Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir

Minna Selene Andersen

12. juli 1991

Regulering af overførselsindkomster og progressionsgrænser.

Resumé:

I dette papir beskrives, hvorledes reguleringen i ADAM af overførselsindkomster og progressionsgrænser tilpasses for at afspejle reglerne i lov nr. 385 og 386 af 13. juni 1990.

MSA reg.msa

Nøgleord: regulering, overførselsindkomster, progressionsgrænser, skat.

1. Lov om satsreguleringsprocent.

I følge lov nr. 385 af 13. juni 1990 skal reguleringspristallet fra og med januar 1991 ikke længere bruges ved reguleringen af overførselsindkomster. For fremtiden skal disse samt progressionsgrænser reguleres med finansårets satsreguleringsprocent, der bekendtgøres af finansministeren.

Satsreguleringsprocenten, her kaldet **srp**, er for 1991 fastsat til 2.0. I de følgende år dannes satsreguleringsprocenten **srp** som 2.0 tillagt eller fratrukket finansårets satstilpasningsprocent **stp**. Finansministeren bekendtgør hvert år både **srp** og **stp** for det kommende finansår. Herudover bekendtgøres en tilpasningsprocent **tp** (med én decimal), der beregnes som afvigelsen mellem den procentvise årslønsudvikling ekskl. sociale bidrag mv. for LO-arbejdere i året to år forud for det pågældende finansår og 2.0. Når **tp** er lavere end 2.0 sættes **tp** = **stp**. Den del af tilpasningsprocenten **tp**, der overstiger 0.3 svarer til satstilpasningsprocenten **stp**. Et beløb svarende til tilpasningsprocenten, dog højst 0.3 anvendes til et puljebeløb. Dette fordeles så forholdsmæssigt mellem pensionister og øvrige overførselsindkomstmodtagere. I praksis betyder det sidstnævnte, at vi kan se bort fra de 0.3, og at **stp** dermed er lig **tp**.

I det følgende approksimeres LO-arbejdernes årsløn ekskl. sociale bidrag mv. med den aftalte årsløn for arbejdere i industri og håndværk, **lih·Ha**, hvor **lih** er disses timeløn og **Ha** er den aftalte arbejdstid. Sammenhængen mellem de tre introducerede begreber i den nye lov kan således skrives som;

$$(1) \qquad srp = 2.0 + tp \approx 2.0 + \left(\frac{lih_{-2} \cdot Ha_{-2}}{lih_{-3} \cdot Ha_{-3}} - 1 \right) \cdot 100 - 2.0 = \left(\frac{lih_{-2} \cdot Ha_{-2}}{lih_{-3} \cdot Ha_{-3}} - 1 \right) \cdot 100$$

Som det tydeligt fremgår af relation (1) svarer satsreguleringsprocenten derfor approksimativt til den procentvise årslønsudvikling for LO-arbejdere.

Der dannes nu en variabel **lisa**, der afspejler den aftalte årslønsudvikling for arbejdere i industri og håndværk, men hvor man via en dummy **dlisa** får mulighed for at lade udviklingen i **lisa** følge nettoprisindekset **pcpn**;

$$(2) \qquad lisa = (lih \cdot Ha)(1 - dlisa) + dlisa\left(lisa_{-1}\left(\frac{pcpn}{pcpn_{-1}} \right) \right) + Jlisa$$

hvor **dlisa** er sat til nul i hele perioden. Bemærk, at denne konstruktion indebærer, at man kan gå fra løn- til prisregulering af **lisa** ved brug af dummyen, men ikke tilbage igen uden en niveaukorrektion.

2. De nye reguleringsmetoder.

Med lov nr. 386 af 13. juni 1990 er der sket følgende ændringer i reguleringen af overførselsindkomster og progressionsgrænser:

a) Overførselsindkomster i form af kontanthjælp og generelle pensioner reguleres fra 1991 hvert år d. 1. juli med finansårets satsreguleringsprocent **srp**, jf. § 2 og § 1.

b) Progressionsgrænser indbefattende bundfradrag jf. § 8 og grundbeløb, jf. § 7, 10, 15, 16 og 18 i personskatteloven, skal nu reguleres hvert år d. 1. januar med et årligt beregnet reguleringstal **rt**. Beregningen af dette sker ved forhøjelse af det foregående års reguleringstal med 2.0, hvorefter tilpasningsprocenten **tp** tillægges eller fratrækkes. Reguleringstallet **rt** var i 1990 lig 111.4 og beregnes fremover med én decimal.

2.1. Regulering af overførselsindkomsterne i ADAM.

I ADAM er de generelle pensioner, **Typs**, og kontantydelser i følge bistandsloven, **Tyk**, hidtil blevet reguleret ved hjælp af prisindeksene **pttyp** og **pttyk**. De nye indeks, der opstilles nedenfor, kaldes derfor **pttyp2** og **pttyk2**.

Kravet til **pttyp2** og **pttyk2** er, at de skal tage højde for, at reguleringen af overførselsindkomsterne foretages pr. 1. juli. Strengt taget skulle vi da bruge et indeks for første halvår og et andet for andet halvår. Noget sådant falder klart uden for en årsmodels naturlige rammer; vi ser os derfor nødsaget til at definere **pttyp2** således:

$$(3)\qquad pttyp2 = \left(pttyp2_{-1}\cdot\left(\frac{\frac{1}{2}lisa_{-2}+\frac{1}{2}lisa_{-3}}{\frac{1}{2}lisa_{-3}+\frac{1}{2}lisa_{-4}}\right)\right)\cdot(1-dpttyp2) + Jpttyp2$$

$$= \left(pttyp2_{-1}\cdot\left(\frac{lisa_{-2}+lisa_{-3}}{lisa_{-3}+lisa_{-4}}\right)\right)\cdot(1-dpttyp2) + Jpttyp2$$

Det fremgår, at **pttyp2** svarer til **lisa** med et lag på 2½ år. Dummyen **dpttyp2** er lig nul i hele perioden, denne giver via et J-led **Jpttyp2** mulighed for at vælge en tredie reguleringsfaktor, som dog må sættes eksogent.

Indekset til regulering af kontanthjælp dannes på tilsvarende måde, og relationen for **pttyk2** bliver derfor:

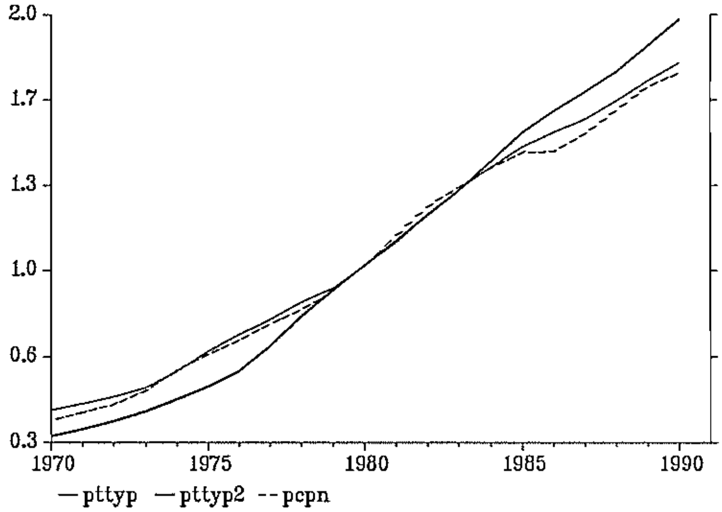
$$(4)\qquad pttyk2 = \left(pttyk2_{-1}\cdot\left(\frac{lisa_{-2}+lisa_{-3}}{lisa_{-3}+lisa_{-4}}\right)\right)\cdot(1-dpttyk2) + Jpttyk2$$

For begge indeks vælges basisåret 1980. Som det fremgår af relation (3) og

(4), kan man godt regulere pensionerne og kontanthjælpen forskelligt.

I nedenstående figur sammenlignes det gamle og det nye indeks til regulering af pensioner og kontanthjælp. Desuden er nettoprisindekset **pcpn** indtegnet i figuren.

Figur 1: Sammenligning af **pttyp**, **pttyp2** og **pcpn**.



Det ses, at **pcpn** i en stor del af perioden 1970 til 1990 er steget kraftigere fra år til år end det *gamle* prisindeks **pttyp**, denne tendens er dog vendt i den sidste halvdel af 1980'erne. Det nye indeks **pttyp2** er derimod igennem hele perioden steget kraftigere end både **pttyp** og **pcpn**.

Hvor de ovennævnte indkomstoverførsler hidtil er blevet reguleret med et prisindeks, er arbejdsløshedsdagpengene, **Tyd**, blevet reguleret med et løntal, der bortset fra lagget svarer til det her foreslåede. Et nyt reguleringstal **lihtd** bestemmes som i (3) og (4), hvorved lagget øges fra 1 år til 2½ år.

Med hensyn til reguleringen af de resterende overførselsindkomster **Tysa**, **Tysb** og **Typr** har vi stadig et hængeparti. Det foreslås dog, at reguleringen af disse variabler bliver foretaget med nedenstående relation som forbillede:

$$(5) \qquad Tysa = Tysad \cdot ptysa + JTysa$$

hvor **Tysad** er **Tysa** deflateret med prisindekset **ptysa**. Sidstnævnte har samme form som **pttyp2** og **pttyk2**, se (3) og (4).

2.2. Regulering af progressionsgrænserne i ADAM.

Progressionsgrænserne skal for fremtiden som nævnt i afsnit 2., pkt. b reguleres med et årligt beregnet reguleringstal **rt**. Tidligere benyttedes i ADAM reguleringspristallet **pcrs**. Beregningen af **rt** sker ved forhøjelse af det foregående års reguleringstal med 2.0, hvorefter tilpasningsprocenten **tp** tillægges eller fratrækkes. Dette svarer til at lægge finansårets satsreguleringsprocent **srp** til det foregående års reguleringstal, se relation (1). Reguleringstallet beregnes derfor således:

$$(6) \qquad rt = rt_{-1} + \left(\left(\frac{lisa_{-2}}{lisa_{-3}} \right) - 1 \right) \cdot 100$$

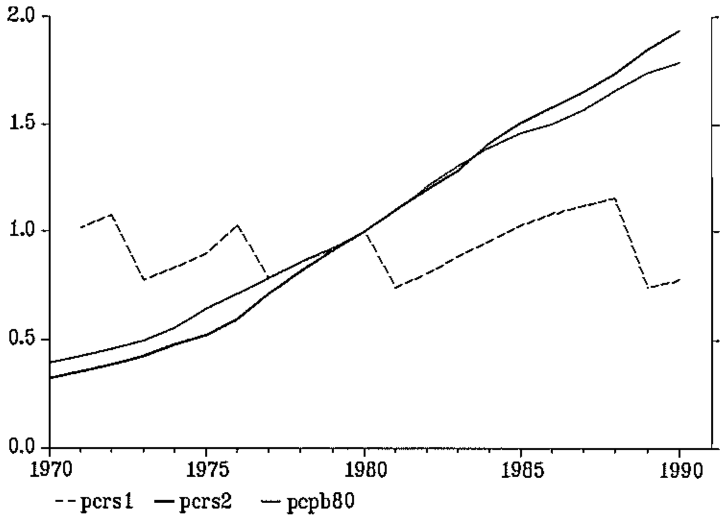
hvor **rt** i 1990 var 111.4.

I stedet for at danne et indeks ud fra **rt** har vi simplificerende valgt at regulere ud fra den procentvise årslønsudvikling for LO-arbejdere i året to år forud for finansåret. Det nye indeks til regulering af progressionsgrænserne med basisåret 1980 kaldes **pcrs2** og dannes efter samme form som ovenfor:

$$(7) \qquad pcrs2 = pcrs2_{-1} \cdot \left(\frac{lisa_{-2}}{lisa_{-3}} \right) (1 - dpcrs2) + Jpcrs2$$

hvor **dpcrs2** er en dummy med værdien nul i hele perioden, og **Jpcrs2** er et J-led. I figur 2 vises **pcrs2** og et indeks **pcrs1** dannet udfra det gamle pristal til regulering af progressionsgrænser **pcrs**. Desuden vises prisvariablen i **pcreg**-relationen, her kaldet **pcpb80**, hvis basisår er ændret til 1980.[1]

Figur 2: Sammeligning af **pcrs1**, **pcrs2** og **pcpb80**.



Det ses, at **pcrs** med jævne mellemrum er blevet nulstillet, således at det har holdt sig på samme niveau, og at **pcpb80** gennem hele perioden har haft en lavere stigningstakt end det nye indeks til regulering af progressionsgrænserne.

---

[1] Indeksene **pcrs1** og **pcpb80** er dannet som

$$\textbf{pcrs1} = (\textbf{pcrs}/\textbf{pcrs}_{-1})\textbf{pcrs1}_{-1}$$
$$\textbf{pcpb80} = (\textbf{pcpb}/\textbf{pcpb}_{-1})\textbf{pcpb80}_{-1}$$

hvor **pcrs1** og **pcpb80** er sat lig én i 1980.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

Minna Selene Andersen

4. februar 1990

Nye samt reestimerede lagerinvesteringsrelationer.

Resumé:

I dette papir opstilles to modeller efter kapitaltilpasningsprincippet til beskrivelse af lagerinvesteringerne i de enkelte erhverv. De nuværende lager-investeringsrelationer reestimeres med undtagelse af fIlm3k. Der estimeres derudover tre nye relationer for henholdsvis fIla, fIlqq og fIlm3q.

Der er benyttet alternative modeller for lagerinvesteringerne hidrørende fra landbruget m.v. fIla og fra udvinding af råolie m.v. fIle. Ved estimation af fIla benyttes en ekstra forklarende variabel, der beskriver høstens afvigelse fra normalhøsten. For fIle's vedkommende begrænses den betragtede periode til 1981-87, og der opstilles en relation med en beregnet lagerkvote indsat. Dette forbedrer de to ovennævnte relationer betydeligt.

Alt i alt klarer samtlige behandlede relationer sig pænt med undtagelse af fIlm3k.

F:\wp\msa\lager.dok

Kodeord: lagerinvesteringer

Opstilling af de to undersøgte modeller.

I dette papir følges den linie op, der tidligere er lagt for lagerinvesteringernes estimation i de enkelte erhverv, jvf. KSA/28.2.84, HJ/31.7.84, KSA/16.8.84 og KSA/7.12.84.

Hidtil er lagerrelationerne baseret på kapitaltilpasningsprincippet, således at

(1) $fIl_i = k_i \cdot (lager_i^o - lager_i[-1])$ $\quad ,0 \leq k_i \leq 1$

Dvs. lagerinvesteringerne fIl_i beskrives ved en tilpasning af lagerets størrelse til det ønskede lagerniveau, hvor tilpasningshastigheden er k_i. Det ønskede lager bestemmes som

(2) $lager_i^o = a_i \cdot fE_i^e$

dvs. som den gennemsnitlige lagerkvote a_i gange den forventede efterspørgsel fE_i^e.

I praksis defineres den forventede efterspørgsel fE_i^e for indenlandske erhverv som produktionsværdi fX_i eksklusiv lagerinvesteringer, mens fE_i^e for importerede varer opgøres som import fM_i eksklusiv lagerinvesteringer. Forventningsdannelsen kommer herefter ind i form af fordelte lags i efterspørgslen. Der opereres med fem laglængder fra intet lag op til et års lag.

De faktisk foretagne lagerinvesteringer i den foregående periode er pr. definition lig ændringen i lagerbeholdningen, mens lagerinvesteringerne i indeværende periode er bestemt ved relation (1). Således bliver den 'generelle' model;

(3) $DfIl_i = k_i \cdot (a_i \cdot D(fP_i - fIl_i) - fIl_i[-1]) \Leftrightarrow$ $\quad$,hvor P=X,M ,
$DfIl_i = \mathbf{b_1} \cdot D(fP_i - fIl_i) + \mathbf{b_2} \cdot fIl_i[-1]$ $\quad$ $\mathbf{b_1} = k_i \cdot a_i$ og $\mathbf{b_2} = -k_i$

hvor a_i skal tolkes som den marginale lagerkvote. Hvis der er øjeblikkelig tilpasning af lagerstørrelsen til det ønskede niveau, dvs. $k_i = 1$, ses det umiddelbart af relation (3) at

(4) $fIl = a_i \cdot D(fP_i - fIl_i) \Leftrightarrow$ $\quad$,hvor P=X,M og
$fIl = \mathbf{b_1} \cdot D(fP_i - fIl_i)$ $\quad$ $\mathbf{b_1} = a_i$

denne relation betegnes herefter den 'specielle model'.

I dette papir undersøges følgende erhverv angivet ved fodtegnet i = a, e, ne, ng, nf, nn, nb, nm, nt, nk, nq, qh, qq, m0, m1, m2, m3r, m3k, m3q, m5, m6m, m6q, m7b, m7q, m7y og m8.

De tidligere estimerede lagerinvesteringsrelationer.

De relationer for lagerinvesteringer, der ligger i ADAM for øjeblikket, er estimeret i 1984 på tal fra 1968 til 1980. Det karakteristiske ved disse relationer er, at de alle med undtagelse af lagerinvesteringerne i jern- og metalindustrien nm beskrives bedst af den 'specielle model'. Det fremgår af tabel 2, hvilke af de her undersøgte erhverv, der ikke tidligere er estimeret lagerinvesteringsrelationer for. I 1984 blev der gjort flere forsøg på at modellere relationerne anderledes end de ovenfor nævnte. Man forsøgte bl.a. at indføje rente- og prisudtryk som forklarende variable, disse bidrog dog ikke signifikant til forklaringen af lagerinvesteringerne. På grund af dette og for at relationerne forbliver enkle begrænses den nuværende undersøgelse til henholdsvis den 'generelle' og den 'specielle' model.

Estimationsresultater.

Lagerinvesteringerne er for alle erhverv estimeret både ved hjælp af den 'generelle' og den 'specielle' model på tal fra 1968 til 1987. Bagefter er der foretaget en sammenligning mellem de to modeller.

Som kriterium for valg mellem den 'generelle' og den 'specielle' model er spredningen, lagerkvotens signifikans samt for den generelle models vedkommende den laggede endogenes signifikans lagt til grund. Ved omskrivning af relationerne for hhv. den 'generelle' og den 'specielle' model ses det, at der er de samme højre- og venstreside variabler, hvilket gør det muligt at sammenligne spredningerne direkte. Resultaterne af disse t-tests og spredningerne fremgår af tabel 1. Det ses medvidere af tabellen, at den estimerede marginale lagerkvote for fIlne, fIlng, fIlm0 og fIlm7y er negativ.

Lagerinvesteringsrelationerne er for alle erhverv estimeret frit i den 'specielle' model for at få en idé om laglængdens størrelse (se tabel 1). Test af nulhypotesen for den første parameter $\mathbf{b}_1$ i de to modeller, dvs. test af lagerkvotens signifikans i den 'specielle' model og signifikansen af produktet af lagerkvoten og tilpasningsparameteren i den 'generelle' model fremgår også af tabel 1. Derudover testes en hypotese om, at koefficienten $\mathbf{b}_2$ til den laggede endogene, dvs. den negative tilpasningshastighed er lig -1. Accepteres denne, kan den 'generelle' model reduceres til den 'specielle' model, se relation (4). Derudover er det blevet undersøgt, om der er en markant trend i nogle af erhvervenes lagerinvesteringer (se tabel 2). Dette er kun tilfældet for 5 erhverv. Disse har i øvrigt ingen estimationsproblemer.

I tabel 2 er værdierne for Durbin-Watson-teststørrelsen og R^2 opskrevet. Disse skal begge tages med et stort forbehold. Når man estimerer uden konstantled ændres den nedre grænse i 'grå område' for Durbin-Watson testet; denne er tabuleret af Farebrother.[1] Som det ses af tabel 2 er det dog kun 6 erhverv, der er berørt af dette forbehold. Der er således mulighed for positiv autokorrelation i følgende relationer; fIlnf, fIlnm, fIlnk, fIlqq, fIlm2, og fIlm7q. I de resterende relationer er der ingen autokorrelation. Med hensyn til R^2 vil denne være misvisende, da residualernes middelværdi ikke længere er

[1] Se R. W. Farebrother, Econometrica, vol. 48, 1980: "The Durbin-Watson Test for Serial Correlation when There Is No Intercept in the Regression."

nul, når der estimeres uden konstantled.

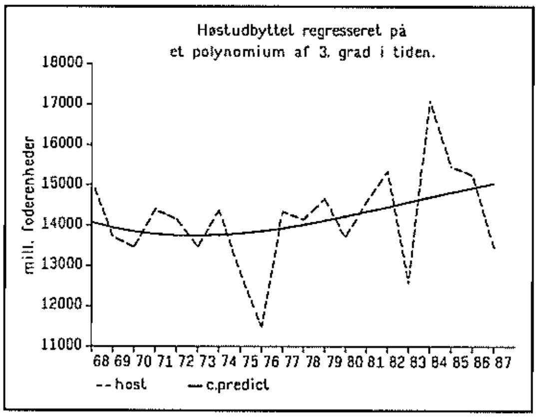
Der er 18 relationer, der kan estimeres uden problemer. Heraf beskrives lagerinvesteringerne i importerhvervene: fIlm1, fIlm3q, fIlm5 og fIlm7q bedst ved den 'generelle' model.[2] Af de resterende 14 relationer er lagerkvotens t-værdi for fIlnt og fIlm2 betænkelig lav. Der er valgt den af de mulige laglængder, der har ligget tættest på den frit estimerede laglængde i den 'specielle' model. Parametrene bindes, fordi den frie estimation af laglængden i nogle tilfælde giver værdier, der enten er negative eller større end 1.

Alt i alt var følgende relationer problemfyldte: fIla, fIle, fIlm3k og fIlm7b. For fIlm7b's vedkommende viste det sig, at der var en fejl i statistikken i 1986. Der er derfor indlagt en dummy d86 i dette år. Dette medfører, at det ellers signifikante chowtest med brud i 1980 bliver insignifikant. Relationen beskrives herefter bedst ved den 'specielle' model uden lag.

Lagerinvesteringerne fra landbruget m.v.

Da det er urealistisk at forklare lagerbeholdningen i landbruget som en stødpude ved varemarkedsforstyrrelser, ses der nærmere på fIla. Mere realistisk er det at forstille sig landbrugslagrene som udbudsbestemte, dvs. afhængige af den årlige høsts størrelse. Ergo landbrugets lagerinvesteringer afhænger af en meget væsentlig ikke-økonomisk faktor, nemlig vejrets indflydelse på det årlige høstudbytte.

For at få et udtryk for vejrets påvirkning af det årlige høstudbytte laves en regressor, der beskriver høstens afvigelse fra normalhøsten. Som mængdeindeks for den vegetabilske produktion bruges høstudbyttet opgjort i mill. foderenheder (1 foderenhed = foderværdien af 1 kg byg). Dette er et næsten konsistent index over tiden, da uønskede virkninger af en ændret afgrøde-



Figur 1

sammensætning over tiden elimineres, hvorimod det ikke tager højde for ændringer i det dyrkede areal.

---

[2] For fIlm5 og fIlm7q er t-værdierne for test af H_0: $b_2=-1$ henholdsvis 1,68 og 1,96.

Et udtryk for normalhøsten fås nu ved at regressere høstudbyttet opgjort i foderenheder på et polynomium i tiden af passende høj grad. Dette polynomium fratrækkes værdien af høstudbyttet, hvorefter man har en ny forklarende variabel: korn. Denne udtrykker høstens afvigelse fra normalhøsten.

Et problem ved at fordele høstudbyttet på et polynomium i tiden er, at polynomiet retter sig ind efter estimationsperiodens endepunkter, som *kan* være over- eller undernormale høstår. Dette løses ved at forlænge estimationsperioden i begge ender. Årene fra 1963 til og med 1967 inddrages med de faktiske værdier for høstudbyttet og for årene 1989 til 1993 sættes høstudbyttet lig det gennemsnitlige høstudbytte i de sidste 5 år. For at undgå skaleringsproblemer trækkes 1964 fra tidsvariablen. Resultatet bliver, at et trediegrads polynomium beskriver normalhøsten bedst, se figur 1.

I tilfælde af en overnormal høst vil der i samme år være en stor positiv lagerinvestering, mens lagerinvesteringerne de følgende år vil være negative for at tilpasse sig det normale niveau. Det forudsættes, at tilpasningen maksimalt varer to år. Variablen korn skal derfor indgå som forklarende variabel på følgende form;

(5) $\quad korn - (1-p)\cdot korn[-1] - p\cdot korn[-2] \qquad\qquad 0 \leq p \leq 0.5$

Lader man (5) indgå som forklarende variabel i relationen for fIla både i den 'generelle' og den 'specielle' model, er dens forklaringsevne temmelig signifikant og spredningen mindskes betydeligt.

Estimation af den 'generelle' model giver en tilpasningsparameter k_a, der er større end én, hvilket ikke giver mening. Den model, der beskriver fIla bedst, bliver derfor den 'specielle model' med (5) som ekstra forklarende variabel, hvor p=0.5 og et års lag.

Lagerinvesteringer fra henholdsvis udvinding af råolie m.v. og import af kul og koks.

FIle og fIlm3k har begge et yderst signifikant chow-test med brud i 1981. Blandt årsager til dette kan blandt andet nævnes den 2. oliekrise og skærpede krav til energilagrenes størrelse. For fIle's vedkommende har der ydermere næsten ingen observationer været før 1981.

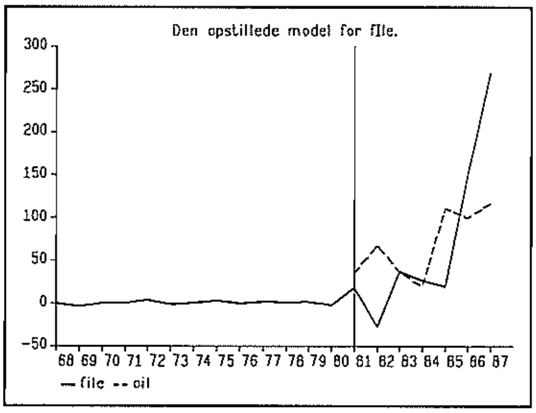
Mængdetal for kravene til energilagre har hidtil været umulige at skaffe. Når tallene kommer fra Energistyrelsen, tages relationerne for fIle og fIlm3k op igen og estimeres med energilagerkravene som ekstra forklarende variabel.

Under arbejdet med papiret er vi blevet opmærksomme på, at nationalregnskabet fordeler lagerinvesteringerne mellem tilgang fra erhverv henholdsvis import som i eksemplet nedenfor

$$(6) \qquad \frac{fIle}{fIlm3r} = \frac{fXe - aee3\cdot fe3}{fM3r}$$

Dvs. forholdet mellem lagerinvesteringerne fra udvindingen af råolie m.v. og lagerinvesteringerne fra importeret råolie sættes lig forholdet mellem indenlandsk anvendelse af egen råolie m.v. og importeret råolie. Ovenstående gælder kun, såfremt det er nøjagtigt den samme vare, der produceres indenlandsk og importeres, og med det forbehold at ADAM's input-output tabel er nulstillet. Desværre indgår lagerinvesteringerne fra naturgasproduktionen i fIle, hvilket medfører, at (6) ikke holder fra 1983 og frem. Dette skyldes blandt andet store investeringer i forbindelse med omdannelsen af salthorste til naturgaslagre i 1986/87. Ovenstående metode med at fordele anvendelser på erhverv i forhold til tilgange bruges generelt i nationalregnskabets input-output tabel.

På grund af den ubetydelige størrelse af observationerne for fIle før



Figur 2

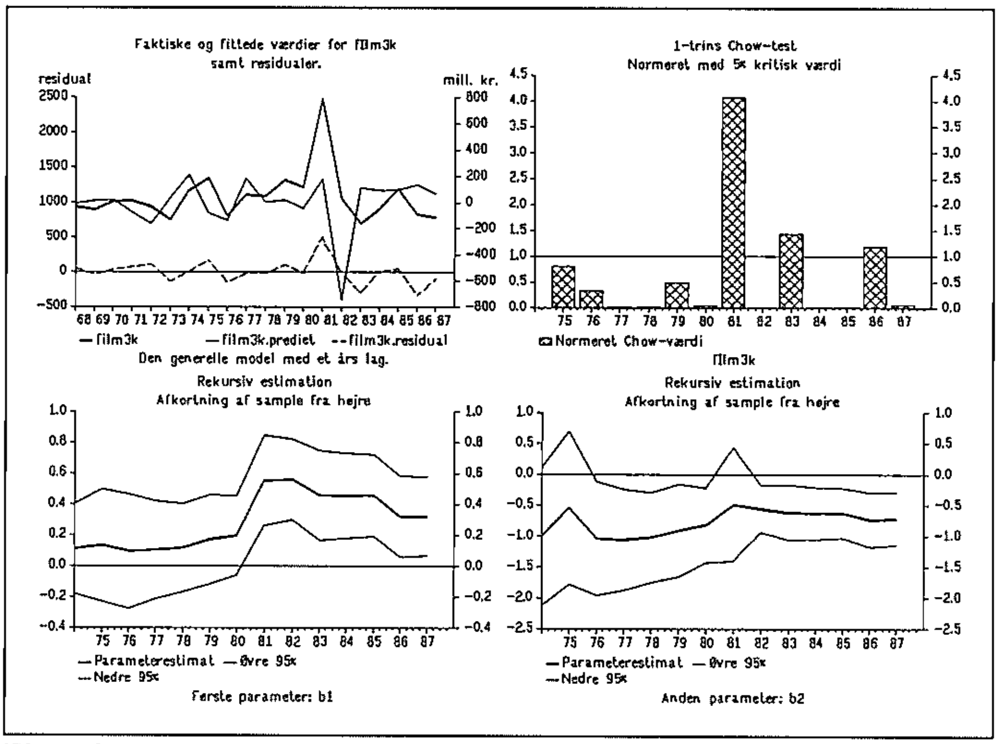
1981, begrænses den betragtede periode til 1981-1987, se figur 2.

Hvis der laves OLS på den 'specielle' model for fIle fra 1981 til 1987 vil man få en marginal lagerkvote, der kan være stærkt påvirket af f.eks. den store naturgaslagerinvestering i 1986/87. Det antages derfor, at fIle efter de store naturgaslagerinvesteringer er nået til et nyt ligevægtsniveau i 1987, samt at der ingen afskrivninger er. Selve lagrenes niveau fås ved at summere fIle fra 1981 til 1987. Herudfra beregnes en gennemsnitlig lagerkvote b^* for 1987 ved at dividere ΣfIle fra 1981 til 1987 med efterspørgselen i 1987: fXe-fIle. Da det må antages, at lagerbeholdningen af råolie og naturgas er udbudsbestemt, bliver relationen således: fIle = $b^* \cdot$DfXe. Det er tanken, at b^* skal sættes exogent som en historisk værdi. Denne skal beregnes hvert år, indtil der er tilstrækkelige observationer til at lave OLS.

Efter begge oliekriser er der blevet substitueret fra olie til kul og koks på grund af de kraftige olieprisstigninger. Dette har medført store udsving i lagerinvesteringerne fra import af kul og koks specielt i 1981, se figur 3. Her ses også, hvor dårlig den opstillede model er til at forklare lagerinvesteringerne netop i dette år. Årsagen er, at fM3k er steget kraftigt fra 1979 til 1980 for derefter at være næsten uændret det følgende år, mens fIlm3k først er steget kraftigt fra 1980 til 1981 for derefter at falde tilbage til sit hidtidige niveau, der har ligget omkring nul.

Kendetegnende for hele perioden er, at importen af kul og koks har været jævnt stigende fra 1974, mens lagerinvesteringerne har ligget på et uændret niveau med et enkelt spring i 1981.

På grund af det meget signifikante chow-test med brud i 1981 fastsættes



Figur 3

fIlm3k derfor foreløbig eksogent.

TABEL 1 var.navn	neg. lager-kvote	frit estim. lag	mulige lag-længder	spec. model	gen. model	1. par. H_0: $b_1=0$	2. par. H_0: $b_2=-1$
fIla	n	2,29	1	x		j	j
fIle	n	...	...	...	...	...	...
fIlne	j	...	...	...	...	...	...
fIlng	j	...	...	...	...	...	...
fIlnf	n	0.22	0	x	x	j	n
fIlnn	n	0.15	0	x		j	j
fIlnb	n	0.32	0.25/0.5	x		n	j
fIlnm	n	0.50	0.5	x		n	j
fIlnt	n	0.65	0.75	x		j	j
fIlnk	n	0.57	0.5	x		n/j	j
fIlnq	n	0.24	0.25/0.5	x		n	b < -1
fIlqh	n	-0.19	0	x		n	j
fIlqq	n	-5.69	0	x	x	j	n
fIlm0	j	...	...	...	...	...	...
fIlm1	n	-60.57	0	x	x	j	n
fIlm2	n/j	8.57	0-0.75	x	...	j	...
fIlm3r	n	0.75	0/0.25	x		j	j
fIlm3k	n	2.91	1	x	x	n	j
fIlm3q	n	2.04	1		x	j	n
fIlm5	n	0.50	0.25/0.5	x	x	n	j
fIlm6m	n	-0.67	0/0.25	x		n	j
fIlm6q	n	0.18	0.25	x		n	j
fIlm7b	n	0.39	0.25/0.5	x		n	n
fIlm7q	n	0.29	0/0.25	x	x	n	n
fIlm7y	j	...	...	...	...	...	...
fIlm8	n	1.48	0/0.25	x		n	j

j (n) = hypotesen kan ikke afvises (godkendes) på det foreliggende grundlag.
a/b = vedr. spec./gen. eller mht. første k/andet k.

TABEL 2 Var. navn	Tidligere estim.	Sign. konst. led	Chow Brud i 1980	Durbin-Watson	Spredning	R^2	Valgt model
fIla	n	n		2,17	594,48	0,469	s 0.5 + (5)
fIle	j	n	x	...	...	...	s 1 + b*
fIlne	n	...	...	...	...	...	...
fIlng	n	...	...	...	...	...	...
fIlnf	j	j		0,99	314,39	-0,840	s 0
fIlnn	j	n		1,71	60,83	0,083	s 0
fIlnb	j	n		2,14	221,29	0,283	s 0.25
fIlnm	j	n		1,05	463,50	0,387	s 0.50
fIlnt	j	n		2,08	444,27	-0,001	s 0.75
fIlnk	j	n		1,35	157,00	-0,142	s 0.50
fIlnq	j	n		2,30	156,96	0,664	s 0.25
fIlqh	j	n		2,21	119,26	0,287	s 0
fIlqq	n	n		0,92	6,46	0,014	s 0
fIlm0	n	...	...	...	...	...	...
fIlm1	j	n		1,59	99,73	0,336	g 0
fIlm2	j	j		0,87	157,98	-1,586	s 0.25
fIlm3r	j	j		1,78	229,95	-0,082	s 0.25
fIlm3k	j	n	x	...	...	...	...
fIlm3q	n	n		2,25	369,14	0,267	g 1
fIlm5	j	n		1,90	113,47	0,503	g 0.25
fIlm6m	j	n		1,93	94,32	0,135	s 0
fIlm6q	j	j		1,79	76,50	0,739	s 0.25
fIlm7b	j	j		1,66	94,93	0,982	s 0 + d86
fIlm7q	j	n		1,48	286,37	0,491	g 0
fIlm7y	n	...	...	...	...	...	...
fIlm8	j	n		2,28	61,91	0,64	s 0

s = den specielle model, g = den generelle model.

De valgte relationer estimeret på perioden 1968 til 1987.[3]

1. $$\text{fIla} = \underset{(1.03638)}{0.14115} \cdot \text{D(fXa[-1]-fIla[-1])} + \underset{(4.11984)}{0.40349} \cdot \text{(korn-0.5}\cdot\text{korn[-1]-0.5}\cdot\text{korn[-2])}$$

2. $$\text{fIle} = \Sigma\text{fIle[81-87]/(fXe[87]-fIle[87])} \cdot \text{DfXe} = 0.04903 \cdot \text{DfXe}$$

3. $$\text{fIlnf} = \underset{(1.66544)}{0.06565} \cdot \text{D(fXnf-fIlnf)}$$

4. $$\text{fIlnn} = \underset{(1.46400)}{0.11514} \cdot \text{D(fXnn-fIlnn)}$$

5. $$\text{fIlnb} = \underset{(2.73848)}{0.21499} \cdot \text{D(0.75}\cdot\text{(fXnb-fIlnb) + 0.25}\cdot\text{(fXnb[-1]-fIlnb[-1]))}$$

6. $$\text{fIlnm} = \underset{(4.11879)}{0.20999} \cdot \text{D(0.5}\cdot\text{(fXnm-fIlnm) + 0.5}\cdot\text{(fXnm[-1]-fIlnm[-1]))}$$

7. $$\text{fIlnt} = \underset{(0.39417)}{0.06524} \cdot \text{D(0.25}\cdot\text{(fXnt-fIlnt) + 0.75}\cdot\text{(fXnt[-1]-fIlnt[-1]))}$$

8. $$\text{fIlnk} = \underset{(2.96965)}{0.11852} \cdot \text{D(0.5}\cdot\text{(fXnk-fIlnk) + 0.5}\cdot\text{(fXnk[-1]-fIlnk[-1]))}$$

9. $$\text{fIlnq} = \underset{(6.95074)}{0.24527} \cdot \text{D(0.75}\cdot\text{(fXnq-fIlnq) + 0.25}\cdot\text{(fXnq[-1]-fIlnq[-1]))}$$

10. $$\text{fIlqh} = \underset{(3.39954)}{0.03396} \cdot \text{D(fXqh-fIlqh)}$$

11. $$\text{fIlqq} = \underset{(0.78969)}{0.00048} \cdot \text{D(fXqq-fIlqq)}$$

12. $$\text{D(fIlm1)} = \underset{(1.29824)}{0.25083} \cdot \text{D(fM1-fIlm1)} - \underset{(2.82139)}{0.56918} \cdot \text{fIlm1[-1]}$$

13. $$\text{fIlm2} = \underset{(0.23197)}{0.02956} \cdot \text{D(0.75}\cdot\text{(fM2-fIlm2) + 0.25}\cdot\text{(fM2[-1]-fIlm2[-1]))}$$

14. $$\text{fIlm3r} = \underset{(1.80644)}{0.10714} \cdot \text{D(0.75}\cdot\text{(fM3r-fIlm3r) + 0.25}\cdot\text{(fM3r[-1]-fIlm3r[-1]))}$$

15. $$\text{D(fIlm3q)} = \underset{(0.72488)}{0.04460} \cdot \text{D(fM3q[-1]-fIlm3q[-1])} - \underset{(2.50197)}{0.51395} \cdot \text{fIlm3q[-1]}$$

16. $$\text{D(fIlm5)} = \underset{(2.95219)}{0.12934} \cdot \text{D(0.75}\cdot\text{(fM5-fIlm5) + 0.25}\cdot\text{(fM5[-1]-fIlm5[-1]))} - \underset{(3.89186)}{0.70244} \cdot \text{fIlm5[-1]}$$

17. $$\text{fIlm6m} = \underset{(3.06564)}{0.09804} \cdot \text{D(fM6m-fIlm6m)}$$

18. $$\text{fIlm6q} = \underset{(7.49639)}{0.20955} \cdot \text{D(0.75}\cdot\text{(fM6q-fIlm6q) + 0.25}\cdot\text{(fM6q[-1]-fIlm6q[-1]))}$$

19. $$\text{fIlm7b} = \underset{(9.6851)}{0.30075} \cdot \text{D(fM7b-fIlm7b)} + \underset{(20.0898)}{2280.40} \cdot \text{d86}$$

20. $$\text{D(fIlm7q)} = \underset{(3.10689)}{0.12306} \cdot \text{D(fM7q-fIlm7q)} - \underset{(3.66867)}{0.65293} \cdot \text{fIlm7q[-1]}$$

21. $$\text{fIlm8} = \underset{(6.45751)}{0.10494} \cdot \text{D(fM8-fIlm8)}$$

[3] t-værdierne er angivet i parentes.

```
T19A
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

fila

  =    0.14115 * diff(fxa[-1]-fila[-1])
      (1.03638)

     + 0.40349 * korn-0.5*korn[-1]-0.5*korn[-2]
      (4.11984)

Sum Sq     6630310   Std Err    594.480   LHS Mean   168.134    Res Mean   115.975
R Sq        0.4694   R Bar Sq    0.4399   F  2, 18    7.9608    %RMSE      72.8447
D.W.( 1)    2.1744   D.W.( 2)    1.4353

   Chow test of stability for break after  1980
        7 observations from end of sample

   F(    7  11 ):      1.6503      ( based on two regressions )


t19 fIle = ΣfIle[81-87]/(fXe[87]-fIle[87])*diff(fXe[-1]-fIle[-1])


T20
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

filnf

  =    0.06565 * diff(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

   Chow test of stability for break after  1980
        7 observations from end of sample


   F(    1  18 ):      0.6047      ( based on three regressions )
T21
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

filnn

  =    0.11514 * diff(fxnn-filnn)
      (1.46400)

Sum Sq     70328.2   Std Err    60.8318   LHS Mean    8.8277    Res Mean   -0.9624
R Sq        0.0831   R Bar Sq    0.0831   F  1, 19    1.7222    %RMSE      95.7543
D.W.( 1)    1.7142   D.W.( 2)    2.9661

   Chow test of stability for break after  1980
        7 observations from end of sample


   F(    1  18 ):      0.0138      ( based on three regressions )
T22
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

filnb

  =    0.21499 * diff(0.75*(fxnb-filnb)+0.25*(fxnb[-1]-filnb[-1]))
      (2.73848)

Sum Sq      967673   Std Err    221.286   LHS Mean    1.5592    Res Mean   -43.182
R Sq        0.2830   R Bar Sq    0.2830   F  1, 19    7.4983    %RMSE      84.6775
D.W.( 1)    2.1358   D.W.( 2)    2.7102

   Chow test of stability for break after  1980
        7 observations from end of sample


   F(    1  18 ):      0.0003      ( based on three regressions )
T23
Ordinary Least Squares
```

```
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

filnm

  =     0.20999 * diff(0.5*(fxnm-filnm)+0.5*(fxnm[-1]-filnm[-1]))
       (4.11879)

Sum Sq     4169141   Std Err   463.502   LHS Mean  234.039   Res Mean  -66.067
R Sq        0.3865   R Bar Sq   0.3865   F  1, 19  11.9720   %RMSE     78.3235
D.W.( 1)    1.0499   D.W.( 2)   2.1775

   Chow test of stability for break after  1980
        7 observations from end of sample


   F(    1  18 ):      0.6026     ( based on three regressions )
T24
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

filnt

  =     0.06524 * diff(0.25*(fxnt-filnt)+0.75*(fxnt[-1]-filnt[-1]))
       (0.39417)

Sum Sq     3794183   Std Err   444.257   LHS Mean  -41.375   Res Mean  -47.042
R Sq       -0.0008   R Bar Sq  -0.0008   F  1, 19  -0.0161   %RMSE     100.042
D.W.( 1)    2.0824   D.W.( 2)   1.8370

   Chow test of stability for break after  1980
        7 observations from end of sample


   F(    1  18 ):      3.0270     ( based on three regressions )
T25
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

filnk

  =     0.11852 * diff(0.5*(fxnk-filnk)+0.5*(fxnk[-1]-filnk[-1]))
       (2.96965)

Sum Sq      486297   Std Err   156.998   LHS Mean  119.640   Res Mean  29.9812
R Sq       -0.1422   R Bar Sq  -0.1422   F  1, 19  -2.3661   %RMSE     106.876
D.W.( 1)    1.3468   D.W.( 2)   2.0465

   Chow test of stability for break after  1980
        7 observations from end of sample


   F(    1  18 ):      0.2869     ( based on three regressions )
T26
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

filnq

  =     0.24527 * diff(0.75*(fxnq-filnq)+0.25*(fxnq[-1]-filnq[-1]))
       (6.95074)

Sum Sq      488663   Std Err   156.955   LHS Mean  117.399   Res Mean  -32.092
R Sq        0.6643   R Bar Sq   0.6643   F  1, 19  37.5950   %RMSE     57.9412
D.W.( 1)    2.3014   D.W.( 2)   2.8896

   Chow test of stability for break after  1980
        7 observations from end of sample


   F(    1  18 ):      1.4695     ( based on three regressions )
T27
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

filqh

  =     0.03396 * diff(fxqh-filqh)
       (3.39954)

Sum Sq      270412   Std Err   119.258   LHS Mean  52.6779   Res Mean   3.0255
```

```
R Sq       0.2872   R Bar Sq  0.2872   F  1, 19   7.6573   %RMSE     84.4245
D.W.( 1)   2.2147   D.W.( 2)   1.7210

    Chow test of stability for break after  1980
         7 observations from end of sample


    F(    1  18 ):     2.7348     ( based on three regressions )
T28A
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

filqq

   =    0.00048 * diff(fxqq-filqq)
       (0.78969)

Sum Sq    793.281   Std Err    6.4615   LHS Mean   0.8658   Res Mean  -0.0347
R Sq       0.0137   R Bar Sq   0.0137   F  1, 19   0.2645   %RMSE     99.3111
D.W.( 1)   0.9231   D.W.( 2)   1.3829

    Chow test of stability for break after  1980
         7 observations from end of sample


    F(    1  18 ):     0.1040     ( based on three regressions )
T28
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

diff(film1)

   =    0.25083 * diff(fm1-film1) - 0.56918 * film1[-1]
       (1.29824)                   (2.82139)

Sum Sq     187111   Std Err    99.733   LHS Mean   0.0298   Res Mean  -20.088
R Sq       0.3363   R Bar Sq   0.2994   F  2, 18   4.5605   %RMSE     81.4673
D.W.( 1)   1.5895   D.W.( 2)   2.1264

    Chow test of stability for break after  1980
         7 observations from end of sample


    F(    7  11 ):     1.8177     ( based on two regressions )
T29
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

film2

   =    0.02956 * diff(0.75*(fm2-film2)+0.25*(fm2[-1]-film2[-1]))
       (0.23197)

Sum Sq    1203917   Std Err   157.975   LHS Mean  192.589   Res Mean  191.017
R Sq      -1.5862   R Bar Sq  -1.5862   F  1, 19  -11.653   %RMSE     160.817
D.W.( 1)   0.8678   D.W.( 2)   0.6803

    Chow test of stability for break after  1980
         7 observations from end of sample


    F(    1  18 ):     0.6033     ( based on three regressions )
T30
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

film3r

   =    0.10714 * diff(0.75*(fm3r-film3r)+0.25*(fm3r[-1]-film3r[-1]))
       (1.80644)

Sum Sq    1417489   Std Err   229.949   LHS Mean  132.415   Res Mean  143.672
R Sq      -0.0818   R Bar Sq  -0.0818   F  1, 19  -1.4372   %RMSE     104.011
D.W.( 1)   1.7769   D.W.( 2)   0.8476

    Chow test of stability for break after  1980
         7 observations from end of sample


    F(    1  18 ):     0.6898     ( based on three regressions )
T32A
```

```
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

diff(film3q)

  =    0.04460 * diff(fm3q[-1]-film3q[-1]) - 0.51395 * film3q[-1]
     (0.72488)                               (2.50197)

Sum Sq     2463824   Std Err   369.140   LHS Mean  -14.185   Res Mean  23.5183
R Sq        0.2670   R Bar Sq   0.2263   F  2, 18   3.2783   %RMSE     85.6155
D.W.( 1)   2.2487    D.W.( 2)   1.7958

   Chow test of stability for break after  1980
        7 observations from end of sample


   F(    7  11 ):     0.6358     ( based on two regressions )
T32
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

diff(film5)

  =    0.12934 * diff(0.75*(fm5-film5)+0.25*(fm5[-1]-film5[-1]))
     (2.95219)

     - 0.70244 * film5[-1]
     (3.89186)

Sum Sq      232218   Std Err   113.474   LHS Mean   0.3335   Res Mean   4.7171
R Sq        0.5027   R Bar Sq   0.4751   F  2, 18   9.0994   %RMSE     70.5163
D.W.( 1)   1.8962    D.W.( 2)   2.4555

   Chow test of stability for break after  1980
        7 observations from end of sample


   F(    7  11 ):     0.5954     ( based on two regressions )
T33
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

film6m

  =    0.09804 * diff(fm6m-film6m)
     (3.06564)

Sum Sq      190967   Std Err   94.3213   LHS Mean  56.8849   Res Mean  33.1161
R Sq        0.1348   R Bar Sq   0.1348   F  1, 19   2.9591   %RMSE     93.0185
D.W.( 1)   1.9257    D.W.( 2)   1.8904

   Chow test of stability for break after  1980
        7 observations from end of sample


   F(    1  18 ):     2.6598     ( based on three regressions )
T34
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

film6q

  =    0.20955 * diff(0.75*(fm6q-film6q)+0.25*(fm6q[-1]-film6q[-1]))
     (7.49639)

Sum Sq      131084   Std Err   76.5028   LHS Mean  28.1223   Res Mean  -31.530
R Sq        0.7394   R Bar Sq   0.7394   F  1, 19  53.9032   %RMSE     51.0509
D.W.( 1)   1.7865    D.W.( 2)   0.8833

   Chow test of stability for break after  1980
        7 observations from end of sample


   F(    1  18 ):     2.4292     ( based on three regressions )
T35
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

film7b
```

```
  =    0.30075 * diff(fm7b-film7b) + 2280.40 * d86
     ( 9.6851)                     (20.0898)

Sum Sq      231831   Std Err   98.6575   LHS Mean  207.568   Res Mean  53.2125
R Sq        0.9592   R Bar Sq   0.9569   F  2, 18  211.465   %RMSE     20.2047
D.W.( 1)    1.4104   D.W.( 2)   1.5452

   Chow test of stability for break after  1980
        7 observations from end of sample


   F(    7  12 ):     0.4581     ( based on two regressions )
T36
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

diff(film7q)

  =    0.12306 * diff(fm7q-film7q) - 0.65293 * film7q[-1]
     (3.10689)                     (3.66867)

Sum Sq     1548870   Std Err   286.368   LHS Mean  -21.136   Res Mean  -60.313
R Sq        0.4908   R Bar Sq   0.4625   F  2, 18   8.6732   %RMSE     71.3615
D.W.( 1)    1.4798   D.W.( 2)   1.6214

   Chow test of stability for break after  1980
        7 observations from end of sample


   F(    7  11 ):     0.8454     ( based on two regressions )
T37
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   20 periods from 1968 to 1987
Date:  3 FEB 1991

film8

  =    0.10494 * diff(fm8-film8)
     (6.45751)

Sum Sq     76544.8   Std Err   61.9149   LHS Mean  40.7135   Res Mean  -13.618
R Sq        0.6379   R Bar Sq   0.6379   F  1, 19  33.4706   %RMSE     60.1754
D.W.( 1)    2.2783   D.W.( 2)   1.8198

   Chow test of stability for break after  1980
        7 observations from end of sample


   F(    1  18 ):     0.1376     ( based on three regressions )
```