Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Karsten Theil Hansen

Arbejdspapir*

14.januar 1993

Revisioner i FINBK

Resumé:

I dette papir foreslås nogle revisioner i den finansielle databank finbk. Specielt foreslås det at slå databanken finbk sammen med estimationsbanken finest. Herudover anbefales det, at kilden til bolig -og erhvervsinvesteringer samt indenlandsk efterspørgsel fremover er det kvartalsvise nationalregnskab frem for - som nu - eksterne kilder. Endelig foreslås en revison af iwnz-serien.

p:\wp

Nøgleord: findan,finbk,data,finest

Med henblik på den kommende reestimation af den finansielle delmodel, foreslås det i dette papir at foretage en række (små)revisioner af databanken finbk. Formålet er dels at få ryddet nogle uheldige sammenhænge mellem bankerne finbk og finest af vejen, dels at forsøge at "strømline" finbk efter adambk-principper.

I finbk contra finest

I øjeblikket findes der tre kvartalsvise databanker med tilknytning til den finansielle delmodel: Den egentlige finansielle databank *finbk*, estimationsbanken *finest*, samt simulationsbanken *finsim*. finsim indeholder de variabler, som gør det muligt at simulere kvartalsversionen af findan. finest indeholder variabler fra finbk deflateret med *pytr*, samt visse reale variabler så som investeringer og indenlandsk efterspørgsel.

Problemerne med finest er flertallige. For det første er variabelnavnene de samme som i finbk, *selvom de er deflateret med pytr*. Dette medfører en oplagt risiko for misforståelser og fejltagelser, og bør rettes hurtigst muligt. For det andet er der ikke nogen fundamental forskel på finbk's og finest's indhold. Det drejer sig faktisk kun om de førnævnte reale variabler.

På baggrund af ovenstående foreslås det at lade finest afgå ved døden ved at slå den sammen med finbk. Dette gøres ved at lægge de reale variabler, samt *pytr* over i finbk. Herved går alle de deflaterede variabler umiddelbart tabt, men de findes jo implicit i finbk, hvis *pytr* lægges over i denne. Desuden løses det uheldige variabelnavne-problem samtidig.

II Kilder til finbk's reale variabler

Som før nævnt indeholder den finansielle delmodel nogle reale variabler: Bolig- og erhvervsinvesteringer samt indenlandsk efterspørgsel. Kilden til disse har hidtil været en databank fra nationalbanken. Indførelsen af det kvartalsvise nationalregnskab åbner imidlertid for muligheden for at bruge en intern kilde, hvilket må betegnes som et fremskridt. Desuden opnås den behagelige egenskab, at de kvartalsvise reale serier i finbk summer til adambks tilsvarende årlige serier. Der er dog et par problemer forbundet med indførelsen af nationalregnskabet som ny kilde.

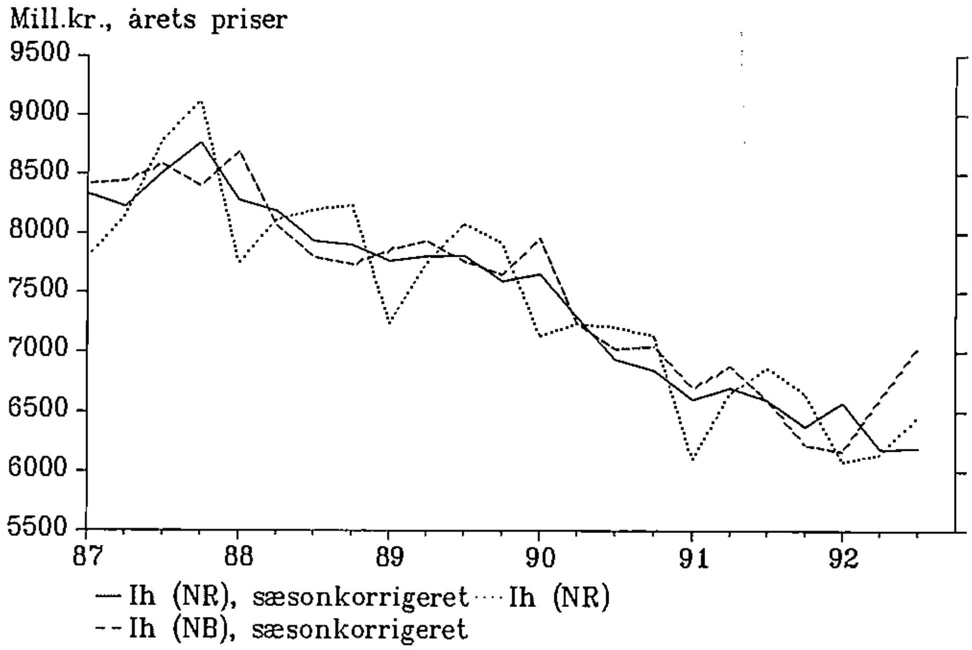
Serierne fra det kvartalsvise nationalregnskab starter i 1. kvartal 1987, så i det fald at der er signifikant forskel på nationalbankens og nationalregnskabets tal, vil der være et brud i serierne efter 1987. Dette problem afhjælpes dog lidt, når tallene fra tilbageføringen af det kvartalsvise nationalregnskab foreligger, idet bruddet da kan lægges tidligere i perioden. Indtil videre må vi dog nøjes med tal fra nationalregnskabet fra 1987 I.

En af årsagerne til, at et brud i 1987 I må forventes er, at tallene fra nationalbanken er sæsonkorrigerede, mens tallene fra nationalregnskabet fås uden sæsonkorrektion.[1] Dette betyder, at data før 1987 og data efter 1987 vil være korrigeret hver for sig. I sagens natur er dette et problem, idet en sæsonkorrektion naturligvis bør laves på *hele* den rå serie.

Dette implicerer, at man kommer til at råde over en databank med serier, som ikke er korrigerede identisk. Hertil kommer, at det ikke er helt problemfrit at foretage selve sæsonkorrektionen af nationalregnskabets tal, idet man korrigerer en serie over en relativ kort periode (1987 I - 1992 III).

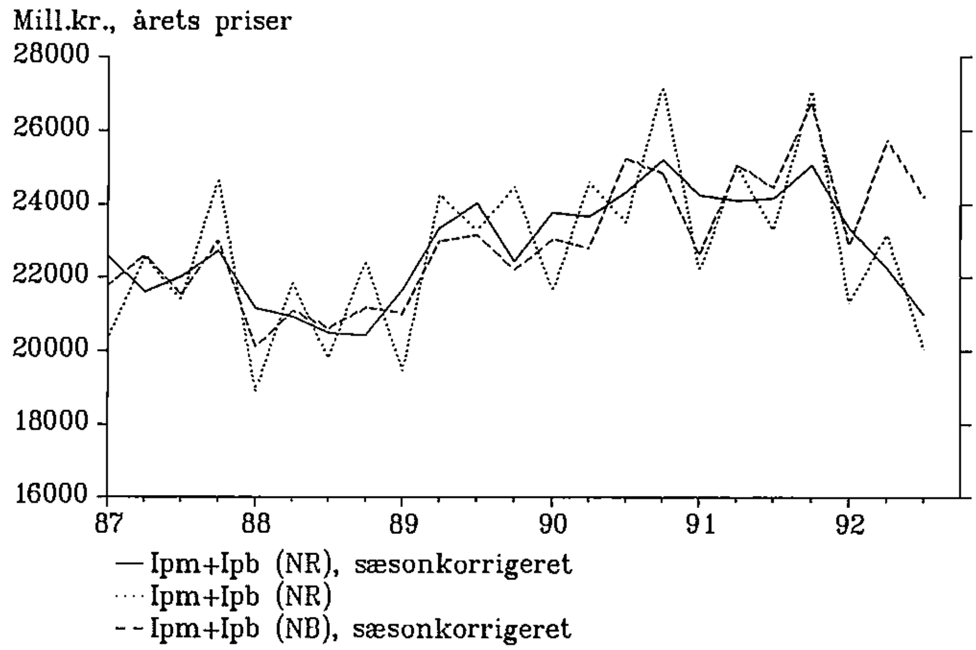
I det følgende vises figurer af investeringer, indenlandsk efterspørgsel, samt deflator for indenlandsk efterspørgsel. Det bør her ihukommes, at det ikke er investerings*niveauet*, som benyttes i finbk, men derimod de *kumulerede* investeringer. De sæsonkorrigerede serier er beregnet ved hjælp af AREMOS's X11-kommando.

Figur 1. Boliginvesteringer fra nationalbanken (NB) og nationalregnskabet (NR)

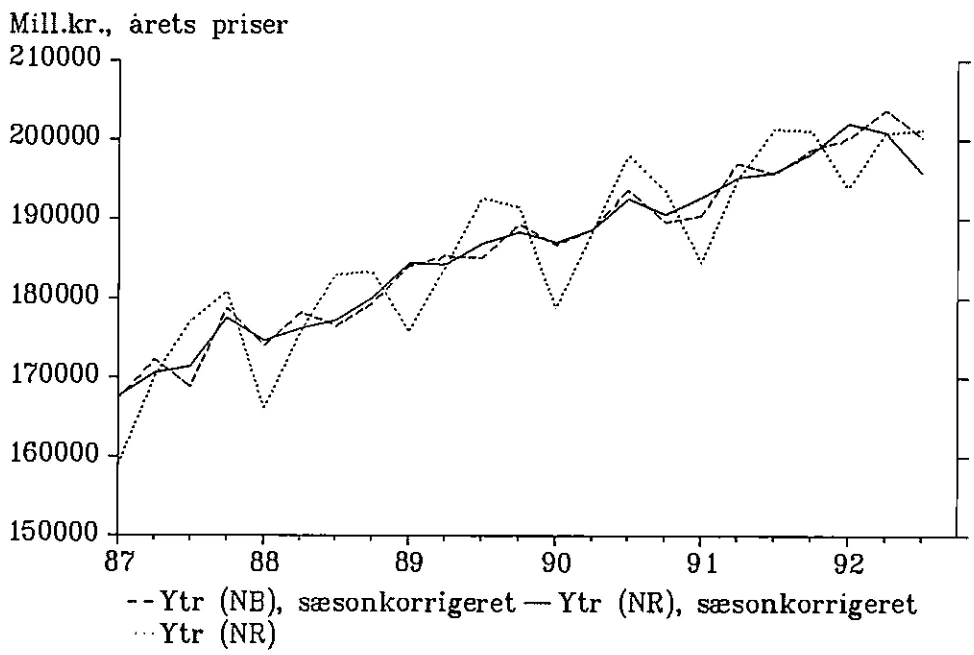


[1]Nationalregnskabet offentliggører faktisk også sæsonkorrigerede tal, indtil videre dog kun for forsyningsbalancens hovedposter. Se s.28 i *Statistisk månedsoversigt 1993: Supplement.*

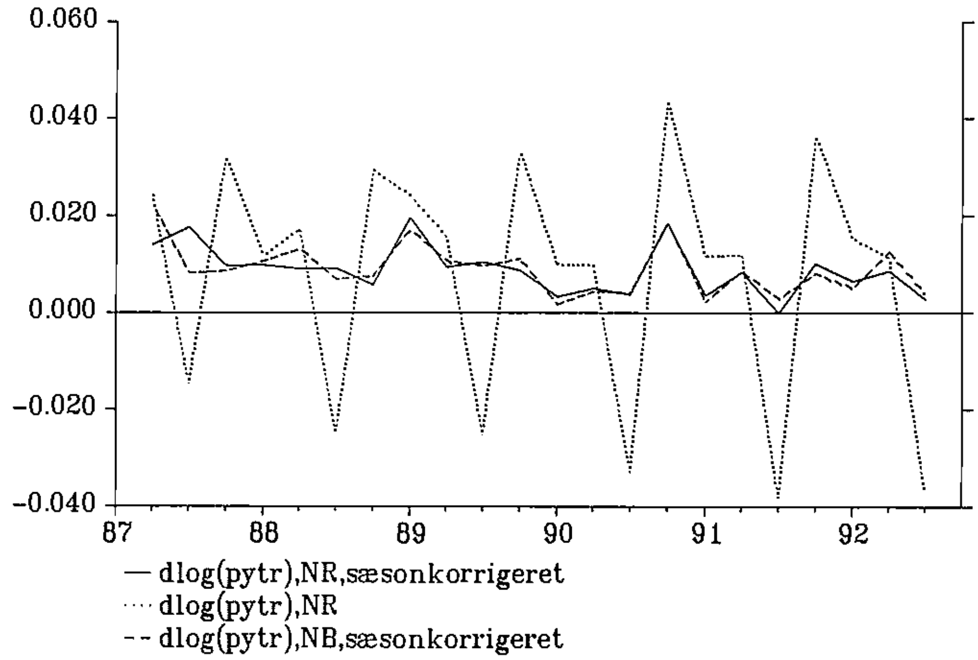
Figur 2. Priv. investeringer fra nationalbanken (NB) og nationalregnskabet (NR)



Figur 3. Serier for indenlandsk efterspørgsel fra nationalbanken (NB) og nationalregnskabet (NR)



Figur 4. Deflator for indenlandsk efterspørgsel fra nationalbanken (NB) og nationalregnskabet (NR), logaritmiske ændringer



Der er ikke nogen trendmæssig forskel på nationalregnskabets og nationalbankens serier. Derimod er der for investeringernes vedkommende en vis forskel på de kortsigtede svingninger (kvartal til kvartal) i de to kilders serier. Dette er mest markant for de private investeringer, hvor nationalbankens serie er langt mere fluktuerende end nationalregnskabets. Det ser faktisk ud som om, at nationalbankens serie stadig indeholder en vis sæsonvariation. Nationalregnskabets serier for *Ytr* og *pytr* stemmer rimeligt godt overens med nationalbankens.

Alt i alt er det altså ikke helt problemfrit at indføre nationalregnskabet som ny kilde for finbk's reale variabler. Argumenterne for at indføre nationalregnskabet som kilde er *i)* de reale serier i finbk bliver kvartalsvise versioner af de tilsvarende årlige serier i adambk, *ii)* kilden til de reale serier bliver offentligt tilgængelig (modsat nu) og *iii)* det brud, som vil opstå efter 1.kvartal 1987, er kun et midlertidigt problem, jf. tilbageføringen af det kvartalsvise nationalregnskab.

III En ny iwnz-serie

Kilden til *iwnz* (marginal rente på nationalbankens udlån til pengeinstitutter) er nationalbankens kvartalsoversigt. Før 1985 har serien været opgjort som den marginale rente ved træk over lånerammesystemet. Fra 1985 I har *iwnz* været sat lig pengemarkedsrenten *iwmm*.

iwnz optræder som alternativrente i *Wbbz*-relationen. Da lånerammesystemet bortfaldt i 1985, har man ment, at den relevante alternativrente var *iwmm*. Derfor er *iwnz* blevet sat lig *iwmm* efter 1985 I. Dette er imidlertid en lidt uheldig sammenblanding af modelvariabel og databankvariabel. *iwnz* er defineret som en lånerente i nationalbanken og *ikke* som en alternativrente, selv om den i nærværende tilfælde kan fortolkes som sådan.

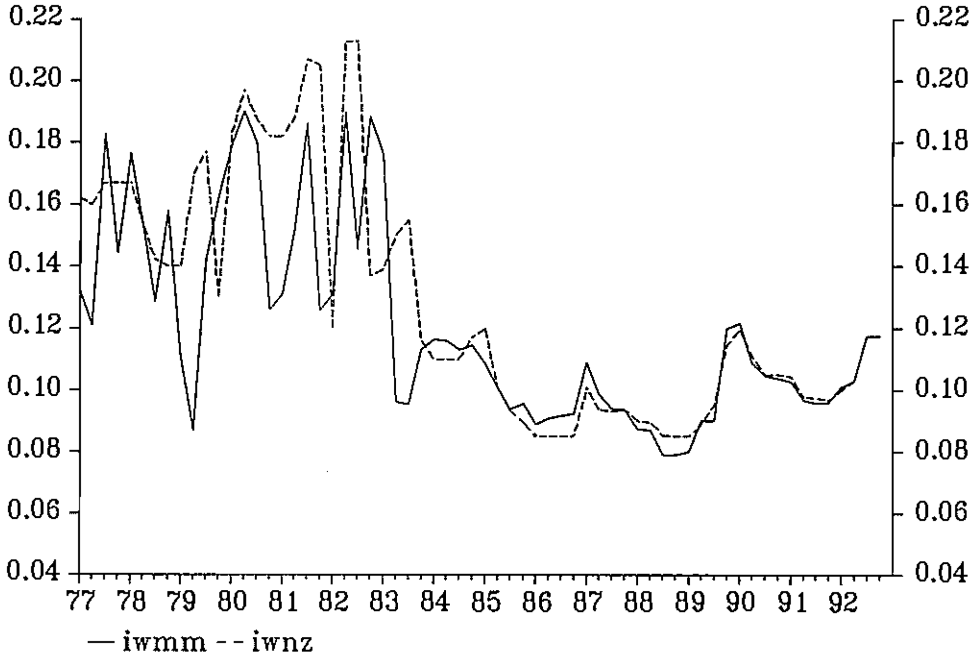
Man kan tænke sig to mulige løsninger på dette problem.

En mulighed er simpelthen at trunkere tidsserien *iwnz* i databanken fra og med 1985 I. Argumentet for dette er, at lånerammesystemets bortfald i 1985 implicerer, at der herefter ikke kan eksistere nogen veldefineret rente for systemet.

En anden mulighed er at forsøge at konstruere en "rigtig" udlånsrente-serie, sålænge der er tilgængelige data for en sådan. Nationalbankens kvartalsoversigt indeholder tal efter 1985, som kan benyttes som udlånsrente. Fra 1985 til 1987 kan renten ved belåning af indlånsbeviser bruges som udlånsrente. Pr. 1. august 1987 suspenderedes muligheden for belåning af indlånsbeviserne, men samtidig indførtes muligheden for låntagning ved træk på folio. Dette sker til en rente, som oplyses dagligt. Denne rente findes også i nationalbankens kvartalsoversigt. Pr. 1.april 1992 bortfaldt adgangen til træk på folio. Efter denne dato må vi derfor - indtil videre - sætte *iwnz* lig *iwmm*.

Da udlånsrenterne ændres med "skæve" frekvenser, må man udregne en gennemsnitlig rente for hvert kvartal ved et vejet gennemsnit af renterne gennem et kvartal, hvor vægtene udgøres af det antal dage hvor et givet renteniveau er observeret. I figur 1 er den foreslåede *iwnz*-serie afbildet sammen med *iwmm*. Som det fremgår af figuren er der i de senere år ikke nogen betydelig forskel mellem *iwmm* og *iwnz*.

Figur 5. *iwmm* og revideret *iwnz*-serie



Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

Karsten Theil Hansen

28. oktober 1992

Om LM-test for 1.ordens autokorrelation

Resumé:

Papiret indeholder en præcisering af Lagrange-Multiplikator-testet for 1.ordens autokorrelation i fejlleddene. Det påpeges bl.a., at testproceduren beskrevet i de fleste lærebøger som antallet af observationer gange R^2 fra en hjælperegression i visse tilfælde afviger fra den korrekte teststørrelse. Det vises i papiret, at den i AREMOS indbyggede LM-testprocedure tilsyneladende går i denne fælde.

Den "rigtige" teststørrelse opstilles, og med en række eksempler vises det hvorledes den afviger fra AREMOS's LM-test.

C:\WP\LMTEST

Nøgleord: LM-test,autokorrelation,AREMOS

Vi er interesserede i, at teste hypoteser inden for rammerne af følgende model:

i) $y_t = X_t'\beta + u_t \quad , \quad t=1,...,T$

ii) $u = \phi u_{t-1} + \epsilon_t \quad , \quad t=1,....,T$

iii) $\epsilon_t \sim N(0,\sigma^2)$

hvor X_t er en Kx1-vektor af forklarende variabler, som kan bestå af laggede endogene.

Mere specifikt ønsker vi at teste følgende hypotose:

$$H_0: \ \phi = 0$$

$$H_1: \ \phi \neq 0$$

Da LM-testet er konstrueret således, at det kun kræver estimation under nulhypotesen, er dette test specielt velegnet i ovenstående tilfælde, idet modellen under nulhypotesen er lineær, og kan estimeres efficient ved OLS.

Standard-lærebogens fremstilling af LM-test-proceduren for hypotesen H_0 er følgende[1] :

I. Estimer *i)* ved OLS. (Betegn OLS-residualerne ved e_t , t=1,...,T)

II. Udregn R^2 fra OLS-estimationen af

$$e_t = \alpha_0 e_{t-1} + X_t'\beta$$

III. LM-teststørrelsen er $T \cdot R^2$, som er asymptotisk χ^2 -fordelt med 1 frihedsgrad.

Den "rigtige" teststørrelse

LM-testet for ovenstående hypotese kan findes i Godfrey (1978a og 1978b) og i oversigtsartiklen af Engle (1984). Lad e betegne søjlevektoren med OLS-residualer og e^+ vektoren med de laggede residualer.
Hvis man vælger at benytte den første residual er $e=(e_1,e_2,..,.e_T)'$ og $e^+=(0,e_1,....,e_{T-1})'$. Definer $X^* = (X \ e^+)$.

[1]Se fx Johnston (1984) s.319 - 321

LM-teststørrelsen er defineret som[2]

$$(1) \qquad LM^* = T\,\frac{e'\left(X^*\left(X^{*\prime}X^*\right)^{-1}X^{*\prime}\right)e}{e'e}$$

Det er let at se hvorfor teststørrelsen ofte fortolkes som $T \cdot R^2$. Størrelsen $(X^{*\prime}X^*)^{-1}X^{*\prime}e$ er OLS-estimatoren fra en regression af e på X^*, og $X^*(X^{*\prime}X^*)^{-1}X^{*\prime}e$ er de fittede værdier fra denne regression. Ses der bort fra T, måler LM-testet altså graden af variation mellem hjælperegressionens observerede og beregnede værdier i forhold til variationen i de observerede værdier. Det er nu vigtigt at ihukomme sig sin økonometriske barnelærdom om, hvorledes R^2 for en lineær regression er defineret: Variationen i de beregnede værdier *centreret omkring deres middelværdi* i forhold til variationen i de observerede værdier *centreret omkring deres middelværdi*[3].

Hvis e^h betegner residualerne fra hjælperegressionen, kan den "normale" R^2 altså skrives

$$(2) \qquad R^2 = 1 - \frac{e^{h\prime}e^h}{(e-\bar{e})'(e-\bar{e})}$$

hvor overstregede variabler er gennemsnit. LM^* kan omskrives til[4]

$$(3) \qquad LM^* = T\left(1 - \frac{e^{h\prime}e^h}{e'e}\right)$$

Det er nu muligt direkte at se, hvornår proceduren **I.-III.** giver det korrekte resultat:

---

[2]Se fx Engle (1984) s.791 eller Godfrey (1978 b) s.1308

[3]Hvis modellen indeholder et konstantled vil middelværdien af de beregnede værdier naturligvis være bundet til middelværdien af de observerede.

[4]
$$\begin{aligned} LM^* &= \frac{e'X^*\left(X^{*\prime}X^*\right)^{-1}X^{*\prime}e}{e'e} \\ &= 1 - \left(\frac{e'e - e'\left(X^*\left(X^{*\prime}X^*\right)^{-1}X^{*\prime}e\right)}{e'e}\right) \\ &= 1 - \left(\frac{\left(e-X^*\left(X^{*\prime}X^*\right)^{-1}X^{*\prime}e\right)'\left(e-X^*\left(X^{*\prime}X^*\right)^{-1}X^{*\prime}e\right)}{e'e}\right) \\ &= 1 - \frac{e^{h\prime}e^h}{e'e} \end{aligned}$$

a) Modellen indeholder et konstantled
b) e_0 sættes lig nul, således at observationen e_1 indgår som afhængig variabel i hjælperegressionen.

Det er altså *forkert* at bruge I.-III., når modellen ikke indeholder et konstantled. Årsagen til at **I. - III.** kræver tilstedeværelse af et sådan er, at $T \cdot R^2$ kun er et (beregningsmæssigt rart) specialtilfælde af den "rigtige" teststørrelse. Selv om **b)** ikke overholdes, vil $T \cdot R^2$ stadig være asymptotisk χ^2 -fordelt, men det kan betyde noget for small-sample egenskaberne af testet (se eksemplerne nedenfor).

Da det er den centrerede R^2 som de økonometriske programpakker spytter ud, kan man ikke bevidstløst bruge testproceduren **I.-III.**. Kun hvis **a)** og **b)** er opfyldte, er man på sikker grund. Det anbefales derfor at LM^* bruges istedet.

Hvis man inkluderer et konstantled i sin model, og den givne sample er af en betragtelig størrelse, vil det kun have en meget lille effekt på den beregnede LM-teststørrelse at udelade e_1 (i hvertfald hvis e_1 er tæt på nul). Men hvis man kun råder over samples i størrelsesorden 20-40 observationer, så kan det have en vis effekt at udelade den første observation, idet residualernes gennemsnit vrides bort fra nul. Man bør derfor, givet at modellen indeholder et konstantled, medtage den første residual som et nul. Dette er da også hvad Godfrey (1978a) anbefaler[5].

Hvis modellen ikke indeholder et konstantled, er det mere tvivlsomt, hvad man skal gøre med den første observation. OLS-residualernes gennemsnit er nu ikke længere nødvendigvis nul, så om den første observation skal medtages eller ej, og om den skal sættes til nul eller ej, er et åbent spørgsmål, som litteraturen ikke giver svar på. En ting er dog sikkert: Man skal ikke udregne LM som $T \cdot R^2$, hvor R^2 er den "normale" centrerede R^2. Den R^2, som skal bruges i LM-testet, skal netop *ikke* centreres (jf. LM^*).

Hvad gør AREMOS ?

AREMOS udregner sine LM-test ud fra $T \cdot R^2$ fra hjælperegressionen, hvor R^2 er centreret, og hvor den første residual udelades[6]. Det vil sige

[5]Johnston har på s.321 følgende passus om, om den første residual skal medtages eller ej : "Asymptotically it does not matter which route is taken, and it is a moot point whether it matters in finite samples"

[6]Det bør her nævnes, at AREMOS har en option under commandoen **test**, som kaldes **zero**. Når denne er slået til, benytter LM-testet (efter manualens udsagn) såkaldte *zero-filled residuals*. Dette består tilsyneladende i at sætte den første residual til nul, men det er temmelig dårligt dokumenteret i manualen. Da det kun har været muligt at rekonstruere AREMOS's LM-test, når **zero** optionen er slået fra, er det disse som optræder i dette papir.

$$LM_{AREMOS} = T\left(1 - \frac{e^{h\prime}e^{h}}{(e-\bar{e})'(e-\bar{e})}\right)$$

hvor e = $(e_2,\ldots,e_T)$. Sammenlignes LM_{AREMOS} med LM^*, ses det, at de to teststørrelser kun er identiske, hvis modellen indeholder et konstantled og e_1 benyttes. I tilfældet uden konstantled er AREMOS's LM-test altså *direkte forkert.*[7]

Eksempler

På baggrund af ovenstående foreslås det, at LM^* benyttes, og e_1 tages med som afhængig variabel i hjælperegressionen, med $e_0=0$. Nedenfor gives nogle eksempler på forskellene på LM_{AREMOS} og LM^*, både når e_1 er med, og når den udelades. I det følgende betegner LM^{**} teststørrelsen (1) uden e_1.

Eksempel 1: *Kontantprisrelationen*

```
Restricted Ordinary Least Squares
ANNUAL data for  32 periods from 1956 to 1987
Date: 30 OCT 1992

log(phk/pcp4xh)

  =   0.54660 * log(phk.1/pcp4xh.1) - 6.55473 * uih1  + 1.35484 * rlnae
     (10.8827)                        (7.81920)         (3.71274)

     + 0.81217 * (.5*log(Yd8/pcp4xh)+.5*log(Yd8.1/pcp4xh.1)-log(Kh.1))
     (18.4548)

     + 0.16929   +   1.000*dtphk
      (3.22840)      ( • )

Sum Sq     0.0372  Std Err   0.0371  LHS Mean  -0.7789
R Sq      0.9580  R Bar Sq  0.9518  F  4, 27  154.146
D.W.( 1)  1.6925  D.W.( 2)  2.4522
```

LM_{AREMOS} : 1.355

LM^* : 0.520

LM^{**} : 1.416

---

[7]Hertil kommer, at hvis man benytter **impose**-ordren (estimation under restriktioner) i AREMOS, giver AREMOS's LM-test et andet resultat, end hvis restriktionerne indføres "mekanisk" ved at transformere -X matricen.

Eksempel 2: *Kontantprisrelationen uden konstantled*

```
Restricted Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   32 periods from 1956 to 1987
Date: 30 OCT 1992

log(phk/pcp4xh)

  =   0.42371 * log(phk.1/pcp4xh.1) - 5.39080 * uih1  + 1.58794 * rlnae
     (11.1844)                         (6.16149)          (3.83995)

    + 0.74986 * (.5*log(Yd8/pcp4xh)+.5*log(Yd8.1/pcp4xh.1)-log(Kh.1))
     (16.4001)

    + 1.0000*dtphk
      ( • )

Sum Sq     0.0516   Std Err    0.0428   LHS Mean  -0.7789   Res Mean   0.0027
R Sq       0.9419   R Bar Sq   0.9356   F  4, 28  113.385   %RMSE     24.1137
D.W.( 1)   1.2054   D.W.( 2)   1.9704
```

LM_{AREMOS}: 5.987

LM^{*} : 4.383

LM^{**} : 6.390

Eksempel 3: *Lagerinvesteringsrelationen i nf-erhvervet med konstantled*

```
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date: 30 OCT 1992

fIlnf

  =  - 0.00932 * D(fXnf-fIlnf) + 300.285
      (0.26307)                  (3.90521)

Sum Sq    1504131   Std Err   289.072   LHS Mean  289.329
R Sq       0.0038   R Bar Sq  -0.0515   F  1, 18   0.0692
D.W.( 1)   1.8162   D.W.( 2)   1.9788
```

LM_{AREMOS} : 0.033

LM^{*} : 0.001

LM^{**} : 0.125

Eksempel 4: *Lagerinvesteringsrelationen i nf-erhvervet uden konstantled*

Ordinary Least Squares
ANNUAL data for 20 periods from 1968 to 1987
Date: 30 OCT 1992

fIlnf

= 0.06565 * d(fXnf - fIlnf)
(1.66544)

Sum Sq 2778524 Std Err 314.389 LHS Mean 289.329 Res Mean 212.197
R Sq -0.8402 R Bar Sq -0.8402 F 1, 19 -8.6750 %RMSE 135.653
D.W.(1) 0.9913 D.W.(2) 1.3074

LM_{AREMOS} : -4.1841

LM^{*} : 5.055

LM^{**} : 5.061

Eksempel 5: *Relationen for gennemsnitlig arbejdstid med konstantled*

Restricted Ordinary Least Squares
ANNUAL data for 40 periods from 1948 to 1987
Date: 30 OCT 1992

log(Hgn)

= 0.04688 * dlog(fXn) - 0.03697 * d73 - 0.01778 * d85 + 1.000*log(Hnn1)
(1.28236) (3.89661) (1.87225) (•)

+ 0.00157
(0.76952)

Sum Sq 0.0032 Std Err 0.0094 LHS Mean 0.0020
R Sq 0.3513 R Bar Sq 0.2972 F 3, 36 6.4985
D.W.(1) 1.4787 D.W.(2) 1.4399

LM_{AREMOS} : 2.583

LM^{*} : 2.549

LM^{**} : 2.591

Eksempel 6: *Relationen for gennemsnitlig arbejdstid uden konstantled*

Restricted Ordinary Least Squares
ANNUAL data for 40 periods from 1948 to 1987
Date: 30 OCT 1992

log(Hgn)

= 0.06564 * dlog(fXn) - 0.03622 * D73 - 0.01718 * D85 + 1.000*log(Hnn1)
(2.42301) (3.85939) (1.82482) (•)

Sum Sq	0.0032	Std Err	0.0093	LHS Mean	0.0020	Res Mean	0.0008
R Sq	0.3406	R Bar Sq	0.3050	F 3, 37	6.3713	%RMSE	81.2017
D.W.(1)	1.4632	D.W.(2)	1.4376				

LM_{AREMOS} : 2.187

LM^{*} : 2.608

LM^{**} : 2.624

Afrunding

Det fremgår af eksemplerne, at det i visse tilfælde absolut ikke er uden betydning for teststørrelsens værdi, om den første residual medtages i hjælperegressionen eller ej. Fx er der både i eksempel 1 og 2 en betydelig forskel på LM^{*} og LM^{**}, selv om man faktisk i dette tilfælde råder over 32 observationer. Det fremgår af alle eksemplerne, at $LM^{**} > LM^{*}$. Det mangler at blive vist, at dette gælder generelt. Her skal blot gives lidt intuition om, hvorfor det må gælde. Nævneren i LM-teststørrelsen er givet ved kvadratsummen af OLS-residualerne. Denne vil altid *falde*, når den første residual udelades. Dette vil få teststørrelsen til at stige. Da matricen $X^{*\prime}X^{*}$ er positiv definit, vil denne blive "mindre", når den første række af X-matricen udelades. Da det er $X^{*\prime}X^{*}$ inverteret, som står i tælleren af teststørrelsen, vil dette få tælleren til at *stige*. Det to sidste led i tælleren er $e'X^{*}$ og $X^{*\prime}e$. Disse led vil "stige" ved at udelade den første residual. Udeladelsen af den første residual, vil altså få teststørrelsens værdi til at stige.

En mere dybdegående analyse, fx ved hjælp af Monte-Carlo forsøg, kunne måske give et mere konkret bud på, hvad der er den bedste fremgangsmåde. Det er der dog uden for diskussion, at man bør benytte teststørrelsen i (1) istedet for proceduren under **I.-III.**, idet denne kun er korrekt, når modellen indeholder et konstantled.

Litteraturliste

Engle, Robert F. (1984), " Wald, Likelihood Ratio, and Lagrange Multiplier Tests in econometrics" , Kapitel 13 i *Handbook of Econometrics, Vol. II*

Godfrey, L.G. (1978a) , " Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables" , *Econometrica*, Vol.46, No.6, November 1978, s.1293-1301.

Godfrey, L.G. (1978b), " Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables", *Econometrica*, Vol. 46, No.6, November 1978, s. 1303-1310.

Johnston, J. (1984) , " Econometric Methods" , McGraw-Hill

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

Karsten Theil Hansen
Asger Olsen
Poul Uffe Dam

17. oktober 1991

Direkte skatter (personskatter og selskabsskatter)

Resumé:

Dette papir samler de forskellige rettelsesforslag vedrørende direkte skatter. For personskatter er ændringerne i forhold til tidligere af redaktionel karakter. For selskabsskatternes vedkommende er der tale om en reestimation af ligningen for pengeinstituttemes selskabsskat fra det sidste papir om selskabsskatter. Denne reestimation er nødvendig, idet en serie for ultimorenten tænkes anvendt i relationen.

p:\wp

Nøgleord: direkte skatter, selskabsskat, kursgevinster, ultimorenter

Personskatter

Ligningerne for personskatter følger med små rettelser det forslag, der er fremlagt fornylig.[1]

Ligningen for reguleringsindekset tilpasses de ændringer, der iøvrigt sker på dette område.

Der indføres en ny variabel *kbysp* til styring af progressionen for tillægsskatterne, hvor *kbys2* var benyttet i sidste forslag.

Ligningerne for skattepligtig indkomst tilpasses uden at indholdet ændres, men således at de bringes i bedre overensstemmelse med de underliggende data.

Ligningen for overskydende skat opskrives i niveau, hvor den stod i ændringer i sidste forslag.

Selskabsskatter, indledning

Under arbejdet med indlægning af de nyligt estimerede selskabsskatterelationer[2], blev det hurtigt afsløret, at en stillingtagen til spørgsmålet om indførelse af ultimorenter i ADAM var påkrævet. I det førnævnte papirs estimationer benyttedes iwbz i 4.kvartal i finbk som proxy for en ultimorenteserie. Denne serie findes i sagens natur ikke i adambk, og det vil derfor ikke være muligt at reproducere estimationerne ved hjælp af serier fra adambk sådan som traditionen byder.

I papiret blev der i fodnote 2, s.6, argumenteret for, at dette problem kunne løses ved at bruge gennemsnitsrenten fra adambk samt et justeringsled, som skulle rette den fejl som opstår, når gennemsnitsrenten bruges istedet for ultimorenten. Meningen var, at justeringsleddet skulle ligge med værdien 0 i banken, således at brugerne kunne bruge justeringsleddet ved 1-step forecasts, som vel er det selskabsskatterelationen primært skal bruges til. Disse argumenter overser dog stadig, at estimationerne i papiret ikke kan reproduceres ved hjælp af adambk.

På baggrund af dette vil vi anbefale, at der indføres en serie for ultimorenten ind i ADAM. Så vidt vi kan se, vil dette ikke skabe problemer andre steder i modellen. Serien kunne eventuelt yderligere anvendes i makroforbrugs-funktionen.

---

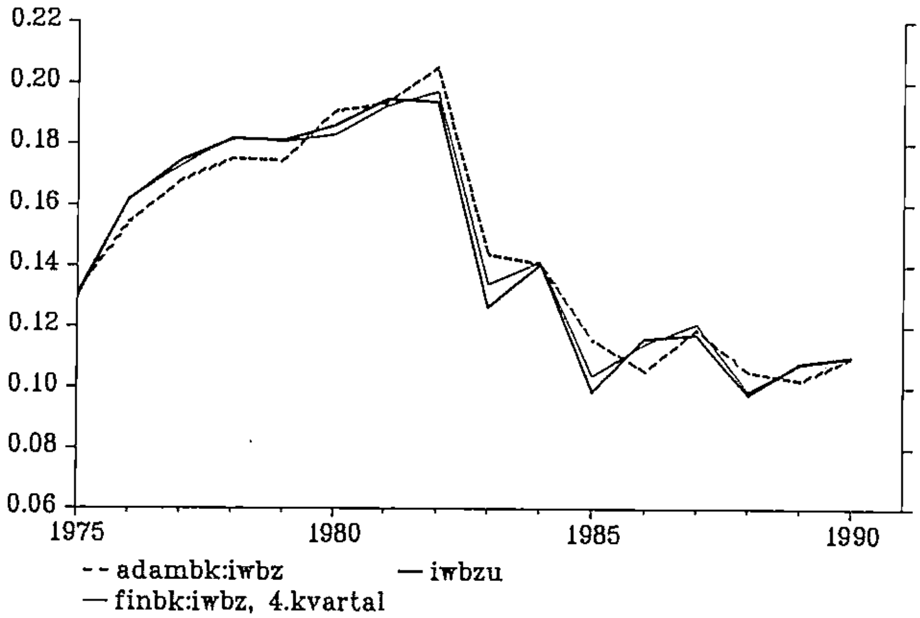
[1]Poul Uffe Dam og Pernille Biilman, 28.august 1991, 'Direkte skatter i ADAM'.

[2]Se Asger Olsen og Karsten Theil Hansen, 22.august 1991, 'Selskabsskatterelationen i ADAM'.

En ultimorenteserie

Ved estimationerne blev, som før nævnt, iwbz i 4.kvartal i finbk brugt som ultimorente. Årsagen til brugen af denne serie som ultimorenteserie var bekvemmelighedshensyn. Hvis en ultimorenteserie skal indlægges i adambk, bør man naturligvis bruge "ægte" ultimorenter. En lettilgængelig og pålidelig kilde til en sådan serie er *Nationalbankens kvartalsoversigt, tabel 29, tabelhoved = gennemsnit af effektiv obligationsrente.* Denne serie giver et vejet gennemsnit af samtlige papirer på kurslistens sektion I og II ultimo december måned. I figur 1 er denne serie, som i det følgende kaldes *iwbzu*, afbildet sammen med *iwbz* fra adambk og *iwbz* i 4.kvartal fra finbk.

Figur 1.



Selskabsskatterelationen med *iwbzu* som ultimorenteserie

I det følgende vises resultaterne af beregningerne fra papiret 'Selskabsskatterelationen i ADAM', når *iwbzu* benyttes som ultimorenteserie.[3] Den eneste forskel i de følgende beregninger fra dem i papiret, er altså at *iwbzu* benyttes istedet for *iwbz* i 4.kvartal.

Der gives kun en hurtig gennemgang, og det forudsættes at læseren er bekendt med det førnævnte papir.

[3]Bemærk at der i 'Selskabskatterelationen i ADAM' også findes en *iwbzu*-serie. Denne er lig iwbz i 4.kvartal i finbk, og altså ikke lig den i dette papir nævnte *iwbzu*-serie.

Kursudviklingen beregnes som $$kwpbu=\frac{\frac{1-(1+iwbzu)^{-nwpb}}{iwbzu}}{\frac{1-(1+iwbn)^{-nwpb}}{iwbn}}$$

, hvorefter pengeinstitutternes obligationsbeholdning til kursværdi findes ud fra ligningen

$$Wbbzk = Wbbzk_{-1}\frac{kwpbu}{kwpbu_{-1}} + Wbbz - Wbbz_{-1}$$

$$,\ Wbbzk_{1980}=Wbbz_{1980:4}$$

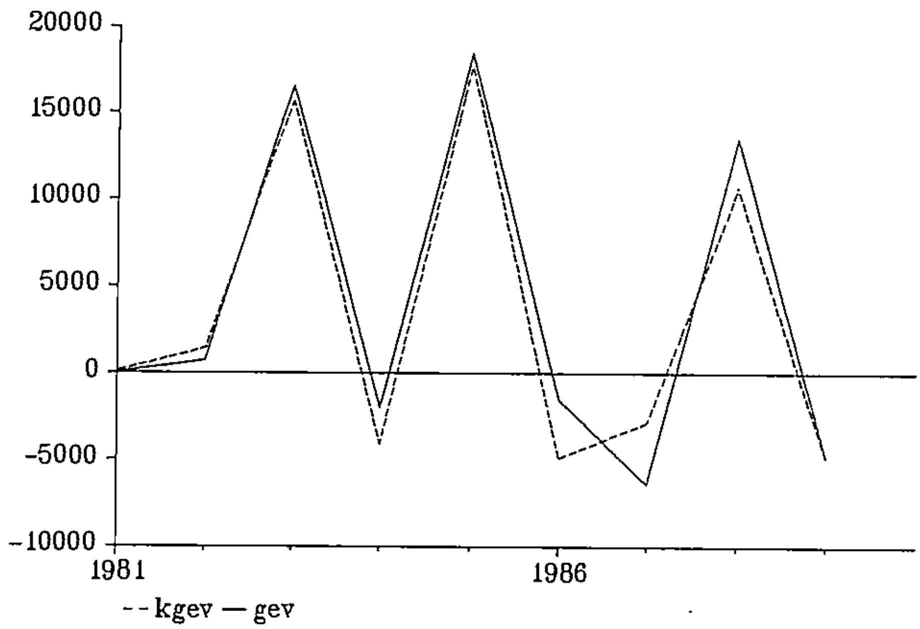
Kursgevinsterne kan nu findes ud som[4]

$$kgev = Wbbzk_{-1}\left(\frac{kwpbu-kwpbu_{-1}}{kwpbu_{-1}}\right)\alpha$$

Ud fra samme metode som i papiret fås, at $\alpha=0.6$ er et rimeligt skøn.

I nedenstående figur sammenlignes *kgev* med kursgevinsterne fra papiret, *gev*.

Figur 2.



[4] I 'Selskabsskatterelationen i ADAM', s.6, ligning (ii), skal der stå $Wbbzk_{-1}$ istedet for $Wbbzk$.

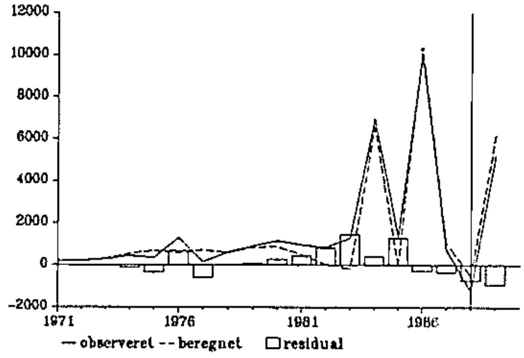
Man kan nu estimere relation (2) fra papiret med den nye serie for kursgevinsterne. Ligesom i papiret estimeres der først frem til 1989, således at et estimat til dummyen opnås. Herefter trækkes estimatet af koefficienten til dummyen fra på venstresiden, og der estimeres til 1988.

Resultatet af estimationerne følger nedenfor.

```
(2')
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for  19 periods from 1971 to 1989
Date: 18 OCT 1991

sdsqfb

 =   0.79564 * tsds*(yrqf.1+tibn.1+yfqi.1-((ipv4qf.1+ipv4qf.2)/2))
    (6.93162)

   + 0.93537 * tsds*d84*kgev.1 + 2473.57 * d88
    (15.6481)              (4.76760)

Sum Sq    7340017  Std Err   655.635  LHS Mean  1681.78  Res Mean  155.985
R Sq       0.9367  R Bar Sq  0.9288  F  3, 16  78.9283  %RMSE     25.1585
D.W.( 1)  0.9094   D.W.( 2)  0.9517

(2)
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for  18 periods from 1971 to 1988
Date: 18 OCT 1991

sdsqfba

 =   0.81675 * tsds*(yrqf.1+tibn.1+yfqi.1-((ipv4qf.1+ipv4qf.2)/2))
    (7.42674)

   + 0.96551 * tsds*d84*kgev.1
    (16.8943)

Sum Sq    6617136  Std Err   617.229  LHS Mean  1485.26  Res Mean  170.226
R Sq       0.9460  R Bar Sq  0.9426  F  2, 16  140.103  %RMSE     23.2414
LM(1):     4.3290
```

Den vigtigste forskel i forhold til relation (2) fra papiret er, at estimatet af β_1 stiger fra 0.54 til 0.82. Dette er meget fint, idet der i papiret på s.11 blev argumenteret for, at den forventede værdi af estimatet af β_1 ville ligge omkring 0.85. Observerede og beregnede værdier er afbildet i nedenstående figur.

Figur 3. Relation (2).



Figur 3 er stort set identisk med figur 9 fra papiret.

Efter gennemgang af estimationerne fra det første papir, har det vist sig, at der var en lille fejl i serien for afskrivningsudtrykket i selskabsskatterelationen for resterhvervene, dvs. alle erhverv undtaget pengeinstitutterne. Fejlen er lille, og har kun meget små konsekvenser for estimationsresultaterne, men den skal naturligvis rettes. I det følgende gengives derfor de korrekte estimationsresultater af relation (4) fra papiret.

(4)
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for 18 periods from 1971 to 1988
Date: 18 OCT 1991

sdsres

= 0.40105 * tsds*(yrs.1-yrqf.1-((ipv4res.1+ipv4res.2)/2))
(28.2507)

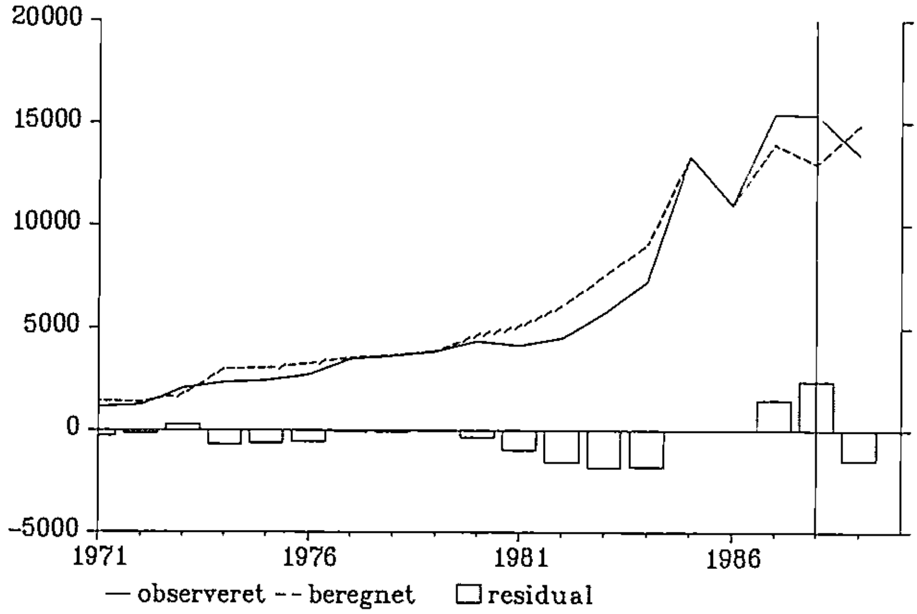
\+ 3020.44 * d85
(3.89659)

Sum Sq	2E+07	Std Err	1057.34	LHS Mean	5754.88
R Sq	0.9495	R Bar Sq	0.9464	F 2, 16	150.464
LM(1)	2.4126	Chi(1)	1.8759		

Den eneste forskel fra resultaterne i papiret er en lidt mindre koefficient til indkomstudtrykket (fra 0.42 til 0.4), og en lidt større koefficient til dummyen (fra 2999 til 3020).

På baggrund af ovenstående resultater må det konkluderes, at der ikke er nogle problemer med at bruge *iwbzu* som ultimorenteserie i selskabsskatterelationen for pengeinstitutterne.

Figur 4. Relation (4).



Det anbefales, at relation (2) og (4) lægges ind i modellen.

Modelformler ADAM oktober 1991, direkte skatter m.v.

```
FRML GUSY    USY     = KUSY*(UA+UPN) + JUSY $
FRML ITSU3   TSU3    = TSU2 + TST1 $
FRML ITSU4   TSU4    = TSU2 + TST1 + TST2 $
FRML ITSS0   TSS0    = (1-BYS10)*(TSP+TSK) + (BYS20*TSU2+BYS30*TSU3
                       +BYS40*TSU4+BYS50*TSU5)*TSU $
FRML ITSS1   TSS1    = 100*((BYS21*TSU2+BYS31*TSU3+BYS41*TSU4
                       +BYS51*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    = PCRS2(-1)*(RLISA+1)*(1-DPCRS2) + JDPCRS2 $
FRML IKBYAF KBYAF2   = (YAF*USYE(-1)*PCRS2E-YAFE*USY(-1)*PCRS2)
                       /(YAFE*USY(-1)*PCRS2) $
FRML GSBAF   SBAF    = (TSS0+TSS1*KBYAF2)*YAF*KSBAF + JSBAF $
FRML GTSA    TSA     = (TSA0+TSA1*KBYAF2)*KTSA + JTSA $
FRML GYA     YA      = (YW+TYD+TYPR+TYPS+TYSA-TOPK-TYPRI-SAQW-SAQP-
                        SAQO)*KYA2 + JYA $
FRML GSBA    SBA     = (SBAF+TSA*(YA-YAF))*KSBA + JSBA $
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) $
FRML IYRRF2 YRRBF2   = .25*YRRB2 + .25*YRRB2(-1)*.5*(KYAL2+1)
                        + .5*YRRB2(-2)*KYAL2 $
FRML GSBB2   SBB     = (TSS0+TSS1*KBYAF)*YRRBF2*KSBB2 + JSBB $
FRML ISB     SB      = SBA + SBB + SBU $
FRML GSKUG   SKUG    = KSKUG*SBU $
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 $
FRML GYSR    YSR     = YSR(-1) + 0.5*(YRR1 - YRR1(-2)) + JDYSR $
FRML GYSTI   YSTI    = YSTI(-1) + 0.7*TIPP2 - 0.4*TIPP2(-1)
                       - 0.3*TIPP2(-2) + JDYSTI $
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)) + 0.878*(YSR - YSR(-1))
                       + 0.736*(YSTI - YSTI(-1)) - 3065*D7985 + 444) $
FRML GYSP    YSP     = YA*KYSP + JYSP $
FRML IKBYS2 KBYS2    = (YS*USYE*PCRS2E - YSE*USY*PCRS2)/(YSE*USY*PCRS2) $
FRML IKBYSP KBYSP    = (YSP*USYE*PCRS2E - YSPE*USY*PCRS2)/(YSPE*USY*PCRS2) $
FRML ITSSY0 TSSY0    = (1 - BYS10)*(TSP + TSK + TSU2*TSU) $
FRML ITSSY1 TSSY1    = 100*(-BYS11*(TSP + TSK + TSU2*TSU)) $
FRML GSSY2   SSY2    = (TSSY0 + TSSY1*KBYS2)*YS*KSSY2 + JSSY2 $
FRML ITSST0 TSST0    = (BYSP10*TST1 + BYSP20*(TST1 + TST2))*TSU $
FRML ITSST1 TSST1    = 100*(BYSP11*TST1 + BYSP21*(TST1 + TST2))*TSU $
FRML GSSYT   SSYT    = (TSST0 + TSST1*KBYSP2)*YSP*KSSYT + JSSYT $
FRML ISSY    SSY     = (SSY2 + SSYT)*(1 - DSR)
                       + ((TSS0 + TSS1*KBYS2)*YS*KSSY)*DSR $
FRML ISS     SS      = SSY + SSF $
FRML ISRN    SRN     = SS + SRMK(-2) - SB - SKUG $
FRML SSOO    SOO     = JSOO + (1-DSOO)*(0.06763*SS
                       - 0.46155*SRN - SOV + 341) $
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) $
```

```
FRML SSKRES SKRES  = JSKRES + (1-DSKRES)
                     *(0.072*(SS - SS(-1)) - 0.138*(SS(-1) - SS(-2))
                     + 0.163*((SS(-1) - SS(-2)) - (SS(-2) - SS(-3)))
                     + 663) $
FRML ISKBD  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 GIPVBK IPV4BK = 0.03*(BIVPM0*PIPM*FIPM+BIVPM1(-1)*PIPM(-1)*FIPM(-1))
                     + 0.017*(BIVPB0*PIPB*FIPB + BIVPB1(-1)*PIPB(-1)*FIPB(-1))$
FRML GIWBZU IWBZU  = IWBZ + JIWBZU
FRML GKWPBU KWPBU  = ((1-(1+IWBZU)**(-NWPB))/(1-(1+IWBN)**(-NWPB)))*(IWBN/IWBZU)$
FRML GWBBZK WBBZK  = WBBZK(-1)*(KWPBU/KWPBU(-1)) + WBBZ - WBBZ(-1) $

FRML GSDSBK SDSBK  = 0.81675*TSDS*(YRQF(-1)+TIBN(-1)+YFQI(-1)-
                     (IPV4BK(-1)+IPV4BK(-2))/2 ) +
                     0.96551*TSDS*(1-DSDSK)*(WBBZK(-2)*((KWPBU(-1)-
                     KWPBU(-2) )/KWPBU(-2))*0.6) + JSDSBK $
FRML GSDSR  SDSR   = 0.40105*TSDS*(YRS(-1)-YRQF(-1)-(IPV4(-1)-
                     IPV4BK(-1) + IPV4(-2)-IPVBK(-2))/2)+
                     3020.44*(D85-D85(-1)) + JSDSR $
FRML ISDS   SDS    = SDSBK+SDSR $
FRML GIWBR  IWBR   = 0.9*((TIFPN(-1)+TIFPN(-2))/(2*WABZ(-2)))
                     + 0.1*IWBZ - 0.0003 + JIWBR $
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 $
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-BQO/2)*.001 $
FRML GSAQP  SAQP   = TAQP*QP*(1-BQP/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 + SIAF + SA $
```

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

Karsten Theil Hansen
Asger Olsen

22.august 1991

Selskabsskatterelationen i ADAM

Resumé:

I dette papir tages selskabsskatterelation i ADAM op til revision. Den nuværende korrektionsfaktor i relationen, ksds, er stærkt svingende, specielt i det seneste årti. Det påpeges, at denne ustabilitet har yderst uheldige konsekvenser for relationens marginalegenskaber. Der argumenteres for at korrektionsfaktorens ustabilitet hænger sammen med pengeinstitutternes kursgevinster, som ikke indgår i den nuværende relation. Inspireret af dette skabes der et udtryk for disse kursgevinster , og der beregnes en ny korrektionsfaktor. Den nye korrektionsfaktor viser sig ikke at være markant mindre svingende end den gamle.

På baggrund af resultaterne i første del af papiret, argumenteres der for at estimere marginalskattesatsen, samt at opdele relationen i to. Dette forsøges i anden del af papiret.

p:\wp

Nøgleord: skat, kursgevinster

Indledning

Hensigten med dette papir er dels at påpege en række problemer med selskabsskatterelationen i ADAM, samt at give bud på hvorledes relationen kan forbedres. I denne forbindelse skal det forsøges at endogenisere pengeinstitutternes kursgevinster, således at et udtryk for disse kan indgå i relationen for selskabsskat.

Der er fra brugerside rejst spørgsmål om muligheden for at opdele selskabsskatterelationen i en relation for pengeinstitutterne og en relation for andre erhverv. Pengeinstitutternes selskabsskat er speciel, idet deres skattepligtige indkomst i høj grad er påvirket af kursudsving. Hertil kommer, at hvis pengeinstitutternes skattepligtige indkomst i et år udviser underskud på grund af store negative kursgevinster, da kan dette tab overføres til senere skatteår. Hvis man benytter en aggregeret skatterelation kan dette raffinement ikke indgå, hvorfor det i papiret derfor afprøves at tvedele selskabsskatterelationen.

I det følgende gennemgås den nuværende skatterelation.

Den nuværende selskabsskatterelation

Selskabsskatterelationen i ADAM har følgende udseende

$$Sds = tsds\left(Yrs_{-1} - \frac{Ipv4_{-1}+Ipv4_{-2}}{2}\right)ksds + JSds$$

, hvor Sds = selskabsskat
Yrs = selskabers bruttorestindkomst
$tsds$ = selskabsskattesats
$Ipv4$ = Hjælpevariabel for skattemæssige afskrivninger
$ksds$ = korrektionsfaktor
$JSds$ = Justeringsled

Ipv4 er defineret som

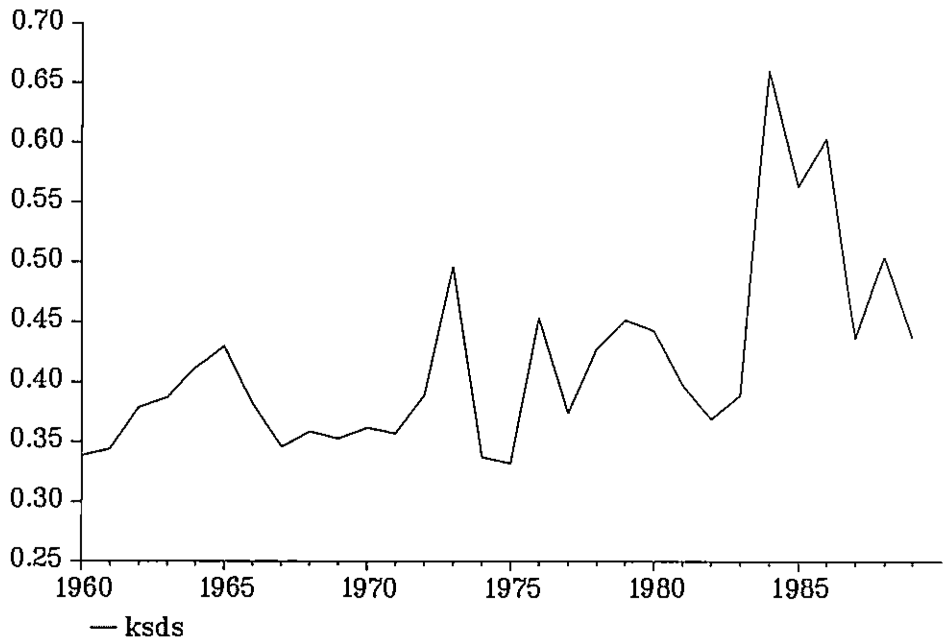
$$\begin{aligned} Ipv4 = {} & bivpm0*pipm*flpm+bivpm1_{-1}*pipm_{-1}*flpm_{-1}+ \\ & bivpb0*pipb*flpb+bivpb1_{-1}*pipb_{-1}*flpb_{-1}+JIpv4 \end{aligned}$$

Her angiver $bivpm0*pipm*flpm$ hvor stor en del af de i år t foretagne maskininvesteringer, som skattemæssigt kan afskrives i år t, mens $bipvm1*pipm_{-1}*flpm_{-1}$ angiver hvor stor en del af de i år t-1 foretaget investeringer, som kan afskrives i år t. Det samme gælder for bygningsinvesteringerne.

Afskrivningsudtrykket i selskabsskatterelationen afhænger altså i et givet år af de sidste to års investeringer.

Korrektionsfaktoren i selskabsskatterelationen, *ksds*, er beregnet som *Sds* divideret med højresiden af relationen og vil derfor ikke være konstant, hvilket et kig på figur 1 klart bekræfter.

Figur 1. Korrektionsfaktor i *Sds*-relation.



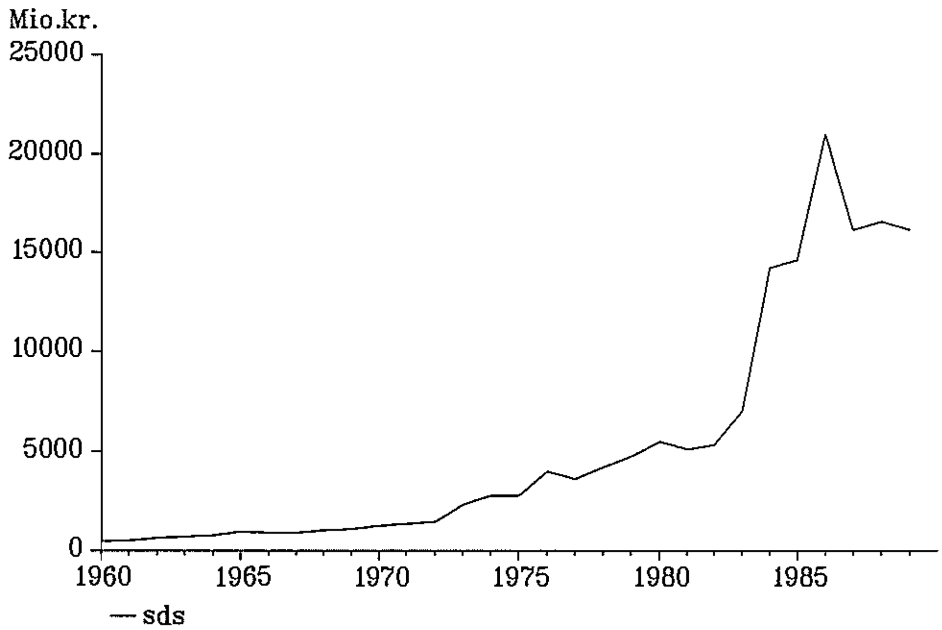
Betragtes selskabskatterelationen må man konstatere, at det er et alvorligt problem, at korrektionsfaktoren er så ustabil, som figur 1 tydeligvis afslører. Da *ksds* indgår multiplikativt er konsekvensen, at den marginale skattesats vil variere med op til en faktor 2, selv om *tsds* er konstant.

Ovenstående problem kan i princippet løses på to måder. En metode er at inddrage flere variable, som kan have betydning for selskabsskatternes størrelse. At ksds ikke er konstant lig 1, er jo blot et udtryk for at man mangler noget information om selskabsskatterne. En anden metode er, at *estimere* en koefficient til den skattepligtige indkomst og indføre et additivt restled i relationen. Denne metode vil give relationen forbedrede marginalegenskaber, idet den marginale skattesats kun vil ændres, når *tsds* ændres. I det følgende afprøves begge metoder.

Pengeinstitutternes kursgevinster

I figur 2 er de samlede selskabskatter afbildet. Fra og med 1983 ser man en kraftig stigning i selskabsskatterne. En forklaring på denne stigning kunne være generel højkonjunktur, som via bruttorestindkomsterne ville slå ud i selskabsskatterne.

Figur 2. Selskabsskat i årets priser.



Betragter man figur 1 må det imidlertid konstateres, at denne forklaring ikke går an, idet det tydeligvis er korrektionsfaktoren, som tager det meste af tilpasningen og ikke bruttorestindkomsten. Der må altså mangle et eller andet.

Et godt bud på en sådan "skjult variabel" er pengeinstitutternes kursgevinster. I figur 3 er pengeinstitutternes obligationsbeholdning afbildet.

Figur 3. Pengeinstitutternes obligationsbeholdning, *Wbbz*.

Fra sidst i 1970'erne op til midten af 1980'erne ses en markant stigning i obligationsbeholdningen.

De store rentefald efter 1982 betød, at pengeinstitutternes kursgevinster på obligationer steg kraftigt. Op til og med 1982 medførte pengeinstitutternes regnskabspraksis imidlertid, at kursgevinsten på en obligation først blev medregnet i den skattepligtige indkomst i det år, hvor obligationen blev solgt. Efter 1982 indførtes en ny regnskabspraksis, som betød at kursgevinsten på en obligation i et givet år blev medregnet i den skattepligtige indkomst i *samme* år. Denne nye regnskabspraksis parret med det store rentefald, og de deraf afledte kursgevinster, kan tænkes at være en af årsagerne til korrektionsfaktorens uhørt store stigning efter 1983. Hvis kursgevinsterne indgår som en ekstra variabel i selskabsskatterelationen, kunne det tænkes at korrektionsfaktoren stabiliseres.

Desværre findes der ikke en serie for pengeinstitutternes kursgevinster i adambk, hvorfor en sådan må konstrueres.

Metoden er først at konstruere en serie for kursudviklingen for en "repræsentativ" obligation. Herefter kan obligationsbeholdningen opgjort til kursværdi findes, hvor efter kursgevinsterne kan opgøres.

Kursudviklingen på en repræsentativ obligation i den private ikke-finansielle sektors portefølje bestemmes som[1]

$$kwpb = \frac{\dfrac{1-(1+iwbz)^{-nwpb}}{iwbz}}{\dfrac{1-(1+iwbn)^{-nwpb}}{iwbn}}$$

hvor *iwbz* er den gennemsnitlige effektive rente og *iwbn* er den gennemsnitlige pålydende rente.

Hvis *kwpb*, kursen for en gennemsnitlig obligation i den private ikke-finansielle sektors portefølje, bruges som proxy for kursen på en gennemsnitlig obligation i pengeinstitutternes portefølje, kan man nu bestemme pengeinstitutternes obligationsbeholdning til kursværdi ud fra ligningen

$$(i) \quad Wbbkz = Wbbkz_{-1}\frac{kwpb}{kwpb_{-1}} + Wbbz - Wbbz_{-1}$$

og $Wbbkz_{1980} = Wbbz_{1980:4}$

Det første led er lig beholdningen til kursværdi i forrige periode ganget med 1 plus den procentvise kursændring. Det andet led angiver nettoerhvervelsen af obligationer gennem perioden opgjort til kursværdi.

[1]Se arbejdsnotat fra modelgruppen nr.24, s.53.

På baggrund af serien for kursen og beholdningen til kursværdi, kan kursgevinsterne nu findes som

$$(ii)\quad gev = Wbbzk\left(\frac{kwpb-kwpb_{-1}}{kwpb_{-1}}\right)\alpha$$

hvor α er en justeringsfaktor. Justeringsfaktoren er nødvendig, idet *nwpb*, restløbetiden for en gennemsnitsobligation i den private *ikke-finansielle* sektors portefølje, er benyttet som restløbetid. Det må formodes, at pengeinstitutternes obligationsbeholdning overvejende består af statsobligationer, som generelt har mindre løbetid end realkreditobligationer, og pengeinstitutternes kursgevinster vil derfor antagelig være mindre end udtrykket med *nwpb* og $\alpha=1$ antyder.

Da der skal konstrueres en serie for kursværdien af obligationsbeholdningen opgjort *ultimo*, er det den effektive ultimo-rente, og ikke den gennemsnitlige effektive rente *iwbz*, man bør benytte. Man kunne som ultimo-rente benytte den effektive rente pr. 31. december, som den står opført i Nationalbankens kvartalsoversigter. Her er det dog valgt at benytte den gennemsnitlige effektive rente i 4.kvartal fra FINDANs databank finbk.[2]

Kursudviklingen for en gennemsnitlig obligation i pengeinstitutternes poretfølje, bestemmes da ud fra ligningen

$$kwpbu = \frac{\dfrac{1-(1+iwbzu)^{-nwpb}}{iwbzu}}{\dfrac{1-(1+iwbn)^{-nwpb}}{iwbn}}$$

Erstattes *kwpb* med *kwpbu* i (i) og (ii) fås en ny serie, som kaldes gevb.

Sammenholder man udtrykket for pengeinstitutternes kursgevinster med pengeinstitutternes skattepligtige indkomst (jf. Skatter og Afgifter, tabel 6.7) fås, at $\alpha=0.7$ er et rimeligt skøn. Serien for kursgevinsterne er beregnet fra og med 1981 og er afbildet i fig.4.

Man kan nu beregne de nye korrektionsfaktorer i selskabsskatterelationen som

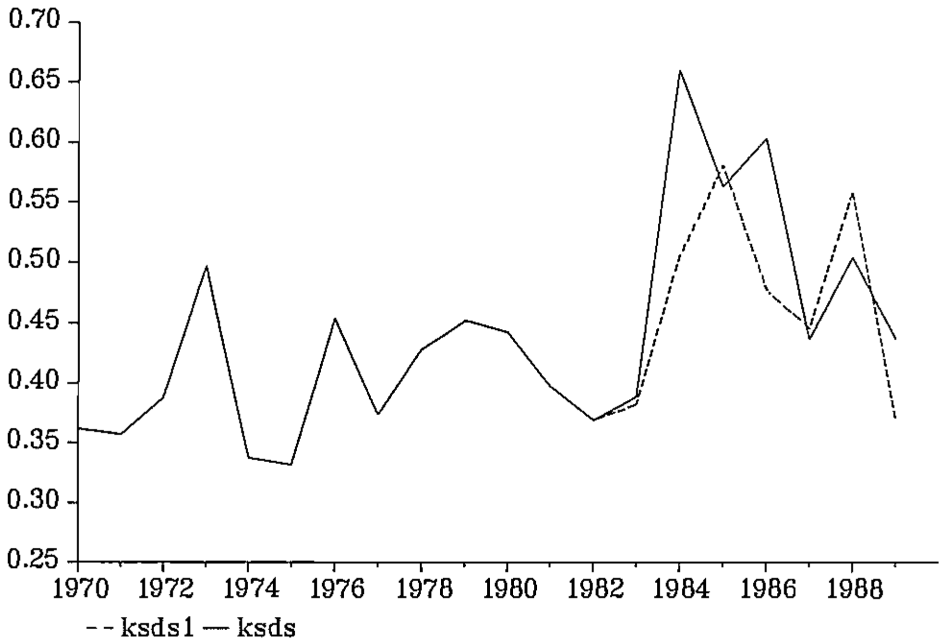
$$ksds1 = \frac{Sds}{tsds*\left(Yrs_{-1}+gevb_{-1}-\frac{Ipv4_{-1}+Ipv4_{-2}}{2}\right)}$$

I fig. 5 er ksds1 afbildet sammen med de nuværende korrektionsfaktorer.

[2] Hvis ADAM-traditionerne skal overholdes, bør man i modelformlen bruge *iwbz*, og så et justeringsled, som angiver fejlen ved at bruge gennemsnitsrenten istedet for ultimorenten. I dette papir bruges ultimorenten blot for at vise, at man ideelt bør bruge denne.

Figur 4. Pengeinstitutternes kursgevinster

Figur 5. Korrektionsfaktorer i *Sds*-relationen



Korrektionsfaktorens stabilitet er ikke blevet markant forbedret med indførelsen af kursgevinsterne. For 1988 og 89 svinger den nye korrektionsfaktor endda kraftigere end den gamle.

Tvedeling af selskabsskatterelationen

Det forsøges nu at dele relationen for selskabsskat op i to : en for pengeinstitutter og en for resten af erhvervene. Det forsøges yderligere at estimere korrektionsfaktoren, således at denne er en konstant. Residualerne fra estimationen indgår herved som et additivt fejlled. Argumentet for dette er, som før nævnt, at mens en korrektionsfaktor både korrigerer niveauet og den marginale skattesats, korrigerer et additivt fejlled kun skatteniveauet.

For at skabe en selvstændig selskabsskatterelation for pengeinstitutterne, kræves naturligvis en serie for disses selskabsskat. For perioden 1971-78 benyttes en serie fra Budgetdepartementet 1985[3]. Denne series kilde er iøvrigt Søren Brodersen fra DS, som har ført serierne fra Skatter og Afgifter tilbage til 1971. Fra 1979-88 stammer data fra Skatter og Afgifter. For 1989 er finanstilsynets årsberetning benyttet på grund af problemer i statistikken.

Pengeinstitutternes selskabsskat søges bestemt ud fra disses overskud minus afskrivninger. Overskuddet approksimeres ved bruttorestindkomsten i qf-erhvervet, *Yrqf*, korrigeret for kursgevinster. Kursgevinsterne består dels af de i forrige afsnit beregnede, gevb, samt af udtrækningsgevinsterne på obligationsbeholdningen.

Man kan som en rimelig approksimation benytte *Yfqi+Tibn* som et udtryk for de fordelte udtrækningsgevinster. *Yfqi* er BFI i imputerede finan. tj., og *Tibn* er nettorenteindtægter i form af renter og udbytter. Ideelt set burde disse 2 variabler have næsten identiske værdier. Af historiske årsager indeholder *Tibn* imidlertid det samme som *Yfqi plus* fordelte udtrækningsgevinster.

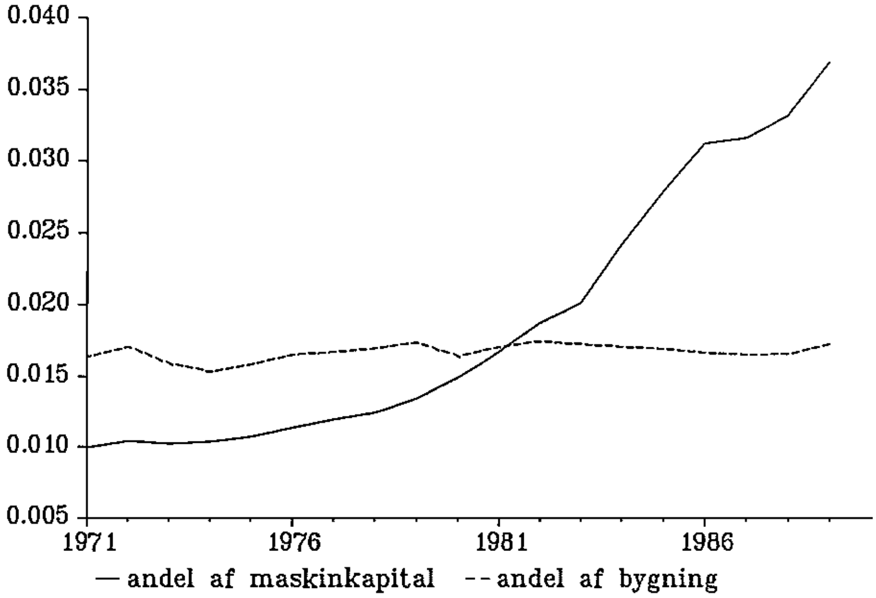
Der eksisterer ingen erhvervsfordelte afskrivningsserier i adambk, så et naturligt valg er, at lade de skattemæssige afskrivninger for pengeinstitutterne være en fast andel af de samlede skattemæssige afskrivninger. I det følgende antages denne andel, at være lig qf-erhvervets andel af det samlede kapitalapparat. Det skal ikke stå usagt, at dette er en rå og usleben antagelse, og der kan argumenteres for andre andele, f.eks. qf-erhvervets investeringsandel.

Nedenfor er vist en figur med qf-erhvervets andel af hhv. bygnings-og maskinkapital, hvor Lars Ottos kapitaltal er benyttet.

---

[3]'Forslag til ny selskabsskatterelation i ADAM', Budgetdepartementet, 25.juni 1985.

Figur 6. qf-erhvervets andel af det samlede kapitalapparat



For bygningsandelen, som er relativt stabil, benyttes 0.017. Andelen af maskinkapitalapparatet er langt fra stabil, og noget oplagt valg eksisterer ikke. Et gennemsnit af de sidste 5 år giver afrundet 0.03, som benyttes i det følgende.

Lad derfor

$$Ipv4qf = 0.03(bivpm0 * pipm * flpm + bivpm1_{-1} * pipm_{-1} * flpm_{-1}) + 0.017(bivpb0 * pipb * flpb + bivpl_{-1} * pipb_{-1} * flpb_{-1})$$

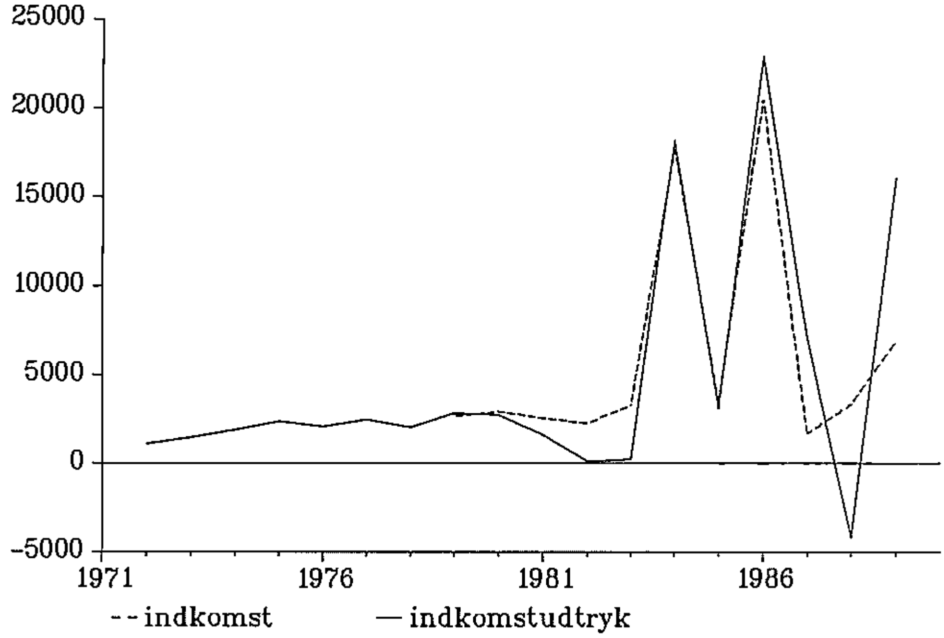
Udtrykket for pengeinstitutternes skattepligtige indkomst bliver da

$$Yrqf + Tibn + Yfqi + gevb - \frac{(Ipv4qf + Ipv4qf_{-1})}{2}$$

I figur 7 er dette udtryk afbildet sammen med værdier for pengeinstitutternes skattepligtige indkomst fra Skatter og Afgifter. Det konstruerede indkomstudtryk rammer de faktiske værdier ganske pænt. At de faktiske indkomster ikke antager negative værdier skyldes, at det er summen af de *positive* skattepligtige indkomster som medtages i den officielle statistik. I år hvor flere pengeinstitutter har negative skattepligtige indkomster vil det her dannede indkomstudtryk derfor nødvendigvis give mindre værdier end de i statistikken anførte.

Da tab kan overføres til senere skatteår, bør man behandle årene med underskud specielt. Det fremtrædende år er 1987, som indgår i selskabsskatten i 1988. I det følgende indføres derfor en dummy, d88, som er lig 1 i 1988 og -1 i 1989.

Figur 7. Pengeinstitutternes skattepligtige indkomst.



Relationen for pengeinstitutternes selskabsskat kan nu opstilles som

$$(1)\quad sdsqfb=\beta_1 * tsds * \left(Yrqf_{-1}+Tibn_{-1}+Yfqi_{-1}+d84*gevb_{-1}-\frac{Ipv4qf_{-1}+Ipv4qf_{-2}}{2}\right) + \beta_2 * d88$$

, hvor d84 er en dummy, som er 1 fra 1984-89, og ellers 0. Dummyen afspejler at den før nævnte regnskabspraksis blev indført i 1983. Den (lille) diskrepans man (bevidst, men nødvendigt) indfører ved at bruge qf-erhvervets bruttorestindkomst og pengeinstitutternes selskabsskat, må forventes at give en skævhed nedad i estimatet af $ß_1$.

Der afprøves også en konstruktion, hvor en selvstændig koefficient til kursgevinsterne estimeres:

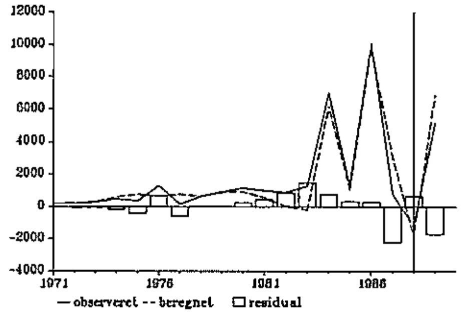
$$(2)\quad sdsqfb = \beta_1 * tsds * \left(Yrqf_{-1}+Tibn_{-1}+Yfqi_{-1}-\frac{Ipv4qf_{-1}+Ipv4qf_{-2}}{2}\right) + \beta_2 * d88 + \beta_3 * d84 * tsds * gevb_{-1}$$

Argumentet for at estimere en selvstændig koefficient til kursgevinsterne er, at den førnævnte skævhed på denne måde ikke får konsekvenser for estimatet af koefficienten til kursgevinsterne.

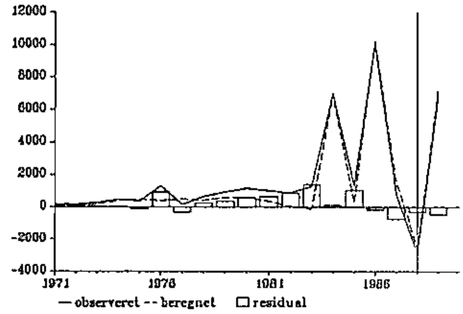
Det er muligt at estimere frem til og med 1988, idet bruttorestindkomst og afskrivninger indgår med lag. Estimerer man frem til 1988 kan man imidlertid ikke få et koefficientestimat til dummyen d88. Dette problem kan dog klares ved i første forsøg at estimere frem til 1989. Den heraf opnåede koefficient til

dummyen trækkes så fra på venstresiden, hvor efter der estimeres frem til 1988.
Estimationsresultaterne er gengivet i bilag 1, og figurer med observerede og beregnede værdier nedenfor.

Figur 8. Relation (1).



Figur 9. Relation (2).



Relation (2) giver ikke overraskende den mindste spredning. At koefficienten til bruttorestindkomsten fratrukket afskrivningerne ikke er 1, som den ideelt burde være, kan som før nævnt forklares med at det er bruttorestindkomsten for qf-erhvervet, og ikke for pengeinstitutterne som benyttes, mens det er selskabsskatten for pengeinstitutterne, som er venstresidevariabel. Udover dette kan det nævnes, at det op til og med skatteåret 1983, har været muligt for pengeinstitutter plus finansierings- og forsikringsselskaber, at henlægge op til 25 procent af den skattepligtige indkomst til investeringsfonds. Dette kan skønsmæssigt betyde, at estimatet af $ß_1$ er omkring 15 procent mindre end 1. Estimatet af $ß_3$ er iøvrigt ikke signifikant forskellig fra 1, som er den forventede værdi. Alt i alt virker koefficientestimaterne i (2) ganske plausible.

Fra 1978-79 til 1983 undervurderer begge relationer skatterne. Dette kan skyldes, at den generelle lavkonjunktur har medført negative skattepligtige indkomster hos visse pengeinstitutter, som derved har overført disse tab til senere skatteår. Da negative skatter ikke medtages i statistikken, indgår underskudspengeinstitutterne med nul-skat i disse år. Det er kun i det store underskudsår, 1987, at relationen har dette med (jf. dummyen d88). Man kunne forsøge sig med et konjunkturled i relationen, som skulle fange andelen af negative indkomster. Dette er dog ikke er afprøvet i denne omgang.

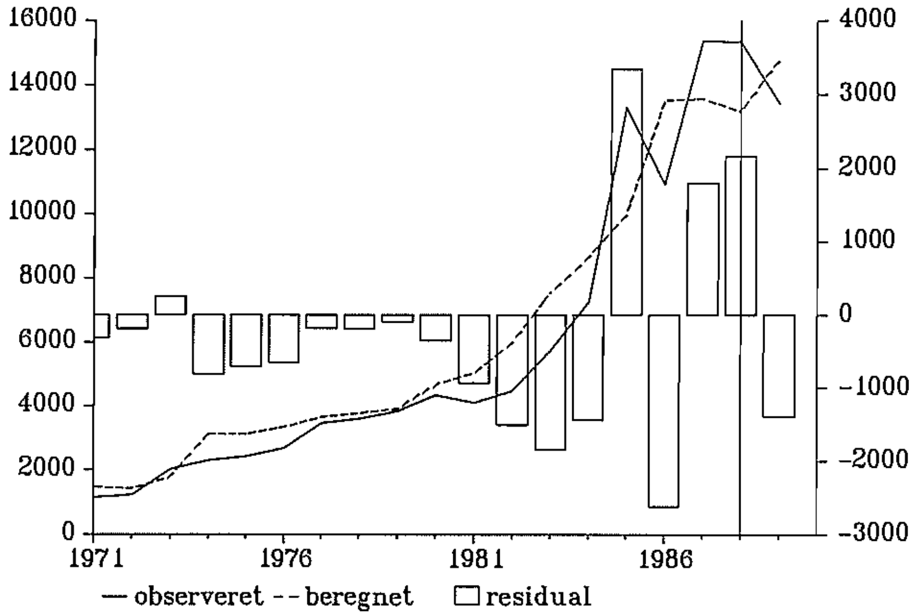
Sammenlagt må det siges, at (2) fanger udviklingen i pengeinstitutternes selskabsskat rimeligt pænt.

Selskabsskatterelationen for de andre erhverv kan nu opstilles på lignende vis. Lad *Yrres* = *Yrs* - *Yrqf*, *sdsres* = *Sds* - *sdsqfb* og *Ipv4res* = *Ipv4* - *Ipv4qf*. Relationen bliver da

$$(3) \quad sdsres = \alpha_1 * tsds * \left(Yrres_{-1} - \frac{Ipv4res_{-1} + Ipv4res_{-2}}{2} \right)$$

Estimationsresultater findes i bilag 1, mens observerede og beregnede værdier er afbildet i figur 10.

Figur 10. Relation (3).



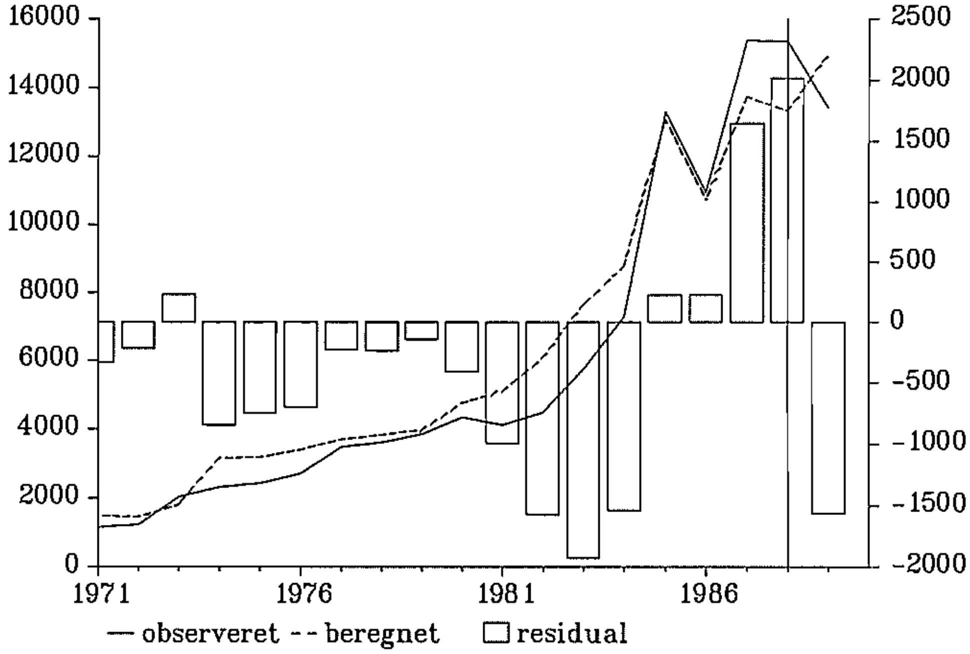
note: Residualerne måles ud fra højreaksen.

Relationen er ikke videre køn. I første del af perioden overvurderes selskabsskatterne konsekvent, mens årene 1985,1987 og 1988 kraftigt undervurderes.

I årene 1985 og 1986 ser selskabsskatten speciel ud. Efter et blødt forløb op til 1984 springer skatterne pludselig i 1985, og falder herefter drastisk i 1986. En mulig forklaring på dette pudsige forløb kan være den pr. 31.marts 1985 vedtagne forhøjelse af selskabsskattesatsen fra 40% til 50% . Forhøjelsen trådte i kraft fra og med 1986. Det er derfor en nærliggende tanke, at virksomhederne har forsøgt at realisere indtægter i 1985, som de egentlig først ville realisere i 1986 eller senere. Dette kan forklare det store selskabskatteprovenue i 1985, og det lille i 1986. En lignende tendens til "skattehamstring" kan spores inden skærpelsen af selskabsskatten i 1974. Skattesatsforhøjelsen i 1985 forsøges modelleret med en dummy, d85, som er 1 i 1985 og -1 i 1986. Relation (4) er altså relation (3) med d85 som ekstra højresidevariabel.

I figur 11 er observerede og beregnede værdier afbildet, og estimationsresultater findes i bilag 1. Dummyen indgår signifikant, og fjerner afvigelserne i 1985 og 86, men relationen har stadig store problemer i midten af estimationsperioden, hvor skatterne konsekvent overvurderes.

Figur 11. Relation (4).



note: Residualernes værdier måles ud fra højreaksen.

Det er umiddelbart svært at forklare relationens uomtvistelige overvurdering af skatterne i midten af perioden. En mulig forklaring kan være, at bruttorestindkomst-leddet ikke opfanger konjunkturerne "stærkt nok" til at det har effekt på selskabskatterne. En anden mulighed er, at udtrykket for de skattemæssige afskrivninger ikke fanger alle regelændringer på området.

Det skal her nævnes, at vi ved en nærmere gennemgang af datamaterialet fandt, at skatteprocenten *tsds* i 1971-73 er en skønnet værdi, og ikke den faktiske. Den faktiske skatteprocent var i disse år 36, mens værdien i adambk er 25. Årsagen til at man skønnede denne værdi var, at skattereglerne (bundfradrag og lignende) i den periode "svarede" til en skatteprocent på 25.[4]

Relation (4)'s svaghed er at skatte-*niveauet* ikke opfanges. Det ser derimod umiddelbart ud til, at ændringerne fra år til år fanges bedre. I lyset af dette kan en ændringsspecifikation tænkes at give bedre resultater.

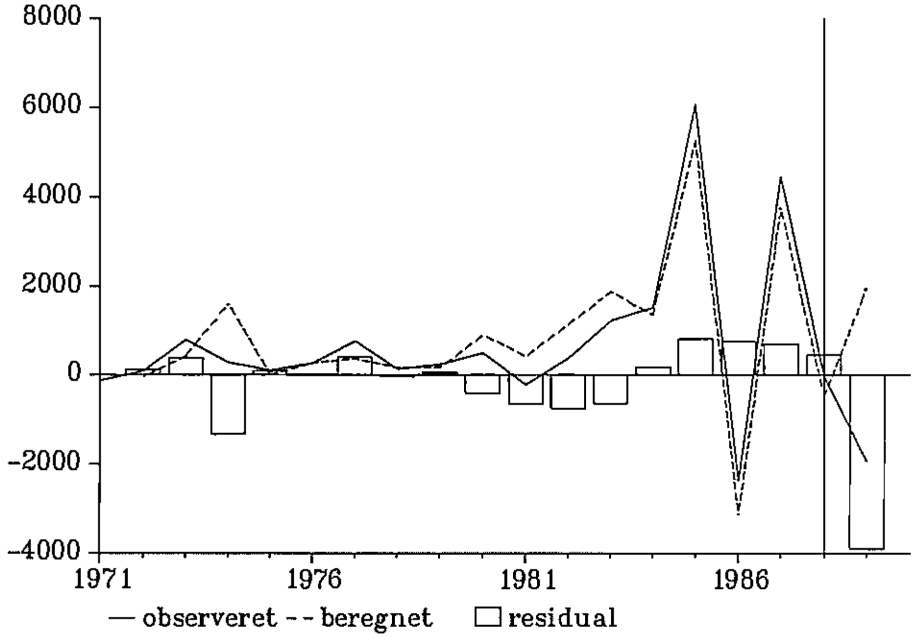
En simpel ændringsrelation bliver

$$(5)\quad D(sdsres) = \alpha_1 D\left(tsds * \left(Yrres_{-1} - \frac{Ipv4res_{-1} + Ipv4res_{-2}}{2}\right)\right) + \alpha_2 D(d85)$$

I figur 12 er ændringsrelationens observerede og beregnede værdier gengivet.

[4]Se 'Indkomstskatter og selskabsskatter i ADAM', Finn Lauritzen, Budgetdepartementet, 19.okt. 1983.

Figur 12. Relation (5).



Relation (5)'s fit er rimelig pænt. Betragtes estimationsresultaterne i bilag 1, ser man da også et fald i spredningen i forhold til (4) på ca. 40 procent. Estimatet af koefficienten til den skattepligtige indkomst er steget en smule. Det flotte fit i 1985,1986 og 1987 skal ses på baggrund af at dummyen nu "fanger" tre år, idet den indgår i ændringer.

Residualerne i figur 12 kan godt mistænkes for at indeholde noget konjunktur. Specielt i perioden 1979-88 ses lavkonjunkturen, og derefter højkonjunkturen, tydeligt at afspejle sig i residualerne. I lyset af dette er det forsøgt at få et konjunkturled ind i relationen. Resultaterne var dog nedslående, idet det ikke var muligt at få et konjunkturled til at indgå signifikant.

Ses der bort fra den temmelige katastrofale forudsigelse i 1989, udgør (5) dog et godt alternativ til (4).

Afslutningsvis skal det nævnes, at der rent økonometrisk ikke er den store forskel på at estimere to enkelte relationer, som det er gjort i dette papir, eller estimere *en* aggregeret relation. Dette ses ud fra bilag 1, hvor af det fremgår at koefficienterne til indkomstudtrykket i relation (2) og (5) afrundet er hhv. 0.54 og 0.50. Man kan derfor nøjes med en aggregeret relation plus en tabellering af kursgevinsterne. Det drejer sig jo blot om at få korrigeret selskabsskatterne, når pengeinstitutternes skattepligtige indkomst bliver negativ.

Afrunding

Hensigten med dette papir var at forsøge at forbedre selskabsskatterelationen i ADAM. Indførelsen af et udtryk for pengeinstitutternes kursgevinster viste sig ikke at være tilstrækkeligt til at bibringe nogen markant stabilisering af korrektionsfaktoren i selskabsskatterelationen. Som en konsekvens af dette blev der argumenteret for en stokastisk tilgang, samt at forsøge tvedele relationen.

Den konstruerede serie for pengeinstitutternes kursgevinster, og det deraf afledte udtryk for den skattepligtige indkomst for pengeinstitutterne, viste sig at stemme ganske pænt med de "rigtige" tal fra statistikken. Den benyttede metode til at konstruere kursgevinsterne, som også er brugt andre steder i ADAM, ser derfor ud til at være en udmærket fremgangsmåde til generelt at konstruere serier for kursgevinster.

Den estimerede relation for pengeinstitutternes selskabsskat må siges at være ganske pæn. Derimod kan resterhvervenes selskabsskatterelation ikke siges at være nogen objektiv succes. Det er dog ikke umuligt, at et videre arbejde på resterhverv-relationen kan forbedre dens egenskaber. En mulig retning kunne være at kigge nærmere på afskrivningsleddet. Istedet for det nuværende led, kunne man vælge at benytte investeringerne (i en eller anden form) som regressor, hvilket muligvis både kunne fange de skattemæssige afskrivningsmuligheder, samt den førnævnte åbenbare konjunktur i residualerne.

I bund og grund drejer dette papir sig vel egentlig om noget mere fundamentalt end selskabskat: Hvorledes bør man korrigere en ikke-eksakt relation ?
Hvis man korrigerer ved hjælp af en korrektionsfaktor, korrigerer man både relationens niveau og dens marginalegenskaber. Hvis man samtidig med dette har en dårligt specificeret relation, således at korrektionsfaktoren bliver stærkt svingende, er spørgsmålet, om man ikke istedet bør bruge den i dette papir benyttede metode. Ved at estimere "korrektionsfaktoren", og benytte et additivt fejlled kan man korrigere relationens niveau uden at ødelægge dens marginalegenskaber.

Bilag 1.

I det følgende er skqfb = yrqf[-1]+tibn[-1]+yfqi[-1] -(ipv4qf[-1]+ipv4qf[-2]/2)

(1') og (2') er hjælperegressionerne til (1) og (2).

t-værdier er angivet i parantes.

```
(1')
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   19 periods from 1971 to 1989
Date: 11 SEP 1991

sdsqfb

  =     1.22730 * tsds*(skqfb+d84*tsds*gevb.1) + 2421.20 * d88
       (8.22853)                                  (2.26344)

Sum Sq       3E+07   Std Err   1408.15   LHS Mean  1681.78   Res Mean  -78.682
R Sq        0.7083   R Bar Sq   0.6911   F  2, 17  20.6400   %RMSE     54.0088
LM (1):     0.0016

(2')
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   19 periods from 1971 to 1989
Date: 11 SEP 1991

sdsqfb

  =     0.53111 * tsds*skqfb + 0.96786 * d84*tsds*gevb.1
       (4.73051)              (16.6922)

     + 4117.35 * d88
         (7.71861)

Sum Sq     6498772   Std Err   577.952   LHS Mean  1681.78   Res Mean  246.482
R Sq        0.9440   R Bar Sq   0.9370   F  3, 16  89.8356   %RMSE     23.6729
LM (1):     2.9245

(1)
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   18 periods from 1971 to 1988
Date: 11 SEP 1991

sdsqfb1

  =     0.85691 * tsds*(skqfb+d84*gevb.1)
      (15.9484)

Sum Sq       1E+07   Std Err   762.595   LHS Mean  1488.18   Res Mean  122.020
R Sq        0.9169   R Bar Sq   0.9169   F  1, 17  187.612   %RMSE     28.8243
LM (1):     1.0698

(2)
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   18 periods from 1971 to 1988
Date: 11 SEP 1991

sdsqfb2

  =     0.53653 * tsds*skqfb + 0.98400 * tsds*d84*gevb.1
       (4.88863)              (18.0279)

Sum Sq     6337077   Std Err   563.446   LHS Mean  1393.94   Res Mean  264.316
R Sq        0.9527   R Bar Sq   0.9498   F  2, 16  161.204   %RMSE     21.7440
LM (1):     3.3532

(3)
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   18 periods from 1971 to 1988
Date: 11 SEP 1991

sdsres

  =     0.41650 * tsds*(yrres.1-((ipv4res.1+ipv4res.2)/2))
      (20.8844)

Sum Sq       4E+07   Std Err   1445.62   LHS Mean  5754.88   Res Mean  -238.64
R Sq        0.9034   R Bar Sq   0.9034   F  1, 17  158.899   %RMSE     31.0880
LM (1):     0.5091
```

(4)
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for 18 periods from 1971 to 1988
Date: 13 SEP 1991

sdsres

```
  =    0.42126 * tsds*(yrres.1-((ipv4res.1+ipv4res.2)/2)) + 2998.85 * d85
      (28.5615)                                            (3.91079)
```

Sum Sq	2E+07	Std Err	1030.47	LHS Mean	5754.88	Res Mean	-307.13
R Sq	0.9506	R Bar Sq	0.9475	F 2, 16	153.901	%RMSE	22.2290
LM (1):	3.0897						

(5)
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for 17 periods from 1972 to 1988
Date: 13 SEP 1991

diff(sdsres)

```
  =    0.49935 * diff(tsds*(yrres.1 -((ipv4res.1+ipv4res.2)/2)) + 3711.93 * diff(d85)
      (7.90647)                                                   (12.7808)
```

Sum Sq	5641998	Std Err	613.225	LHS Mean	835.035	Res Mean	8.8368
R Sq	0.8997	R Bar Sq	0.8930	F 2, 15	67.2921	%RMSE	31.6667
LM (1):	1.2002						

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

Poul Uffe Dam
Karsten Theil Hansen

26 juli 1991

ADAMs arbejdstid, II

Resumé:

I dette papir følges der op på et tidligere papir, ADAMs arbejdstid I, hvori der blev afdækket en række problemer med hensyn til serier og relationer for ADAMs arbejdstid. I dette papir konstrueres der forskellige nye serier for normalarbejdstids-variablen i ADAM. På baggrund af disse serier reestimeres relationen for den gennemsnitlige arbejdstid.

p:\wp

Nøgleord: arbejdstid, data

Indledning

I et tidligere papir blev der redegjort for ADAMs tre arbejdstidsbegreber: gennemsnitlig, normal og aftalt arbejdstid.[1] For normalarbejdstiden skelnes der yderligere mellem heltidsansatte og ansatte under et, således at der i ADAM ialt fremtræder 4 arbejdstidsvariabler :

Hgn = Gennemsnitlig arbejdstid i industri
Hnn = Normalarbejdstid i industri
Hhnn = Normalarbejdstid for heltidsansatte i industri
Ha = Aftalt arbejdstid

I papiret blev det påpeget, at serien for normalarbejdstid trænger til justering, samt at *Hgn*-relationen er løbet af sporet og behøver en reestimering. Disse to problemer er iøvrigt ikke helt uafhængige, idet *Hnn* indgår som forklarende variabel i *Hgn*-relationen.

I det følgende gennemgås, hvorledes serierne for *Hnn* og *Hhnn* rent teknisk konstrueres, og der gives bud på forskellige serier for normalarbejdstiden. På baggrund af disse serier reestimeres *Hgn*-relationen.

Datakonstruktion

Serierne for *Hnn* og *Hhnn* er, som før nævnt, konstruerede. Konstruktionen af *Hnn* tager udgangspunkt i serien for den gennemsnitlige arbejdstid, *Hgn*, hvis kilde er industristatistikken. Ideen bag *Hnn* er, at der antages at eksistere et normalt niveau for den gennemsnitlige arbejdstid, idet dette defineres som det årlige antal timer arbejdskraft, som den repræsentative arbejder ønsker at udbyde til normal aflønning. Dette normale niveau antages at kunne beskrives som den underliggende tendens i den observerede gennemsnitlige arbejdstid.

Teknikken er først at korrigere serien for den gennemsnitlige arbejdstid for heltidsansatte for afvigelser fra normalåret og overenskomstaftalte ændringer i arbejdstiden. Serien for den gennemsnitlige arbejdstid renses på denne måde for "kendte" svingninger. Meningen med den korrigerede serie, som i det følgende kaldes for Hgnkor, er, at den bør afspejle de årlige uofficielle arbejdstidsændringer samt støj. Den repræsentative arbejder kan ikke påvirke sin daglige arbejdstid, men derimod sin årlige ved at variere på antal årlige arbejdsdage. De uofficielle arbejdstidsændringer antages at kunne beskrives ved en trend, som estimeres på Hgnkor-serien.

Afvigelserne fra normalåret (når helligdage falder på en søndag o.l.)

[1] Poul Uffe Dam, 12.april 1991, ADAMs arbejdstid, I

repræsenteres ved ADAM-variablen *Hdag*, mens de overenskomstaftalte ændringer udgøres af hjælpevariablen ovkum, som er lig de kumulerede overenskomstændringer, dvs. kum(*Ha*-*Ha*[-1]).

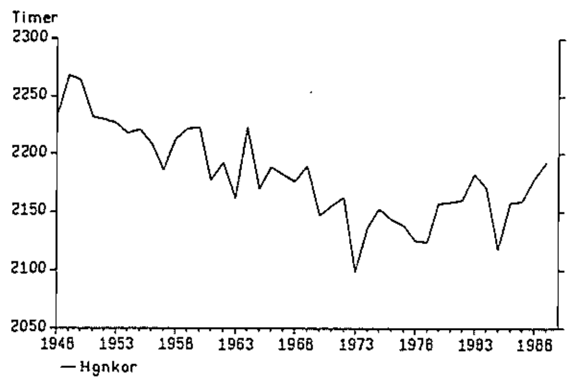
Den korrigerede serie for den gennemsnitlige arbejdstid for heltidsansatte, Hgnkor, konstrueres som

$$Hgnkor = \frac{Hgn}{1-\frac{bqn}{2}} - Hdag - ovkum$$

Det skal her noteres, at i perioden 1948-65 udgøres ovkum ikke af kum(*Ha*-*Ha*[-1]), men derimod af en serie fra et tidligere papir, som der kaldes ovkor.[2] Serien fra papiret stammer fra "En model.." ,appendiks 5, s.299. Dette er således "gammel politik", som ikke skal tages op til debat i denne fremstilling. Det drejer sig om en stillingtagen til, om nogle ændringer af den aftalte arbejdstid er foregrebet ved tidligere uofficielle ændringer.

Hgnkor-serien er dokumenteret i bilag 1, og afbildet i fig. 1.

Figur 1. Hgnkor



Ideen med Hgnkor-serien er, at denne bør afspejle de uofficielle arbejdstidsnedsættelser. Serien udviser en faldende tendens frem til omkring 1978-79, hvorefter serien flader ud og overraskende nok antyder en stigende tendens. Strejkeårene 1973 og 1985 træder tydeligt frem.

De senere års stigende tendens kan forklares med, at agenterne kompenserer faldet i den aftalte arbejdstid ved at tage øget overarbejde o.l.. Ses der bort fra strejkeåret 1985, er spørgsmålet dog, om de senere år ikke blot er tilfældige afvigelser fra en nogenlunde vandret tendens i 1980'erne. Som det også nævnes i "En model.." er det i øvrigt slående, at serien temmelig præcist følger reallønsudviklingen med omvendt fortegn. Reallønnen er netop stigende op til ca. midten af 1970'erne, hvorefter den flader ud.

Den nuværende *Hhnn*-serie i adambk er konstrueret på baggrund af en lineær trend på -4.8 i, hvad der svarer til Hgnkor. Denne trend er estimeret på perioden 1948-79.[3] Siden denne trend blev estimeret, er deltidsfrekvenserne

[2]Henning Jørgensen, 26.april 1979, bilag 5.

[3]Se Hans Djurhuus, 16. januar 1981.

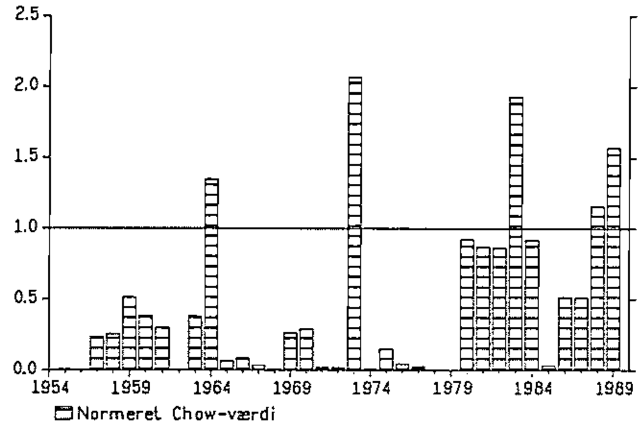
i adambk blevet ændret, således at en ny konstruktion under alle omstændigheder er påkrævet.[4]

Betragtes fig.1 må det konstateres, at en lineær trend over hele perioden 1948-89 ikke længere går an. Det vil dog alligevel være formålstjenligt at estimere en lineær trend, idet man ved 1-trins-Chow-test da kan få et fingerpeg om, hvor i perioden bruddet sker.

Chow-testene er afbildet i fig.2. Testene tyder på, at der fra og med 1980 sker et brud. På baggrund af dette prøves det derfor at estimere en lineær trend, som knækker i 1980. Der afprøves to alternativer: fri estimation, og en estimation, hvor trenden efter 1980 bindes til at være vandret. Udover dette prøves der med en eksponentiel trend (ikke-lineær estimation) samt et 2.gradspolynomium i tiden.

Det skal her bemærkes, at i "En model ..", app.5, bruges en knækket lineær trend, som for den samlede industrisektor har hældningen -5 i 1948-57, -2 i 1957-61 og -9 i 1961-65. Af Chow-testene og fig.1 fremgår dog, at dette forslag ikke kan benyttes i den nu anvendte serie. Dette ville også undre, idet sondringen mellem heltids -og deltidsansatte ikke er indført i "En model..".

Figur 2 1-trins Chow-test.
Normeret med 5% kritisk værdi.



Estimationsresultater, samt figurer med observerede og beregnede værdier er gengivet i bilag 2.

Der er flere ting, man bør overveje, når resultaterne betragtes. For det første om det er plausibelt med en positiv trend i normalarbejdstiden efter 1980, som tilfældet er for den knækkede trend i fri estimation og for tidspolynomiet. Her bør man også overveje, hvorvidt trenden bør være vandret ved fremskrivninger. For det andet bør det også indgå i overvejelserne, at de forskellige trends giver forskellige Hnn-serier, og derved forskellige Hgn-relationer (se nedenfor).

[4]Se Poul Uffe Dam og Morten Binder, 27. december 1989.

Overvejelserne bag dette oplæg fører til, at knækket i den lineære trend i fri estimation virker for markant. En så drastisk adfærdsændring på arbejdsmarkedet er svær at tro på. Hvis det kan accepteres at trenden virkelig er positiv efter 1980, giver tidspolynomiet under alle omstændigheder en mere troværdig glidende overgang. Betragtes den eksponentielle trend er fordelen ved denne, at trenden "af sig selv" bliver vandret på langt sigt.

Det skal yderligere nævnes, at det på baggrund af Henning Jørgensens papir er forsøgt med en parallelforskydning af trenden fra og med 1970 (ved hjælp af en dummy, som er lig 0 op til 1969 og 1 herefter). Hensigten hermed er at efterprøve en antagelse om, at femdags-arbejdsugens indførsel via *Ha* skulle give niveauskift i Hgnkor. Denne antagelse ligger bag 10-timers justeringen i 1970 i ADAMs ligning 433. At dens tilstedeværelse så, så vidt vi kan se, repræsenterer en fejltolkning af Henning Jørgensens oplæg, er en anden sag. Forskydningen er dog ikke signifikant.

I det følgende vælges det at konstruere tre forskellige *Hhnn*-serier: Hhnna, hvor den lineære trend med vandret knæk bruges, Hhnnb, hvor tidspolynomiet bruges, og Hhnnc, hvor den eksponentielle trend bruges.

Hhnn-serierne konstrueres som

$$Hhnn - Hhnn[-1] = trend + Ha - Ha[-1] + Hdag - Hdag[-1]$$

Serierne fremskrives med udgangspunkt i *Hgn*/(1-*bqn*/2) i 1948. For perioden 1948-65 udgøres (Ha - Ha[-1]) af serien ovkor1 fra bilag 5 i Hennings Jørgensens papir, jf.ovenfor.

Med disse serier konstrueres nu tre *Hnn*-serier ved at justere med deltidsfrekvenserne : *Hnn* = *Hhnn*(1-*bqn*/2). Disse serier kaldes for Hnna, Hnnb og Hnnc.

I bilag 1 er de tre forskellige trends, samt de 3 forskellige serier for hhv. *Hhnn* og *Hnn* dokumenteret. I bilag 3 er de tre Hnn-serier, samt den nuværende *Hnn*-serie, afbildet sammen med *Hgn*-serien. Alle tre nye serier retter op på det gab, som der findes mellem *Hgn*-serien og den nuværende *Hnn*-serie fra slutningen af 1970'erne.

Estimation af Hgn-relationen

Den nuværende *Hgn*-relation er estimeret på perioden 1948-79, og har udseendet

$$\log(Hgn) = \underset{(.592)}{.299} + \underset{(.046)}{.047}\ \log(fXn) - \underset{(.045)}{.056}\ \log(fXn)[-1]$$

$$+ \underset{(.056)}{.977}\ \log(Hnn)$$

$s = .0099$ $\qquad R^2 = .99$ $\qquad DW = 2.09$

Det teoretiske oplæg er som følger. Der antages at eksistere tilpasningsomkostninger ved at ansætte nye arbejdere, således at en stigning i produktionen på kort sigt ikke indebærer en tilsvarende stigning i beskæftigelsen.(Jf. beskæftigelsesrelationerne, hvor beskæftigelsens elasticitet mht. produktionen er mindre end 1). Derimod virker den gennemsnitlige arbejdstid som "elastik" på kort sigt. På langt sigt antages beskæftigelsens produktionselasticitet at være 1, således at det kun er på kort sigt, at fluktuationer i produktionen har betydning for den gennemsnitlige arbejdstid. Hvis producenterne opfatter normalarbejdstiden som eksogen, bør omkostningminimering på langt sigt medføre sammenfald mellem den gennemsnitlige arbejdstid og normalarbejdstiden.

På baggrund af ovenstående forventes log(*fXn*) og log(*fXn*)[-1] at have samme numeriske koefficient, men med modsat fortegn, og log(*Hnn*) at have koefficienten 1.

I det følgende estimeres *Hgn*-relationen på perioden 1948-87 med den nuværende *Hnn*-serie, samt med de tre forskellige *Hnn*-serier. Det skal bemærkes, at disse nye estimationer ikke er umiddelbart sammenlignelige med ovenstående relation, idet deltidsfrekvenserne i adambk som før nævnt er blevet ændret.

Estimationerne tager udgangspunkt i ovenstående specifikation, dog med en lille ændring. I stedet for at lade log(*fXn*) og log(*fXn*)[-1] indgå som to selvstændige forklarende variabler, vælges det at bruge Dlog(*fXn*) istedet. To ting taler for dette. For det første sikres der konsistens med det teoretiske oplæg, idet man a priori binder fortegnene til log(*fXn*) og log(*fXn*)[-1] til at være numerisk ens. For det andet undgås den høje korrelation mellem de 2 forklarende variabler log(*fXn*) og log(*fXn*)[-1] (korrelationskoefficient= 0.99).

Estimationsresultaterne er afbildet i nedenstående tabel. Figurer med observerede og beregnede værdier, samt residualer er gengivet i bilag 4.

Tabel 1. Estimationsperiode 1948-87

		s	R^2	DW
E1	$\log(Hgn) = -.027 + .036\,D\log(fXn) + 1.00\log(Hnna)$ $(.123)\quad(.047)\qquad(.016)$	.011	.99	1.61
E2	$\log(Hgn) = -.311 + .032\,D\log(fXn) + 1.04\log(Hnnb)$ $(.119)\quad(.044)\qquad(.016)$	.011	.99	1.87
E3	$\log(Hgn) = -.021 + .029\,D\log(fXn) + 1.00\log(Hnnc)$ $(.121)\quad(.047)\qquad(.016)$	.011	.99	1.69
E4	$\log(Hgn) = .762 + .045\,D\log(fXn) + .901\log(Hnn)$ $(.140)\quad(.060)\qquad(.019)$	.014	.99	1.05

Alle parametre har fortegn som forventet, og koefficienten til normalarbejdstiden er uhyre tæt på 1 i E1, E2 og E3. Det ser ud til, at de nye serier for normalarbejdstiden følger tendensen i den gennemsnitlige arbejdstid "så godt" (jf. bilag 3), at normalarbejdstiden trækker noget af produktionens forklaringskraft væk, således at koefficienten til produktionsværdi-differensen er utroværdig lille, og iøvrigt insignifikant på ethvert acceptabelt niveau.

På figurerne i bilag 4 fremtræder strejkeårene 1973 og 1985 med store negative residualer. I erkendelse af, at det med ovenstående relationer unægtelig er svært at forklare den gennemsnitlige arbejdstid i industrien i ekstreme strejkeår, prøves det i det følgende at indføre to strejkedummyer i relationerne E1-E4. Lignende strejkedummyer findes også i relationen for gennemsnitlig arbejdstid i "En model ..". Formålet med de to dummyer er, at sikre et bedre - og forhåbentlig større - estimat af koefficienten til produktionsværdi-differensen. Resultaterne er gengivet i tabel 2, og figurer med observerede og beregnede værdier findes i bilag 4.

Tabel 2. Estimationsperiode 1948-87

		s	R^2	DW
E5	$\log(Hgn) = .074 + .057\,D\log(fXn) + .990\log(Hnna) -.038\,d73 -.020\,d85$ $(.106)\quad(.040)\qquad(.014)\qquad(.010)\quad(.010)$	.009	.99	1.48
E6	$\log(Hgn) = -.193 + .056\,D\log(fXn) + 1.03\log(Hnnb) -.032\,d73 -.028\,d85$ $(.100)\quad(.036)\qquad(.013)\qquad(.010)\quad(.010)$	.009	.99	1.76
E7	$\log(Hgn) = .081 + .051\,D\log(fXn) + .991\log(Hnnc) -.036\,d73 -.021\,d85$ $(.105)\quad(.040)\qquad(.014)\qquad(.010)\quad(.010)$	.009	.99	1.53
E8	$\log(Hgn) = .837 + .062\,D\log(fXn) + .891\log(Hnn) -.046\,d73 -.010\,d85$ $(.129)\quad(.054)\qquad(.017)\qquad(.013)\quad(.013)$	.013	.99	1.02

d73 = 1 i 1973 og ellers 0
d85 = 1 i 1985 og ellers 0

Med undtagelse af E8 indgår begge dummyer signifikant, og deres tilstedeværelse forøger koefficienten til produktionsværdi-differensen, således at disse koefficienter nu har samme størrelsesorden som i den nuværende relation. Relationerne E5-E7 har faktisk ganske pæne statistiske egenskaber.

Koefficienterne til normalarbejdstiden i E5-E7 er alle snublende tæt på 1, og det forekommer derfor nærliggende at forsøge at binde denne til 1, således at det teoretiske oplæg overholdes. Estimationsresultaterne er gengivet i tabel 3, og figurer med observerede og beregnede værdier i bilag 4.

Tabel 3. Estimationsperiode 1948-87

		s	R^2	DW
E9	log(*Hgn*) = .002 + .047 Dlog(*fXn*) + 1.00 log(*Hnna*) -.037 d73 -.018 d85	.009	.99	1.48
	(.002) (.037) (.010) (.010)			
E10	log(*Hgn*) = .006 + .084 Dlog(*fXn*) + 1.00 log(*Hnnb*) -.034 d73 -.032 d85	.009	.99	1.63
	(.002) (.035) (.010) (.009)			
E11	log(*Hgn*) = .013 + .041 Dlog(*fXn*) + 1.00 log(*Hnnc*) -.035 d73 -.019 d85	.009	.99	1.53
	(.002) (.036) (.009) (.009)			
E12	log(*Hgn*) = .024 - .068 Dlog(*fXn*) + 1.00 log(*Hnn*) -.035 d73 +.012 d85	.018	.98	0.78
	(.004) (.071) (.019) (.019)			

Med undtagelse af E12, er effekterne af restriktionen ikke store. Residualspredningerne ændres ikke. Koefficienten til produktionsværdi-differensen er steget i E10, og faldet en smule i E9 og E11. Relation E12 synes ubrugelig.

Der er ingen tvivl om, at relationerne med de bedste statistiske egenskaber er E6 og E10. Dette er relationerne, hvor normalarbejdstidsserien med tidspolynomiet indgår som forklarende variabel. Af disse to fremstår E10 som den pæneste. Der er ikke den store forskel mellem E7 (normalarbejdstidsserie med eksponentiel trend) og E5 (normalarbejdstidsserie med lineær trend med vandret knæk). Hvis man kan acceptere nogle lidt mindre koefficienter til produktionsværdi-differensen, bør E9 og E11 nok foretrækkes frem for E5 og E7.

Af resultaterne fremgår det klart, at E8 og E12 (begge med den gamle *Hnn*-serie) er ubrugelige.

Det skal her nævnes, at der også er foretaget en estimation med en normalarbejdstidsserie konstrueret med den lineære trend i fri estimation, dvs. hvor hældningen på trenden er positiv efter 1980, som afbildet i bilag 2. Denne estimation giver de klart bedste resultater af alle. Det kan altså konkluderes, at de bedste statistiske resultater fås, hvis man lader trenden i normalarbejdstiden være positiv i de seneste år.

Estimationerne har indtil nu været baseret på den nuværende specifikation af Hgn-relationen, hvilket blandt andet indebærer at relationen estimeres med et konstantled. Ifølge det teoretiske oplæg bør konstantleddet faktisk undertrykkes: hvis relationen indeholder et konstantled, vil der i en stationær tilstand være en konstant niveauforskel mellem normalarbejdstid og gennemsnitlig arbejdstid, men oplægget tilsiger at gennemsnits- og normalarbejdstid er sammenfaldne på langt sigt. Dette taler for at estimere relationen uden konstantled. I tabel 4 er resultaterne af estimationen af relationerne E9-E12 uden konstantled gengivet[5]. Figurer med observerede og beregnede værdier findes i bilag 4.

Tabel 4. Estimationsperiode 1948-87

			s	R^2	DW[6]
E13	log(*Hgn*) = .066 Dlog(*fXn*) + 1.00 log(*Hnna*) (.027)	-.036 d73 -.017 d85 (.009) (.009)	.009	.99	1.46
E14	log(*Hgn*) = .159 Dlog(*fXn*) + 1.00 log(*Hnnb*) (.029)	-.031 d73 -.029 d85 (.010) (.010)	.009	.99	1.53
E15	log(*Hgn*) = .200 Dlog(*fXn*) + 1.00 log(*Hnnc*) (.039)	-.029 d73 -.014 d85 (.014) (.014)	.011	.99	1.06
E16	log(*Hgn*) = .214 Dlog(*fXn*) + 1.00 log(*Hnn*) (.074)	-.024 d73 +.021 d85 (.026) (.026)	.022	.96	0.53

Den væsenligste effekt af at undertrykke konstantleddet er, at koefficienten til produktionsværdidifferensen stiger. Dette er specielt markant i E14, hvor koefficienten fordobles, og i E15, hvor koefficienten femdobles.

Estimatet af koefficienterne til produktionsværdien i E14-E16 er langt større end i den nuværende relation. Det er umiddelbart svært at sige noget om hvor stort koefficientestimatet bør være, men hvis man den nuværende relations koefficientestimater (se øverst s.6) er retningsgivende, er det relation E13, som ser mest rimelig ud.

Alt i alt ser E13 ud til at være den relation som bedst kan klare en origo-estimation, hvilket heller ikke er mærkeligt, idet konstantleddet i E9 ikke er signifikant forskellig fra nul, mens det indgår signifikant i relationerne E10-12.

Det er lidt bekymrende, at samtlige relationer konsekvent skyder for lavt i de

---

[5]Strengt taget burde man af "estimationsetiske" grunde først estimere relationerne E5-E8 uden konstantled, og så bagefter indføre restriktionen på koefficienten til normalarbejdstiden.

[6]Det skal bemærkes, at relationen estimeres uden konstantled, hvorfor de normale fordelinger af DW-statistikken ikke er helt korrekte i denne sammenhæng.

foreløbige år. E10 og E14 er relationerne med de mindste forudsigelsesfejl. Dette skyldes, at disse relationer har *Hnnb* som forklarende variabel. Dette er serien med positiv trend i normalarbejdstiden efter 1975. Det skal yderligere nævnes, at hvis man estimerer relationerne frem til 1989 fås stort set samme koefficienter, men markant lavere DW-teststørrelser, hvilket blot er en bekræftelse af, at relationerne skyder for lavt i de seneste år.

Det kan således konkluderes, at valget af *Hgn*-relation og *Hnn*-serie i sidste ende må afspejle ens mening om den hidtige - og ikke mindst - fremtidige udvikling i normalarbejdstiden, samt eventuelle overvejelser vedrørende relationernes fordele og ulemper ved fremskrivninger.

Hvis en positiv trend i normalarbejdstiden efter 1975 kan accepteres bør E10 vælges. Hvis man mener, at dette er uforsvarligt, bør man nok vælge E13. E13 har dårligere statistiske egenskaber end E10, men til gengæld er E13 i eksakt overensstemmelse med det teoretiske oplæg.

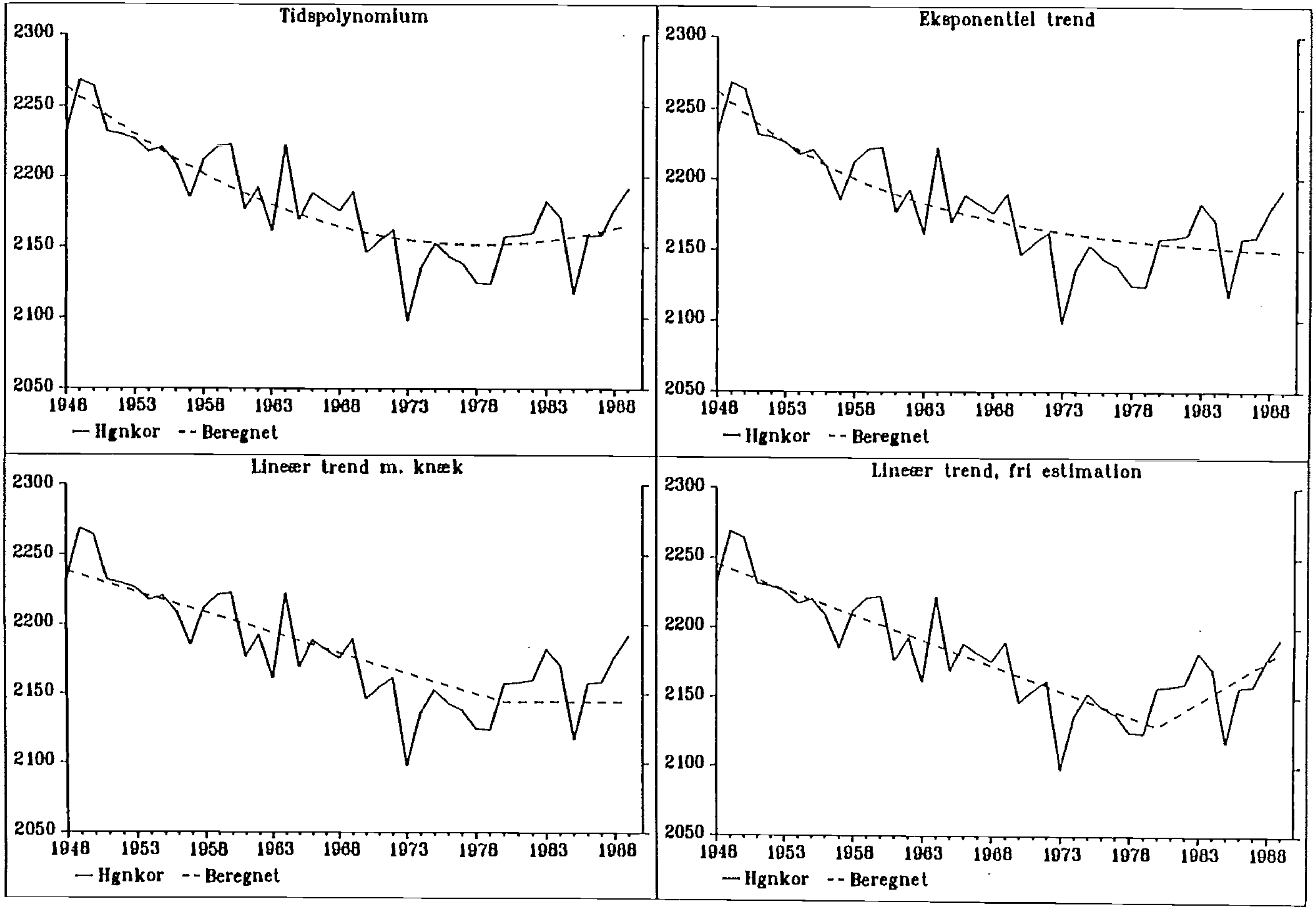
Bilag 1.

	llgn/(1-bqn/2) [1]	lldag	Dlla [2]	ovkum	llgnkor	Dlldag	trenda	lllnna	llnna	trendb	lllnnb	llnnb	trendc	lllnnc	llnnc
1948	2247.6626	16.0000	0.0000	0.0000	2231.6626	16.0000	-2.9400	2247.6626	2223.1069	-6.7920	2247.6626	2223.1069	-8.8001	2247.6626	2223.1069
1949	2280.5671	12.0000	0.0000	0.0000	2268.5671	-4.0000	-2.9400	2240.7227	2214.1140	-6.5460	2237.1167	2210.5510	-8.1806	2235.4819	2208.9355
1950	2264.0703	0.0000	0.0000	0.0000	2264.0703	-12.0000	-2.9400	2225.7827	2197.2371	-6.3000	2218.8167	2190.3604	-7.6047	2215.8772	2187.4585
1951	2232.0208	0.0000	0.0000	0.0000	2232.0208	0.0000	-2.9400	2222.8428	2192.2231	-6.0540	2212.7627	2182.2820	-7.0693	2208.8079	2178.3816
1952	2237.9355	8.0000	0.0000	0.0000	2229.9355	8.0000	-2.9400	2227.9028	2195.0969	-5.8080	2214.9546	2182.3394	-6.5716	2210.2363	2177.6907
1953	2226.4387	0.0000	0.0000	0.0000	2226.4387	-8.0000	-2.9400	2216.9629	2182.2119	-5.5620	2201.3926	2166.8857	-6.1090	2196.1274	2161.7031
1954	2225.6973	8.0000	0.0000	0.0000	2217.6973	8.0000	-2.9400	2222.0229	2185.0818	-5.3160	2204.0767	2167.4338	-5.6789	2198.4485	2161.8992
1955	2232.9260	12.0000	0.0000	0.0000	2220.9260	4.0000	-2.9400	2223.0830	2184.0122	-5.0700	2203.0066	2164.2888	-5.2791	2197.1694	2158.5542
1956	2217.0754	8.0000	0.0000	0.0000	2209.0754	-4.0000	-2.9400	2216.1431	2175.0891	-4.8240	2194.1826	2153.5354	-4.9075	2188.2620	2147.7244
1957	2185.5652	0.0000	0.0000	0.0000	2185.5652	-8.0000	-2.9400	2205.2031	2162.2568	-4.5780	2181.6045	2139.1177	-4.5620	2175.7000	2133.3281
1958	2202.6353	0.0000	-10.0000	-10.0000	2212.6353	0.0000	-2.9400	2192.2632	2146.4448	-4.3320	2167.2725	2121.9766	-4.2408	2161.4592	2116.2847
1959	2150.5059	0.0000	-61.0000	-71.0000	2221.5059	0.0000	-2.9400	2128.3232	2081.8193	-4.0860	2102.1865	2056.2537	-3.9423	2096.5168	2050.7080
1960	2130.7898	19.0000	-40.0000	-111.0000	2222.7898	19.0000	-2.9400	2104.3833	2056.4033	-3.8400	2077.3464	2029.9829	-3.6648	2071.8521	2024.6138
1961	2058.9009	0.0000	-7.0000	-118.0000	2176.9009	-19.0000	-2.9400	2075.4434	2026.1516	-3.5940	2047.7524	1999.1183	-3.4068	2042.4453	1993.9373
1962	2074.6150	0.0000	0.0000	-118.0000	2192.6150	0.0000	-2.9400	2072.5034	2021.3126	-3.3480	2044.4044	1993.9076	-3.1669	2039.2784	1988.9083
1963	2043.4579	0.0000	0.0000	-118.0000	2161.4580	0.0000	-2.9400	2069.5635	2016.4791	-3.1020	2041.3024	1988.9430	-2.9440	2036.3345	1984.1025
1964	2112.5627	8.0000	0.0000	-118.0000	2222.5627	8.0000	-2.9400	2074.6235	2022.3949	-2.8560	2046.4464	1994.9271	-2.7367	2041.5978	1990.2006
1965	2059.6069	8.0000	0.0000	-118.0000	2169.6069	0.0000	-2.9400	2071.6836	2018.5863	-2.6100	2043.8364	1991.4529	-2.5441	2039.0537	1986.7927
1966	2041.5208	11.0000	-40.0000	-158.0000	2188.5208	3.0000	-2.9400	2031.7437	1974.5602	-2.3640	2004.4724	1948.0565	-2.3650	1999.6887	1943.4075
1967	2014.9000	0.0000	-9.0000	-167.0000	2181.9001	-11.0000	-2.9400	2008.8037	1955.8617	-2.1180	1982.3544	1930.1094	-2.1985	1977.4902	1925.3735
1968	1972.8835	7.0000	-43.0000	-210.0000	2175.8835	7.0000	-2.9400	1969.8638	1914.5303	-1.8720	1944.4823	1889.8618	-2.0437	1939.4465	1884.9675
1969	1950.4772	0.0000	-29.0000	-239.0000	2189.4771	-7.0000	-2.9400	1930.9240	1872.8322	-1.6260	1906.8564	1849.4886	-1.8998	1901.5469	1844.3389
1970	1893.4872	8.0000	-22.0000	-261.0000	2146.4871	8.0000	-2.9400	1913.9840	1851.7030	-1.3800	1891.4764	1829.9279	-1.7661	1885.7808	1824.4175
1971	1890.9900	21.0000	-24.0000	-285.0000	2154.9900	13.0000	-2.9400	1900.0441	1834.2645	-1.1340	1879.3424	1814.2795	-1.6417	1873.1390	1808.2910
1972	1856.0981	0.0000	-21.0000	-306.0000	2162.0981	-21.0000	-2.9400	1855.1041	1785.1667	-0.8880	1836.4543	1767.2200	-1.5262	1829.6129	1760.6365
1973	1771.1067	0.0000	-21.0000	-327.0000	2098.1067	0.0000	-2.9400	1831.1642	1748.7893	-0.6420	1814.8124	1733.1731	-1.4187	1807.1942	1725.8976
1974	1804.3987	0.0000	-5.0000	-332.0000	2136.3984	0.0000	-2.9400	1823.2242	1741.4253	-0.3960	1809.4164	1728.2369	-1.3189	1800.8754	1720.0791
1975	1744.8816	0.0000	-76.0000	-408.0000	2152.8816	0.0000	-2.9400	1744.2843	1669.6289	-0.1500	1733.2664	1659.0825	-1.2260	1723.6494	1649.8772
1976	1763.3073	28.0000	0.0000	-408.0000	2143.3071	28.0000	-2.9400	1769.3444	1682.6377	0.0960	1761.3623	1675.0468	-1.1397	1750.5098	1664.7261
1977	1742.1656	12.0000	0.0000	-408.0000	2138.1655	-16.0000	-2.9400	1750.4044	1669.8596	0.3420	1745.7043	1665.3757	-1.0595	1733.4503	1653.6855
1978	1716.9894	0.0000	0.0000	-408.0000	2124.9893	-12.0000	-2.9400	1735.4645	1659.6681	0.5880	1734.2924	1658.5471	-0.9849	1720.4655	1645.3241
1979	1716.0286	0.0000	0.0000	-408.0000	2124.0283	0.0000	-2.9400	1732.5245	1655.7650	0.8340	1735.1263	1658.2516	-0.9155	1719.5499	1643.3652
1980	1741.3328	8.0000	-16.0000	-424.0000	2157.3328	8.0000	0.0000	1724.5245	1634.0732	1.0800	1728.2063	1637.5619	-0.8511	1710.6989	1620.9727
1981	1718.2598	8.0000	-24.0000	-448.0000	2158.2598	0.0000	0.0000	1700.5245	1612.5223	1.3260	1705.5322	1617.2710	-0.7912	1685.9077	1598.6620
1982	1732.1176	20.0000	0.0000	-448.0000	2160.1174	12.0000	0.0000	1712.5245	1634.2622	1.5720	1719.1042	1640.5411	-0.7355	1697.1722	1619.6115
1983	1746.5214	12.0000	0.0000	-448.0000	2182.5212	-8.0000	0.0000	1704.5245	1635.4061	1.8180	1712.9222	1643.4633	-0.6837	1688.4885	1620.0203
1984	1730.9177	8.0000	0.0000	-448.0000	2170.9175	-4.0000	0.0000	1700.5245	1641.2659	2.0640	1710.9862	1651.3629	-0.6356	1683.8529	1625.1752
1985	1669.3125	0.0000	0.0000	-448.0000	2117.3123	-8.0000	0.0000	1692.5245	1636.4429	2.3100	1705.2961	1648.7913	-0.5908	1675.2621	1619.7523
1986	1705.7314	0.0000	-4.0000	-452.0000	2157.7314	0.0000	0.0000	1688.5245	1635.2360	2.5560	1703.8522	1650.0800	-0.5492	1670.7129	1617.9865
1987	1666.6597	8.0000	-48.0000	-500.0000	2158.6594	8.0000	0.0000	1648.5247	1596.2401	2.8020	1666.6543	1613.7948	-0.5106	1630.2024	1578.4990
1988	1667.8965	12.0000	-22.0000	-522.0000	2177.8965	4.0000	0.0000	1630.5245	1579.2632	3.0480	1651.7021	1599.7749	-0.4746	1611.7277	1561.0573
1989	1647.1680	0.0000	-23.0000	-545.0000	2192.1677	-12.0000	0.0000	1595.5247	1545.8029	3.2940	1619.9962	1569.5118	-0.4412	1576.2866	1527.1643

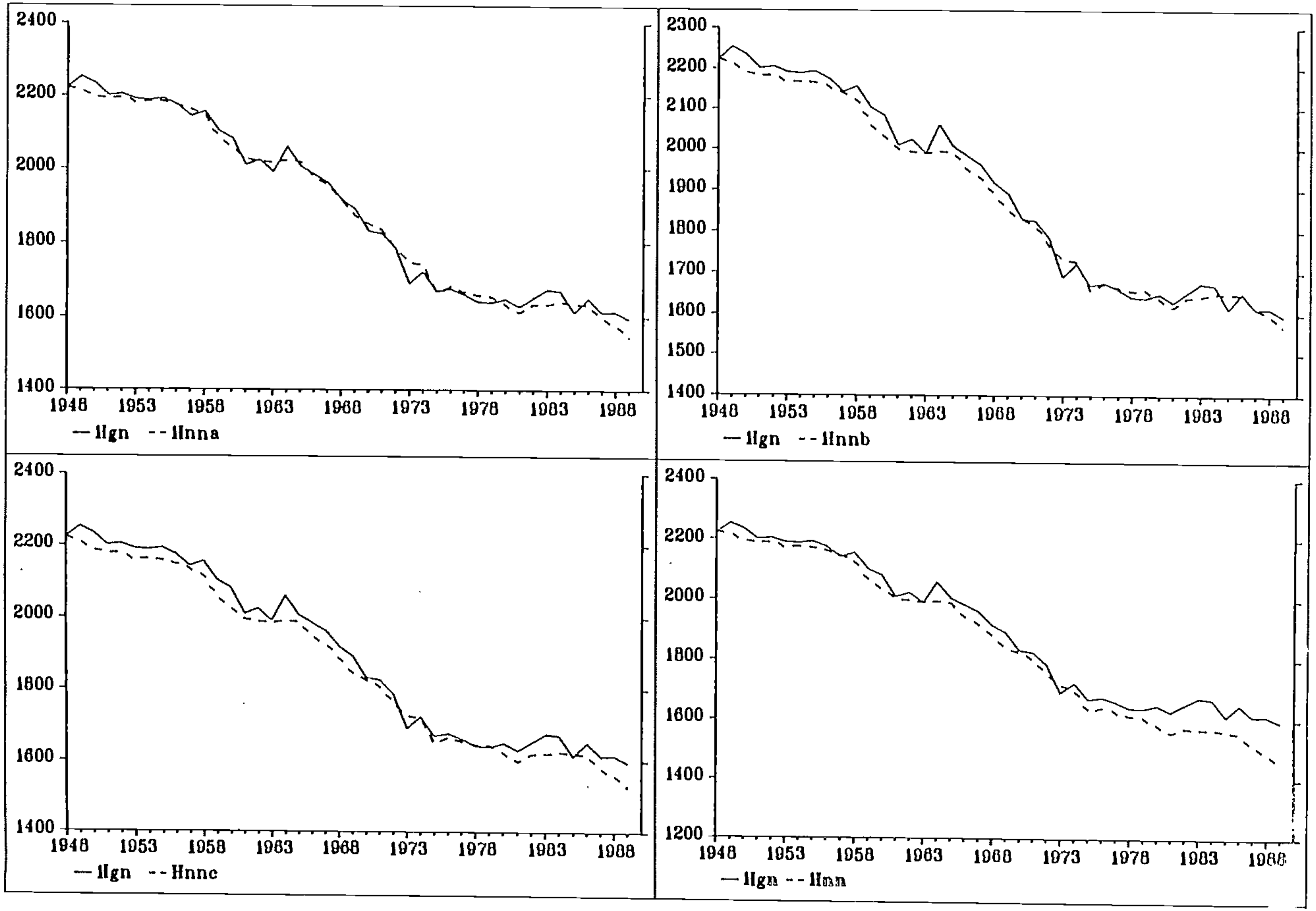
[1] For 1988 og 1989 er der byttet foreløbige bqn-værdier på 0.0629 og 0.0623

[2] Fra 1948-65 udgøres Dlla af serien ovkor1 fra bilag 5 i Henning Jørgensen, 26 april 1979.

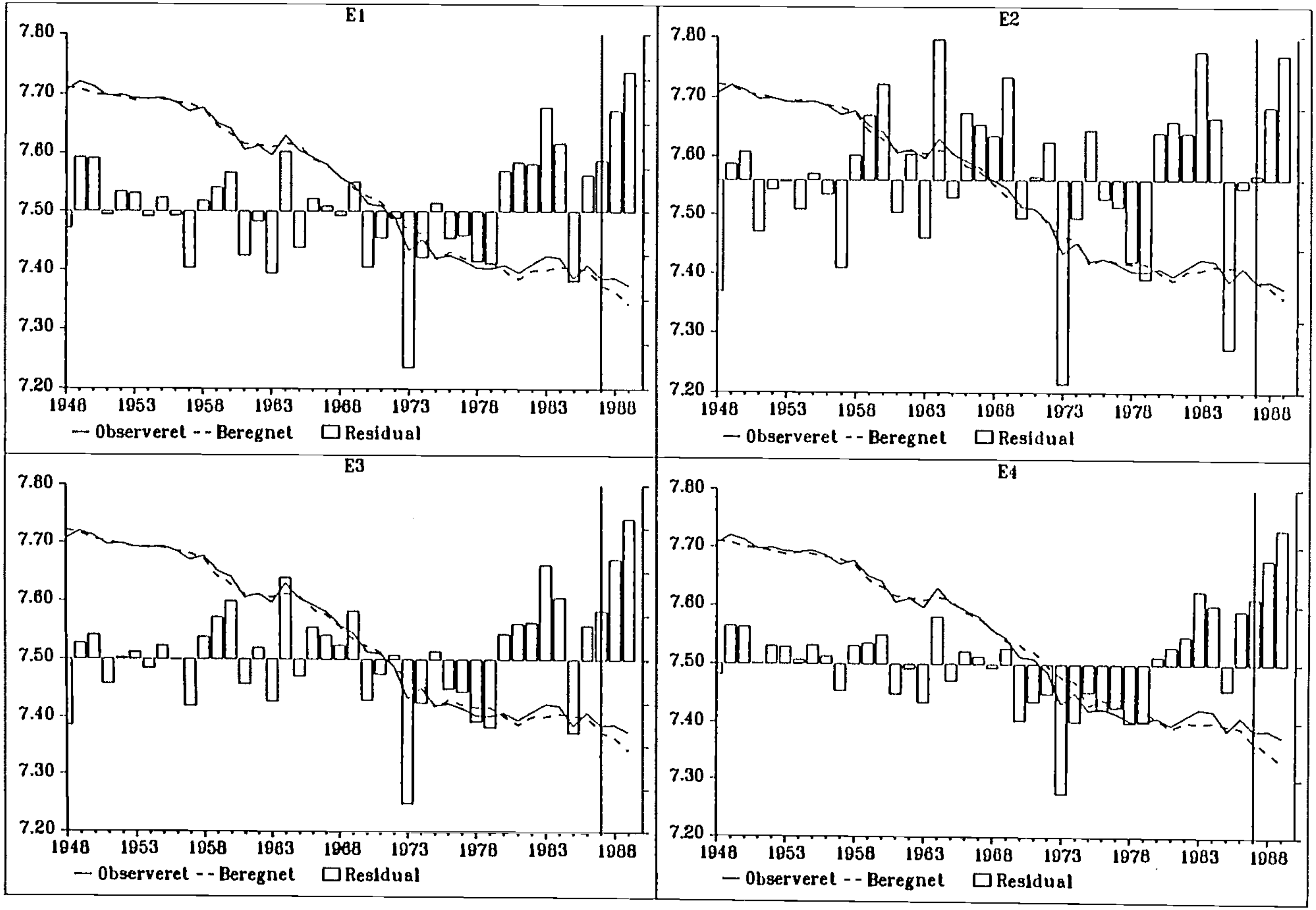
```
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   42 periods from 1948 to 1989
Date: 14 AUG 1991

Hgnkor

  =  - 3.63733 * tid +  9.5646 * d4*tid1 + 9331.17          Linear trend med knæk i 1980, fri estimation
      (10.6227)        (5.47182)          (13.8692)

Sum Sq     15778.7   Std Err   20.1142   LHS Mean  2181.34
R Sq        0.7505   R Bar Sq   0.7377   F  2, 39  58.6550
D.W.( 1)    1.8517   D.W.( 2)   1.9552


Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   42 periods from 1948 to 1989
Date: 14 AUG 1991

gnkor2

  =  - 486.022 * tid + 0.12284 * tid**2 +  482886           Tidspolynomie
      (5.03607)        (5.01129)          (5.08378)

Sum Sq     16966.8   Std Err   20.8578   LHS Mean  2181.34
R Sq        0.7317   R Bar Sq   0.7179   F  2, 39  53.1820
D.W.( 1)    1.7206   D.W.( 2)   1.8088

Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   42 periods from 1948 to 1989
Date: 14 AUG 1991

gnkor2

  =  - 2.93910 * tid3 + 7963.81                             Linear trend, vandret efter 1980
      (8.73333)        (12.0276)

Sum Sq     21756.1   Std Err   23.3217   LHS Mean  2181.34
R Sq        0.6560   R Bar Sq   0.6474   F  1, 40  76.2710
D.W.( 1)    1.3454   D.W.( 2)   1.4442

Nonlinear Least Squares
ANNUAL data for   42 periods from 1948 to 1989
Date:  1 AUG 1991

gnkor2

  = p[1,1]+(exp(-p[1,3]*tid1))*p[1,2]
                                                            Eksponentiel trend

Final estimates (t statistics) for Non-linear parameters:
P[1,1] 2142.4038  (  169.348)
P[1,3]  0.072771  (  2.97463)
P[1,2] 120.46616  (  9.00564)

Sum Sq     20021.5   Std Err   22.6577   LHS Mean  2181.34
R Sq        0.6834   R Bar Sq   0.6672   F  2, 39  42.0930
D.W.( 1)    1.4739   D.W.( 2)   1.5762
```

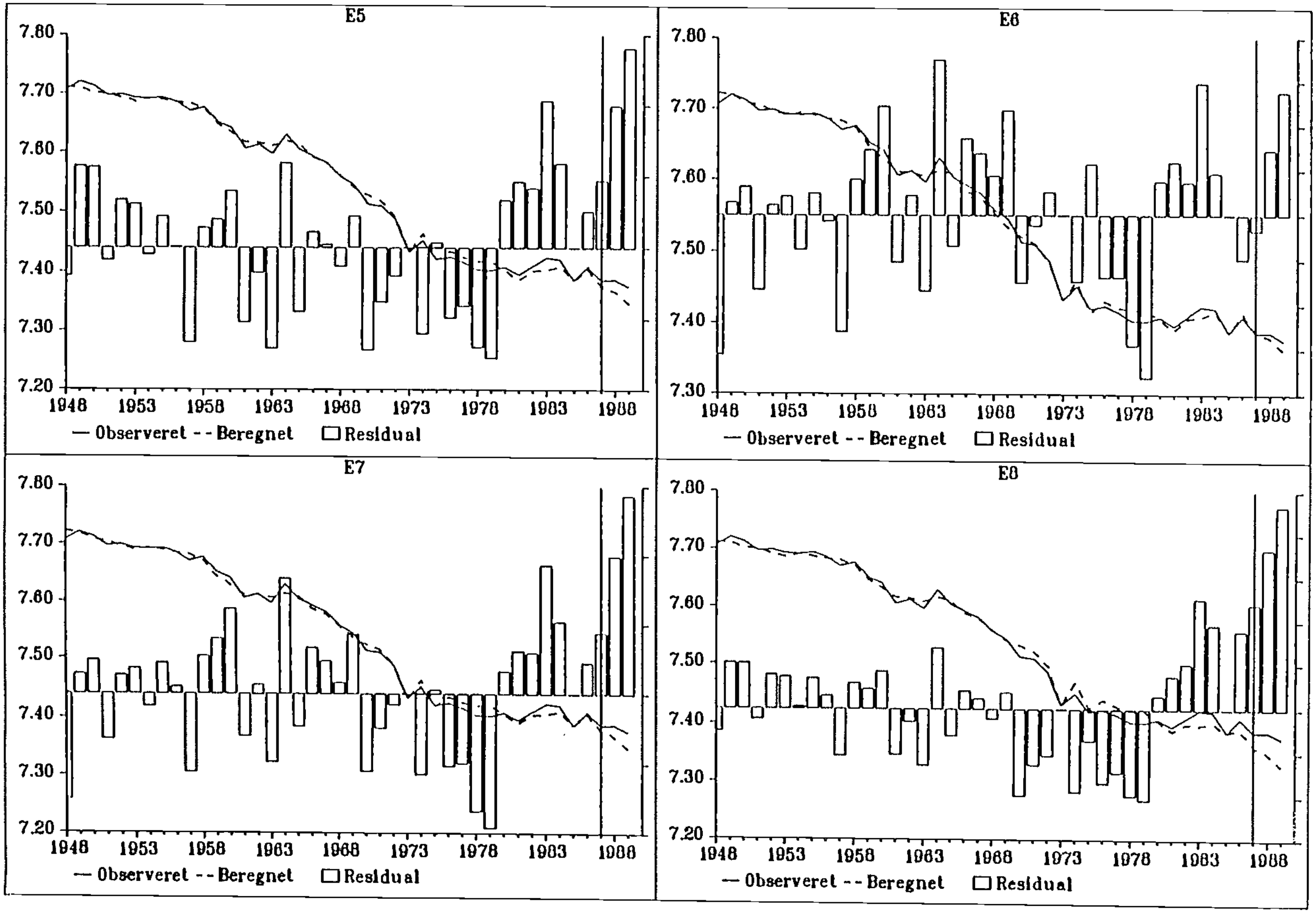

Tidspolynomium
2300
2250
2200
2150
2100
2050
1948 1953 1958 1963 1968 1973 1978 1983 1988
— Hgnkor -- Beregnet
Eksponentiel trend
2300
2250
2200
2150
2100
2050
1948 1953 1958 1963 1968 1973 1978 1983 1988
— Hgnkor -- Beregnet
Lineær trend m. knæk
2300
2250
2200
2150
2100
2050
1948 1953 1958 1963 1968 1973 1978 1983 1988
— Hgnkor -- Beregnet
Lineær trend, fri estimation
2300
2250
2200
2150
2100
2050
1948 1953 1958 1963 1968 1973 1978 1983 1988
— Hgnkor -- Beregnet

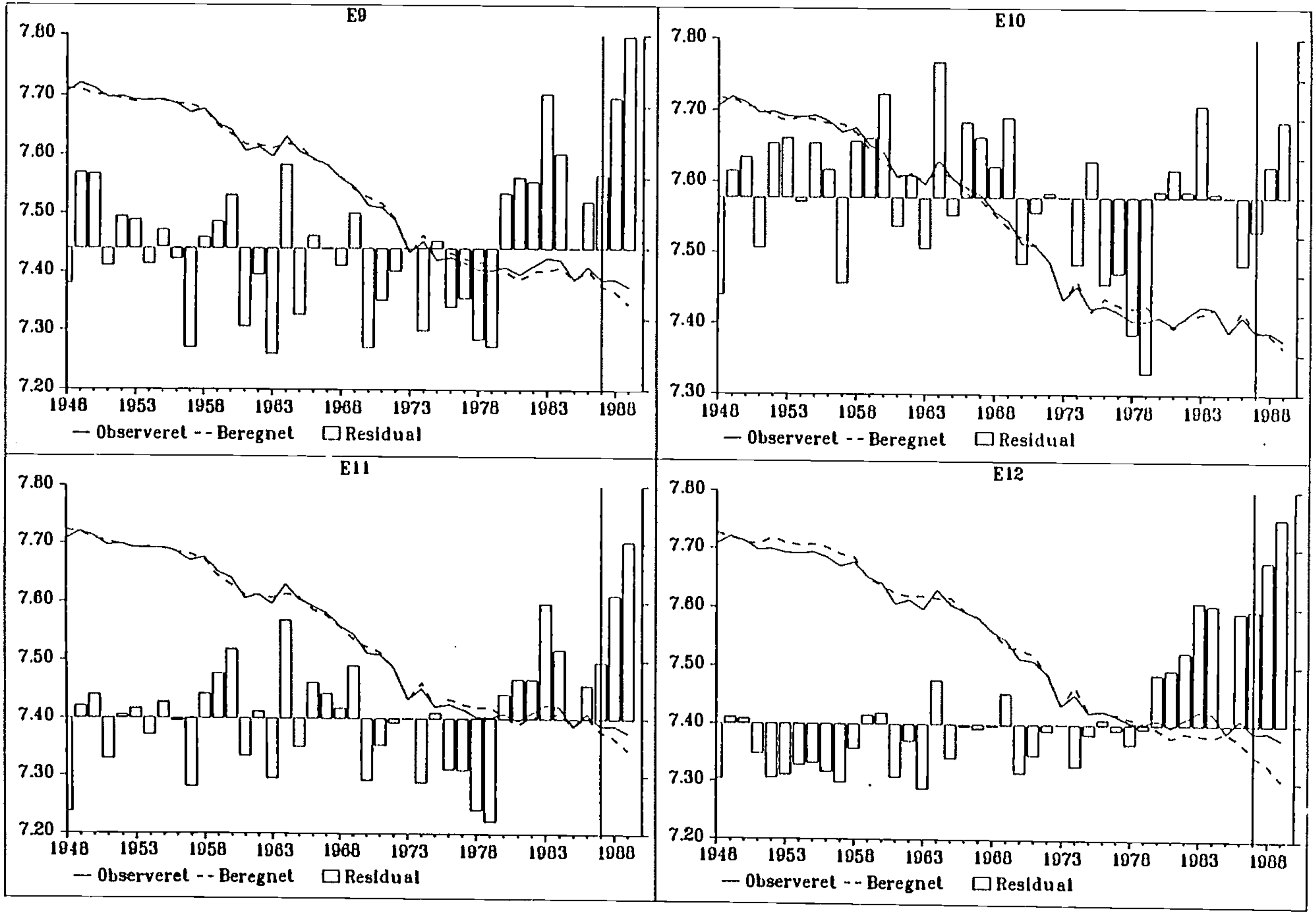
Bilag 3


2400
2200
2000
1800
1600
1400
1948 1953 1958 1963 1968 1973 1978 1983 1988
— Hgn -- Hnna
2300
2200
2100
2000
1900
1800
1700
1600
1500
1400
1948 1953 1958 1963 1968 1973 1978 1983 1988
— Hgn -- Hnnb
2400
2200
2000
1800
1600
1400
1948 1953 1958 1963 1968 1973 1978 1983 1988
— Hgn -- Hnnc
2400
2200
2000
1800
1600
1400
1200
1948 1953 1958 1963 1968 1973 1978 1983 1988
— Hgn -- Hnn

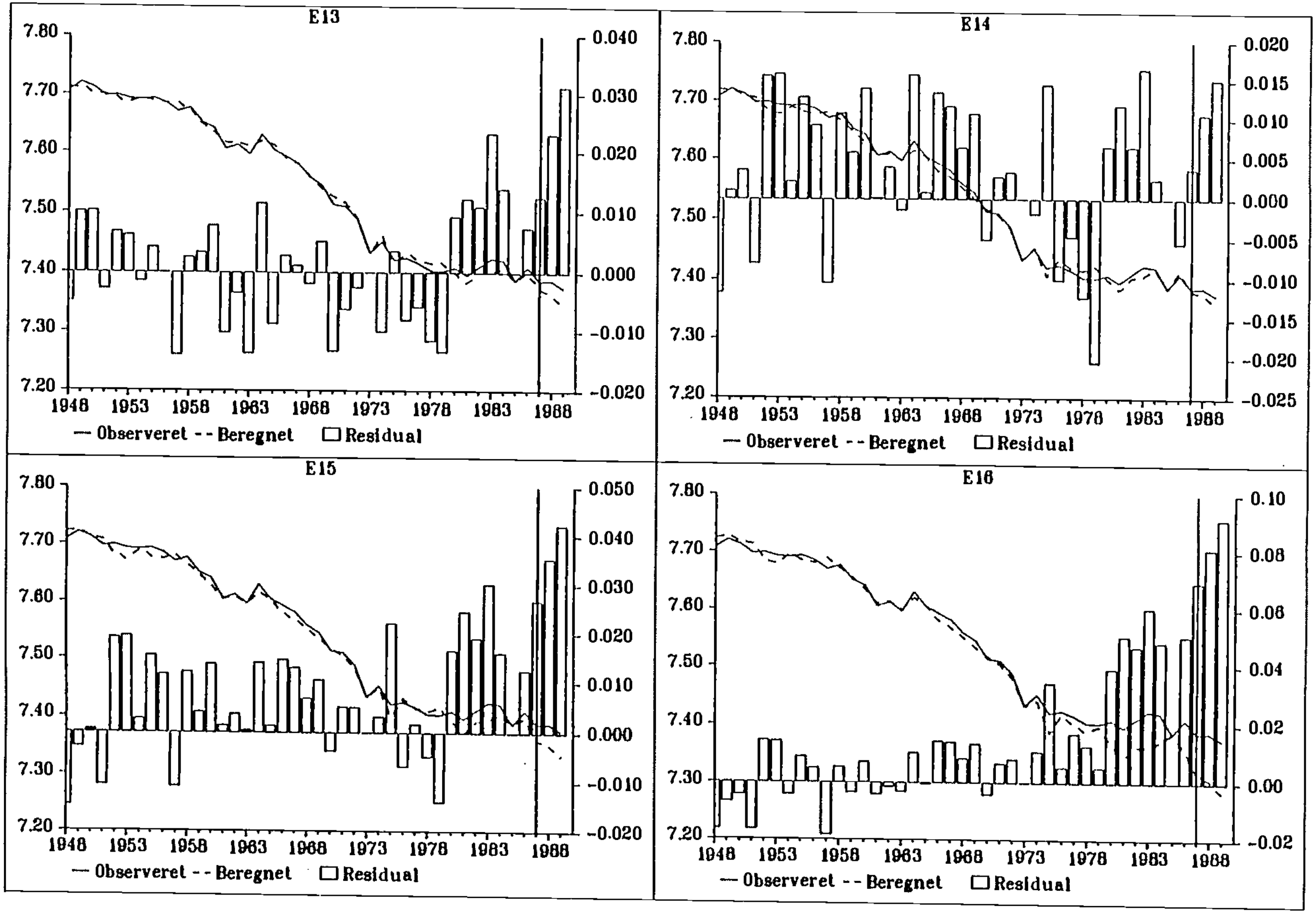
Bilag 4


E1
E2
E3
E4
7.80
7.70
7.60
7.50
7.40
7.30
7.20
1948
1953
1958
1963
1968
1973
1978
1983
1988
— Observeret -- Beregnet
Residual


E5
7.80
7.70
7.60
7.50
7.40
7.30
7.20
1948
1953
1958
1963
1968
1973
1978
1983
1988
— Observeret - - Beregnet
Residual
E6
7.80
7.70
7.60
7.50
7.40
7.30
E7
E8



E9
E10
E11
E12
7.80
7.70
7.60
7.50
7.40
7.30
7.20
1948
1953
1958
1963
1968
1973
1978
1983
1988
— Observeret - - Beregnet
Residual


E13
7.80
7.70
7.60
7.50
7.40
7.30
7.20
0.040
0.030
0.020
0.010
0.000
-0.010
-0.020
1948 1953 1958 1963 1968 1973 1978 1983 1988
— Observeret -- Beregnet □ Residual
E14
7.80
7.70
7.60
7.50
7.40
7.30
7.20
0.020
0.015
0.010
0.005
0.000
-0.005
-0.010
-0.015
-0.020
-0.025
1948 1953 1958 1963 1968 1973 1978 1983 1988
— Observeret -- Beregnet □ Residual
E15
7.80
7.70
7.60
7.50
7.40
7.30
7.20
0.050
0.040
0.030
0.020
0.010
0.000
-0.010
-0.020
1948 1953 1958 1963 1968 1973 1978 1983 1988
— Observeret -- Beregnet □ Residual
E16
7.80
7.70
7.60
7.50
7.40
7.30
7.20
0.10
0.08
0.06
0.04
0.02
0.00
-0.02
1948 1953 1958 1963 1968 1973 1978 1983 1988
— Observeret -- Beregnet □ Residual