

## Den personlige skattepligtige indkomst

### Resumé:

*Formålet med dette papir er at reestimere relationen for skattepligtig indkomst. Papiret bygger på resultater fra tidligere modelgruppepapirer af samme navn (TT 030990 og PB 310191).*

---

skat.bam

Nøgleord: skattepligtige indkomst, skat, dummy, lags

Modelgruppepapirer er interne arbejdsrapporter. De konklusioner, der drages i papirerne, er ikke endelige og kan være ændret inden opstillingen af nye modelversioner. Det henstilles derfor, at der kun citeres fra modelgruppepapirerne efter aftale med Danmarks Statistik.

## 1. Indledning

Med udgangspunkt i modelgruppepapir PB 310191 har jeg kigget på estimationen af  $Y_s$ . For det første er der kommet nye endelige tal, og derfor synes en reestimation passende. For det andet skal dummykonstruktionen og lagstrukturen ses efter i sømmene; kan relationen eventuelt gøres bedre end den er idag.

I det følgende vil jeg omtale måden, man har brugt til at nå frem til den eksisterende relation, for metode 1; relationen bliver estimeret frem til det nyeste endelige år dvs. 1990. Det nye, jeg ser på, kaldes for metode 2.

## 2. Metode 1

I PB 310191 valgte man den ønskede dummy-struktur under forudsætning af en nærmere angivet lagstruktur for  $Yrr1$  og  $Tipp2$ , dvs. man skulle på forhånd have et nogenlunde kendskab til lagstrukturen. Samme metode blev brugt til at finde lagstrukturen, men i omvendt orden.

Relationen er estimeret i ændringer og ser ud som følger

$$\begin{aligned} D(Y_s - Skug - 0.016 \cdot Yrs_{-1}) = & \beta_1 \cdot D(Yat2) \\ & + \beta_2 \cdot D(0.5 \cdot Yrr1 + 0.5 \cdot Yrr1_{-1}) \\ & + \beta_3 \cdot D(0.7 \cdot Tipp2 + 0.3 \cdot Tipp2_{-1}) \\ & + \beta_4 \cdot dummy + konstantled \end{aligned}$$

hvor

$Y_s$	skattepligtig personlig indkomst
$Skug$	skattegodtgørelse i forbindelse med udlodning af selskabsudbytte
$Yrs$	restindkomst selskaber
$Yat2$	hjelpevariabel i $Y_s$ relationen (A-indkomst)
$Yrr1$	hjelpevariabel for restindkomst i $Y_s$ relationen
$Tipp2$	Private ikke-finansielle sektors renteindtægter

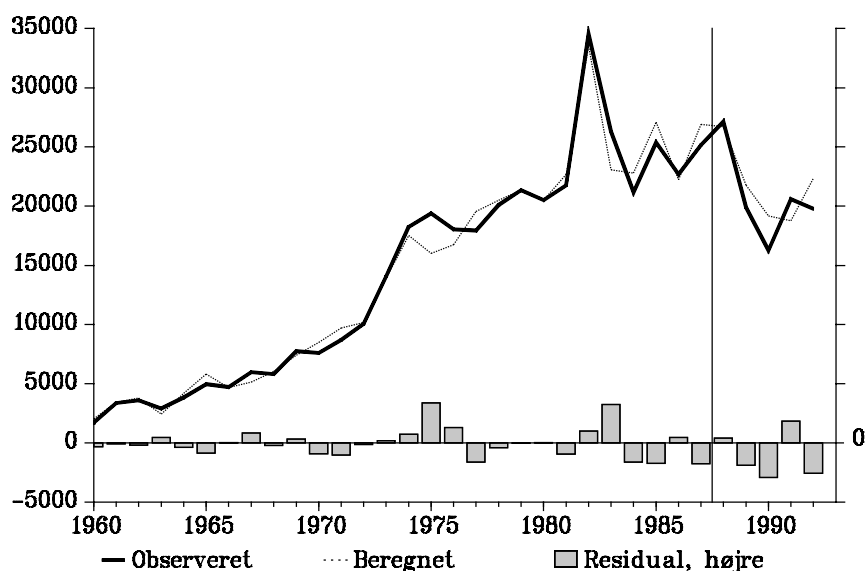
Den vigtigste (og dominerende) forklaring for denne relation er A-indkomsten, her repræsenteret ved  $Yat2$ . Restindkomst og renteindkomst variablerne kommer traditionelt svagere ind.  $Skug$  og  $Yrs$  (der repræsenterer aktieudbytte) er af lille betydning og får sat koefficienterne forlods.

I relationen er der indsat en dummy for perioden 1979 til 1985, da man fandt, at det gav de pæneste estimationsresultater. I en niveaurelation vil dummyen svare til en trend.

I figur 1 vises denne relations historiske forklaringsevne, idet estimationsperioden går fra 1960 til 1987. I bilag 2 kan man se

estimationsresultaterne for relationen (estimation 0).

**Figur 1. Relationens historiske forklaringssevne**



Sammenligner man figur 1 med figur 10.1 side 145 i *ADAM - En model af dansk økonomi, oktober 1991* kan man se, at residualerne efter estimationsperioden er blevet mindre og pænere. Bekymringen for, om dummyen var slået fra for tidligt, synes ikke længere velbegrunderet. For en ordens skyld undersøges dummyen ikke desto mindre.

## 2.1 Forsøg med dummy-variation

I metode 1 benytter man sig netop af den ovenfor nævnte måde; med estimationsperioden 1960 til 1990 søger man den dummy, der giver den bedst mulige relation med en nærmere bestemt lagstruktur given.

I bilag 1 vises eksperimenter med dummy-strukturen under metode 1, idet alle begyndelses- og slutår for dummyen fra 1977 til 1990 er undersøgt, og idet laglængden for *Yrr1* og *Tipp2* er sat til  $-0.5$  og  $-0.3$ .

Der er specielt 5 dummykombinationer, der skiller sig ud fra de øvrige ved deres lave spredning (de er gråtonede i bilag 1). Disse har jeg undersøgt nærmere, og estimationsresultaterne for de 5 udvalgte relationer kan man se i bilag 2.

Estimation 1, kan man se, klarer sig ret godt; koefficienten til *Tipp2* er høj, den ligger på 0.93, *Yat2* ligger på 0.96 og  $\chi^2$ -værdien er 6.49. Med  $\chi^2$ -testet

undersøges, om de to residualer efter estimationsperioden er forenelige med relationens estimerede spredning. Dette test er  $\chi^2$ -fordelt med to frihedsgrader. Er teststørrelsen mindre end 5.99, er der altså ikke tegn på strukturelt brud på 5 % niveau.

## 2.2 Forsøg med laglængden

Igen benytter man sig af den metode, der står ovenfor, til at finde lagstrukturen her i metode 1. Dvs. man søger den lagstruktur, der giver den laveste spredning med en forud bestemt dummy.

Laggene for de to indkomstarter antages at afspejle dels noget rent teknisk som forskudt regnskabsår, dels at fradrag udnyttes til at udjævne sving i indkomsterne.

I bilag 3 er eksperimenterne med lagstrukturen for metode 1 vist.<sup>1</sup>

Lagstrukturen er i metode 1 sat til  $-0.5$  år for *Yrr1* og  $-0.3$  år for *Tipp2*. Et problem i PB 310191 var, at koefficienten til *Yat2* lå noget i underkanten af det man gerne vil have (koefficienten skulle helst være omkring 0.96).

Ud fra oplysningerne i bilag 3 har jeg kigget på nogle af de relationer, der giver en lav spredning, når man indsætter den dertilhørende lagstruktur. Desværre har disse estimationer det tilfælles, at de får en  $\chi^2$ -værdi der bliver meget høj; den ligger med værdier fra 13 til 19; ligeledes vil koefficienterne til *Yat2* og *Tipp2* være højere end 1. Det er derfor ikke helt uden betydning, hvilken lagstruktur man indsætter i sin relation. Vælger man fx lagkombinationen  $-0.6$  til *Yrr1* hhv.  $-0.4$  til *Tipp2*, jf. bilag 3, fås følgende estimationsresultater: koefficienten til *Yat2* er lig 1.001, til *Yrr1* 0.657 og til *Tipp2* 1.148. Samtidig bliver  $\chi^2$ -værdien lig med 13.31.

## 3. Metode 2

I søgningen efter en relation, der er bedre end den eksisterende, har jeg forsøgt at fastlægge lagstrukturen frit, således at man kombinerer lagstruktur og dummylængde frit og derved kommer frem til den relation, der har den mindste spredning. Det lader sig fint gøre, idet  $D(Yrr1)$  hhv.  $D(Tipp2)$  er ret ukorrelerede. Det er imidlertid ikke sikkert, at det er relationen med den mindste spredning, der er den ønskede. Man stiller nemlig forskellige krav til relationen. Disse er dens evne til at fremskrive, hvilket reelt vil sige ikke alt for "grimme" residualer i årene efter estimationsperioden, og størrelsen af koefficienterne til *Yat2*, *Tipp2* og *Yrr1*. Der er, som antydnet,

---

<sup>1</sup> Jeg har desværre blot delvis kunnet rekonstruere tabellen hos PB 310191 i bilag 4 for den estimerede residuals spredning i den modificerede relation.

forhåndsforventninger til parameterne.

Fremgangsmåden er altså lidt anderledes med metode 2 end med metode 1. Bilag 4 til 9 viser nogle af resultaterne fra metode 2:

Bilag 4 viser eksperimenter med dummy-strukturen givet lagstrukturen fastlægges frit. Det, man kan læse i bilaget, er den estimerede residualspreddning, når dummyen har forskellige begyndelses- og slutår.

Bilag 5 og 6 viser så laglængden for variableerne *Yrr1* og *Tipp2* for de pågældende dummyer. Fx viser bilag 4 en estimeret residual spredning, med en dummy indsat fra 1979 til 1985, på 1276; og bilag 5 og 6 angiver de laglængder, der giver denne spredning, nemlig  $-0.7$  for *Yrr1* hhv.  $-0.5$  for *Tipp2*.

Bilag 7 viser endelig størrelsen for parameteren *Yat2*, givet resultaterne i bilag 4 til 6.

Bilag 8 viser størrelsen af  $\chi^2$ -værdien, givet resultaterne i bilagene 4 til 6.

Til sidst præsenteres i bilag 9 nogle udvalgte estimationsresultater jf. nedenfor.

Informationen fra bilag 4 til 9 kan virke lidt uoverskuelig, hvorfor jeg har valgt kun at se på et udsnit af tabellerne. Udsnittet, jeg ønsker at undersøge nærmere, er det, der opfylder følgende:

I bilag 7 har jeg udvalgt dem, hvor koefficienten til *Yat2* er større end 0.96 men mindre end 1 (de gråtonede i bilaget). Samtidig, hvis man kigger i bilag 8, kan man se, at nogle af disse ligninger vil have en gevaldig høj  $\chi^2$ -værdi, hvilket er i modstrid med vores ønsker, da vi gerne vil have en relation, der også er pæn efter estimationsperioden, altså nogle pæne residualer i 1991 og 1992. Derfor vælger vi at undersøge dem, der opfylder kriteriet til *Yat2* og har en  $\chi^2$ -værdi, der ligger under 10 (de er igen gråtonede i bilaget).

I bilag 9 kan estimationerne fra disse ses. Sammenligner man bilag 2 og 9, må man konstatere, at koefficienten til *Yrr1* generelt er lavere i bilag 9 end i bilag 2, enkelte af dummyerne i bilag 9 er insignifikante og  $\chi^2$ -værdien er højere i bilag 9 end i bilag 2.

En lille bemærkning om relationen med dummyen som i metode 1, dvs. fra 1979 til 1985, men hvor laglængden er valgt frit, jf. ovenfor. I bilag 4 kan man se, at relationen får en meget lille spredning, men desværre bliver  $\chi^2$ -værdien meget stor, den ligger på 16.1, mens den i metode 1 er 6.49, jf. estimation 1 i bilag 2. Eneste forskel mellem de to relationer er, at laglængden i den udvalgte relation er blevet længere for *Tipp2* nemlig  $-0.5$  og for *Yrr1*  $-0.7$ , jf.

bilag 5 og 6.

#### 4. Konklusion

Det kan være vanskeligt at se, hvilken en af de 15 estimationer i bilag 2 og 9 der er bedst. Alle har relativ lav spredning og en passende koefficient til *Yat2*. Koefficienten til *Tipp2* er imidlertid forskellig afhængig af estimationen, man ser på. I bilag 9 ses, at estimationerne 7 og 9 får insignifikante dummyer, (de har en t-værdi under 2).

Den kønneste af estimationerne synes derfor at være den, der svarer til den nuværende relation med dummyen fra 1979 til 1985 og laggene til hhv. *Yrr1* og *Tipp2* sat til  $-0.5$  og  $-0.3$ , dvs. estimation 1 i bilag 2. Man ser, at koefficienten til *Yat2* er 0.96, så det kunne ikke være bedre, og koefficienten til *Tipp2* er blevet højere, mens koefficienten til *Yrr1* er blevet mindre, hvis man sammenligner med estimation 0 i bilag 2. Yderligere er  $\chi^2$ -værdien i estimation 1 relativ lille. I bilag 2 kan man se, at estimationerne 3, 4 og 5 har lavere  $\chi^2$ -værdi end estimation 1, men det er på bekostning af lavere koefficienter til *Tipp2* og *Yrr1*. Den opnåede spredning er også relativ lav i estimation 1.

Noget andet er, at det er rarest, hvis den indsatte dummy er slået fra før sidste estimationsår; ellers tvinges man til at tage stilling til den i hver fremskrivningssituation. Residualerne efter estimationsperioden, hvis dummyen føres frem til 1990, bliver rimeligt pæne, men desværre bliver koefficienterne mindre kønne. Derfor ud af de mange estimationer, jeg har præsenteret i bilag 2 og 9, synes den ovenfor nævnte at være den bedste, dvs. estimation 1.

#### 5. En nærmere undersøgelse af estimation 1

Figur 2 - 5 viser resultaterne af rekursiv estimation med variabelt slutår. Figur 6 viser ændringerne for *Ys*, *Yat2*, *Yrr1* og *Tipp2*. Figur 7 viser Tinbergen plot af relationen, figur 8 viser denne relations historiske forklaringssevne og til slut ses i figur 9 residualerne med tilhørende konfidensintervaller.

Det ses, at hovedparten af parametrene i den betragtede periode er lidt ustabile i begyndelsen, men de begynder dog at stabilisere sig i slutningen af 70'erne, hvilket de også helst skulle, da man fra 1979 har slået dummyen til. I den sidste del af perioden ser parametrene nogenlunde stabile ud og det samme gælder for perioden efter estimationen. Generelt vil det gælde, at parametrene bliver mere stabile, jo længere estimationsperioden bliver.

Konstantleddet har været klart insignifikant gennem hele den undersøgte periode; man kunne eventuelt fjerne det. Af estimation 2 i bilag 2 ses, at konsekvensen af at fjerne konstantleddet er en lidt højere  $\chi^2$ -værdi, lidt lavere spredning og lidt højere parameterverdier for variableerne.

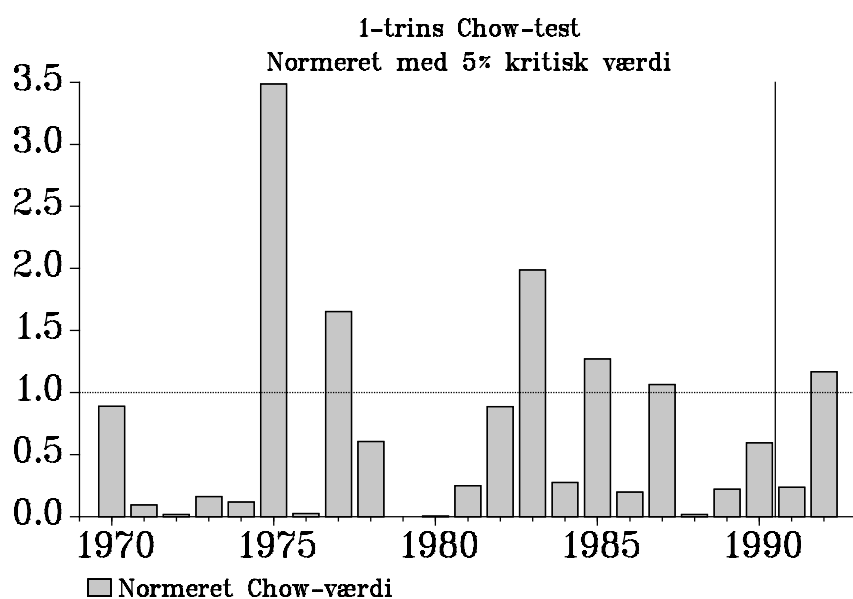
For årene 1975, 1983 og 1992 ses, at residualerne i figur 9 bryder konfidensintervallet. Ligeledes kan man se, at Chow testet i figur 2 viser nogle høje værdier for disse år. Dette skyldes, som man også kan se i figur 7 og 8, at der er stor forskel mellem den forudsagte og den observerede  $Y_s$ . Af figur 3 kan man se, at det er  $Yrr1$ , der med et parameterfald fra 1974 til 1975 tager tilpasningen mellem den observerede og den beregnede  $Y_s$ , jf. figur 7.

Dummyen indsat i perioden 1979 til 1985 gør, som det ses i figur 8, at relationen forudsiger  $Y_s$  ganske godt i denne periode.

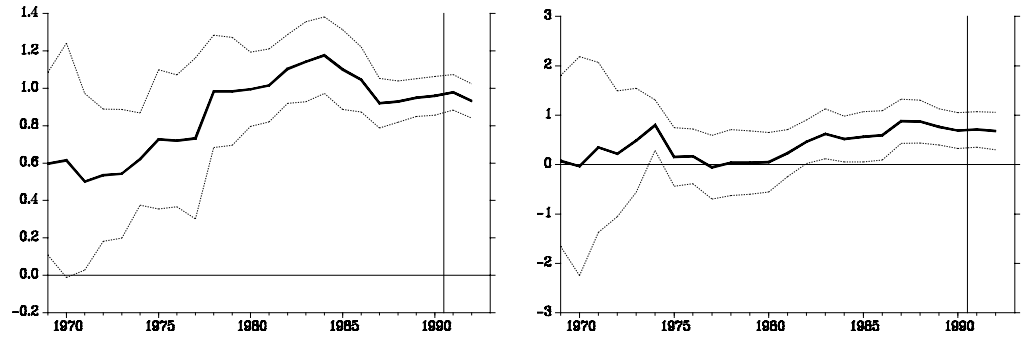
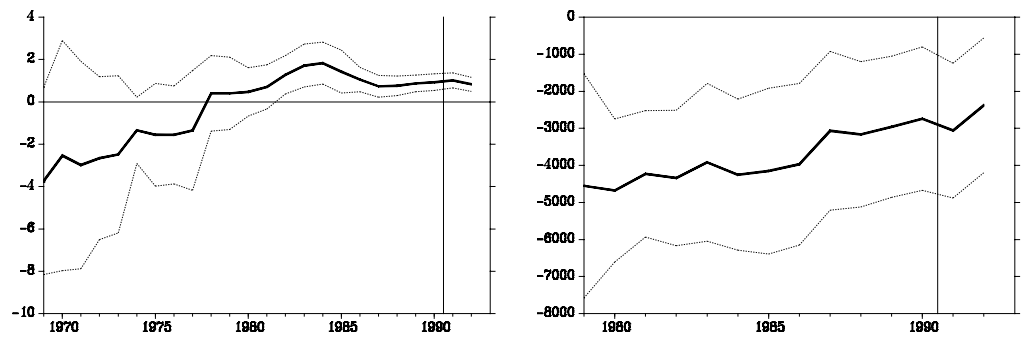
$Tipp2$  falder kraftigt (dvs. bliver større numerisk) i 1986, jf. figur 7 og 9. Det har den konsekvens, at spredningen falder, hvilket man også kan se i figur 4.

Relationen ser meget nydelig ud jf. figur 8, men der er en tendens til heteroskedastitet (dvs. residualerne vokser numerisk over tid).

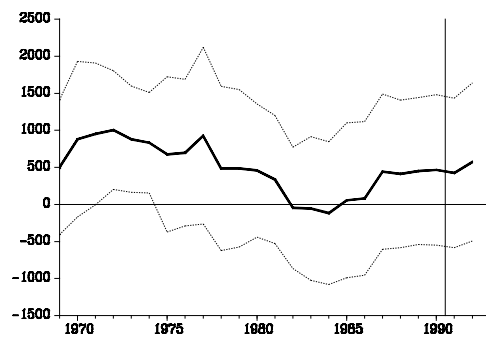
**Figur 2. Chow test**



## Parameterstabilitet

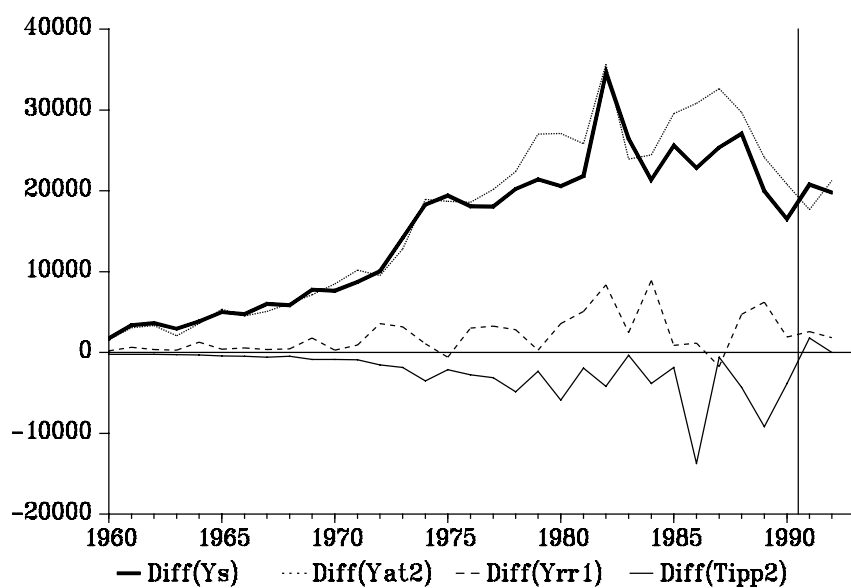
Figur 3. *Yat2* og *Yrr1*Figur 4. *Tipp2* og *dummy*

Figur 5. Konstantled

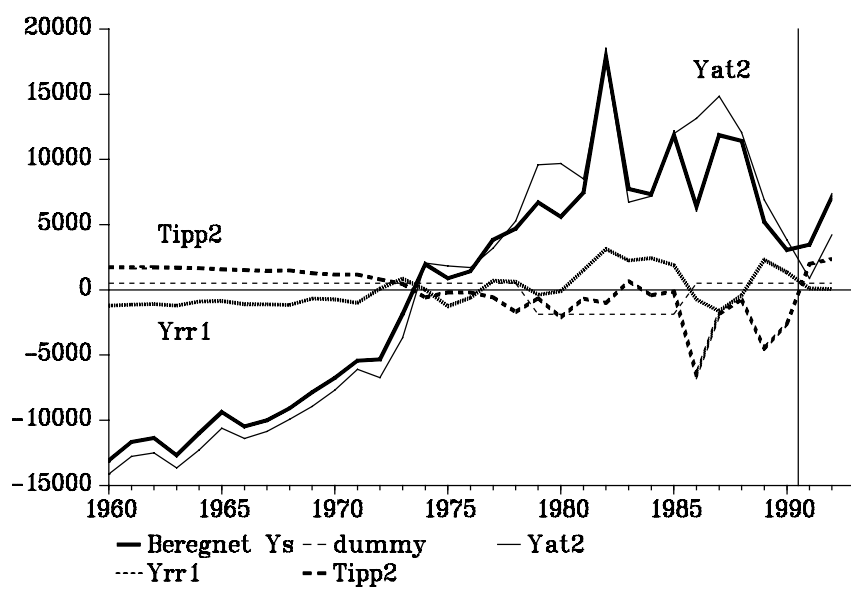


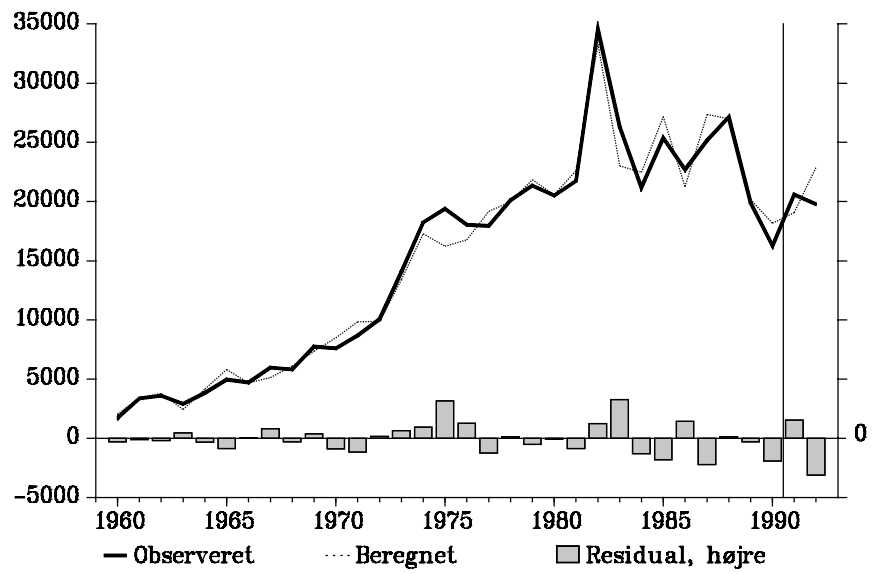
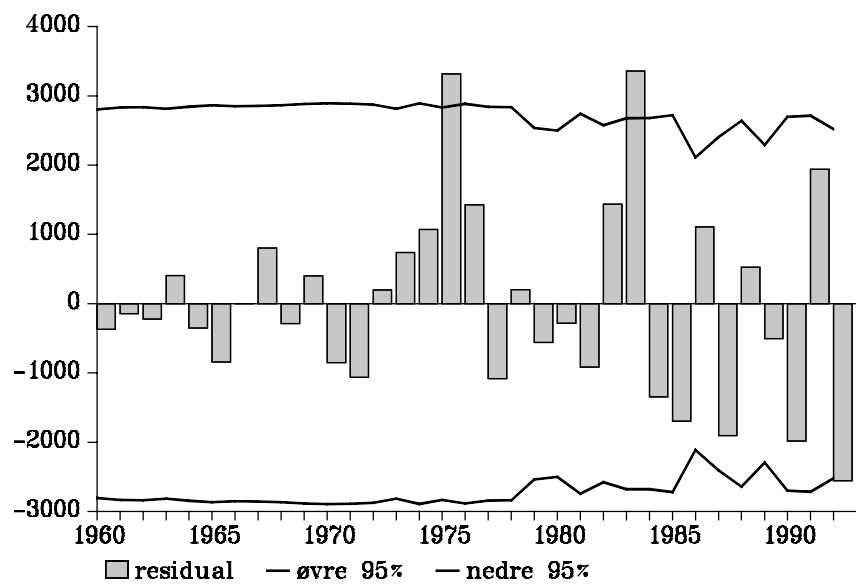


Figur 6.



Figur 7. Tinbergen plot; årlige ændringer



**Figur 8. Relationens historiske forklaringssevne****Figur 9. Residualer**



## Bilag 1

Estimeret residualspredning med forskellig begyndelses- og slutår for dummy (metode 1)  
Rækker viser begyndelsesår, mens søjler viser slutår.

	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
1977	1562	1560	1554	1517	1469	1516	1560	1533	1439	1492	1421	1460	1460	1315
1978	0	1552	1554	1511	1458	1515	1561	1535	1443	1498	1430	1471	1477	1368
1979	0	0	1503	1432	1368	1469	1552	1504	1357	1459	1373	1418	1440	1334
1980	0	0	0	1506	1453	1530	1561	1551	1471	1525	1484	1526	1530	1479
1981	0	0	0	0	1516	1562	1511	1560	1534	1559	1540	1560	1561	1545
1982	0	0	0	0	0	1523	1338	1508	1562	1558	1562	1557	1556	1563
1983	0	0	0	0	0	0	1434	1556	1550	1561	1548	1562	1562	1554
1984	0	0	0	0	0	0	0	1503	1405	1495	1448	1513	1523	1481
1985	0	0	0	0	0	0	0	0	1493	1545	1505	1552	1556	1534
1986	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1549	1556	1554	1554	1562
1987	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1527	1562	1562	1558
1988	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1527	1541	1562
1989	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1562	1544
1990	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1535

Anm. Estimationsperioden er 1960-90.

Lagstrukturen er fast, den er  $-0.5$  for *Yrr1* og  $-0.3$  for *Tipp2*.

## Bilag 2.

Estimation af forskellige dummyer med lagstrukturen givet ved  $-0.5$  og  $-0.3$  (som metode 1).

Estimation	<i>Yat2</i>	<i>Yrr1</i>	<i>Tipp2</i>	dummy	konstant	s	R <sup>2</sup>	DW	chi <sup>2</sup>
0. d7985 <sup>1</sup>	0.921 (14.4)	0.878 (14.1)	0.736 (3.0)	-3065 (3.0)	444 (0.9)	1347	0,98	1.72	12.10
1. d7985	0.960 (19.1)	0.687 (3.9)	0.931 (4.8)	-2739 (2.9)	466 (0.9)	1357	0,98	1.84	6.49
2. d7985 <sup>2</sup>	0.987 (24.2)	0.730 (4.3)	0.979 (5.3)	-3077 (3.5)	....	1349	0,98	1.85	7.23
3. d7987	0.964 (18.4)	0.465 (2.9)	0.753 (4.4)	-2276 (2.8)	466 (0.9)	1372	0,98	1.69	5.67
4. d7990	0.962 (19.6)	0.572 (3.6)	0.573 (3.6)	-2859 (3.1)	277 (0.5)	1334	0,98	1.81	5.74
5. d7890	0.959 (18.6)	0.590 (3.6)	0.533 (3.2)	-2896 (2.8)	285 (0.5)	1368	0,98	2.18	5.39
6. d7790	0.977 (19.4)	0.646 (4.0)	0.512 (3.2)	-3468 (3.3)	183 (0.4)	1315	0,98	1.98	6.31

Anm. Estimationsperioden er 1960-90.

Laggene er sat til  $-0.5$  hhv  $-0.3$ .

Tallene i parentes er t-værdier.

<sup>1</sup> Den gamle relation, dvs. estimationsperioden er 1960 til 1987.

<sup>2</sup> Estimationen er uden konstantled.

### Bilag 3

Estimeret residualspredning med forskellig lagstruktur (metode 1).  
Rækker viser *Yrr1*, mens søjler viser *Tipp2*.

	0.0	-0.1	-0.2	-0.3	-0.4	-0.5	-0.6	-0.7	-0.8	-0.9	-1.0
0.0	1704	1655	1595	1532	1502	1553	1674	1791	1870	1916	1941
-0.1	1673	1622	1559	1494	1466	1527	1656	1775	1854	1899	1923
-0.2	1642	1588	1519	1448	1419	1488	1626	1750	1829	1874	1898
-0.3	1620	1561	1484	1402	1363	1435	1583	1713	1796	1843	1868
-0.4	1617	1553	1467	1366	1305	1370	1527	1667	1756	1807	1837
-0.5	1641	1575	1480	1357	1262	1305	1465	1616	1715	1774	1809
-0.6	1688	1622	1522	1384	1252	1257	1410	1571	1681	1749	1791
-0.7	1743	1679	1580	1435	1275	1237	1373	1540	1660	1736	1784
-0.8	1793	1733	1637	1490	1316	1244	1358	1524	1651	1733	1786
-0.9	1832	1775	1683	1540	1361	1266	1359	1522	1652	1738	1794
-1.0	1862	1807	1718	1579	1401	1294	1370	1527	1658	1747	1806

Anm. Estimationsperioden er 1960-90.  
Dummyen er indsat for perioden 1979 til 1985.

## Bilag 4

Estimeret residualspredning med forskellig begyndelses- og slutår for dummy (metode 2).

Udvalgt lagkombination.

Rækker henviser til dummens begyndelsesår, mens søjler henviser til slutår.

	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
1977	1566	1564	1555	1505	1471	1511	1563	1527	1384	1395	1397	1406	1427	1346
1978	0	1557	1554	1494	1461	1509	1564	1530	1387	1402	1406	1421	1449	1396
1979	0	0	1496	1397	1370	1457	1554	1492	1276	1337	1346	1355	1409	1364
1980	0	0	0	1484	1459	1527	1565	1549	1430	1464	1479	1506	1522	1503
1981	0	0	0	0	1539	1566	1496	1562	1523	1542	1546	1561	1565	1561
1982	0	0	0	0	0	1537	1348	1523	1561	1562	1563	1566	1564	1566
1983	0	0	0	0	0	0	1401	1561	1532	1540	1547	1562	1565	1563
1984	0	0	0	0	0	0	0	1478	1330	1380	1435	1490	1515	1503
1985	0	0	0	0	0	0	0	0	1384	1428	1483	1542	1557	1550
1986	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1566	1566	1557	1552	1559
1987	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1566	1550	1550	1558
1988	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1544	1546	1558
1989	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1562	1566
1990	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1563

Anm. Estimationsperioden er 1960-90.

De indgående lags fremgår af bilag 5 og 6.

## Bilag 5

Lag til *Yrr1* (metode 2).

Rækker henviser til dummies begyndelsesår, mens søjler henviser til slutår.

	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
1977	-0.6	-0.6	-0.7	-0.7	-0.6	-0.6	-0.6	-0.6	-0.7	-0.8	-0.7	-0.7	-0.6	-0.6
1978	0	-0.6	-0.7	-0.7	-0.6	-0.6	-0.6	-0.6	-0.7	-0.8	-0.8	-0.7	-0.6	-0.6
1979	0	0	-0.7	-0.7	-0.6	-0.5	-0.6	-0.5	-0.7	-0.8	-0.8	-0.7	-0.6	-0.6
1980	0	0	0	-0.6	-0.5	-0.5	-0.7	-0.6	-0.6	-0.7	-0.7	-0.6	-0.6	-0.6
1981	0	0	0	0	-0.6	-0.6	-0.7	-0.7	-0.6	-0.7	-0.7	-0.6	-0.6	-0.6
1982	0	0	0	0	0	-0.7	-0.5	-0.8	-0.7	-0.7	-0.7	-0.6	-0.6	-0.6
1983	0	0	0	0	0	0	-0.4	-0.7	-0.7	-0.8	-0.7	-0.7	-0.6	-0.6
1984	0	0	0	0	0	0	0	-0.5	-0.7	-0.9	-0.7	-0.7	-0.6	-0.6
1985	0	0	0	0	0	0	0	0	-1.1	-1.5	-1.1	-0.8	-0.7	-0.7
1986	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.7	-0.6	-0.6	-0.7	-0.7
1987	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.6	-0.7	-0.7	-0.7
1988	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.7	-0.7	-0.7
1989	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.7	-0.6
1990	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.6

Anm. Estimationsperioden er 1960-90.  
Tallene er afrundet.



## Bilag 6

Lag til *Tipp2* (metode 2).

Rækker henviser til dummyens begyndelsesår, mens søjler henviser til slutår.

	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
1977	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.4
1978	0	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.4
1979	0	0	-0.5	-0.5	-0.4	-0.4	-0.5	-0.4	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.4
1980	0	0	0	-0.5	-0.4	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.4
1981	0	0	0	0	-0.4	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5
1982	0	0	0	0	0	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5
1983	0	0	0	0	0	0	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5
1984	0	0	0	0	0	0	0	-0.5	-0.5	-0.6	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5
1985	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.5	-0.7	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5
1986	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5
1987	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5
1988	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.5	-0.5	-0.5
1989	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.5	-0.5
1990	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0.5

Anm. Estimationsperioden er 1960-90.  
Tallene er afrundet.

## Bilag 7

Koefficient til *Yat2* (metode 2).

Rækker henviser til dummyens begyndelsesår, mens søjler henviser til slutår.

	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
1977	0.907	0.908	0.913	0.925	0.924	0.929	0.914	0.931	0.989	0.986	0.991	1.037	0.999	0.990
1978	0	0.908	0.914	0.929	0.927	0.931	0.913	0.931	0.991	0.985	0.990	1.031	0.989	0.976
1979	0	0	0.931	0.948	0.939	0.945	0.922	0.944	1.022	1.001	1.006	1.058	0.998	0.977
1980	0	0	0	0.921	0.915	0.922	0.904	0.920	0.970	0.956	0.954	0.969	0.943	0.931
1981	0	0	0	0	0.905	0.908	0.888	0.902	0.944	0.928	0.927	0.923	0.913	0.912
1982	0	0	0	0	0	0.893	0.862	0.888	0.923	0.918	0.916	0.904	0.901	0.906
1983	0	0	0	0	0	0	0.891	0.905	0.928	0.924	0.922	0.918	0.910	0.909
1984	0	0	0	0	0	0	0	0.907	0.946	0.942	0.939	0.951	0.925	0.909
1985	0	0	0	0	0	0	0	0	0.963	0.954	0.943	0.938	0.916	0.908
1986	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.908	0.909	0.892	0.904	0.914
1987	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.908	0.885	0.905	0.915
1988	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.885	0.908	0.917
1989	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.919	0.912
1990	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.899

Anm. Estimationsperioden er 1960-90.  
Tallene er afrundet.

## Bilag 8

Chi<sup>2</sup>-værdi (metode 2).

Rækker henviser til dummens begyndelsesår, mens søjler henviser til slutår.

	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
1977	6.5	6.6	6.7	7.3	7.0	6.8	6.5	6.7	11.4	11.9	9.7	11.7	9.2	8.2
1978	0	6.6	6.7	7.6	7.1	6.9	6.5	6.7	11.4	11.7	9.5	11.1	8.6	7.4
1979	0	0	7.5	8.9	7.8	7.3	6.6	7.1	16.1	13.8	10.8	13.4	9.2	7.6
1980	0	0	0	7.5	6.6	6.5	6.6	6.4	9.6	9.3	7.5	7.7	6.9	6.2
1981	0	0	0	0	6.1	6.5	8.1	6.9	7.4	7.4	6.6	6.6	6.5	6.3
1982	0	0	0	0	0	6.8	9.5	7.3	6.9	7.0	6.6	6.5	6.5	6.6
1983	0	0	0	0	0	0	8.0	6.7	7.5	7.8	6.9	6.7	6.6	6.5
1984	0	0	0	0	0	0	0	6.7	11.1	11.9	8.2	7.8	7.1	6.6
1985	0	0	0	0	0	0	0	0	12.3	13.3	8.2	7.3	6.8	6.5
1986	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6.8	6.5	6.6	6.8	7.1
1987	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6.4	7.5	7.4	7.5
1988	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6.6	6.8	7.0
1989	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6.7	6.6
1990	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6.3

Anm. Estimationsperioden er 1960-90.  
Tallene er afrundet.

## Bilag 9

Estimation hvor lagstrukturen er estimeret frit (metode 2).  
I parentes ses lagstrukturen.

Estimation	<i>Yat2</i>	<i>Yrr1</i>	<i>Tipp2</i>	dummy	konstant	s	R <sup>2</sup>	DW	chi <sup>2</sup>
7. d8088 (-3/5,-1/2)	0.968 (15.2)	0.386 (2.3)	0.902 (4.2)	-1352 (1.5)	639 (1.2)	1451	0.98	1.49	8.73
8. d8087 (-7/10,-1/2)	0.955 (18.5)	0.425 (2.7)	0.864 (4.4)	-1441 (1.8)	661 (1.3)	1425	0.98	1.46	8.89
9. d8086 (-7/10,-1/2)	0.955 (19.0)	0.490 (3.0)	0.923 (4.6)	-1621 (1.9)	660 (1.3)	1411	0.98	1.58	9.47
10. d7990 (-3/5,-2/5)	0.977 (19.8)	0.524 (3.4)	0.672 (3.8)	-2698 (3.0)	308 (0.6)	1314	0.98	1.66	7.89
11. d7989 (-3/5,-2/5)	0.984 (17.2)	0.431 (2.7)	0.807 (4.4)	-2139 (2.3)	419 (0.8)	1383	0.98	1.72	7.68
12. d7890 (-3/5,-2/5)	0.974 (19.0)	0.543 (3.4)	0.632 (3.4)	-2734 (2.7)	315 (0.6)	1347	0.98	2.05	7.35
13. d7889 (-3/5,-1/2)	0.989 (16.6)	0.432 (2.7)	0.830 (4.3)	-2064 (2.1)	436 (0.8)	1393	0.98	1.86	9.44
14. d7790 (-3/5,-2/5)	0.990 (19.6)	0.597 (3.7)	0.607 (3.4)	-3287 (3.1)	218 (0.4)	1299	0.98	1.83	8.42

Anm. Estimationsperioden er 1960-90.

Tallene i parentes er t-værdier.

Af bilag 7 estimationerne med gråtone mangler de, der giver en chi<sup>2</sup>-værdi, der er højere end 10.