 603 (*Sbb*):

$$(16) \quad kbyaf2 = \frac{(Yaf * Usye_{-1} * pcrs2e - Yafe * Usy * pcrs2)}{(Yafe * Usy_{-1} * pcrs2)}$$

$$(17) \quad Sbaf = (tss0 + tss1 * kbyaf2) * Yaf * ksabf + JSbaf$$

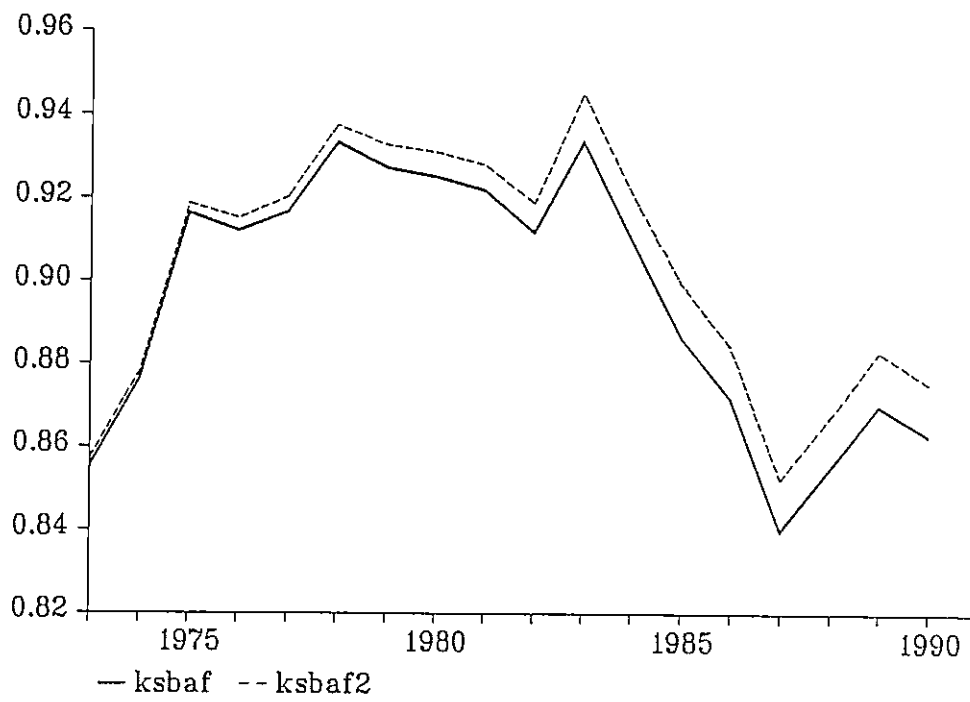
$$(18) \quad tsa = (tsa0 + tsa1 * kbyaf2) * ktsa2 + Jtsa$$

$$(19) \quad Sbb = (tss0 + tss1 * kbyaf2) * Yrrbf2 * ksbb2 + JSbb$$

I betemmelsen af forskudsregistrerede A-skatter, *Sbaf*, er det forsøgt at erstatte *Yaf* med $(Yaf - Safm)$, hvor *Safm* angiver sociale bidrag fra medlemmer til arbejdsløshedsforsikring, jf. i næste afsnit om *Yat*. Resultatet fremgår af figur 2, og der ses ikke at være nogen nævneværdig forskel i udviklingsforløbet for de to serier. Da endvidere *Yaf* er et forskudsbegreb, hvad *Safm* ikke er, bibeholdes *Sbaf*-relationen i sin nuværende form.

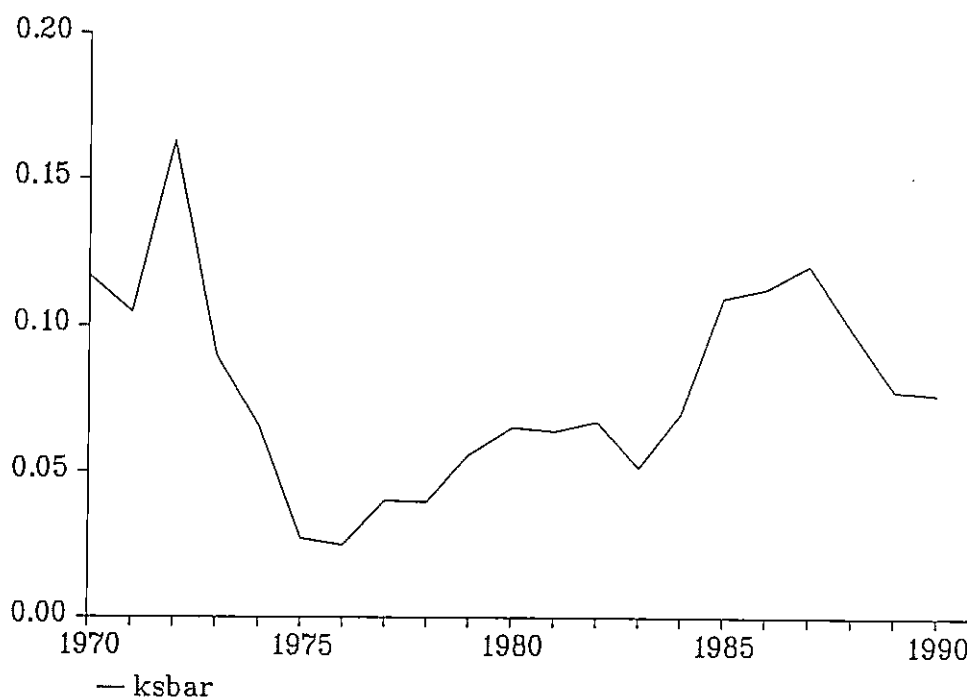
⁴I figuren henviser de forskellige *kyaf*-varianter til følgende lagstruktur:
kyaf: 0.25/0.75; *kyaf1*: 0.1/0.9; *kyaf3*: 0.3/0.7; *kyaf5*: 0.5/0.5; *kyaf7*: 0.7/0.3 og *kyaf9*: 0.9/0.1.
 Af overskuelighedsmæssige årsager er det valgt ikke at vise *kyaf2*, -4, -6 og -8, der repræsenterer lagstrukturene 0.2/0.8, 0.4/0.6, 0.6/0.4 og 0.8/0.2.

Figur 2. *ksbaf* og *ksbaf2*, hvor *Yaf* er erstattet af $(Yaf - Safm)$:



Herefter tages bestemmelsen af de hjælpevariabler, $Yrrb$ og $Yrrbf$, der benyttes i B-skattebestemmelsen, op. I $Yrrb$ -relationen droppes omregningsfaktoren for B-indkomstfradrag regnet som A-indkomstfradrag, $ksbar$ (ligning 600), helt, idet den udviser for stor grad af ustabilitet over tid, jf. figur 3. Den erstattes af den faste koefficient 0.05 i ligningen for $Yrrb$, jf. nedenfor.

Figur 3. $ksbar$.



$Yrrb$ -relationen (ligning 601) tilpasses endvidere ændringerne i Ys -relationen, jf. i næste afsnit om Ys . Som ny relation fås

$$(20a) \quad Yrrb2 = Tysb + Skug + 0.016*Yrs_{-1} + 0.05*Ya \\ + 0.44*Yrr1 + 0.44*Yrr1_{-1} + 0.52*Tipp2 \\ + 0.22*Tipp2_{-1}$$

Da der i den nye Ys -relation er medtaget en trend i perioden 1979 - 85 svarende til en nedgang i den skattepligtige indkomst på godt 3 mia. kr. om året, er det forsøgt også at medtage trenden i $Yrrb2$ -relationen:

$$(20b) \quad Yrrb2t = Tysb + Skug + 0.016*Yrs_{-1} + 0.05*Ya \\ + 0.44*Yrr1 + 0.44*Yrr1_{-1} + 0.52*Tipp2 \\ + 0.22*Tipp2_{-1} + trend$$

hvor

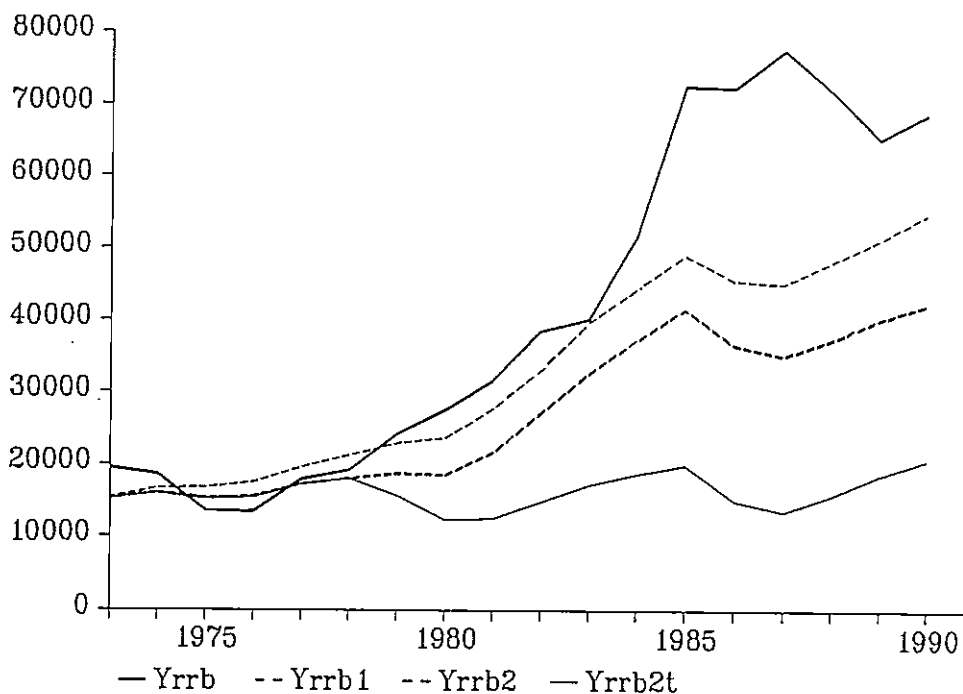
$$(21) \quad trend = \begin{array}{ll} 0 & \text{for } tid \leq 1978 \\ (tid - 1978)*(-3065) & \text{for } 1979 \leq tid \leq 1985 \\ 7*(-3065) & \text{ellers} \end{array}$$

Der er endvidere beregnet en anden variant af $Yrrb$, hvor eneste ændring er udskiftningen af $ksbar$ med 0.05:

$$(22) \quad Yrrb1 = Tysb + Skug + 0.023*Yrs_{-1} + 0.05*Ya \\ + 0.38*Yrr1 + 0.38*Yrr1_{-1} + 0.42*Tipp1 \\ + 0.06*Tipp1_{-1}$$

Figur 4 over de forskellige $Yrrb$ -varianter viser, at det især er udskiftningen af $ksbar$ med den faste koefficient på 0.05, der har betydning. Det konstateres, at den nye $Yrrb2$ er pænere end den nuværende, idet det store spring, som $Yrrb$ tager fra omkring 1983 undgås.

Figur 4. $Yrrb$ -varianter.



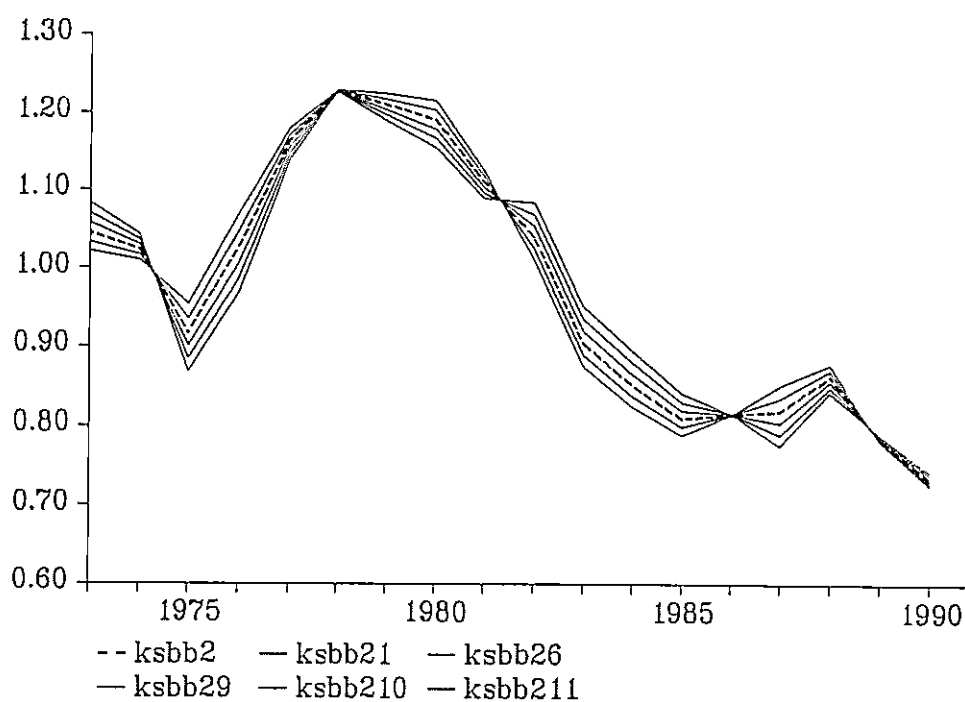
Højresiden af $Yrrbf$ -relationen (ligning 602), der må ses som et modstykke til Yaf -relationen ovenfor, tilpasses ændringen i $Yrrb$:

$$(23a) \quad Yrrbf2 = 0.25*Yrrb2 + 0.25*Yrrb2_{-1}*0.5*(kyl2 + 1) \\ + 0.5*Yrrb2_{-2}*kyl2$$

$$(23b) \quad Yrrbf2t = 0.25*Yrrb2t + 0.25*Yrrb2t_{-1}*0.5*(kyl2 + 1) \\ + 0.5*Yrrb2t_{-2}*kyl2$$

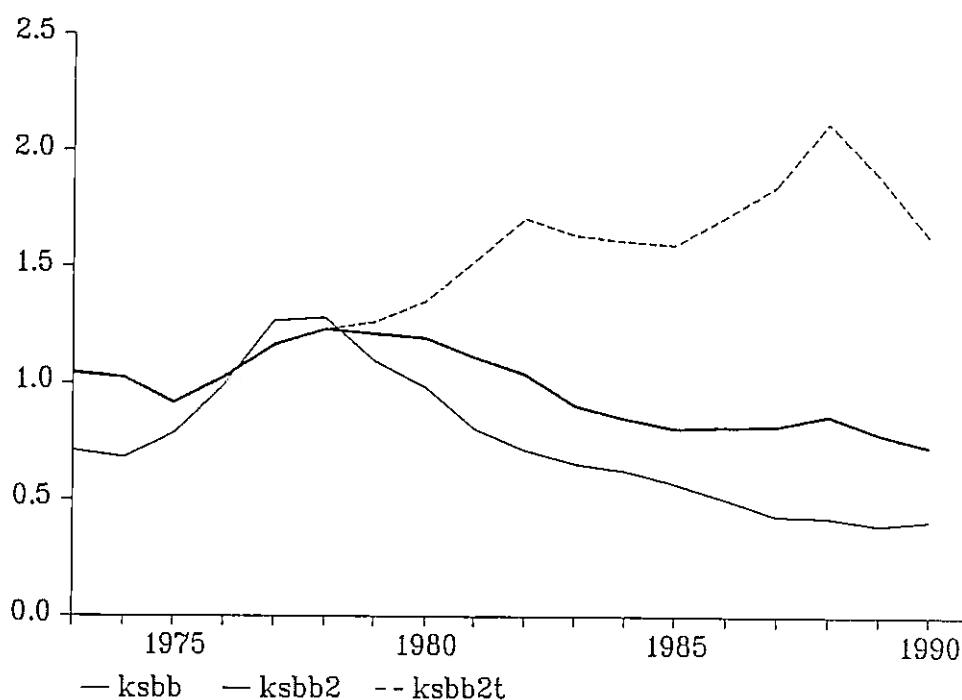
Det er endvidere forsøgt at variere på lagstrukturen i ovenstående ligning med henblik på at finde den "pæneste" *ksbb2*, der bestemmes residualt i ligning 603 for pålignede B-skatter, jf. ligning 19 ovenfor. Figur 5 viser, at det ikke betyder nævneværdigt for *ksbb2*, hvilken lagkombination der vælges for *Yrrb2*. Der ses derfor ikke noget grundlag for at fravælge den nuværende struktur.

Figur 5. *ksbb2* ved forskellige lagkombinationer i *Yrrb2*.⁵



⁵De forskellige *ksbb*-varianter svarer til følgende lag i *Yrrb2*:
ksbb2: 0.25/0.25/0.5; *ksbb21*: 0.3/0.3/0.4; *ksbb26*: 0.35/0.35/0.3; *ksbb29*: 0.2/0.2/0.6;
ksbb210: 0.15/0.15/0.7; *ksbb211*: 0.1/0.1/0.8.

Figur 6. *ksbb*, *ksbb2* og *ksbb2t*.



Af figur 6 fremgår det, at indførelse af trenden i *Yrrb2*-relationen ikke giver en pænere korrektionsfaktor i *Sbb*-relationen, snarere tværtimod. På denne baggrund vælges det derfor at benytte *Yrrb2* uden trend.

Endelig er relationen for overskydende skat (ligning 614) blevet reestimeret, og de nye parameterestimer indføres i modellen:⁶

$$\begin{aligned}
 (24) \quad S_{oo} = & \quad d_{soo} * S_{oo,1} + JDS_{oo} \\
 & + (1 - d_{soo}) * (0.0676 * (S_s - S_{s,1}) \\
 & - 0.4848 * (S_{rn} - S_{rn,1}) + S_{oo,1} - (S_{ov} - S_{ov,1}))
 \end{aligned}$$

⁶Jf. Pernille Biilmann, 16. juli 1991.

Indkomster

Skattepligtig indkomst vil fortsat være den helt afgørende variabel i bestemmelsen af slutskatterne. Den nuværende relation for Ys (ligning 609) har følgende udseende:

$$(25) \quad Ys = \quad dys*Ys_{.1} + JDYs + (1 - dys)*(Ys_{.1} \\ + Skug - Skug_{.1} + 0.023*(Yrs_{.1} - Yrs_{.2}) \\ + 0.940*(Yat - Yat_{.1}) + 0.707*0.5*(Yrr1 - Yrr1_{.2}) \\ + 0.681*(0.875*Tipp1 - 0.75*Tipp1_{.1} - 0.125*Tipp1_{.2}))$$

Relationen er blevet eftergået i flere omgange, og det er på grundlag heraf besluttet at foretage følgende ændringer:⁷

- (i) Koefficienten til $Yrs_{.1}$ ændres fra 0.023 til 0.016.
- (ii) Yat (ligning 606) erstattes af den ny variabel $Yat2$, hvor $Safm$ er fratrukket:

$$(26) \quad Yat2 = \quad Ya + Tysb*kya - Safm$$

- (iii) $Tipp1$ erstattes af den ny variabel $Tipp2$, hvor $Yfqi$ afløses af $(-Tibn)$:

$$(27) \quad Tipp2 = \quad Tipn - (Tinn - Tono(-1)) - Tii - Tibn$$

Variabelforklaring:

Yrs	restindkomst til selskaber
Yat	hjelpevariabel for A-indkomst
$Safm$	sociale bidrag fra medlemmer til arbejdsløshedsforsikring
$Tipp1$	private ikke-finansielle sektors renteindtægter
$Yfqi$	BFI i imputerede finansielle tjenester
$Tibn$	pengeinstitutters, andelskassers og postgirokontorets nettoindtægter i form af renter og udbytter
$Yrr1$	hjelpevariabel for restindkomst

⁷Jf. Thomas Thomsen, 3. september 1990 og Pernille Biilmann, 31. januar 1991.

I det seneste papir om Y_s når man således frem til følgende relation:⁸

$$(28) \quad Y_s = \begin{aligned} & dys*Y_{s,-1} + JDY_s + (1 - dys)*(Y_{s,-1} \\ & + Skug - Skug_{-1} + 0.016*(Yrs_{-1} - Yrs_{-2}) \\ & + 0.921*(Yat2 - Yat2_{-1}) \\ & + 0.878*0.5*(Yrr1 - Yrr1_{-2}) \\ & + 0.736*(0.7*Tipp2 - 0.4*Tipp2_{-1} - 0.3*Tipp2_{-2}) \\ & - 3065*d7985 + 444) \end{aligned}$$

I denne estimation er lagget i $Tipp2$ øget fra $\frac{1}{8}$ til 0.3; der er indsat en dummy i perioden 1979 - 85, $d7985$, der opfanger en negativ trend i Y_s , og endelig er der medtaget konstantled.

Y_s -relationen kan alternativt opskrives som

$$(29) \quad Y_s = \begin{aligned} & Y_{s,-1} + Skug - Skug_{-1} \\ & + 0.016*(Yrs_{-1} - Yrs_{-2}) + Ysa - Ysa_{-1} \\ & + Ysr - Ysr_{-1} + Ysti - Ysti_{-1} + 444 \end{aligned}$$

hvor

$$(30) \quad Ysa = Ysa_{-1} + 0.921*(Yat2 - Yat2_{-1}) + JDYsa$$

$$(31) \quad Ysr = Ysr_{-1} + 0.878*0.5*(Yrr1 - Yrr1_{-2}) + JDYsr$$

$$(32) \quad Ysti = \begin{aligned} & Ysti_{-1} + 0.736*(0.7*Tipp2 - 0.4*Tipp2_{-1} - 0.3*Tipp2_{-2}) \\ & - 3065*d7985 + JDYsti \end{aligned}$$

Ysa , Ysr og $Ysti$ er variable fra indkomst- og formuestatistikken for hhv. A-indkomst, nettoestindkomst og nettorenteindtægt. Opsplitningen på underkomponenter er foretaget på baggrund af ønske fra BD om at kunne regulere direkte på disse. Ligningerne 30 - 32 er blot et - ikke særlig stringent - eksempel på en sådan opsplitning. Det afgørende er at finde hensigtsmæssige håndtag. Ligning 30 formodes i denne sammenhæng at være mindre interessant, da der stort set ikke er forskel på A-indkomsten fra hhv. skattestatistik og indkomststatistik, og den droppes derfor. Y_s -relationen bliver da

$$(33) \quad Y_s = \begin{aligned} & dys*Y_{s,-1} + JDY_s + (1 - dys)*(Y_{s,-1} \\ & + Skug - Skug_{-1} + 0.016*(Yrs_{-1} - Yrs_{-2}) \\ & + 0.921*(Yat2 - Yat2_{-1}) + Ysr - Ysr_{-1} \\ & + Ysti - Ysti_{-1} + 444) \end{aligned}$$

Ved at inddrage variable Ysr og $Ysti$ samt Ysp nævnt i afsnittet om slutskatter pådrager vi os et dataproblem. Problemet ved at benytte de nye indkomstbegreber

⁸Jf. Pernille Biilmann, 31. januar 1991.

er, at der ikke foreligger publiceret statistik herfor for de senere år, dvs. for Y_{sp} overhovedet ikke. Dog findes der tal i særlige opgørelser og kørsler i Danmarks Statistik ud fra indkomststatistikmaterialet. Her opereres der med fuldt skattepligtige personer, dvs. et lidt snævrere begreb end det, der modsvarer skattestatistikens tal. Til formålet her foreslås det at bruge tallene, som de forefindes.

I ligningen for A-indkomst, Y_a (ligning 598), trækkes yderligere S_{aqo} , sociale bidrag til ATP fra offentlige arbejdsgivere, fra på højresiden, hvorved man får :

$$(34) \quad Y_a = (Y_w + T_{yd} + T_{ypr} + T_{yps} + T_{ysa} - T_{opk} - T_{ypri} - S_{aqw} - S_{aqp} - S_{aqo}) * k_{ya2} + J_{Ya}$$

Forenklingsoption

En forespørgsel fra BD om at kunne komme direkte fra slutskat til kildeskat og dermed komme uden om samspillet mellem forskudsskat, slutskat og restskat har resulteret i følgende formulering af kildeskattebestemmelsen:

$$(35) \quad Sk = S_s + S_{ksi_1} + S_{kres} + S_{rrrs}$$

hvor Sk er kildeskatter i alt, S_s er slutskat i alt, S_{ksi} er særlig indkomstskat. S_{kres} er residualt bestemt, idet S_{rrrs} regulerer for for de forskellige regler gennem tiden for betaling af restskat:

$$(36) \quad S_{rrrs} = S_{rkl} [1971-75] \\ S_{rrk_2} [1976-85] \\ - S_{rrk_1} [1971-84]$$

(dvs. $S_{rrrs} = 0$ fra og med 1986). S_{rkl} er en hjælpevariabel for restskatter 1970-75 og S_{rrk} er resterende restskatter, inkl. rentetillæg mv.

S_{kres} kan da tolkes som en residualvariabel i ligning 35 ved de nuværende regler for restskattebetaling. Indholdet af S_{kres} kan belyses ved i ligning 35 at indsætte modelligningerne 613 og 620, idet der kun ses på årene fra 1986 og frem. Ligning 613 og 620 for hhv. nettoestskat og kildeskat har følgende udseende:

$$(37) \quad S_{rn} = S_s + S_{rmk_2} - S_b - S_{kug}$$

$$(38) \quad Sk = S_b + S_{rv_1} - S_{ov_1} - S_{ok_1} + S_{ksi_1} \\ + S_{rrk_1}$$

Man får da (idet $S_{rrrs} = 0$ fra 1986):

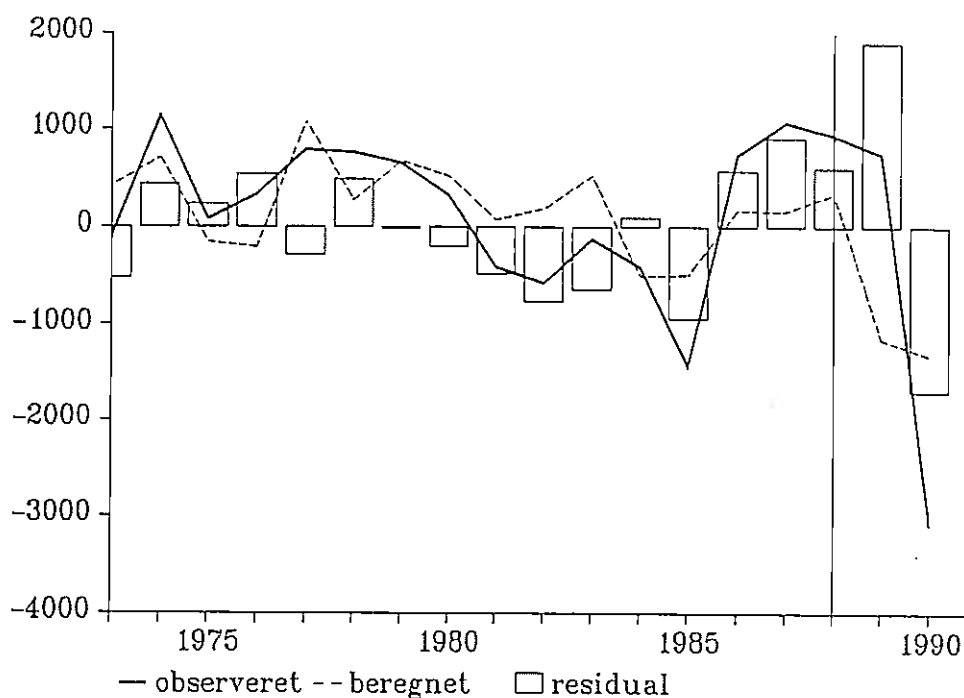
$$(39) \quad S_{kres} = Sk - S_s - S_{ksi_1} \quad \text{jf. (35)}$$

$$\begin{aligned}
Skres &= Sb + Srv_{.1} - Sov_{.1} - Sok_{.1} + Sksi_{.1} \\
&\quad + Srrk_{.1} - (Srn - Srmk_{.2} + Sb + Skug) \\
&\quad - Sksi_{.1} \\
&= Sb + Srv_{.1} - Sov_{.1} - Sok_{.1} + Sksi_{.1} \\
&\quad + Srrk_{.1} - Srn + Srmk_{.2} - Sb - Skug \\
&\quad - Sksi_{.1} \\
&= Srv_{.1} - Sov_{.1} - Sok_{.1} + Srrk_{.2} - Srn \\
&\quad + Srmk_{.2} - Skug \\
&= Srv_{.1} - Sov_{.1} - Sok_{.1} + Srk_{.1} - Srmk_{.1} \\
&\quad - (Srv + Sro - Sov - Soo) + Srmk_{.2} - Skug \\
&= (Sov - Sov_{.1}) - (Srv - Srv_{.1}) + (Soo - Sok_{.1}) \\
&\quad - (Sro - Srk_{.1}) - (Srmk_{.1} - Srmk_{.2}) - Skug \\
&\approx - (Srn - Srn_{.1}) - Skug - (Srmk_{.1} - Srmk_{.2})
\end{aligned}$$

Approksimationen i sidste ligning skyldes, at der i foregående udtryk indgår størrelser såvel med som uden rentetillæg.

Skres-variablen søges nu bestemt i en ligning, således at ligning 35 kan fungere i modellen. Der er forsøgt forskellige regressioner, hvor *Ss*, *DSs*, *DDSs*, *DDSs_{.1}* samt *DSs_{.1}* indgår som højresidevariabler i forskellige kombinationer (estimation 1-4, bilag 1). Endvidere er det forsøgt at indsætte *Ys* i stedet for *Ss* som forklarende variabel (estimation 5-6, bilag1). Af resultaterne i tabel 1 (bilag 1) fremgår det, at alle regressioner er temmelig dårlige, idet der generelt fås insignifikante parameterestimer, store spredninger og små R^2 . Det bedste resultat i form af signifikante estimater og lille spredning opnås i estimationerne 3b og 4b. Figur 7 viser observeret og beregnet *Skres* samt residualer for estimation 4b, der foretrækkes af fortolkningsmæssige årsager.

Figur 7. Observeret, beregnet og residualer for estimation 4b.



Ovenstående øvelse fører således frem til følgende nye Sk -relation:

$$(40) \quad Skbd = Ss + Sksi_{-1} + Skres + Srrrs$$

hvor

$$(41) \quad \begin{aligned} Skres = & dskres * Skres_{-1} + JSkres \\ & + (1 - dskres) * (0.072 * (Ss - Ss_{-1}) \\ & - 0.138 * (Ss_{-1} - Ss_{-2}) \\ & + 0.163 * (Ss_{-1} - 2 * Ss_{-2} + Ss_{-3}) + 663) \end{aligned}$$

I relationen for de direkte skatter, Sd (ligning 628), benyttes nu en dummy-konstruktion med $Skbd$, således at man efter ønske kan slå Sk fra og benytte $Skbd$:

$$(42) \quad \begin{aligned} Sd = & Sk * (1 - dsbd) + Skbd * dsbd + Sdu + Sdp1 + Sdv \\ & + Sds + Sdr \end{aligned}$$

Af bilag 2 fremgår det hvilke ligninger i skattedelen, der slås fra i de tilfælde, hvor $dsbd = 1$.

Selskabsskat

Som sidste øvelse i arbejdet med de direkte skatter er det forsøgt med 3 variationer af *Sds*-relationen svarende til 3 forskellige udgaver af *ksds*, jf. tidligere ikke dokumenterede forsøg fra november 1984:

$$(43) \quad ksds1 = Sds / ((Yrs_{.1} - Ipv4_{.1}) * tsds)$$

$$(44) \quad ksds2 = Sds / ((Yrs_{.1} - 0.5 * Ipv4_{.1} - 0.5 * Ipv4_{.2}) * tsds)$$

$$(45) \quad ksds3 = Sds / (0.5 * (Yrs_{.1} + Yrs_{.2} - Ipv4_{.1} - Ipv4_{.2}) * tsds)$$

Figur 8. *ksds*-varianter.



Den nuværende *Sds*-relation (ligning 623) svarer til variant nr. 2. Denne øvelse giver ikke anledning til at ændre herved.

Som udestående mangler der imidlertid at tilføre kursgevinsterne i pengeinstitutterne som forklaringselement i bestemmelsen af selskabsskatten. Et sådant element vil højst sandsynligt kunne stabilisere relationen. Problemet er som hidtil formuleringen og bestemmelsen af elementet, hvilket behandles i et andet papir.

Afslutning.

Arbejdet med ADAMs skattefunktion betragtes hermed som afsluttet i denne omgang og klar til indlæggelse i den ny modelversion september 1991. Bilag 2 viser skattefunktionens ligninger med alle de i papiret omtalte ændringer og nydannelser, opskrevet på modelform, mens der i bilag 3 angives en liste over nye og udgåede variabler.

Bilag 1.

Table 1a. Estimationer (1971-88) med Skres som venstresidevariabel og Ss-varianter som højresidevariabler.

Estimation	Ss	DSs	DDSs	DDSs ₋₁	DSs ₋₁	konst.	s	R ²	DW
1a	-0.0007 (.007)	0.0243 (.076)	—	—	—	—	739	0.01	1.27
1b	-0.0006 (.007)	0.0221 (.089)	—	—	—	22.299 (436.286)	763	0.01	1.27
2a	—	0.0153 (.019)	0.0194 (.061)	—	—	—	761	0.01	1.20
2b	—	0.0083 (.051)	0.0228 (.068)	—	—	75.321 (503.818)	787	0.02	1.22
3a	—	-0.0016 (.019)	0.0957 (.066)	0.1381 (.063)	—	—	654	0.25	1.18
3b	—	-0.0663 (.048)	0.1384 (.070)	0.1632 (.063)	—	663.059 (451.860)	633	0.37	1.44
4b	—	0.0721 (.057)	—	0.1632 (.063)	-0.1384 (.070)	663.059 (451.860)	633	0.37	1.44

Table 1b. Estimationer (1971-88) med Skres som venstresidevariabel og Ys-varianter som højresidevariabler.

Estimation	DYs	DDYs	DDYs ₋₁	konst.	s	R ²	DW
5a	0.0085 (.009)	-0.0237 (.043)	—	—	761	0.01	1.09
5b	0.0012 (.037)	-0.0218 (.046)	—	164.324 (805.628)	787	0.02	1.09
6a	0.0070 (.009)	-0.0106 (.044)	0.9541 (.043)	—	745	0.40	1.20
6b	-0.0476 (.042)	0.0063 (.045)	0.0472 (.042)	1234.710 (920.090)	725	0.17	1.33

Anm.: spredninger i parentes.

Bilag 2

```
0
0
0 modelformler ADAM, november 1989
0
0 c:\user\pb\wp\ndirskat.frm
0
0 DIREKTE SKATTER M.V. med diverse rettelsor samt nye ligninger.
0
0 !!! markerer, at ligningen har været efterset, men ikke rettet.
0
0 R!! markerer, at ligningen har været efterset og i den forbindelse
0 er blevet rettet.
0
0 !!!NYFORMEL markerer indførelse af en ny ligning.
0
0 * markerer de ligninger, der slås fra ved benyttelse af dummy dsbd
0 i Sd-bestemmelsen, jf. forenklingsoptionen.

FRML GUSY USY = KUSY*(UA+UPN) + JUSY $

*!!!NYFORMEL TSU3 = TSU2 + TST1 $
*!!!NYFORMEL TSU4 = TSU2 + TST1 + TST2 $

*FRML ITSS0 TSS0 = (1-BYS10)*(TSP+TSK) + (BYS20*TSU2+BYS30*TSU3
+BY540*TSU4+BY550*TSU5)*TSU $
*FRML ITSS1 TSS1 = 100*((BYS21*TSU2+BYS31*TSU3+BYS41*TSU4
+BY551*TSU5)*TSU-BYS11*(TSP+TSK)) $
*FRML ITSA0 TSA0 = TSS0/(1-BYS10) $
*FRML ITSA1 TSA1 = 100*((TSS0+TSS1*0.01)/(1-BYS10-BYS11)-TSA0)$
*FRML GKYAL2 KYAL2 = KYAL2E*LAH(-1)*LAHE(-2)/(LAH(-2)*LAHE(-1))$

*!!!FRML GYAF YAF = (0.25*YA(-1)*0.5*(KYAL2+1) + 0.75*YA(-2)*KYAL2)*KYAF
+ JYAF $
!!!FRML GPCRS2 PCRS2 = ... $ (JF. MINNA S. ANDERSEN, 12. JULI 1991)

*R!!!FRML IKBYAF KBYAF2 = (YAF*USYE(-1)*PCRS2E-YAFE*USY(-1)*PCRS2)
/(YAFE*USY(-1)*PCRS2) $

*R!!!FRML GSBAF SBAF = (TSS0+TSS1*KBYAF2)*YAF*KSBAF + JSBAF $

*R!!!FRML GTSA TSA = (TSA0+TSA1*KBYAF2)*KTS2 + JTSA $

R!!!FRML GYA YA = (YW+TYD+TYPR+TYPS+TYSA-TOPK-TYPRI-SAQW-SAQP-SAQO)*KYA2
+ JYA $

*FRML GSBA SBA = (SBAF+TSA*(YA-YAF))*KSBA + JSBA $

R!!!FRML IKSBAR KSBAR (UD!) $

*R!!!FRML IYRRB2 YRRB2 = TYSB + SKUG + 0.016*YRS(-1) + 0.05*YA + 0.44*YRR1
+ 0.44*YRR1(-1) + 0.52*TIPP2 + 0.22*TIPP2(-1) $

*R!!!FRML IYRRBF2 YRRBF2 = .25*YRRB2 + .25*YRRB2(-1)*.5*(KYAL2+1)
+ .5*YRRB2(-2)*KYAL2 $

*R!!!FRML GSBB2 SBB = (TSS0+TSS1*KBYAF2)*YRRBF2*KSB2 + JSBB $

*FRML ISB SB = SBA + SBB + SBU $
FRML GSKUG SKUG = KSKUG*SBU $

R!!!FRML IYAT2 YAT2 = YA + TYSB*KYA - SAFM $

FRML GIPV4 IPV4 = BIVPM0*PIPM*FIPM + BIVPM1(-1)*PIPM(-1)*FIPM(-1)
+ BIVPB0*PIPB*FIPB + BIVPB1(-1)*PIPB(-1)*FIPB(-1)
+ JIPV4$

!!!FRML IYRR1 YRR1 = YRP + 0.2*YRH - 0.5*IPV4 $

!!!NYFORMEL YSR = YSR(-1) + 0.878*0.5*(YRR1 - YRR1(-2)) + JDYSR $

!!!NYFORMEL YSTI = YSTI(-1) + 0.736*(0.7*TIPP2 - 0.4*TIPP2(-1)
- 0.3*TIPP2(-2)) - 3065*D7985 + JDYSTI $
```

R!!FRML SYS YS = DYS*YS(-1) + JDYS + (1-DYS)*(YS(-1) + SKUG
- SKUG(-1) + 0.016*(YRS(-1) - YRS(-2))
+ 0.921*(YAT2-YAT2(-1)) + YSR - YSR(-1)
+ YSTI - YSTI(-1) + 444) \$

R!!FRML KBYS2 KBYS2 = (YS*USYE*PCRS2E - YSE*USY*PCRS2)/(YSE*USY*PCRS2) \$

!!!NYFORMEL YSP = YA*KYSP + JYSP \$

!!!NYFORMEL TSSY0 = (1 - BYS10)*(TSP + TSK + TSU2*TSU) \$

!!!NYFORMEL TSSY1 = 100*(-BYS11*(TSP + TSK + TSU2*TSU)) \$

R!!FRML GSSY2 SSY2 = (TSSY0 + TSSY1*KBYS2)*YS*KSSY2 + JSSY \$

!!!NYFORMEL TSST0 = (BYSP10*TST1 + BYSP20*(TST1 + TST2))*TSU \$

!!!NYFORMEL TSST1 = 100*(BYSP11*TST1 + BYSP21*(TST1 + TST2))*TSU \$

!!!NYFORMEL SSYT = (TSST0 + TSST1*KBYS)*YSP \$ (JF POUL UFFE DAM, 22.NOVEMBER 1990 S.3)

!!!NYFORMEL SSY = SSY2 + SSYT \$

FRML ISS SS = SSY + SSF \$

*FRML ISRN SRN = SS + SRMK(-2) - SB - SKUG \$

*R!!FRML SSOO SOO = DSOO*SOO(-1) + JDSOO + (1-DSOO)*(0.06756*(SS-SS(-1))
- 0.4848*(SRN-SRN(-1)) + SOO(-1) - (SOV-SOV(-1))) \$

*FRML ISRO SRO = SRN + SOO - SRV + SOV \$

*FRML GSOK SOK = SOO*KSOO \$

*FRML GSRK SRK = SRO*KSRO \$

*FRML GSRMK SRMK = BSRMK*SRK \$

*FRML ISRRK SRRK = SRK - SRMK \$

*FRML ISK SK = SB + SRV(-1) - SOV(-1) - SOK(-1) + SKSI(-1)
+ SRKL*DRKL + SRRK(-2)*(1-DRKL)*DSRRK(-1)
+ SRRK(-1)*(1-DRKL)*(1-DSRRK) \$

!!!NYFORMEL SKRES = DSKRES*SKRES(-1) + JSKRES + (1 - DSKRES)*(0.072*(SS - SS(-1))
- 0.138*(SS(-1) - SS(-2)) + 0.163*(SS(-1) - 2*SS(-2) + SS(-3)) + 663) \$

!!!NYFORMEL SKBD = SS + SKSI(-1) + SKRES + SRRRS \$

FRML GSDU SDU = TDU*QW*(1-BQ/2)*.001 \$

FRML GSDV SDV = TSDV*(KCB+KCB(-1))/2 + JSDV \$

!!!FRML GSDS SDS = TSDS*(YRS(-1)-(IPV4(-1)+IPV4(-2))/2)*KSDS + JSDS \$

FRML GIWBR IWBR = 0.9*((TIFPN(-1)+TIFPN(-2))/(2*WABZ(-2)))
+ 0.1*IWBZ - 0.0003 + JIWBZ \$

FRML GPCPN PCPN = ((PNCB*FCB/467752)+(PNCE*FCE/715931)
+(PNCF*FCF/833212)+(PNCG*FCG/470535)
+(PNCH*FCH/998333)+(PNCI*FCI/835350)
+(PNCK*FCK/922677)+(PNCN*FCN/372328)
+(PNCS*FCS/871860)+(PCT*FCT/1)
+(PNCV*FCV/821248))/(FCP+FET) \$

FRML GTSDR TSDR = 0.99*(((IWBR-0.035-(1.035*(1/2+(1/2*DTSDR))
*(((PCPN(-1)/PCPN(-2))-1)+(1-DTSDR)
*(((PCPN(-2)/PCPN(-3))-1)))))/IWBR) + JTSDR \$

FRML GSDR SDR = (1-DSDR)*KSDR*TSDR*(1-(108024/(WALL+WALP+WABZ)))
*TIFPN+DSDR*2777.0 + JSDR \$

R!!FRML ISD SD = SK*(1-DSBD) + SKBD*DSBD + SDU + SDP1 + SDV
+ SDS + SDR \$

FRML GSAQW SAQW = TAQW*QW*(1-BQ/2)*.001 \$

FRML GSAQO SAQO = TAQO*QO*(1-BQ/2)*.001 \$

FRML GSAQP SAQP = TAQP*QP*(1-BQ/2)*.001 \$

FRML GSAFM SAFM = TAFM*QW*(1-BQ/2)*.001 \$

FRML ISASO SASO = SAQW + SAQO + SAQP + SAFM + SASR \$

FRML ISA SA = SAK + SAGB + SASO \$

FRML IS S = SD + SLAF + SA \$

0
00

Bilag 3. Nye og udgåede variabler.

	Nye variabler	Udgåede variabler
1. Skattesatser:	<i>tst1</i> <i>tst2</i> <i>tsst0</i> <i>tsst1</i> <i>tssy0</i> <i>tssy1</i>	
2. Skattebegreber:	<i>Skbd</i> <i>Skres</i> <i>Srrs</i> <i>Ssy2</i> <i>Ssy1</i>	
3. Indkomstbegreber:	<i>Yat2</i> <i>Yrrb2</i> <i>Yrrbf2</i> <i>Ysp</i> <i>Ysr</i> <i>Ysti</i>	<i>Yat</i> <i>Yrrb</i> <i>Yrrbf</i>
4. Korrektionsfaktorer:	<i>kbyaf2</i> <i>kbys2</i> <i>ksbb2</i> <i>ktsa2</i> <i>kya2</i>	<i>kbyaf</i> <i>kbys</i> <i>ksbb</i> <i>ktsa</i> <i>kya</i> <i>ksbar</i>
5. Dummyer:	<i>dsbd</i> <i>d7985</i>	
6. Andre variabler:	<i>pcrs2</i> <i>pcrs2e</i> <i>Tipp2</i>	<i>pcrs</i> <i>pcrse</i> <i>Tipp1</i>

Trend i importen III

Resumé:

I "Trend i importen" (TCJ+PB 05.04.91) og "Trend i importen II" (TCJ+PB 15.06.91) blev der gjort nogle forsøg med at indføre en aftagende trend i importrelationer i form af polynomier i tiden og eksponentielle kurver i tiden på forskellige relationer i niveau og ændringer.

I dette papir forfølges et par af sporene, idet der afprøves bla. en Granger-Engle totrinssestimation af relationer med kumulerede variabler og en utraditionel modellering af de nuværende relationers restled.

Sidst opstilles nogle få alternative importligninger til brug ved den kommende modelversion. Det er næppe sandsynligt, at yderligere analysearbejde kan nås inden den ny model skal samles, derfor må valget i denne omgang blive mellem specifikationer tæt på disse.

import9d.tcj + imp9dbi1.tcj + imp9dbi2.tcj

Nøgleord: import trend fejlkorrektion kumulering

Indledning

Dette papir skal ses i forlængelse af TCJ+PB 05.04.91 ("Trend i importen") og TCP+PB 15.06.91 ("Trend i importen II"), i hvilke der er gjort forsøg med indlæggelse af en trend i importligningerne. Trenden ser ud til at være aftaget, hvorfor der er arbejdet med bla. eksponentiel aftagende kurver til modellering af trenden. Videre er der gjort forsøg med med både rene niveaurelationer og relationer, der ligner de nuværende ændringsrelationer, men hvor variableerne er kumuleret før estimation.

Et lovende sæt af relationer (tabel 3 fra "Trend i importen II") viste sig samme sted at have ret ustabile parametre når estimationsperioden afkortedes fra venstre.

Vi har lavet rekursive estimationer på flere forskellige typer af relationer fra TCJ+PB 15.06.91, "Trend i importen II" m. fl. med afkortning af estimationsperioden fra venstre. Det gennemgående træk er, at niveaurelationer (både dem med kumulerede ændringsvariabler og dem med faste vægte i efterspørgselsleddet) synes at have væsentligt mere ustabile priselasticiteter end ændringsrelationer. En af de ændringsrelationer, der er blevet afprøvet, er en ændringsrelation af den nuværende ADAM-type tillagt en eksponentielt aftagende trend. Den tilsvarende relation i niveau med kumulerede variabler blev afprøvet i "Trend i importen II" (TCJ+PB 15.06.91, tabel 3), og tegnede bortset fra den manglende stabilitet lovende. Det viser sig dog, at den eksponentielle trend ikke meningsfuldt kan estimeres i ændringsrelationen; trenden bliver enten vandret eller "gammaformet". Det skyldes nok, at differenserne gør serierne stationære, mens differensen af en eksponentiel kurve tilnærmelsesvis blot er en ny eksponentiel kurve.

De nuværende Importligninger

Dette afsnit er blot en repetition af de nuværende ligningers udseende, og kan springes over. Importligningerne ser i dag i ADAM ud således:

$$fMz_t = fMl_t \cdot \left(\frac{fMl_t}{fMle_t} \right)^b \cdot \left(\frac{pxm_t}{pxm_{t,-1}} \right)^c + u_t \quad (1)$$

hvor

$$fMz_t = \sum_j am_{ij} \cdot fD_j$$

$$fMl_t = \sum_j am_{ij,-1} \cdot fD_j$$

$$fMle_t = \sum_j am_{ij,-1} \cdot fD_{j,-1} (1 + RfD_j)$$

$$pxm_t = pm_t / px_t \text{ (i praksis med et lille fordelt lag - se nedenfor)}$$

u_i = stokastisk restled

Variabelforklaring:

am_{ij} i-o koefficienten for leverancen af importvare i til anvendelse j . Ofte som her kaldet "importkvoterne".

fd_j Efterspørgsel i anvendelse j (søjlesummen).

Rfd_j Den forventede relative vækst i anvendelse j . Den er beregnet som et gennemsnit af de sidste 3 års vækst i anvendelsen.

px_i Prisen på importvare i 's konkurrerende indenlandske produktion.

pm_i Prisen på importvare i .

fMz_i er den konkurrerende del af importen af importvare i . fMI_i kan tolkes som efterspørgslen efter den konkurrerende del af importvare i givet denne periodes endelige anvendelser, hvis sidste periodes i-o koefficienter stadig var gældende. $fMIe_i$ kan tolkes som sidste periodes import plus den (sammenvejede) forventede relative vækst i anvendelserne - altså som fMI_i , hvis der var "normal" vækst i anvendelserne. Leddet $fMI_i/fMIe_i$ skal fortolkes som et konjunkturled, der fx ved accelererende vækst sørger for højere importkvoter midlertidigt, og b fortolkes som konjuncturelasticiteten. Læg mærke til at efterspørgselselasticiteten i (1) (eksponenten til fMI_i) i overensstemmelse med i-o antagelserne er bundet til 1. c fortolkes som priselasticiteten. For flere detaljer henvises til arbejdsnotat nr. 19.

En svaghed ved de nuværende relationer er, at de (selv om det kan være svært at se - se AO 03.04.91) er ændringsrelationer med langsigtssegenskaber, der afhænger af de seneste (RAS-afstemte) importkvoter i databanken. Bortset fra at en enkelt (syntetisk) observation næppe er nok til at fastlægge en langsigts-sammenhæng, har metoden den fordel, at det er de nyeste kendte "tekniske koefficienter", der implicit bruges til fremskrivningen. De tekniske koefficienter er andelen af det samlede input til anvendelse j , der er vare i , uanset om det er af indenlandsk eller udenlandsk oprindelse. Hverken ADAM eller ADAMBK indeholder disse direkte, men de optræder i en given søjle implicit (og modereret på grund af vores nulstilling af i-o tabellen) som summen af importkvoten og leverancen fra de(t) erhverv, hvori importkvoteforskydningerne modjusteres i ADAM. am_i 'erne kan ses som produktet af en teknisk koefficient og den tilsvarende celles importandel. Se arbejdsnotat nr. 19 og AO 03.04.91.

i'erne omfatter her:

0	SITC 0	Næringsmidler mm.
1	SITC 1	Drikkevarer og tobak.
2	SITC 2+4	Diverse ubearbejdede varer.
5	SITC 5	Kemikalier.
6m	SITC 67-69	Jern- og metalvarer.
6q	Rest af SITC 6	Andre bearbejdede varer.
7q	Del af SITC 7	Maskiner mm.
8	SITC 8+9	Andre færdigvarer.

Indeks *j* for anvendelserne omfatter de fleste af anvendelserne i ADAMs i-o tabel. Se arbejdsnotat nr. 23.

Vægtene i priserne i de nuværende relationer fremgår nedenfor:

vare 0	1	2	5	6m	6q	7q	8
-	.9/.1	.6/.4	.6/.4	-	.9/.1	.9/.1	.8/.2

For varegrupperne 0 og 6m er i første omgang nedenfor blot brugt vægtene .6/.4.

Reestimation af de nuværende relationer

Først vil vi præsentere de nuværende relationer reestimeret til og med 1987. Til sammenligning er angivet gennemsnitlige elasticiteter på de nuværende relationer (samt tilsvarende relationer for varegrupperne 0 og 6m), der er estimeret 1963-85.

TABEL 1: Reestimation af de nuværende relationer 1963-87¹.

Varegruppe	b	c	s	DW
	konj.	pris		
fMz0	-0.486 (0.8)	-0.138 (0.3)	485	1.63
fMz1	0.677 (1.2)	-0.904 (3.0)	80.7	2.51
fMz2	0.686 (2.3)	-0.476 (2.0)	347	1.89
fMz5	0.377 (2.4)	-0.480 (2.0)	225	1.48
fMz6m	-0.027 (0.1)	0.586 (0.7)	571	2.17
fMz6q	0.632 (4.8)	-0.895 (3.0)	303	1.75
fMz7q	-0.044 (0.6)	-0.979 (4.5)	484	2.10
fMz8	0.295 (2.0)	-1.980 (4.6)	240	1.19
<hr/>				
gennemsnit, vejlet	0.158	-0.699	391	
gennemsnit, vejlet est. til 1985	0.248	-0.836	383	

t-værdier i parentes

Til sammenvejningen er brugt vægte baseret på importen i 1980:

v0	v1	v2	v5	v6m	v6q	v7q	v8
0.135	0.016	0.076	0.134	0.132	0.146	0.249	0.113

Varegrupperne i tabellen udgjorde i 1980 56% af den samlede import, og 65% af vareimporten.

¹ For varegruppen fMz0 er der estimeret fra 1967, da der ikke er I-O-koefficienter fra før 1966 i ADAMBK.

De to ekstra observationer 1986 og 1987 sænker den gennemsnitlige priselasticitet betydeligt (fra -.84 til -.70), og det er tilfældet for alle varegrupper. I bilag 1 er disse estimationer illustreret, og i bilag 2 illustreres med rekursive estimationer, hvorledes priselasticiteterne falder fra 1985 til 1987. Der er dog kun i svagt omfang tale om egentlige strukturelle brud. For nogle varegrupper - især ml - er det tydeligt, at priselasticiteten ikke er konstant, men jævnt faldende.

Granger-Engle totrinsestimation

I TCJ+PB 15.06.91 ("Trend i importen II", tabel 3) blev det forsøgt at estimere niveaurelationer med trend med variabler fra (1) ovenfor efter logaritmisering og kumulering. Idet vi kalder "kumuleringsoperatoren" cum, $\text{cum}(x) = \sum_t x$, så estimationsligningen ud:

$$\text{cum}\left(\log\left(\frac{fMz_t}{fMl_t}\right)\right) = a + b \cdot \text{cum}\left(\log\left(\frac{fMl_t}{fMle_t}\right)\right) + c \cdot \text{cum}\left(\log\left(\frac{pxm_t}{pxm_{t-1}}\right)\right) + p \cdot e^{\sigma t} + u'_t \quad (2)$$

Med små lag i priserne. Selvom priselasticiteterne som nævnt ovenfor er ustabile i disse relationer skylder vi at præsentere en variant af disse estimationer, hvor niveaurelationen er brugt som første trin i en Granger-Engle totrinsprocedure. Mere specifikt ser første trin ud sådan (vi har her pillet konjunkturleddet og prislagene ud):

$$\text{cum}\left(\log\left(\frac{fMz_t}{fMl_t}\right)\right) = a + c \cdot \text{cum}\left(\log\left(\frac{pxm_t}{pxm_{t-1}}\right)\right) + p \cdot e^{\sigma t} + u'_t \quad (3)$$

Andet trin bliver så en logaritmisk udgave af (1) med fejlkorrektionsled og med trenden fra første trin indlagt:

$$\log\left(\frac{fMz_t}{fMl_t}\right) - p \cdot (e^{\sigma t} - e^{\sigma(t-1)}) = a' + b' \cdot \log\left(\frac{fMl_t}{fMle_t}\right) + c' \cdot \log\left(\frac{pxm_t}{pxm_{t-1}}\right) + d \cdot res_{t-1} + u''_t \quad (4)$$

I de to nedenstående tabeller er estimationsresultaterne fra første og andet trin opstillet.

TABEL 2: Første trin af estimationer med kumulerede variabler (3) og trend. Parameteren q er forud fastlagt ved ikke-lineær regression. 1963-87².

Varegruppe	b	c	p	q	s	DW	
	konst.	pris	$\exp(q \cdot t_1)$	trend i 90			
fMz0	0.840 (14.9)	0.351 (1.5)	-0.489 (14.8)	-0.447	1.36	.0480	1.81
fMz1	0.377 (1.4)	-0.506 (2.1)	-0.226 (1.4)	-0.287	0.48	.0581	1.76
fMz2	1.000 (5.3)	-0.549 (4.1)	0.812 (6.8)	-0.150	-0.98	.0639	1.39
fMz5	0.588 (19.3)	-0.521 (4.0)	-0.154 (17.1)	-0.744	0.52	.0290	1.11
fMz6m	0.197 (3.6)	0.403 (1.6)	-0.056 (1.7)	-0.417	0.15	.0593	1.26
fMz6q	0.421 (6.2)	0.241 (1.1)	-0.001 (5.9)	-3.556	0.00	.0341	1.77
fMz7q	0.448 (50.0)	-0.530 (4.4)	-0.042 (14.1)	-1.363	0.14	.0285	1.26
fMz8	0.930 (38.1)	-1.285 (5.4)	-0.194 (27.4)	-0.855	0.68	.0385	1.03
<hr/>							
gennemsnit, vejret t-værdier i parentes		-0.261		0.35	.0404		

² For varegruppen fMz0 er der estimeret fra 1967, da der ikke er I-O-koefficienter fra før 1966 i ADAMBK.

TABEL 3: Andet trin af estimationer med kumulerede variabler (4) og trend. 1964-87³.

Varegruppe	a'	b'	c'	d	s	DW
	konst.	konj.	pris			
fMz0	-0.004 (0.3)	-0.061 (0.1)	0.554 (2.6)	-1.120 (4.3)	.0459	1.72
fMz1	-0.006 (0.5)	-0.067 (0.2)	-0.841 (4.3)	-0.905 (4.2)	.0459	2.04
fMz2	0.008 (0.6)	0.428 (1.5)	-0.306 (2.1)	-0.752 (3.2)	.0567	1.75
fMz5	0.003 (0.6)	0.224 (1.7)	-0.298 (2.0)	-0.525 (2.5)	.0250	1.80
fMz6m	0.005 (0.4)	0.182 (0.9)	0.442 (1.7)	-0.705 (3.6)	.0537	1.45
fMz6q	-0.005 (0.8)	0.457 (3.0)	-0.336 (1.3)	-0.471 (2.3)	.0265	1.87
fMz7q	-0.003 (0.6)	-0.049 (0.6)	-0.827 (5.3)	-0.604 (3.1)	.0252	1.66
fMz8	0.001 (0.1)	0.212 (1.7)	-1.137 (7.3)	-0.466 (2.6)	.0321	1.49
<hr/>						
gennemsnit, vejet		0.156	-0.312		.0356	
t-værdier i parentes						

Resultaterne ligner hvad angår spredning, konjunktorelasticitet, priselasticitet og trend i 1990 meget dem fra det forrige papir (PB+TCJ 15.06.91 "Trend i importen II") med kumulerede relationer og eksponentiel trend (tabel 3). Her var den gennemsnitlige konjunktorelasticitet 0.21, den gennemsnitlige langsigtede priselasticitet -0.35, den gennemsnitlige spredning 0.039 og den gennemsnitlige trend i 1990 0.36%. Det falder her i øjnene, at den korte priselasticitet fra andet trin ofte er større end den lange. Opmuntrende er det, at DW teststørrelserne i første trin alle er større end 1, hvilket tyder på kointegration mellem de ingående variabler. Parameteren til fejlleddet er ofte numerisk ret stor (større end ca. ½ og for varegruppe 0 større end 1), hvilket

³ For varegruppen fMz0 er der estimeret fra 1968, da der ikke er I-O-koefficienter fra før 1966 i ADAMBK.

betyder, at relationerne vil virke næsten som niveaurelationer. Det vil sige, at disse relationer i praksis vil opføre sig stort set som de kumulerede relationer i det forrige papir, tabel 3.

Det har været forsøgt at glatte priserne ud før estimation af første trin med den tanke, at det kunne kvæle evt. støj i dem, men det giver ikke nogen forbedring.

En utraditionel tilgang

Vi har endelig forsøgt at estimere en eksponentiel trend på de kumulerede residualer fra de nuværende relationer estimeret til 1987. Sådant en tottrinsprocedure er lidt snyd, men den giver den fordel, at vi får en priselasticitet af en rimelig størrelse (-0.70 - se tabel 1) og en aftagende trend, der er baseret på historiske residualer. Da det er prisen, der får lov at slæbe så meget, den kan, måtte man forvente en lidt lavere estimeret trend i sådanne relationer end den på i gennemsnit ca. 0.3 % i 1990, der blev fundet i "Trend i importen II" (TCJ+PB 15.06.91) med eksponentiel trend. Estimationsligningen kunne se således ud:

$$\text{cumres}_t = a + p \cdot e^{qt} \quad (5)$$

hvor cumres_t er beregnet som $\sum e_i$, $t1 = (\text{årstallet}-1980)/10$, og e_i er restleddet fra estimation af (1). I modelligningen er det så *ændringen* i den eksponentielle trend, der skal lægges til de nuværende relationer:

$$\text{fMZ}_t = \text{fML}_t \cdot \left(\frac{\text{fML}_t}{\text{fMLE}_t} \right)^b \cdot \left(\frac{\text{pxm}_t}{\text{pxm}_{t-1}} \right)^c + p \cdot (e^{qt} - e^{q(t-1)}) \quad (6)$$

Fordelen med en sådan formulering er, at den på en enkel måde sikrer en aftagende trend ved fremskrivninger. Ulempen er, at der (hvis trendleddet ikke er negligibelt) ikke længere er en efterspørgselselasticitet på præcis 1 på langt sigt.

Af den grund har vi også forsøgt at estimere tilsvarende eksponentielle kurver på de kumulerede residualer fra log-udgaver af (1):

$$\text{l fMZ}_t = \text{l fML}_t + b \cdot (\text{l fML}_t - \text{l fMLE}_t) + c \cdot (\text{l pxm}_t - \text{l pxm}_{t-1}) + u_t \quad (7)$$

men her gælder det, at de kumulerede residualer slet ikke ligner eksponentielle kurver. De ligner snarere sure parabler. Hvorfor ?

En tredje mulighed, som er afprøvet og gengivet i tabel 4, er at bruge *forholdet* mellem observeret og beregnet import fra estimationen af (1) i stedet for differencen og multiplicere (i stedet for at summere) disse før regression mod en eksponentiel kurve:

$$cmres_t = a + p \cdot e^{q \cdot t}, \quad (8)$$

hvor $cmres_t$ er beregnet som

$$\prod_t \frac{fMz_t}{fMl_t \cdot \left(\frac{fMl_t}{fMle_t}\right)^b \cdot \left(\frac{pxm_t}{pxm_{t,-1}}\right)^c}. \quad (9)$$

Det giver modelligningen

$$fMz_t = fMl_t \cdot \left(\frac{fMl_t}{fMle_t}\right)^b \cdot \left(\frac{pxm_t}{pxm_{t,-1}}\right)^c \cdot \frac{a + p \cdot e^{q \cdot t}}{a + p \cdot e^{q \cdot t-1}}, \quad (10)$$

som har den egenskab, at efterspørgselselasticiteten på langt sigt er lig 1.

Alternativt kunne man undlade at indlægge de eksponentielle kurver i modelligningerne og blot nøjes med at lade dem udgøre en formodel til generering af "objektive", multiplikative J-led.

Nedenfor er estimationerne fra et sådan "andet trin" tabelleret sammen med trenden i 1990 beregnet ved denne eksponentielle kurve.

TABEL 4: Ikke-lineær estimation af en eksponentiel trend (8) på de multiplikativt kumulerede (9) residualer fra tabel 1, 1963-87⁴.

Varegruppe	a	p	q	trend i 90 %	s	DW
fMz0	5.775 (0.3)	-4.494 (0.2)	-0.066 (0.3)	1.80	0.0579	1.49
fMz1	1.377 (0.0)	-0.302 (0.0)	-0.033 (0.0)	0.09	0.0651	1.56
fMz2	-0.063 (0.0)	1.141 (0.2)	-0.090 (0.2)	-0.95	0.0651	1.30
fMz5	1.977 (18.4)	-0.367 (3.4)	-0.553 (4.8)	0.68	0.0361	1.09
fMz6m	1.129 (58.4)	-0.000 (0.1)	-3.554 (0.8)	0.00	0.0712	1.07
fMz6q	0.624 (0.0)	0.582 (0.0)	0.024 (0.0)	0.12	0.0677	0.28
fMz7q	1.436 (29.6)	-0.048 (1.1)	-1.125 (2.3)	0.13	0.0578	0.54
fMz8	2.974 (12.4)	-0.801 (3.3)	-0.494 (4.5)	1.01	0.0646	0.95

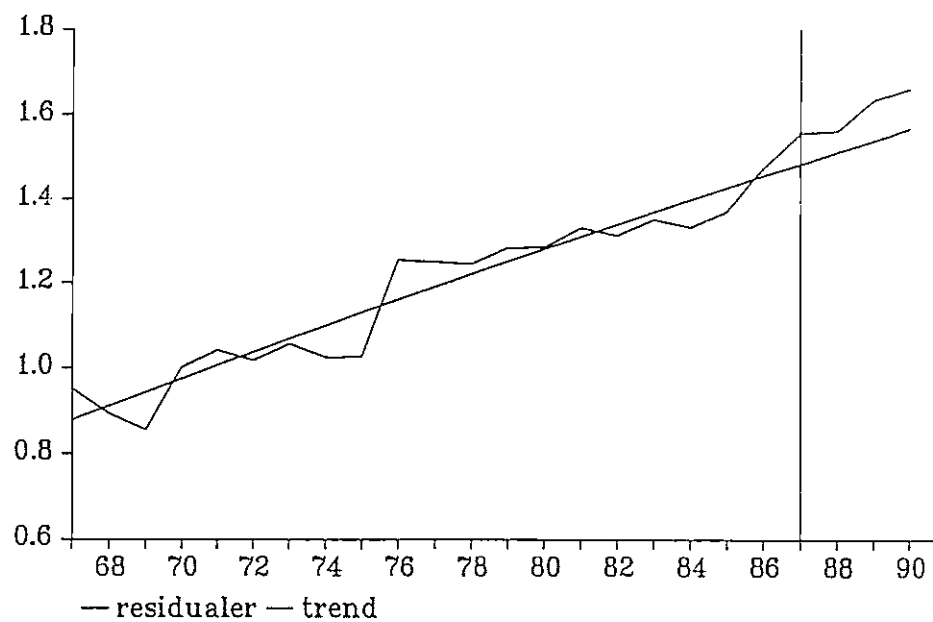
gennemsnit, vejlet				0.43		

Gennemgående ses overraskende en lidt større trend i 1990, end i de relationer hvor trend og priselastisitet estimeres under ét (0.43 % mod ca. 0.30 %), men det skyldes hovedsageligt landbrugsvarer, m0, hvis relation alligevel ikke kan bruges. Ikke alle relationer er lige kønne. Som det fremgår af figur 1-8, er der for vare m6q ikke noget grundlag for at beskrive de kumulerede residualer med en eksponentiel kurve. Bortset herfra kan beskrivelsen gå an.

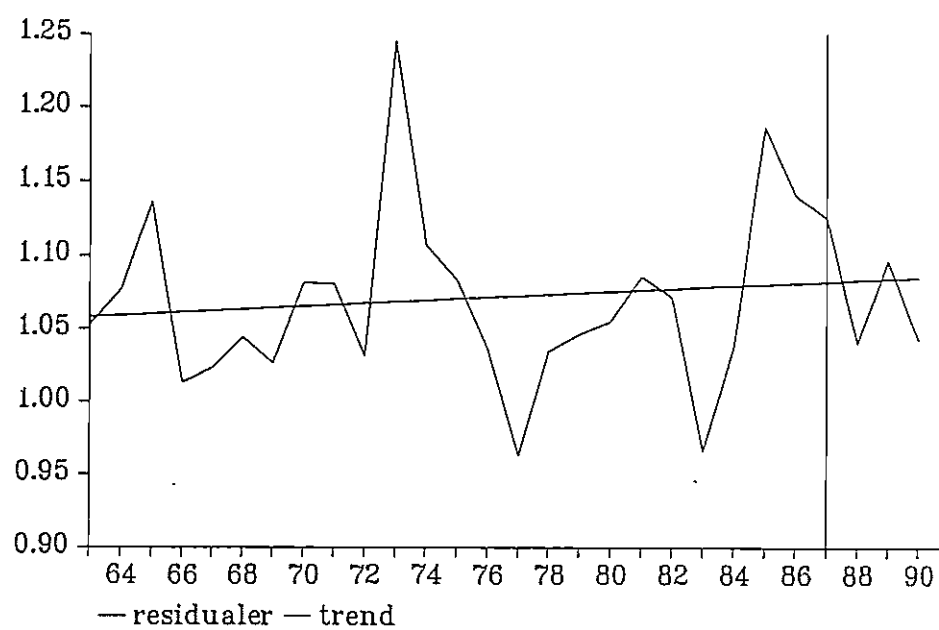
Også relation (10) er forsøgt estimeret direkte i ikke-lineær estimation, men med ufortolkelige parametre (som regel implicerende negativ trend) til følge.

⁴ For varegruppen fMz0 er der estimeret fra 1967, da der ikke er I-O-koefficienter fra før 1966 i ADAMBK.

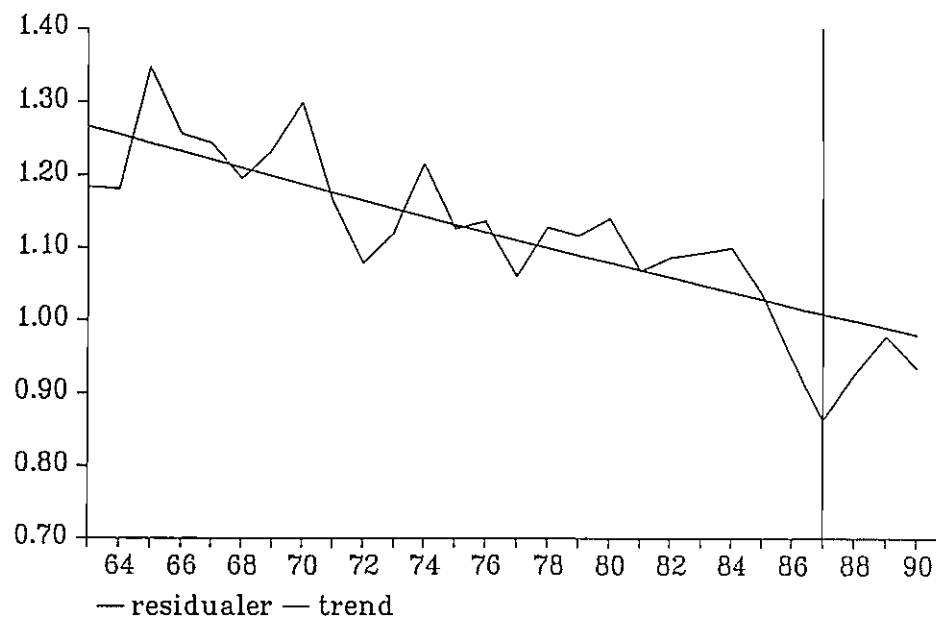
Figur 1 Trend i vare m0, Næringsmidler mm.



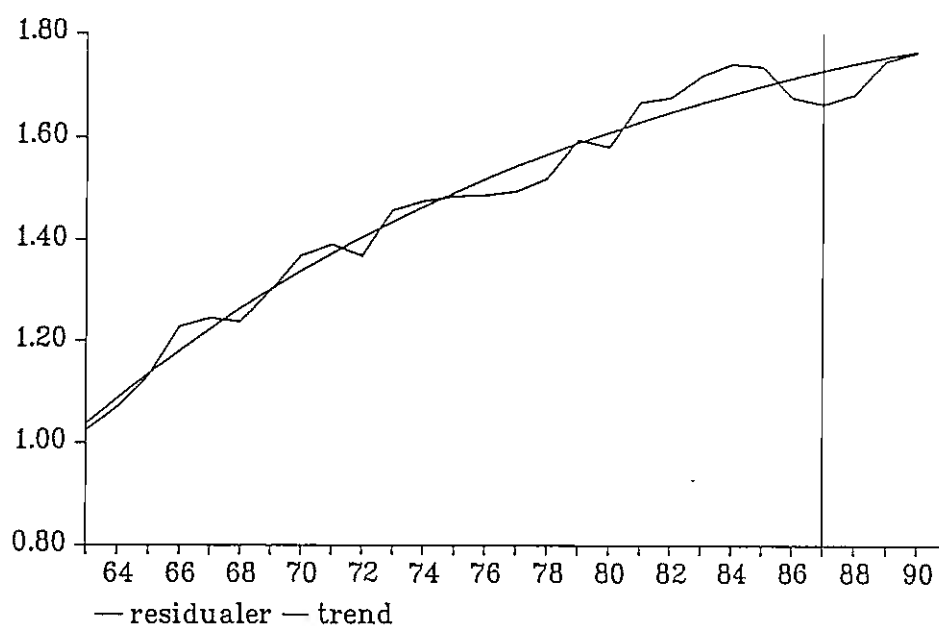
Figur 2 Trend i vare m1, Drikkevarer og tobak.



Figur 3 Trend i vare m2, Råvarer.



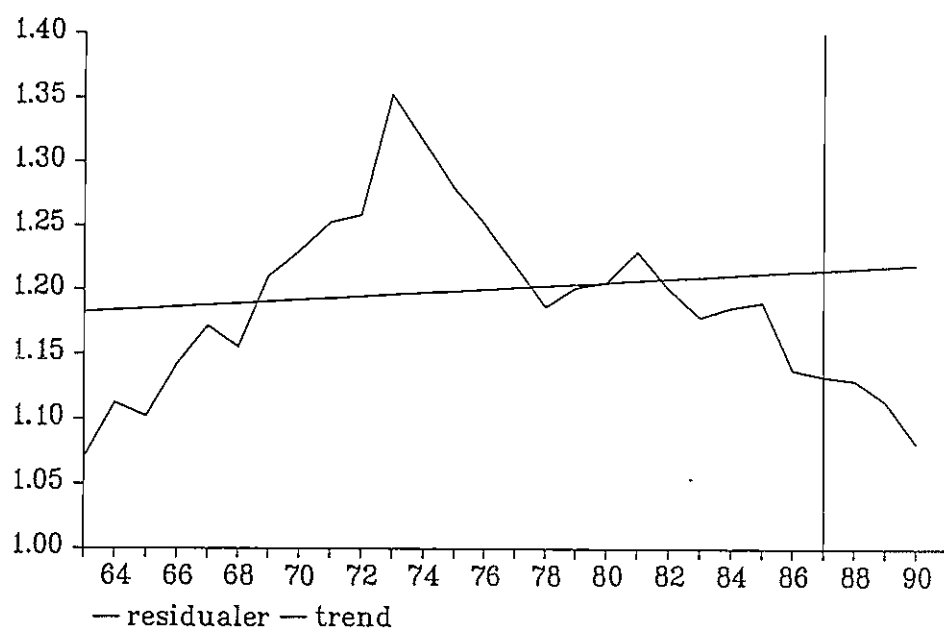
Figur 4 Trend i vare m5, Kemikalier.



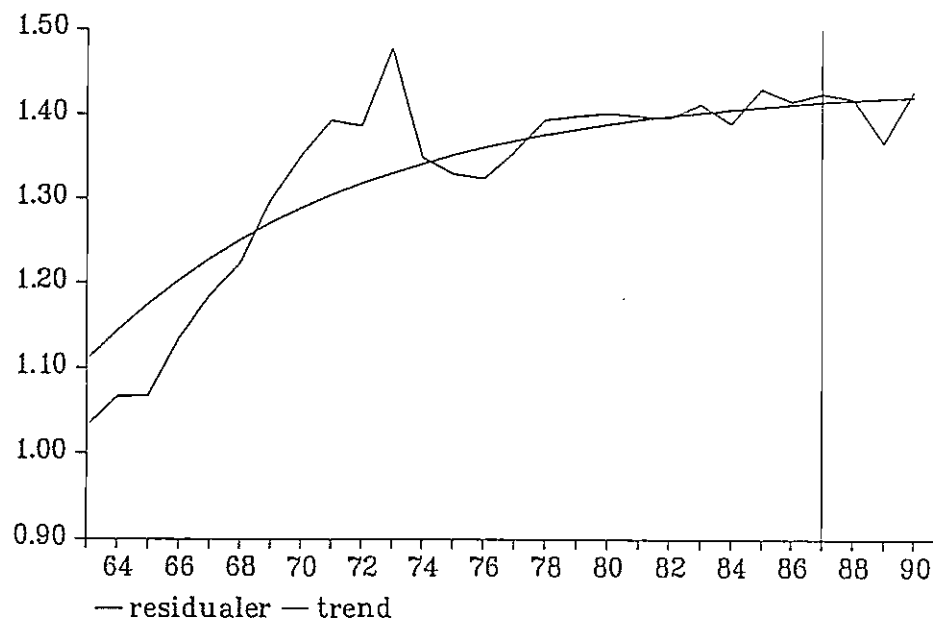
Figur 5 Trend i vare m6m, Jern- og metalvarer.



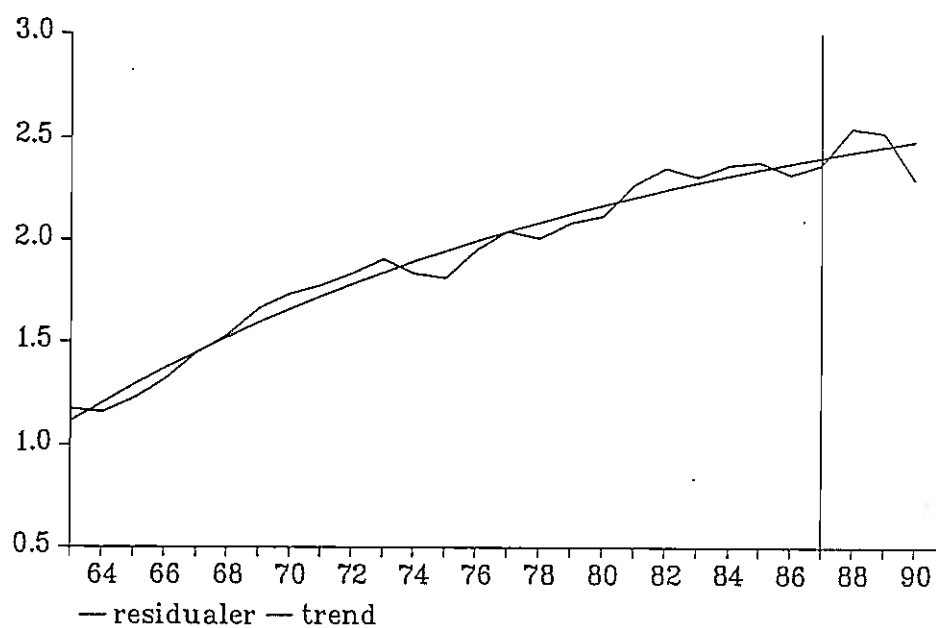
Figur 6 Trend i vare m6q, Andre bearbejdede varer.



Figur 7 Trend i vare m7q, Maskiner mm.



Figur 8 Trend i vare m8, Færdigvarer mm.



Valg af relation

Da den kommende modelversion snart skal samles, er der næppe tid til yderligere arbejde med importrelationernes specifikation. På basis af arbejdet i denne omgang må valget blive mellem nedenstående typer af relationer.

- 1) Nuværende relationer uden trend (1) (tabel 1).
- 2) Nuværende relationer + en trendmodellering af restleddet (8) (tabel 1 + 4).
- 3) Kumulerede relationer med exp trend (2) ("Trend i importen II", tabel 3).
- 4) Kumulerede relationer med exp trend estimeret i to trin (3) + (4) (tabel 2 + 3).

2) har den fordel, at vi, selvom vi indlægger en trend baseret på den historiske udvikling, ikke får spoleret priselasticiteterne helt (de er da som med mulighed 1) ca. $-.70$). Med 3) og 4) får vi priselasticitet på kun omkring $-.25$ til $-.35$ samt ustabile parametre. Desuden er der med 1) og 2) tale om rimeligt enkle relationer.

For 2)'s vedkommende må det erkendes, at det ikke er rart, at vi bevidst indfører en bias i estimatet for priselasticiteterne ved at udelade en relevant højresidevariabel (trenden). På den anden side er det for længst besluttet, at trenden skal med under en eller anden form.

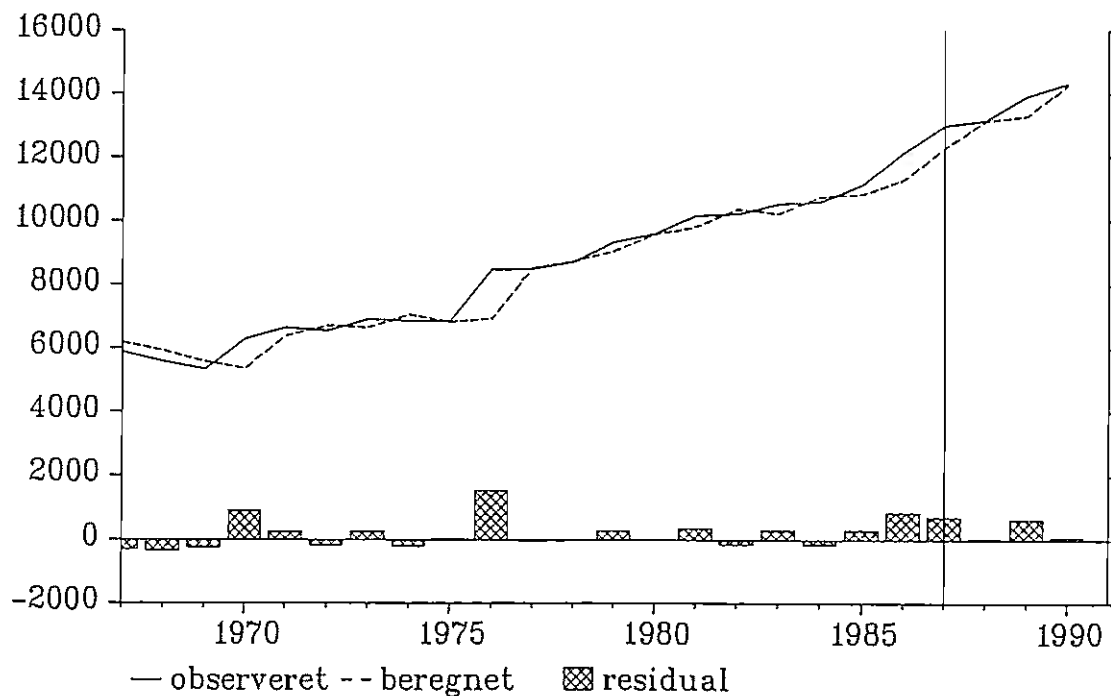
Ved et valg mellem 3) og 4) kan det siges, at dynamikken i 4) er mere frit estimeret, men vi får til gengæld den lidt ubehagelige egenskab, at kortsigtspriselasticiteten ofte er større end langsigtspriselasticiteten. Som ovenfor nævnt er forskellen mellem 3) og 4) næppe særlig stor, da koefficienten til fejlleddet ofte er tæt på -1 .

Hvis 1) eller 2) vælges udestår der lidt arbejde med at bestemme det præcise lag i priserne med den nye estimationsperiode. Erfaringer fra bla. "Trend i importen II" tilsiger dog, at det ikke vil medføre ændringer af betydning.

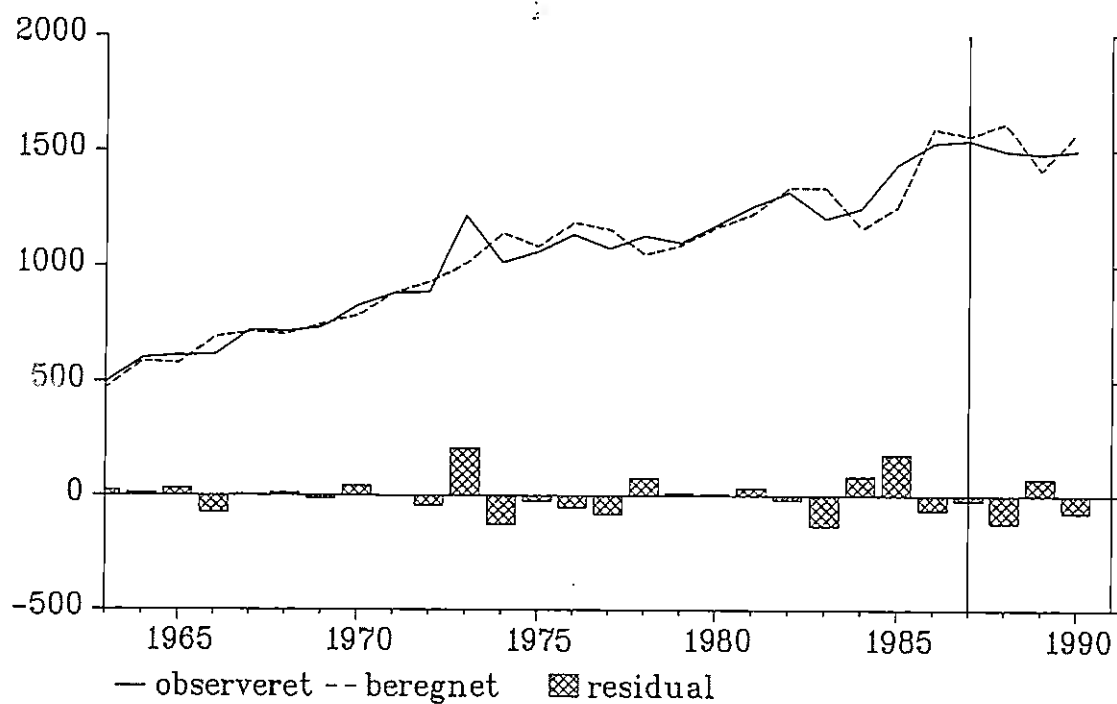
Hvis kriteriet for valg af specifikation er modelegenskaber, er der ingen tvivl om, at mulighed 2) bør vælges; her fås både plausible priselasticiteter og en trend, der er baseret på historiske erfaringer. At disse to egenskaber optræder samtidigt, er dog et resultat af en noget utraditionel form for økonometri.

BILAG 1. Observerede og beregnede værdier fra ikke-lineære importligninger, tabel 1.

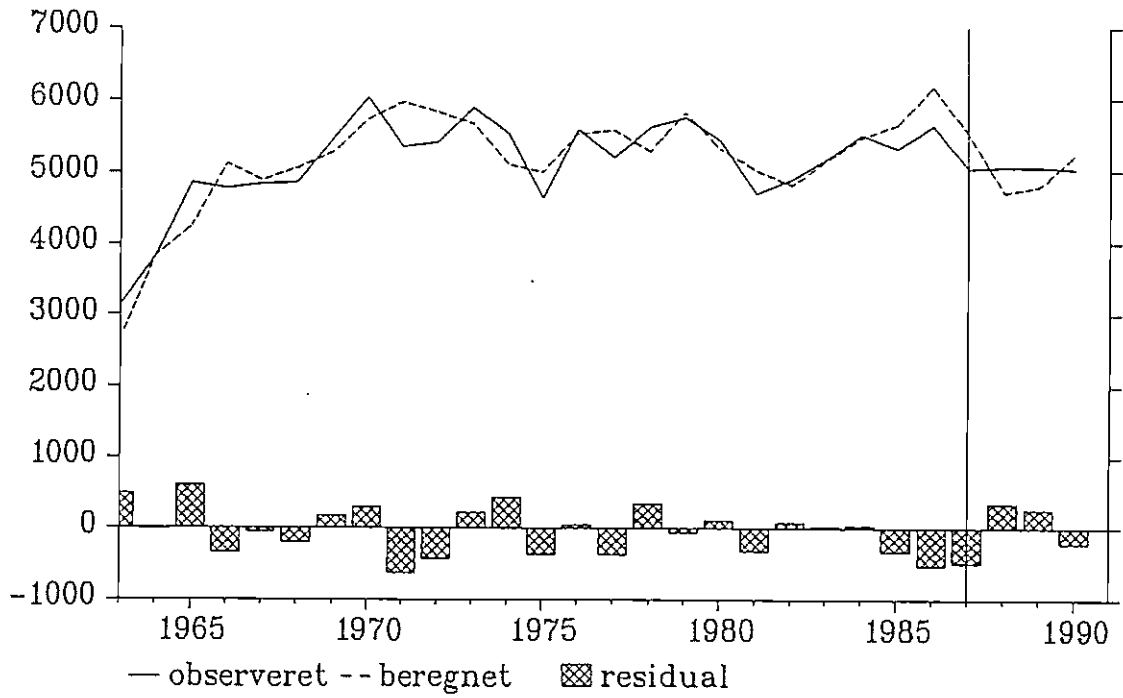
Figur 1. Vare m0 Næringsmidler mm.



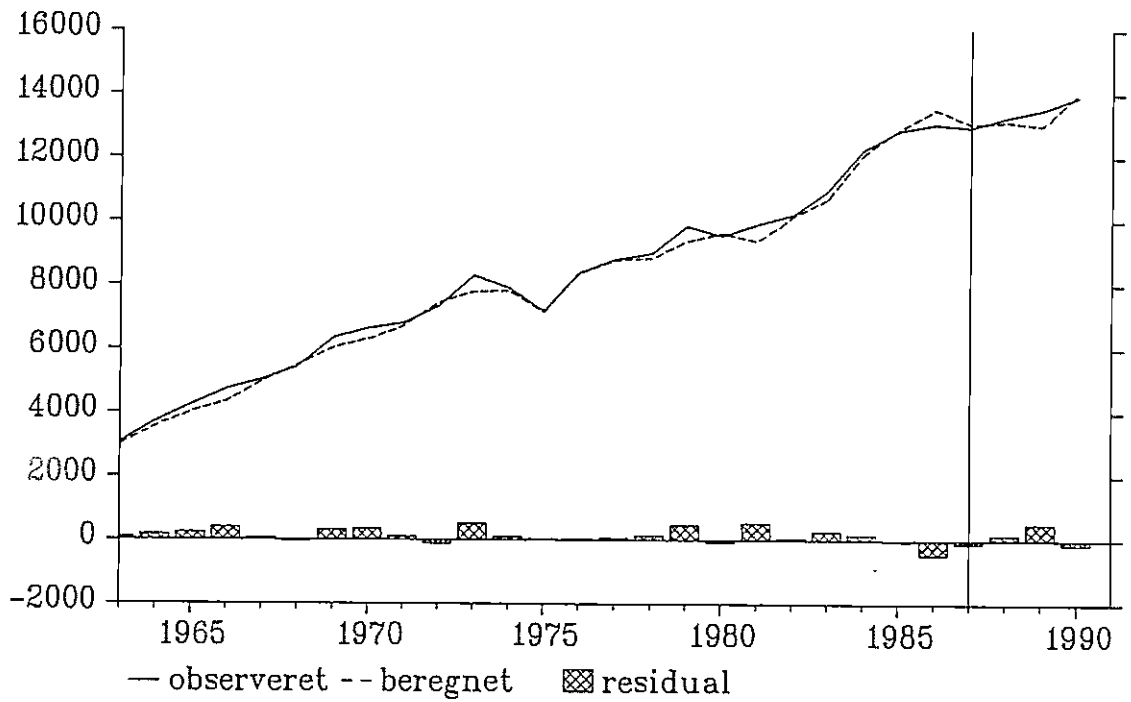
Figur 2. Vare m1 Drikkevarer og tobak.



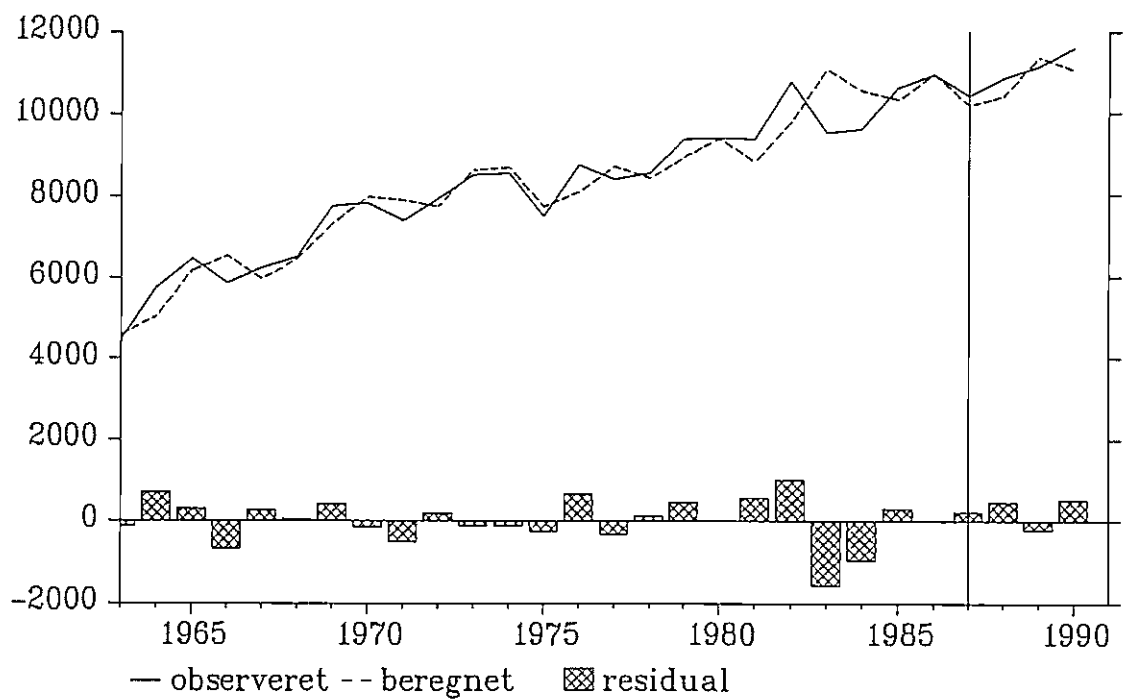
Figur 3. Vare m2 Råvarer.



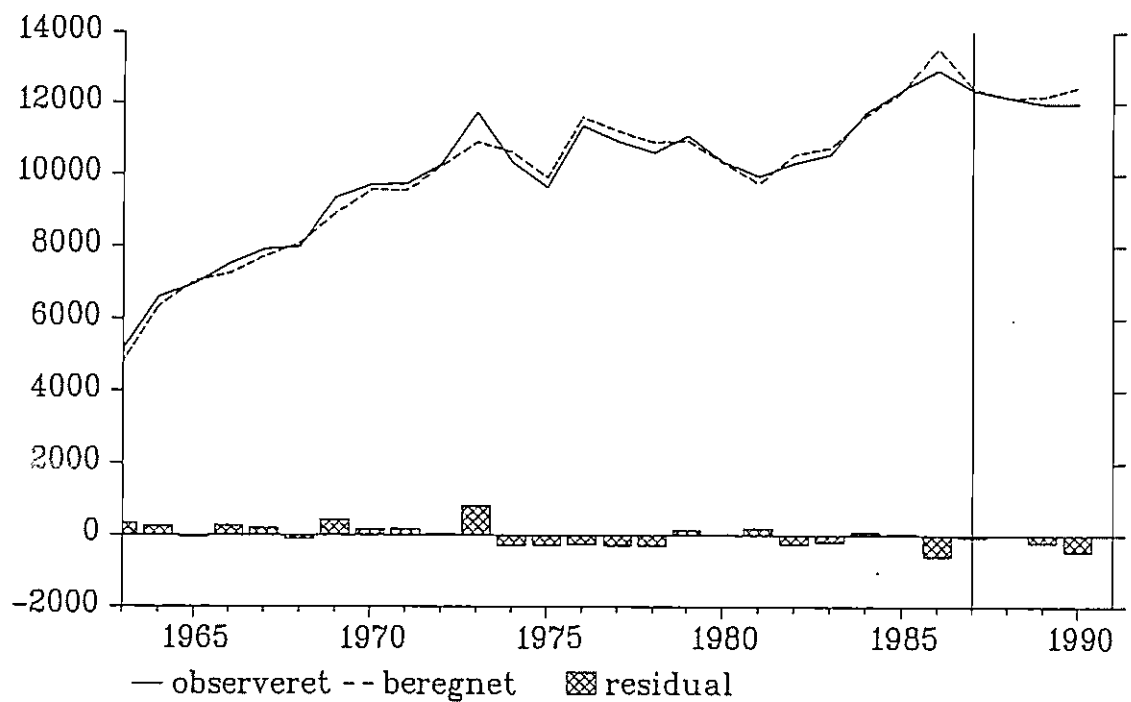
Figur 4. Vare m5 Kemikalier.



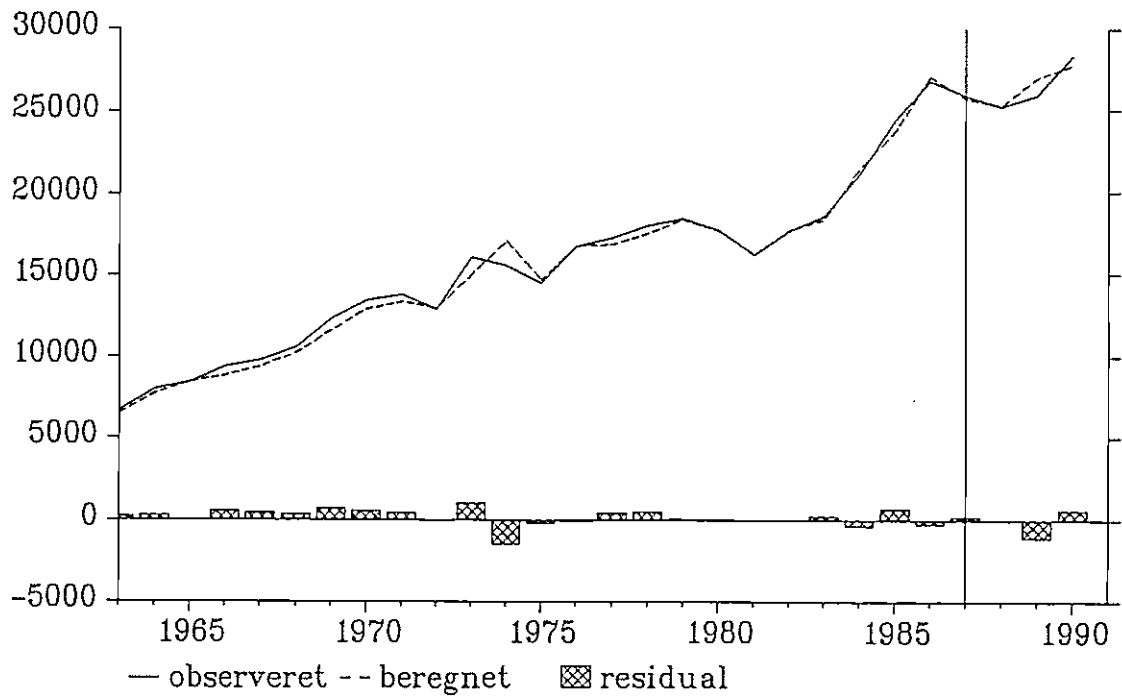
Figur 5. Vare m6m Jern- og metalvarer.



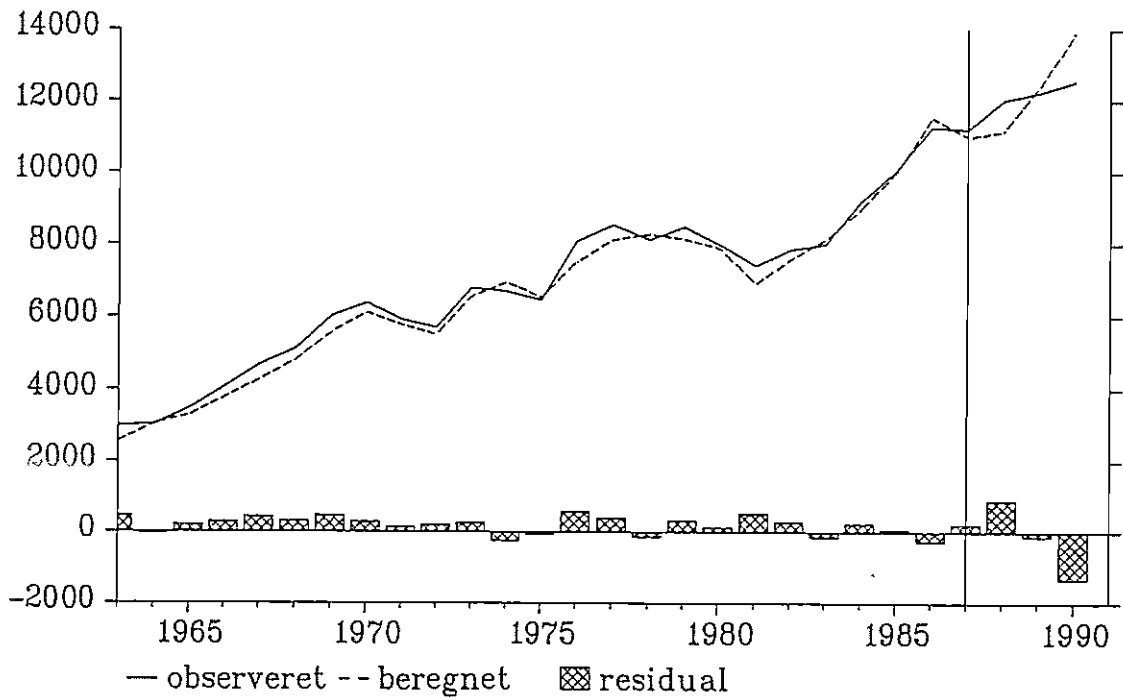
Figur 6. Vare m6q Andre bearbejdede varer.



Figur 7. Vare m7q Maskiner mm.

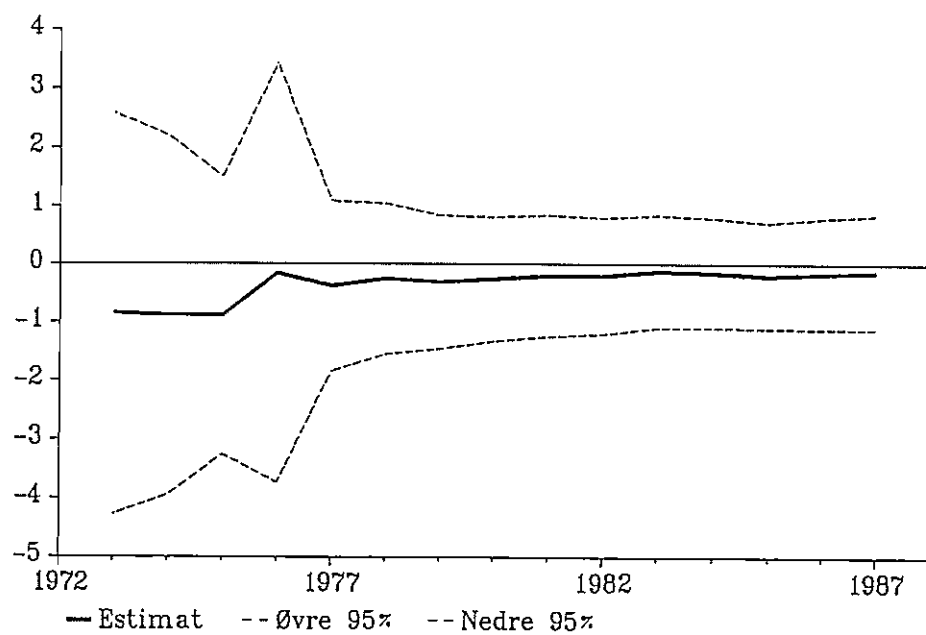


Figur 8. Vare m8 Andre færdigvarer.

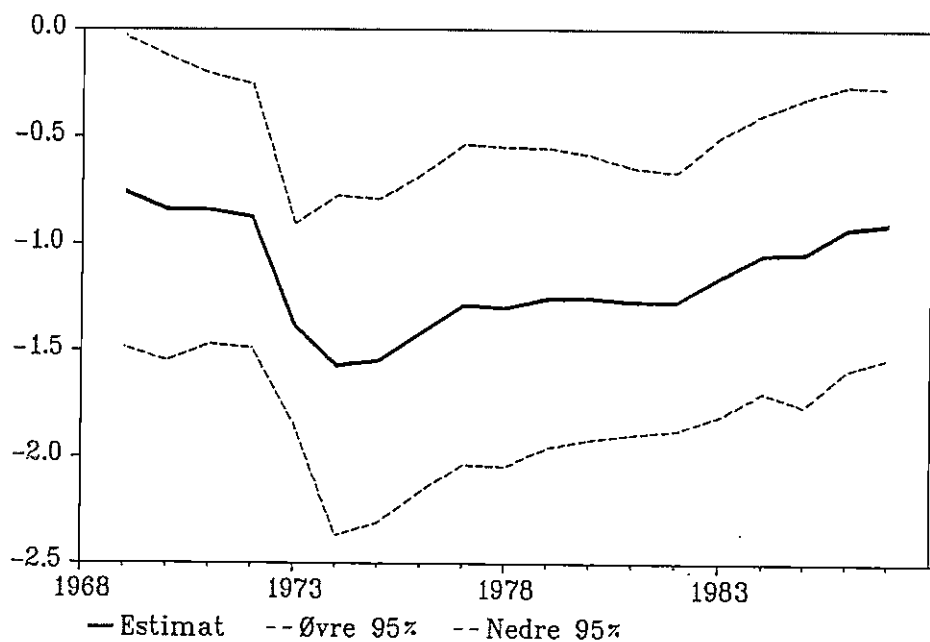


BILAG 2. Rekursiv estimation fra højre på de ikke-lineære importligninger i tabel 1.

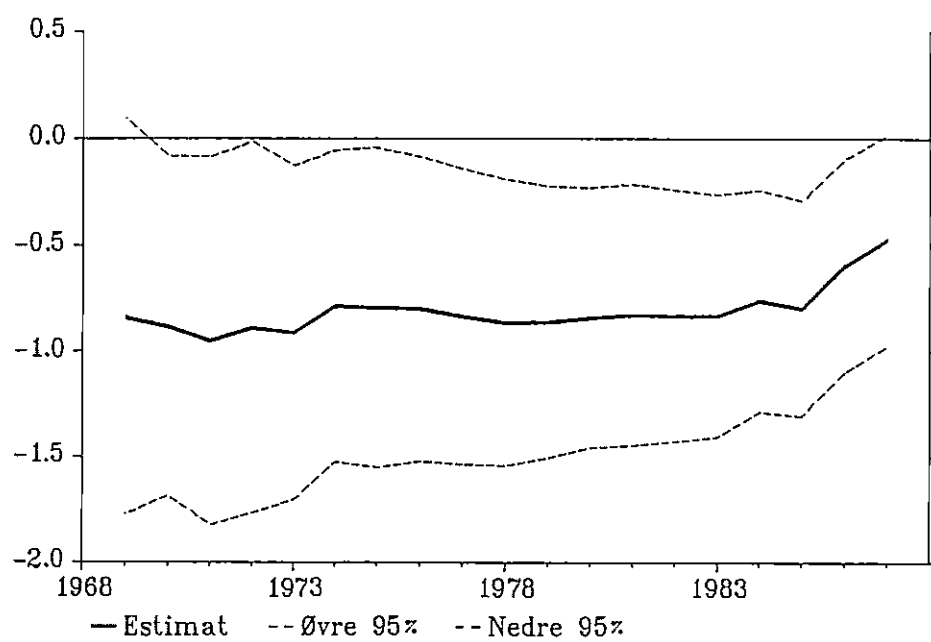
Figur 1. Priselasticitetet for varegruppe 0.



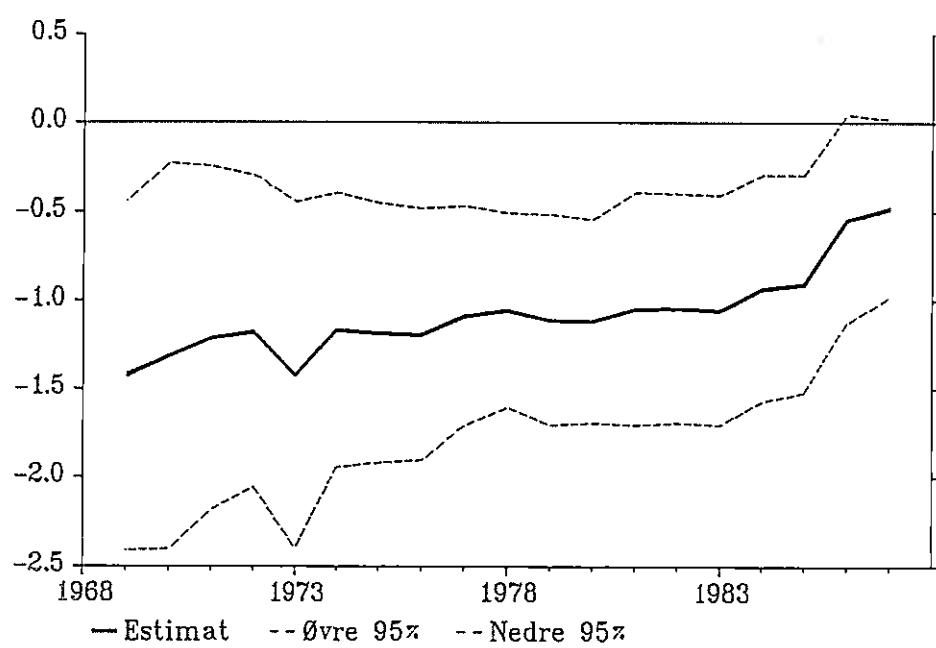
Figur 2. Priselasticitetet for varegruppe 1.



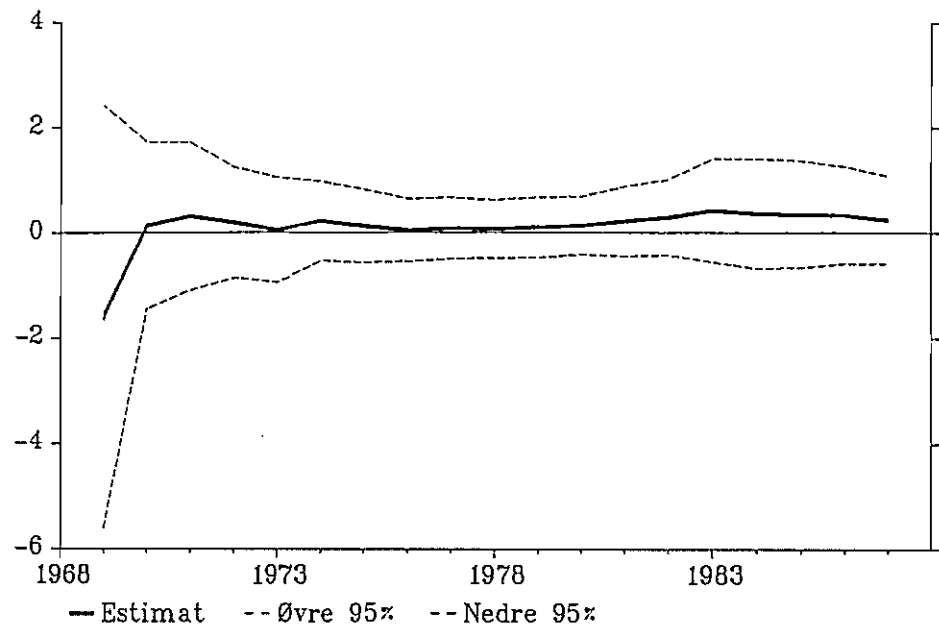
Figur 3. Priselasticitet for varegruppe 2.



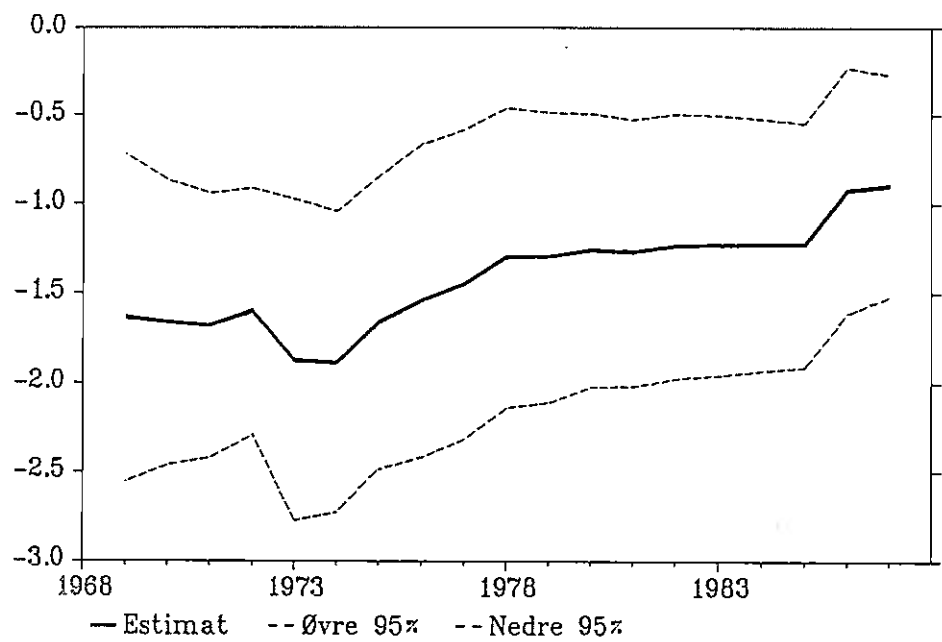
Figur 4. Priselasticitet for varegruppe 5.



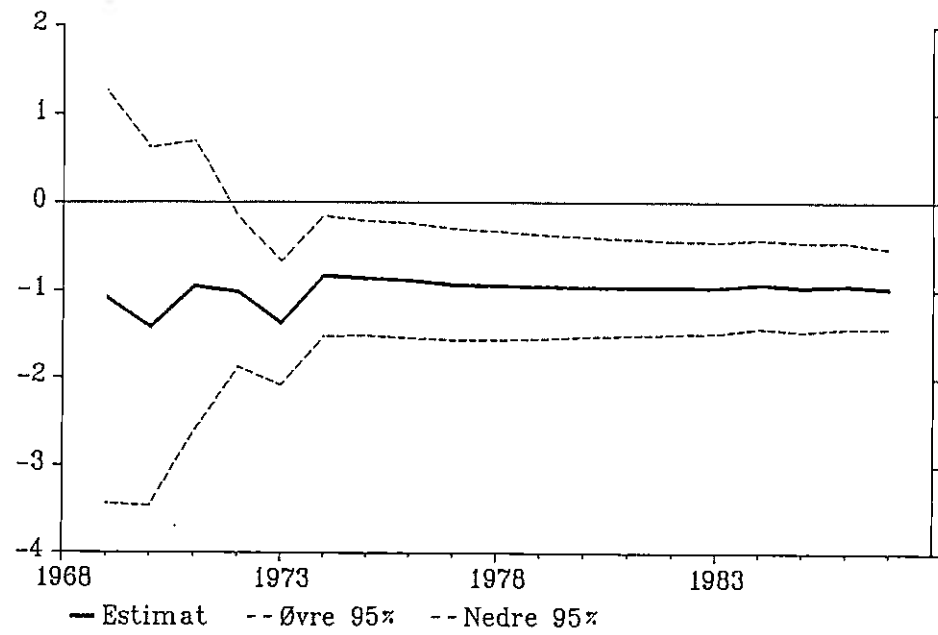
Figur 5. Priselasticitet for varegruppe 6m.



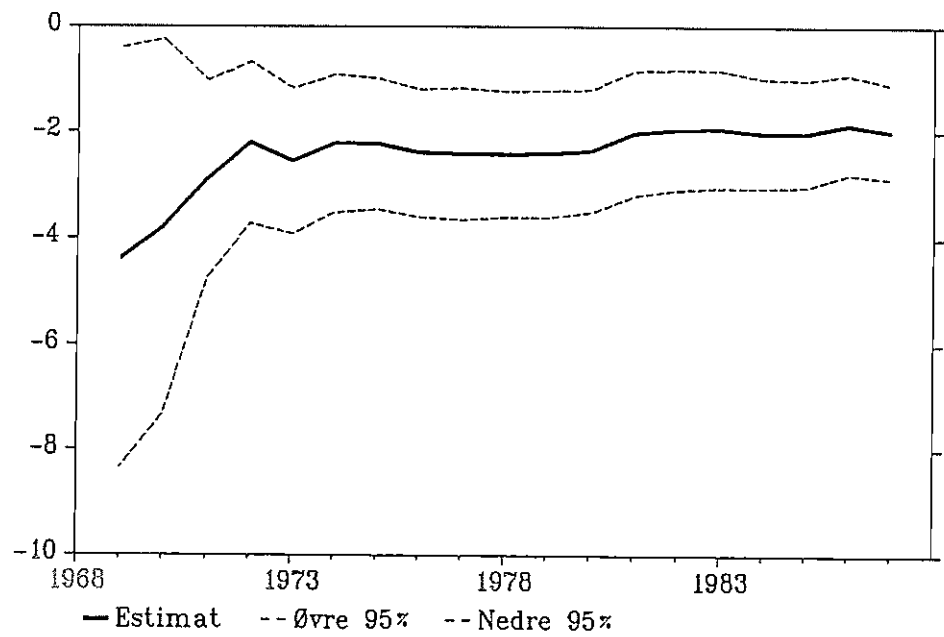
Figur 6. Priselasticitet for varegruppe 6q.



Figur 7. Priselasticitet for varegruppe 7q.



Figur 8. Priselasticitet for varegruppe 8.



Overskydende skat

Resumé:

I dette papir reestimeres relationen for overskydende skat, idet estimationsperioden udvides frem til 1988. Relationen viser sig at være meget stabil igennem årene trods et spinkelt teoretisk grundlag, og stabiliteten understreges af figurer over rekursiv estimation med varierende sluttidspunkt. Alt taler derfor for at bibeholde relationen i dens nuværende form.

Indledning.

De samlede overskydende skatter bestemmes i seneste ADAM version (november 1989) i den stokastiske relation S84. I dette papir reestimeres relationen, og det konstateres, at parameterestimerne er overraskende stabile. Som relationen fremstår, bestemmes de overskydende skatter inkl. § 55-beløbene som venstresidevariabel med slutskatterne og nettorestskatterne som forklarende variabler. Specifikationen bygger oprindeligt på et forslag fra DØS.¹ Ideen er, at de overskydende skatter i store træk følger udviklingen i de samlede slutskatter. Derudover trækker nettorestskatten, der defineres som forskellen mellem restskatter og overskydende skatter (og i princippet også som forskellen mellem slutskatter og forskudsskatter), i modsat retning.

Den nuværende relation.

Den nuværende relation for samlet overskydende skat er:²

$$(1) \quad D(\text{Soo} + \text{Sov}) = .06708 \cdot \text{DSs} - .47030 \cdot \text{DSrn}$$

$$\quad \quad \quad (.00776) \quad \quad \quad (.11156)$$

$$n = 1971 - 84 \quad s = 246.1 \quad DW = 2.78$$

hvor

$$\begin{aligned} \text{Ss} &= \text{Ssy} + \text{Ssf} \\ \text{Srn} &= \text{Ss} + \text{Srmk}(-2) - \text{Sb} - \text{Skug} \\ \text{Sb} &= \text{Sba} + \text{Sbb} + \text{Sbu} \end{aligned}$$

Variabelforklaring:

Soo	overskydende skat, ekskl. rentetillæg mv.
Sov	§ 55-beløb
Ss	slutskat ialt
Ssy	slutskatter vedr. indkomster
Ssf	formueskat
Srn	nettorestskat
Srmk	restskatter mindre end en bestemt værdi, inkl. rentetillæg mv.
Sb	egentlige forskudsskatter
Sba	indeholdte A-skatter
Sbb	pålignede B-skatter på slutligningstidspunktet
Sbu	indeholdte udbytteskatter.
Skug	skattegodtgørelse i forbindelse med udlodning af selskabsudbytte.

¹Jf. Poul Uffe Dam, 16. juni 1978.

²Tallene i parentes under parameterestimerne angiver spredningen på estimerne.

Reestimation af relationen.

Reestimation af relationen for overskydende skat i perioden 1971 - 88 giver følgende resultat:

$$(2) \quad D(\text{Soo} + \text{Sov}) = .06756 \cdot \text{DSs} - .48481 \cdot \text{DSm}$$

$$(\text{.00523}) \qquad (\text{.07463})$$

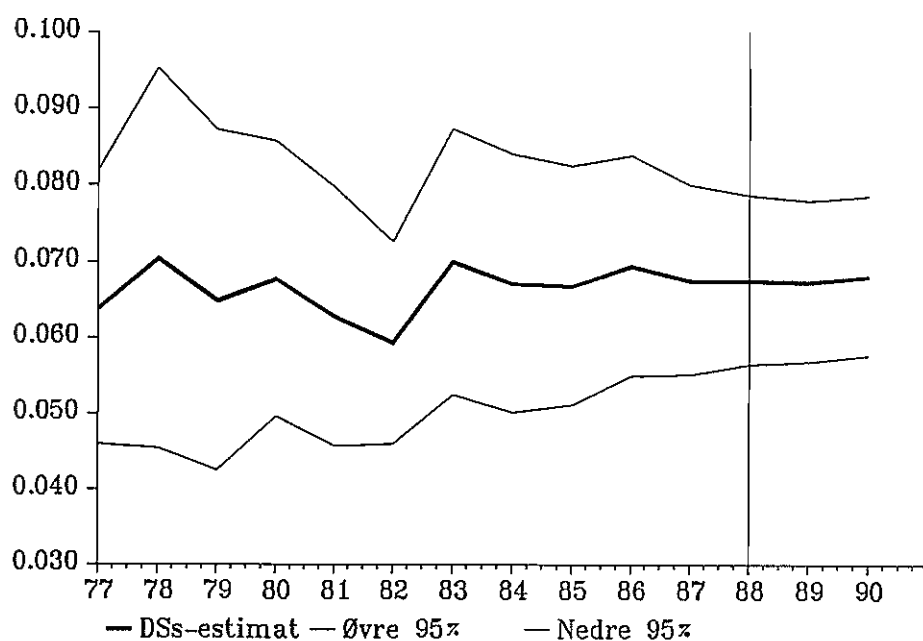
$$n = 1971 - 88 \qquad s = 223.4 \qquad \text{DW} = 2.85$$

Det ses således, at periodeudvidelsen ikke giver anledning til ændrede parameterestimer, mens spredningen falder og DW-teststørrelsen stiger en smule. Inddrages et konstantled i relationen fås en R^2 på 0.81, men da konstantleddet er insignifikant, udelades det fortsat; relationen betragtes således som ikke-trendet.

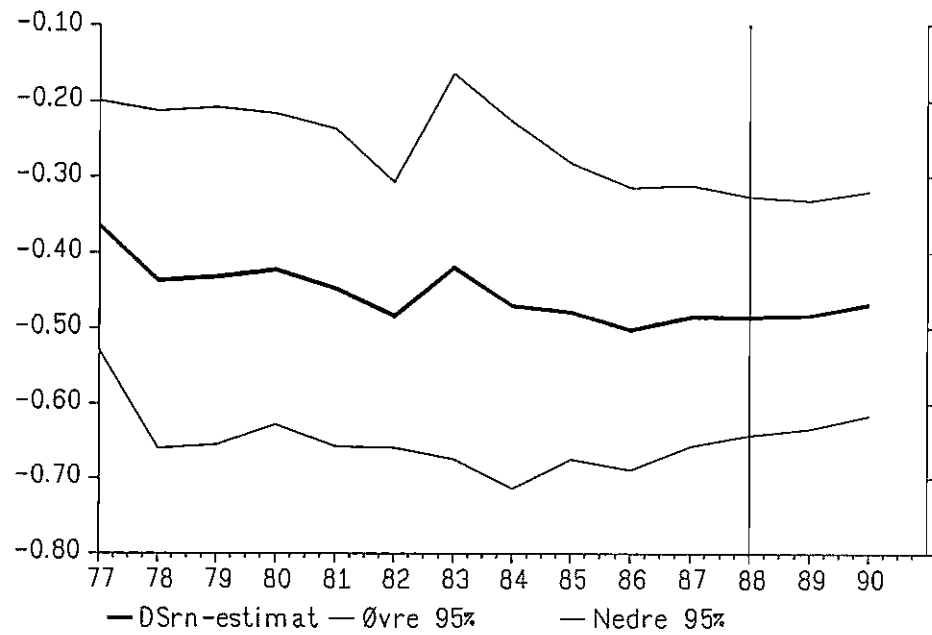
Rekursiv estimation.

Figur 1 og 2 viser rekursiv estimation fra højre, dvs. hvor slutåret varierer, på den reestimerede relation. Figurerne understreger relationens (overraskende) stabilitet gennem årene på trods af det spinkle teorigrundlag.

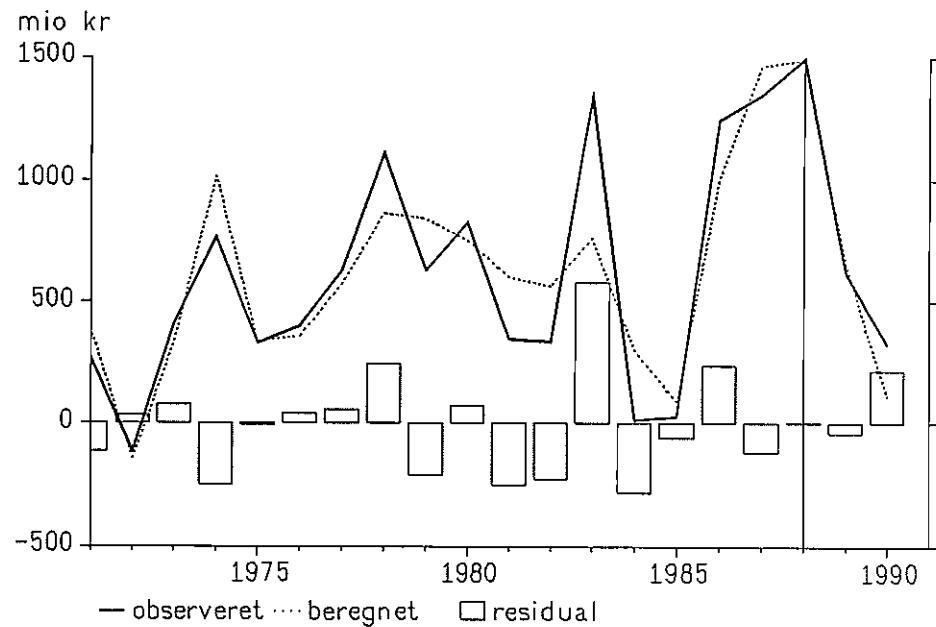
Figur 1. Rekursiv estimation fra højre, slutskat.



Figur 2. Rekursiv estimation fra højre, nettorestskat.



Figur 3. Relation 2, observeret, beregnet og residual.



Figur 3 ovenfor viser observeret og beregnet værdi af venstresidevariablen $D(\text{Soo} + \text{Sov})$ samt residualer, når der estimeres til 1988. Relationen ses alt

i alt at fange udviklingen tilfredsstillende gennem hele perioden, og specielt er det opmuntrende, at udviklingen i de foreløbige år beskrives så fint.

Niveauspecifikation.

Den nuværende relation er specificeret i ændringer; den tilsvarende relation i niveau (med konstantled) giver følgende estimationsresultater (estimeret til 1984 hhv. 1988):

$$(3) \quad \text{Soo} + \text{Sov} = .06670 \cdot \text{Ss} - .46961 \cdot \text{Srn} + 412.54$$

$$\quad \quad \quad (.00152) \quad \quad (.04896) \quad \quad (122.14)$$

$$n = 1971 - 84 \quad s = 165.2 \quad \text{DW} = 2.2 \quad \text{R}^2 = .997$$

$$(4) \quad \text{Soo} + \text{Sov} = .06763 \cdot \text{Ss} - .46155 \cdot \text{Srn} + 340.86$$

$$\quad \quad \quad (.00074) \quad \quad (.03252) \quad \quad (79.04)$$

$$n = 1971 - 88 \quad s = 153.9 \quad \text{DW} = 2.2 \quad \text{R}^2 = .998$$

Der er således ikke den store forskel på parameterestimaterne, om man estimerer i ændringer eller niveau, men niveauspecifikationen giver mindre spredning og større R^2 samt en DW-teststørrelse tættere på 2, hvorfor den umiddelbart burde være at foretrække. Men da Y_s -relationen er specificeret i ændringer, er det i første omgang valgt at benytte ændringsrelationen frem for niveaurelationen.

Trend i importen II

Resumé:

De nuværende importligninger i ADAM tager ikke hensyn til, at handelsliberaliseringen og den stigende internationale arbejdsdeling har forårsaget stigende importkvoter i den historiske periode, og at den internationale arbejdsdeling stadig øges. I "Trend i importen" (TCJ+PB 05.04.91) blev der gjort nogle forsøg med at indføre trend i importrelationer i niveau i form af et polynomium i tiden. I forlængelse heraf søger dette papir at indføre en trend, der er bedre egnet ved fremskrivninger, i relationer, der svarer mere til de nuværende ændringsrelationer i ADAM. Den estimerede trend og de estimerede parametre i øvrigt svarer i store træk til dem i TCJ+PB 05.04.91, men nogle af relationerne ser ud til at være ustabile.

import9c.tej

Nøgleord: import trend fejlkorrektio kumulering

Indledning

Dette papir er skal ses i forlængelse af TCJ+PB 05.04.91, i hvilket det konkluderes, at importligningerne i ADAM pt. er forvredne, fordi der ikke ved estimationen er taget højde for den trend i importkvoterne, der har været i estimationsperioden. Videre ser trenden ud til at være aftaget, hvorfor man ikke ved fremskrivninger blot kan videreføre den gennemsnitlige trend fra estimationsperioden. Endelig medfører en trend i importrelationerne generelt lavere priselastisiteter, fordi trenden "overtager" noget af den forklaringskraft de negativt trendede relative priser har i de nuværende relationer. I det forrige papir blev trenden medtaget i form af et 3. grads polynomium i relationer hvor efterspørgselsleddet i modsætning til de nuværende relationer var dannet med faste vægte, og der blev estimeret med Granger-Engles totrinsmetode.

I dette papir forsøges det at indlægge en trend i relationer af den nuværende ændringstype med løbende, laggede vægte i efterspørgselsleddet, samtidig med at trenden gives en anden form, der er mere velegnet end et polynomium til fremskrivninger. Med henvisning til AO 15.04.91 kumuleres de nuværende ændringsrelationer, dels fordi der kan argumenteres for, at et restled med hvid støj er mere berettiget i "niveau", dels fordi det gør det nemmere at illustrere relationer og trend i tinbergen-diagrammer, og dels fordi sådanne relationer i modellen vil have egenskaber, der ligner niveaurelationernes.

Estimationsligningerne

Dette afsnit er blot en repetition af de nuværende ligningers udseende, og kan springes over. Importligningerne ser i dag i ADAM ud således:

$$(1) \quad fMz_i = fMl_i \cdot (fMl_i / fMle_j)^b \cdot (pxm_i / pxm_{i,-1})^c + u_i$$

hvor

$$fMz_i = \sum_j a_{ij} \cdot fD_j$$

$$fMl_i = \sum_j a_{ij,-1} \cdot fD_j$$

$$fMle_i = \sum_j a_{ij,-1} \cdot fD_{j,-1} (1 + RfD_j)$$

$$pxm_i = pm_i / px_i \text{ (i praksis med et lille fordelt lag - se nedenfor)}$$

$$u_i = \text{stokastisk restled}$$

Variabelforklaring:

a_{ij} I-O koefficienten for leverancen af importvare i til anvendelse j . Ofte som her kaldet "importkvoterne".

fD_j Efterspørgsel i anvendelse j (søjlesummen).

rfD_j Den forventede relative vækst i anvendelse j . Den er beregnet som et gennemsnit af de sidste 3 års vækst i anvendelsen.

px_i Prisen på importvare i 's konkurrerende indenlandske produktion.

pm_i Prisen på importvare i .

fMz_i er den konkurrerende del af importen af importvare i . fMl_i kan tolkes som efterspørgslen efter den konkurrerende del af importvare i givet denne periodes endelige anvendelser, hvis sidste periodes I-O koefficienter stadig var gældende. $fMle_i$ kan tolkes som sidste periodes import plus den (sammenvejede) forventede relative vækst i anvendelserne - altså som fMl_i hvis der var "normal" vækst i anvendelserne. Leddet $fMl_i/fMle_i$ skal fortolkes som et konjunkturled, der fx ved accelererende vækst sørger for højere importkvoter midlertidigt, og b fortolkes som konjuncturelasticiteten. Læg mærke til at efterspørgselselasticiteten i (1) (eksponenten til fMl_i) i overensstemmelse med I-O antagelserne er bundet til 1. c fortolkes som priselasticiteten. For flere detaljer henvises til arbejdsnotat nr. 19.

En svaghed ved de nuværende relationer er, at de (selv om det kan være svært at se - se AO 03.04.91) er ændringsrelationer med langsigtegenskaber, der afhænger af de seneste (RAS-afstemte) importkvoter i databanken. Bortset fra at en enkelt (syntetisk) observation næppe er nok til at fastlægge en langsigts-sammenhæng, har metoden den fordel, at det er de nyeste kendte "tekniske koefficienter", der implicit bruges til fremskrivningen. De tekniske koefficienter er andelen af det samlede input til anvendelse j , der er vare i , uanset om det er af indenlandsk eller udenlandsk oprindelse. Hverken ADAM eller ADAMBK indeholder disse direkte, men de optræder i en given søjle implicit (og modereret på grund af vores nulstilling af I-O tabellen) som summen af importkvoten og leverancen fra de(t) erhverv, hvori importkvoteforskydningerne modjusteres i ADAM. am_i 'erne kan ses som produktet af en teknisk koefficient og den tilsvarende celles importandel. Se arbejdsnotat nr. 19 og AO 03.04.91.

i 'erne omfatter her:

0	SITC 0	Næringsmidler mm.
1	SITC 1	Drikkevarer og tobak.
2	SITC 2+4	Diverse ubearbejdede varer.
5	SITC 5	Kemikalier.
6m	SITC 67-69	Jern- og metalvarer.
6q	Rest af SITC 6	Andre bearbejdede varer.
7q	Del af SITC 7	Maskiner mm.
8	SITC 8+9	Andre færdigvarer.

Indeks j for anvendelserne omfatter de fleste af anvendelserne i ADAM's I-O tabel. Se arbejdsnotat nr. 23.

Vægtene i priserne i de nuværende relationer fremgår nedenfor:

vare 0	1	2	5	6m	6q	7q	8
-	.9/.1	.6/.4	.6/.4	-	.9/.1	.9/.1	.8/.2

For varegrupperne 0 og 6m er i første omgang nedenfor blot brugt vægtene .9/.1.

En ny estimationsligning

Vi kan definere følgende ny variabler, hvor $CUM(x) = \sum_{i=0}^x x_i$:

$$Cam_i = CUM(\log(fMz_i/fMl_i)),$$

$$Ckonj_i = CUM(\log(fMl_i/fMle_i)) \text{ og}$$

$$Cpxml_i = CUM(\log(pxml_i/pxml_{i-1})) \text{ (med lagvægtene ovenfor).}$$

(1) kan derefter omskrives til niveaurelationen

$$(2) \quad Cam_i = a + b \cdot Ckonj_i + c \cdot Cpxml_i + u'_i.$$

Her kan Cam_i fortolkes som et indeks for de sammenvejede markedsandele i række i og $Cpxml_i$ er et (let udglattet) prisindeks. En trend kan så indføres enten som i det forrige papir ved et 3. grads polynomium, ved en aftagende eksponentialfunktion eller ved en knækket trend. Disse 3 muligheder er afprøvet nedenfor. Bemærk, at et additivt restled her kommer til at indgå på en ny måde: For det første svarer det pga. logaritmerne til et multiplikativt restled i (1), og for det andet er også restleddet kumuleret og skulle dermed have en højere grad af positiv autokorrelation. Endelig er der nu også et konstantled i relationen. Man kan tænke sig at bruge disse niveaurelationer til første trin i en Granger-Engle tottrinsestimationsprocedure, men nedenfor prøver vi blot med en gammeldaws niveuaestimation, hvorfor konjunkturleddet og lag i priserne er medtaget.

Vi estimerer først med en trend i form af et 3. grads polynomium i tiden:

$$(3) \quad Cam_i = a + b \cdot Ckonj_i + c \cdot Cpxml_i + p \cdot t + q \cdot t^2 + r \cdot t^3 + u_i,$$

hvor $t = (\text{årstallet}-1980)/10$. Det svarer til en modelligning med formen

$$(4) \quad fMz_i = fMl_i \cdot (fMl_i / fMle_i)^b \cdot (pxml_i / pxml_{i-1})^c \cdot \exp(p/10 + q \cdot (t^2 - t_{-1}^2) + r \cdot (t^3 - t_{-1}^3)) \\ \cdot \exp(-(Cam_{i-1} - a - b \cdot Ckonj_{i-1} - c \cdot Cpxml_{i-1} - p \cdot t_{-1} - q \cdot t_{-1}^2 - r \cdot t_{-1}^3)).$$

Relationen ligner lidt en fejlkorrektionsligning, blot er tilpasningsparameteren lig 1, hvilket giver rene niveauligningsegenskaber - tilpasningen mod ligevægt er uendelig hurtig. Man kan som nævnt ovenfor tænke sig at estimere modellen som fejlkorrektionsmodel (fx i to trin), og dermed estimere tilpasningshastigheden. Estimationer med (3) giver estimater, som fremgår af tabel 1:

TABEL 1: Estimation med relation (3) 1963-87¹. 3. grads polynomiet er estimeret i relationerne på perioden 1963 til 1990 og derefter fratrukket venstresiden i estimationerne nedenfor:

Varegruppe	a	b	c	s	DW
	konst.	konj.	pris	trend i 90 %	
fMz0	0.30 (17.8)	0.053 (0.1)	0.361 (1.4)	4.43	.0484 1.81
fMz1	0.19 (8.0)	0.460 (0.9)	-0.561 (5.9)	1.00	.0573 1.80
fMz2	0.07 (1.5)	0.543 (2.6)	-0.469 (4.5)	-2.24	.0539 1.38
fMz5	0.47 (29.7)	0.387 (3.8)	-0.504 (5.6)	0.61	.0246 1.13
fMz6m	0.01 (1.0)	-0.361 (1.7)	0.586 (2.3)	0.58	.0537 1.35
fMz6q	0.43 (33.7)	0.653 (7.3)	0.042 (0.6)	1.98	.0189 2.49
fMz7q	0.23 (22.2)	0.036 (0.4)	-0.495 (5.4)	1.95	.0280 1.62
fMz8	0.77 (3.0)	0.140 (1.3)	-1.406 (5.9)	2.61	.0343 1.01

gennemsnit, vejret
t-værdier i parentes

Til sammenvejningen er brugt vægte baseret på importen i 1980:

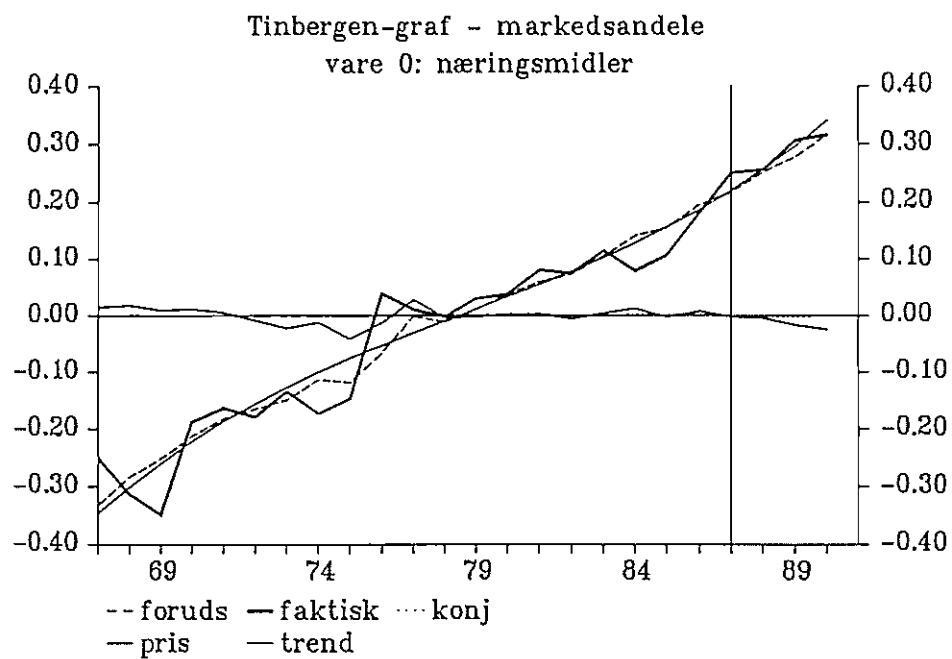
v0	v1	v2	v5	v6m	v6q	v7q	v8
0.135	0.016	0.076	0.134	0.132	0.146	0.249	0.113

I Tinbergen-graferne nedenfor (fig 1-8) er relationerne fra tabel 1 vist.

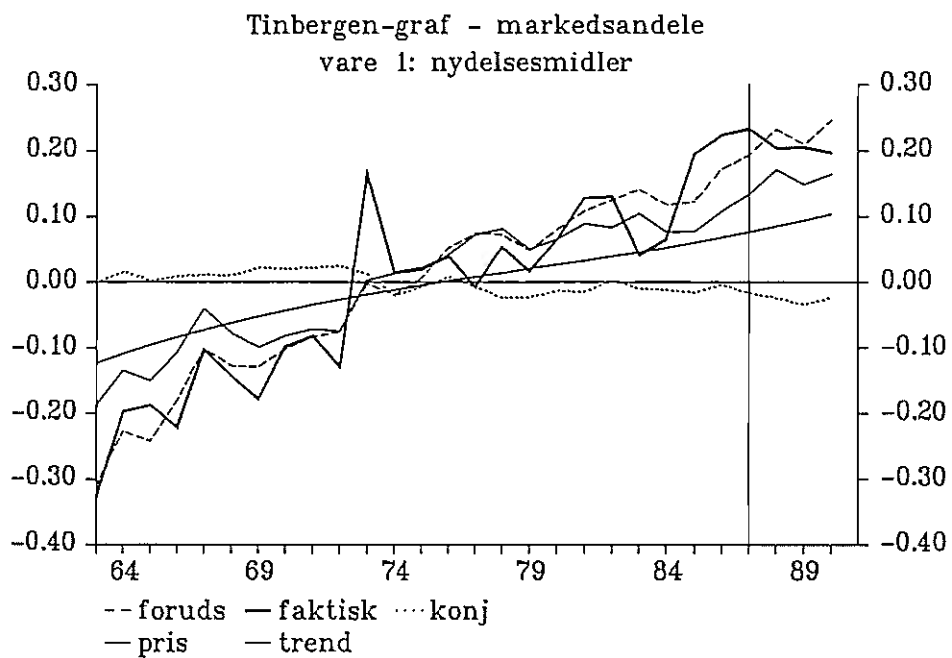
¹ For varegruppen fMz0 er der estimeret fra 1967, da der ikke er I-O-koefficienter fra før 1966 i ADAMBK.

Figur 1-8: Relationer med et polynomium i tiden

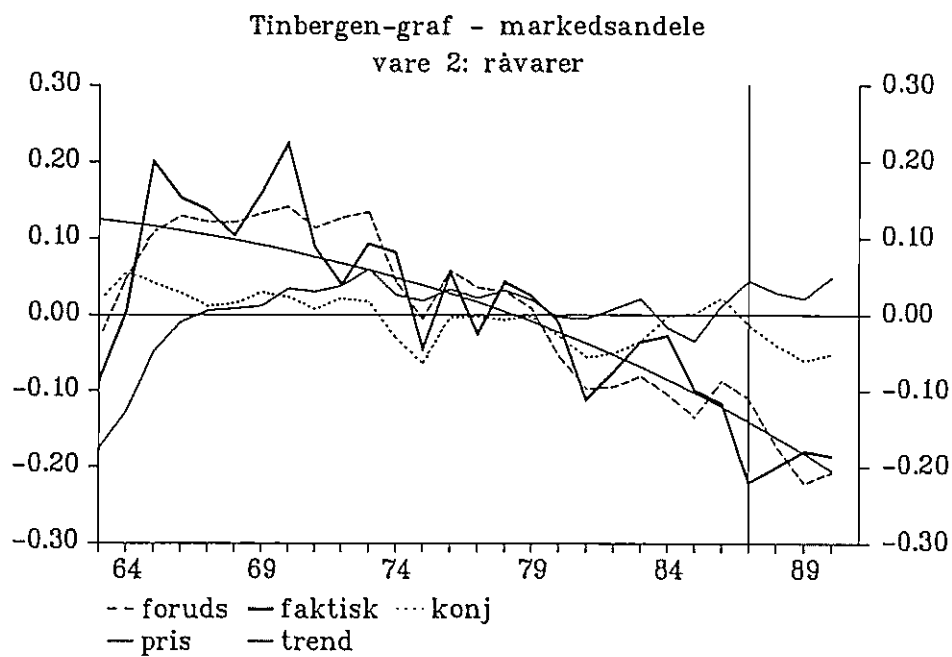
Figur 1



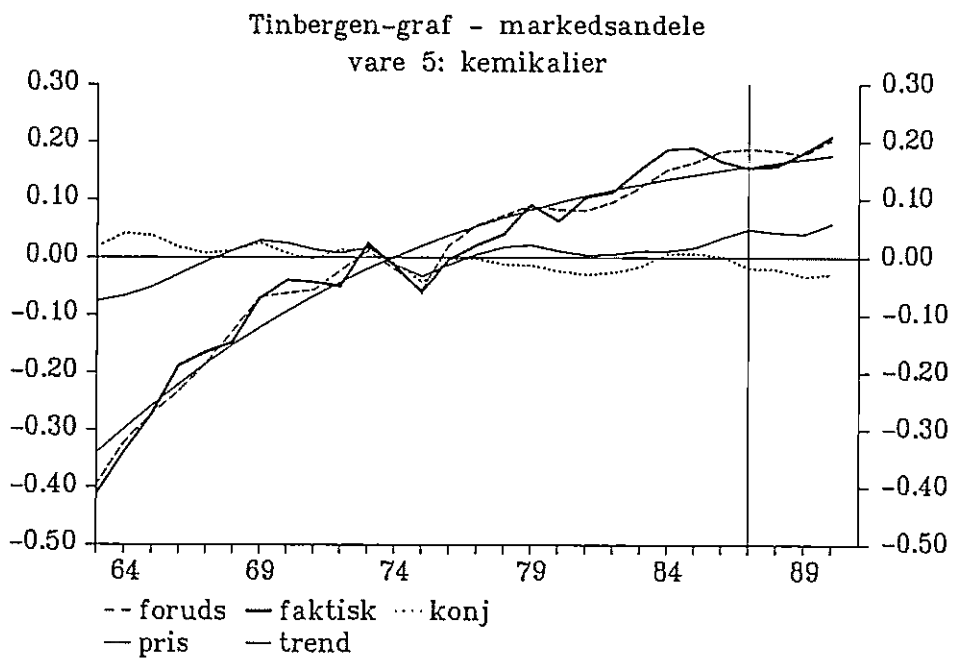
Figur 2



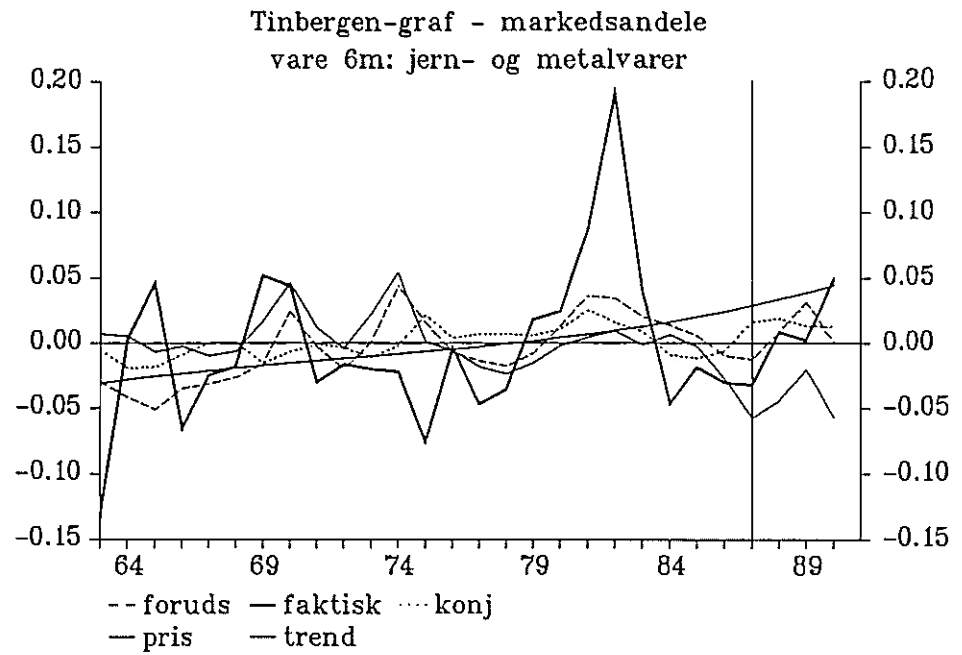
Figur 3



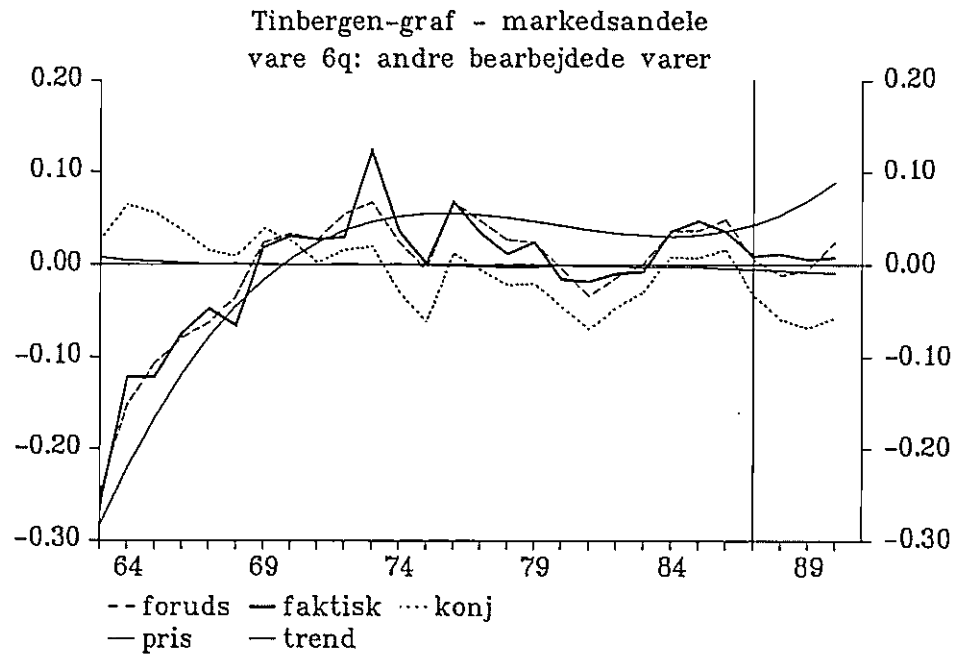
Figur 4



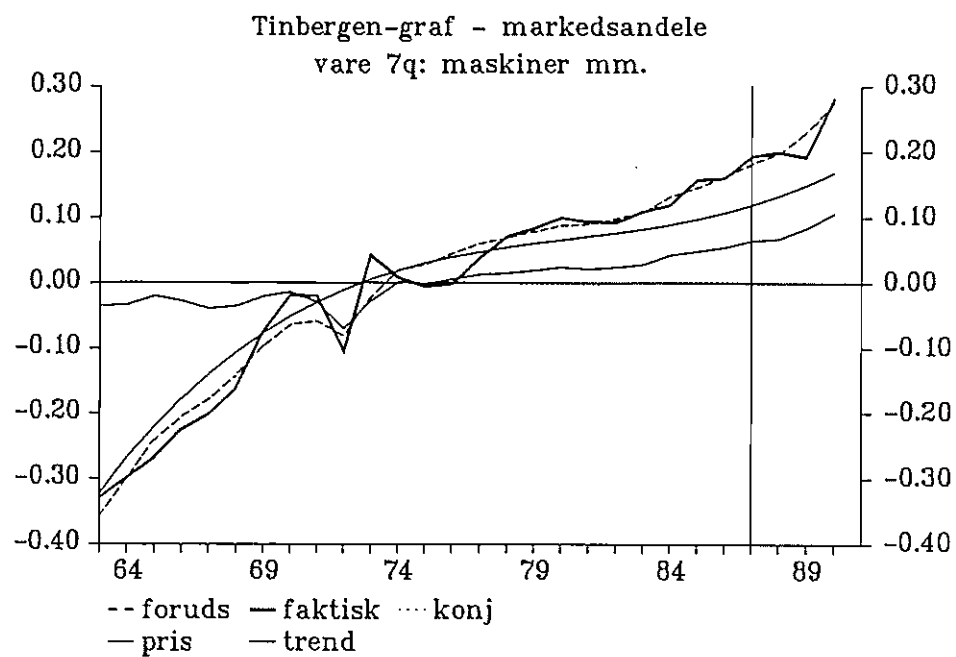
Figur 5



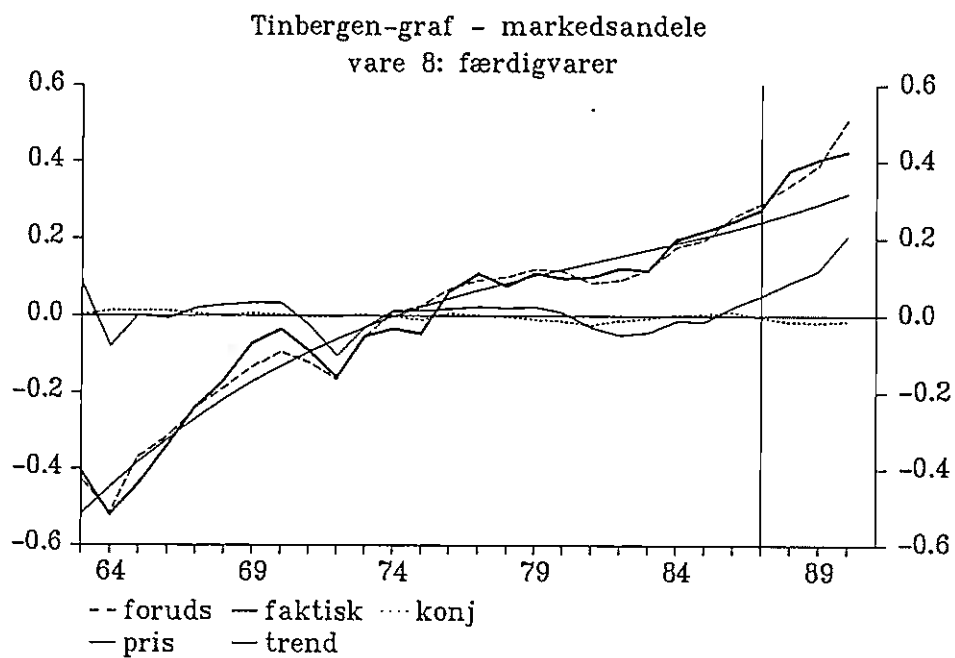
Figur 6



Figur 7



Figur 8



Dernæst prøves med en eksponentiel trend: relation (2) udvides med leddet $p \cdot \exp(q \cdot t)$, hvor $t = (\text{årstallet}-1980)/10$. Fordelen ved denne er, at det er lettere at fremskrive en sådan trend end et polynomium.

$$(5) \quad \text{Cam}_i = a + b \cdot \text{Ckonj}_i + c \cdot \text{Cpxml}_i + p \cdot \exp(q \cdot t) + u'_i.$$

Omskrevet til en modelligning bliver (5):

$$(6) \quad \text{fMz}_i = \text{fMl}_i \cdot (\text{fMl}_i / \text{fMle}_i)^b \cdot (\text{pxml}_i / \text{pxml}_{i-1})^c \cdot \exp((\exp(q \cdot t) - \exp(q \cdot t_{i-1})) \cdot p) \cdot \exp(-(\text{Cam}_{i-1} - a - b \cdot \text{Ckonj}_{i-1} - c \cdot \text{Cpxml}_{i-1} - p \cdot \exp(q \cdot t_{i-1}))).$$

TABEL 2: OLS-estimation med relation (5) 1963-87² Parameteren q er forud fastlagt ved ikke-lineær estimation.

Varegruppe	a	b	c	p	q	s	DW
	konst.	konj.	pris	$\exp(q \cdot t)$	trend i 90 %		
fMz0	0.97 (15.3)	-0.089 (0.1)	0.307 (1.2)	-0.66 (13.2)	-0.35	1.60	0.0495 1.79
fMz1	0.74 (1.5)	0.566 (1.1)	-0.585 (2.2)	-0.55 (1.3)	-0.13	0.62	0.0591 1.76
fMz2	-1.78 (5.4)	0.381 (1.4)	-0.579 (4.8)	1.77 (5.8)	-0.07	-1.15	0.0581 1.33
fMz5	0.63 (13.3)	0.392 (2.7)	-0.472 (3.7)	-0.15 (14.8)	-0.80	0.52	0.0247 1.17
fMz6m	0.14 (1.8)	-0.155 (0.7)	0.428 (1.5)	-0.04 (1.1)	-0.40	0.11	0.0605 1.37
fMz6q	0.55 (12.2)	0.683 (6.1)	0.446 (2.7)	-0.01 (10.0)	-2.52	0.01	0.0224 2.28
fMz7q	0.43 (19.4)	0.029 (0.3)	-0.523 (4.1)	-0.04 (12.5)	-1.36	0.13	0.0296 1.35
fMz8	0.98 (29.1)	0.221 (1.6)	-1.459 (5.8)	-0.19 (24.7)	-0.87	0.66	0.0362 0.90
<hr/>							
Gennemsnit, vejlet		0.190	-0.249			0.33	0.0381

² Se fodnote 1.

Tinbergen-graferne nedenfor hørende til tabel 3(!) (Fig. 9-18), kan bruges også til at illustrere tendenserne fra tabel 2, da forskellene mellem tabel 2 og 3 er små.

Det viser sig, at relationerne med de to typer trend generelt klarer sig lige godt, når der tages hensyn til, at 3 hhv. 1 parametre ikke indgår ved beregningen af spredningen. Også elasticiteterne er nogenlunde de samme. Hvad angår trendens form, ses det af figurerne, at eksponentialfunktionen i de fleste tilfælde minder en del om polynomiet, og da den er klart mere velegnet til fremskrivninger, må den foretrækkes.

Gennemgående ligner resultaterne dem fra relationerne med faste vægte i efterspørgselsleddet i det forrige papir. Dog er priselasticiteterne lidt lavere her (ca. -0.25 mod ca. -0.35) - først og fremmest på grund af at priselasticiteten for varegruppe 6q skifter fortegn og bliver (signifikant) positiv. Videre synes konklusionen fra det forrige papir om at trenden stort set er ophørt for de fleste varegrupper ikke helt klar i tabel 1 med polynomium, men stemmer med tabel 2. Den generelle tendens til aftagende trend bekræftes dog. Ligesom tidligere er der negativ trend i varegruppe 2 og stor positiv trend i varegruppe 0 - den sidste relation er dog plaget af forkerte fortegn, og må nok udgå.

DW-teststørrelserne er her ikke mindre end i de nuværende relationer på trods af, at de eksisterende relationer er estimeret før kumulering. Det må skyldes, at der her er taget højde for trenden. DW er dog lige lovlig lav for nogle varegrupper. Spredningerne er på niveau med dem i fejlkorrktionsrelationerne med faste vægte i efterspørgselsleddet fra det forrige papir.

Trendens størrelse i 1990 fremgår af tabel 1 og 2. Det er tydeligt, at selv om begge trend-typer bekræfter, at trenden generelt aftager, sikrer den eksponentielle funktionsform mod det løft af næsen, som et 3. gradspolynomium let får, når vi fanger den i "første halvdel". Kort sagt er trendene ved periodens slutning i tabel 2 langt lettere at leve med end de tilsvarende i tabel 1: 0.33 % p.a. mod 1.67 % p.a.

Varegrupperne 0, 2 og 6q har til gengæld det problem, at de ser ud til at køre lidt af sporet efter estimationsperioden (1988-90), når der bruges eksponentiel trend, mens dette (ikke overraskende da trenden her er estimeret til 1990) ikke er tilfældet med 3. gradspolynomiet.

Det er i øvrigt forsøgt at trække leverancerne til maskininvesteringer, fM6mib, og byggesektoren, fM6mb, ud af importen af jern- og metalvarer (6m), fordi det er tydeligt, at disse to leverancer opfører sig underligt i starten af 80'erne i forbindelse med investeringerne i Nordsøen.

Ligeledes er det forsøgt at estimere med en importkomponent for næringsmidler uden leverancen herfra til landbruget (det er først og fremmest foder).

Det er blevet foreslået at indlægge en knækket, lineær trend i stedet for de krumme, der er afprøvet ovenfor. Håbet er, at trenden efter knækket er lille, således at den uden videre kan bruges ved fremskrivninger. Dette er blevet afprøvet ved at vælge det knækår, der minimerer spredningen, men det giver kun rimelige resultater for varegrupperne 0, 5, 7q og 8 - og for nogle med en betydelig trend ved slutningen af estimationsperioden. For de øvrige bliver trenden efter knækpunktet større eller negativ.

Lidt fedteri

I det ovenstående er der anvendt et lille lag i de relative priser på fra 1/10 år til 4/10 år. Disse vægte stammer fra de nuværende importrelationer i ADAM, og er ikke fedtet på plads ved estimationerne. Det er gjort nedenfor, idet priserne nu vægtes sammen efter kumulering. Vægtene findes som de vægte, der minimerer spredningen (dog er kombinationen 1/0 ændret til .9/.1). Relationerne for vare 0 og 6m er bedst med vægtene 0/1, men der er her stoppet ved .4/.6:

vare 0	1	2	5	6m	6q	7q	8	
	.4/.6	.9/.1	.4/.6	.4/.6	.4/.6	.9/.1	.9/.1	.8/.2

Estimationsligningen ser nu ud således:

$$(6) \quad Cam_i = a + b \cdot Ckonj_i + c \cdot (v_1 \cdot Cpxm_i + v_2 \cdot Cpxm_{i-1}) + p \cdot \exp(q \cdot t),$$

hvor $Cpxm_i$ nu er kumuleret før vægtning.

Til sammenligning er de to varianter af $fMz0$ og $fMz6m$ (med suffix n) medtaget i tabellen. De indgår ikke i beregningen i den første række med gennemsnitlige elasticiteter, men har afløst de originale i den anden.

TABEL 3: OLS-estimation med relation (6) 1963-87³ med nye vægte i priserne. Parameteren q er forud fastlagt ved ikke-lineær estimation.

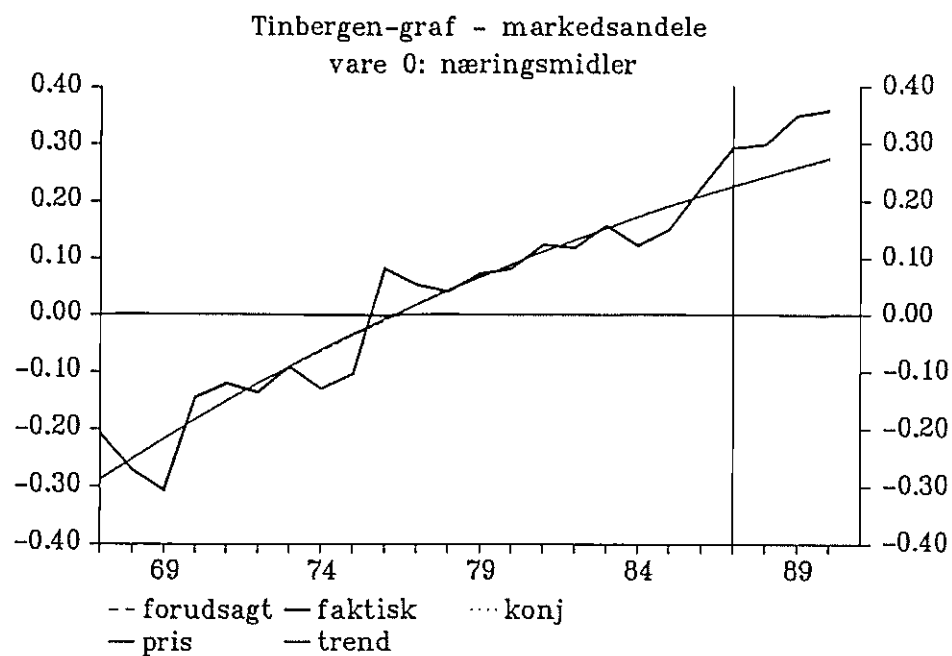
Varegruppe	a	b	c	p	q	s	DW
	konst.	konj.	pris	exp(q·t1)	trend i 90 %		
fMz0	0.88 (10.7)	0.015 (0.0)	0.038 (0.1)	-0.58 (12.4)	-0.38	1.48	0.0516 1.74
fMz0n	1.12 (13.1)	0.237 (0.4)	-0.084 (0.3)	-0.81 (13.5)	-0.27	1.65	0.0486 0.77
fMz1	0.78 (1.3)	0.570 (1.1)	-0.588 (2.3)	-0.65 (1.3)	-0.11	0.64	0.0590 1.76
fMz2	-0.43 (3.4)	0.362 (1.3)	-0.653 (5.3)	0.21 (5.8)	-0.48	-0.61	0.0594 1.36
fMz5	0.66 (15.6)	0.406 (2.9)	-0.484 (3.9)	-0.16 (15.2)	-0.78	0.55	0.0244 1.25
fMz6m	0.14 (1.7)	-0.100 (0.4)	0.193 (0.5)	-0.04 (0.9)	-0.46	0.11	0.0632 1.32
fMz6mn	-0.13 (1.8)	0.061 (0.5)	-0.195 (1.1)	0.11 (1.8)	-0.19	-0.17	0.0293 1.19
fMz6q	0.58 (10.3)	0.683 (6.1)	0.444 (2.7)	-0.01 (9.9)	-2.52	0.01	0.0224 2.28
fMz7q	0.45 (23.6)	0.028 (0.3)	-0.527 (4.1)	-0.04 (12.5)	-1.36	0.13	0.0296 1.34
fMz8	0.94 (25.1)	0.227 (1.7)	-1.642 (5.9)	-0.20 (25.1)	-0.86	0.70	0.0357 0.87
<hr/>							
Gennemsnit, vejjet		0.212	-0.345			0.36	0.0387
Gennemsnit, n, vejjet		0.270	-0.437			0.29	0.0331

Estimationerne er illustreret i Tinbergen-grafer nedenfor.

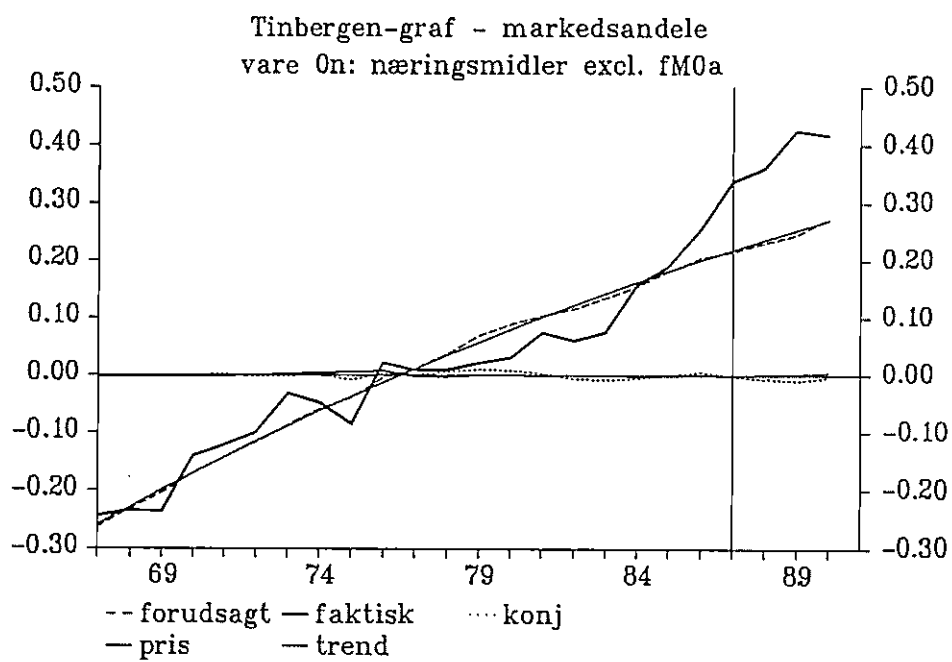
³ Se fodnote 1.

Figur 9-18: Relationer med eksponentiel trend

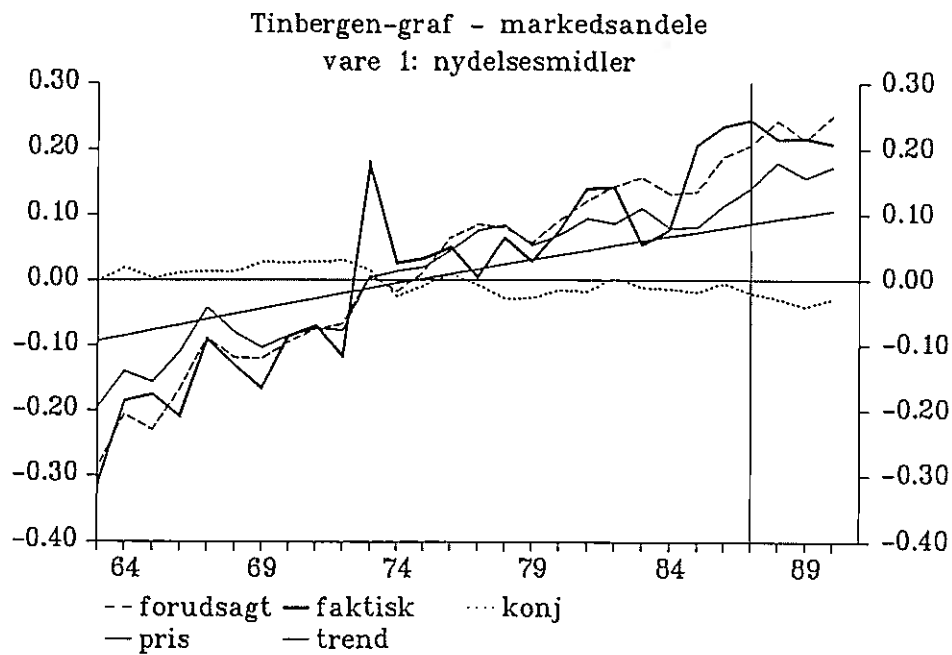
Figur 9



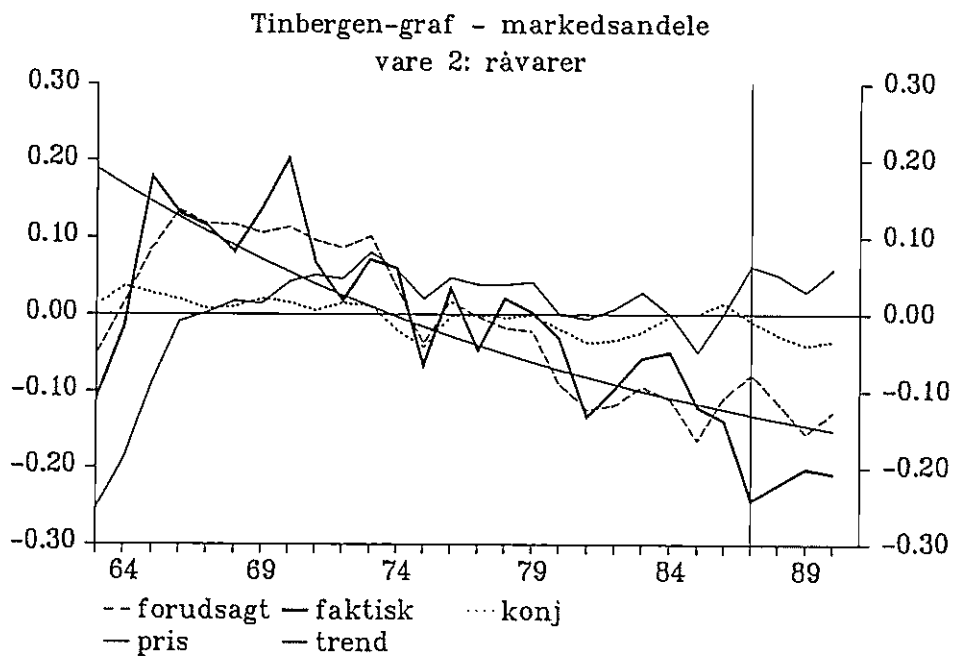
Figur 10



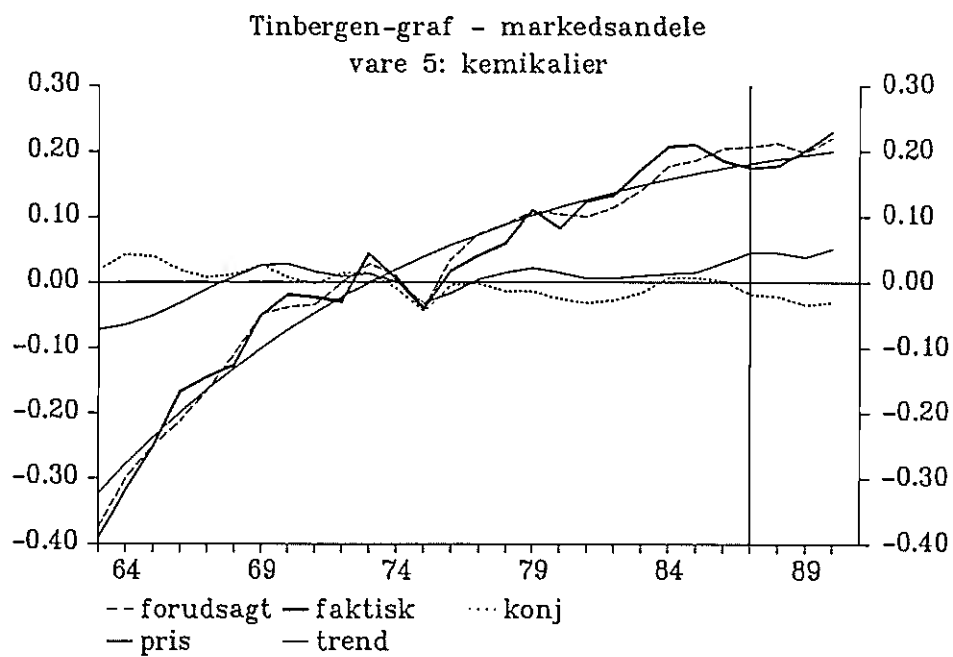
Figur 11



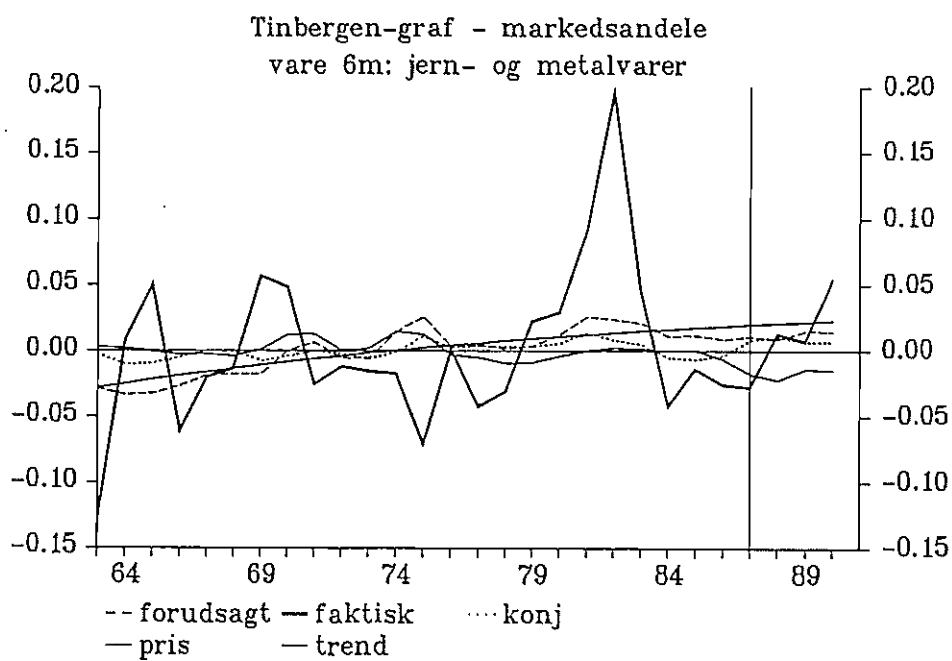
Figur 12



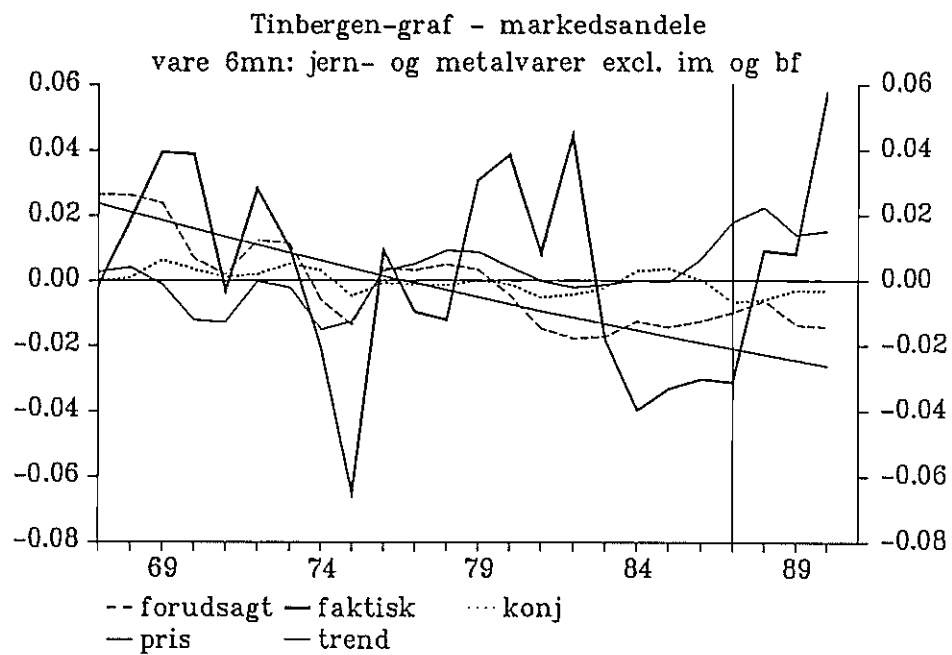
Figur 13



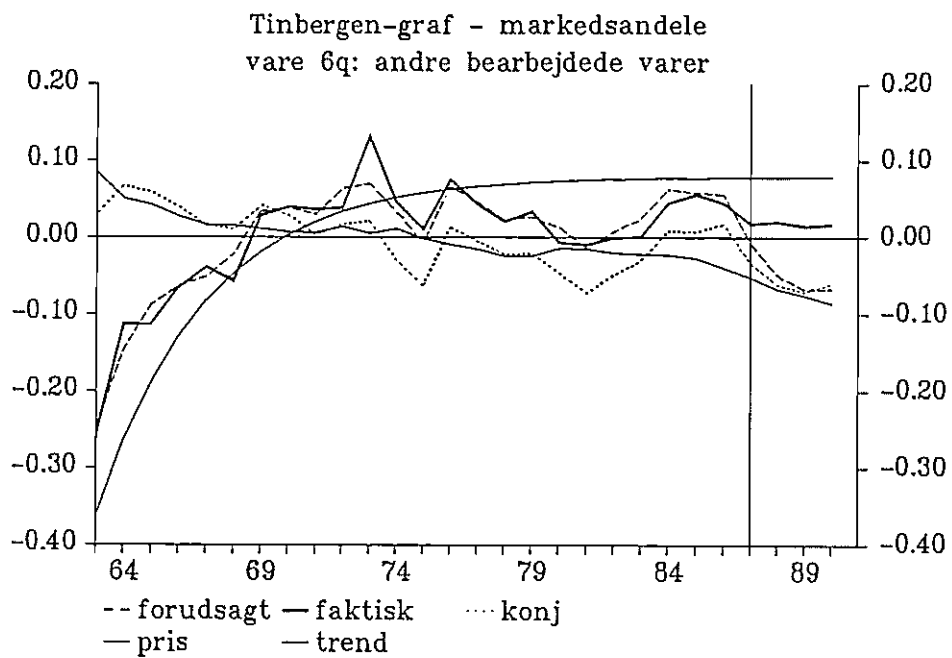
Figur 14



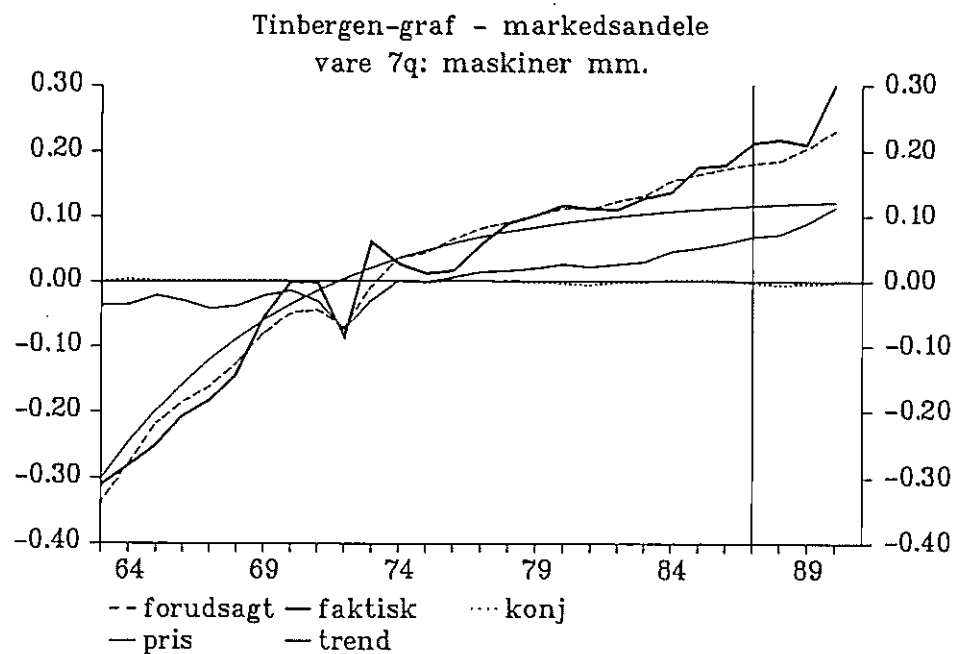
Figur 15



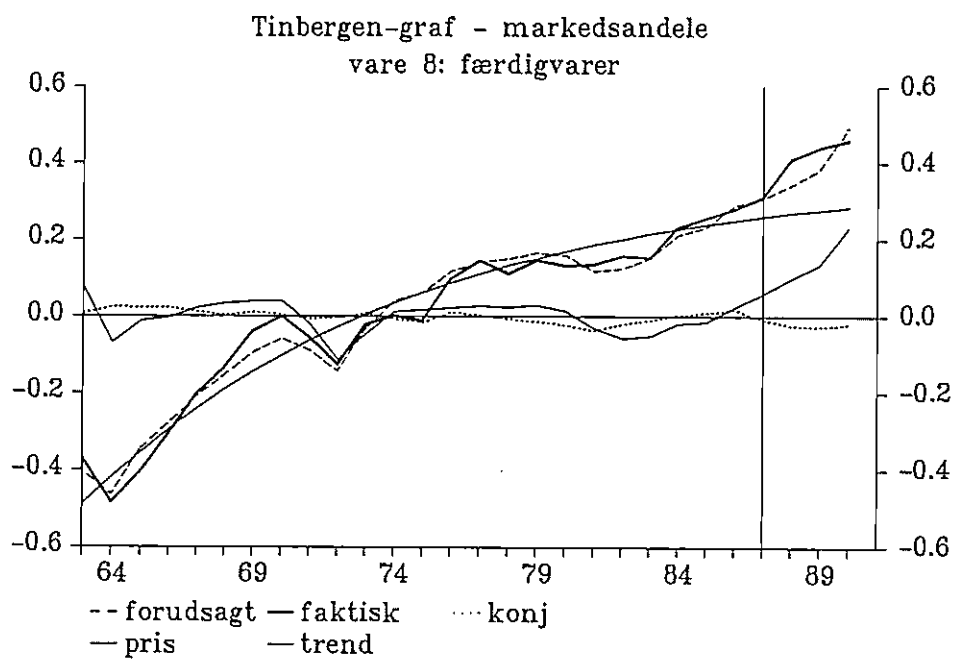
Figur 16



Figur 17



Figur 18



De nye vægte betyder ikke meget - dog fås en lidt større (numerisk) gennemsnitlig priselasticitet. Det ses, at de "beskårne" udgaver af fMz0 og fMz6m klarer sig lidt bedre end de originale; først og fremmest sniger priselasticiteten sig hen på den rigtige side af 0. Desværre er der så en del autokorrelation i fMz0, og det fremgår af Tinbergen-grafen, at vi i endnu ringere grad end før forklarer noget som helst: trenden kan ikke beskrive udviklingen i markedsandelene uden systematiske fejl.

Forsøg med rekursive estimationer, hvor estimationsperioden afkortes "bagfra" (se bilag) tyder på at relationerne i tabel 3 er ustabile. Som før gælder det for mange varegrupper, at de første få observationer bidrager betydeligt til de estimerede priselasticiteters numeriske størrelse - også i relationer med trend. Dertil medfører en relativ lav spredning på estimatet for priselasticiteten i relationerne med trend, at ændringen i priselasticiteten betyder et strukturelt brud for nogle varegrupper. Tilsvarende grafer med ADAMs nuværende relationer og med relationerne med faste vægte i efterspørgselsleddet fra forrige papir har samme tendens, men i lidt lavere grad.

Afslutning

Hvis det ikke var fordi, der synes at være problemer med stabiliteten i relationerne i tabel 3, ville de være et realistisk alternativ til de nuværende importrelationer i ADAM: Selvom priselasticiteterne er lave, synes priserne for en del varegrupper dog reelt at bidrage til forklaringen af den historiske udvikling (husk dog at t-værdierne ikke er t-fordelte, da vi har trendede variabler), og vi har en trend, der er til at skrive frem med.

Prisen for indlæggelsen af trenden er som før priselasticiteten, som i de nuværende relationer i gennemsnit er ca. -.9. Videre ser det med specificationer i dette papir ud til, at én varegruppe må udgå som stokastisk relation: 6q. I forvejen er 0 og 6m ude, men 6m ser ud til at kunne snige sig ind igen. Tilbage bliver 1, 2, 5, 6m(n), 7q og 8. Disse får så en gennemsnitlig priselasticitet på ca. -.6 (tabel 3), men dækker kun knap halvdelen af den samlede import i 1980.

Grunden til, at trenden hiver priselasticiteterne ned, er som tidligere nævnt, at de relative priser for alle varegruppers vedkommende er mere eller mindre negativt trendede i starten af estimationsperioden. I sidste del af perioden er de mere stationære (se figurerne i TCJ+PB 05.04.91). Hvis man forestiller sig, at økonomien her er blevet lille og åben, således at de indenlandske priser bestemmes af de udenlandske, kunne variationen i de relative priser måske tolkes som ren støj (målefejl), hvilket kan forklare, at de estimerede priselasticiteter går mod nul, når estimationsperioden forlænges fremad. At de, som det fremgår af bilaget, bliver større end nul i nogle varegrupper er derimod vanskeligt at forklare.

Trend i importen

Resumé:

De nuværende importligninger i ADAM tager ikke hensyn til, at handelsliberaliseringen og den stigende internationale arbejdsdeling har forårsaget stigende importkvoter i den historiske periode, og at den internationale arbejdsdeling stadig øges. Ved fremskrivninger er "langsigtsimportkvoterne" lig med kvoterne i det sidste år i databanken, og det betyder, at importen ofte løbende opjusteres i fremskrivninger. Formålet med dette papir er at undersøge trendens størrelse og stabilitet samt at foreslå en hensigtsmæssig indlæggelse af trenden i ADAM's importrelationer. Papiret indeholder en del løse ender. Af de konklusioner, der kan udtrækkes, kan nævnes, at fraværet af trenden i de nuværende relationer forvrider dem, og at trenden er aftagende og ser ud til at være stort set ophørt ved slutningen af estimationsperioden.

import9a.tcj + import9b.tcj

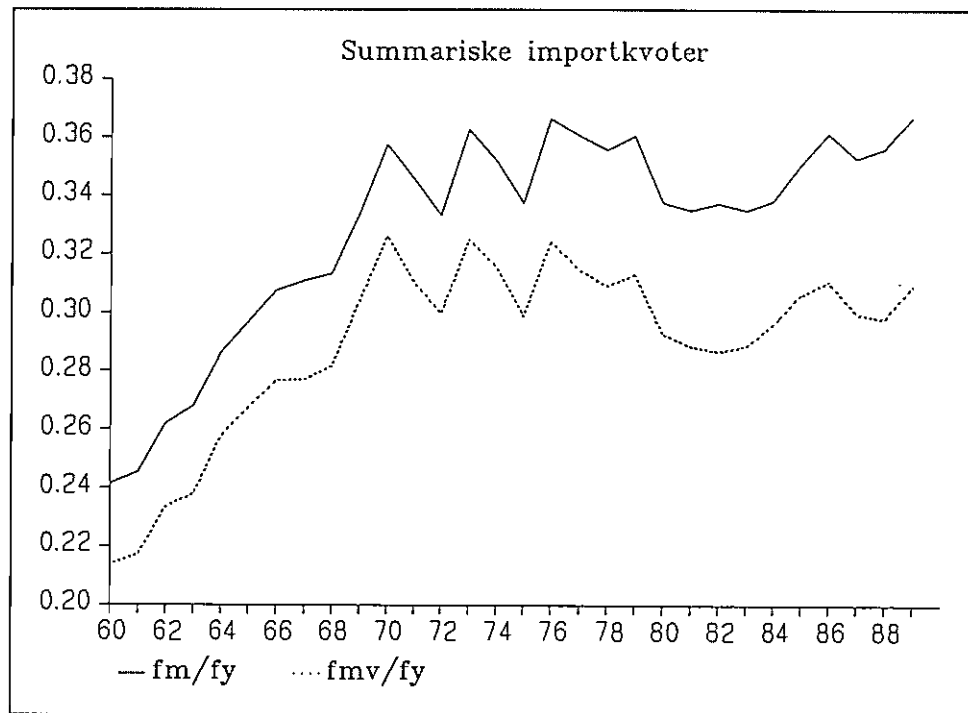
Nøgleord: import trend fejlkorrektion

Indledning

De nuværende importligninger i ADAM tager ikke hensyn til, at handelsliberaliseringen og den stigende internationale arbejdsdeling har forårsaget stigende importkvoter i den historiske periode, og at den internationale arbejdsdeling stadig øges. Ved fremskrivninger er "langtsigtsimportkvoterne" lig med kvoterne i det sidste år i databanken, og det betyder, at importen ofte opjusteres i fremskrivninger. Formålet med dette papir er at undersøge trendens størrelse og stabilitet samt at foreslå en hensigtsmæssig indlæggelse af trenden i ADAM's importrelationer.

Allerførst skal vises en graf med de generelle importkvoter (figur 1). Det fremgår, at den trend, der har været tale om i det mindste for vareimportens vedkommende (fmv), udelukkende lå i tresserne - sandsynligvis forårsaget af handelsliberaliseringen i denne periode. Noget kunne tyde på, at den internationale arbejdsdeling er fuldent for Danmarks vedkommende. Der er altså næppe grund til for importen som helhed at opjustere ved fremskrivninger. Det er i øvrigt interessant, at den danske eksport stadig vokser mere end BNP i vores aftagerlande. Der er tale om en åbenbar asymmetri på dette punkt, der er svær (men ganske opmuntrende) at leve med, hvis den fastholdes ved lange fremskrivninger. For de enkelte importkomponenter kan der naturligvis godt være tale om en trend. Det er især det, der skal undersøges i dette papir

FIGUR 1:



Trend i de nuværende relationer

Den enkleste måde at tage hensyn til en trend er at undlade at undertrykke en "korrektionsfaktor" forskellig fra én i importligningerne. Disse ser i dag ud således:

$$(1) \quad fMz_i = fMl_i \cdot (Fml_i/fMle_i)^c \cdot (pxm_i/pxm_{i,-1})^d$$

hvor

$$Fmz_i = \sum_j am_{ij} \cdot fD_j$$

$$Fml_i = \sum_j am_{ij,-1} \cdot fD_j$$

$$Fmle_i = \sum_j am_{ij,-1} \cdot fD_{j,-1} (1 + RfD_j)$$

$$pxm_i = px_i / pm_i$$

Variabelforklaring:

am_{ij} I-O koefficienten for leverancen af importvare i til anvendelse j . Ofte som her kaldet "importkvoterne".

fD_j Efterspørgsel i anvendelse j (søjlesummen).

RfD_j Den forventede relative vækst i anvendelse j . Den er beregnet som et gennemsnit af de sidste 3 års vækst i anvendelsen.

px_i Prisen på importvare i 's konkurrerende indenlandske produktion.

pm_i Prisen på importvare i .

Fmz_i er den konkurrerende del af importen af importvare i . fMl_i kan tolkes som efterspørgslen efter den konkurrerende del af importvare i givet denne periodes endelige anvendelser, hvis sidste periodes I-O koefficienter stadig var gældende. $fMle_i$ kan tolkes som sidste periodes import plus den (sammenvejede) forventede relative vækst i anvendelserne - altså som fMl_i hvis der var "normal" vækst i anvendelserne, og leddet $fMl_i/fMle_i$ skal fortolkes som et konjunkturlid, der fx ved accelererende vækst sørger for højere importkvoter midlertidigt. Læg mærke til at efterspørgselselasticiteten i (1) (eksponenten til fMl_i) i overensstemmelse med I-O antagelserne er bundet til 1. For flere detaljer henvises til arbejdsnotat nr. 19.

I dette papir omfatter *i*'erne:

0	SITC 0	Næringsmidler mm.
1	SITC 1	Drikkevarer og tobak.
2	SITC 2+4	Diverse ubearbejdede varer.
5	SITC 5	Kemikalier.
6m	SITC 67-69	Jern- og metalvarer.
6q	Rest af SITC 6	Andre bearbejdede varer.
7q	Del af SITC 7	Maskiner mm.
8	SITC 8+9	Andre færdigvarer.

Indeks *j* for anvendelserne omfatter de fleste af anvendelserne i ADAM's I-O tabel. Se arbejdsnotat nr. 23.

Erstattes (1) med

$$(2) \quad fMz_i = a \cdot fMl_i \cdot (fMl_i / fMle_i)^c \cdot (pxm / pxm_{i,-1})^d,$$

vil værdier for *a* større end 1 medføre en konstant vækst i importkvoterne på $100(a-1)$ % givet priser og konjunktur. På langt sigt kan en sådan trend give absurde resultater i form af importkvoter større end 1 eller (mere sandsynligt) negative leverancer fra de(t) konkurrerende indenlandske erhverv.

En svaghed ved de nuværende relationer er, at de (selv om det kan være svært at se - se fx AO 03.04.91) er ændringsrelationer med langsigtegenskaber, der afhænger af de seneste (RAS-afstemte) importkvoter i databanken. Bortset fra at en enkelt (syntetisk) observation næppe er nok til at fastlægge en langsigts-sammenhæng, har metoden den fordel, at det er de nyeste kendte "tekniske koefficienter", der implicit bruges til fremskrivningen. De tekniske koefficienter er andelen af det samlede input til anvendelse *j*, der er vare *i*, uanset om det er af indenlandsk eller udenlandsk oprindelse. Hverken ADAM eller ADAMBK indeholder disse direkte, men de optræder i en given søjle implicit (og moderet på grund af vores nulstilling af I-O tabellen) som summen af importkvoten og leverancen fra de(t) erhverv, hvori importkvoteforskydningerne modjusteres i ADAM. Se arbejdsnotat nr. 19.

Tidligere forsøg

I TCJ 06.04.89 var der gjort et forsøg med at lade importkvoterne følge en logistisk kurve i en relation med faste 1980-vægte, $a_{ij,1980}$ 'er, i stedet for løbende, laggede vægte som i (1). Dette skulle sikre en aftagende trend samtidig med, at langsigts importkvoterne er faste og kendte. Det blev her i mangel af bedre valgt at lade importkvoternes grænse for tiden gående mod uendelig være 1. I dette papir forsøges det at finde en mere plausibel grænse mindre end 1. Mere specifikt foreslås det at lade grænsen være den tekniske koefficient, hvilket betyder, at den indenlandske andel af inputtet bliver nul på langt sigt.

Et andet problem med den logistiske trend var, at den for de fleste celler gav en stigende trend i importkvoten i de næste mange år i kraft af, at importkvoten i den historiske periode var mindre end 1/2. Den logistiske kurve er nemlig opadkrummende mellem 0 og den halve grænse, men nedadkrummende derefter.¹ Dette problem løses delvist med ny maksimale importkvoter mindre end 1, men da der - som det fremgår nedenfor - generelt i den historiske periode har været tale om en aftagende trend, vil en funktionsform, der direkte sikrer dette, nok være at foretrække.

Hvor stor er trenden ?

Det første trin i undersøgelsen af trenden har været at foretage estimation med relation (2) 1963-87. Dette giver en positiv trend for alle varegrupperne undtagen 2, for hvilken den er negativ. For varegrupperne 5 og 8 er den signifikant på 5%-niveau. Resultaterne findes i tabel 1. Det fremgår, at den (vejede) gennemsnitlige trend i de 8 estimerede relationer er 0.96 %.

¹Formlen for den logistiske kurve er $a/(1+b \cdot e^{-c \cdot t})$, hvor a er den øvre grænse. Den nedre er 0.

TABEL 1: Estimation med relation (2) 1963-87².

Estimation	a	c	d	s	DW
	trend	konj.	pris		
fMz0	1.025 (2.0)	-0.497 (0.9)	0.196 (0.7)	486.5	2.10
fMz1	1.001 (0.1)	0.678 (1.2)	-0.895 (2.5)	82.6	2.51
fMz2	0.984 (-1.1)	0.658 (2.1)	-0.564 (2.2)	348.2	1.95
fMz5	1.013 (2.1)	0.432 (3.0)	-0.271 (1.1)	239.3	1.93
fMz6m	1.000 (0.0)	-0.136 (0.5)	0.475 (1.4)	565.5	2.21
fMz6q	0.999 (-0.1)	0.630 (4.6)	-0.925 (2.5)	309.1	1.74
fMz7q	1.007 (0.9)	-0.033 (0.4)	-0.894 (3.4)	542.8	2.40
fMz8	1.023 (3.0)	0.312 (2.5)	-1.704 (4.6)	263.4	1.78
<hr/>					
gennemsnit (vejjet)	1.0096	0.1527	-0.5411		

NB: Tallene i parentes under a-leddene er ikke t-værdier for et test for $a=0$, men derimod t-værdier for et test for $a=1$. Alle t-værdier skal tages med forbehold, da højresidevariablerne er trendede.

Beregning af vægte til gennemsnit:

$$v_i = fMz_i / \sum fMz_i; \sum fMz_i = 71.1 \cdot 10^3$$

fMz0 fMz1 fMz2 fMz5 fMz6m fMz6q fMz7q fMz8

² For varegrupperne 0, 6m og 7q er der først estimeret fra 1967, da der ikke (længere) er I-O-koefficienter fra før 1966 i ADAMBK.

1980	9.58	1.17	5.42	9.54	9.39	10.4	17.7	8.01
------	------	------	------	------	------	------	------	------

($\cdot 10^3$)

Vægte: v0	v1	v2	v5	v6m	v6q	v7q	v8
0.135	0.016	0.076	0.134	0.132	0.146	0.249	0.113

Gennemsnitlig trend = $\Sigma(\text{fmz}_i \cdot v_i) - 1 = 0.0096 \sim \underline{0.96\%}$

For varegruppe 5 estimeres en trend på ca 1.3 %, og det er checket, hvornår en sådan trend i en fremskrivning kan give problemer med I-O koefficienterne: Kvoten am5nk er i 1989 0.272 og den vil med en trend på 1.3% blive 0.381 efter 26 år - altså en stigning på 0.109. Den modposteres i ADAM i koefficienten anknk , som i 1989 er 0.108. Efter 26 år bliver denne koefficient altså $0.108 - 0.109 = -0.001$. Det skal understreges, at dette sandsynligvis er en af de første celler, der bliver negativ med en konstant trend, og at nogle få negative celler næppe gør væsentlig skade på hele modellens egenskaber. Givet mistanken om at trenden undet ét er ophørt, er en sådan gennemsnitlig trend ikke tilfredsstillende til brug ved fremskrivninger.

Relationer med faste vægte

Dernæst er det forsøgt med nogle enkle niveaurelationer (efter logaritmisk transformation) med faste vægte:

$$(3) \quad \text{lfMz}_i = a + b \cdot \text{lfM11}_i + d \cdot \text{lpxm}_i$$

at inkludere en trend i form af et 3. grads tidspolynomium:

$$(4) \quad \text{lfmz}_i = a + b \cdot \text{lfm11}_i + d \cdot \text{lpxm}_i + \text{trend}_i$$

eller

$$(5) \quad \text{lfmz}_i = a + b \cdot \text{lfm11}_i + d \cdot \text{lpxm}_i + e \cdot t + f \cdot t^2 + g \cdot t^3.$$

Her er $\text{fM11}_i = \Sigma_j \text{am}_{ij,1980} \cdot \text{fD}_j$, og af praktiske grunde er $t = (\text{tid} - 1980)/10$. Betydningen af at indføre faste vægte er stor, da relationen derved ikke længere er en ændringsrelation. Dette er nødvendigt, hvis vi vil have kontrol over langtsigtsegenskaberne, idet vi kan basere dem på de kendte 1980-kvoter. Til gengæld udnytter vi ikke den løbende information om importkvoterne (og de tekniske koefficienter).

Da relationen er tænkt som en langsigtsammehæng (1. trin i en Granger-Engle estimation), er der i første omgang set bort fra konjunkturledet.

Det er i denne sammenhæng relevant at teste båndet på efterspørgselselasticiteten, $b=1$, som var lagt på (1) og (2). Man kunne forvente, at inkluderingen af trenden i højere grad vil retfærdiggøre båndet, idet en positiv trend i importkvoterne vil vise sig i (3) som et estimeret b større end 1. Derfor er (3) og (5) estimeret med/uden båndet $b=1$. Se tabel 2-5. Det skal i øvrigt nævnes, at trenden af hensyn til polynomiets udseende ved slutningen af perioden (polynomiets udseende påvirkes stærkt af de første og sidste observationer) er estimeret i (5) til 1989 og den er derefter indsat med de fastlagte parametre i en estimation til 1987. Resultaterne fra estimationerne til 1989 er vist i bilag 3.

TABEL 2: Estimation af simple niveaurelationer,(3), med faste vægte (1960-1987), uden bånd på efterspørgselselasticiteten og uden trend.

Estimation	a	b	d	s	DW
	konst.	eftersp.	pris		
lfMz0	-12.204 (11.7)	2.332 (20.4)	0.136 (0.5)	0.069	1.36
lfMz1	-3.025 (2.6)	1.433 (8.8)	-0.454 (2.6)	0.053	1.88
lfMz2	5.702 (5.4)	0.330 (2.6)	-1.027 (8.1)	0.076	1.53
lfMz5	-5.533 (15.0)	1.605 (39.3)	-0.437 (2.8)	0.035	0.78
lfMz6m	-1.111 (2.5)	1.119 (22.5)	0.374 (1.5)	0.059	1.20
lfMz6q	-0.590 (0.3)	1.070 (4.2)	-1.122 (2.2)	0.067	0.33
lfMz7q	-5.967 (12.8)	1.603 (33.7)	-0.243 (1.3)	0.052	0.81
lfMz8	-13.729 (17.8)	2.526 (29.4)	-0.945 (2.0)	0.085	0.84
Gennemsnit (vejjet)	-5.2739	1.5651	-0.3005		

TABEL 3: Estimation af simple niveaurelationer,(5), med faste vægte (1960-1987), uden bånd på efterspørgselselasticiteten, med trend (estimeret til 1989, hvorefter de estimerede parametre er indsat i estimation til 1987).

Estimation	a	b	d	s	DW
	konst.	eftersp.	pris		
lfMz0t	4.257 (5.4)	0.533 (6.2)	0.304 (1.5)	0.052	1.55
lfMz1t	-4.462 (4.2)	1.634 (10.8)	-0.532 (3.2)	0.050	2.08
lfMz2t	0.429 (0.5)	0.946 (8.8)	-0.473 (4.4)	0.065	1.30
lfMz5t	-2.110 (6.8)	1.234 (36.2)	-0.614 (4.8)	0.029	0.95
lfMz6mt	4.076 (10.2)	0.553 (12.4)	0.471 (2.1)	0.053	1.80
lfMz6qt	-5.933 (7.6)	1.645 (19.4)	-0.126 (0.7)	0.022	1.65
lfMz7qt	-0.538 (2.1)	1.054 (39.5)	-0.538 (5.0)	0.029	1.04
lfMz8t	0.005 (0.0)	1.005 (27.4)	-1.309 (6.6)	0.036	1.21
Gennemsnit (vejjet)	-0.2084	1.0245	-0.3238		

Anm: estimationsoutput med t i bilag 2 (lfMz,tib)

TABEL 4: Estimation af simple niveaurelationer,(3), med faste vægte (1960-1987) med båndet $b=1$ på efterspørgselselasticiteten, uden trend.

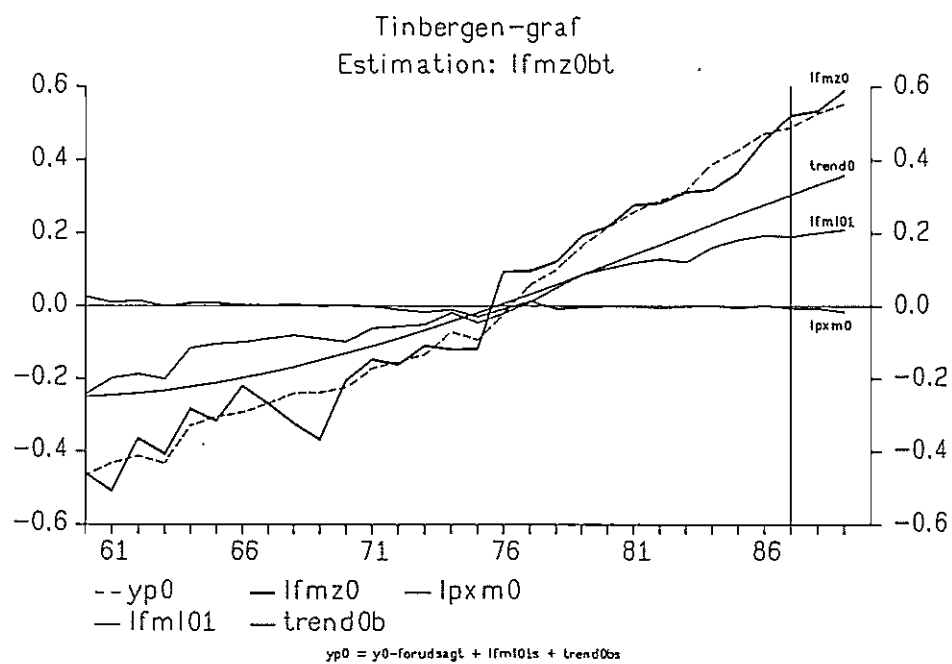
Estimation	a	b	d	s	DW
	konst.	eftersp.	pris		
lfMz0b	-0.104 (2.8)	1	-1.180 (1.9)	0.172	0.39
lfMz1b	0.055 (3.4)	1	-0.902 (14.8)	0.059	1.46
lfMz2b	0.019 (0.9)	1	-0.477 (4.6)	0.109	0.48
lfMz5b	-0.060 (2.8)	1	-2.317 (8.7)	0.107	0.48
lfMz6mb	-0.040 (3.2)	1	0.122 (0.5)	0.065	1.03
lfMz6qb	0.057 (3.8)	1	-1.259 (10.1)	0.066	0.36
lfMz7qb	-0.053 (1.5)	1	-1.739 (4.4)	0.138	0.13
lfMz8b	-0.079 (1.0)	1	-4.190 (2.7)	0.305	0.27
Gennemsnit (vejjet)	-0.0388	1	-1.5947		

TABEL 5: Estimation af simple niveaurelationer,(5), med faste vægte (1960-1987), med båndet $b=1$ på efterspørgselselasticiteten og med trend (estimeret til 1989, hvorefter parameterestimerterne er indsat i en estimation til 1987).

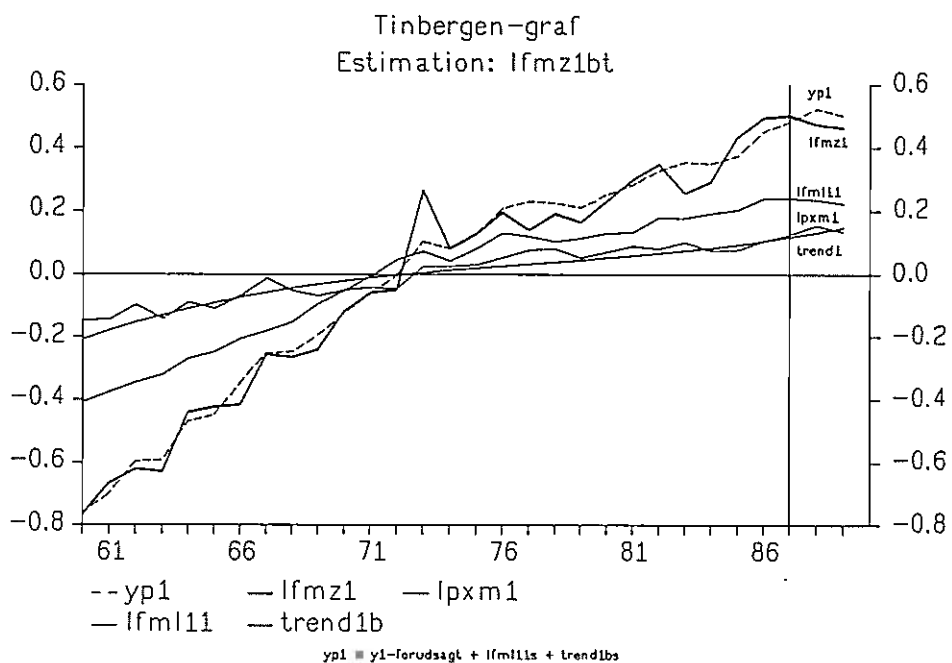
Estimation	a	b	d	s	DW
	konst.	eftersp.	pris		
lfMz0bt	-0.010 (0.9)	1	0.203 (1.1)	0.052	1.61
lfMz1bt	0.032 (2.3)	1	-0.459 (8.6)	0.052	1.97
lfMz2bt	-0.038 (3.1)	1	-0.484 (7.9)	0.064	1.28
lfMz5bt	0.033 (5.6)	1	-0.673 (9.2)	0.029	1.04
lfMz6mbt	-0.011 (1.0)	1	0.423 (2.0)	0.056	1.34
lfMz6qbt	0.038 (5.5)	1	-0.068 (1.2)	0.030	1.87
lfMz7qbt	-0.002 (0.2)	1	-0.571 (6.9)	0.029	1.01
fMz8bt	0.047 (5.2)	1	-1.311 (7.3)	0.035	1.22
Gennemsnit (vejjet)	0.0094	1	-0.3513		

Anm: estimationsoutput med t i bilag 2 (lfMz;btib)

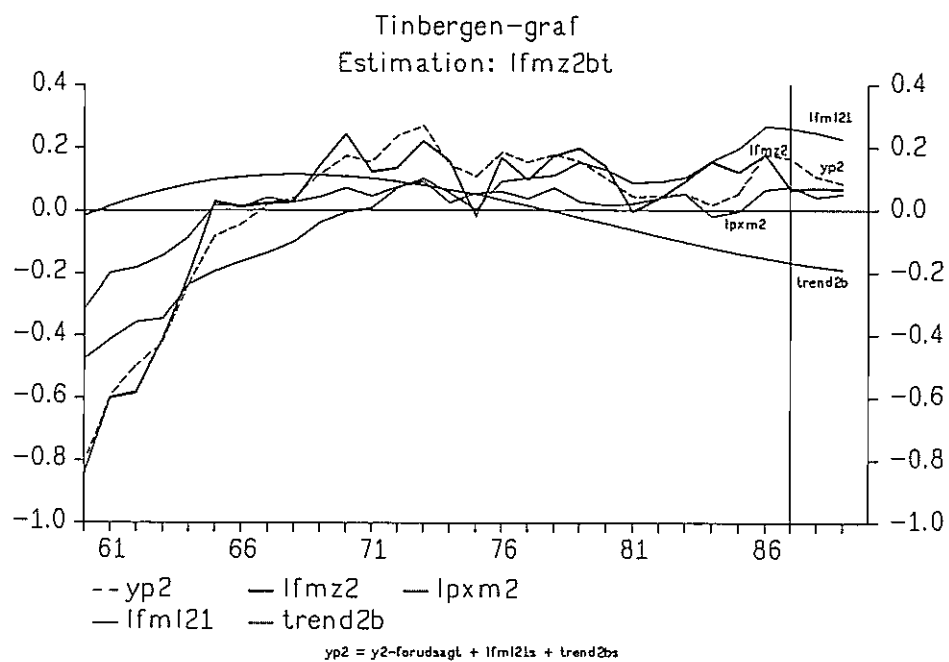
FIGUR 2:



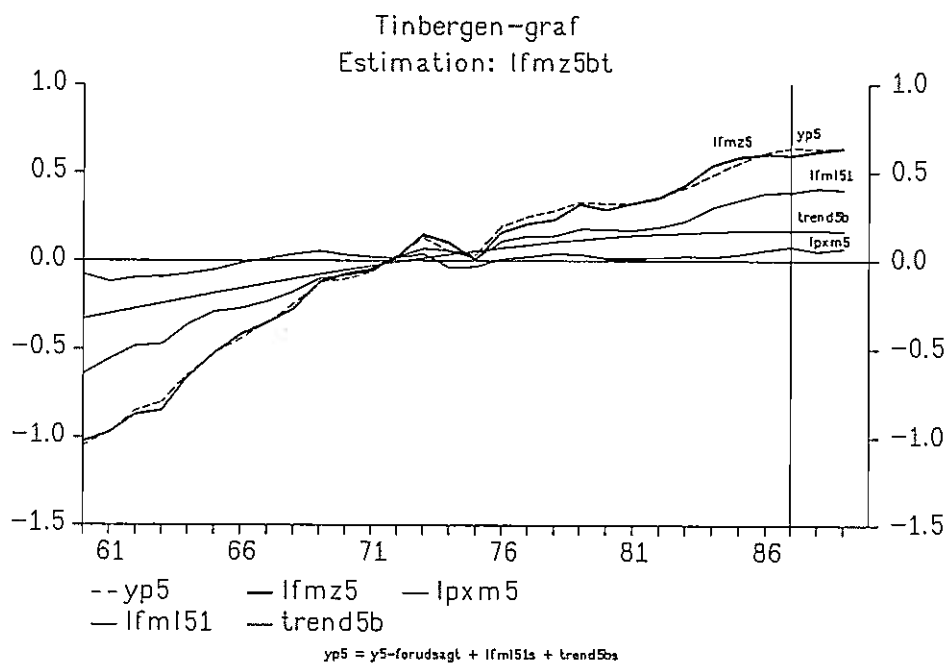
FIGUR 3:



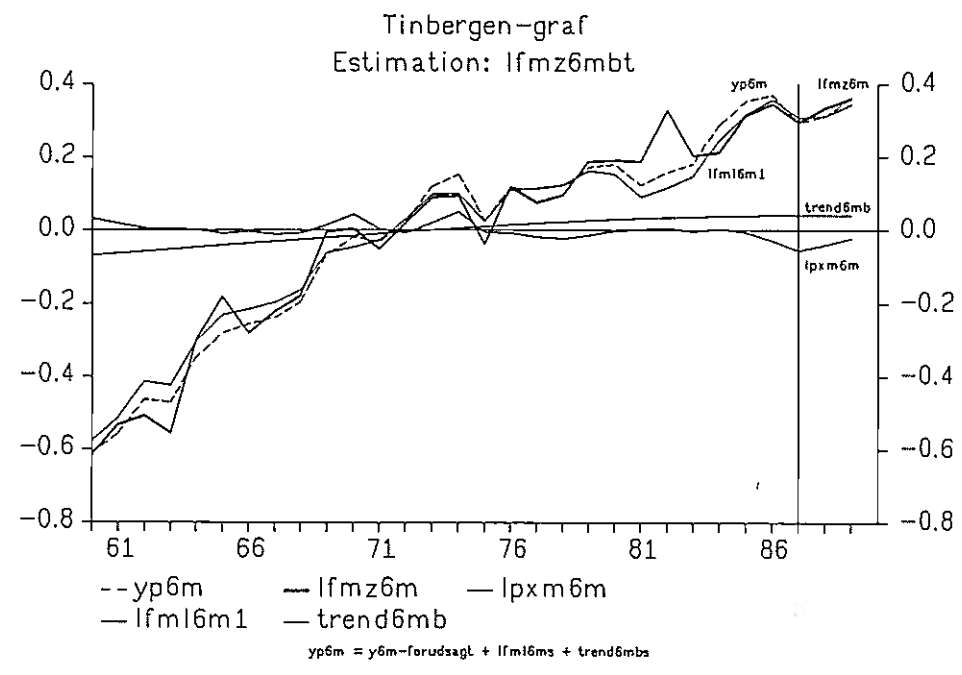
FIGUR 4:



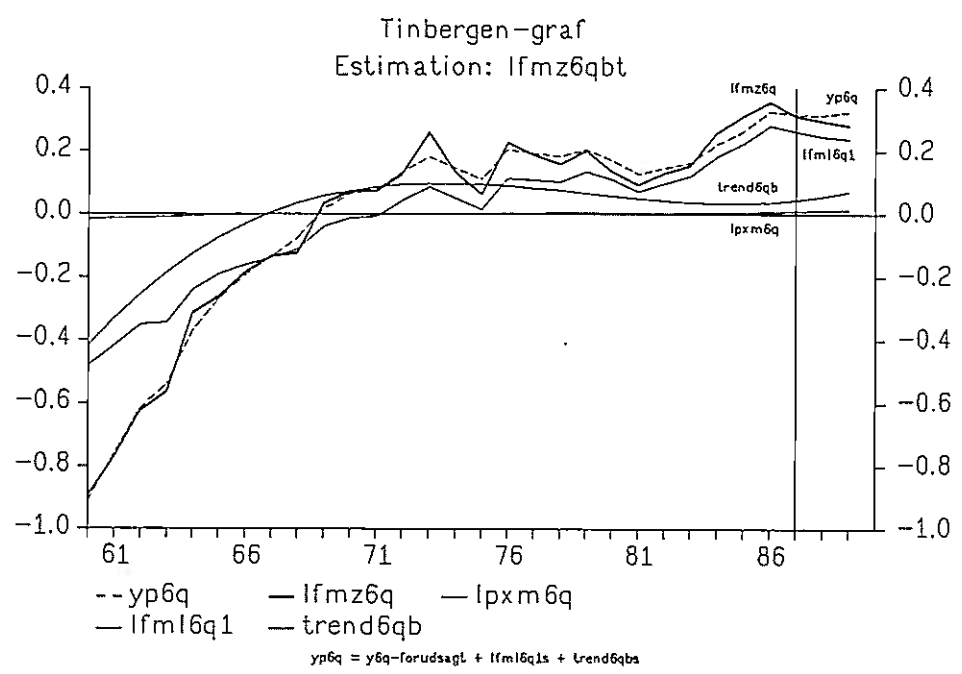
FIGUR 5:



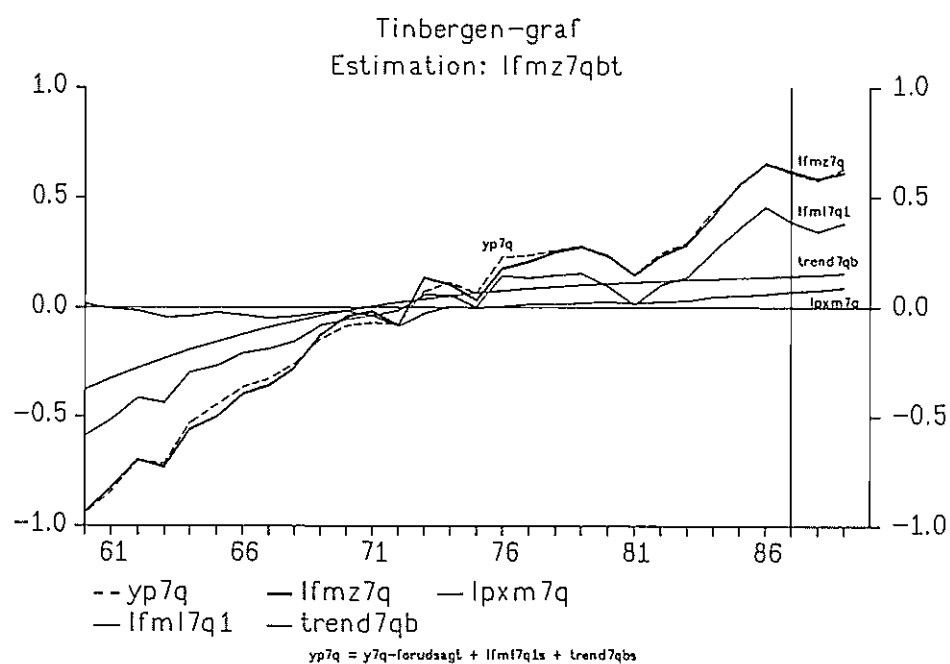
FIGUR 6:



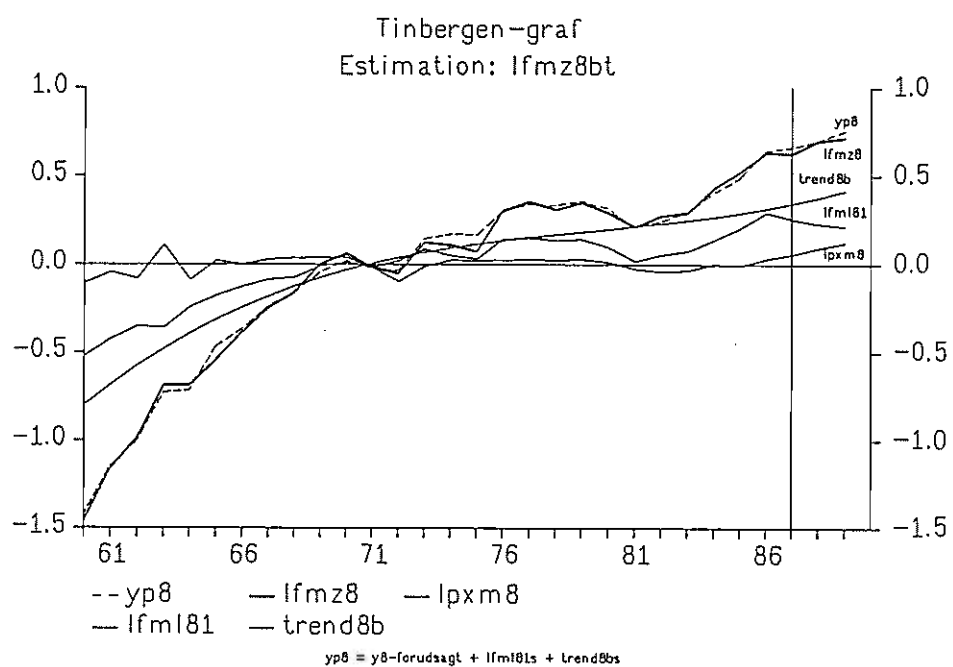
FIGUR 7:



FIGUR 8:



FIGUR 9:



Tinbergen-diagrammerne ovenfor (figur 2-9) illustrerer estimationsresultaterne for relation (5) med båndet $b=1$ (svarende til tabel 5), og de tyder på, at trenden er aftagende for varegrupperne 1, 5, 6m, 6q, 7q og 8. Der er stadig negativ trend for varegruppe 2. Kun for varegrupperne 0, 1, 7q og 8 synes der at være trend tilbage ved estimationsperiodens slutning, og kun for 8 er den af betydning. Det må bemærkes, at trenden ved periodens slutning er ret usikkert bestemt, men tendensen synes klar og stemmer med de generelle importkvoter fra figur 1. Man kan evt. ignorere både de små og den negative trend, og kun indbygge trend i relationerne for varegrupperne 1, 7q og 8. (Det viser sig som ved tidligere forsøg, at der næppe kan estimeres en tilfredsstillende relation for varegruppe 0).

Det må nævnes, at den estimerede trend i kraft af de faste vægte kan dække over både bevægelser i cellernes importandele og i de tekniske koefficienter. Fx kan det for varegruppe 2 tænkes, at der er en permanent negativ trend i de tekniske koefficienter (råstofbesparelser), men at denne i 60'erne domineres af stigende importandele forårsaget af handelsliberaliseringen.

I tabel 6 er det med et t-test undersøgt, hvorvidt indførelsen af tidspolynomiet retfærdiggør båndet $b=1$, og det ses, at der ofte fås afvisning af hypotesen uden polynomium og accept med. Undtagelsen er vare 6q. (Det skal i parentes nævnes, at t-værdierne ikke er t-fordelte, fordi vi estimerer med trendede variabler). Det må alligevel konkluderes, at vi i de nuværende relationer uden trend og med båndet $b=1$ gør vold på en del af relationerne. Det fremgår endvidere af DW teststørrelserne i tabel 2-5, der peger mod, at vi generelt har kointegration med trend, men ikke uden. Af tabel 2 fremgår det i øvrigt, at fri estimation uden trend giver efterspørgselselasticiteter større end 1 undtagen for varegruppe 2, hvor vi finder en negativ trend. Endnu et udtryk for, at vi uden trend vrider relationerne.

TABEL 6: t-test af båndet $b=1$ i relationer med (5) og uden (3) trend

	lfMz0	lfMz1	lfMz2	lfMz5	lfMz6m	lfMz6q	lfMz7q	lfMz8
uden trend	11.7	2.0	-5.4	14.6	1.6	2.2	6.3	12.2
med trend	-1.0	1.7	-0.2	1.1	-1.8	4.9	0.6	0.0

Hvad angår de øvrige parametre, ses der med båndet $b=1$ en tendens til, at indlæggelsen af trenden sænker priselasticiteterne, og det skyldes, at der er en faldende trend også i de relative priser (se figur 10 og 11 nedenfor). Vores trend her "stjæler" altså en del af priselasticiteten, eller sagt på en anden måde er det i relationen uden trend og med efterspørgselselasticiteten bundet til 1 kun de relative priser, trenden kan "slå ud i". Da de nuværende importrelationer i ADAM netop har disse to egenskaber, er det sandsynligt, at ADAM's priselasticiteter er for store (!). Priselasticiteterne estimeres her er i gennemsnit (numerisk) mindre end 0.4, hvilket på den anden side er urealistisk lavt.

I forhold til de nuværende relationer, som er estimeret til 1985, og i forhold til de tidligere forsøg med relationer med faste vægte (se TCJ 18.07.89), er der en tendens til faldende priselasticiteter.

Figur 10:

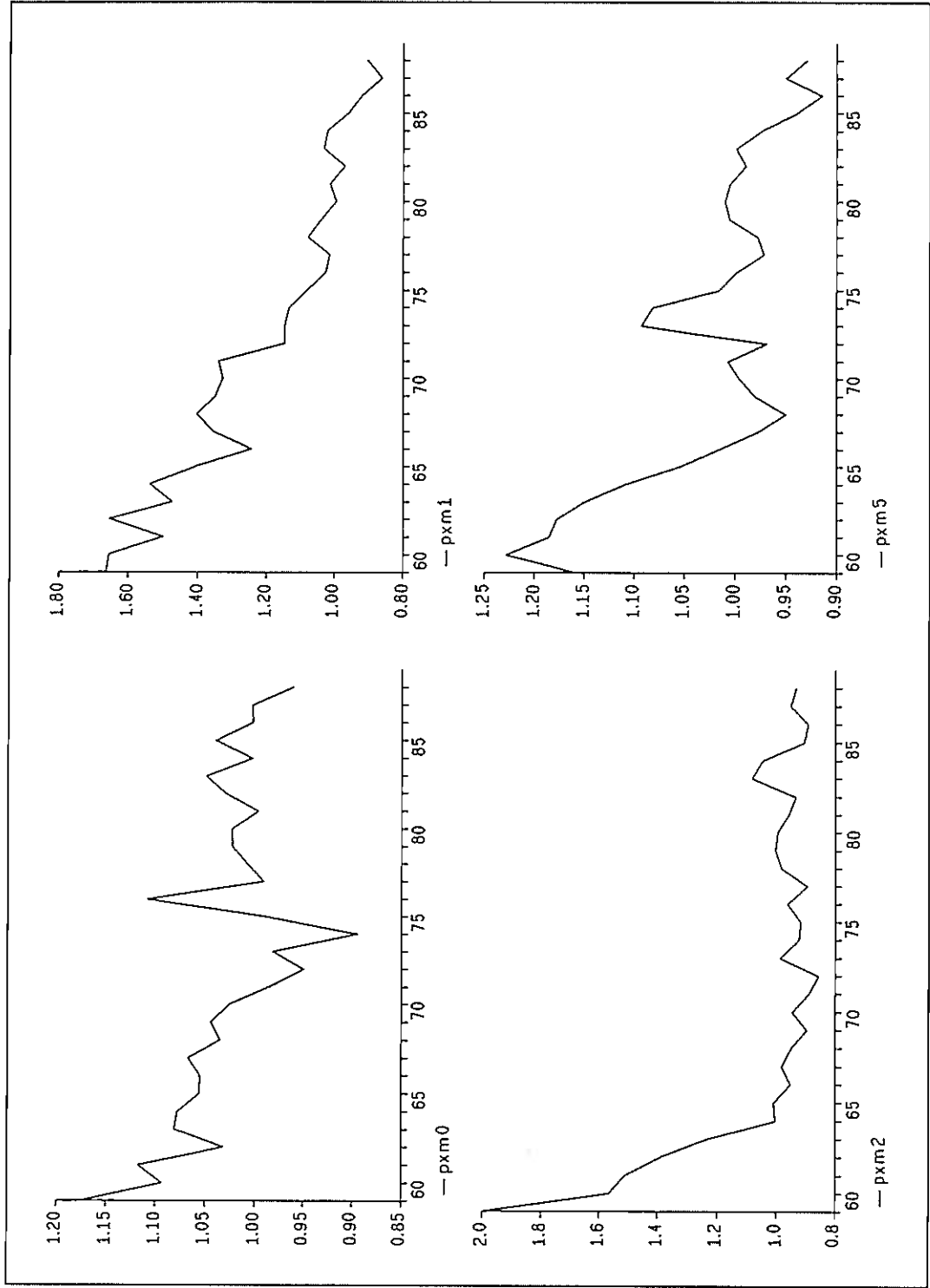
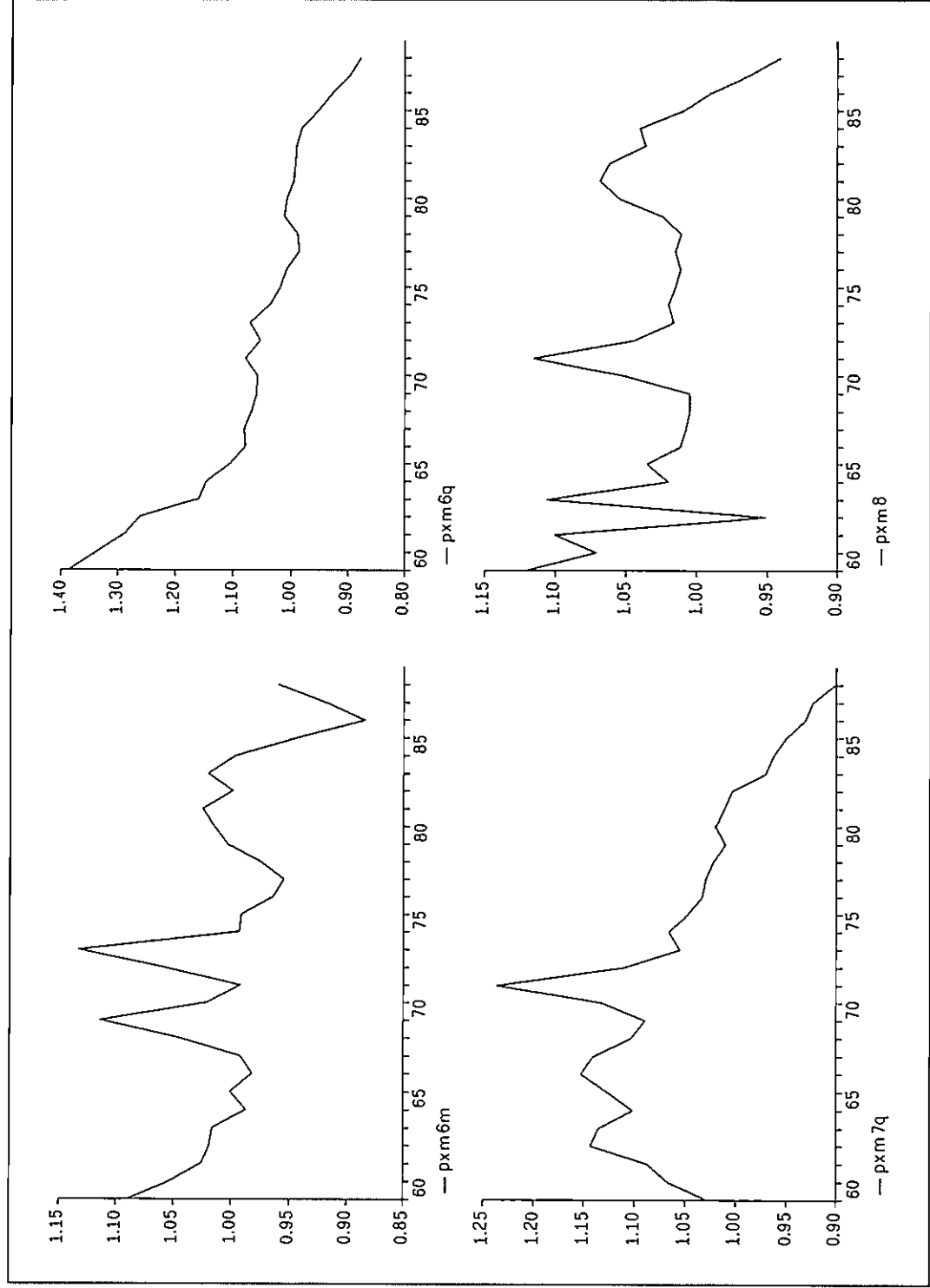


Figure 11:



En øvre grænse for importkvoterne

I specielle kørsler på nationalregnskabets I-O tabeller for 1980 findes der tal både for dansk produktion fordelt på importens SITC-varegrupper og for importen SITC-fordelt - begge for hver af de ca. 48 anvendelser (søjler). Denne information kan bruges til for hver anvendelse og importvaregruppe at beregne den samlede tilgang - fra både import og indenlandske erhverv - af en given varegruppe. Denne er efter division med søjlesummen (fD 'erne) den tekniske koefficient eller "maksimale importkvote". Lad os kalde den a_{ij} . I bilag 1 er disse for 1980 trykt (beregnet før nulstilling og kun for de varegrupper, dette papir omfatter). Tabellen bør nok nulstilles på samme måde, som vi nulstiller I-O tabellen før division med søjlesum. I modsat fald vil vi operere med maksimale importkvoter, der er for små, idet nogle leverancer udgår. Kun 53 af de ca 300 celler i tabellen i bilag 1 optræder i fMI 'erne her. Tabellen er dokumenteret i Bilag 1.

For at nå frem til en grænse for importvaregruppen i under ét, kan den maksimale import så beregnes som

$$fMz_{max_i} = \sum_j a_{ij} \cdot fD_j.$$

Under antagelsen om konstante tekniske koefficienter kan vi bruge forholdet

$$\begin{aligned} Fmz_{max_i,1980}/fMz_{i,1980} &= \sum_j a_{ij} \cdot Fd_{j,1980} / \sum_j a_{ij,1980} \cdot Fd_{j,1980} = \\ &= Fmz_{max_i,1980}/fMI_{i,1980} = k_i, \end{aligned}$$

der kan tolkes som den faktor, vi i gennemsnit skal gange 1980-importkvoterne med, for at få de maksimale importkvoter (evt. ganget med en faktor mindre end 1 for at gå med både livrem og seler) ved fremskrivninger, således at

$$(7) \quad Fmz_{max_i} = k_i \cdot fMI_{i,1980}.$$

Denne øvre grænse kan tænkes indbygget i modelligningerne til brug ved fremskrivninger.

Læg mærke til, at vi her ikke tager hensyn til, at ændringer i relative priser (eller et konjunktursving) kan rykke os op over grænsen, idet det er $fMI_{i,1980}$, der står på højresiden. Videre sikrer denne formulering ikke mod, at enkelte celler i rækkerne for varegruppe i 's konkurrerende, indenlandske erhverv bliver negative; det er blot "i gennemsnit", vi forhindrer det. Skal fortegnet sikres for hver enkelt koefficient, fordrer det en (noget mere omfattende) modellering af trenden for hver enkelt celle.

Trenden ved fremskrivninger

Polynomiets egenskaber er ikke velegnede til brug ved fremskrivninger, fordi det af natur giver accelererende trend. En mulighed er at bruge trendens niveau og hældning i slutåret til indlæggelse af en eksponentielt aftagende trend, hvis grænse er fastlagt som ovenfor. Formlen for en sådan trend er

$$y(t) = (1-K) \cdot e^{-\alpha(t-t_0)} + K$$

hvor K er grænsen for t gående mod uendelig, og t_0 og α er de parametre, der kan fastlægges ud fra trendens niveau og hældning i 1987, som er slutåret for estimationen:

$$y(t) = (1-K) \cdot e^{-\alpha(t-t_0)} + K = a + e \cdot t + f \cdot t^2 + g \cdot t^3$$

$$dy/dt = -\alpha(1-K) \cdot e^{-\alpha(t-t_0)} = e + 2 \cdot f \cdot t + 3 \cdot g \cdot t^2$$

For $t = 10 \cdot t + 1980 = 1987$ ($t = 0.7$) og givet K , kan disse to ligninger løses for α og t_0 , og vi har da fastlagt en trend til brug ved fremskrivninger. I praksis er der en tendens til, at trenden trods finten med at estimere den til 1989 slår lidt med næsen, og hældning og niveau skulle måske snarere aflæses omtrentligt på grafen eller på anden måde modereres.

K fastlægges for hver varegruppe blot som k_i fra (7). Det betyder at vi ser bort fra en eventuel uligevægt i 1980, men pyt med det - det er småting på langt sigt. Den endelige formel for langtsigtsammenhængen vil i fremskrivningsperioden komme til at se ud således ($b=1$):

$$(8) \quad \ln z_i = \ln M_{1,t} + d \cdot \ln p_{x_i} + \log(y(t))$$

hvilket bortset fra de relative priser opfylder (7) i den uendelige fremtid. Denne skitse er der ikke i denne omgang arbejdet videre med, da det i lyset af den ringe trend nok ikke er umagen værd.

Ændringsrelationer

Til slut vises i tabel 7 samt figur 12 og 13 resultatet fra en estimation i 2. trin (ændringsrelationer), hvor de laggede residualer fra estimationerne af relation (5) med båndet $b=1$ (estimationerne fra tabel 5) er brugt på højresiden.

$$(9) \quad d \ln M_{z_i} = a + b \cdot d \ln M_{1,t} + d \cdot \ln p_{x_i} + h \cdot \ln z_{i,t} \cdot \text{residual}_{1,t}$$

hvor $d \ln M_{1,t} = \text{diff}(\ln M_{1,t} + \text{trend}_t)$. Her kan parameteren b opfattes som svarende til konjunkturparameteren c i (1) og parameteren d som kortsigtspriselasticiteten. h er tilpasningsparameteren. Generelt er resultaterne pæne, men som i ADAM, november 1989, må relationerne for varegrupperne 0 og 6m

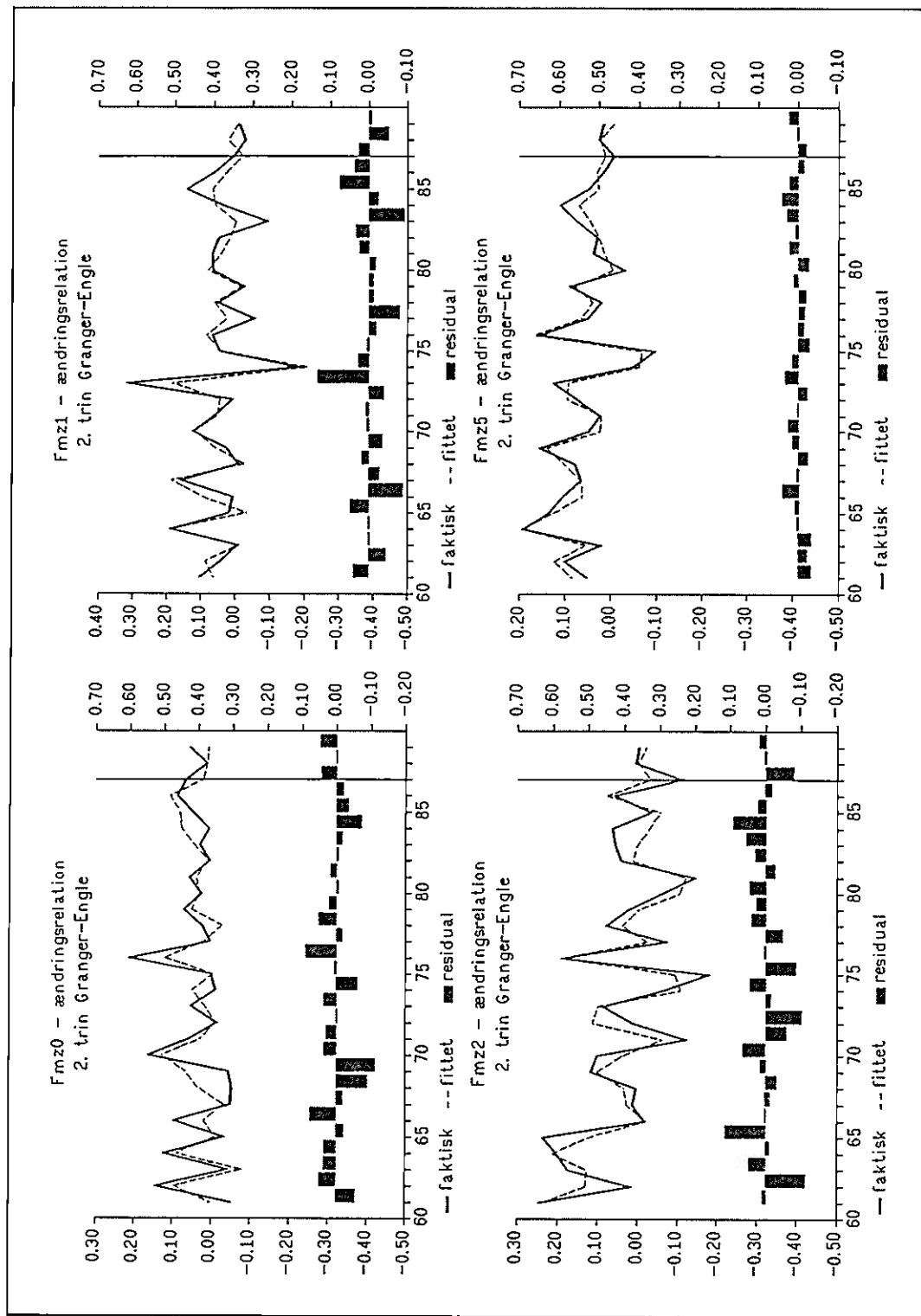
nok udgå.

Hvis man kan leve med savnet af informationen om udviklingen i de tekniske koefficienter, som er indeholdt i de nuværende importrelationer med løbende, laggede vægte, er disse relationer et godt alternativ. Hvordan trenden helt præcist behandles ved fremskrivninger er næppe centralt, da trenden er svag.

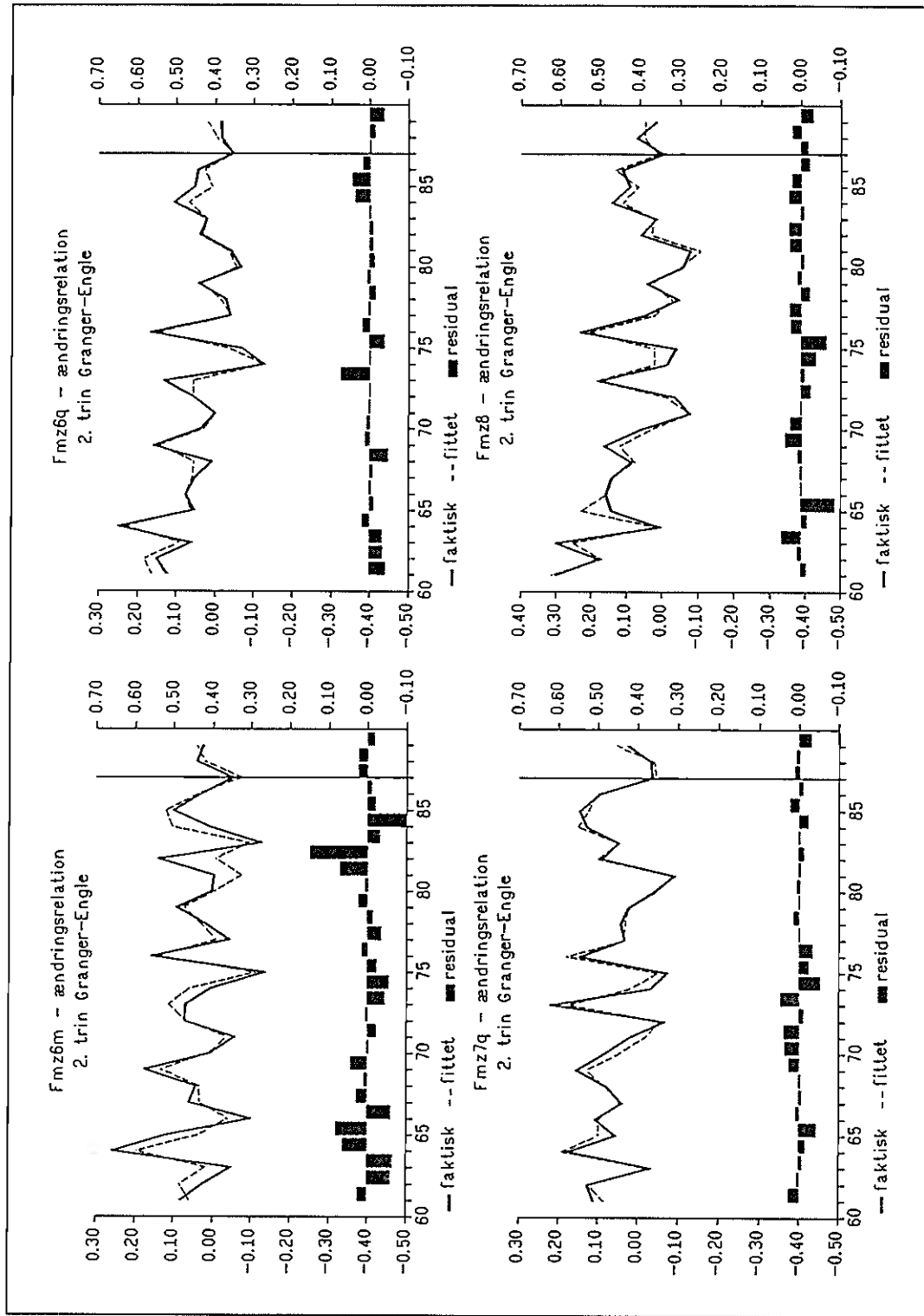
TABEL 7: Ændringsrelation (9) med trend 1961-1987

Estimation	b	d	h	a	s	DW
	konj.	pris	fejllad	konst.		
dlfMz0bt	0.848 (1.7)	0.508 (2.4)	-0.823 (3.9)	0.007 (0.3)	0.052	1.77
dlfMz1bt	1.239 (3.1)	-0.733 (4.6)	-0.982 (5.0)	-0.015 (0.8)	0.051	2.05
dlfMz2bt	1.470 (5.4)	-0.324 (2.2)	-0.651 (3.4)	-0.005 (0.4)	0.060	1.90
dlfMz5bt	1.180 (9.6)	-0.401 (3.0)	-0.564 (3.2)	-0.009 (1.1)	0.025	1.44
dlfMz6mbt	1.121 (5.0)	0.508 (2.0)	-0.681 (3.4)	-0.004 (0.3)	0.055	1.66
dlfMz6qbt	1.201 (10.5)	-0.302 (1.0)	-0.878 (4.8)	-0.013 (1.9)	0.023	1.57
dlfMz7qbt	0.994 (13.4)	-0.789 (5.6)	-0.453 (2.5)	-0.001 (0.1)	0.025	1.84
dlfMz8bt	1.117 (12.3)	-1.204 (9.5)	-0.639 (3.4)	-0.007 (0.8)	0.033	1.62
Gennemsnit (vejjet)	1.1012	-0.3311	-0.6550	-0.0026		

Figur 12:



Figur 13:



Afslutning

Det er tydeligt, at en udeladelse af trenden i importrelationerne forvrider dem: den bør inddrages i en eller anden form i estimationerne. Derimod ser trenden i det store og hele ud til at være forsvundet ved estimationsperiodens slutning. hvilket taler for ikke at justere de nuværende importrelationer ved fremskrivninger - varegruppe m8 måske undtaget. Der ser ud til at være en modstrid mellem denne konklusion og det faktum, at den danske eksport vokser 1-2 pct. kraftigere end BNP i de danske aftagerlande. Måske er der i udlandet stadig effekter af fjernelse af handelsrestriktioner, som i Danmark for længst er afviklet.

En indførelse af trenden som foreslået her, vil give en moderat trend og kun i nogle varegrupper. En garanti mod negative I-O koefficienter kan metoden dog ikke give, men med den beskedne trend er risikoen ikke stor. Ejheller sikres det ved lange fremskrivninger, at der ikke opstår vrid mellem import og eksport grundet eksportforudsætninger, som er uforenelige med den indlagte trend i importen. Det er for at sikre mod noget sådant (det sidste), at det er blevet foreslået, at lade trenden i importkvoterne følge forskellen mellem væksten i den danske eksport og den danske produktion. Det vil sikre mod at den danske handelsbalance går mod enten plus eller minus uendelig i fremskrivninger, men synes ikke at være i overensstemmelse med erfaringerne fra 70'erne og 80'erne.

I betragtning af trendens lille størrelse, må det erkendes, at en indbygning af trenden til fremskrivninger som foreslået ovenfor, er for omstændelig og indviklet; især i betragtning af, at fuldstændig sikkerhed mod negative I-O koefficienter ikke opnås. Det betyder videre, at gevinsten ved at indføre faste vægte måske ikke står mål med tabet af informationen om de tekniske koefficienter. En simpel mulighed er at indføre en knækket trend, som figur 1 antyder, i de nuværende relationer i form af to konstantled; et stort i 60'erne og et lille derefter. Det sidste vil være så lille, at det kan bruges ved fremskrivninger.

Et andet problem, som ikke er blevet taget op her, er trenden i alle de eksogene importkvoter. Det drejer sig om import af energi, biler og skibe mm., en del importkvoter fx til eksport og offentlig sektor, som ikke indgår i fMz'erne, samt import af tjenester. En indlæggelse af en trend bør for fuldstændighedens skyld medføre, at også disse undersøges for en trend.

Endelig skal det lige nævnes, at relationer med veldefinerede langsigtsegenskaber, som niveaurelationerne (3) og (5), måske kan tænkes at blive kombineret med ændringsrelationer, der ligner de nuværende, med udnyttelse af informationen fra de løbende koefficienter. Det er ikke lykkedes at opstille sådanne.

BILAG I

De maksimale importkvoter fordelt på SITC (a_{ij})
1980 ikke-mulstillet matrix

Anvendelse	A	B	NG	NE	NF	NN	NB	NM	NK	NQ	B	QH	QS	QT	QF	QQ	H	O	QI
Vare																			
SITC 0	0.25384	0.00002	0.00000	0.00001	0.63252	0.12486	0.00034	0.00008	0.00017	0.00651	0.00132	0.00003	0.00011	0.00001	0.00004	0.03059	0.00000	0.01131	M
SITC 1	0.00008	0.00036	0.00003	0.00028	0.00034	0.08679	0.00039	0.00031	0.00031	0.00272	0.00044	0.00020	0.00071	0.00024	0.00031	0.01450	0.00007	0.00101	M
SITC 2	0.00999	0.00022	0.00002	0.00011	0.03372	0.00534	0.13154	0.00809	0.00376	0.04925	0.03781	0.02653	0.00038	0.00010	0.00016	0.00135	0.00003	0.00185	M
SITC 5	0.05434	0.00174	0.00364	0.00106	0.01253	0.00998	0.03124	0.02376	0.01645	0.28167	0.03087	0.01413	0.00602	0.00118	0.00146	0.00586	0.00010	0.01159	M
SITC6m	0.00061	0.00338	0.00058	0.00065	0.01407	0.03852	0.04340	0.17217	0.15274	0.01951	0.00868	0.05550	0.00467	0.00057	0.00039	0.00149	0.00001	0.00083	M
SITC6q	0.00336	0.00410	0.00057	0.00186	0.01975	0.05734	0.09212	0.02341	0.02341	0.04094	0.20744	0.13123	0.01762	0.00160	0.00391	0.00683	0.00029	0.00594	M
SITC7q	0.00164	0.01119	0.00288	0.00358	0.00183	0.00589	0.00936	0.12264	0.21677	0.00892	0.00964	0.06562	0.00238	0.00318	0.01140	0.03293	0.00004	0.00551	M
SITC 8	0.00424	0.01079	0.00093	0.00520	0.00849	0.01280	0.00925	0.02316	0.01854	0.03706	0.08749	0.03657	0.01968	0.00449	0.00600	0.02777	0.00108	0.02962	M
Anvendelse	CF	CN	CI	CE	CG	CB	CV	CH	CK	CS	CT	ET	CO	IM	IB	IT	ILEKSPORT		
Vare																			
SITC 0	0.53384	0.00000	0.00676	0.00527	0.00000	0.00000	0.00199	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00126	-0.06510	0.24538	
SITC 1	0.00000	0.23191	0.00030	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00647	
SITC 2	0.00176	0.00000	0.03562	0.00382	0.00000	0.00000	-0.01193	0.00000	0.00000	0.00008	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00337	0.00000	0.00456	0.05225		
SITC 5	0.00025	0.00000	0.05569	0.00000	0.00176	0.00000	0.00069	0.00000	0.00000	0.00049	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.03008	0.05885		
SITC6m	0.00000	0.00000	0.00556	0.00000	0.00000	0.00000	0.02850	0.00000	0.00000	0.00058	0.00000	0.00000	0.00000	0.03243	0.00000	-0.06348	0.03699		
SITC6q	0.00000	0.00067	0.04680	0.00000	0.00000	0.00000	0.09108	0.00000	0.00000	0.00944	0.00000	0.00000	0.00000	0.02309	0.00000	0.05908	0.04874		
SITC7q	0.00000	0.00000	0.00200	0.00000	0.00000	0.08600	0.12171	0.00000	0.00000	0.00253	0.00000	0.00000	0.00000	0.45052	0.00000	-0.08625	0.13563		
SITC 8	0.00000	0.00000	0.27215	0.00000	0.00000	0.00000	0.20597	0.00000	0.00000	0.00075	0.00000	0.00000	0.00000	0.08699	0.00000	0.03035	0.09224		

Hver af de 13 rækker er altså en række med søjlesummer fra de 13 matricer. Lad os kalde disse to matricer I og U (I for indenlandske leverancer og U for udenlandske). I+U indeholder da de samlede leverancer af varer (ikke tjenester), og divideres hver søjle i+U med fD_j fra ADAMBK fås de tekniske koefficienter eller maksimale importkvoter som gengivet ovenfor: $a_{ij} = (u_{ij} + i_{ij})/F d_j$. På tilsvarende måde kunne man beregne importandelene i hver celle ved $u_{ij}/(u_{ij} + i_{ij})$. De viste maksimale importkvoter er for små i forhold til ADAMs nulstillede matrix. I denne er der ført leverancer fra flertallet af nationalregnskabets celler til det mindretal af celler, der optræder i ADAM. ADAMs celler er derfor generelt større end de tilsvarende i nationalregnskabets materiale. Derfor burde matricen I+U egentlig nulstilles efter samme princip som ADAMs I-O tabel før division med fD 'erne.

Det skal i øvrigt nævnes, at de samlede leverancer i I (summen af søjlesummerne) er ca 20 % mindre end produktionen i de primære og sekundære erhverv ($fXa + fXe + fXb + fXn$) i ADAMBK 1980. Det skyldes sandsynligvis, at disse erhverv leverer end del tjenester, mens tjenesteerhvervene kun i ringe grad leverer varer.

BILAG2

IKBUND89.LST
 ESTIMATION AF LOG-LINEÆRE NIVEAURELATIONER 1960-89
 UDEN BÅND PÅ INDK. ELAST., MED TREND

LFMZ0TIB

OLS-estimation

30 observationer fra 1960 til 1989

Dato: 23 APR 1991

log(fmz0)

$$\begin{aligned}
 = & 0.54451 * \log(\text{fml01}) + 0.29047 * \log(\text{pxm0}) \\
 & (1.15562) \quad (0.98757) \\
 & + 0.34382 * (\text{tid}-1980)/10 + 0.02029 * ((\text{tid}-1980)/10)**2 \\
 & (4.48631) \quad (0.56451) \\
 & - 0.01203 * ((\text{tid}-1980)/10)**3 + 4.15566 \\
 & (0.57229) \quad (0.96487)
 \end{aligned}$$

RSS 0.0691 s 0.0537 vside gns 8.9489
 R² 0.9781 R² korr 0.9735 F 5, 24 214.305
 D.W.(1) 1.5582 DW(2) 2.0404

LFMZ1TIB

OLS-estimation

30 observationer fra 1960 til 1989

Dato: 23 APR 1991

log(fmz1)

$$\begin{aligned}
 = & 1.68468 * \log(\text{fml11}) - 0.45776 * \log(\text{pxm1}) \\
 & (4.10139) \quad (2.27809) \\
 & - 0.03119 * (\text{tid}-1980)/10 + 0.06857 * ((\text{tid}-1980)/10)**2 \\
 & (0.42568) \quad (1.51318) \\
 & + 0.02262 * ((\text{tid}-1980)/10)**3 - 4.83092 \\
 & (1.20032) \quad (1.65795)
 \end{aligned}$$

RSS 0.0645 s 0.0518 vside gns 6.8386
 R² 0.9851 R² korr 0.9820 F 5, 24 317.379
 D.W.(1) 2.1108 DW(2) 2.5329

LFMZ2TIB

OLS-estimation

30 observationer fra 1960 til 1989

Dato: 23 APR 1991

log(fmz2)

$$\begin{aligned}
 = & 0.92123 * \log(\text{fml21}) - 0.48924 * \log(\text{pxm2}) \\
 & (2.44886) \quad (1.95841) \\
 & - 0.19107 * (\text{tid}-1980)/10 - 0.00118 * ((\text{tid}-1980)/10)**2 \\
 & (3.17479) \quad (0.02283)
 \end{aligned}$$

$$+ 0.04924 * ((tid-1980)/10)**3 + 0.63688$$

(0.96055) (0.19712)

RSS 0.1077 s 0.0670 vside gns 8.4583
R² 0.9471 R² korr 0.9360 F 5, 24 85.8604
D.W.(1) 1.3254 DW(2) 2.0379

LFMZ5TIB

OLS-estimation

30 observationer fra 1960 til 1989

Dato: 23 APR 1991

log(fmz5)

$$= 1.23184 * \log(fml51) - 0.61871 * \log(pxm5)$$

(5.94803) (3.97836)

$$+ 0.06535 * (tid-1980)/10 - 0.07612 * ((tid-1980)/10)**2$$

(1.36769) (3.59751)

$$- 0.01963 * ((tid-1980)/10)**3 - 2.09450$$

(1.24605) (1.10213)

RSS 0.0213 s 0.0298 vside gns 8.8740
R² 0.9971 R² korr 0.9965 F 5, 24 1674.99
D.W.(1) 0.9981 DW(2) 2.0722

LFMZ6MTIB

OLS-estimation

30 observationer fra 1960 til 1989

Dato: 23 APR 1991

log(fmz6m)

$$= 0.55058 * \log(fml6m1) + 0.46626 * \log(pxm6m)$$

(2.18195) (1.84157)

$$+ 0.10687 * (tid-1980)/10 - 0.00096 * ((tid-1980)/10)**2$$

(2.17854) (0.02455)

$$+ 0.02720 * ((tid-1980)/10)**3 + 4.10078$$

(1.01654) (1.77659)

RSS 0.0718 s 0.0547 vside gns 8.9567
R² 0.9702 R² korr 0.9640 F 5, 24 156.340
D.W.(1) 1.8033 DW(2) 2.7267

LFMZ6QTIB

OLS-estimation

30 observationer fra 1960 til 1989

Dato: 23 APR 1991

log(fmz6q)

$$= 1.66577 * \log(fml6q1) - 0.07574 * \log(pxm6q)$$

(12.3646) (0.30099)

$$- 0.15966 * (tid-1980)/10 + 0.01105 * ((tid-1980)/10)**2$$

(7.31757) (0.49037)

+ 0.05194 * ((tid-1980)/10)**3 - 6.12978
(2.69606) (4.91432)

RSS 0.0127 s 0.0230 vside gns 9.1100
R² 0.9961 R² korr 0.9953 F 5, 24 1220.43
D.W.(1) 1.6651 DW(2) 1.9543

LFMZ7QTIB

OLS-estimation

30 observationer fra 1960 til 1989

Dato: 23 APR 1991

log(fmz7q)

= 1.05484 * log(fml7q1) - 0.54149 * log(pxm7q)
(10.7320) (2.50359)

+ 0.05344 * (tid-1980)/10 - 0.03938 * ((tid-1980)/10)**2
(1.59285) (1.89059)

+ 0.02274 * ((tid-1980)/10)**3 - 0.54111
(1.47714) (0.55971)

RSS 0.0215 s 0.0300 vside gns 9.5417
R² 0.9964 R² korr 0.9957 F 5, 24 1332.32
D.W.(1) 1.0595 DW(2) 1.4398

LFMZ8TIB

OLS-estimation

30 observationer fra 1960 til 1989

Dato: 23 APR 1991

log(fmz8)

= 1.00450 * log(fml81) - 1.24903 * log(pxm8)
(6.42602) (5.80996)

+ 0.14910 * (tid-1980)/10 + 0.01593 * ((tid-1980)/10)**2
(8.03551) (0.54240)

+ 0.09517 * ((tid-1980)/10)**3 + 0.00390
(4.67014) (0.00277)

RSS 0.0336 s 0.0374 vside gns 8.6974
R² 0.9963 R² korr 0.9955 F 5, 24 1276.21
D.W.(1) 1.2339 DW(2) 2.1576

BUND89.LST
 ESTIMATION AF LOG-LINEÆRE NIVEAURELATIONER 1960-89
 MED BÅND PÅ INDK. ELAST., MED TREND

LFMZ0BTIB

OLS-estimation

30 observationer fra 1960 til 1989

Dato: 23 APR 1991

log(fmz0)-log(fml01)

$$\begin{aligned}
 = & 0.16952 * \log(\text{pxm0}) + 0.27278 * (\text{tid}-1980)/10 \\
 & (0.63768) \quad (12.5622) \\
 & + 0.01366 * ((\text{tid}-1980)/10)**2 - 0.01611 * ((\text{tid}-1980)/10)**3 \\
 & (0.38784) \quad (0.78336) \\
 & - 0.00783 \\
 & (0.44539)
 \end{aligned}$$

RSS 0.0718 s 0.0536 vside gns -0.1161
 R² 0.9376 R² korr 0.9277 F 4, 25 93.9796
 D.W.(1) 1.6113 DW(2) 2.1377

LFMZ1BTIB

OLS-estimation

30 observationer fra 1960 til 1989

Dato: 23 APR 1991

log(fmz1)-log(fml11)

$$\begin{aligned}
 = & - 0.43892 * \log(\text{pxm1}) + 0.06768 * (\text{tid}-1980)/10 \\
 & (2.11391) \quad (1.52042) \\
 & + 0.02056 * ((\text{tid}-1980)/10)**2 + 0.02566 * ((\text{tid}-1980)/10)**3 \\
 & (0.56787) \quad (1.32195) \\
 & + 0.02590 \\
 & (1.38958)
 \end{aligned}$$

RSS 0.0719 s 0.0536 vside gns -0.1003
 R² 0.9271 R² korr 0.9154 F 4, 25 79.4641
 D.W.(1) 1.9958 DW(2) 2.3662

LFMZ2BTIB

OLS-estimation

30 observationer fra 1960 til 1989

Dato: 23 APR 1991

log(fmz2)-log(fml21)

$$\begin{aligned}
 = & - 0.47994 * \log(\text{pxm2}) - 0.20003 * (\text{tid}-1980)/10 \\
 & (1.99072) \quad (4.81820) \\
 & - 0.00133 * ((\text{tid}-1980)/10)**2 + 0.04608 * ((\text{tid}-1980)/10)**3 \\
 & (0.02616) \quad (0.95912)
 \end{aligned}$$

- 0.03965
(1.81252)

RSS 0.1079 s 0.0657 vside gns -0.0099
R² 0.8262 R² korr 0.7984 F 4, 25 29.7087
D.W.(1) 1.2958 DW(2) 1.9983

LFMZ5BTIB

OLS-estimation

30 observationer fra 1960 til 1989

Dato: 23 APR 1991

log(fmz5)-log(fml51)

$$= -0.66916 * \log(\text{pxm5}) + 0.11710 * (\text{tid}-1980)/10$$

(4.47301) (9.6187)

$$- 0.07639 * ((\text{tid}-1980)/10)**2 - 0.00989 * ((\text{tid}-1980)/10)**3$$

(3.59195) (0.74943)

$$+ 0.03290$$

(3.39195)

RSS 0.0225 s 0.0300 vside gns -0.1140
R² 0.9822 R² korr 0.9794 F 4, 25 345.325
D.W.(1) 1.0745 DW(2) 2.0848

LFMZ6MBTIB

OLS-estimation

30 observationer fra 1960 til 1989

Dato: 23 APR 1991

log(fmz6m)-log(fml6m1)

$$= 0.40068 * \log(\text{pxm6m}) + 0.03079 * (\text{tid}-1980)/10$$

(1.53429) (1.22445)

$$- 0.01595 * ((\text{tid}-1980)/10)**2 - 0.00362 * ((\text{tid}-1980)/10)**3$$

(0.40252) (0.17002)

$$- 0.01014$$

(0.54761)

RSS 0.0813 s 0.0570 vside gns -0.0370
R² 0.2648 R² korr 0.1472 F 4, 25 2.2511
D.W.(1) 1.3449 DW(2) 2.3838

LFMZ6QBTIB

OLS-estimation

30 observationer fra 1960 til 1989

Dato: 23 APR 1991

log(fmz6q)-log(fml6q1)

$$= -0.03528 * \log(\text{pxm6q}) - 0.08344 * (\text{tid}-1980)/10$$

(0.10080) (3.88486)

$$+ 0.02615 * ((\text{tid}-1980)/10)**2 + 0.09341 * ((\text{tid}-1980)/10)**3$$

(0.84174) (3.87050)

+ 0.03422
(3.04784)

RSS 0.0255 s 0.0320 vside gns -0.0254
R² 0.9540 R² korr 0.9466 F 4, 25 129.606
D.W.(1) 1.7876 DW(2) 2.2525

LFMZ7QBTIB

OLS-estimation

30 observationer fra 1960 til 1989

Dato: 23 APR 1991

log(fmz7q)-log(fml7q1)

= - 0.56856 * log(pxm7q) + 0.06077 * (tid-1980)/10
(2.73545) (1.99621)

- 0.03548 * ((tid-1980)/10)**2 + 0.02786 * ((tid-1980)/10)**3
(1.83365) (2.28614)

- 0.00175
(0.17025)

RSS 0.0218 s 0.0295 vside gns -0.1396
R² 0.9776 R² korr 0.9740 F 4, 25 273.005
D.W.(1) 1.0377 DW(2) 1.4496

LFMZ8BTIB

OLS-estimation

30 observationer fra 1960 til 1989

Dato: 23 APR 1991

log(fmz8)-log(fml81)

= - 1.24945 * log(pxm8) + 0.14942 * (tid-1980)/10
(5.94551) (10.1758)

+ 0.01609 * ((tid-1980)/10)**2 + 0.09553 * ((tid-1980)/10)**3
(0.56948) (6.04710)

+ 0.04444
(2.96925)

RSS 0.0336 s 0.0366 vside gns -0.1916
R² 0.9907 R² korr 0.9892 F 4, 25 665.849
D.W.(1) 1.2368 DW(2) 2.1587

Den personlige skattepligtige indkomst II

Resumé:

Dette modelgruppepapir arbejder videre på resultaterne fra tidligere papir med samme titel (TT 03.09.90). Et af hovedformålene har været at få koefficienterne til især restindkomst og renteindtægter tilbage til plausible niveauer, når estimationsperioden udvides, samt at finde en forklaring på den trend, der tilsyneladende er i Y_s -udviklingen fra sidst i 1970'erne. Der inddrages supplerende information fra indkomst- og formuestatistikken i undersøgelsen. Der stilles forslag om at modificere den nuværende Y_s -relations variabler.

F:\wp\pb\310191.pb

Nøgleord: skat, fradrag, skattepligtig indkomst

Indledning

Den personlige skattepligtige indkomst, Y_s , bestemmes i ADAM i en stokastisk relation. ligning nr. 609. I bestemmelsen af slutskatterne vil Y_s være den helt afgørende variabel.¹ I dette papir foretages en nærmere undersøgelse af de problemer, der er knyttet til bestemmelsen i modellen af Y_s . Der skal for det første klares en overgang mellem to statistiksystemer (fra nationalregnskabet, hvorpå størstedelen af ADAM bygger, til skattestatistikken), og for det andet skal der tages højde for de fradrag, der ikke er specificeret i modellen. Jeg skal vende tilbage til disse problemer senere.

Relationen for Y_s er for nylig blevet eftergået.² Der er her kigget særligt på lagkonstruktioner, på mulige transformationer af variable og på særlige problemer belyst ved forskellige dummy-variabler, uden at der dog er taget nærmere stilling til de mange forslag, der gives til en ny relation for Y_s . Der er heller ikke ændret i de nuværende variabelafgrænsninger eller brugt supplerende information fra andre statistikkilder.

Et af hovedproblemerne er, at koefficienterne til især restindkomst og renteindtægter har tendens til at falde, når estimationsperioden udvides, til et niveau under det, man a priori ville finde acceptabelt. Målet med dette papir er derfor bl.a. at få parametrene tilbage til plausible niveauer.

I perioden 1979-85 har relationen haft tendens til at overvurdere ændringen i Y_s . Dette er der forsøgt rettet op på ved at indsætte en dummy-variabel i den pågældende periode. Da relationen er estimeret i ændringer, opfanger denne dummy en (negativ) trend i Y_s begyndende i 1979, svarende til at Y_s fra 1979 sammenlagt formindskes med ca. 3375 mio kr. hvert år.

I dette papir vil jeg først se på en modificering af Y_s -relationens variabler. Dette har ikke direkte noget med resten af papiret at gøre. Derefter vil jeg med baggrund i supplerende statistikkilder forsøge at finde en forklaring på den indsatte dummy-variabel, samt vurdere parametrenes størrelse. Til sidst forsøges med dummy- og lag-variation i en detaljeret undersøgelse af relationen.

¹Jf. modelgruppepapir PUD 22.11.90

²Jf. modelgruppepapir TT 03.09.90

Den nuværende relation

I den nuværende relation indgår følgende variabler i bestemmelsen af den skattepligtige indkomst:

Ys = Skattepligtig personlig indkomst

Yrs = Restindkomst til selskaber

Skug = Skattegodtgørelse i forb. med udlodning af selskabsudbytte

Yat = Hjelpevariabel i Ys-relationen

$$Yat = Ya + Tysb \cdot kya$$

Ya = A-indkomst

Tysb = B-skattepligtige indkomstoverførsler

kya = korrektionsfaktor i Ya-relationen

Yrr1 = Hjelpevariabel for restindkomst i Ys-relationen

$$Yrr1 = Yrp + 0.2 \cdot Yrh - 0.5 \cdot Ipv4$$

Yrp = restindkomst til personer

Yrh = bruttoestindkomst i boligbenyttelse

Ipv4 = hjelpevariabel for skattemæs. afskriv. til Ys

Tipp1 = Private ikke-finansielle sektors renteindtægter

$$Tipp1 = Tipn - (Tinn - Tono[-1]) - Tii + Yfqi$$

Tipn = Priv. sektors indtægter af renter + udbytter, netto

Tinn = Nationalbankens nettorenteindtægter

Tono = Overskud udbetalt fra Nationalbanken til staten

Tii = Forsikringssektorens nettorenteindtægter m.m.

Yfqi = Bruttofaktorindkomst i < imputerede fin. tjenester >

Den nuværende relation er estimeret i ændringer over perioden 1960-1980 efter følgende specifikation:

$$D(Ys - Skug - 0.023 \cdot Yrs[-1]) = \\ \beta_1 \cdot D(Yat) + \\ \beta_2 \cdot D(0.5 \cdot Yrr1 + 0.5 \cdot Yrr1[-1]) + \\ \beta_3 \cdot D(0.875 \cdot Tipp1 + 0.125 \cdot Tipp1[-1])$$

Lagstrukturen svarer til et lag på hhv. ½ og ⅓ år.

Modificering af Ys-relationen

Inden jeg går videre, skal der lige klares nogle mindre problemer vedrørende afgrænsningen af de indgående variabler. Disse problemer har ikke direkte forbindelse med temaerne nævnt i indledningen.

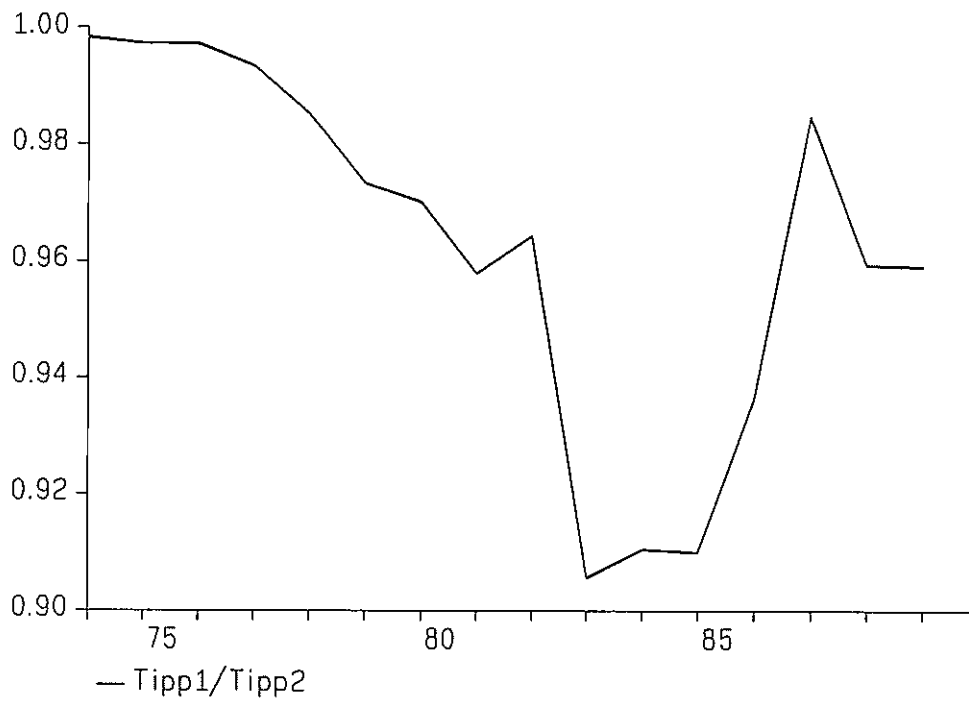
For det første foreslås en ændring af Tipp1, der er en tilnærmelse af den private ikke-finansielle sektors nettorenteindtægter. Brugen af Yfqi har altid været betragtet som en nødløsning, hvorfor Yfqi her udskiftes med Tibn (pengeinstitutters, andelskassers og postgirokontorets nettoindtægter i form af renter og udbytter). Herved opereres der med et Tipp2-led i stedet for Tipp1. Figur 1 nedenfor illustrerer forskellen mellem de to rente-led.³

Et andet forslag til modificering af relationen er en ændring af koefficienten til selskabsindkomsten, der indgår i venstresidevariablen (koefficienten er sat a priori). Dette led er en approksimation til de skattepligtige aktieudbytter. Af figur 2 fremgår det, at den nuværende koefficient på 0.023 nok er i overkanten; i stedet foreslås 0.016. Grafen er fremkommet ved at sætte indkomststatistikens aktieudbytte i forhold til ADAMBKs restindkomst til selskaber, lagget en periode.

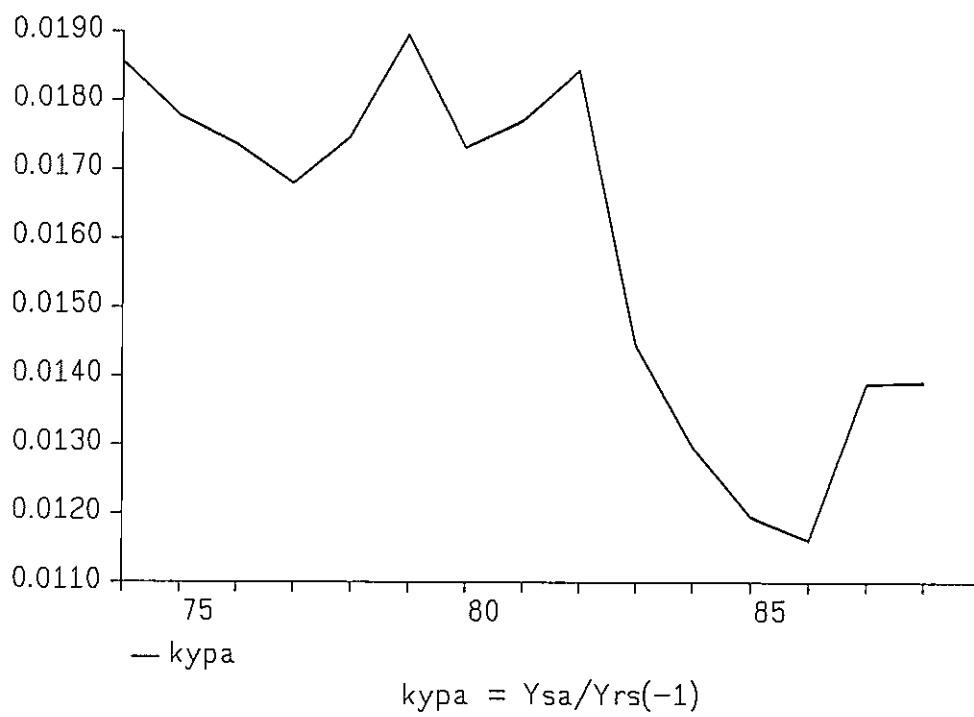
Som en tredje modificering foreslås at erstatte Yat-hjælpevariablen med Yat2, hvor sociale bidrag fra medlemmer til arbejdsløshedsforsikring, Safm, er fratrukket. Variablen bestemmes i forvejen i ADAM, men som fradrag har den været dækket af parametren til Yat. Betydningen af variablen er øget betragteligt i de senere år, hvilket begrundes, at den indføres udtrykkeligt her. Figur 3 viser sammenhængen mellem de to Yat-led.

³Jf. Arbejdsnotat nr. 24, s. 82, og modelgruppepapir KS 03.02.87.

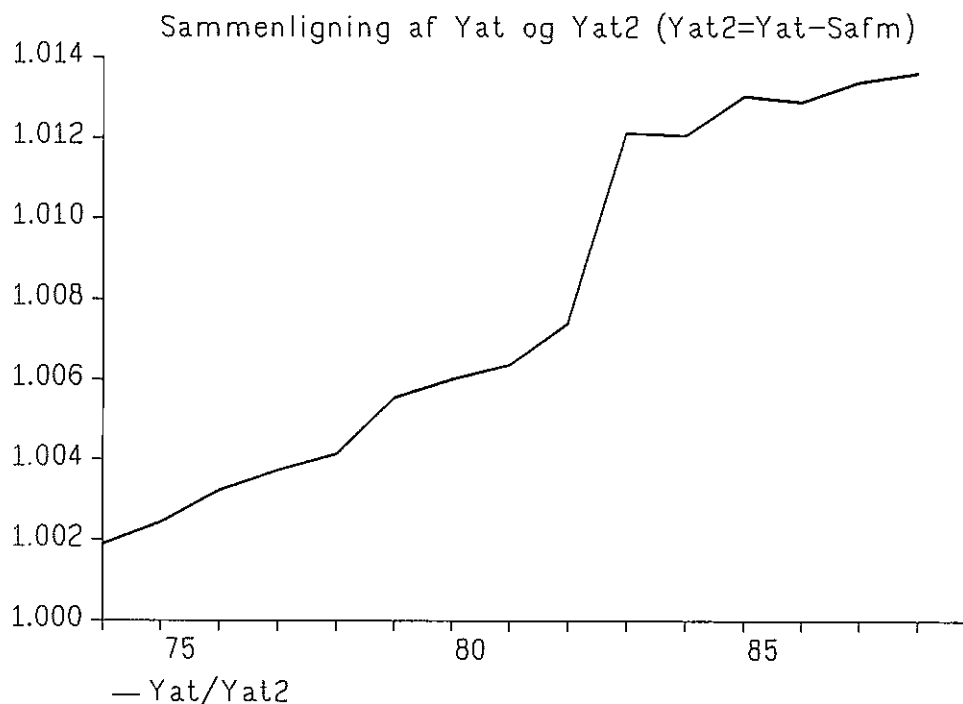
Figur 1:



Figur2:



Figur3:



Trinvis overgang fra oprindelig til modificeret relation

Udgangspunktet for dette papir er estimation 10 fra modelgruppepapiret TT 03.09.90, hvor Ys-relasjonen er estimeret i nominelle ændringer i perioden 1960-86. Der er medtaget en dummy fra 1979-86 samt konstantled.

For at undersøge de ovenfor nævnte modificeringers indflydelse på parametrene har jeg foretaget et lille "eksperiment", hvor jeg trinvist gennemfører ændringerne af relationen. Det skal her understreges, at udgangspunktet ikke er estimation 10 præcist som den fremstår i TT's papir. For det første er 1987 kommet med som endeligt år og indgår derfor i min estimationsperiode. For det andet har jeg valgt af slå dummy'en fra i 1986 (og 1987), ligesom lagget på Tipp1 er ændret fra $\frac{1}{8}$ til $\frac{1}{4}$ (i foregribelse af resultater i de følgende afsnit).

Resultatet af den trinvis overgang ses i bilag 2.

Først er koefficienten til aktieudbyttet ændret fra 0.023 til 0.016. Dette har praktisk talt ingen indflydelse på parametrene, og denne ændring bibeholdes i det følgende.

Dernæst er Yat erstattet af Yat2, hvor Safm er fratrukket. Resultatet er en forholdsvis stor stigning i koefficienterne til Tipp1, en lille stigning i Yat2-koefficienten som forventet, mens koefficienten til Yrr1 forbliver uændret.

Som et tredje trin er Tipp1 erstattet med Tipp2, hvilket bevirker at både koefficienten til Yat2 og til Tipp2 falder, mens koefficienten til Yrr1 stiger. Endvidere er spredningen steget noget.

Til sidst er vist et eksempel med Tipp2 (og koefficientændring til Yrs[-1]) som eneste modificering. Koefficienterne til Yat og Tipp2 falder her temmelig meget, mens Yrr1's koefficient stiger.

Af ovenstående fremgår, at indførelsen af Yat2 og Tipp2 virker i hver sin retning, idet Yat2 har tendens til at forøge parametrene til Yat og Tipp, mens Tipp2 formindsker dem. Det kunne faktisk se ud, som om en bibeholdelse af Tipp1 giver en pænere relation (eksperiment 2), idet der her fås højere koefficienter til Yat2 og Tipp1 (jf. senere), lavere spredning samt højere R^2 og DW end i estimation 15. Denne observation sætter spørgsmålstegn ved, hvor påtrængende og relevant det er at udskifte Yfqj med Tibn i modellens Tipp-udtryk. (Men her er hensynet til Ys-bestemmelsen kun ét blandt flere.)

Inddragelse af supplerende information

For at finde en eventuel forklaring på den dummy-variabel, der indsættes for at opfange noget af det brud, der tilsyneladende indtræffer i "den nye" del af estimationsperioden samt især til vurdering af parameterstørrelser, har jeg hentet supplerende information fra indkomst- og formuestatistikken (Indkomster og formuer 1974-88). Det drejer sig om følgende variabler (mine variabelnavne):

Yssa = A-indkomst

Ysb = Bruttoindkomst

Ys1 = Skattepligtig indkomst

Ysr = Renteindtægter

Ysfr = Renteudgifter

Ysa = Aktieudbytte

Ysoef = Nettooverskud, ejendom

Yssv = Nettooverskud, selvst. virks.

Ysf = Ligningsmæssige fradrag

Ysvo = Opsparet virksomhedsoverskud (Først fra 1987)

Værdierne for ovenstående variabler for perioden 1974-88 ses i bilagstabel 5.

I indkomst- og formuestatistikken opereres der som bekendt med fuldt skattepligtige personer, dvs. et lidt snævrere begreb end det, der modsvarer skattestatistikens tal. Derfor er indkomststatistikens tal generelt lavere end skattestatistikens.

Her vil jeg koncentrere mig om følgende variabler: A-indkomst, restindkomst, nettorenteindtægt og skattepligtig indkomst. Disse variabler har naturlige modparter i ADAM.

Først sammenlignes ADAMs A-indkomst, Y_a , der har rod i skattestatistikken, med indkomststatistikens Y_{ssa} . Som det fremgår af figur 4 er Y_a generelt større end Y_{ssa} , jf. argumentet ovenfor. Udsvingene må umiddelbart betragtes som "statistisk støj".

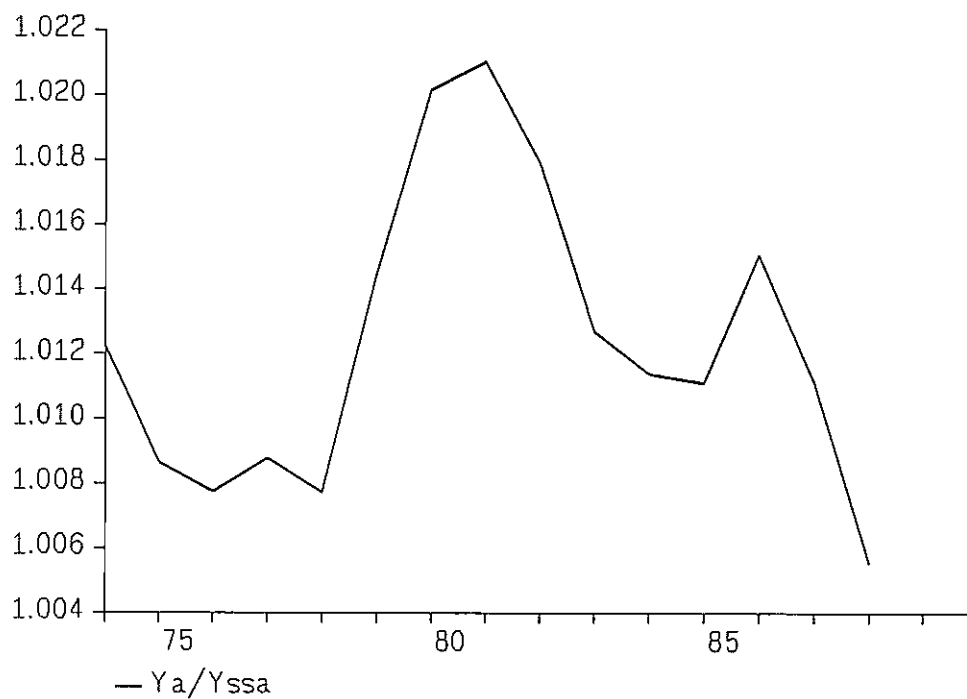
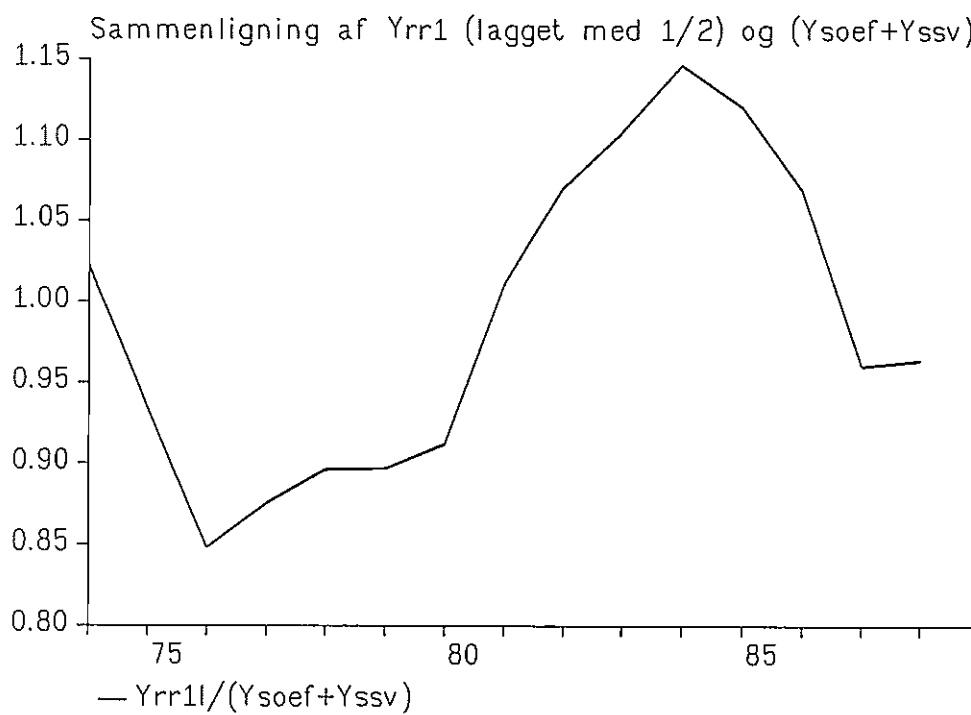
Dernæst er ADAMs restindkomst-variabel, Y_{rr1} , sammenlignet med indkomststatistikens, udtrykt ved summen af nettooverskud for ejendom og selvstændig virksomhed ($Y_{soef} + Y_{ssv}$). Resultatet er vist i figur 5, og det bemærkes, at der nok har været udsving, men ikke trend, ej heller niveauforskel for perioden som helhed.

Figur 6 viser en sammenligning af nettorenteindtægten udtrykt ved hhv. $Tipp1$ og ($Y_{sr} - Y_{sfr}$). Heller ikke her er der den store niveauforskel på de to variabler, men til gengæld er der en trend.

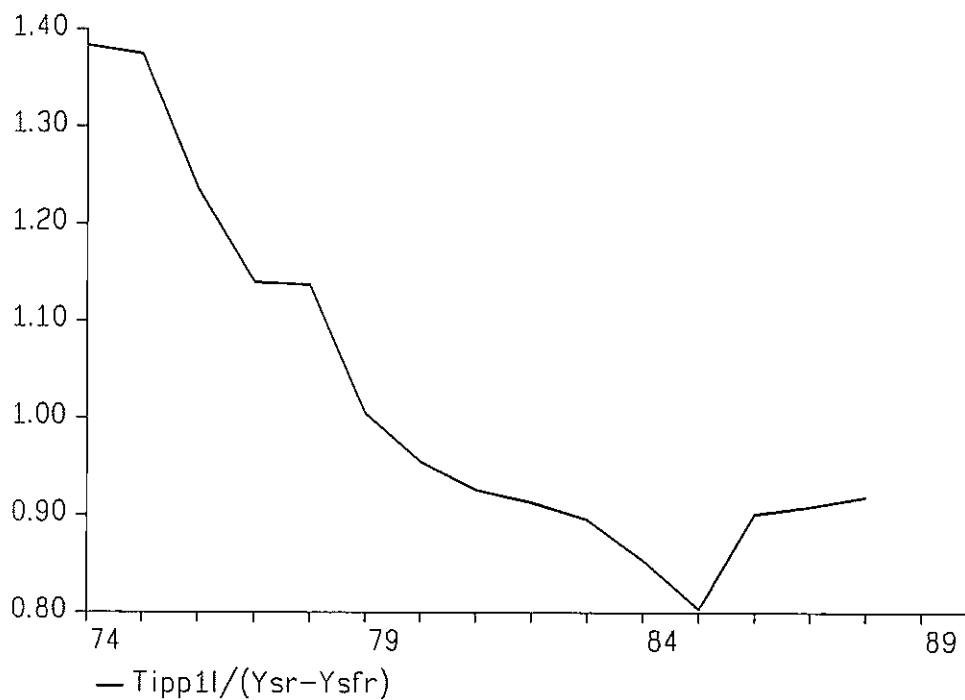
I figur 7 ses indkomststatistikens skattepligtige indkomst i forhold til summen af de tre underkomponenter A-indkomst, restindkomst og nettorenteindtægt. Figuren viser, at mellem 92 og 96 pct. af den skattepligtige indkomst bliver forklaret af de tre underkomponenter. Der er en faldende tendens især fra 1980, hvilket kunne tyde på, at der yderligere skal trækkes nogle fradrag fra ($var1$ er større end Y_{s1}). Ved brug af det umiddelbart foreliggende materiale har det ikke været muligt at præcisere, hvilke fradrag det drejer sig om.

Observationen i figur 7 sammenholdt med figurene 4-6 tilsiger, at parametrene til de tre forklarende variabler i Y_s -relationen ikke bør ligge alt for meget under 1, jf. problemet med uplausibelt små parametre ved periodeudvidelse omtalt i TT 03.09.90.

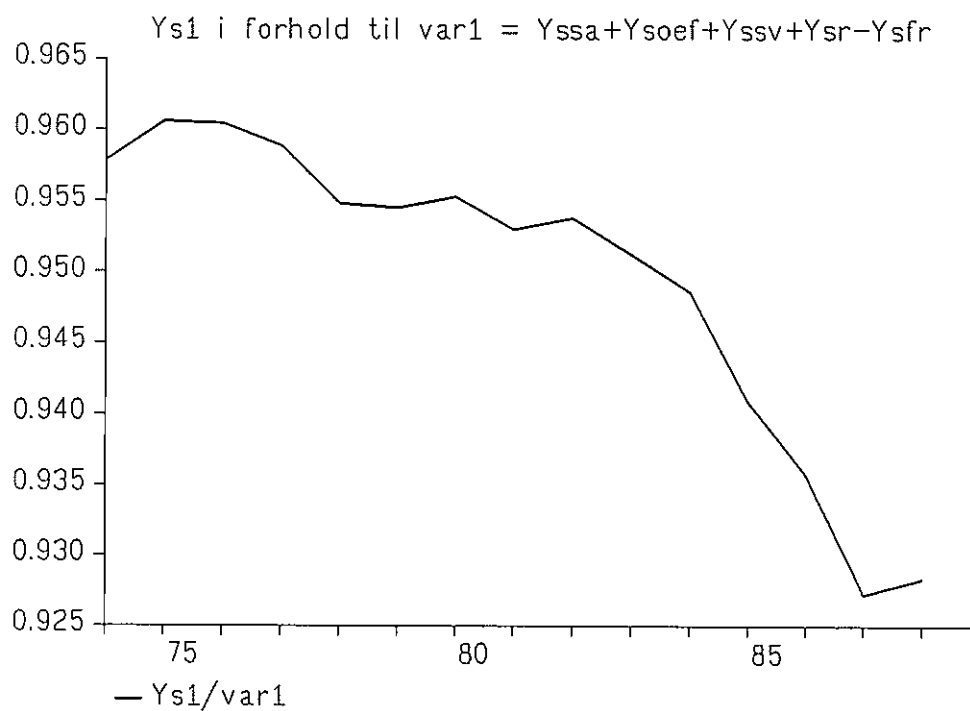
Endvidere viser figur 4-6, at der kun for renterne ses tydeligt tegn på trend i den pågældende periode. Dette kunne tyde på, at modellens renteudtryk, $Tipp1$, ikke helt kan repræsentere den udvikling, som ($Y_{sr} - Y_{sfr}$) udviser (og vi kan gå ud fra, at det er sidstnævnte, der er afgørende for Y_s). Figur 6 giver endvidere et argument for at slå trenden fra fra 1985, idet der sker et "knæk" i renterne dette år, men dette skal jeg vende tilbage til i et senere afsnit.

Figur 4: Sammenligning af A-indkomst fra hhv. ADAMBK og indkomststatistik**Figur 5:** Sammenligning af restindkomst fra hhv. ADAMBK og indkomststatistik

Figur 6: Nettorenteindtægt fra hhv. ADAMBK og indkomststatistikken



Figur 7: Skattepligtig indkomst opdelt på underkomponenter (tal fra indkomststatistik)



Forsøg med dummy-variation

I TT 030990 når man frem til, at en dummy indsat fra 1979 og perioden ud (til og med 1986) giver de pæneste estimationsresultater mht. koefficienternes størrelse. Dummy'en indfanger noget af det brud, der tilsyneladende indtræffer i "den nye" del af perioden. Men senere forsøg har vist, at det er endnu bedre at slå dummy'en fra i 1986.

I bilag 3 er der eksperimenteret med dummy-strukturen, idet alle mulige start- og slutår for perioden 1974 til 87 er forsøgt for hhv. udgangsversionen og den modificerede version. Udgangsversionen er estimation 10 i TT 03.09.90, men hvor 1987 er medtaget som endeligt år. Indtil videre er lagstrukturen bibeholdt som i den nuværende model, dvs. på hhv. $\frac{1}{2}$ og $\frac{1}{8}$ år.

For begge relationer skiller især 5 kombinationer sig ud ved at have lav estimeret spredning. Resultatet af de 5 estimationer for hver af relationerne ses i bilag 1 (estimation 1-10). En dummy indsat i perioden 1979-85 giver den højeste koefficient til Tipp1 hhv. Tipp2 for begge relationer, hvorfor denne kombination beholdes fremover, jf. argumenterne om hhv. trend og koefficient ovenfor. Grundlaget for at slå dummy'en fra er dog ikke stærkt.

Forsøg med lag-variation

I bilag 4 er der eksperimenteret med lagstrukturen, og her skiller 4 kombinationer sig ud for hver af relationerne. Estimationsresultaterne af disse lag-kombinationer ses i bilag 1 (estimation 11-18).

For udgangsrelationen giver et lag på hhv. $\frac{1}{2}$ og $\frac{1}{4}$ år det pæneste resultat (est.13), mens det for den modificerede relation er mindre tydeligt, hvilken lagstruktur, der er at foretrække. Det kunne se ud som om, det "ideelle" resultat er at finde som en mellemting mellem estimation 15 og 16. Som følge heraf er forsøgt med en lagstruktur på $\frac{1}{2}$ og 0.3 (estimation 19), hvilket giver et ganske pænt resultat, bortset fra at koefficienten til Yat er noget i underkanten (skulle gerne være over 0.96).

Man ender altså med en relation for den skattepligtige indkomst, hvor koefficienten til Yrs er ændret til 0.016, Yat skiftet ud med Yat2, Tipp1 med Tipp2, lagget på Tipp1 ændret til 0.3 (ca.5/16), samt en dummy indsat i perioden 1979-85. Denne relation vil blive kigget efter i det følgende. Dette skal dog ikke fortolkes som et implicit udsagn om, at specifikationen behøver at være specielt fremragende; en sammenligning af estimationsresultaterne for estimation 13 og 19 viser, at det umiddelbart er svært at afgøre, hvilken af specifikationerne der er at foretrække. Rent faktisk ser estimation 13 heller ikke så dum ud, idet alle parametre er forholdsvis store, og spredningen er mindre end ved estimation 19. Men på baggrund af argumenterne ovenfor om modificering af Ys-relasjonen vil det være på sin plads at undersøge estimation 19 nærmere.

En nærmere undersøgelse af estimation 19

Figur 8-11 viser resultaterne af rekursiv estimation med variabelt slutår på est. 19. Figur 12 og 13 viser Tinbergen-plot af relationen samt residualer med konfidensintervaller.

Generelt ser parametrene rimeligt stabile ud i den betragtede periode. For Yat2 og Tipp2's vedkommende er der dog nogen tegn på ustabilitet i første del af 1980'erne, men dette er måske ikke så overraskende i betragtning af, at dummy'en er slået til i denne periode.

Det er opmuntrende at se, at samtlige parametre er meget stabile i årene efter estimationsperioden (1988-89).

Konstantleddet har været klart insignifikant gennem hele den undersøgte periode, hvilket det også burde være. Man kunne eventuelt fjerne det fra estimationen og se, om det gør nogen forskel.

Figur 12 er interessant i flere henseender. Hvis man sammenligner med ADAMs relation (TT 03.09.90 s. 3), har dummy'en indsat i perioden 1979-85 bevirket, at relationen kan forudsige Ys-udviklingen meget bedre i denne periode. For eksempel følges den observerede udvikling helt i 1981-82, hvor den nuværende relation overvurderer opgangen.

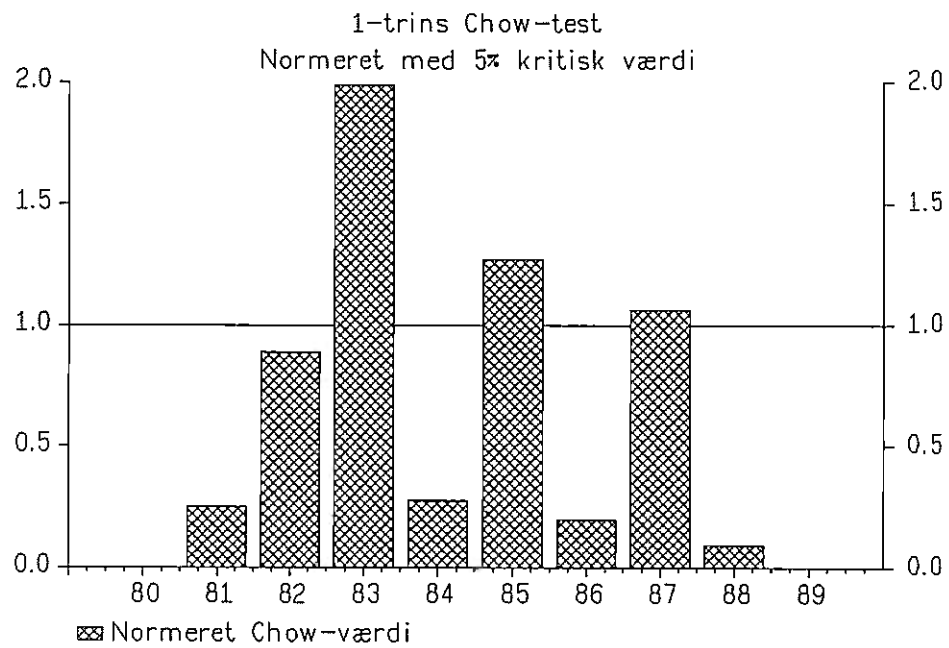
Starttidspunktet for dummy'en understøttes af, at den i 1979 modsvarer den kraftige stigning i A-indkomsten, som ikke slår ud i Ys og ej heller modvirkes af Yrr1 eller Tipp2. I 1985 falder den nuværende relation på plads igen, jf. TT 03.09.90 figur 1, hvorfor det vil være naturligt at slå trenden ihjel dette år. Det er vigtigt at få taget stilling til, om dummy'en kan slås fra; hvis man undlader at slå den fra, vil man have en permanent trend i relationen, også i fremtidige år.

Der er stadig noget uforklaret i 1974-76, hvor ændringern i Ys er større end den forudsagte. Dette giver sig udslag i et stort residual i 1975, jf. figur 13. I 1983 går residualen også ud over konfidensgrænserne; af figur 12 ses den forudsagte Ys her at falde hurtigere end den observerede. Denne uoverensstemmelse bevirker også, at Chow-testet giver en meget stor værdi i 1983, hvor den når helt op på omkring 2, hvilket ikke er rart. Figur 9-11 viser imidlertid ikke vilde sving mellem 1982 og 1983, måske undtaget Yrr1 og Tipp2.

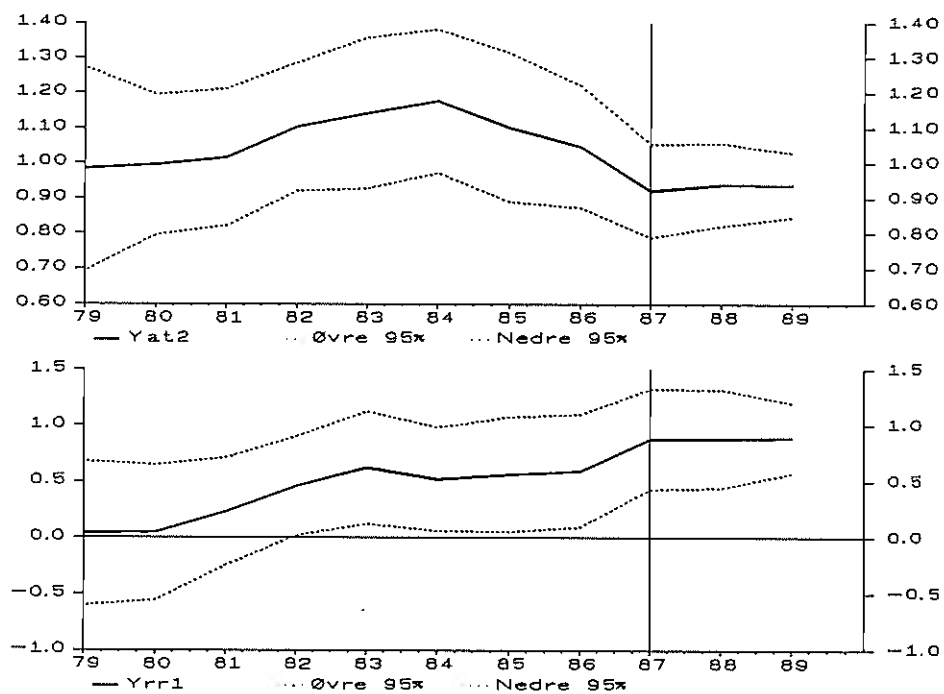
En anden interessant observation er, at Tipp2 indgår med en stor forklaringsværdi i 1986, hvor der er sket en hidtil uset kraftig stigning i renteudgifterne. Den yderligt liggende Tipp2-observation i 1986 giver et indskrænket konfidensinterval, hvilket ses af figur 13.

Til sidst er det opmuntrende at se, at relationen klarer de store udsving i Yrr1 og Tipp2 i 1989 uden problemer.

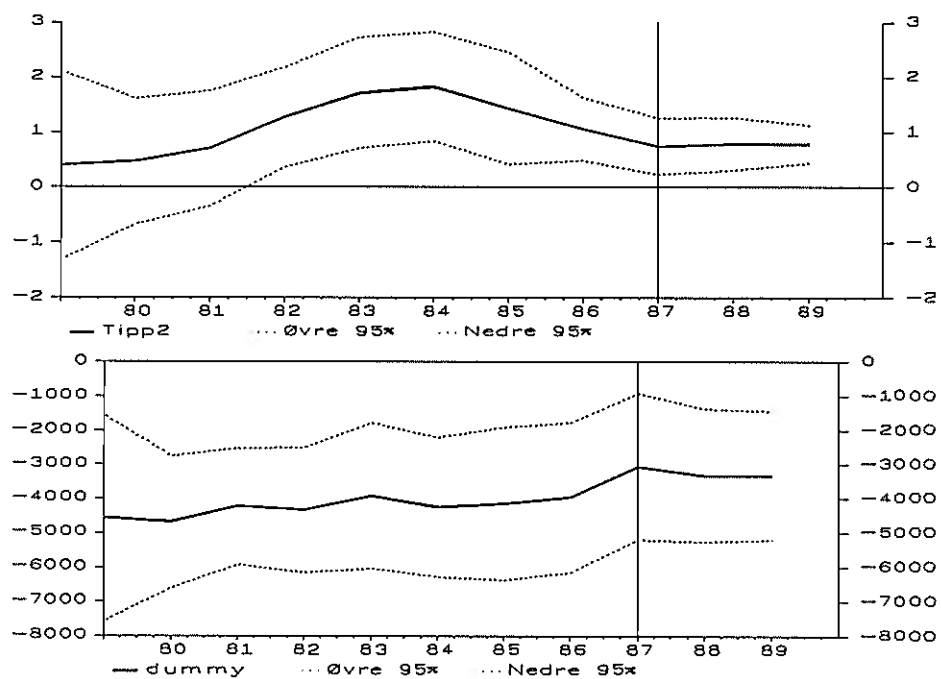
Figur 8: Estimation 19, Chow-test



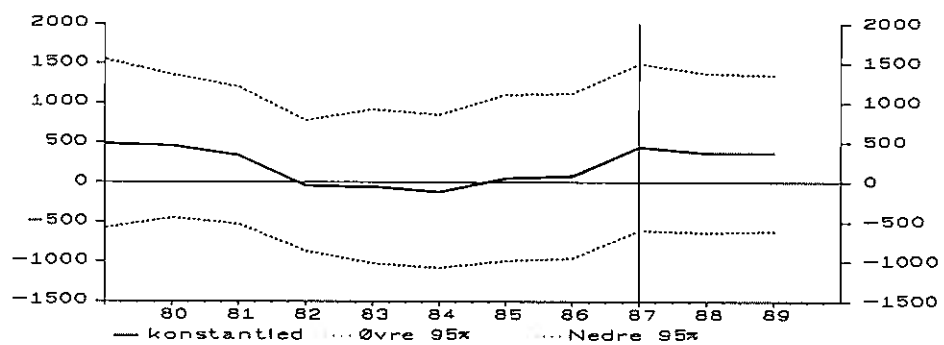
Figur 9: Estimation 19, Yat2 og Yrr1



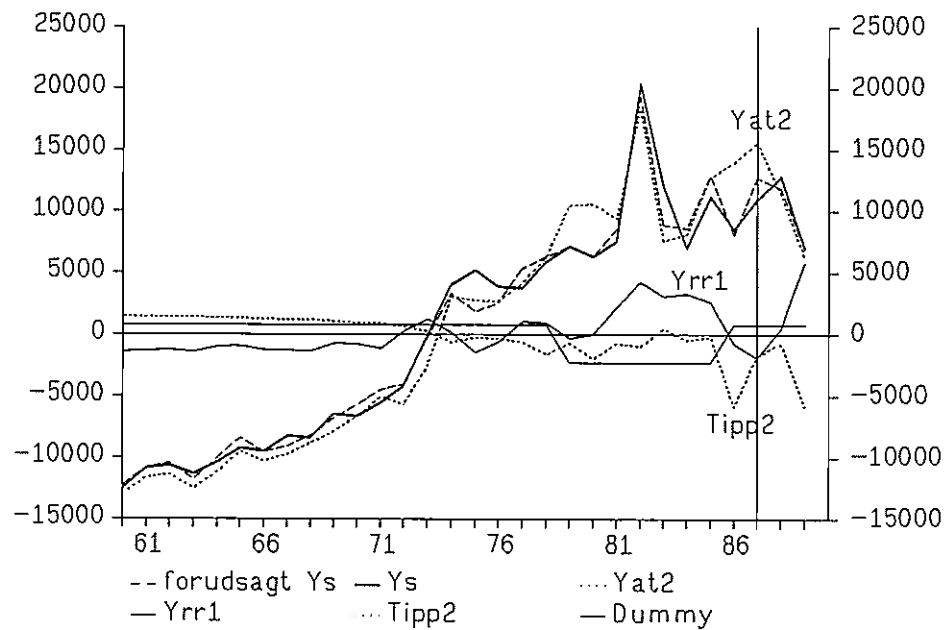
Figur 10: Estimation 19, Tipp2 og dummy



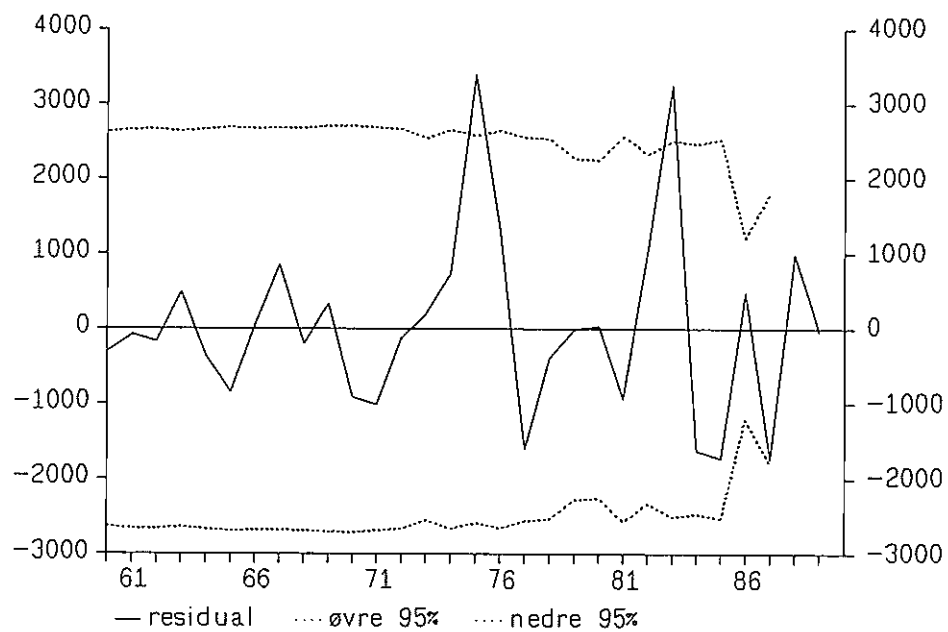
Figur 11: Estimation 19, konstantled



Figur 12: Tinbergen-plot af estimation 19



Figur 13: Residualer, estimation 19



BILAG 1: ESTIMATIONSRESULTATER (estimation 1-19)

Estimation	Yat	Yat2	Yrr1	Tipp1	Tipp2	dummy	konstant	s	R ²	DW
1.d1974-76	0,743 (19,7)	---	0,777 (4,6)	0,209 (1,7)	---	+3175 (4,4)	991 (2,6)	1125	0,987	2,03
2.d1977-87	0,920 (19,0)	---	0,755 (4,5)	0,245 (2,0)	---	-4099 (4,4)	251 (0,6)	1132	0,987	1,65
3.d1978-87	0,909 (17,7)	---	0,671 (3,8)	0,280 (2,1)	---	-3599 (3,8)	326 (0,7)	1201	0,985	2,19
4.d1979-87	0,923 (15,5)	---	0,606 (3,6)	0,351 (2,7)	---	-3682 (4,3)	288 (0,7)	1145	0,987	1,61
5.d1979-85	0,883 (18,5)	---	0,870 (4,5)	0,528 (3,5)	---	-3591 (3,7)	498 (1,1)	1208	0,985	1,56
6.d1974-76	---	0,756 (19,9)	0,868 (5,3)	---	0,251 (1,9)	+3153 (4,1)	899 (2,2)	1206	0,985	2,14
7.d1977-87	---	0,913 (17,3)	0,869 (5,0)	---	0,243 (1,7)	-3738 (3,6)	229 (0,5)	1278	0,983	1,81
8.d1978-87	---	0,895 (16,1)	0,799 (4,4)	---	0,268 (1,8)	-3126 (3,0)	341 (0,6)	1354	0,981	2,10
9.d1979-87	---	0,902 (16,5)	0,757 (4,3)	---	0,330 (2,2)	-3113 (3,2)	331 (0,6)	1328	0,982	1,74
10.d1979-85	---	0,849 (17,3)	0,998 (4,6)	---	0,422 (2,6)	-2724 (2,6)	578 (1,1)	1398	0,980	1,59

Estimation	Yat	Yat2	Yr1	Tipp1	Tipp2	dummy	konstant	s	R2	DW
11.(-3/8,-1/4)	0,977 (18,6)	----	0,671 (4,0)	0,884 (4,8)	----	-4256 (4,5)	291 (0,7)	1126	0,987	1,71
12.(-3/8,-3/8)	1,086 (16,9)	----	0,427 (2,5)	1,320 (5,5)	----	-4915 (5,3)	101 (0,2)	1048	0,989	1,69
13.(-1/2,-1/4)	0,949 (17,0)	----	0,739 (3,9)	0,790 (4,1)	----	-4077 (4,3)	363 (0,8)	1138	0,987	1,64
14.(-1/2,-3/8)	1,064 (15,4)	----	0,487 (2,5)	1,246 (4,9)	----	-4806 (5,2)	148 (0,4)	1049	0,989	1,63
15.(-1/2,-1/4)	----	0,893 (15,3)	0,926 (4,3)	----	0,615 (2,8)	-2940 (2,8)	495 (1,0)	1365	0,981	1,67
16.(-1/2,-3/8)	----	0,978 (12,9)	0,773 (3,5)	----	0,983 (3,2)	-3295 (3,2)	343 (0,7)	1319	0,982	1,82
17.(-5/8,-1/4)	----	0,870 (14,4)	0,940 (4,3)	----	0,528 (2,4)	-2748 (2,7)	585 (1,2)	1370	0,981	1,51
18.(-5/8,-3/8)	----	0,956 (12,2)	0,802 (3,6)	----	0,903 (2,9)	-3169 (3,1)	413 (0,8)	1310	0,982	1,66
19.(-1/2,-0.3)	----	0,921 (14,4)	0,878 (4,1)	----	0,736 (3,0)	-3065 (3,0)	444 (0,9)	1347	0,981	1,72

BILAG 2

Eksperiment	Yat	Yat2	Yrr1	Tipp1	Tipp2	dummy	konst	s	R ²	DW
0:udgangspkt (est.13)	0,949 (17,0)	----	0,739 (3,9)	0,790 (4,1)	----	-4077 (4,3)	363 (0,8)	1137	0,987	1,64
1:0,016	0,951 (17,2)	----	0,741 (3,9)	0,791 (4,1)	----	-4083 (4,4)	360 (0,8)	1131	0,987	1,65
2:Yat2	----	0,983 (16,3)	0,736 (3,7)	0,875 (4,3)	----	-4032 (4,1)	230 (0,5)	1184	0,986	1,83
3:Yat2&Tipp2 (est.15)	----	0,893 (15,3)	0,926 (4,3)	----	0,615 (2,8)	-2940 (2,8)	495 (1,0)	1365	0,981	1,67
4:Tipp2	0,875 (16,4)	----	0,911 (4,5)	----	0,574 (2,8)	-3116 (3,2)	577 (1,2)	1285	0,983	1,46

BILAG 4

Estimeret residualspredning med forskellig lagstruktur (udgangsmodel)

	Tipp1								
	0	-1/8	-1/4	-3/8	-1/2	-5/8	-3/4	-7/8	1
0	1407	1326	1208	1089	1218	1612	1816	1864	1862
-1/8	1352	1281	1179	1076	1217	1605	1778	1802	1789
-1/4	1294	1234	1147	1061	1213	1580	1705	1706	1683
-3/8	1249	1200	1126	1048	1199	1521	1598	1585	1563
-1/2	1251	1208	1138	1049	1176	1440	1498	1492	1479
-5/8	1324	1281	1202	1078	1155	1388	1461	1476	1476
-3/4	1443	1395	1298	1121	1150	1382	1482	1519	1533
-7/8	1557	1501	1379	1154	1156	1397	1524	1579	1605
-1	1641	1574	1428	1172	1163	1416	1564	1633	1669

Yrr1

Estimeret residualspredning med forskellig lagstruktur (modificeret model)

	Tipp2								
	0	-1/8	-1/4	-3/8	-1/2	-5/8	-3/4	-7/8	1
0	1757	1714	1638	1518	1477	1740	1941	1986	1989
-1/8	1690	1652	1585	1485	1468	1734	1906	1931	1925
-1/4	1595	1564	1511	1434	1448	1706	1830	1831	1816
-3/8	1489	1465	1425	1370	1407	1635	1705	1691	1673
-1/2	1419	1399	1365	1317	1352	1538	1584	1572	1559
-5/8	1422	1404	1368	1307	1309	1465	1523	1526	1522
-3/4	1508	1488	1446	1356	1303	1447	1534	1558	1565
-7/8	1621	1599	1548	1428	1324	1463	1579	1622	1640
-1	1712	1687	1628	1483	1346	1485	1622	1680	1705

Yrr1

BILAG 5:

År	Yssa	Ysb	Ys1	Ysr	Ysfr	Ysa	Ysoef	Yssv	Ysf	Ysvo
74	118945	150925	124512	6484	15867	508	2057	18369	26413	--
75	138022	173262	143601	7332	18503	509	2402	20236	26661	--
76	156758	196186	161948	8267	22781	553	3242	23128	34239	--
77	176648	221175	179727	10279	28613	617	3807	25313	41459	--
78	199063	248808	199352	12258	34348	673	3782	28031	49455	--
79	224645	278783	220068	14370	41983	776	4263	29264	58715	--
80	249960	309916	239845	18104	52088	770	4735	30360	70071	--
81	275016	337960	260403	19451	57179	797	4415	31553	77557	--
82	311221	380667	294975	20639	62815	894	5008	35213	85692	--
83	337912	412208	322805	21095	63526	839	5704	38176	89403	--
84	362574	440558	343998	20884	68053	886	6986	40256	96560	--
85	392546	477604	369205	22089	74930	974	9882	42821	111967	--
86	421653	507814	391660	21130	80422	1040	11527	44664	116154	--
87	456006	547997	418514	21917	87521	1369	14331	46630	129483	2320
88	485798	580129	444369	22748	90651	1288	14611	46151	135760	2380

Kilde: Indkomster og formuer; div. årgange.

1974-75: Alle størrelser findes i tabel 1.

1976: Her er benyttet tabel 2,3,9 og 11b.

Yssa, Ysoef, Yssv, Ysr og Ysa er fra tabel 2, Ysb er fra tabel 3, Ysf og Ysfr fra tabel 9 og Ys1 fra tabel 11b.

1977-82: For disse år er benyttet tabel 2,9 og 10.

Yssa, Ysoef, Yssv, Ysr og Ysa er fra tabel 2, Ysf og Ysfr fra tabel 9 og Ysb samt Ys1 er fra tabel 10.

N.B. I 1981 og 1982 er overskud af udlejningsejendom skilt ud som selvstændig post, men da det i de øvrige år indgår i Yssv, er det lagt til her for disse to år.

1983-86: Alle størrelser findes i tabel 1.

N.B. I disse 4 år er alle værdier gennemsnitsstørrelser, hvorfor en omregning til totale størrelser har været nødvendig.

1987-88: Arbejdsmateriale i DSt.