

## Den personlige skattepligtige indkomst II

### Resumé:

*Formålet med dette papir er at reestimere relationen for den skattepligtige indkomst på nye tal. Papiret bygger på tidligere modelgruppepapirer om samme emne og på et nyt papir om disponibel indkomst.*

---

c:\dokument\pers.wp

Nøgleord: skattepligtige indkomst, skat, reestimation, dummy, lags, indkomststatistik

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 tidligere modelgruppepapirer har jeg kigget på estimationen af den personlige skattepligtige indkomst.<sup>1</sup> Baggrunden er, at der er dannet nye serier for nogle af de variabler, der indgår i relationen.<sup>2</sup>

Som udgangspunkt vil jeg se på, hvorledes data er ændret i forhold til den seneste estimation, samt hvorledes de i relationen anvendte serier svarer til de relevante variabler i indkomstskattestatistikken, jf. førstnævnte papir.

Det foreliggende papir kan/skal ses i sammenhæng med et tilsvarende arbejdsrapport om selskabsskatten, da mange af problemstillingerne i de to papirer er overlappende.<sup>3</sup>

## 2. Den nuværende relation

Det er hensigtsmæssigt først at se på relationen, som den blev estimeret i det seneste modelgruppepapir om emnet. Der er relationen reestimeret for en længere periode end den, som er benyttet i ADAM bogens bilag; selve specifikationen af relationen er uændret.<sup>4</sup>

**Tabel 1. Estimation af relation for personlig skattepligtig indkomst**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Skattepligtig personlig indkomst	D( $Y_s$ )		
Konstant		466	494
A-indkomst	D( $Y_{at2}$ )	0.960	0.0503
Restindkomst, netto, til $Y_s$	D( $Y_{rr1}_{-1/2}$ )	0.687	0.1758
Private ikkefinansielle sektors renteindtægter, netto	D( $Tipp2_{-3/10}$ )	0.931	0.1927
Dummy	$d7985$	-2739	941
Rest: to mindre poster: Skug og Yrs			

Anm.  $n = 1960-90$   $s = 1357$   $R^2 = 0,98$   $DW = 1.84$   $chi^2 = 6.49$

Til denne estimation skal bemærkes at restindkomst,  $Y_{rr1}$ , er defineret som:

<sup>1</sup> Den personlige skattepligtige indkomst II, PB 31.01.91, samt Den personlige skattepligtige indkomst, BAM 10.03.94.

<sup>2</sup> Jf. Disponibel indkomst i ADAM og Nationalregnskabet, HCO 30.03.94.

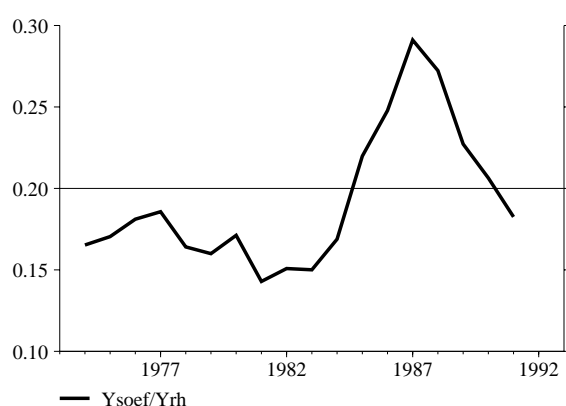
<sup>3</sup> Jf. Selskabsskatterelationerne, SBO 17.05.94.

<sup>4</sup> Jf. BAM 10.03.94

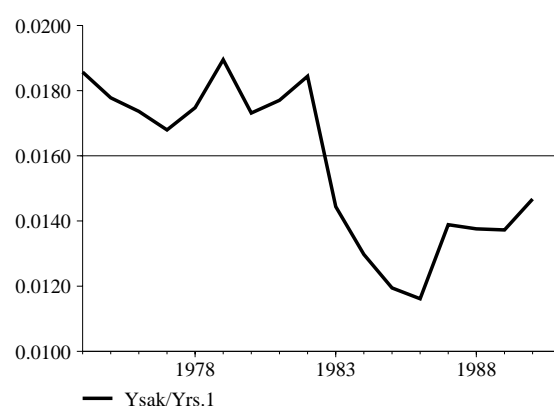
$$Yrr1 = Yrp + 0.2 \cdot Yrh - 0.5 \cdot Ipv4 \quad (1)$$

Koefficienten til  $Yrh$  er valgt apriori. Af figur 1, hvor der er inddraget supplerende information fra indkomst- og formuestatistikken over nettooverskuddet af fast ejendom,  $Ysoef$ , ses hvorledes koefficienten er valgt. Koefficienten er valgt på baggrund af tallene frem til og med 1988, men det ses af figuren, at yderligere år ikke ændrer ved valget af koefficient.

**Figur 1. Restindkomst for boligbenyttelse**



**Figur 2. Restindkomsten i selskaber**



Endvidere har man i relationen trukket variablerne for skattegodtgørelse i forbindelse med udlodning,  $Skug$ , og restindkomst i selskaber,  $Yrs$  (variablen repræsenterer aktieudbytter), fra på venstresiden. Koefficienten til  $Yrs$  er ligeledes valgt apriori; den er valgt på baggrund af forholdet mellem restindkomst i selskaberne og aktieudbyttet, som er fundet i indkomst- og formuestatistikken. Koefficienten er valgt til 0.016, jf. figur 2.

I ovenstående relation indgår følgende variabler:

$Ys$	Skattepligtig personlig indkomst
$Yat2$	Hjælpevariabel i $Ys$ -relationen, dækker over A-indkomsten.
$Yrr1$	Hjælpevariabel for restindkomst i $Ys$ -relationen
$Tipp2$	Private ikke-finansielle sektors renteindtægter
$Skug$	Skattegodtgørelse i forbindelse med udlodning af selskabsudbytte.
$Yrs$	Restindkomst i virksomheder.

### 3. Ændringer som følge af nye tal

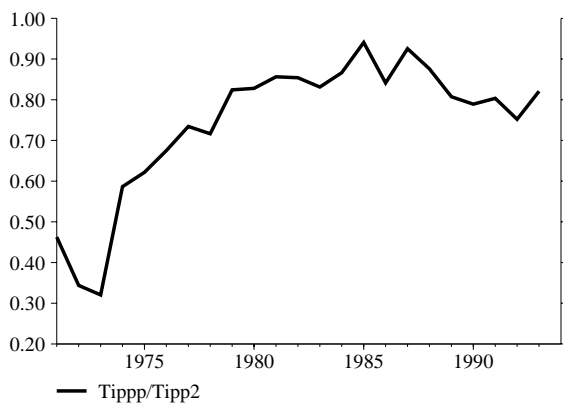
Som omtalt indledningsvis er målet med dette papir, at reestimere relationen for personlig skattepligtig indkomst på nye tal. På nær  $Yat2$  og  $Ys$  ændres alle variabler i relationen. Det er derfor hensigtsmæssigt at se nærmere på ændringerne og på, hvorledes disse ændringer påvirker relationen.

#### Renterne

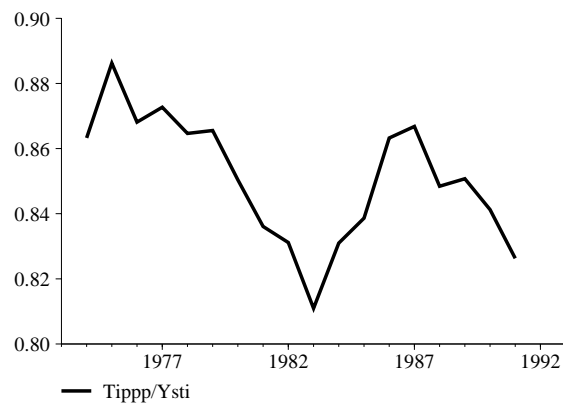
Private ikke-finansielle sektors renteindtægter,  $Tipp2$ , kan nu i henhold til nævnte papir om disponibel indkomst opdeles i henholdsvis personers og selskabers nettorenter. Husholdningernes nettorenter ekskl. imputerede renter er på de nye tal defineret som  $Tipp_h - Timp$ , i det følgende vil vi kalde det nye rentebegreb for  $Tipp_p$ , dvs.  $Tipp_p = Tipp_h - Timp$ .<sup>5</sup> Selskabernes nettorenter defineres residualt. Det må være den først omtalte del af renterne, der skal indgå i den personlige skattepligtige indkomst, mens selskabernes nettorenter må indgå i selskabsskatterelationen.<sup>6</sup> Dvs.  $Tipp_p$  må erstatte  $Tipp2$  i vores relation.

I figur 3 sammenlignes de to rentebegreber. Det ses, at indtil omkring 1980 stiger det nye rente i forhold til den gamle, herefter stabiliserer forholdet sig omkring 0.85. Det kan også være interessant at se, hvorledes denne nye rentedefinition er sammenlignet med renterne i indkomst- og formuestatistikken. Som det fremgår af figur 4, ser der i modsætning

**Figur 3. Renterne, nye og gamle**



**Figur 4. Sammenlign. med indkomststatistikken**



til tidligere ikke ud til at være nogen trend mellem renterne i indkomststatistikken,  $Ysti$ , og relationens rentebegreb  $Tipp_p$ .

Den omtalte trend blev benyttet til at begrunde en dummy, som var 1 fra og med 1979 til og med 1985,  $d7985$ . Da der som omtalt ikke længere er nogen trend, må denne dummy blive

<sup>5</sup> Variablen  $Tipp_h$  blev i nævnte modelgruppepapir betegnet  $Tipp_p$ .

<sup>6</sup> Tidligere indgik begge under ét i bestemmelsen af den personlige skattepligtige indkomst.

insignifikant (givet at begrundelsen i sin tid var dækkende), herom senere.

### Restindkomst, selskaber

Som omtalt indledningsvis indgår restindkomsten i selskaber som venstreside-variabel i relationen og repræsenterer aktieudbytte. Men eftersom aktieudbytte er inkluderet i det nye rentebegreb *Tipp*, er det i vores nye relation ikke nødvendigt at trække dem ud på venstresiden. Restindkomsten for selskaber udgår derfor af relationen for den personlige skattepligtige indkomst

### Restindkomst, personer

Personernes restindkomst indgår i relationen via hjælpevariablen *Yrr1* defineret ved (1). Med udgangspunkt i de nye tal er der nu defineret en restindkomst for husholdningerne, *Yrp1*, denne restindkomst erstatter *Yrp* i ovennævnte ligning. Forskellen mellem de to restindkomstbegreber er blandt andet, at restindkomst for boligbenyttelse indgår i restindkomsten for husholdninger, *Yrp1*.

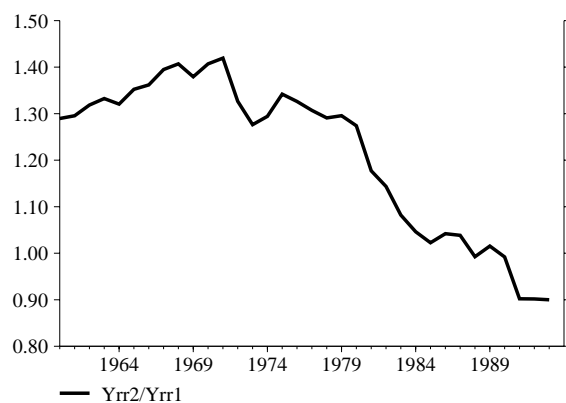
Et problem er, hvorledes boligbenyttelsen skal indgå i den nye restindkomst for personer, som i det følgende vil blive kaldt *Yrr2*. Af figur 1 fremgik, at *Yrh* bør indgå i restindkomsten for personer med ca. 20%. Det fremgår af et tidligere modelgruppepapir, at *Yrp1* omfatter ca. 85% af *Yrh*.<sup>7</sup> For at kunne lade *Yrh* indgå på det nævnte niveau er det altså nødvendigt at trække ca. 65% restindkomst for boligbenyttelse ud af restindkomsten.

Herudover trækkes afskrivningerne ud. Denne del af (1) bevares uændret. Derved bliver (1) som følge af nye tal ændret til:

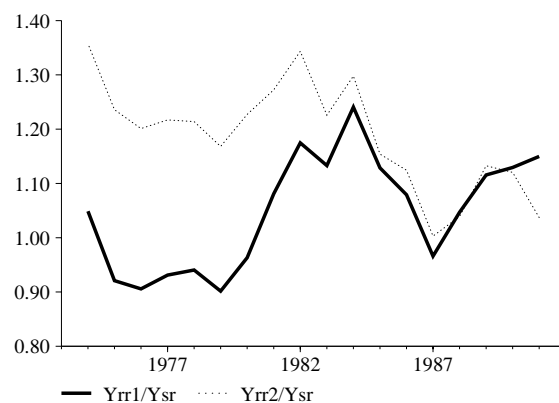
$$Yrr2 = Yrp1 - 0.65 \cdot Yrh - 0.5 \cdot Ipv4 \quad (2)$$

Det kan nu være interessant dels at sammenligne de to restindkomstbegreber, dels at sammenligne restindkomstbegreberne med restindkomsten, som den findes i indkomststatistikken.

Figur 5. Restindk., nye og gamle



Figur 6. Sammenligning med indk.stat.



<sup>7</sup> Jf. PUD 23.08.93: Om opdeling af restindkomst mv.

Af figur 5 fremgår, at der frem til omkring 1979 er en relativ stabil sammenhæng mellem de to restindkomstbegreber, herefter er der en faldende trend, som muligvis fortsætter ud over estimationsperioden. I figur 6 er de to restindkomstbegreber sat i forhold til restindkomsten, som den fremstår i indkomststatistikken. Det ses, at hverken den nye eller den gamle restindkomst udvikler sig systematisk i forhold til restindkomsten fra indkomststatistikken. Der er derfor ikke nogen fornuftig grund til at inkludere en dummy på baggrund  $Yrr2$ .

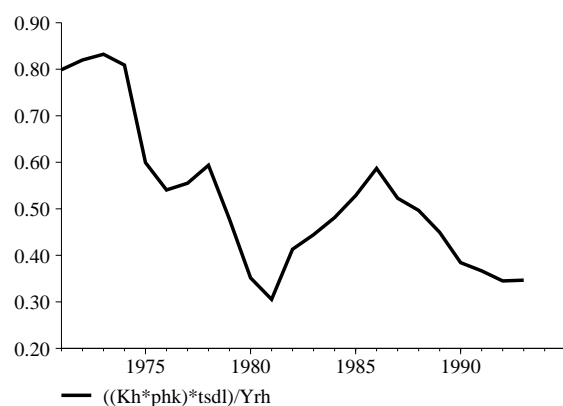
Der er endvidere set på, om der i stedet for et nationalregnskabsudtryk for restindkomst for boligbenyttelse kan benyttes et imputeret udtryk for lejeværdi. Forholdet mellem et sådant, udledt af modellens variabler, og det tilsvarende fra indkomststatistikken, er dog kendetegnet ved en betydelig trend, jf. figur 7. Tanken er derfor i denne omgang ikke forfulgt videre, selvom visse interessante ligheder mellem figur 7 og figur 1 kan anes.

**Figur 7 Imputeret lejeværdi**

**b. ift. indkomststatistikken**



**b. ift. nationalregnskabet**



#### 4. Reestimation

Som udgangspunkt er det en god idé at reestimere den nuværende relation på de nye tal for at se, om der er behov for ændringer.

Estimationen fremgår af bilag 1, som 'Reestimation 1'. Der er en række problemer med denne estimation. Først er koefficienten til *Tipp* ganske høj; det er svært at fortolke en parameter til et indkomstbegreb, der er større end 1; en forklaring kan dog være, at den ny rentevariabel repræsenterer de skattemæssige rentefradrag ganske godt, men undervurderer deres størrelse, jf. figur 4. Derudover er koefficienten til restindkomsten  $Yrr2$  for lav; den skulle gerne være større end 0.5, jf. figur 6, og i vort tilfælde er den end ikke signifikant. Desuden bliver dummyen insignifikant. At dummyen bliver insignifikant stemmer i øvrigt fint med overvejelserne i afsnittet om renter, og på baggrund af den diskussion og ovenstående relation udelades  $d7985$  af de følgende estimationer.

Samlet set må ovenstående relation siges at være utilfredsstillende, og vi må i det følgende søge en relation, som gør restindkomstens koefficient større og koefficienten til renterne mindre. Koefficienten til  $Yat2$  må gerne forblive nogenlunde, hvor den er.

## 5. Forsøg med laglængden

I tidligere papirer blev den optimale laglængde fundet til at være 0.5 på restindkomsten og 0.3 på renterne. Det er ikke på forhånd givet, at disse fortsat vil være optimale, når vi har ændret variablerne i relationen. Derfor vil jeg i det følgende undersøge, hvilken laglængde, som er mest fordelagtig (specielt med henblik på at gøre *Yrr2* signifikant).

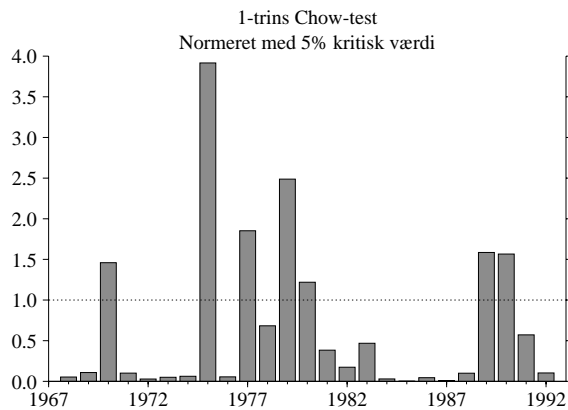
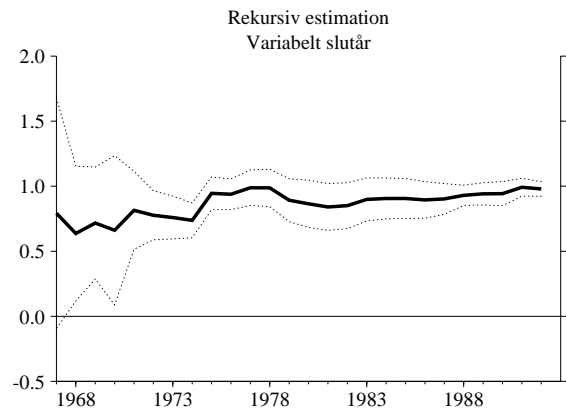
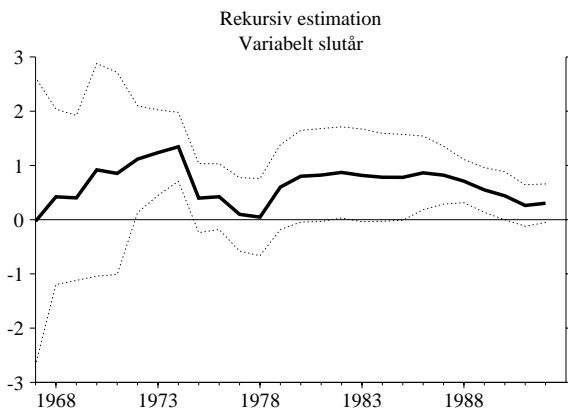
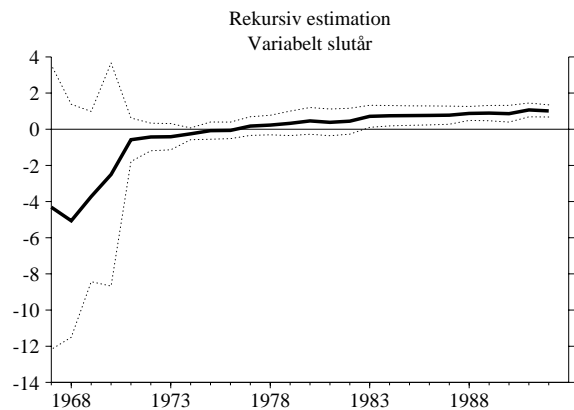
Jeg har for at finde den optimale kombination af laglængder lavet en fri estimation af de to laglængder, dvs. først lagget *Yrr2* med 0.1 og ændret laglængden på renterne mellem 0 og 1, siden er *Yrr2* lagget med 0.2 og øvelsen er gentaget, osv. ind til *Yrr2* var lagget med 1. Tidligere forsøg med laglængden har imidlertid alle vist, at restindkomsten skal lagges 0.5, og at renterne skal lagges med mellem 0.1 og 0.3. Jeg har derfor begrænset gengivelsen af resultaterne til kun at omhandle intervallerne omkring de historisk observerede laglængder. Det kan samtidig indskydes, at estimationerne uden for disse intervaller alle giver uantagelige resultater.

Af bilag 2 fremgår, at der ikke er tungtvejende argumenter for at ændre på laglængde af restindkomsten. Det ses, at man får de højeste værdier af koefficienten til *Yrr2*, når man lagger *Yrr2* med 0.5 og *Tipp* med mellem 0.0 og 0.2. Samtidig giver disse estimationer lav spredning og nogenlunde fornuftige værdier til parametrene for *Yat2* og *Tipp*. Når man skal vælge mellem de 3 estimationer skal man afveje, om man vil have en nogenlunde tilfredsstillende høj koefficient til *Yrr2* på bekostning af en noget lavere værdi af koefficienten til *Yat2* eller omvendt. De følgende analyser er alle lavet for de 3 lag-kombinationer, men da vi i sidste ende alligevel har foretrukket *Tipp* lagget med 0.1, er her kun gengivet analyserne med denne lag-kombination.

## 6. Grundig undersøgelse af estimation med laglængde på renter 0.1

Som det ses af bilaget har vi stadig ikke en tilfredsstillende estimation. Vi har fortsat en for lav koefficient til restindkomsten, *Yrr2*, og derfor må vi overveje, hvorvidt vi kan inkludere yderligere information, som kan gøre koefficienten mere signifikant, evt. i form af en dummy. Vi så i afsnit 3, at der med de nye tal ikke er trends (eller hvis da svag) mellem de nye tal og tallene fra indkomststatistikken. Det betyder, at vi ikke på baggrund af vores viden fra skattestatistikken umiddelbart kan argumentere for inkluderingen af en dummy. Men at vi på baggrund af vores viden ikke kan inkludere en dummy, er ikke ensbetydende med, at der ikke kan inkluderes en dummy alligevel. Der kan meget vel være en række aspekter, som ikke er tilstrækkeligt belyst ud fra statistikken alene. Derfor er det værd at undersøge, om vi ikke kan vinde noget ved at inkludere en dummy.

Til indikation af, hvor det kan være hensigtsmæssigt at tage en dummy med, er rekursiv estimation et glimrende instrument. Et-trins Chow-test kan vise os, om nogle år udgør særlige problemer i vores analyse.

**Figur 8. Chow-test****Figur 9. Koefficienten til  $Yat2$** **Figur 10. Koefficienten til  $Yrr2$** **Figur 11. Koefficienten til  $Tipp$** 

Det fremgår af figur 8 med al ønskelig tydelighed, at specielt 1975 udgør et problem for analysen, men også årene 1979 og 1989-1990 bryder med parameterstabilitetsantagelsen. Samme billede tegner sig i de følgende grafer over relationens parametre. Både koefficienten til  $Yat2$  og koefficienten til  $Yrr2$  ændrer sig ved overgangen til 1975.

## 7. Relation med dummy for 1975

At 1975 skiller sig så klart ud fra de øvrige år indikerer, at vi mangler information omkring forholdene i det år. I mangel af information kan vi undersøge, om vi kan 'redde' relationen ved at inkludere en dummy i 1975.

Vi ser af estimationen, jf. bilag 1 'Reestimation 2', at dummyen bliver signifikant, også således at det ændrer på relationens parametre at inkludere en dummy. Specielt bemærkes, at koefficienten til  $Yrr2$  bliver væsentligt større end i tilfældet uden dummy. Koefficienten bliver i modsætning til tidligere signifikant forskellig fra nul, men den er fortsat ret lav. Samtidig med at koefficienten til  $Yrr2$  vokser, falder koefficienten til  $Yat2$ . Det er ikke just, hvad vi ønsker set med henblik på at få plausible værdier for relationens koefficienter.



## 8. Relation med $d75$ og dummy for 1989-90

Af de rekursive grafer så vi, at 1989-90 også skilte sig ud ved at have stor teststørrelse. Samtidig så vi af figur 10, at koefficienten til  $Yrr2$  faldt ved udvidelsen af estimationsperioden til også at omfatte 1989 og 1990. Eftersom vi stadig har en relativt lav koefficient til  $Yrr2$  i relationen med  $d75$  er det værd at undersøge, om en dummy for de sidste år kan bidrage til at forhøje koefficienten til restindkomsten.

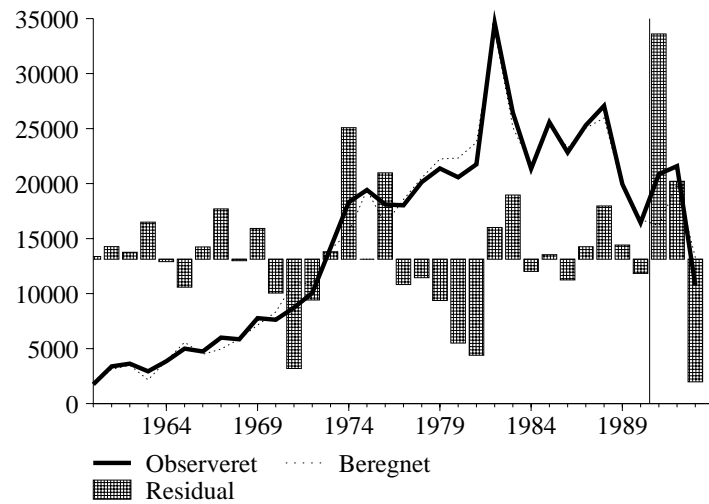
Det ville rent tekniske være behageligt, om vi kunne 'afslutte' dummyen før det sidste endelige estimationsår, eftersom vi da ikke skulle bekymre os om, hvorvidt dummyen skulle forlænges. Dvs. vi ville foretrække en dummy, som kun gik til og med 1989. I bilag 1 er estimation med dummy for 1989 angivet som reestimation 3, og estimation med dummy i både 1989 og 1990 er angivet som reestimation 4. Det ses, at begge estimationer giver en væsentlig højere koefficient til restindkomsten, altså den ønskede effekt. De to andre koefficienter er stort set uændrede sammenlignet med reestimation 2. På den baggrund må vi konkludere, at inddragelsen af en dummy for slutningen af 1980'erne forbedrer vores estimation kraftigt. Samtidig ses, når vi sammenligner de to estimationer indbyrdes, at der ikke er belæg for at afslutte dummyen allerede i 1989. I reestimation 4 er koefficienten til  $Yrr2$  væsentlig højere end i reestimation 3, og derfor må vi klart foretrække førstnævnte. Problemet i fremskrivningssituationer må vi så acceptere. Det vil altså sige, at den mest fordelagtige estimation er en estimation med dummy i 1975,  $d75$ , og dummy i 1989 og 1990,  $d8990$ .

Man kan med udgangspunkt i den meget lave og insignifikante konstant i reestimation 4 overveje, hvorvidt det er ønskeligt at have en konstant med i relationen.

**Tabel 2. Estimation af relation for personlig skattepligtig indkomst uden konstant**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Skattepligtig personlig indkomst	$D(Y_s)$		
A-indkomst	$D(Y_{at2})$	0.909	0.0335
Restindkomst, netto, til $Y_s$	$D(Y_{rr2}_{-1/2})$	0.790	0.1696
Private ikkefinansielle sektors renteindtægter, netto	$D(Tipp_{-1/10})$	0.824	0.1634
Dummy	$d75$	3353	1139
Dummy	$d8990$	-3915	890
Rest: én mindre post: Skug			

Anm.  $n = 1960-90$   $s = 1105$   $R^2 = 0,99$   $DW = 1.51$

**Figur 12. Reestimation med  $d75$  og  $d8990$** 

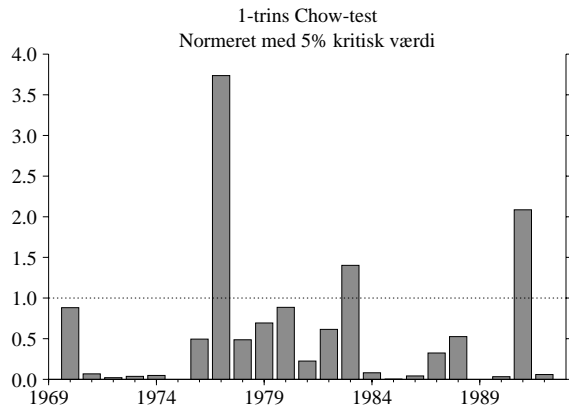
Det ses, at alle koefficienter i relationen vokser en anelse sammenlignet med reestimation 4. Da vi er ude efter højere koefficienter til både  $Yat2$  og  $Yrr2$ , må relationen uden konstant foretrækkes, men da stigningen er marginal er det i høj grad et spørgsmål om smag.

I figur 13-18 er Chow-testet og de dertil hørende rekursive grafer gengivet. Det ses af figur 13, at der nu kun er problemer med 1977. Når man ser over en så lang tidshorisont som 30 år, må kun ét afvigende år siges at være tilfredsstillende. Afvigelsen i 1977 slår hovedsagelig ud i parametrene til  $Yrr2$  og  $d75$ ; de øvrige koefficienter må siges at være relativt konstante. Alt i alt må de rekursive grafer og chowtestet siges at være overordentlig tilfredsstillende.

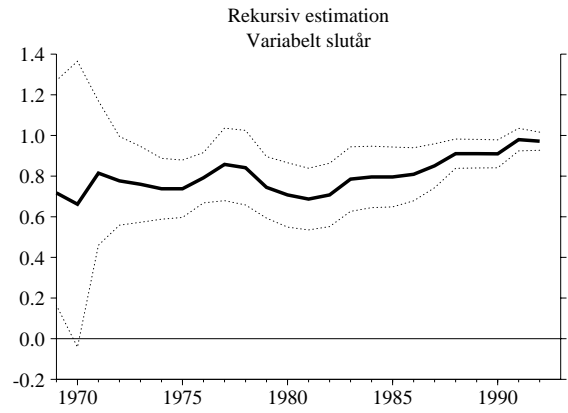
Man kunne nu diskutere, om vi kan være sikre på, at dummyen ikke allerede skal slås til i 1988. Hvis man forsøger dette vil man imidlertid få en koefficient til renterne som er større end 1. Man kunne på baggrund af de høje residualer i 1974, jf. fig 11 overveje, om dummyen for 1975 skulle udvides til også at omfatte 1974. Dette er forsøgt, men gav en væsentligt lavere koefficient til  $Yrr2$ . Problemet omkring 1977 kunne man søge at løse ved at udvide dummyen i 1975 til også at omfatte 1977. Dette giver imidlertid ligeledes en væsentligt lavere koefficient til restindkomsten.

Allerede nu kan vi på baggrund af tallene for 1991 sige, at dummyen formodentlig ikke skal forlænges, når estimationsperioden udvides til også at omfatte 1991; residualen i 1991 har modsat fortegn af residualerne i 1989 og 1990 (før dummy'en). Af samme grund må det umiddelbart anbefales at se bort fra dummyproblemet i fremskrivningssituationen.

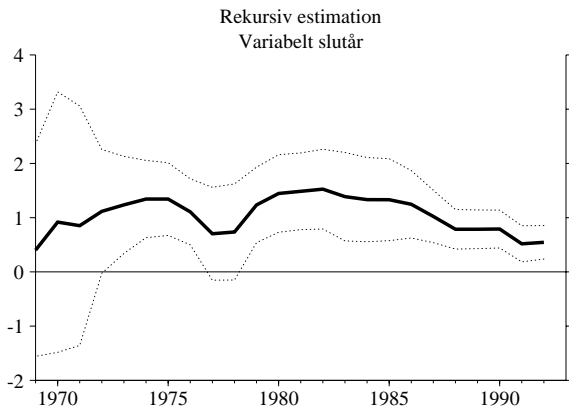
**Figur 13. Chow-test**



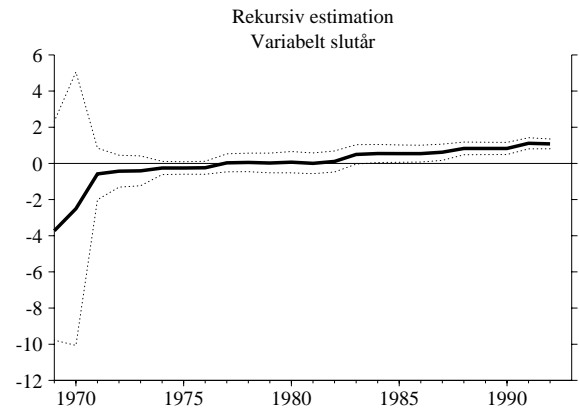
**Figur 14. Koefficient til Yat2**



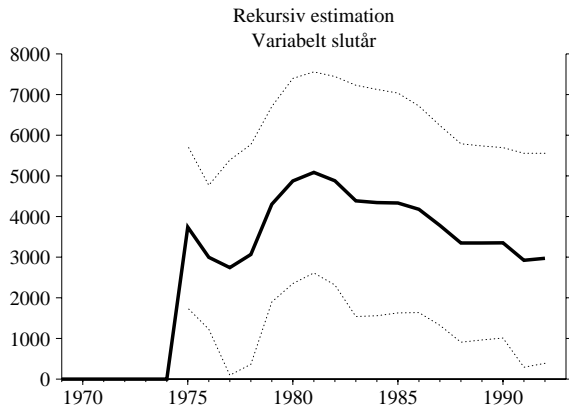
**Figur 15. Koefficient til Yrr2**



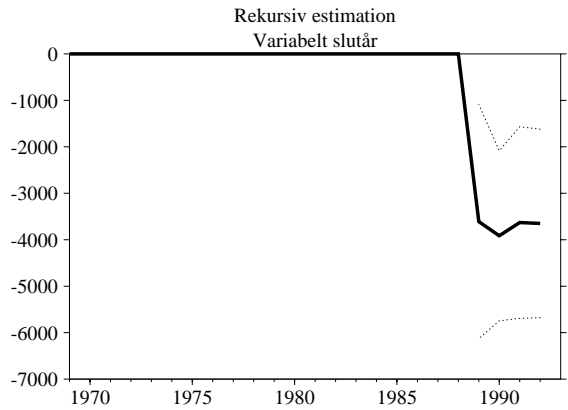
**Figur 16. Koefficient til Tipp**



**Figur 17. Koefficient til d75**



**Figur 18. Koefficient til d890**



## 9. Konklusion

På baggrund i ovenstående overvejelser må vi konkludere, at relationen angivet i tabel 2 er antagelig. Vi så ved overgangen til de nye tal, at specielt koefficienten til renterne blev meget høj, mens koefficienten til restindkomsten blev meget lav. Det samme fås, hvis man for at isolere effekterne lader *Tipp* og det gamle restindkomst-begreb *Yrrl* indgå i relationen. Dvs. det er specielt det nye snævere rentebegreb, som ændrer relationens koefficienter.

**Bilag 1. Reestimationer af den personlige skattepligtige indkomst**

Estimationen	Yat2	Yrr1/Yrr2	Tipp2/ Tipp	Dummy	Konstant	Spredning
Adambogen <i>d7985, Yrr1, Tipp2</i>	0.9206 (0.064)	0.878 (0.216)	0.736 (0.248)	-3065 (1037)	444 (506)	1347
Oprindelige (BAM) <i>d7985, Yrr1, Tipp2</i>	0.960 (0.050)	0.687 (0.176)	0.931 (0.193)	-2739 (941)	466 (494)	1357
Reestimation 1 <i>d7985, Tipp, Yrr2</i>	0.971 (0.065)	0.196 (0.257)	1.072 (0.303)	270 (861)	494 (599)	1571
Reestimation 2 <i>d75, Yrr2, Tipp</i>	0.911 (0.05)	0.471 (0.217)	0.791 (0.217)	3243 (1501)	342 (527)	1449
Reestimation 3 <i>d75 og d89, Yrr2, Tipp</i>	0.906 (0.045)	0.613 (0.217)	0.783 (0.205)	3306, -2987 (1420), (1493)	209 (503)	1371
Reestimation 4 <i>d75 og d8990, Yrr2, Tipp</i>	0.906 (0.037)	0.778 (0.183)	0.819 (0.169)	3326, -3887 (1167), (917)	85 (414)	1126
Reestimation 5 <i>d75 og d8990, Yrr2, Tipp</i>	0.909 (0.034)	0.790 (0.170)	0.824 (0.163)	3353, -3915 (1139), (890)	-	1105

Anm. Estimationerne er med undtagelse af én udført for perioden 1960-90. ADAM bogens er udført for perioden 1971 til 1988.  
I de to første estimationer er *Yrs* trukket fra på venstresiden; *Skug* er trukket fra i alle.

**Bilag 2. Forsøg med laglængden**

Estimationens laglængde	Yat2	Yrr2	Tipp	Konstant	Spredning
Yrr1 =0.4 Tipp=0.0	0.9085 (19.8)	0.4147 (1.93)	0.7417 (3.6)	504 (0.9)	1532 -
Yrr1 =0.4 Tipp=0.1	0.9300 (18.6)	0.3464 (1.6)	0.8461 (3.7)	490 (0.9)	1525 -
Yrr2 =0.4 Tipp=0.2	0.9558 (17.3)	0.2601 (1.2)	0.9686 (3.7)	477 (0.9)	1521 -
Yrr2 =0.4 Tipp=0.3	0.9847 (15.7)	0.1550 (0.7)	1.1019 (3.7)	472 (0.8)	1527 -
Yrr2 =0.4 Tipp=0.4	1.0118 (14.0)	0.0398 (0.2)	1.2182 (3.5)	484 (0.8)	1552 -
Yrr2 =0.5 Tipp=0.0	0.9033 (19.4)	0.4458 (1.9)	0.7221 (3.5)	487 (0.9)	1526 -
Yrr2 =0.5 Tipp=0.1	0.9246 (18.3)	0.3840 (1.7)	0.8283 (3.6)	467 (0.8)	1516 -
Yrr2 =0.5 Tipp=0.2	0.9495 (17.1)	0.3073 (1.3)	0.9495 (3.6)	448 (0.8)	1511 -
Yrr2 =0.5 Tipp=0.3	0.9755 (15.6)	0.2184 (0.9)	1.0721 (3.6)	435 (0.8)	1516 -
Yrr2 =0.5 Tipp=0.4	0.9957 (14.0)	0.1322 (0.5)	1.1579 (3.4)	442 (0.8)	1545 -
Yrr2 =0.6 Tipp=0.0	0.9049 (19.2)	0.4076 (1.9)	0.7145 (3.4)	523 (0.9)	1538 -
Yrr2 =0.6 Tipp=0.1	0.9261 (18.3)	0.3597 (1.6)	0.8262 (3.6)	488 (0.9)	1521 -
Yrr2 =0.6 Tipp=0.2	0.9500 (17.3)	0.3023 (1.4)	0.9500 (3.7)	450 (0.8)	1508 -
Yrr2 =0.6 Tipp=0.3	0.9731 (16.1)	0.2405 (1.1)	1.0660 (3.7)	419 (0.8)	1508 -
Yrr2 =0.6 Tipp=0.4	0.9872 (14.8)	0.1898 (0.8)	1.1299 (3.5)	409 (0.72)	1535 -

Anm. Koefficienterne er angivet med dertil hørende t-værdier; n=1960-90