Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

John Smidt
Morten Malle Pedersen

Arbejdspapir*

24. august 1993

Rentestrømsrelationerne: Indledende forsøg med grundskitsen

Resumé:

I papiret præsenteres indledende forsøg på at anvende den grundskitse for rentestrømsrelationerne, der er fremlagt i et tidligere modelgruppepapir. De enkelte relationer præsenteres, og generelt synes de resulterende relationer tilfredsstillende; relationerne afviger i øvrigt ikke væsentligt fra de allerede eksisterende. Den implicitte beskrivelse af den residuale rentestrøm – Tipp2 – *præsenteres og findes også tilfredsstillende.*
Enkelte spørgsmål står åbne, idet et valg vedr. modellering af renteindtægterne i forsikringssektoren samt vedr. renteindtægterne fra udlandet skal foretages. I øvrigt udestår kun finpudsning.

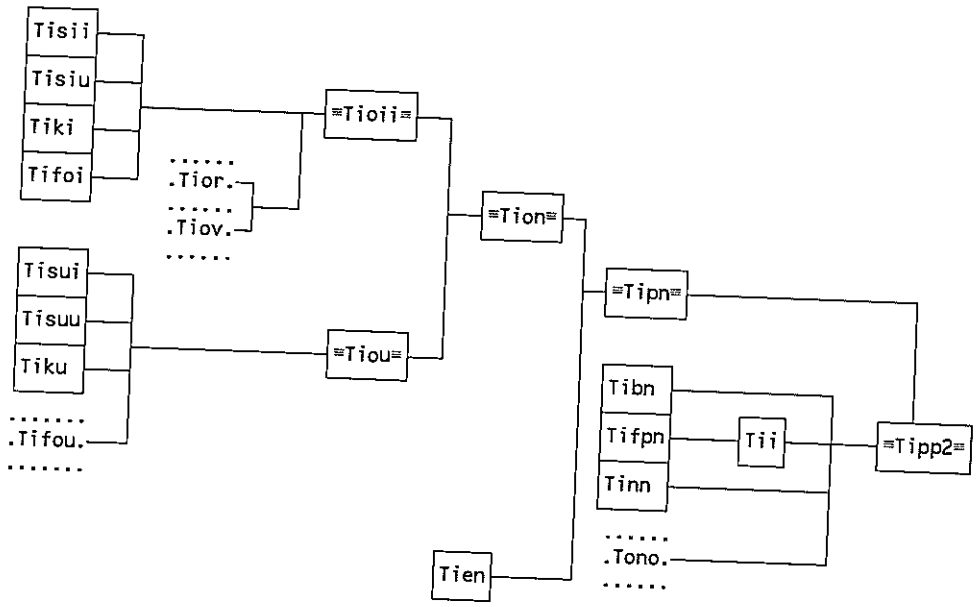
rente_2.jsm

Nøgleord: rentestrømme sektorafgrænsning identitet dynamik nettofordringserhvervelse

1. De nuværende relationer – et forsøg på overblik

Strukturen i systemet af rentestrømsrelationer er illustreret i nedenstående figur. I figuren er vist de rentestrømme, der indgår i ADAM. Der er formuleret egentlige relationer for i alt 11 rentestrømme, hvorudover en række rentestrømme er fastlagt ud fra identiteter (indikeret med ≡), og enkelte strømme er eksogene (markeret med stiplede kasser). Figuren skal læses fra venstre mod højre.

Figur 1. Strukturen i systemet af rentestrømsrelationer



Figuren kommenteres nærmere nedenfor, hvor også betydningen af variabelnavnene fremgår.

De 11 eksplicit formulerede rentestrømsrelationer følger i store træk grundskitsen, der er beskrevet i modelgruppepapir "*Rentestrømsrelationerne: Grundskitse og tolkninger*" John Smidt 19. august 1993:

$$
\begin{aligned}
T = \; & T_{-1} \\
& + \left(\tfrac{1}{2}\cdot(Wv+Wv_{-1})\right)\cdot iv \; - \; \left(\tfrac{1}{2}\cdot(Wv_{-1}+Wv_{-2})\right)\cdot iv_{-1} \\
& + \tfrac{1}{2}\cdot\left((Wf-Wf_{-1})\cdot if \; + \; (Wf_{-1}-Wf_{-2})\cdot if_{-1}\right) \\
& + a\cdot\left[\tfrac{1}{2}\cdot\left(Wf_{-1}+Wf_{-2}\right)\cdot if \; - \; \left(T_{-1}-\tfrac{1}{2}\cdot\left(Wv_{-1}+Wv_{-2}\right)\cdot iv_{-1}\right)\right]
\end{aligned}
\qquad (1)
$$

T er den betragtede sektors renteindtægt (eller -udgift), Wv er sektorens variabelt forrentede fordringer, iv er den tilhørende rentesats, Wf er sektorens fast forrentede fordringer og if er den faste rentesats; a er afdragsandelen, der som hovedregel opfattes som en fast parameter. Typisk er de variabelt forrentede fordringer lån og indskud, mens de fast forrentede er obligationer.

I forhold til grundskitsen er der en række afvigelser i de nuværende specifikationer, der gør det rimeligt at kigge rentestrømsrelationerne nærmere efter i

sømmene. Der er fx tale om, at *dateringerne* i kreditor- og debitorsektor i de fleste tilfælde ikke er ens, at *afdragsandelene* for de fast forrentede fordringer ofte er forskellige og at nogle (små) fordringer er *udeladte* enten som aktiv eller som passiv. Disse afvigelser i forhold til grundskitsen indebærer inkonsistenser, der bl.a. betyder, at udviklingen i residualsektorens rentestrøm – den private ikke-finansielle sektors netto-renteindtægter – ikke kan betragtes som korrekt beskrevet. Det er formålet med dette papir at undersøge muligheden for at rydde disse afvigelser fra grundskitsen af vejen.

Rentestrømmene i den offentlige sektor

Som indikeret i figur 1 er der specificeret rentestrømsrelationer for en række del-rentestrømme i den offentlige sektor. Disse rentestrømme er formuleret med udgangspunkt i grundskitsen (med variationer), og det drejer sig om: Statens renteindtægter og -udgifter fordelt på indland og udland (*Tisii, Tisiu, Tisui, Tisuu)*, kommunernes renteindtægter og -udgifter (*Tiki, Tiku)* samt de offentlige fondes renteindtægter, *Tifoi*. Herudover indgår eksogent 3 mindre størrelser i den samlede sektors netto-renteindtægter: Offentlige fondes renteudgifter, *Tifou*, indtægter af jord mv., *Tior*, samt overskud af off. virksomheder, *Tiov*.[1] Med udgangspunkt i disse rentestrømme defineres den offentlige sektors renteindtægter, *Tioii*, sektorens renteudgifter, *Tiou*, hvorefter den offentlige sektors netto-renteindtægter, *Tion*, endelig kan bestemmes.

Rentestrømmen for udlandet

For de samlede netto-renteindtægter fra udlandet, *Tien*, er der tilsvarende specificeret en relation, der stort set følger grundskitsen. I realiteten forklarer relationen dog kun renteindtægterne eksl. rentebetalinger vedr. statens mellemværende med udlandet (dvs. $Tien-(Tisiu-Tisuu)$), idet sidstnævnte er modelleret eksplicit, jf. ovenfor. Den væsentlige fordringsstørrelse i relationen er Danmarks tilgodehavende i udlandet, *Ken*, eksl. statens lån og tilgodehavender i udlandet.

Rentestrømmene i den private sektor

Den samlede private sektors renteindtægter, *Tipn*, er som indikeret på figur 1 bestemt residualt som $Tien-Tion$. Der er i henhold til grundskitsen (med variationer) specificeret relationer for følgende del-rentestrømme: Bankernes netto-renteindtægter, *Tibn*, nationalbankens netto-renteindtægter, *Tinn*, samt de private fondes netto-renteindtægter, *Tifpn*. Via en korrektionsfaktor opregnes *Tifpn* til at omfatte hele forsikringssektoren, *Tii*. Herefter kan den private ikke-

[1] I *Tiov* ligger bl.a. sidste års overførte overskud fra Nationalbanken. Det kunne i øvrigt måske være hensigtsmæssigt at redefinere *Tiov*, således at denne størrelse blev opgjort med fradrag af $Tono_{-1}$. Definitionen af den offentlige sektors renteindtægter skulle så være $Tisii+Tisiu+Tiki+Tifoi+Tior+Tiov+Tono_{-1}$. Herved ville man sikre sig, at en (eksogen) ændring i Nationalbankens overskud bliver behandlet korrekt, nemlig udelukkende som et mellemværende mellem nationalbank og offentlig sektor; i dag vil en ensidig ændring af *Tono* slå ud i den private ikke-finansielle sektors renteindtægter.

finansielle sektors netto-renteindtægter, *Tipp2*, bestemmes residualt: *Tipn − (Tinn−Tono_1) − Tibn − Tii*. Den således definerede rentestrøm indeholder foruden netto-renteindtægter i husholdnings- og selskabssektoren renteindtægter i "Andre finansielle institutioner", hvor bl.a. realkreditinstitutionerne ligger; herudover indgår netto-renteindtægterne på nationalregnskabets afstemningskonto.[2]

2. De enkelte rentestrømme

I det følgende gennemgås de enkelte rentestrømme med henblik på at undersøge, hvordan de kan modelleres i henhold til grundskitsen. I modelgruppepapiret "*Rentestrømsrelationerne: Grundskitse og tolkninger*" lægges af fortolkningsmæssige hensyn op til, at der opereres med to (og kun to) afdragsandele − én for lange (realkredit) obligationer og én for korte (statsobligationer). Denne tankegang følges i det følgende, idet afdragsandele på 0.1 og 0.2 anvendes; dette konkrete valg er åbent for diskussion.

For hver rentestrøm er beskrevet, hvorledes den nuværende relation er specificeret, og hvilke ændringer der foreslås. Ændringerne foreslås primært for at sikre overensstemmelse med grundskitsen, idet eksempelvis de enkelte relationers historiske forklaringsevne klart må være underordnet hensynet til samspillet mellem relationerne. Alligevel er der for hver rentestrøm vist en figur og en tabel, der illustrerer den historiske forklaringsevne for den nuværende og den foreslåede relation.

Der henvises til bilag 1 for en listning af de foreslåede nye relationer. Det skal understreges, at de forslag, der fremlægges her, ikke skal opfattes som "endelige", men mere som eksempler på, hvad der sker, når man trækker den generelle grundskitse ned over alle relationerne.

De væsentligste ændringer i forhold til de nuværende relationer er:

- Generel ændring af dateringer i henhold til grundskitsen. Dette berører alle relationerne, men i særlig grad *Tiki-*, *Tiku-*, *Tisii-*, *Tisiu-* og *Tifpn-*

---

[2]Det bemærkes, at *Tibn* er opgjort eksl. udgifter til udbytter, at *Tii* er opgjort eksl. indtægter fra imputerede renter af forsikringstekniske reserver, og at *Tinn* er opgjort eksl. udgifter til udbytter (da *Tono_1* i store træk er lig med udgifter til udbytter, er *Tinn-Tono_1* således praktisk taget lig med nationalbankens netto-renteindtægter i henhold til NR-definitionen). Modstykket til, at *Tibn* og *Tii* opgøres eksl. de nævnte poster er en modsvarende ændring i indholdet af *Tipp2* i forhold til den umiddelbare NR-definitionen. Ved at *Tii* opgøres eksl. renter vedr. forsikringstekniske reserver, og *Tibn* opgøres eksl. udbytte-udbetalinger opnås principielt større overensstemmelse mellem rentebegreb og de anvendte formuestørrelser; noget tilsvarende kan siges om definitionen af *Tinn*. Det kunne i øvrigt være hensigtsmæssigt, at kilderne for *Tinn* og *Tono* ændres til at være nationalregnskabet (og ikke som nu Nationalbankens beretning). Kildeskiftet kan ske uden brud og de mindre rettelser, der skal til bagud i tiden, kan ske ved næste større revision af databanken (overgang til 1990-priser); rettelserne i *Tinn* og *Tono* vil indebære rettelser i *Tipp2*. Herudover kunne man overveje om der ikke hensigtsmæssigt kunne ændres nomenklatur, således at det blev klart, hvornår der er tale om rene rentestrømme i henhold til NR, og hvornår, der er tale om "ekskl. et eller andet".

relationerne.

- Anvendelse af 2 (og kun 2) afdragsandele. Dette har betydning for bl.a. *Tifoi-, Tifpn-, Tien- og Tinn*-relationerne
- Enkelte ændringer i antagelserne om, hvad der er fast, og hvad der er variabelt forrentet, og hvilke rentesatser der anvendes (bl.a. *Tinn-, Tibn-, Tisii-* og *Tien*-relationerne)
- Overvejelser ang. modellering af renteindtægterne i den private fondssektor, *Tifpn* (afsnit 2.9)
- Overvejelser ang. modellering af renteindtægterne fra udlandet, *Tien* (afsnit 2.11).

Af de interessante rentestrømme er det primært *Tisii-* (afsnit 2.1), *Tisui-* (2.5), *Tibn-* (2.8), *Tifpn-* (2.9) samt *Tien*-relationerne (2.11), hvor der forslås ændringer, der har væsentlige konsekvenser for egenskaber og/eller forklaringsevne. Den implicitte bestemmelse af *Tipp2* påvirkes selvsagt af næsten alle ændringerne.

2.1. Statens indenlandske renteindtægter, *Tisii*

Den nuværende relation følger i store træk grundskitsen, men med en række væsentlige afvigelser mht. på dateringerne. Væsentligst er, at det kun er statens obligationsbeholdning, der optræder i afdragsleddet, mens de øvrige fordringer ikke indgår i bestemmelsen af den langsigtede rentestrøm; dette kan medføre store fejl fx i multiplikatoreksperimenter, hvor statens konto i nationalbanken ændres væsentligt. Afdragsandelen er i den nuværende relation formuleret som en variabel, *kwbaz*. Denne andel er fra midt i 1980'erne steget fra ca. 0.05 til ca. 0.10 omkring 1990, mens den tidligere var meget (utroværdigt?) lille – omkring 0.01-0.02! Fordringerne i den nuværende formulering er:

		Gns. værdi 1980-1991	Tilhør. rentesats		Type forr.	
			Nu	Forslag	Nu	Forsl.
Wgbz	Statens obligationsbeholdning	66361	*iwbz*	*iwbz*	fast	fast
Wgln	Statens indlån i NB	24085	*iwbz·½*	*iwdi−0.02*	??	vari
Wglp	Statens lån til private	23256	*iwbz·½*	*iwbz*	??	vari
Wgll	Statens lån til kommunerne	3119	*iwbz·½*	*iwbz*	??	vari

Anm. ?? indikerer, at den nuværende specifikation kun vanskeligt kan kategoriseres som fast eller variabel forrentning.

Dette er alle de fordringer, der er specificeret i FINDANs balancesystem.

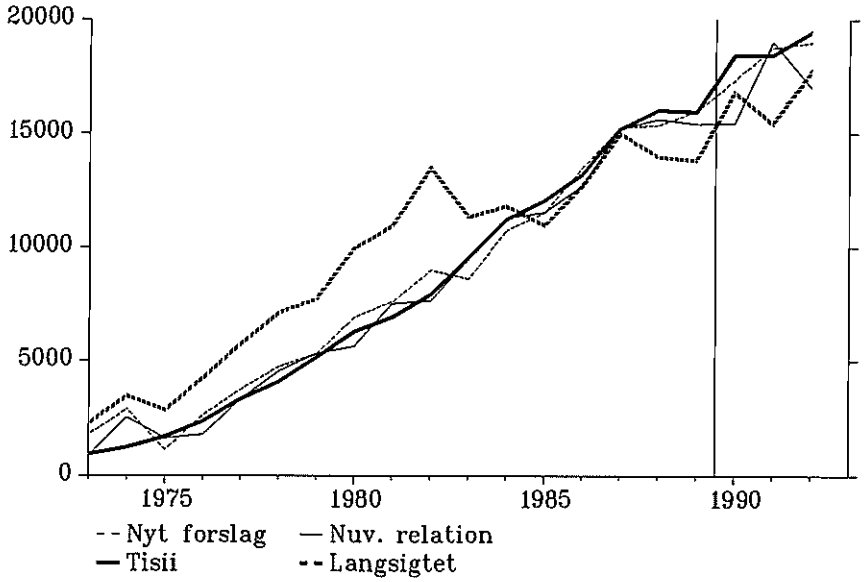
Det foreslås,

- at dateringerne generelt bringes i overensstemmelse med grundskitsen
- at den nuværende antagelse om variabel afdragsandel forlades til fordel for en konstant andel = 0.10 (svarende til lange, realkreditobligationer). Relationens principielle egenskaber forringes herved, men forenklingen foreslås alligevel af hensyn til den overordnede

skitse. Bibeholdes den variable afdragsandel (men følges de her nævnte forslag i øvrigt) bliver den historiske forklaringsevne lidt bedre end med det nye forslag ($RMSE_{80\text{-}91}$ = 594, sammenlign evt. med tabel 2.1 nedenfor).

- at *Wgln, Wglp* og *Wgll* antages variabelt forrentet, mens *Wgbz* fortsat antages fast forrentet.
- at antagelserne angående relevante rentesatser gøres som vist i oversigten. Specielt bemærkes, at den nuværende antagelse om, at *Wgln* forrentes med halvdelen af obligationsrenten ændres til diskontoen minus 2 %-point (dette skulle være den relevante rentesats, jf. nationalbankens "Beretning og regnskab 1992", s.59).

Figur 2.1. Statens indenlandske renteindtægter



Tabel 2.1. Statens indenlandske renteindtægter

	RMSE		Antal fortegns-skift		Gns. værdi 1980-91		
	80-91	75-91	80-91	75-91	Observ.	Beregn.	Langsigt.[1]
Nuv. relation	953	833	8	12	12603	12217	8270
Nyt forslag	656	718	7	8	12603	12551	13014

[1] Postuleret langsigtet rentestrøm, jf. afdragsleddet.

Det fremgår, at det nye forslag giver en marginalt bedre forklaringsevne. Specielt bemærkes, at beskrivelsen af det foreløbige år 1992 (ikke medtaget i tabellen, men fremgår af figuren) er væsentligt bedre end med den nuværende relation; også 1990 rammes væsentligt bedre. Endvidere bemærkes på den positive side, at det langsigtede rentestrømsniveau tilsyneladende rammes fint. På den negative side tæller væsentligt færre fortegnsskift, hvilket bl.a. ses tydeligt i perioden 76-82, hvor det nye forslag systematisk ligger over det observerede niveau. Tilsyneladende er baggrunden, at trækket mod det

langsigtede niveau via afdragsleddet er for kraftigt (det kan bemærkes, at *kwabz* ligger i databanken med værdier omkring 0.01 i denne periode).

2.2. Statens udenlandske renteindtægter, *Tisiu*

Den nuværende relation er formuleret som en ren ændringsrelation og har derfor ikke noget veldefineret langsigtsniveau; relationen indeholder således ikke nogen afdragsandel. Fordringen i den nuværende formulering er:

	Gns. værdi 1980-1991	Tilhør. rentesats		Type forr.	
		Nu	Forslag	Nu	Forsl.
Wglkf Statens lån til udland (kursværdi)	9049	0.25·*iwbu*	0.25·*iwbu*	??	fast

Dette er i henhold til FINDANs balancesystem den eneste relevante fordring.

Der er tale om en for alle praktiske formål ubetydelig rentestrøm, som det ikke betaler sig at ofre megen opmærksomhed ... men alligevel! Problemet er, at størrelses-ordenen af den eneste relevante fordring *Wflg* (som aktuelt valutakurskorrigeres til *Wflkg*) på ca. 10 mia. kr. er helt ude af trit med niveauet for renteindtægterne (i 1990 under 100 mio. kr.); den implicitte forrentning er således under 1%. Baggrunden er uden tvivl, at der i vid udstrækning er tale om lån til udviklingslande, hvor eftergivelse af renter og afdrag hører med til dagens orden.

Den "løsning", der er anvendt i den nuværende relation, er at anvende 0.25 gange den udenlandske rente som implicit rentesats. Det er næppe umagen værd at iværksætte nærmere undersøgelser, og det foreslås derfor:

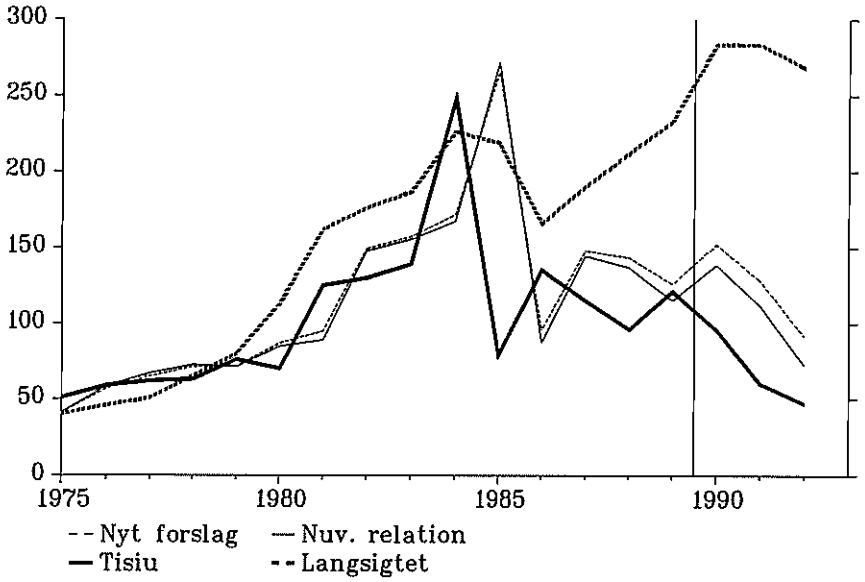
- at dateringerne generelt bringes i overensstemmelse med grundskitsen.
- at afdragsandelen sættes lig 0.1. I forhold til alternativet, 0.2, indebærer den lave afdragsandel, at afdragsleddets effekt reduceres, hvilket dog ikke har stor praktisk betydning: Ved a=0.20 fås en $RMSE_{80\text{-}91}$ på 67.
- at *Wlfkg* fortsat anvendes som eneste fordring, idet den antages fast forrentet med 0.25·*iwbu*. En bedre historisk forklaringsevne kunne opnås med en endnu lavere forrentning.

Tabel 2.2. Statens udenlandske renteindtægter

	RMSE		Antal fortegns-skift		Gns. værdi 1980-91		
	80-91	75-91	80-91	75-91	Observ.	Beregn.	Langsigt.[1]
Nuv. relation	68	57	8	11	118	137	???
Nyt forslag	68	57	6	9	118	143	204

[1] Postuleret langsigtet rentestrøm, jf. afdragsleddet.

Figur 2.2. Statens udenlandske renteindtægter



Det fremgår, at den historiske forklaringsevne er ret ringe, og at den nuværende og den nye giver stort set sammenfaldende resultater. I øvrigt bemærkes, at den langsigtede rentestrøm – trods den postulerede rentesats på $0.25 \cdot iwbu$ – er væsentlig større end den observerede.

2.3. Kommunernes renteindtægter, *Tiki*

Den nuværende relation er formuleret som en ren ændringsrelation og har derfor ikke noget veldefineret langsigtsniveau; relationen indeholder således ikke nogen afdragsandel. Fordringerne i den nuværende formulering er:

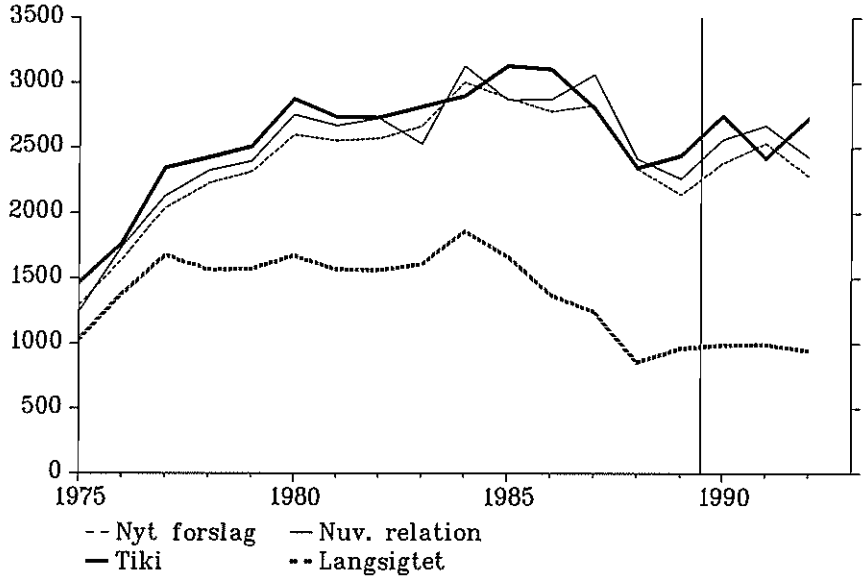
		Gns. værdi 1980-1991	Tilhør. rentesats		Type forr.	
			Nu	Forslag	Nu	Forsl.
Wlbz	Kommunernes obligationsbeh.	4848	*iwbz*	*iwbz*	??	fast
Wldb	Kommunernes indskud i pengeinst.	8265	*iwde*	*iwde*	??	vari

I henhold til FINDANs balancesystem er dette alle de aktiver kommunerne har.

Det foreslås,

- at dateringerne generelt bringes i overensstemmelse med grundskitsen.
- at afdragsandelen sættes konstant svarende til lange obligationer, dvs. 0.1.
- at de nuværende fordringer fortsat anvendes med de i oversigten viste antagelser om tilknyttede rentesatser og om fast kontra variabel forrentning.

Figur 2.3. Kommunernes renteindtægter



Tabel 2.3. Kommunernes renteindtægter

	RMSE		Antal fortegns-skift		Gns. værdi 1980-91		
	80-91	75-91	80-91	75-91	Observ.	Beregn.	Langsigt.[1]
Nuv. relation	200	188	5	5	2753	2710	???
Nyt forslag	218	216	5	5	2753	2605	1363

[1] Postuleret langsigtet rentestrøm, jf. afdragsleddet.

Det fremgår, at forklaringsevnen bliver lidt ringere end med den nuværende relation. Specielt bemærkes, at der bliver en systematisk tendens til at undervurdere de observerede renteindtægter. Dette kan tilskrives, at den langsigtede rentestrøm systematisk ligger under den observerede, og at afdragsleddet således hele tiden trækker den beregnede rentestrøm ned. Da rentestrømmen numerisk er ubetydelig, er der imidlertid ingen grund til at opfatte dette som et problem.

2.4. Offentlige fondes renteindtægter, *Tifoi*

Den nuværende relation følger i store træk grundskitsen, men med en række afvigelser bl.a. på dateringerne; eksempelvis anvendes *Tffon* (Sociale kasser og fondes nettofordringserhvervelse) som udtryk for ændringen i obligations-beholdningen. Afdragsandelen i den nuværende formulering er 0.073, og følgende fordring indgår i den nuværende formulering:

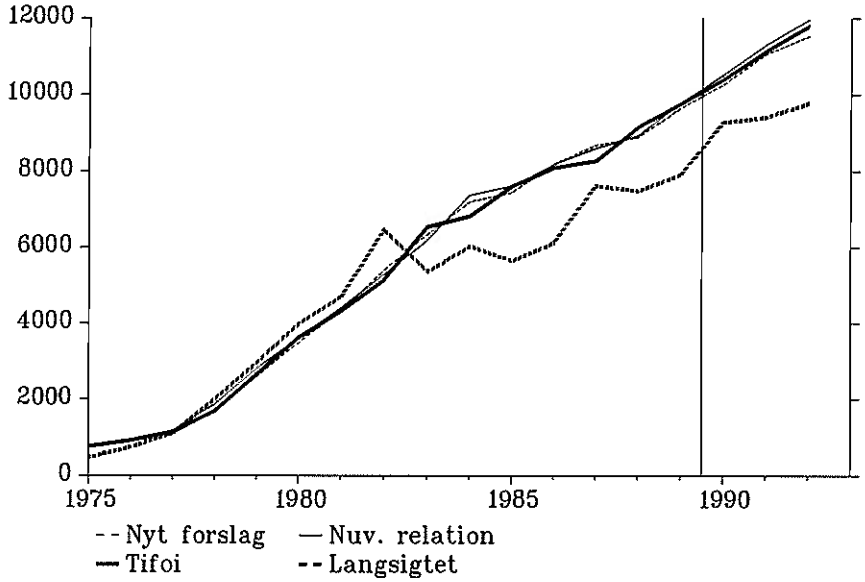
		Gns. værdi 1980-1991	Tilhør. rentesats		Type forr.	
			Nu	Forslag	Nu	Forsl.
Wobz	Off. fondes obl.beholdning	55460	*iwbz*	*iwbz*	fast	fast

I henhold til FINDANs balancesystem er dette den eneste fordring i de offentlige fonde.

Det foreslås

- at dateringerne generelt bringes i overensstemmelse med grundskitsen
- at afdagsandelen af hensyn til grundskitsen ændres til 0.10. Opretholdelse af de nuværende 0.073 – men med "korrekt" datering – giver i øvrigt dårligere forklaringsevne ($RMSE_{80\text{-}91}$ 272).

Figur 2.4. Offentlige fondes renteindtægter



Tabel 2.4. Offentlige fondes renteindtægter

	RMSE		Antal fortegns-skift		Gns. værdi 1980-91		
	80-91	75-91	80-91	75-91	Observ.	Beregn.	Langsigt.[1]
Nuv. relation	237	212	6	10	7571	7652	6664
Nyt forslag	219	206	6	8	7571	7578	6664

[1] Postuleret langsigtet rentestrøm, jf. afdragsleddet.

Det fremgår, at forklaringsevnen stort set ikke påvirkes af den ændrede formulering.

2.5. Statens indenlandske renteudgifter, *Tisui*

Den nuværende relation følger i store træk grundskitsen, men med en række afvigelser mht. dateringerne, jf. nedenfor. I den nuværende relation er den eneste fordring statens obligationsgæld *Wgbz*, der dog er opdelt i en variabelt forrentet del, *Wbgv* og resten, der antages fast forrentet; *Wbgv* har udgjort en stigende andel af den samlede obligationsgæld fra 1984 og frem. Afdragsandelen er modelleret som en variabel, *kwbga*, der fra sidst i 1970'erne har ligget mellem 0.14 og 0.30 med en gennemsnit på ca. 0.22. Fordringerne i den nuværende formulering er:

	Gns. værdi 1980-1991	Tilhør. rentesats		Type forr.	
		Nu	Forslag	Nu	Forsl.
Wzbg Statens obligationsgæld	269484	*iwbz*	*iwbz*	fast	fast
samt del heraf					
Wbgv Variabelt forrente obl.gæld	38551	*iwbz*	*iwbz*	vari	vari

I forhold til FINDANs balancesystem mangler følgende fordring:

Wilg	Statens lån i postgiro	1314

Det nuværende valg af dateringer afviger fra grundskitsen på to væsentlige områder. *Det første* er, at dateringen af fordringserhvervelsesleddet vedr. fast forrentede fordringer – det, der kort kan skrives $(D(Wf)\cdot if)_{-1/2}$ – er lagget en hel periode: $(D(Wf)\cdot if)_{-1}$; tolkningen heraf er – inden for rammerne af grundskitsen – at fordringserhvervelsen antages at ske ultimo året, ikke jævnt hen over det. Den ændrede datering har bl.a. betydning i midten af 1980'erne, hvor den kvartalsvise udvikling i *Wzbg* kunne tyde på dateringsproblemer; se evt. fig. 2.5. *Det andet* er, at rentesatsen vedr. den fast forrentede del af formuen i afdragsleddet er lagget en periode; denne ændring af dateringen har vist ingen tolkning, men har vist sig at øge den historiske forklaringskraft. Den bedre forklaringsevne fremgår også af følgende lille oversigt, hvor de afvigende dateringer er forsøgt anvendt med udgangspunkt i det ny forslag; det ny forslag har en $RMSE_{80\text{-}91}$ på 2556 (jf. tabel 2.5). De afvigende dateringer ville give følgende, væsentligt bedre forklaringskraft:

Ændret datering i	RMSE
Fordringsled (lagget en hel, ej en halv)	1840
Rentesats i afdragsled (lagget en)	2157
Fordringsled og rentesats	1444

Der er altså en væsentlig bedre forklaringsevne forbundet med de afvigende dateringer. Det er imidlertid tvivlsomt om disse afvigelser er rimelige at indbygge i modelegenskaberne; fx er det næppe rimeligt, at en forøgelse af statens gæld ikke skulle have effekt på renteudgifterne i det år, hvor gældsoptagelsen sker. Modstykket til afvigelserne i dateringerne i *Tisui*-relationen er i øvrigt, at fordringserhvervelsen i residualsektoren (om ikke andre steder)

heller ikke kan ske jævnt over året. Det skal derfor foreslås, at dateringerne ikke afviger fra grundskitsen.

I en helt anden boldgade kunne en mulig variation i forhold til grundskitsen være at indføre en simpel – ad hoc – korrektion for en lavere gennemsnitlig forrentning af statspapirer end den gennemsnitlige obligationsrente. Foretages denne ved et additivt fradrag i forhold til den gennemsnitlige obligationsrente på fx 0.01 fås imidlertid en lidt ringere forklaringsevne ($RMSE_{81\text{-}91}$ = 2916). Tilsyneladende er der altså ikke lette gevinster at hente her.

Det foreslås,

- at dateringerne generelt bringes i overensstemmelse med grundskitsen
- at afdragsandelen gøres konstant = 0.20 (svarende til korte obligationer). Relationens principielle egenskaber forringes herved, men forenklingen foreslås af hensyn til den overordnede skitse. Bibeholdes den varierende afdragsandel (men følges de her nævnte forslag i øvrigt) bliver den historiske forklaringsevne lidt ringere end vist i tabellen ($RMSE_{80\text{-}91}$ = 2730).
- at droppe den nuværende skelnen mellem *Wbgv* og resten (*Wzbg* – *Wbgv*). Dette er et diskutabelt forslag, der gøres af hensyn til den overordnede skitse. For at opretholde den nuværende skelnen taler den øgede fleksibilitet og principielt mere korrekte funktionsform. For at droppe den nævnte skelnen taler imidlertid, at man herved slipper for at definere, hvilken (evt. hvilke) sektor(er) der sidder inde med den variabelt forrentede beholdning af statspapirer. Hvis kreditorsektoren ikke defineres eksplicit, bliver det residualsektoren, der implicit bliver kreditor; dette er der næppe belæg for.[3] Bibeholdes den nuværende skelnen (men følges de her nævnte forslag i øvrigt) bliver forklaringsevnen lidt ringere end vist i tabellen ($RMSE_{80\text{-}91}$ = 2610).

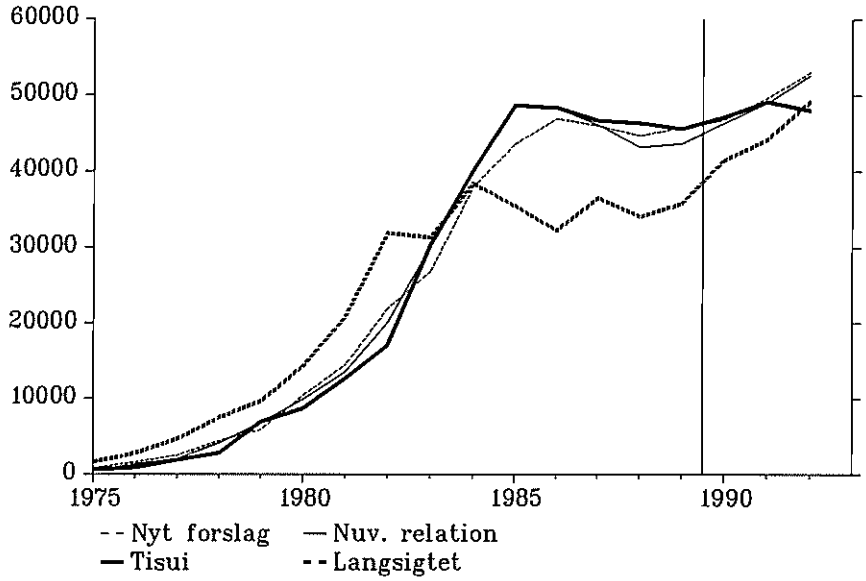
Tabel 2.5. Statens indenlandske renteudgifter

	RMSE		Antal fortegns-skift		Gns. værdi 1980-91		
	80-91	75-91	80-91	75-91	Observ.	Beregn.	Langsigt.[1]
Nuv. relation	1463	1278	1	4	36732	36541	33001
Nyt forslag	2556	2209	4	6	36732	36230	33001

[1] Postuleret langsigtet rentestrøm, jf. afdragsleddet.

[3] I henhold til den foreløbige værdipapircentral-statistik er placeringen af de variable statspapirer ultimo 1992 følgende: Banker ca. 30%, udland ca. 10%, privat ikke-finansiel sektor (inkl. enheder, der kan henregnes til nationalregnskabssektoren "Andre finansielle institutioner") ca. 60%.

Figur 2.5. Statens indenlandske renteudgifter



Det fremgår, at forklaringsevnen forringes markant med det nye forslag. Dette skyldes altovervejende perioden 1983-86, hvor en væsentlig faktor kan være den tidsmæssige placering (over året) af udstedelsen af statsobligationer (jf. diskussionen om dateringer).

2.6. Statens udenlandske renteudgifter, *Tisuu*

Den nuværende relation er i store træk formuleret i henhold til grundskitsen, dog med enkelte, ubetydelige afvigelser mht. dateringerne. Afdragsandelen er formuleret som en variabel, *kwfga*, som har varieret kraftigt: I 1990 var den ret lille (0.13), i 1991 var den meget stor (0.43) og i 1992 igen nede (på 0.16). Fordringerne i den nuværende formulering er:

	Gns. værdi 1980-1991	Tilhør. rentesats		Type forr.	
		Nu	Forslag	Nu	Forsl.
Wflkg Udlandets lån til staten	269484	*iwbu*	*iwbu*	fast	fast
samt del heraf					
Wfgv Variabelt forrentede udl. statslån	38551	*iwbu*	*iwbu*	vari	vari

I forhold til FINDANs balancesystem mangler følgende fordring:

Wfqg Udlandets øvr. fordr. på staten −324

Wfqg er vist nærmest at opfatte som en overflødig "afstemningsvariabel", der aldrig skulle have været med i ADAM; *Wfqg* ligger i databanken konstant med værdien −324.

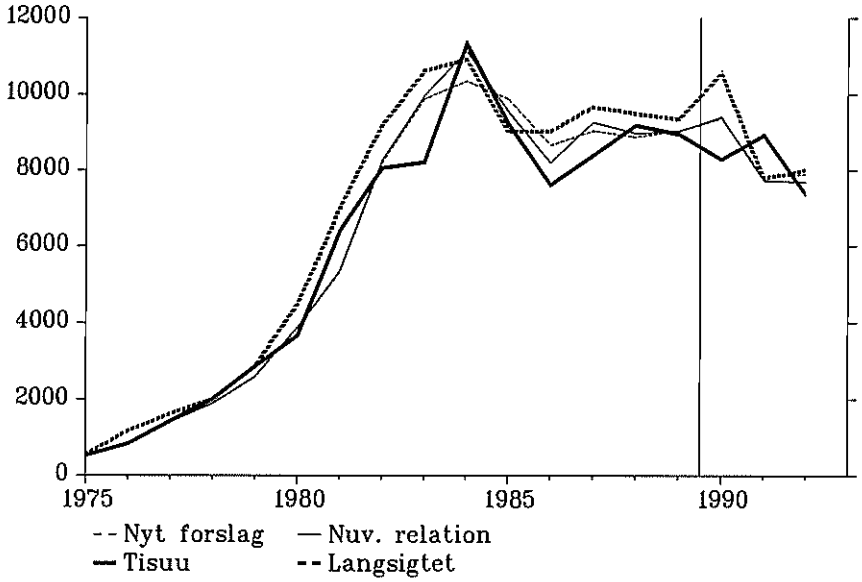
Det bemærkes, at den variable afdragsandel her – i modsætning til tilfældet med de indenlandske renteindtægter og -udgifter – *ikke* er et problem i forhold

til den samlede rentestrømsmodel. Baggrunden er, at statens renteindtægter og -udgifter i forhold til udlandet indgår direkte i bestemmelsen af netto-renteindtægter til udlandet, *Tien*. Herved behandles en evt. atypisk modellering af statens udenlandske renteudgifter (fx pga. en varierende afdragsandel) identisk i hhv. *Tien*- og *Tisuu*-relationen og giver dermed ikke ubehagelige udslag i residual-relationen. Helt tilsvarende er der – i modsætning til tilfældet med den indenlandske statsgæld – intet problem i at bibeholde den nuværende skelnen mellem fast forrentet, *Wflkg* – *Wfgv*, og variabelt forrentet, *Wfgv*, gæld.

Det foreslås

- at dateringerne generelt bringes i overensstemmelse med grundskitsen (hvilket udelukkende indebærer en lille ændring af afdragsleddet).
- at afdragsandelen fortsat tillades at variere (jf. *kwfga*). Bindes afdragsandelen til at være konstant fås en ringere forklaringsevne (fx giver a=0.2 en $RMSE_{80\text{-}91}$ på 999).
- at den nuværende skelnen mellem variabelt og fast forrentet gæld opretholdes og at *Wfqp* fortsat ignoreres.

Figur 2.6. Statens udenlandske renteudgifter



Tabel 2.6. Statens udenlandske renteudgifter

	RMSE		Antal fortegns-skift		Gns. værdi 1980-91		
	80-91	75-91	80-91	75-91	Observ.	Beregn.	Langsigt.[1]
Nuv. relation	829	701	7	9	8181	8390	8371
Nyt forslag	886	749	7	9	8181	8354	8371

[1] Postuleret langsigtet rentestrøm, jf. afdragsleddet.

Det nye forslag giver en marginalt dårligere forklaringsevne, men forskellen er ikke værd at snakke om. Det bemærkes, at den postulerede langsigtede rentestrøm følger den observerede meget tæt. Faktisk kunne en direkte, ren

niveau-modellering af rentestrømmen, $Tisuu = Wflkg_{-1/2} \cdot iwbu$, komme på tale; denne formulering giver en $RMSE_{81\text{-}91}$ på 849, altså mindre end det nye forslag! (Eneste forskel på den således modellerede rentestrøm og "Postuleret langsigtet rentestrøm" er, at den sidstnævnte er beregnet helt uden lag).

2.7. Kommunernes renteudgifter, *Tiku*

Den nuværende relation er formuleret som en ren ændringsrelation og har derfor ikke noget veldefineret langsigtsniveau; relationen indeholder således ikke nogen afdragsandel. Fordringerne i den nuværende formulering er:

		Gns. værdi 1980-1991	Tilhør. rentesats		Type forr.	
			Nu	Forslag	Nu	Forsl.
Wzbl	Kommunernes obligationsgæld	6926	*iwbz*	*iwbz*	??	fast
Wgll	Statens lån til kommunerne	3119	*iwbz*	*iwbz*	??	vari
Wbll	Pengeinst. udlån til kommunerne	932	*iwbz*	*iwlo*	??	vari
Wall	Fondssektorens udlån til kommunerne	1496	*iwbz*	*iwbz*	??	fast
Wfll	Udlandets lån til kommunerne	8567	*iwbu*	*iwbu*	??	vari

I forhold til FINDANs balancesystem mangler kun

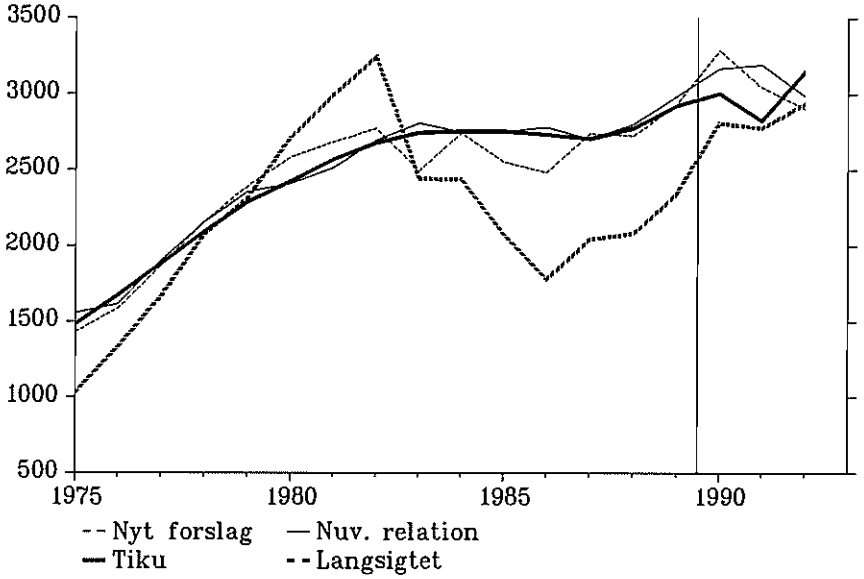
Whll Kommunernes lån i hypotekbanken −308

Det kan bemærkes, at *Whll* ligger i databanken med værdier på 0 siden 1987.

Det foreslås,

- at dateringerne generelt bringes i overensstemmelse med grundskitsen.
- at afdragsandelen sættes konstant = 0.1 (svarende til lange obligationer).
- at det nuværende udvalg af fordringer fortsat anvendes med de i oversigten viste rentesatser og antagelser om fast kontra variabel forrentning. Disse antagelser er for så vidt angår *Wgll, Wbll, Wall* og *Wfll* i overensstemmelse med antagelserne i hhv. *Tisii-, Tibn-, Tifpn-* og *Tien*-relationerne, men er i øvrigt ikke særlig velovervejede. Under alle omstændigheder er i hvert fald de 3 første fordringer åbenlyst kandidater til at falde for bagatel-grænsen, på linie med den allerede nu udeladte fordring, *Whll*. Under alle omstændigheder betyder antagelserne om rentesats m.m. for disse fordringer ikke væsentligt for den historiske forklaringsevne.

Figur 2.7. Kommunernes renteudgifter



Tabel 2.7. Kommunernes renteudgifter

	RMSE		Antal fortegns-skift		Gns. værdi 1980-91		
	80-91	75-91	80-91	75-91	Observ.	Beregn.	Langsigt.[1]
Nuv. relation	122	107	5	8	2739	2795	???
Nyt forslag	170	148	4	5	2739	2751	2477

[1] Postuleret langsigtet rentestrøm, jf. afdragsleddet.

Det fremgår, at forklaringsevnen bliver lidt ringere end med den nuværende relation, og at systematikken forøges; bl.a. ses en ringere forklaringsevne i midten af 1980'erne. Dette kan dog ikke overraske, når vi går fra en ren ændringsrelation til en relation, der også forsøger at sige noget om niveauet. Rentestrømmen er endvidere numerisk så ubetydelig, at der ingen grund er til at opfatte den ringere forklaringsevne som et problem.

2.8. Bankernes netto-renteindtægter, *Tibn*

Den nuværende relation følger i store træk grundskitsen, men med en række afvigelser bl.a. på dateringerne. Afdragsandelen i den nuværende formulering er 0.2, og fordringerne i den nuværende formulering er:

		Gns. værdi 1980-1991	Tilhør. rentesats		Type forr.	
			Nu	Forslag	Nu	Forsl.
Wblp	Pengeinst.'s udlån til private ikke-finansielle sektor	235236	*iwlo*	*iwlo*	fast	vari
Wbll	Pengeinst.'s udlån til kommunerne	933	*iwlo*	*iwlo*	fast	vari
Wpdb	Private ikke-finansielle sektors indskud i pengeinst.	318605	*iwde*	*iwde*	fast	vari
Wldb	Kommunernes indskud i pengeinst.	8265	*iwde*	*iwde*	fast	vari
Wnlb	NB's lån til pengeinst.	10832	*iwnz*	*iwnz*	fast	vari
Wbdn	Pengeinst.'s samlede indskud i NB	4565	*iwnz*	*iwnz*	fast	vari
Wbdsn	Pengeinst.'s særlige indskud i NB	504	*iwnz*	*iwnz*	fast	vari
Wbbz	Pengeinst.'s obligationsbeholdning	116555	*iwbz*	*iwbz*	fast	fast
Wibz	Giro's obligationsbeholdning	8666	*iwbz*	*iwbz*	fast	fast

I forhold til FINDANs balancesystem bemærkes, at giro'en tilregnes nationalbanksektoren, mens den i henhold til nationalregnskabet ligger i "Andre monetære institutioner"; det er derfor *Wibz* optræder her i *Tibn*-relationen. I forhold til balancesystemet er følgende fordringer udeladt fra den nuværende rentestrømsrelation:

Wbcz	Bankernes behold. af sedler og mønt	3302
Wplb	Private lån til banker	4551
Wflb	Udlandets lån til banker	8859
Wbvf	Bankernes valutabeholdning	−3618
Wbqf	Andre mellemværender med udlandet	6988

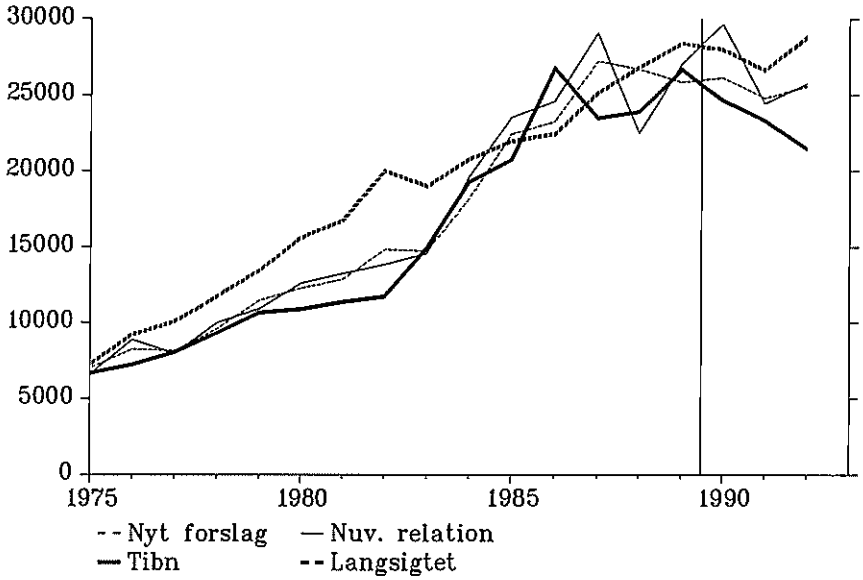
Af disse manglende fordringer må *Wbcz* kunne opfattes som ikke-rentebærende. De øvrige fordringer er eksogene.

Det foreslås,

- at dateringerne generelt bringes i overensstemmelse med grundskitsen
- at afdragsandelen fastholdes på 0.20 (svarende til korte obligationer)
- at det nuværende udvalg af fordringer fortsat anvendes med de viste antagelser om rentesats og om fast kontra variabel forrentning; som det fremgår, foreslås det, at alle lån og indskud opfattes som variabelt forrentede. Med hensyn til de udeladte (eksogene) fordringer bemærkes, at de ikke er helt betydningsløse. Specielt bemærkelsesværdig er en ret kraftig ændring i disse størrelser omkring 1990, hvor summen af de udeladte fordringer går fra ca. −20 mia i slutningen af 1980'erne til ca. +20 i 1991. Dette dækker primært over en ændring bankernes samlede stilling over for udlandet: *Wbvf* + *Wbqf* − *Wflb*. Specielt *Wbvf* må betragtes som interessant, idet denne størrelse i 1992 er blevet stærkt positiv: +50 mia. efter at have ligget og svinget omkring 0. Inddrages de nævnte 3 fordringer: *Wbvf* + *Wbqf* − *Wflb*, som variabelt forrentede med *iwbu* som rentesats ændres $RMSE_{80\text{-}91}$ til 2303. Valget ang. disse fordringer skal naturligvis afstemmes med modelleringen af renteindtægterne fra udlandet, *Tien*. Ud over overvejelserne ang. bankernes stilling over for udlandet kunne man i øvrigt overveje at droppe *Wbll* fra *Tibn*- og *Tiku*-

relationen, da der er tale om en ret betydningsløs størrelse.

Figur 2.8. Bankernes netto-renteindtægter



Tabel 2.8. Bankernes netto-renteindtægter

	RMSE		Antal fortegns-skift		Gns. værdi 1980-91		
	80-91	75-91	80-91	75-91	Observ.	Beregn.	Langsigt.[1]
Nuv. relation	2629	2252	6	9	19802	21211	22608
Nyt forslag	2172	1855	6	6	19802	20756	22608

[1] Postuleret langsigtet rentestrøm, jf. afdragsleddet.

Det fremgår, at forklaringsevnen forbedres med det nye forslag, hvilket specielt kan tilskrives en lidt bedre beskrivelse fra slutningen af 1980'erne. Det bemærkes, at hverken den nuværende relation eller det nye forslag kan fange det observerede fald i bankernes renteindtægter de sidste år.

2.9. Private fonde og forsikringsektorens netto-renteindtægter, *Tifpn og Tii*

I den nuværende modelversion modelleres netto-renteindtægterne i den private fondssektor (FINDAN sektorbetegnelse *a*), *Tifpn* i en relation, der afviger noget fra grundskitsen, men som dog i store træk har samme indhold. Den private fondssektor, der ikke er en særskilt sektor i henhold til nationalregnskabets institutionelle opdeling, dækker pensionskasser og livsforsikringsselskaber. Opregningen til renteindtægten i nationalregnskabssektoren "Forsikringsselskaber og pensionskasser", *Tii*, foregår herefter ved en korrektionsfaktor (der typisk har ligget i størrelsesordenen 1.2). Forskellen mellem nationalregnskabssektoren og FINDAN-sektoren er primært skadesforsikringsselskaber.

I forhold til resten af modellen indgår *Tifpn* i bestemmelsen af realrenteafgiften, mens *Tii* anvendes ved residualbestemmelsen af den private ikke-finansielle sektors netto-renteindtægter, *Tipp2*. Der er altså med den nuværende modellering brug for både *Tifpn* og *Tii*.

Den anvendte struktur forekommer imidlertid lidt indviklet, og man bør overveje om ikke en direkte modellering af *Tii* skulle komme på tale. Et argument herfor er, at datakvaliteten af *Tifpn* er tvivlsom.[4] Et andet argument for at modellere *Tii* direkte er, at man herved undgår, at den nævnte korrektionsfaktor – via residualbestemmelsen – implicit kommer til at optræde i relationen for *Tipp2*. Der er ingen tvivl om, at sammenhængen mellem rentestrømsrelationerne ville blive en hel del "kønnere" ved at modellere *Tii* direkte.

Et problem ved at modellere *Tii* direkte er, at sektorens rentebærende formue ikke helt kan dannes med udgangspunkt i den finansielle del af databanken. Ganske vist må obligationsbeholdningen, der vel udgør den største del af formuen, kunne beskrives ved *Wabz*+*Wsbz* (pensionskassers og livsforsikringsselskabers obligationsbeholdning samt skadesforsikringsselskabernes beholdning). I sektorens udlån, der i den nuværende relation for *Tifpn* beskrives ved *Wall*+*Walp* (a-sektorens lån til kommuner og private), indgår imidlertid ikke skadesforsikringsselskabers udlån (tilsyneladende bliver disse lån eksplicit udeladt ved opdateringen af databanken). Alt i alt kan disse problemer imidlertid ikke betragtes som alvorlige: Under alle omstændigheder må det jo erindres, at den finansielle bank alligevel ikke bør opfattes som "fuldstændig".

En anden problemstilling, der opstår ved at modellere *Tii* frem for *Tifpn* er, at *Tifpn* som nævnt anvendes ved bestemmelsen af realrenteafgiften; denne afgift er netop pålagt pensionskasser og *livs*forsikringsselskaber, men ikke *skades*forsikringsselskaber. Realrenteafgiften er imidlertid også pålagt kapitalpensionsordninger i banker m.v., hvorfor der i bestemmelsen af den samlede realrenteafgift i modellen er indført en korrektionsfaktor, der altså dækker over, at *Tifpn* ikke er den "rigtige" rentestrøm. Vi står altså under alle omstændigheder med et sektorafgrænsningsproblem, når vi i modellen skal definere en rentestrøm til beregningen af realrenteafgiften; en nærliggende mulighed kunne derfor være at anvende *Tii* i stedet for *Tifpn*, hvorved den sidstnævnte rentestrøm helt kunne udgå af modellen (hvis relationen for sektorens nettofordringserhvervelse m.m. samtidig blev tilpasset). Alternativt kunne man – hvis man vælger at modellere *Tii* direkte – bestemme *Tifpn* i en hjælpeligning á la den nuværende *Tii*-konstruktion (bare vendt om).

Den nuværende relation for *Tifpn* indeholder følgende fordringer, idet

---

[4]Kilden til *Tifpn* er Finanstilsynets årsberetning, hvor diverse løbenumre fra diverse bilagstabeller med, over tiden, varierende forspalter anvendes; i øvrigt er kilderne til indbetalingerne til sektoren – variablerne *Topl* og *Topk* – af tilsvarende svag kvalitet. Der er dog begrundet håb om, at materiale fra den institutionelle opdatering af nationalregnskabet vil kunne erstatte kilderne for de 3 nævnte variabler, med forbedret datakvalitet og lettere opdatering til følge.

afdragsandelen er antaget at være 0.06:

		Gns. værdi 1980-1991	Tilhør. rentesats		Type forr.	
			Nu	Forslag	Nu	Forsl.
Wall	Fondsektorens lån til kommunerne	1496	*iwbz*	*iwbz*	fast	fast
Walp	Fondsektorens lån til den private ikke-finansielle sektor	15278	*iwbz*	*iwbz*	fast	fast
Wabz	Livsforsikringsselskabers og pensionskassers obligationsbeholdning	149275	*iwbz*	*iwbz*	fast	fast

Dette er i henhold til FINDANs balancesystem alle de fordringer, der optræder i a-sektoren.

Hvis *Tifpn* skal modelleres foreslås det,

- at dateringerne generelt bringes i overensstemmelse med grundskitsen.
- at afdragsandelen sættes konstant svarende til lange obligationer, dvs. 0.1.
- at det nuværende udvalg af fordringer fortsat anvendes med de viste antagelser om forrentning. Det bemærkes, at *Walp* fortsat antages fast forrentet med *iwbz*; formentligt er dette mest korrekt, da *Walp* vel skal opfattes som pensionskasselån. Antagelserne om *Wall* bibeholdes som nu, om end de ikke nødvendigvis forekommer indlysende; i øvrigt er *Wall* klart en kandidat til at blive ignoreret.

Hvis *Tii* skal modelleres foreslås det,

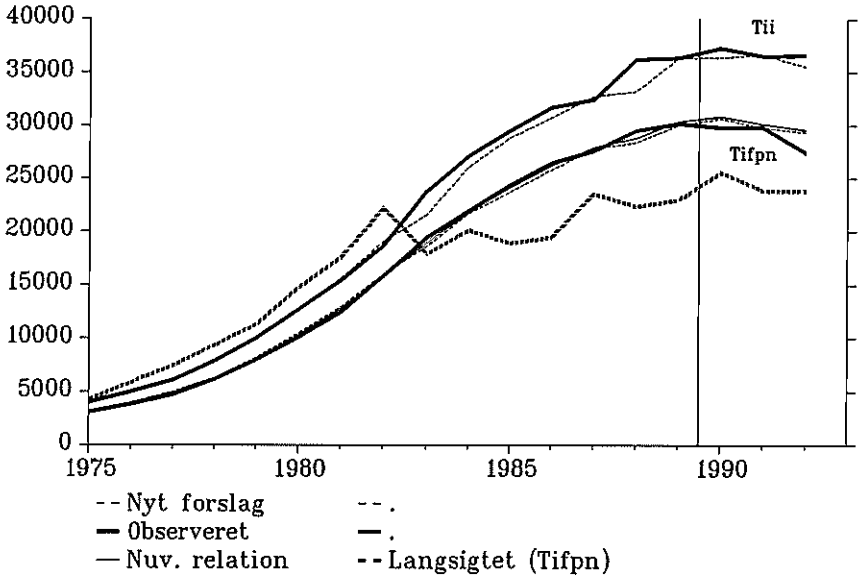
- at dateringerne generelt bringes i overensstemmelse med grundskitsen.
- at afdragsandelen sættes konstant = 0.1 svarende til lange obligationer
- at det nuværende udvalg af fordringer fortsat anvendes, idet *Wsbz* af hensyn til sektorafgrænsningen yderligere introduceres som en fast forrentet fordring. Det kan bemærkes, at *Wsbz* i henhold til FINDANs sektorafgrænsning henføres til den private ikke-finansielle sektor; *Wsbz* har i 1980'erne i 10-20 mia kr.

Tabel 2.9. Private fonde og forsikringsektorens netto-renteindtægter

	RMSE		Antal fortegns-skift		Gns. værdi 1980-91		
	80-91	75-91	80-91	75-91	Observ.	Beregn.	Langsigt.[1]
Nuv. relation (*Tifpn*)	448	380	4	4	23094	23141	20758
Nyt forslag, *Tifpn*	577	495	5	5	23094	22965	20758
Nyt forslag, *Tii*	1215	1023	7	9	28117	27117	22620

[1] Postuleret langsigtet rentestrøm, jf. afdragsleddet.

Figur 2.9. Private fonde og forsikringsektorens netto-renteindtægter



Anm.: Den postulerede langsigtede rentestrøm i *Tii*-tilfældet følger udviklingen i den langsigtede rentestrøm for *Tifpn* meget tæt, dog på et niveau, der er ca. 2 mia højere

Sammenlignes den nuværende relation og det nye forslag for *Tifpn* bemærkes, at den historiske forklaringsevne forringes noget. Forringelsen kan dog ikke betragtes som alvorlig. Ved direkte modellering af *Tii* ses yderligere en forværring af forklaringsevnen, selv om det erindres, at niveauet for *Tii* er godt 20 % højere end *Tifpn* (hvilket i den nuværende formulering, som nævnt, "klares" ved en korrektionsfaktor). Den ringere forklaringsevne kan i øvrigt tilskrives store residualer i hhv. 1983 (ca. 2.5 mia) og 1988 (ca. 3 mia); ses bort fra disse to observationer er $RMSE_{80\text{-}91}$ 606.

2.10. Nationalbankens netto-renteindtægter, *Tinn*

Den nuværende relation er i store træk formuleret i henhold til grundskitsen, dog med visse afvigelser bl.a. på dateringerne. Afdragsandelen i den nuværende formulering er 0.2, og fordringerne i den nuværende formulering er:

		Gns. værdi 1980-1991	Tilhør. rentesats		Type forr.	
			Nu	Forslag	Nu	Forsl.
Wnvf	Officiel likviditet (netto)	37828	*iwbu*	*iwbu*	vari	vari
Wnlb	NB's udlån til pengeinstitutterne	10832	*iwnz*	*iwnz*	vari	vari
Wbdn	Pengeinst.'s samlede indskud i NB	4565	*iwnz*	*iwnz*	vari	vari
Wbdsn	Pengeinst.'s særlige indskud i NB	504	*iwnz*	*iwnz*	vari	vari
Wnbz	NB's obligationsbeholdning	21455	*iwbz*	*iwbz*	fast	fast
Wgln	Statens løbende konto i NB	24085	*0.5·iwbz*	*iwdi−0.02*	fast	vari

I henhold til FINDANs balancesystem mangler følgende fordringer:

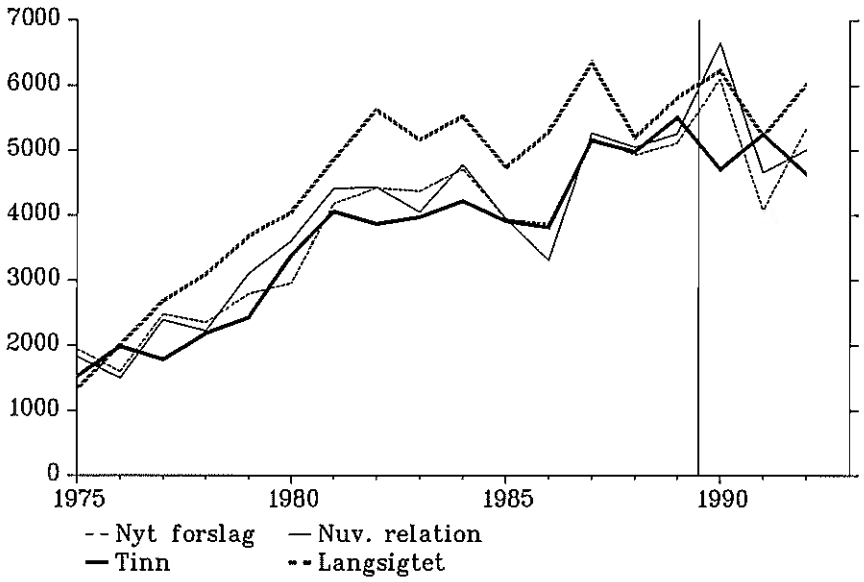
		Gns. værdi 1980-1991
Wzcz	Udbud af sedler og mønt	30118
Welp	Eksportfinansieringsfondens lån til priv.	2826
Wfle	Udlandets lån til eksportfin.fonden	4248
Welf	Eksportfin.fondens lån til udlandet	3874
Wilg	Giros lån til staten	1314
Wibz	Giros obligationsbeholdning	8666

Det bemærkes, at i det omfang *Wilg* ønskes inddraget som rentebærende fordring bør den placeres i *Tibn*-relationen, hvor den i henhold til nationalregnskabsopdelingen hører hjemme; dette er allerede tilfældet for *Wibz*. Hvis fordringerne vedr. eksportfinansieringsfonden ønskes inddraget bør de (implicit) placeres i *Tipp2*-relationen, idet denne fond i henhold til nationalregnskabet ligger i "Andre finansielle institutioner". *Wzcz* (summen af privates og bankernes beholdning af sedler og mønt) må kunne opfattes som ikke-rentebærende.

Det foreslås,

- at dateringerne generelt bringes i overensstemmelse med grundskitsen.
- at afdragsandelen sættes konstant svarende til lange obligationer, dvs. 0.1 (i modsætning til nu, hvor den er 0.2).
- at det nuværende udvalg af fordringer fortsat anvendes med de samme antagelser om, hvad der er fast og hvad der er variabelt forrentet. Dog ændres antagelsen om *Wgln* til variabel forrentning ligesom antagelsen om, at *Wgln* forrentes med halvdelen af obligationsrenten ændres til diskontoen minus 0.02 (begge dele i overensstemmelse med den foreslåede modellering af statens renteindtægter)

Figur 2.10. Nationalbankens netto-renteindtægter



Tabel 2.10. Nationalbankens netto-renteindtægter

	RMSE		Antal fortegns-skift		Gns. værdi 1980-91		
	80-91	75-91	80-91	75-91	Observ.	Beregn.	Langsigt.[1]
Nuv. relation	6677	619	5	7	4401	4618	5276
Nyt forslag	608	565	4	7	4401	4488	5338

[1] Postuleret langsigtet rentestrøm, jf. afdragsleddet.

Det nye forslag giver en lille forbedring af forklaringsevnen, men forskellen er ikke værd at snakke om.

2.11. Netto-renteindtægter fra udlandet, *Tien*

Den nuværende relation for netto-renteindtægterne fra udlandet er formuleret med udgangspunkt i Danmarks tilgodehavende i udlandet, *Ken*. Da statens renteindtægter og -udgifter i forhold udlandet er modelleret eksplicit, er den reelle størrelse, der skal forklares renteindtægterne ekskl. disse statslige rentestrømme: $Tien-(Tisiu-Tisuu)$; modstykket er, at den rentebærende fordringsstørrelse reduceres med statens gæld og tilgodehavender: $Ken-(Wglkf-Wflkg)$. Til denne størrelse knyttes en sammenvejet rente, der består af 60% dansk obligationsrente og 40% udenlandsk rente, *iwbz* hhv. *iwbu*; *iwbu* er igen sammenvejet af amerikansk og tysk rente (variabel vægt, omkring 1990: 40-60). I den nuværende formulering antages nærmest, at denne "ikke-statslige" udlandsgæld er fast forrentet, idet betalingsbalancen, *Tfen*, indgår i stedet for ændringen i udlandsgælden; *Tfen* er bortset fra valutakursændringer lig med ændringen i *Ken*. Afdragsandelen er estimeret til 0.24.

Den beskrevne modellering indebærer, at alle fordringer over for udlandet (bortset fra statsgælden) antages fast forrentet med den samme rentesats. Dette er imidlertid i modstrid med nogle af de øvrige rentestømsrelationer, hvor en række fordringer på udlandet eksplicit er antaget forrentet på anden vis (fx antages valutareserven, *Wnvf*, variabelt forrentet med *iwbu* i *Tinn*-relationen). Endvidere er det tvivlsomt, om fx *Wflp* (privates lån i udlandet) og *Wfbz* (udlandets obligationsbeholdning) hensigtsmæssigt kan modelleres på samme måde.

En anden problemstilling er, at den grundlæggende formuevariabel, *Ken*, ikke umiddelbart indgår som en afstemt del af de finansielle fordringer, der i øvrigt anvendes i rentestrømsrelationerne; af hensyn til sammenhængen mellem relationerne og herunder residualbestemmelsen af *Tipp2* er det ønskeligt at anvende afstemte størrelser. Forskellen på *Ken* og $-Wfqf$ (minus udlandsgælden opgjort fra de finansielle fordringer) udgøres imidlertid udelukkende af kursreguleringer: *Ken* er således Danmarks tilgodehavender i udlandet inkl. kursreguleringer, mens $-Wfqf$ er opgjort ekskl. reguleringer; i 1980 er de to

størrelser identiske.[5] Alt andet lige er det nok fordelagtigt, at anvende en valutakurskorrigeret størrelse, men dette skal holdes op imod, at de øvrige finansielle størrelser ikke er valutakurskorrigerede. Implicit lægger man herved hele kurskorrektionen i den residualt bestemte relation.

Den nuværende relation indebærer, som nævnt, at *Ken − (Wglkf − Wflkg)* er den centrale formuestørrelse, der antages forrentet fast med $0.4 \cdot iwbu + 0.6 \cdot iwbz$. $RMSE_{81\text{-}91}$ er i denne relation 1706 (i omstående figur 2.11 benævnes den beregnede rentestrøm "Okt.91"). Bringes dateringerne i overensstemmelse grundskitsen, og ændres afdragsandelen til 0.2 fås med i øvrigt uændrede antagelser en stigning i $RMSE_{80\text{-}91}$ til 2010; ændres rentesatsen til *iwbu* øges $RMSE_{80\text{-}91}$ yderligere til 2291. Ændres antagelsen om fast forrentning til variabel ditto, bliver $RMSE_{80\text{-}91}$ 2368 med den sammenvejede rentesats og 2682 med *iwbu* rent.

Som et alternativ til den nuværende relation kunne man behandle de fordringer, der eksplicit indgår i en af de andre rentestrømme, særskilt. Dette drejer sig med de foreliggende foreløbige forslag om *Wfll*, der indgår i *Tiku*-relationen og *Wnvf*, der indgår i *Tinn*-relationen. Herudover vil det nok være rimeligt at behandle *Wfbz* særskilt. Konkret kunne et forslag være, at *Wfll* og *Wnvf* blev antaget variabelt forrentet med *iwbu*, *Wfbz* blev antaget fast forrentet med *iwbz* og resten *(Ken − (Wglkf − Wflkg) + Wfbz + Wfll − Wnvf)* forrentet fast med *iwbu*. Dette ville give en $RMSE_{80\text{-}91}$ på 1979 (benævnes "Nr. 1 " i omstående figur). Ændres antagelsen om forrentningen af *Ken*-udtrykket til variabel rente øges $RMSE_{80\text{-}91}$ til 2310 ("Nr. 2"). Denne sidste konstruktion svarer i øvrigt til, at *Wfll* og *Wnvf* ikke behøver at indgå eksplicit, og at *Ken*-udtrykket bliver *Ken − (Wglkf − Wflkg) + Wfbz*. Det må trods den ringere forklaringsevne formentligt anses for mest rimeligt, at lade *Ken*-udtrykket indgå som variabelt forrentet; de væsentligste poster i dette udtryk er finanslån og handelskreditter.

Begge de nævnte alternativer indebærer implicit (ligesom den nuværende formulering), at hele valutakurskorrektionen, der ligger i *Ken*, (bortset fra den del, der vedrører statsgælden) som modstykke slår ud i residualsektoren og dermed i *Tipp2*. Dette har næppe særlig betydning i forbindelse med sædvanlige multiplikatoreksperimenter, idet valutakursændringer ikke indgår eksplicit i modellen. I eksperimenter, hvor *Ken* justeres som udtryk for en ændring i valutakursen, må der dog tages stilling til, hvilke rentestrømme, der bør fungere som modstykke; gøres dette ikke, vil *Tipp2* automatisk blive modposten (hvilket dog i en snæver vending ikke nødvendigvis er *helt* tosset). Den implicitte rolle valutakurskorrektionen har for *Tipp2*, vil naturligvis være af betydning for det modelberegnede niveau for rentestrømmen i fremskrivninger.

---

[5] Ændringer i *Ken* kan således opfattes som summen af *Tfen* og en valutakursreguleringspost, mens ændringen i *Wfqf* ganske enkelt er lig *Tfen*. I år med valutakursudsving bliver udviklingen i de to størrelser derfor forskellig, og denne forskel vil akkumuleres i niveauerne. I 1990 er forskellen på de to niveauer ca. 25 mia. (ca. 10%).

En sidste mulighed til modellering af *Tien* er helt at droppe brugen af *Ken* og i stedet anvende de enkelte komponenter i *Wfqf*. Herved kan de enkelte fordringer tillægges de antagelser, der findes relevante, og der er ingen problemer med valutakurskorrektioner af udlandsgælden. Som eksempel kunne man forestille sig, at

Wfbz	forrentes fast med *iwbz*
Wflp, Wflh, Wflt, Wfll, Wtlf og *Wnvf*	forrentes variabelt med *iwbu*,
Wzbf	forrentes fast med *iwbu*

mens de øvrige fordringer i henhold til FINDANs balancesystem:

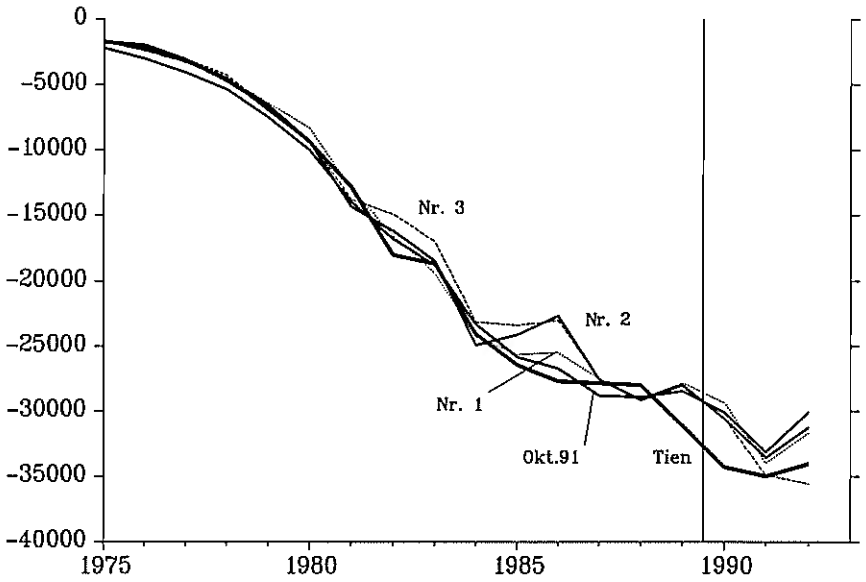
Wflb, Wbvf, Wbqf, Welf, Wfle, Wfqp og *Wfqg* ignoreres.

Summen af de ignorerede fordringer er relativt begrænset (ca. +/− 10 mia.)

Med en afdragsandel på 0.2, giver denne konstruktion en $RMSE_{80\text{-}91} = 2433$ ("Nr. 3" i nedenstående figur). Også med denne modellering fremkommer en noget bedre forklaringsevne, hvis fx *Wflp, Wflh, Wflt* og *Wtlf* antages fast forrentet.

Nedenstående figur viser forklaringsevnen i nogle af de viste muligheder:

Figur 2.11. Netto-renteindtægter fra udlandet



Mindst to interessante aspekter fremgår af figuren. *For det første* har alle relationerne vanskeligt ved at fange udviklingen i de sidste år, hvor relationerne systematisk forudsiger numerisk for små rentebetalinger. Undtagelsen er "Nr. 3" i 1992. *For det andet* giver figuren en idé om, hvorfor antagelsen om variabel forrentning af formueudtrykket indeholdende *Ken* eller tilsvarende ("Nr. 2" og "Nr. 3") giver dårligere forklaringsevne end med fast forrentning. Det fremgår, at udviklingen i 1985 og 1986 rammes ret dårligt. I disse år

falder den udenlandske rente ret kraftigt, hvilket med antagelsen om variabel forrentning leder til forudsigelse af et fald i rente-udgifterne. Som det fremgår, var dette ikke tilfældet i disse år, og relationerne med fast forrentning, der ikke er så følsomme over ændringer i renteniveauet, rammer derfor bedre.

Valget af relation er ikke åbenlyst. Kombinationsmulighederne er store, men umiddelbart synes det rimeligst at antages, at "rest"-formuen (den der bl.a. indeholder *Wflp*) bør være variabelt forrentet – trods den ringere forklaringsevne. Hvorvidt denne del af formuen bør forrentes med *iwbu* eller en sammenvejning af den danske og udenlandske rente er ikke klart; hvis imidlertid *Wfbz* trækkes ud til selvstændig behandling, forekommer den danske rente mindre relevant. Det bør under alle omstændigheder sikres, at *Wnvf* og *Wfll* indgår konsistent med hhv. *Tinn-* og *Tiku*-relationerne. Særbehandlingen af *Wfbz* forekommer ligeledes fordelagtig; dels for at sikre, at den bliver fast forrentet, dels at den bliver forrentet med den danske rente, *iwbz*. Valget kommer således nærmest til at stå mellem noget i retning af "Nr. 2" og "Nr. 3".

3. Residual-ligningen, *Tipp2*

Beskrivelsen af den private ikke-finansielle sektors netto-renteindtægter er implicit givet ved de valg, der er foretaget i de øvrige rentestrømsrelationer. Med de foretagne valg indgår følgende fordringer (implicit) i *Tipp2*-relationen:

			Gns. værdi 1980-1991	Tilhørende rentesats	Type forrentning
Wpdb	A	Indskud i pengeinst.	318605	*iwde*	vari
Wblp	P	Lån i pengeinst.	235236	*iwlo*	vari
Walp	P	Lån i private fonde	15278	*iwbz*	fast
Wglp	P	Lån i staten	23256	*iwbz*	vari
Wpbz	A	Obligationsbeholdning	166779	*iwbz*	fast
Whbz	A	Hypotekbankens obl.beholdn.	12837	*iwbz*	fast
Wrbz	A	Realkreditinst. obl.beholdn.	26356	*iwbz*	fast
Wzbr	P	Obligationsgæld	413021	*iwbz*	fast
Wtlf	A	Skibskreditfondens lån til udland	5808	*iwbu*	vari
Wzbf	A	Beholdning af udenlandske obl.	19253	*iwbu*	fast
Wflp	P	Lån i udland	84190	*iwbu*	vari
Wflh	P	Hypotekbankens lån i udland	19217	*iwbu*	vari
Wflt	P	Skibskreditfondens lån i udland	21505	*iwbu*	vari

I oversigten indikerer et "A", at fordringen er et aktiv for den private ikke-finansielle sektor; "P" indikerer et passiv. Følgende fordringer ignoreres (implicit):

Welf	A	Eksportfinansieringsfondens lån til udland	3874
Wfle	P	Eksportfinansieringsfondens lån i udland	4248
Wfqp	P	Udlandets øvrige fordringer på private	−953

Ved opstillingen er anvendt, at obligationsbeholdningerne summer til nul på

tværs af sektorerne. Herved kan den private ikke-finansielle sektors obligationsbeholdninger indgå direkte (og ikke minus de øvrige sektorers). Den meget opmærksomme læser vil bemærke, at *Wsbz* ikke optræder i oversigten. Baggrunden er, at denne obligationsbeholdning optræder eksplicit i *Tii*-relationen (eller hvis modelleringen af *Tifpn* vælges, så må det antages, at den indgår via korrektionsfaktor-konstruktionen).

I opstillingen er *Welf* og *Wfle* angivet om "ignoreret" i denne sektor. Det erindres i denne sammenhæng, at eksportfinansieringsfonden i henhold til nationalregnskabet henregnes til det vi kalder den private ikke-finansielle sektor, og ikke til nationalbanksektoren som i FINDANs balancesystem.

Med hensyn til fordringerne vedrørende udlandet er opstillingen foretaget med udgangspunkt i forslaget benævnt "Nr. 3"; dette forslag indebærer en eksplicit anvendelse af de forskellige finansielle fordringer, og så til gengæld ikke brug af udlandsgælden, *Ken*, som sådan.

I de forslag, hvor *Ken* anvendes direkte – som tilfældet er i den nuværende relation – bliver billedet noget mere broget end indikeret i opstillingen. I disse tilfælde (fx "Nr. 1" og "Nr. 2") indgår principielt alle fordringer i forhold til udlandet via *Ken*. Modstykket til dette er, at størrelserne *Welf, Wfle* og *Wfqp* implicit kommer til at optræde som "forklarende fordringer" i den private ikke-finansielle sektors rentestrøm. Strengt taget vil følgende fordringer i dette tilfælde også implicit påvirke *Tipp2: Wbvf, Wbqf, Wflb* og *Wfqg*. Disse fire størrelser er udeladt i de sektorer, hvor de i givet fald skulle optræde (hhv. bankerne og staten). Da størrelserne implicit indgår i *Tien*-relationen via *Ken*, så bliver modstykket, at de påvirker *Tipp2*. Det er naturligvis let at fjerne dette problem ved at redefinere fordringerne i *Tibn-* og *Tisuu*-relationerne. Under alle omstændigheder indebærer brugen af *Ken* dog, at forskellen mellem de enkelte finansielle fordringer i henhold til opgørelsen i databanken og de tilsvarende fordringers valutakurskorrigerede værdi (der indgår i *Ken*) vil påvirke *Tipp2*.

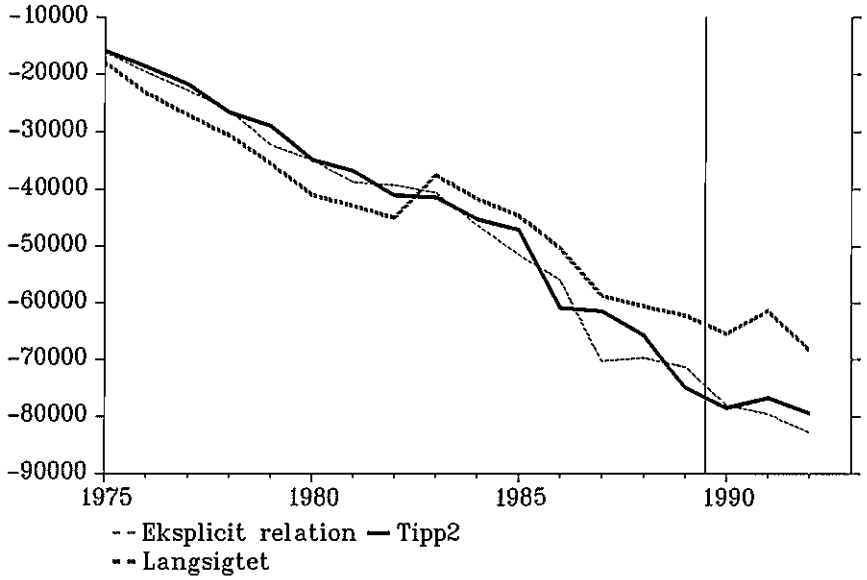
Som beskrevet i modelgruppepapiret "*Rentestrømsrelationerne: Grundskitse og tolkninger*" kan den residualt bestemte rentestrøm generelt ikke skrives eksplicit som en funktion sektorens egne fordringer; dette vil kun være tilfældet, når alle afdragsandele antages ens. Hvis det for præsentationens skyld for en kort stund antages, at afdragsandelene i de øvrige sektorer er ens (fx a=0.15), kan *Tipp2*-relationen skrives eksplicit:[6]

[6]Det antages, at *Tii* modelleres eksplicit jf. forslaget i afsnit 2.9, og at "Nr. 3" (jf. afsnit 2.11) vælges som *Tien*-relation. Det bemærkes, at de eksogene størrelser $Tono_{-1}$, *Tiov, Tior* og *Tifou* indgår simpelt i bestemmelsen af *Tipp2*.

```
TIPP2 =    ((WPDB+WPDB[-1])*IWDE-(WPDB[-1]+WPDB[-2])*IWDE[-1])*0.5
         - ((WBLP+WBLP[-1])*IWLO-(WBLP[-1]+WBLP[-2])*IWLO[-1])*0.5
         - ((WALP-WALP[-1])*IWBZ+(WALP[-1]-WALP[-2])*IWBZ[-1])*0.5
         - ((WGLP+WGLP[-1])*IWBZ-(WGLP[-1]+WGLP[-2])*IWBZ[-1])*0.5
         + ((WPBZ-WPBZ[-1])*IWBZ+(WPBZ[-1]-WPBZ[-2])*IWBZ[-1])*0.5
         + ((WHBZ-WHBZ[-1])*IWBZ+(WHBZ[-1]-WHBZ[-2])*IWBZ[-1])*0.5
         + ((WRBZ-WRBZ[-1])*IWBZ+(WRBZ[-1]-WRBZ[-2])*IWBZ[-1])*0.5
         - ((WZBR-WZBR[-1])*IWBZ+(WZBR[-1]-WZBR[-2])*IWBZ[-1])*0.5
         + ((WTLF+WTLF[-1])*IWBU-(WTLF[-1]+WTLF[-2])*IWBU[-1])*0.5
         + ((WZBF+WZBF[-1])*IWBU-(WZBF[-1]+WZBF[-2])*IWBU[-1])*0.5
         - ((WFLP+WFLP[-1])*IWBU-(WFLP[-1]+WFLP[-2])*IWBU[-1])*0.5
         - ((WFLH+WFLH[-1])*IWBU-(WFLH[-1]+WFLH[-2])*IWBU[-1])*0.5
         - ((WFLT+WFLT[-1])*IWBU-(WFLT[-1]+WFLT[-2])*IWBU[-1])*0.5
         + 0.15*((WPDB[-1]+WPDB[-2])*0.5*IWDE[-1]
                +(WBLP[-1]+WBLP[-2])*0.5*IWLO[-1]
                -(WALP[-1]+WALP[-2])*0.5*IWBZ
                -(WGLP[-1]+WGLP[-2])*0.5*IWBZ[-1]
                -(WPBZ[-1]+WPBZ[-2])*0.5*IWBZ
                +(WHBZ[-1]+WHBZ[-2])*0.5*IWBZ
                +(WRBZ[-1]+WRBZ[-2])*0.5*IWBZ
                +(WZBR[-1]+WZBR[-2])*0.5*IWBZ
                -(WTLF[-1]+WTLF[-2])*0.5*IWBU[-1]
                +(WZBF[-1]+WZBF[-2])*0.5*IWBU[-1]
                +(WFLP[-1]+WFLP[-2])*0.5*IWBU[-1]
                +(WFLH[-1]+WFLH[-2])*0.5*IWBU[-1]
                +(WFLT[-1]+WFLT[-2])*0.5*IWBU[-1]-TIPP2[-1])+TIPP2[-1]
         - TIOV - TIOR + TIFOU + TONO[-1]
```

Denne rent illustrative relation har en tilfredsstillende historisk forklaringsevne, hvilket bl.a. fremgår af nedenstående figur. Det kan bemærkes, at forklaringsevnen ikke er særlig følsom over for mindre ændringer i afdragsandelen (0.1-0.2).

Figur 3.1. Den private ikke-finansielle sektors netto-renteindtægter



Den eksplicitte relation for *Tipp2* skal, som nævnt, kun opfattes som illustrativ, idet den kun er gyldig for identiske afdragsandele i de enkelte sektorer. Når den reelle forklaringsevne for *Tipp2* skal vurderes, bør man derfor i stedet se på summen af alle de øvrige relationers residualer regnet med fortegn (der er naturligvis ikke noget fejlbidrag fra de eksogene størrelser *Tiov, Tior, Tifou* eller $Tono_{-1}$):

$$
\begin{aligned}
fejl_{Tipp2} &= fejl_{Tipn} - fejl_{Tinn} - fejl_{Tii} - fejl_{Tibn} \\
&= fejl_{Tien} - fejl_{Tion} - fejl_{Tinn} - fejl_{Tii} - fejl_{Tibn} \\
&= fejl_{Tien}\,((fejl_{Tisii} + fejl_{Tisiu} + fejl_{Tiki} + fejl_{Tifoi}) \\
&\quad - (fejl_{Tisiu} + fejl_{Tisuu} + fejl_{Tiku})) - fejl_{Tinn} - fejl_{Tii} - fejl_{Tibn}
\end{aligned}
$$

Nedenstående tabel viser den historiske forklaringsevne for *Tipp2*-relationen beregnet med udgangspunkt i denne fejl-beregning:

Tabel 3.1. Historisk forklaringsevne.
Den private ikke-finansielle sektors netto-renteindtægter

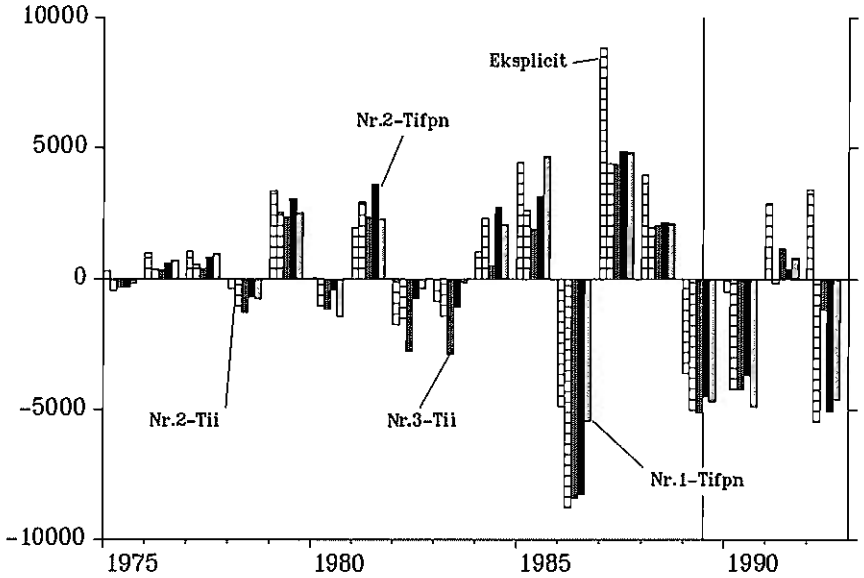
	$RMSE_{80\text{-}91}$	$RMSE_{75\text{-}91}$
Nuværende relationer (*Tifpn*)	3370	2947
Nye forslag:		
Tien-relation: "NR1", *Tii*-relation	3441	2951
**Tien*-relation: "NR2", *Tii*-relation	3747	3222
**Tien*-relation: "NR3", *Tii*-relation	3714	3190
**Tien*-relation: "NR1", *Tifpn*-relation	3373	2918
**Tien*-relation: "NR2", *Tifpn*-relation	3675	3189
Tien-relation: "NR3", *Tifpn*-relation	3591	3112
*Eksplicit *Tipp2*-relation ("NR3", *Tii*)	3731	3258

Anm.: Residualerne fra de med * markerede forslag er vist i nedenstående figur
"NR1" .. "NR3" henviser til, hvilken *Tien*-relation, der er anvendt (jf. afsnit 2.11)
NR1: *Ken*-udtryk fast forrentet, særbehandling af *Wnvf*, *Wfll* og *Wfbz*
NR2: *Ken*-udtryk variabelt forrentet, særbehandling af *Wnvf*, *Wfll* og *Wfbz*
NR3: Anvendelse af de enkelte finansielle fordringer (ej *Ken*)
Tii indikerer, at forslaget til direkte modellering af *Tii* er anvendt (jf. afsnit 2.9)
Tifpn indikerer, at forslaget til *Tifpn* er anvendt, hvorefter opregning til fejl på *Tii* er foretaget som følger: $fejl_{Tii} = ktii_{-1} \cdot fejl_{Tifpn}$.

Det fremgår, at den gennemsnitlige historiske fejl er i størrelsesordenen 3-3.5 mia. kr., hvilket kan sammenlignes med $RMS_{80\text{-}91}(Tipp2 - Tipp2_{-1}) = 5649$ mio. kr. Det fremgår endvidere, at forklaringsevne stort set ikke påvirkes af, hvorvidt *Tii*- eller *Tifpn*-modelleringen vælges; til gengæld ses, at vælges forslaget til *Tien*-relation, hvor udlandsgælden antages fast forrentet ("NR1") fås en lidt bedre forklaringsevne. Endelig fremgår det, at både de nuværende relationer og den illustrative eksplicitte formulering af en *Tipp2*-relation giver historiske fejl i samme størrelsesorden som de øvrige.

I omstående figur er fejlene for de i tabellen *-markerede formuleringer vist:

Figur 3.2. Den private ikke-finansielle sektors netto-renteindtægter. Residualer



Alt i alt må beskrivelsen af *Tipp2* siges at være tilfredsstillende, og generelt ses, at fejlene har samme fortegn og samme størrelsesorden uanset konkret valg af modellering. Specielt bemærkes, at den eksplicitte formulering skiller sig ud ved en meget stor fejl i 1987; ser man bort fra denne, ville denne relation generelt have de mindste fejl. Hvad angår forslaget, hvor *Ken* indgår som fast forrentet, "*NR1-Tifpn*", ses det, at den lidt mindre RMSE væsentligst kan tilskrives en mindre fejl i 1986; ser man bort fra denne observation, forklarer relationen ikke den stedfundne udvikling bedre end de øvrige relationer.

4. Afslutning

I papiret er gjort de indledende forsøg på at trække grundskitsen ned over alle rentestrømsrelationerne. Det har vist sig, at dette ikke giver anledning til væsentlige problemer, og at den beskrivelse af *Tipp2*, der implicit følger heraf, er tilfredsstillende. De løse ender, der skal samles op på, er primært et valg omkring formulering af renteindtægterne i "Forsikringsselskaber og pensionskasser" (*Tifpn/Tii*) og omkring formuleringen af renteindtægterne fra udlandet, *Tien* (brug af *Ken* eller ej). Herudover kan det enkelte steder overvejes, hvorvidt antagelserne om, hvad der er fast, og hvad der er variabelt forrentet og hvorvidt antagelserne om, hvilke rentesatser der er relevante for de enkelte fordringer, er velvalgte. Endelig skal det besluttes, om vi kan acceptere, at enkelte, små (og eksogene) fordringer udelades fra rentestrømsrelationerne. Man kan med lidt fantasi forestille sig, at brugere foretager eksperimenter, hvor en sektor omlægger fra én eksogen fordringstype (der er medtaget i relationerne) til en anden eksogen fordring (der er udeladt), hvilket unægtelig vil give anledning til besynderlige effekter på rentestrømmene.

Bilag 1. Forslag til nye relationer

```
TISII  = ((WGBZ-WGBZ[-1])*IWBZ+(WGBZ[-1]-WGBZ[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + ((WGLL+WGLL[-1])*IWBZ-(WGLL[-1]+WGLL[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + ((WGLP+WGLP[-1])*IWBZ-(WGLP[-1]+WGLP[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + ((WGLN+WGLN[-1])*(IWDI-.02)-(WGLN[-1]+WGLN[-2])*(IWDI[-1]-.02))*0.5
       + 0.1*((WGLN[-1]+WGLN[-2])*0.5*(IWDI[-1]-.02)
            +(WGBZ[-1]+WGBZ[-2])*0.5*IWBZ
            +(WGLP[-1]+WGLP[-2])*0.5*IWBZ[-1]
            +(WGLL[-1]+WGLL[-2])*0.5*IWBZ[-1]-TISII[-1])
       + TISII[-1]

TISIU  = ((WGLKF-WGLKF[-1])*IWBU*0.25+(WGLKF[-1]-WGLKF[-2])*IWBU[-1]*0.25)*0.5
       + 0.10*((WGLKF[-1]+WGLKF[-2])*0.5*IWBU*0.25-TISIU[-1])
       + TISIU[-1]

TIKI   = ((WLDB+WLDB[-1])*IWDE-(WLDB[-1]+WLDB[-2])*IWDE[-1])*0.5
       + ((WLBZ-WLBZ[-1])*IWBZ+(WLBZ[-1]-WLBZ[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + 0.10*((WLDB[-1]+WLDB[-2])*0.5*IWDE[-1]
            +(WLBZ[-1]+WLBZ[-2])*0.5*IWBZ-TIKI[-1])
       + TIKI[-1]

TIFOI  = ((WOBZ-WOBZ[-1])*IWBZ+(WOBZ[-1]-WOBZ[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + 0.10*((WOBZ[-1]+WOBZ[-2])*0.5*IWBZ[-1]-TIFOI[-1])
       + TIFOI[-1]

TISUI  = ((WZBG-WZBG[-1])*IWBZ+(WZBG[-1]-WZBG[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + 0.20*((WZBG[-1]+WZBG[-2])*0.5*IWBZ-TISUI[-1])
       + TISUI[-1]

TISUU  = (((WFLKG-WFGV)-(WFLKG[-1]-WFGV[-1]))*IWBU
         +((WFLKG[-1]-WFGV[-1])-(WFLKG[-2]-WFGV[-2]))*IWBU[-1])*0.5
       + ((WFGV+WFGV[-1])*IWBU-(WFGV[-1]+WFGV[-2])*IWBU[-1])*0.5
       + KWFGA*((WFLKG[-1]-WFGV[-1]+WFLKG[-2]-WFGV[-2])*0.5*IWBU
            +(WFGV[-1]+WFGV[-2])*0.5*IWBU[-1]-TISUU[-1])
       + TISUU[-1]

TIKU   = ((WGLL+WGLL[-1])*IWBZ-(WGLL[-1]+WGLL[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + ((WBLL+WBLL[-1])*IWLO-(WBLL[-1]+WBLL[-2])*IWLO[-1])*0.5
       + ((WALL-WALL[-1])*IWBZ+(WALL[-1]-WALL[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + ((WFLL+WFLL[-1])*IWBU-(WFLL[-1]+WFLL[-2])*IWBU[-1])*0.5
       + ((WZBL-WZBL[-1])*IWBZ+(WZBL[-1]-WZBL[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + 0.10*((WGLL[-1]+WGLL[-2])*0.5*IWBZ[-1]
            +(WBLL[-1]+WBLL[-2])*0.5*IWLO[-1]
            +(WFLL[-1]+WFLL[-2])*0.5*IWBU[-1]
            +(WALL[-1]+WALL[-2])*0.5*IWBZ
            +(WZBL[-1]+WZBL[-2])*0.5*IWBZ-TIKU[-1])
       + TIKU[-1]

TIBN   = ((WBLP+WBLP[-1])*IWLO-(WBLP[-1]+WBLP[-2])*IWLO[-1])*0.5
       + ((WBLL+WBLL[-1])*IWLO-(WBLL[-1]+WBLL[-2])*IWLO[-1])*0.5
       - ((WPDB+WPDB[-1])*IWDE-(WPDB[-1]+WPDB[-2])*IWDE[-1])*0.5
       - ((WLDB+WLDB[-1])*IWDE-(WLDB[-1]+WLDB[-2])*IWDE[-1])*0.5
       - ((WNLB+WNLB[-1])*IWNZ-(WNLB[-1]+WNLB[-2])*IWNZ[-1])*0.5
       + ((WBDN+WBDN[-1])*IWNZ-(WBDN[-1]+WBDN[-2])*IWNZ[-1])*0.5
       + ((WBDSN+WBDSN[-1])*IWNZ-(WBDSN[-1]+WBDSN[-2])*IWNZ[-1])*0.5
       + ((WBBZ-WBBZ[-1])*IWBZ+(WBBZ[-1]-WBBZ[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + ((WIBZ-WIBZ[-1])*IWBZ+(WIBZ[-1]-WIBZ[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + 0.20*((WBLP[-1]+WBLP[-2])*0.5*IWLO[-1]
            +(WBLL[-1]+WBLL[-2])*0.5*IWLO[-1]
            -(WPDB[-1]+WPDB[-2])*0.5*IWDE[-1]
            -(WLDB[-1]+WLDB[-2])*0.5*IWDE[-1]
            -(WNLB[-1]+WNLB[-2])*0.5*IWNZ[-1]
            +(WBDN[-1]+WBDN[-2])*0.5*IWNZ[-1]
            +(WBDSN[-1]+WBDSN[-2])*0.5*IWNZ[-1]
            +(WBBZ[-1]+WBBZ[-2])*0.5*IWBZ
            +(WIBZ[-1]+WIBZ[-2])*0.5*IWBZ -TIBN[-1])
       + TIBN[-1]


TIFPN  = ((WALL-WALL[-1])*IWBZ+(WALL[-1]-WALL[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + ((WALP-WALP[-1])*IWBZ+(WALP[-1]-WALP[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + ((WABZ-WABZ[-1])*IWBZ+(WABZ[-1]-WABZ[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + 0.10*((WALL[-1]+WALL[-2])*0.5*IWBZ
            +(WALP[-1]+WALP[-2])*0.5*IWBZ
            +(WABZ[-1]+WABZ[-2])*0.5*IWBZ-TIFPN[-1])
       + TIFPN[-1]
```

```
TII    = ((WALL-WALL[-1])*IWBZ+(WALL[-1]-WALL[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + ((WALP-WALP[-1])*IWBZ+(WALP[-1]-WALP[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + ((WSBZ-WSBZ[-1])*IWBZ+(WSBZ[-1]-WSBZ[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + ((WABZ-WABZ[-1])*IWBZ+(WABZ[-1]-WABZ[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + 0.10*((WALL[-1]+WALL[-2])*0.5*IWBZ
              +(WALP[-1]+WALP[-2])*0.5*IWBZ
              +(WSBZ[-1]+WSBZ[-2])*0.5*IWBZ
              +(WABZ[-1]+WABZ[-2])*0.5*IWBZ-TII[-1])
       + TII[-1]

TINN   = ((WNVF+WNVF[-1])*IWBU-(WNVF[-1]+WNVF[-2])*IWBU[-1])*0.5
       + ((WNLB+WNLB[-1])*IWNZ-(WNLB[-1]+WNLB[-2])*IWNZ[-1])*0.5
       - ((WBDN+WBDN[-1])*IWNZ-(WBDN[-1]+WBDN[-2])*IWNZ[-1])*0.5
       - ((WBDSN+WBDSN[-1])*IWNZ-(WBDSN[-1]+WBDSN[-2])*IWNZ[-1])*0.5
       - ((WGLN+WGLN[-1])*(IWDI-.02)-(WGLN[-1]+WGLN[-2])*(IWDI[-1]-.02))*0.5
       + ((WNBZ-WNBZ[-1])*IWBZ+(WNBZ[-1]-WNBZ[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + 0.1*((WNVF[-1]+WNVF[-2])*0.5*IWBU[-1]
             +(WNLB[-1]+WNLB[-2])*0.5*IWNZ[-1]
             -(WBDN[-1]+WBDN[-2])*0.5*IWNZ[-1]
             -(WBDSN[-1]+WBDSN[-2])*0.5*IWNZ[-1]
             -(WGLN[-1]+WGLN[-2])*0.5*(IWDI[-1]-.02)
             +(WNBZ[-1]+WNBZ[-2])*0.5*IWBZ -TINN[-1])
       + TINN[-1]
```

Tien "NR2":

```
TIEN=  TISIU-TISUU
     + (((KEN+WFLKG-WGLKF+WFBZ-WNVF+WFLL)
        -(KEN[-1]+WFLKG[-1]-WGLKF[-1]+WFBZ[-1]-WNVF[-1]+WFLL[-1]))*IWBU
       -((KEN[-1]+WFLKG[-1]-WGLKF[-1]+WFBZ[-1]-WNVF[-1]+WFLL[-1])
        +(KEN[-2]+WFLKG[-2]-WGLKF[-2]+WFBZ[-2]-WNVF[-2]+WFLL[-2]))*IWBU[-1])*0.5
     - ((WFBZ-WFBZ[-1])*IWBZ+(WFBZ[-1]-WFBZ[-2])*IWBZ[-1])*0.5
     + ((WNVF+WNVF[-1])*IWBU-(WNVF[-1]+WNVF[-2])*IWBU[-1])*0.5
     - ((WFLL+WFLL[-1])*IWBU-(WFLL[-1]+WFLL[-2])*IWBU[-1])*0.5
     + 0.20*(((KEN[-1]+WFLKG[-1]-WGLKF[-1]+WFBZ[-1]-WNVF[-1]+WFLL[-1])
        +(KEN[-2]+WFLKG[-2]-WGLKF[-2]+WFBZ[-2]-WNVF[-2]+WFLL[-2]))*0.5*IWBU[-1]
        -(WFBZ[-1]+WFBZ[-2])*0.5*IWBZ
        +(WNVF[-1]+WNVF[-2])*0.5*IWBU[-1]
        -(WFLL[-1]+WFLL[-2])*0.5*IWBU[-1]
        -(TIEN[-1]-TISIU[-1]+TISUU[-1]))
     + (TIEN[-1]-TISIU[-1]+TISUU[-1])
```

Tien "NR3":

```
TIEN   = ((WZBF-WZBF[-1])*IWBU+(WZBF[-1]-WZBF[-2])*IWBU[-1])*0.5
       - ((WFBZ-WFBZ[-1])*IWBZ+(WFBZ[-1]-WFBZ[-2])*IWBZ[-1])*0.5
       + ((WTLF+WTLF[-1])*IWBU-(WTLF[-1]+WTLF[-2])*IWBU[-1])*0.5
       - ((WFLT+WFLT[-1])*IWBU-(WFLT[-1]+WFLT[-2])*IWBU[-1])*0.5
       - ((WFLH+WFLH[-1])*IWBU-(WFLH[-1]+WFLH[-2])*IWBU[-1])*0.5
       - ((WFLP+WFLP[-1])*IWBU-(WFLP[-1]+WFLP[-2])*IWBU[-1])*0.5
       + ((WNVF+WNVF[-1])*IWBU-(WNVF[-1]+WNVF[-2])*IWBU[-1])*0.5
       - ((WFLL+WFLL[-1])*IWBU-(WFLL[-1]+WFLL[-2])*IWBU[-1])*0.5
       + 0.2*((WZBF[-1]+WZBF[-2])*0.5*IWBU
             -(WFBZ[-1]+WFBZ[-2])*0.5*IWBZ
             +(WTLF[-1]+WTLF[-2])*0.5*IWBU[-1]
             -(WFLT[-1]+WFLT[-2])*0.5*IWBU[-1]
             -(WFLH[-1]+WFLH[-2])*0.5*IWBU[-1]
             -(WFLP[-1]+WFLP[-2])*0.5*IWBU[-1]
             +(WNVF[-1]+WNVF[-2])*0.5*IWBU[-1]
             -(WFLL[-1]+WFLL[-2])*0.5*IWBU[-1]
             -(TIEN[-1]-TISIU[-1]+TISUU[-1]))
       + TIEN[-1]-TISIU[-1]+TISUU[-1]+TISIU-TISUU
```

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

John Smidt

Arbejdspapir*

19. august 1993

Rentestrømsrelationerne: Grundskitse og tolkninger

Resumé:

Principperne bag bestemmelsen af rentestrømmene i ADAM beskrives, og der foreslås en mindre korrektion af den hidtil anvendte funktionsform. Konsekvensen for residualbestemmelsen af én sektors rentestrøm diskuteres. Det vises, at denne sektors rentestrøm generelt ikke *kan skrives som en simpel funktion af sektorens egen formue. Det dynamiske forløb for den residualt bestemte rentestrøm er påvirket af, at afdragsandelene tillades at variere mellem sektorerne, og kun i tilfældet med identiske afdragsandele bliver tolkningen af residualrentestrømmen helt enkel.*
Der lægges i papiret op til, at der i modelleringen af rentestrømmene fremover opereres med to (og kun to) afdragsandele – en kort og en lang – og at grundskitsens funktionsform tvinges ned over alle relationerne. Herved sikres indbyrdes konsistens mellem relationerne og tolkningen af den residualbestemte rentestrømsrelation bliver relativt enkel.

rente_1.jsm

Nøgleord: rentestrømme sektorafgrænsning identitet dynamik nettofordringserhvervelse

1. Indledning

Den nuværende modellering af rentestrømmene tager udgangspunkt i en eksplicit modellering af alle sektorers rentestrømme undtagen én. Alle relationerne indeholder en opsplitning i variabelt og fast forrentede fordringer. Herved tages højde for den specielle dynamik, der skyldes den sidstnævnte type fordringer (langsom tilpasning af rentestrøm i forbindelse med ændring i renteniveauet for de fastforrentede fordringer).

Den sidste sektor – den sektor, der ikke modelleres eksplicit – er bestemt residualt med udgangspunkt i identiteten: $\sum$ renteudgifter = $\sum$ renteindtægter. Desværre kan rentestrømmen i residualsektoren generelt ikke skrives på samme (let fortolkelige) måde som de eksplicit modellerede rentestrømme. Tolkningen af den dynamiske udvikling i rentestrømmen for residualsektoren bliver herved vanskeliggjort, hvilket naturligvis ikke bliver bedre af, at alle fejl og inkonsistenser i relationerne for de øvrige sektorer ender i residualsektoren. Konkret er residualsektoren den private ikke-finansielle sektor.[1]

I dette papir diskuteres en række principielle problemstillinger i forbindelse med formuleringen af rentestrømmene. I afsnit 2 præsenteres grundskitsen for rentestrømsrelationerne og en række problemer ridses op. I de følgende afsnit behandles sammenhængen mellem relationerne, herunder specielt hvorledes den residualt bestemte rentestrøms dynamiske egenskaber kan tolkes. Konkret fremhæves tilfældet, hvor afdragsandelene er forskellige mellem sektorerne. Det konstateres, at den residualt bestemte rentestrøm i dette tilfælde ikke kan skrives som en simpel funktion af rentesatser og sektorens egne fordringer. I afsnit 5 lægges op til en tolkning af de skitserede problemer, der indebærer, at der bør opereres med to (og kun to) afdragsandele i rentestrømsligningerne.

2. Grundskitsen for relationerne for rentestrømmen

I modelgruppepapir *Om rentestrømme* (John Smidt 9. januar 1992) blev følgende specifikation, der i store træk er af samme form som rentestrømsrelationerne i den nuværende version af ADAM, foreslået:[2]

$$\begin{aligned} T = \; & T_{-1} \\ & + \left(\tfrac{1}{2}\cdot(Wv+Wv_{-1})\right)\cdot iv \; - \; \left(\tfrac{1}{2}\cdot(Wv_{-1}+Wv_{-2})\right)\cdot iv_{-1} \\ & + \tfrac{1}{2}\cdot\left((Wf-Wf_{-1})\cdot if \; + \; (Wf_{-1}-Wf_{-2})\cdot if_{-1}\right) \\ & + a\cdot\left[Wf_{-1}\cdot if \; + Wv_{-1}\cdot iv \; - \; T_{-1}\right] \end{aligned} \tag{1}$$

[1]De seneste modelgruppepapirer om rentestrømme er: *Rettelse af rentestrømsrelationer, oktober 1991* (Morten Malle Pedersen og John Smidt 23. januar 1992), *Om rentestrømme* (John Smidt 9. januar 1992) og *Rentestrømme i ADAM* (Carsten Boldsen Hansen 18. januar 1991).

[2]I praksis er der en række afvigelser fra skitsen, hvoraf de fleste dog er mindre væsentlige. Afvigelserne fra skitsen vedrører bl.a. dateringerne.

T er den betragtede sektors renteindtægt (eller -udgift), Wv er sektorens variabelt forrentede fordringer, iv er den tilhørende rentesats, Wf er sektorens fast forrentede fordringer og if er den faste rentesats; a er afdragsandelen, der normalt opfattes som en fast parameter. I praksis udgøres de fast forrentede fordringer, Wf, af obligationer, mens de variabelt forrentede udgøres af en række forskellige fordringer (med hver deres tilknyttede rentesats).

Relationen forklarer ændringer i den betragtede rentestrøm. 2. linie beskriver ændringer i rentestrømmen vedr. den variabelt forrentede del af formuen, hvilket både kan tilskrives ændringer i formuen og ændringer i rentesatsen. 3. linie beskriver ændringen i rentestrømmen som følge af erhvervelse af fast forrentede fordringer. Endelig beskriver 4. linie afdragsleddet. Afdragsleddet dækker over den ændring i rentestrømmen, der kan tilskrives at en del af den fast forrentede formue afdrages og genplaceres til det aktuelle renteniveau. Via afdragsleddet sikres, at den langsigtede "identitet", $T = W \cdot i$, er opfyldt. For en nærmere tolkning af relationen henvises til modelgruppepapiret.

Som beskrevet i modelgruppepapiret kan det opfattes som et problem, at afdragsleddet virker på *hele* formuen, ikke bare på den fast forrentede del. Dette indebærer, at dynamikken efter en ændring i den variable rente ikke beskrives 100% korrekt. I praksis er der kun tale om begrænsede problemer, men følgende lille revision skal alligevel foreslås:

$$\begin{aligned} T = \quad & T_{-1} \\ & + \left(\tfrac{1}{2}\cdot(Wv+Wv_{-1})\right)\cdot iv \;-\; \left(\tfrac{1}{2}\cdot(Wv_{-1}+Wv_{-2})\right)\cdot iv_{-1} \\ & + \tfrac{1}{2}\cdot\left((Wf-Wf_{-1})\cdot if \;+\; (Wf_{-1}-Wf_{-2})\cdot if_{-1}\right) \\ & + a\cdot\left[\tfrac{1}{2}\cdot\left(Wf_{-1}+Wf_{-2}\right)\cdot if \;-\; \left(T_{-1}-\tfrac{1}{2}\cdot\left(Wv_{-1}+Wv_{-2}\right)\cdot iv_{-1}\right)\right] \end{aligned} \qquad (2)$$

eller lidt kortere:

$$\begin{aligned} D(T) = \quad & D\left(Wv_{-1/2}\cdot iv\right) \\ & + \left(D(Wf)\cdot if\right)_{-1/2} \\ & + a\cdot\left[Wf_{-3/2}\cdot if \;-\; \left(T_{-1}-Wv_{-3/2}\cdot iv_{-1}\right)\right] \end{aligned} \qquad (3)$$

I forhold til modelgruppepapiret er der udelukkende tale om en præcision af dateringerne i afdragsleddet. *For det første* optræder den fast forrentede formue i (3) som den laggede medioformue, dvs. lagget 3/2 og ikke som primo-formuen. Herved sikres en "korrekt", dynamisk beskrivelse af rentestrømmen i forbindelse med ændringen i denne formuekomponent; se evt. bilag 1. *For det andet* er dateringen af leddet vedr. rentebetalingen på den variabelt forrentede formue ændret (og leddet er af fremstillingsmæssige hensyn flyttet). Ved den angivne datering reduceres den laggede rentestrøm med sidste periodes rentestrøm vedr. den variabelt forrentede formue (nemlig den laggede rente gange den laggede medioformue). Hermed vedrører afdragsleddet – både hvad angår rentestrøm og formueudtryk – effektivt kun den fast forrentede del.

Rentestrømsrelationerne af typen (3) har umiddelbart let-tolkelige egenskaber

på både kort og langt sigt. I bilag 1 er bragt en række stiliserede eksempler, der viser, at specifikationen fungerer "korrekt" for den enkelte sektor. Rentestrømsrelationer af typen (3) kan opstilles for alle sektorerne og kan beskrive enten netto- eller brutto-rentestrømme. For at sikre, at identiteterne er overholdt, bliver én rentestrøm bestemt residualt som minus summen af de øvrige.

I den resterende del af papiret behandles primært problemerne omkring sammenhængen mellem rentestrømsrelationerne, herunder specielt forhold vedr. den residualbestemte relation. Inden denne behandling afrundes dette afsnit med en opridsning af en række andre problemer; dette har nærmest karakter af en "huskeliste":

a) I henhold til (3) antages implicit (jf. dateringerne), at fordringerne erhverves jævnt hen over året. I det omfang dette ikke sker vil bestemmelsen af rentestrømmene være fejlbehæftet. Hvis fx en sektors erhvervelse af fast forrentede fordringer sker ultimo året (til årets gennemsnitlige rentesats), da vil følgende datering måske være mere "korrekt" (afdragsleddets dateringer skal måske også ændres?):

$$\begin{aligned} D(T) = \; & D(Wv_{-1/2} \cdot iv) \\ & + (D(Wf) \cdot if)_{-1} \\ & + a \cdot \left[Wf_{-3/2} \cdot if - \left(T_{-1} - Wv_{-3/2} \cdot iv_{-1} \right) \right] \end{aligned}$$

Sådanne ændringer i dateringerne i forhold til grundskitsen må naturligvis dels være afstemt inden for sektoren selv (er der tale om nettofordringserhvervelse eller om rene porteføljeomlægninger), dels må man være bevidst om den implicitte konsekvens for fordringserhvervelsen i den residualt bestemte sektor. For at en sådan ændring i dateringerne kan komme på tale er det endvidere væsentligt, at der er tale om *systematiske* (mere eller mindre institutionelt betingede) mønstre i den dynamiske profil. Man kan meget let forestille sig, at sådanne ad hoc ændringer i dateringerne forbedrer den historiske forklaringsevne (hvis der *tilfældigvis* har været nogle år, hvor porteføljebevægelserne ikke er sket jævnt over året): I disse tilfælde bør man *ikke* ændre på dateringerne.

b) Til hver fordring knyttes i henhold til (3) en rente. Valget af rentesats kan være afgørende ikke mindst for den implicerede langsigtede rentestrøm. I det omfang en sektor opnår en over- eller undernormal forrentning, kan dette korrigeres enten ved en additiv eller multiplikativ justering af rentesatsen. Fx

$$\begin{aligned} D(T) = \; & D(Wv_{-1/2} \cdot iv) \\ & + (D(Wf) \cdot (if + .01))_{-1/2} \\ & + a \cdot \left[Wf_{-1/2} \cdot (if + .01) - \left(T_{-1} - Wv_{-3/2} \cdot iv_{-1} \right) \right] \end{aligned}$$

c) Hver enkelt sektors formue består af en lang række aktiver og passiver, hvoraf de væsentligste formodes at indgå i ADAMs databank. Imidlertid er den grundlæggende statistik for rentestrømmene hhv. formuestørrelserne ret dårligt (eller slet ikke) afstemt (nationalregnskab respektivt finansiel databank). Som følge heraf kan der opstå afvigelser

mellem den observerede og den postulerede rentestrøm. Et konkret eksempel på en "manglende" formuepost er aktier, der netop ikke indgår i databanken, men hvis afkast optræder i nationalregnskabets "Renter og udbytter". En løsning kan i de tilfælde, hvor man er i besiddelse af information, være en ad hoc korrektion af formuestørrelserne.

d) Af forenklingshensyn kan det være formålstjenligt at se bort fra en række mindre formueposter. For at dette er "tilladeligt" kræves imidlertid, at de pågældende poster både er "små" historisk, og "små" i model-eksperimenter. Det sidste kan være vanskeligt at sikre sig, ikke mindst da en række af disse små fordringer er eksogene. En konsekvent holdning ville være at droppe (eller evt. konsolidere) alle "små", eksogene fordringer i modellen (og ikke bare i rentestrømsrelationerne).

f) I henhold til (3) skal hver enkelt fordring karakteriseres som enten fast eller variabelt forrentet. I enkelte tilfælde vil denne opdeling ikke være indlysende.

g) Afdragsandelen må opfattes som en approksimation til en "sand" afdragsprofil. Afdragsandelen kendes kun sjældent og må derfor postuleres under hensyntagen til dels forklaringsevne, dels viden om den betragtede sektors porteføljes varighed. For næsten alle sektorer antages afdragsandelen at være konstant, men i praksis vil den sandsynligvis variere over tid. I de nuværende rentestrømsrelationer er det kun statens afdragsandel, der er "kendt" og tillades at variere. Anvendelsen af denne information gør sandsynligvis modelleringen af denne rentestrøm mere "korrekt", men prisen er bl.a., at variationen slår ud i residualsektoren.

h) "Identiteten", at rentestrøm er lig rente gange formue – $T=i\cdot W$ – gælder for rentestrøm målt som rentebetalinger, rente målt som pålydende rente og formue opgjort til nominel værdi. I overensstemmelse med nationalregnskabspraksis opgøres rentestrømmene i ADAM som rentebetalinger med tillæg af fordelte emmissionskurstab/-gevinster. Rentesatserne i ADAM er effektive renter, og formuestørrelserne er opgjort som akkumuleret køb til kursværdi med tillæg af fordelte emmisionskurstab/-gevinster: Med disse definitioner vil "identiteten" normalt ikke være overholdt. Den nævnte "identitet" må imidlertid i modelsammenhæng opfattes som det eneste rimelige udgangspunkt.

3. Konsistens. Rentestrømme både som indtægt og udgift

Det er et oplagt krav til rentestrømsrelationerne, at de skal være konsistente – forstået på den måde, at enhver rentebetaling optræder to gange: Som indtægt for én sektor og som udgift for en anden. I det omfang, de ikke gør det, vil forskellen via residualbestemmelsen ende i den "sidste" sektors rentestrøm. Konsistenskravet stiller krav til anvendelsen af rentesatser, evt. bortvalg af små og betydningsløse fordringer samt til specifikation af dynamik på tværs af sektorerne. Specielt kravet om fælles dynamik kan give anledning til problemer.

De (principielt) lette tilfælde

I de tilfælde, hvor debitor- og kreditorsektor entydigt kan identificeres, og hvor dynamikken er simpel, er det ret enkelt at sikre sig, at konsistenskravet er overholdt. Dette er i praksis tilfældet for de fordringer, der kan antages at være variabelt forrentede. I henhold til (3) er dynamikken helt simpel for denne type fordringer, og da debitor- og kreditorsektor som hovedregel er fastlagt entydigt, er det ret let at holde styr på rentestrømmene på tværs af sektorerne. For denne type fordringer er det således principielt trivielt at sikre sig, at konsistenskravet er opfyldt, og det praktiske problem består derfor udelukkende i at fastlægge hvilken rentesats, der er relevant for den pågældende fordring.

Problemerne

Problemerne opstår på obligationsmarkedet, der hovedsagelig består af fast forrentede fordringer. Den væsentligste årsag til problemerne er, at dynamikken i de fast forrentede obligationer i forbindelse med en renteændring er mindre simpel end for de variabelt forrentede fordringer. I det omfang, dynamikken ikke specificeres identisk for debitor- og kreditorsektor, opstår inkonsistenser, der som nævnt ender i residualsektoren. Et andet problem ved obligationsmarkedet er, at ofte kan kun enten debitor- eller kreditorsektor identificeres.

Dynamikken i rentebetalingerne vedr. fast forrentede fordringer er jf. (3) hovedsagelig bestemt af afdragsandelen, der i de nuværende rentestrømsrelationer tillades at variere mellem sektorerne. De forskellige afdragsandele indebærer, at hastigheden, hvormed rentestrømmen i de enkelte sektorer tilpasser sig ændringer i renteniveauet, varierer. Den forskel, der herved implicit opstår mellem renteindtægter og -udgifter, bliver via residualbestemmelsen lagt i den "sidste" sektor. Det bør understreges, at konsistensproblemerne "kun" er et mellemfristet problem: På langt sigt kan alle rentestrømmene skrives som produktet af sektorens formue og de relevante rentesatser.

4. Afdragsandelenes betydning for residualsektorens rentestrøm

I den nuværende version af ADAM specificeres rentestrømsrelationer af formen (3) for de n-1 sektorer, mens den n'te sektor bestemmes residualt. Desværre kan den residualbestemte rentestrømsrelation, som nævnt, generelt *ikke* skrives som en simpel funktion af rentesatser og sektorens egne fordringer (og sektorens egen rentestrøm lagget). Dette vanskeliggør umiddelbart tolkningen af denne rentestrøm (fx kan den dynamiske tilpasning i rentestrømmen for denne sektor efter en ændring i renteniveauet være ikke-monoton). I næste afsnit gives dog et forsøg på tolkning.

For at forenkle fremstillingen ses der i det følgende eksempel bort fra ændringsleddene samt fra de variabelt forrentede fordringer. Da problemet med

den residualbestemte rentestrømsrelations dynamiske egenskaber udelukkende skyldes den dynamiske proces, der følger af afdragsleddet, mistes ingen væsentlig information ved at ignorere de nævnte led.

Rentestrømsrelationen (3) forenkles derfor af hensyn til fremstillingen til

$$T = T_{-1} + a\cdot\left[\tfrac{1}{2}\cdot\left(Wf_{-1}+Wf_{-2}\right)\cdot if - T_{-1}\right] \tag{4}$$

eller endnu kortere:

$$T = (1-a)\cdot T_{-1} + K \tag{5}$$

hvor $K = a\cdot\tfrac{1}{2}(Wf_{-1}+Wf_{-2})\cdot if)$. For god ordens skyld bemærkes, at langsigtsløsningen er "korrekt":

$$T = \frac{a}{(1-(1-a))}K = \frac{1}{a}K$$

$$= \tfrac{1}{2}\cdot(Wf_{-1}+Wf_{-2})\cdot if = Wf\cdot if$$

Betragt nu som eksempel 3 sektorers rentestrømme og antag, at de 2 kan skrives på den simple form (5), mens den 3. bestemmes residualt:

$$T^1 = (1-a^1)\cdot T^1_{-1} + K^1 \tag{6}$$

$$T^2 = (1-a^2)\cdot T^2_{-1} + K^2 \tag{7}$$

$$T^3 = -T^1-T^2 = -\left[\,(1-a^1)\cdot T^1_{-1} + K^1\right]-\left[\,(1-a^2)\cdot T^2_{-1} + K^2\right] \tag{8}$$

hvor toptegn angiver sektorbetegnelsen

Det fremgår af (8), at ligningen for den residualbestemte rentestrømsrelation *ikke* har samme form som de øvrige. Rentestrømmen er en funktion af rentestrømmen og fordringerne i de øvrige sektorer, og generelt kan identiteterne $\sum T^i = 0$ og $\sum Wf^i = 0$ ikke anvendes til at indsubstituere sektorens egen formue og/eller laggede rentestrøm.[3] Det skal dog bemærkes, at langsigtsniveauet for den residualt bestemte rentestrøm er den "korrekte" funktion af sektorens egen formue $Wf^3\cdot if$ (hvilket ses ved indsættelse af de langsigtede værdier for minus summen af T^1 og T^2).

---

[3] I specialtilfældet $a^1=a^2=a$ – altså hvor alle afdragsandele er ens – kan den sidste sektors rentestrøm skrives som en simpel funktion af rentesatser, sektorens egen rentestrøm lagget og sektorens egen formue:

$$T^3 = -\left[\,(1-a^1)\cdot T^1_{-1} + K^1\right]-\left[\,(1-a^2)\cdot T^2_{-1} + K^2\right]$$

$$= -(1-a)\cdot(T^1_{-1} + T^2_{-1})-(K^1+K^2)$$

$$= (1-a)\cdot T^3_{-1} + K^3$$

Det ses, at sektorens rentestrøm i dette tilfælde er af samme form som de eksplicit formulerede relationer. Specielt bemærkes, at $K^3 = -K^1-K^2 = -(Wf^1+Wf^2)\cdot i/a = Wf^3\cdot i\cdot a$.

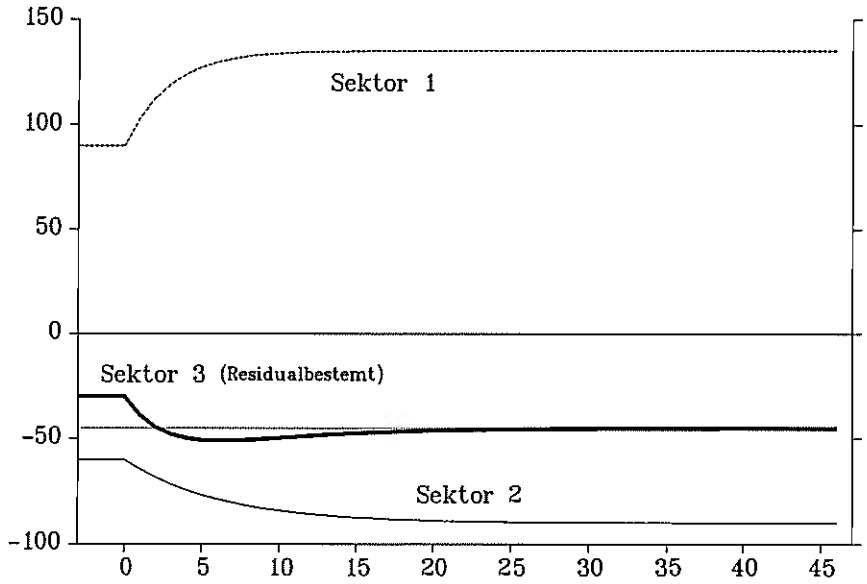
Tolkningen af den dynamiske tilpasning er som nævnt umiddelbart vanskelig. Nedenstående eksempel viser et tilfælde, hvor den residualt bestemte rentestrøm ikke tilpasser sig monotont fra ét langsigtsniveau til et andet. I eksemplet ændres rentesatsen for fast forrentede fordringer permanent med 50% i periode 0 (hvorved den *langsigtede* rentestrøm øges tilsvarende). Det afgørende i eksemplet er, at afdragsandelene *ikke* er identiske i de eksplicit formulerede rentestrømme.

Tabel 1. Beregningsgrundlag for eksempel.

Sektor	Afdragsandel	Langsigtet rentestrøm frem til periode 0	Langsigtet rentestrøm fra periode 0
Nummer 1	0.3	90	135
Nummer 2	0.15	-60	-90
Nummer 3 (residualbestemt)	Ubestemt	-30	-45

I nedenstående figur vises den dynamiske tilpasning for rentestrømmene i de 3 sektorer:

Figur 1. Eksempel på dynamik i rentestrømmene
Renten forøges permanent 50% i periode 0



Det fremgår af figuren, at tilpasningen i den residualbestemte sektors rentestrøm ikke er monoton, og det er på baggrund af figuren ret let at se, hvad der "går galt". Tilpasningen i den store, positive rentestrøm i sektor 1 er hurtigere end i den lille, negative i sektor 2. Udviklingen i den residualbestemte sektors rentestrøm bliver derfor på mellemlangt sigt primært et spejlbillede af den hurtige tilpasning i sektor 1. Da sektor 1's rentestrøm numerisk set er stor – og større end sektor 3's – bliver resultatet "overshooting" på mellemlangt sigt. Hvis antallet af sektorer (eller rettere antallet

af forskellige afdragsandele) øges, vil der opstå mulighed for yderligere "sving".

Det kan på baggrund af eksemplet intuitivt indses, at jo mindre den residualt bestemte rentestrøm er i forhold til de øvrige rentestrømme, jo større (risiko for) er der for overshooting. Hvis der således er store brutto-rentestrømme mellem de eksplicit formulerede sektorer, så øges residual-"problemet" (hvis de indblandede sektorer ikke har den samme afdragsandel). Et konkret eksempel kunne være en stor stigning i udlandets obligationsbeholdning modsvaret af et tilsvarende stort salg fra nationalbanken; dette eksempele er relevant i multiplikatoreksperimenter med eksogen rente.

5. Om tolkning af forskellige afdragsandele

Det er i den nuværende version af ADAM valgt at tillade forskellige afdragsandele i de forskellige sektorer; fx er afdragsandelen mindre i fondene, end den er i bankerne, afspejlende forskellig varighed (gennemsnitlig restløbetid) i obligationsbeholdningerne. Denne forskel i afdragsandel indebærer en langsommere tilpasning til ændringer i obligationsrenten i fx fondene end i bankerne. Hvis der ikke blev taget højde for disse forskelle i dynamisk profil kan det forventes, at forklaringsevnen vil blive ringere, og at der kan opstå systematiske problemer i forbindelse med overgang fra en historisk databank til fremskrivninger.

Tolkningen af, at sektorerne har forskellige afdragsandele, er imidlertid ikke ligetil inden for ADAMs rammer, hvor der formelt set kun opereres med én type obligationer (der er kun én (gennemsnitlig) obligationsrente).

Den tolkning, der ligger ligefor er desværre ikke særlig heldig. Man kunne således fristes til at opfatte den enkelte sektors afdragsandel som et udtryk for et gennemsnit af fx to typer obligationer – én lang og én kort. Problemet ved denne tolkning er, at hvis rentestrømmen vedr. hver af de to obligationstyper antages at kunne beskrives på en form som (3), så kan den samlede rentestrøm – summen af de to del-rentestrømme – *ikke* skrives på denne form, jf. (8)! Kun i det tilfælde, hvor afdragsandelen er den samme for de to obligationstyper kan man foretage en simpel aggregering – men så er der jo ikke megen grund til at operere med to typer!

En nok mere rimelig tolkning kunne være, at hver sektor (eller rettere hver afdragsandel) svarer til én type obligationer, og at hver sektor kun har denne ene type obligation (som aktiv eller passiv). Den eneste sektor, der kan have flere forskellige obligationer er residualsektoren. Med denne tolkning må residualsektorens netto-obligationsbeholdning bestå af en lang række obligationstyper, der afhængigt af de øvrige sektorers position, holdes som aktiver eller passiver.

I lyset af denne tolkning er den ikke-monotone tilpasning i residualsektorens

rentestrøm helt plausibel: Hvis tilpasningen i residualsektorens obligationsaktiver fx er meget hurtig, mens gælden tilpasser sig langsomt til ændringer i renteniveauet, så vil renteindtægter øges hurtigere end udgifter i tilfælde af en rentestigning; hvis renteindtægterne er tilstrækkeligt store vil netto-rentestrømmen kunne "overshoote" langsigtsniveauet.

Umiddelbart forekommer det som et problem ved denne tolkning, at kun residualsektoren kan have en "sammensat" obligationsportefølje, mens alle de øvrige sektorer logisk set må have "homogene" obligationsbeholdninger, jf. grundskitsen (3).

Spørgsmålet er imidlertid, om dette ikke kommer ret tæt på virkeligheden – netop når den private ikke-finansielle sektor bliver bestemt residualt. Forestiller man sig to (og kun to) typer obligationer, vil den naturlige opdeling være stats- hhv. realkreditobligationer. Denne opsplitning vil samtidig svare til "kort" og "lang" eller – i denne sammenhæng mere relevant – stor hhv. lille afdragsandel. I nedenstående tabel er en mulig stiliseret fordeling af disse to obligationstyper på sektorer vist sammen med nogle indikative tal fra den nye statistik fra værdipapircentralen:

Tabel 2. Fordeling af obligationsbeholdningen i de enkelte sektorer

Sektor	ADAM-navn	Stiliserede andele		Værdipapircentral-andel, ultimo 1992	
		Stat	Andet	Stat	Andet
Udland	*Wfbz*	100%	0%	ca. 85%	ca. 15%
Stat[1]	*Wgbz*	0%	100%	ca. 20%	ca. 80%
Off. fonde[1]	*Wobz*	0%	100%	ca. 20%	ca. 80%
Kommuner	*Wlbz*	0%	100%	ca. 35%	ca. 65%
Priv. fonde	*Wabz*	0%	100%	ca. 10%	ca. 90%
Banker	*Wbbz*	100%	0%	ca. 75%	ca. 25%
Nationalbank	*Wnbz*	0%	100%	ca. 20%	ca. 80%
Priv. ikke-finansiel sektor[2]	*Wpbz*	?%	?%	ca. 35%	ca. 65%

Anm. "Andet" indeholder foruden realkreditobligationer bl.a. kommuneobligationer, skibskreditobligationer, erhvervsobligationer samt tilsyneladende nogle udenlandske obligationer.

[1] Staten og offentlige fonde udskilles ikke i værdipapircentral-statistikken.

[2] Den samlede private ikke-finansielle sektor indeholder på aktiv-siden også realkreditinstitutionernes, skadeforsikringsselskabernes og hypotekbankens obligationsbeholdninger, mens realkreditobligationerne udgør passivsiden.

Tabel 2 lægger op til følgende stiliserede fordeling:

- Hele statens obl.gæld består af statsobligationer med afdragsandel a^1
- Udland og banker køber kun statspapirer, og deres afdragsandel er derfor også a^1
- Hele den private ikke-finansielle sektors obligations*gæld* er realkredit-

obligationer med afdragsandel a^2

- Staten (den sociale pensionsfond), kommuner, offentlige og private fonde samt nationalbanken køber kun realkreditpapirer, og deres afdragsandel er derfor a^2
- Den private ikke-finansielle sektor køber de stats- og realkreditpapirer, som de øvrige sektorer ikke køber. Denne sektor er altså den eneste med en sammensat portefølje. Med de her gjorte antagelser kan sektorens (implicitte) beholdning af (korte) statsobligationer bestemmes som: $Wp_{stat} = Wzbg - Wfbz - Wbbz$, mens beholdningen af (lange) realkredit obligationer er: $Wp_{real} = Wzbr + Wzbl - Wobz - Wabz - Wlbz - Wnbz$. Per definition gælder herved $Wpbz + Wsbz + Whbz + Wrbz = Wpbz_{stat} + Wpbz_{real}$

Den her skitserede struktur indebærer, at man kan opfatte den residualt bestemte rentestrøm som summen af to (ikke-observerbare) del-rentestrømme fra hhv. korte og lange obligationer. Det er i bilag 2 søgt vist, hvis disse (ikke-observerbare) rentestrømme skrives på den samme eksplicitte form som de øvrige rentestrømme, så er dette helt i overensstemmelse med at bestemme den samlede (observerbare) rentestrøm residualt.

En væsentlig konsekvens af den skitserede struktur bør bemærkes. Skitsen indebærer således, at den implicitte afdragsandel i residual-sektoren vil ændres, hvis to sektorer med forskellig afdragsandel udveksler obligationer. Et konkret eksempel kan være et eksperiment med eksogen rente, hvor udlandet køber store mængder obligationer, som i henhold til modelligningerne vil blive solgt af nationalbanken; denne operation ændrer ikke den private ikke-finansielle sektors obligationsbeholdning. Imidlertid indebærer ovenstående tolkning, at udlandet køber korte statsobligationer, mens nationalbanken sælger lange realkreditobligationer. For at de to ender kan mødes kræves, at den private ikke-finansielle sektor indgår som "mellemhandler" ved at købe realkredit-obligationer af nationalbanken og sælge statsobligationer til udlandet. Denne operation påvirker ikke sektorens samlede (observerbare) obligationsbehold-ning, men den implicitte afdragsandel vil være ændret væsentligt.

6. Det videre arbejde

Resultatet af gennemgangen i dette papir lægger op til følgende strategi for det videre arbejde:

1) Grundskitsen (3) tvinges ned over alle rentestrømsrelationerne. Evt. afvigelser fx vedr. dateringer skal være endog *meget* vel-begrundede.
2) Der opereres med to (og kun to) forskellige afdragsandele – svarende til én kort og én lang obligationstype. Tabel 2 indikerer ret tydeligt, hvilke sektorer, der skal tilordnes hvilke afdragsandel. Man kan overveje, hvorvidt de to afdragsandele skal indgå som variabler, således at ændringer i varigheden for de to typer

obligationer kan indlægges i fremskrivninger eller multiplikator-eksperimenter.

3) Den private ikke-finansielle sektor bibeholdes som residualsektor.

Med den skitserede strategi opnås, at relationerne for rentestrømmene for de enkelte sektorer er relativt enkle og fortolkelige – dvs. at de har veldefinerede egenskaber på både kort og lang sigt. Det opnås endvidere, at sammenhængen mellem rentestrømsrelationerne er veldefineret og konsistent, og tolkningen af udviklingen i den residualbestemte rentestrøm er relativt klar. Måske vil grundskitsens krav til dynamikken indebære problemer med den historiske forklaringsevne, hvilket evt. kan give problemer i forbindelse med overgang mellem statistikdækkede år og fremskrivninger. Generelt må den historiske forklaringsevne dog være underlagt hensynet til konsistens og fortolkelighed.

Et alternativ til den fremlagte strategi kunne være at tvinge alle afdragsandele til at være identiske. Herved kan residualsektorens rentestrøm skrives eksplicit op som en funktion af sektorens formue m.m., og man vil bl.a. sikre monoton tilpasning i alle rentestrømme. Det skønnes dog, at én afdragsandel vil være for kraftig en restriktion i forhold til data.

Et andet alternativ kunne være at modellere den sidste rentestrømsrelation eksplicit på samme form som de øvrige relationer (dvs. som (3)). Herved brydes identiteten mellem rentestrømmene (med mindre alle afdragsandele er ens) imidlertid, således at summen af sektorernes rentestrømme *ikke* er nul. I bilag 3 er vist et eksempel på konsekvensen af denne fremgangsmåde. Denne fremgangsmåde kan derfor ikke anbefales.

Endnu et alternativ kunne være at udnævne en anden sektor som residual – fx nationalbanken. Herved ville man lettere kunne styre udviklingen i den vigtige rentestrøm *Tipp2*. Det er imidlertid, jf. tabel 5, mindre oplagt, at nationalbanken skulle være den eneste sektor med "sammensat" obligationsbeholdning. Endvidere vil sandsynligheden for overshooting i denne sektors rentestrøm blive større.

I den mere ambitiøse ende af spektret kunne man forestille sig en modellering af rentestrømmene med udgangspunkt i en årgangsmodel. Dette ville dog indebære et bogholderi, der sandsynligvis ville overgå enhver rimelighed. Hvis det ambitiøse niveau skal holdes, er en mere fornuftig vinkel formentlig eksplicit at operere med fx to obligatonstyper (og rentestrømme heraf) for hver enkelt sektor. De to obligationstyper kunne modelleres eksplicit i den finansielle del af modellen, idet muligheden for to rentesatser ville være åben. Selv om denne løsning forekommer tiltrækkende er de datamæssige muligheder imidlertid begrænsede, og den nødvendige ressource-indsats betydelig.

Bilag 1. Grundskitsen for en rentestrømsrelation

I nedenstående tabel vises effekten af nogle stiliserede eksperimenter, når rentestrømmen modelleres som (3). Det skulle gerne fremgå, at relationen beskriver eksperimenterne "korrekt". "Modelligningen" er:

```
T = T[-1]
    + (0.5·(Wv+Wv[-1]))·iv-(0.5·(Wv[-1]+Wv[-2]))·iv[-1]
    + (0.5·(Wf-Wf[-1])·if)+(0.5·(Wf[-1]-Wf-[2])·if[-1])
    + 0.3·(0.5·(Wf[-1]+Wf[-2])·if  -  (T[-1]-0.5·(Wv[-1]+Wv[-2])·iv[-1]))
```

Afdragsandelen er arbitrært sat til 0.3. I det stiliserede eksempel har variablerne følgende værdier i udgangsforløbet:

Wv:	100000 kr.	*Wf*:	100000 kr.		
iv:	0.09	*if*:	0.10	*T*:	19000

Effekt på rentestrøm af ændringer i renter og formuer

	År 1	År 2	År 3	År 5	År 10	År 20	Uendelig
			Effekt på rentestrøm - kr.				
Variabel rente · 1.10	900	900	900	900	900	900	900
Fast rente · 1.10	300	510	657	832	972	999	1000
Variabel formue + 10.000 kr.	450	900	900	900	900	900	900
Fast formue + 10.000 kr.	500	1000	1000	1000	1000	1000	1000
			Effekt på rentestrøm - %[1]				
Variabel og fast rente · 1.10	6.3	7.4	8.2	9.1	9.9	10.0	10.0
Variabel og fast formue · 1.10	5.0	10.0	10.0	10.0	10.0	10.0	10.0

[1] Effekten er afhængig af rentestrømsrelationens størrelse i udgangsforløbet.

Fra tabellen bemærkes bl.a. følgende:

1) Effekten af at øge *iv* med 10% (= 0.009 %-point) er en øjeblikkelig forøgelse rentestrømmen på $0.009 \cdot Wv = 900$. Bemærk, at der *ikke* optræder "kortsigtsstøj" fra afdragsleddet.
2) Effekten af at øge *if* med 10% er 1. år lig med afdragsandelen$\cdot 0.010 \cdot Wf = 300$. Herefter øges effekten op imod langsigtsniveauet.
3) En forøgelse af *Wv* eller *Wf* på 10.000 kr. giver 1. år anledning ½·langsigtseffekten. Langsigtseffekten, der nås 2. år, er lig med ændringen i formuen gange rentesatsen. Baggrunden for, at effekten 1. år kun er det halve, er, at fordringserhvervelsen antages at ske jævnt over året.
4) Mens krone-effekten er uafhængig af rentestrømmens niveau i udgangsforløbet, vil %-effekterne afhænge af dette niveau. I eksemplet er rentestrømmen i udgangsforløbet lig med langsigtsniveuaet ($iv \cdot Wv + if \cdot Wf = 19000$). Øges begge formuer med 10% (= 10.000 kr.) forøges rentestrømmen 2. år med 1900 kr. (summen af 3. og 4. række), hvilket netop er lig med 10% – rentestrømmen er homogen af 1. grad. Hvis rentestrømmen i udgangsforløbet er forskellig fra langsigtsniveauet vil krone-effekten være den samme, men %-effekten vil afvige. På langt sigt vil rentestrømsrelationen dog under alle omstændigheder være homogen af 1. grad i både formuer og rentesatser, uafhængigt af udgangsforløbet.

Bilag 2. Fortolkning i tilfældet med *to* afdragsandele

Betragt følgende stiliserede situation, der er inspireret af tolkningen omkring tabel 2:

Udbudet af obligationer består af to typer obligationer:
Statsobligationer (fodtegn s), med afdragsandel = a_s
Realkreditobligationer (fodtegn r), med afdragsandel = a_r

Der er fire sektorer:

	Udbud	Beholdning
Sektor 1 (*Stat*)	W_s	
Sektor 2 (*Udland*)		W_s^2
Sektor 3 (*Fonde*)		W_r^3
Sektor 4 (*Private*)	W_r	$W_s^4 + W_r^4 = (W_s - W_s^2) + (W_r - W_r^3)$

Den private (residual) sektor holder altså alle de statsobligationer, der ikke holdes af udlandet og alle de realkreditobligationer, som ikke holdes af fondene. Den private sektors *netto*-obligationsbeholdning er: $-W_r + (W_s - W_s^2) + (W_r - W_r^3) = (W_s - W_s^2) - W_r^3$.

De tre første sektorers rente*indtægter* skrives i henhold til grundskitsen:

$$T^1 = T_{-1}^1 + a_s(-W_{s,-1}^1 \cdot i - T_{-1}^1)$$

$$T^2 = T_{-1}^2 + a_s(W_{s,-1}^2 \cdot i - T_{-1}^2)$$

$$T^3 = T_{-1}^3 + a_r(W_{r,-1}^3 \cdot i - T_{-1}^3)$$

Den 4. sektors renteindtægt er per definition:

$$T^4 = -T^1 - T^2 - T^3$$

Dette kan *ekvivalent*, men måske mere instruktivt, skrives som summen af to (ikke-observerbare) rentebetalinger vedr. hhv. stats- og realkreditobligationer:

$$T^4 = T_s^4 + T_r^4$$

hvor

$$T_s^4 = T_{s,-1}^4 + a_s(((W_{s,-1} - W_{s,-1}^2) \cdot i) - T_{s,-1}^4)$$
$$= T_{s,-1}^4 + a_s(W_{s,-1}^4 \cdot i - T_{s,-1}^4)$$
$$T_r^4 = T_{r,-1}^4 + a_r(-W_{r,-1}^3 \cdot i - T_{r,-1}^4)$$
$$= T_{r,-1}^4 + a_r(Wn_{r,-1}^4 \cdot i - T_{r,-1}^4)$$

hvor Wn_r^4 er lig sektor 4's *netto*-obligationsbeholdning = $W_r^4 - W_r$. Ved at indsætte de øvrige sektorers formueudtryk og rentestrømme kan man let overbevise sig om, at

$$T_s^4 = -T^1 - T^2$$

$$T_r^4 = -T^3$$

Bilag 3. Eksplicit bestemmelse af den sidste sektor

En eksplicit formulering af den sidste sektor i henhold til skitsen (3) vil, hvis de øvrige sektorer har forskellige afdragsandele, indebære en afvigelse fra identiteten: $\sum$renteudgifter = $\sum$renteindtægter. Med udgangspunkt i simplificeringen i afsnit 4 vil en eksplicit formulering se ud som følger:

$$T^1 = (1-a^1)\cdot T^1_{-1} + K^1$$

$$T^2 = (1-a^2)\cdot T^2_{-1} + K^2$$

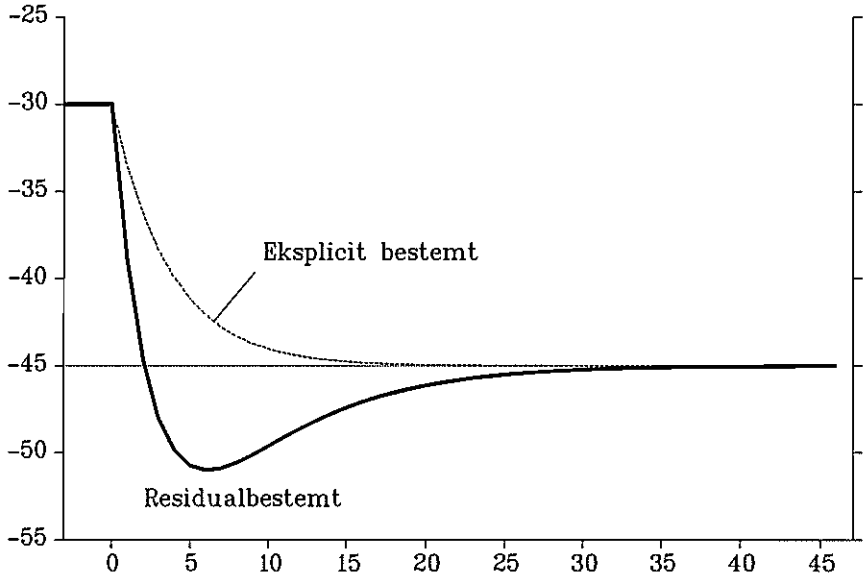
$$T^3 = (1-a^3)\cdot T^3_{-1} + K^3$$

Det vil være naturligt, hvis afdragsandelen i den sidste sektor kunne opfattes som en vægtet gennemsnit af afdragsandelene i de to øvrige sektorer. Et naturligt valg for afdragsandelen i den sidste sektor kunne være

$$a^3 = \frac{a^1\cdot abs(Ti^1) + a^2\cdot abs(Ti^2)}{abs(Ti^1) + abs(Ti^2)}$$

hvor T_i opfattes som sektorens langsigtede rentestrøm $= K^i/a^i$ (hvor $K = a\cdot\frac{1}{2}(Wf_{-1}+Wf_{-2})\cdot if$)). For at opnå en konstant afdragsandel kunne udtrykket evalueres som et gennemsnit over en historisk periode.

Tages udgangspunkt i beregningseksemplet jf. tabel og figur 1, hvor $a^1=0.3$, og $a^2=0.15$, $T^1 = 135$ og $T^2 = -90$ vil det jf. ovenstående være naturligt at sætte $a^3 = (0.3\cdot135+0.15\cdot90)/(135+90) = 0.24$ og $K^3 = a^3\cdot(-K^1-K^2) = -10.8$. Dette ville give anledning til følgende tilpasningsproces, der umiddelbart kan sammenlignes med figur 1:



Forskellen mellem den eksplicit formulerede rentestrøm og den residualt bestemte er udtryk for en afvigelse fra identiteten: $\sum$renteudgifter = $\sum$renteindtægter.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

John Smidt

Arbejdspapir*

5. marts 1993

Lang fremskrivning

Resumé:

Principperne bag konstruktionen af en lang, blød fremskrivning gennemgås, og der gives en række kriterier, der bør være opfyldt, hvis en fremskrivning skal kunne anvendes som grundkørsel for lange multiplikatoreksperimenter.
Der gives et forslag til fremgangsmåde ved konstruktion af lange fremskrivninger.
Konkret dokumenteres banken LANG2015, der er en lang, blød fremskrivning for perioden 1992-2015.

---

lang.jsm

Nøgleord: modelegenskaber fremskrivning multiplikatorer

1. Indledning

En lang, blød fremskrivning er karakteriseret af et jævnt forløb for såvel endogene som eksogene variabler. Mere konkret kan man opstille følgende krav til en fremskrivning:

- Konstante – identiske – vækstrater i alle priser, og dermed konstante relative priser
- Konstante vækstrater i reale størrelser
- Samme vækstrater i alle efterspørgselskomponenter
- Nettofordringserhvervelser i nærheden af 0 for de 3 hovedsektorer: privat og offentlig sektor samt udland
- Konstante satser, kvoter og andele – eksempelvis forbrugskvote, skattetryk, lønkvote, ledighedsgrad osv.
- Ingen justeringsled

Kriterierne kan naturligvis diskuteres, men kan næppe siges at være kontroversielle.

Baggrunden for ønsket om en sådan blød fremskrivning er, at modellens multiplikatoregenskaber pga. ikke-lineariteter vil være afhængige af grundforløbet; kun i en fuldstændig lineær model vil multiplikatorerne være uafhængige af det grundforløb, de beregnes på baggrund af. Hvis variablerne, det være sig eksogene eller endogene, bevæger sig abrupt eller trendet i grundforløbet, kan det give anledning til en "uforståelig" udvikling i multiplikatorerne. Også rent præsentationsmæssigt kan det være en fordel, at grundforløbet er jævnt, eksempelvis hvis multiplikatorerne præsenteres som "% af udgangsforløbet".

I praksis er det imidlertid vanskeligt at opnå et forløb som beskrevet. Selv om de eksogene variabler opdateres "konsistent" – dvs. med konstante vækstrater osv. – så vil forløbet for de endogene ikke nødvendigvis følge det ønskede, rolige forløb. Dette kan der være flere grunde til, men her skal blot nævnes to.

Udgangspunktet for en fremskrivning vil i praksis altid være en økonomi i "uligevægt". Selv om man på langt sigt kunne håbe at opnå konstante vækstrater, konstante relative priser osv., så vil tilpasningen henimod "ligevægt" gøre, at udviklingen på kort sigt vil afvige betydeligt fra det ønskede, rolige forløb. I praksis kan denne tilpasning tage lang tid; først efter tilpasningsperioden kan man håbe på den ønskede konstans.

Også på langt sigt er der problemer med at opnå det ønskede forløb. I særdeleshed er det et problem, at der reelt ikke er nogen mekanismer i modellen, der sikrer, at nettofordringserhvervelserne holder sig i ro. Det er således kun den private sektors nettofordringserhvervelse, der er underlagt selvregulerende kræfter i form af adfærdsrelationerne for forbrug og investeringer; specielt fungerer formuen i forbrugsfunktionen som en overordnet fejlkorrektion, der i princippet holder sektorens nettofordringserhvervelse i

snor, men i praksis bør styrken af denne mekanisme nok ikke overdrives. Den offentlige sektors nettofordringserhvervelse og nettofordringserhvervelsen over for udlandet er derimod ikke underlagt restriktioner, bl.a. fordi der mangler finanspolitiske eller valutakurspolitiske reaktionsfunktioner.

2. En simpel fremskrivning

Udgangspunktet for en fremskrivning er en historisk bank, hvor alle c-variabler er fremskrevet mekanisk; c-variabler er de eksogene variabler, der normalt ikke knytter sig stor interesse til – fx i-o koefficienter og korrektionsfaktorer, eller variabler, som kan fremskrives "neutralt" – fx skattesatser og J-led. Fremskrivningen af c-variabler er enten baseret på "normalværdier" – fx fremskrives J-led med værdien 0 – eller de bliver fremskrevet med deres sidste historiske værdi – fx fremskrives eksogene i-o koefficienter med deres værdi i det sidste år inden fremskrivningen.

Interessen knytter sig derfor til opdateringen af de øvrige eksogene variabler – a-variablerne, samt til evt. justeringer til den mekaniske fremskrivning af c-variablerne. Udgangspunktet for opdateringen af a-variablerne er, at alle eksogene priser opdateres med konstant stigningstakt, alle reale efterspørgselskomponenter mv. opdateres med konstant vækstrate og alle nominelle størrelser opdateres med en vækstrate, der er lig summen af den reale vækstrate og prisstigningstakten. Øvrige a-variabler fremskrives konstant:

- Alle eksogene priser opdateres med samme, konstante vækstrate: pm_i, *pes, pxa, pyfh*.
- Alle eksogene reale efterspørgselskomponenter m.m. opdateres med samme, konstante vækstrate: *fE$_i$e, flom, flob, flt, flem, fleb, fley, fXe, fMse, fM7qe, fnme, fqqe, fnte*.
- Alle nominelle størrelser opdateres med samme, konstante vækstrate, der er lig summen vækstraten i priserne og vækstraten i de reale efterspørgselskomponenter: *Tefem, Tefp, Tefr, Tkfgn, Enfg, Tken, Twen, Siqej, Siqsk, Sipeq, Siqv, Sksi, Ssf, Sagb, Sak, Sbu, Siqr1, Srv, Sov, Sdp1, Sasr, Sipe7y, Tiov, Tior, Tkoi, Tkou, Taoir, Taour, Tifou, Tffonr, Tono*. Skattevariablerne *kyal2e* og *lahe* opdateres i overensstemmelse hermed. De eksogene finansielle størrelser, undtagen *Wzbgx*, opdateres med samme vækstrate.
- Alle eksogene renter fremskrives med samme værdi: *iwbzx, iwbzex, iwbud, iwdi, iwdm, iwmmx, iwnzx*, og *kiwbdm* sættes til 1. Obligationsrenten eksogeniseres på dette niveau vha. *iwbzxx* (og *Wfbz* eksogeniseres).
- De pengepolitiske variabler mv. fremskrives som følger: *krea0-krea3* og *krea6 = 0, krea4* og *krea5 = 1, kiw1 = 0, kwabz = 1, kwflkg = 0.5, Tfsnxw = 0. Wzbgx* fremskrives konstant med sidste historiske værdi.
- Eksporten eksogeniseres, $ze_i = 0$.
- Øvrige a-variabler fremskrives konstant med deres sidste historiske værdi: *Qas, Qus, Qa, Qh, Qnga, Qngf, Qe, Qo, nbs, Upn, Tysad,*

Tysbd, Typrd, Tyrrd, ewdm, ewdme, kpcn. Tfkn fremskrives med værdien 0.

Den beskrevne opdatering af a-variablerne må betegnes som ukontroversiel. Af hensyn til ønsket om et balanceret forløb, og af hensyn til ønsket om konstante relative priser foretages endvidere følgende justeringer i c-variablernes opdatering:

- Produktivitetsstigningstakterne i de enkelte erhverv, dtq_i, sættes til at være konstante og identiske over erhvervene. Dette er bl.a. nødvendigt for at sikre en nogenlunde parallel udvikling i beskæftigelsen i de enkelte erhverv. Produktivitetsstigningstakten sættes lig med væksten i de eksogene, reale efterspørgselskomponenter.
- Alle told- og punktafgiftsatser, tm_i og tp_i, fremskrives med en stigningstakt, der er lig væksten i de eksogene priser. Dette er bl.a. nødvendigt, hvis de endogene forbrugerpriser skal stige parallelt med de øvrige priser i modellen.

Man kan håbe, at en fremskrivning baseret på den beskrevne opdatering af de eksogene variabler – bortset fra indsvingningproblemer – vil være karakteriseret af rimeligt konstante relative priser, konstante vækstrater såvel i priser som i nominelle og reale størrelser samt konstant beskæftigelse/ledighed. Det er derimod vanskeligt at have håndfaste meninger om udviklingen på nettofordringserhvervelserne.

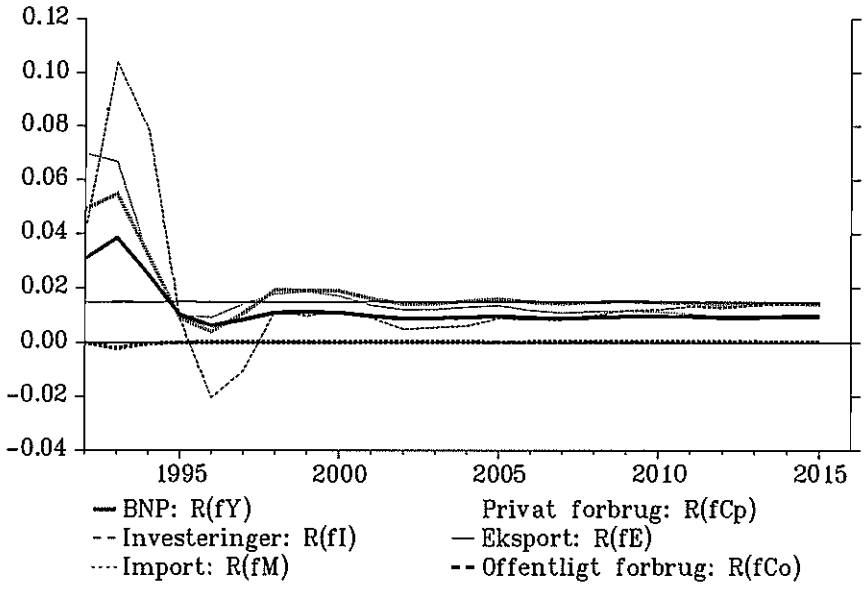
Omstående figurer illustrerer resultatet af den beskrevne, simple opdatering. Udgangspunktet er databanken fra december 1992 (dvs. 1991 er sidste nationalregnskabsdækkede år), og fremskrivningen er foretaget over perioden 1992-2015. Konkret er anvendt en eksogen prisstigningstakt på 2% pr. år og en real vækstrate på 1.5% pr. år.

Af figur 1 ses, at den reale vækstrate i posterne på forsyningsbalancen – som forventet – på sigt tenderer mod at blive konstant. Den langsigtede vækstrate i efterspørgselskomponenterne er i vid udstrækning bestemt af den eksogene vækstrate i eksporten, idet dog det offentlige forbrug som følge af den konstante offentlige beskæftigelse er uforandret. Den langsigtede vækstrate i BNP bliver som følge heraf lidt lavere end væksten i eksporten. På kort sigt bemærkes, at der er tale om meget betydelige tilpasninger. Specielt bemærkes, at vækstraterne de første 5-10 år i investeringerne og i mindre omfang i det private forbrug er stærkt volatile; baggrunden er, at niveauet for både investeringer og forbrug i udgangssituationen er "for lavt" i forhold til det estimerede langsigtsniveau.

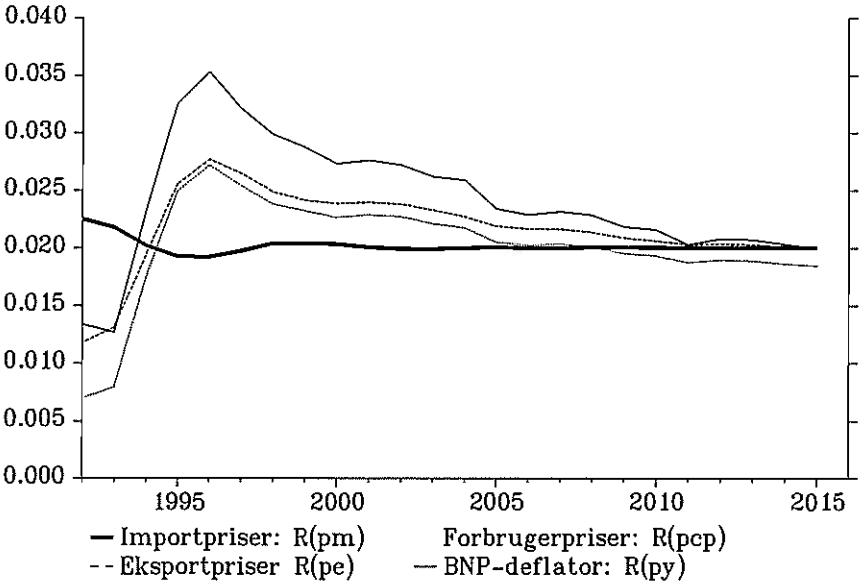
Figur 2 viser, at stigningstakten i priserne på sigt følger de eksogene importpriser. Det ses, at der tale om en vis tilpasning i prisniveauet, der giver sig udtryk i ret små prisstigninger i de indenlandsk bestemte priser de første år. Baggrunden for denne tilpasning er, at udgangsniveauet for sektorpriserne er "for højt". Det kan bemærkes, at udgangsniveauet for kontantprisen er alt

"for lavt", hvilket indebærer kontantprisstigninger på over 10-15% p.a. de første år, hvorefter stigningstakten langsomt falder ned mod den generelle inflationstakt.

Figur 1. Simpel fremskrivning: Vækstrater på forsyningsbalancen



Figur 2. Simpel fremskrivning: Vækst i priser

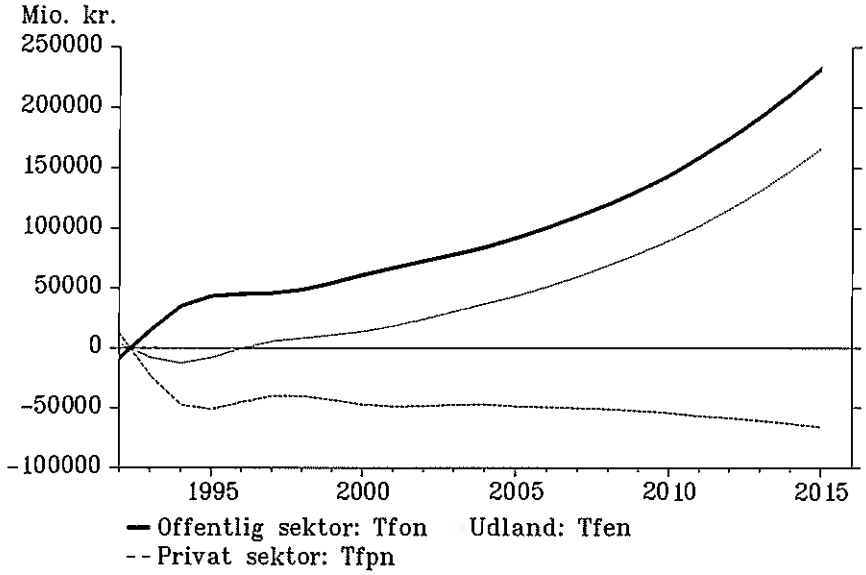


I den simple fremskrivning er skattetryk, forbrugskvote, bytteforhold og lønkvote rimeligt konstante; udviklingen i arbejdsløshedsprocenten er knap så rolig, idet den efter et fald på knap 2 %-point de første 3-4 år har en langsom stigende tendens.

Som antydet må man forestille sig, at det væsentligste problem ved en "fri"

fremskrivning kan være nettofordringserhvervelserne og de deraf følgende akkumulerende effekter på formuer og gæld. Nedenstående figur viser, hvor galt det kan gå.

Figur 3. Simpel fremskrivning: Nettofordringserhvervelser



Det fremgår af figuren, at den private sektors nettofordringserhvervelse er permanent negativ i størrelsesordenen −50-60 mia. kr. Størrelsen af opsparingsunderskuddet er nok ikke troværdig, men skal dog bl.a. ses i lyset af, at sektoren i den historiske periode rent faktisk har haft et gennemsnitligt underskud i størrelsesordenen 2.1% af BNP (1971-1991); i følge fremskrivningen udgør nettofordringserhvervelsen i 2015 3.3% af BNP.[1]

Udviklingen i den offentlige nettofordringserhvervelse og nettofordringserhvervelsen overfor udlandet er eksplosiv. Med den private sektors nettofordringserhvervelse under nogenlunde kontrol (som følge af adfærdsrelationerne for investeringer og forbrug) følger det per definition, at fordringserhvervelserne for den offentlige sektor og for udlandet bliver spejlbilleder af hinanden. Det er således tydeligt, at der ikke er tilstrækkelige mekanismer i modellen til at holde disse fordringserhvervelser på plads. Det skal dog hertil bemærkes, at eksporten er fastlagt eksogent i fremskrivning, og at renten er eksogen; i den konkrete sammenhæng er en endogenisering af eksporten eller af renten imidlertid ikke tilstrækkelig til at sikre en stabil udvikling på sektorbalancerne.

[1] Den private sektors permanente underskud skal måske også ses i sammenhæng med, at modelleringen af den institutionelt prægede opsparing dels i private fonde, dels i offentlige fonde måske ikke er hensigtsmæssig i forbindelse med så lange fremskrivninger. Konkret er *netto*indbetalingerne i de private fonde modelleret som en konstant andel af indkomsten, hvilket kun kan være en rimelig beskrivelse i en periode, hvor pensionsordningerne mv. er under opbygning – dvs. hvor *ind*betalingerne dominerer over *ud*betalingerne. Også nettoindbetalingerne til de offentlige fonde er bestemt på en måde, der er bedst egnet, når udbetalingerne er negligible.

Måske kan en "forklaring" på det eksplosive forløb være, at betalingsbalancen – eller mere præcist vare- og tjenestebalancen – i udgangssituationen udviser et massivt *overskud*. Modellen sikrer, at eksportpriserne (og de øvrige indenlandsk bestemte priser) i store træk følger importpriserne, og at den reale efterspørgsel og dermed importmængderne i store træk følger den eksogene vækst i eksporten; det er derfor ikke overraskende, at import- og eksport-*værdierne* har samme (positive) vækstrate i fremskrivningen. Med et overskud i udgangssituationen vil fremskrivningen derfor tendere mod et stadigt voksende overskud på vare- og tjenestebalancen; udviklingen på betalingsbalancen vil endda forstærkes via opbygningen af tilgodehavender (med tilhørende rentebetalinger) i udlandet.

Hvor langt ovenstående argumentation holder er ikke klart. Imidlertid tyder tidligere foretagne eksperimenter på, at udgangssituationen – dvs. den historiske bank, som en fremskrivning bygger på – har meget stor betydning for fremskrivningens forløb. Meget enkle forsøg indikerer, at hvis der i udgangssituationen er *underskud* på handels-/betalingsbalancen, så vil nettofordringserhvervelserne for den offentlige sektor og udlandet blive stadig mere *negative*.[2]

3. Revision

Med udgangspunkt i den simple fremskrivning skal det i det følgende beskrives, hvorledes man kan opnå en brugbar fremskrivning.

Der må til dette formål nødvendigvis foretages en afvejning mellem ønsket om et roligt forløb for de eksogene og for de endogene. Specielt på kort sigt, hvor der, som nævnt, normalt vil være en tilpasning fra det historiske udgangspunkt, kan denne afvejning være vanskelig. Principielt kan man opnå et hvilket som helst forløb for de endogene variabler, hvis man vil acceptere de nødvendige justeringer i de eksogene – fx i form af J-ledskorrektioner. I det følgende er der lagt vægt på, at forløbet for de eksogene er så roligt så muligt, hvilket desværre indebærer knap så rolige forløb for de endogene på kort sigt. Konkret det valgt, at undlade brugen af J-led for at eliminere spring i de endogene variabler ved overgangen fra historisk bank til simulation (med en enkelt undtagelse). Denne prioritering kan naturligvis diskuteres.

Nedenstående tabel viser hvilke justeringer, der er foretaget i forhold til den simple fremskrivning; tabellen viser effekten af disse justeringer i udvalgte år

---

[2]Helt banalt er eksportmængderne reduceret med 20% det første år i fremskrivningen i forhold til den beskrevne simple fremskrivning. Fra det lavere niveau fastholdes vækstraten i eksporten herefter som i den oprindelige fremskrivning, ligesom alle andre eksogene variabler har samme værdi som oprindeligt. Herved fremkommer en negativ fordringserhvervelse overfor udlandet det første år. Dette underskud vokser gennem hele fremskrivningsperioden, og den offentlige sektor får et underskud, der vokser med nogenlunde samme hastighed. Tilsvarende resultater opnås, hvis eksportpriserne vha. kpe_i permanent justeres, således at fordringserhvervelsen bliver negativ det første år.

på nogle få hovedstørrelser, nemlig nettofordringserhvervelserne og ledigheden. Det konkrete valg af "instrumenter" kan naturligvis diskuteres, ligesom deres indbyrdes prioritering ikke er givet.

Tabel 1. Konstruktion af lang fremskrivning

	Nettofordringserhvervelser									Ledighed		
	Offentlig			Udland			Privat					
År	5	15	24	5	15	24	5	15	24	5	15	24
Simpel fremskrivning	45	101	232	0	51	166	−45	−50	−66	226	263	282
Effekt af ændring i:												
Renteniveau	−8	−8	−2	−0	−1	9	8	7	10	6	−1	−2
Produktivitet	−2	−13	−37	−2	−10	−31	0	3	7	7	19	28
Overførsel til udland	−3	−21	−67	−3	−21	−65	0	1	2	0	0	1
Skatter	−7	−39	−132	−7	−45	−140	0	−6	−8	−11	−36	−48
J-led forbrug	−16	−10	11	14	24	48	29	35	37	27	15	6
J-led kontantpris	−15	−0	6	8	3	6	22	3	−0	22	−5	−6
Simpel fremskr. + SUM af effekter	−6	10	11	10	1	−7	14	−7	−18	277	255	261
Revideret fremskrivning = *LANG2015*	4	20	22	10	9	2	6	−12	−20	272	259	265

Anm: De enkelte ændringer dækker konkret over følgende eksogene justeringer:
- Renteniveau: Alle eksogene rentesatser = .10 (i stedet for .093)
- Produktivitet: *dtq*'erne = −0.017 (i stedet for −0.015)
- Overførsler til udland: *ttefb* øges med 0.001 om året gennem hele perioden
- Skatter: *tsu* nedsættes med 2% per år gennem hele perioden
- J-led i forbrug: *JDlCp4* = −0.02 gennem hele perioden (i stedet for 0.0)
- J-led i kontantpris: *Jphk* = −0.15 gennem hele perioden (i stedet for 0.0)

De enkelte ændringer skal kort kommenteres:

- I den simple fremskrivning er alle eksogene rentesatser lig med 0.093 (lig den tyske rente i det sidste historiske år). I den reviderede fremskrivning er alle rentesatser, inkl. den eksogeniserede obligationsrente (men undtagen bankernes ind- og udlånsrenter), sat til 0.10 gennem hele perioden. Det fremgår af tabellen, at det højere renteniveau bl.a bevirker en positiv effekt på *Tfpn* − også på sigt. Behovet for at foretage denne justering kan diskuteres.
- En forøgelse af produktivitetsstigningstakten fra 0.015 til 0.017 indebærer på sigt en forøgelse af *Ul* og en forværring af *Tfon* og *Tfen*. *Tfpn* påvirkes derimod ikke væsentligt.
- En stadig forøgelse af overførslerne til udlandet (konkret satsen for EF-overførslerne) bevirker en helt parallel forværring af *Tfen* og *Tfon*. Der er ingen effekt hverken på *Tfpn* eller *Ul*, hvilket naturligvis skyldes, at EF-overførslerne sker direkte fra den offentlige sektor til udlandet. Konkret indebære forøgelsen af satsen, at nettooverførslerne

til EF i år 2015 er ca. 22 kr. mia. større end med uændret sats; differencen op til effekten på *Tfen* skyldes i praksis udelukkende mindre renteindtægter, *Tien*, på i størrelsesordnen 44 mia. kr.

- En stadig sænkning af de direkte skatter (konkret den statslige udskrivningsprocent) bevirker også en parallel forværring af *Tfen* og *Tfon*. Samtidig er der imidlertid en negativ effekt på *Ul*. Baggrunden er, at skattelettelsen i første omgang går til den private sektor. Den aktivitetsudvidelse, der kommer heraf, bevirker et fald i ledigheden og en forringelse af betalingsbalancen. Det fremgår, at den private sektor på denne måde blot optræder som "mellemstation", idet pengene tilsyneladende – ligesom i tilfældet med større overførsler til udlandet – ultimativt går fra den offentlige sektor til udlandet. Konkret indebærer sænkningen af udskrivningsprocenten, at 6-, 12- og 22-%-skatterne i 2015 er reduceret til hhv. 3.7-, 7.4-, og 13.5% (mens kommuneskatten ikke ændres); det direkte skattetryk, *bsd*, reduceres fra 0.295 til 0.252, som følge af ændringen i udskrivningsprocenten.
- En permanent J-ledskorrektion i forbruget giver anledning til en permanent forøgelse af *Tfpn*. Også *Tfen* forøges permanent, mens udviklingen for *Tfon* er lidt svingende. *Ul* forøges permanent, men effekten er aftagende med tiden. Denne korrektion er (sammen med renten) den væsentligste påvirkning af den private sektors nettofordringserhvervelse.
- Effekten af en permanent J-ledskorrektion i kontantprisen giver på kort sigt anledning til en ret stor forøgelse af *Tfpn* og også af *Ul*. På sigt er effekten imidlertid begrænset på alle de viste størrelser. Baggrunden for denne justering er, at man herved undgår kraftige kontantprisstigninger og heraf afledte boliginvesterings- og forbrugseffekter i begyndelsen af fremskrivningen. Konkret indebærer J-leddet i kontantprisen, at kontantprisen de første 5 år reduceres med hhv. 9, 13, 15, 16 og 15 %, hvorefter effekten reduceres jævnt. I 2015 er kontantprisen stort set ikke ændret i forhold til situationen uden J-led, mens boligbeholdningen er 5-6% lavere.

Effekten af at foretage de beskrevne ændringer i forhold til den simple fremskrivning fremgår af de to sidste linier i tabel 1.

I sidste linie er vist den fremskrivning, der fremkommer, når alle de nævnte ændringer er foretaget samtidigt. Den således fremkomne, reviderede fremskrivning er, som det fremgår, bl.a. karakteriseret af nettofordringserhvervelser, der som ønsket ikke afviger for meget fra 0.

Forskellen mellem sidste og næstsidste linie kan opfattes som et udtryk for ikke-lineariteten i modellen i denne sammenhæng. Næstsidste linie viser en hypotetisk fremskrivning, hvor den simple fremskrivning er korrigeret for summen af effekterne af de enkelte ændringer. Det fremgår, at forskellen er helt ubetydelig på de viste hovedstørrelser. Dette tyder på, at man i praksis (ved at tage linearkombinationer) kan kombinere og dosere de enkelte

ændringer efter behov med ret forudsigelige resultater.[3]

Det fremgår af effekten af den enkelte ændringer, at der nærmest er "for mange" instrumenter. Blandt andet kan man hævde, at det målt på de viste hovedstørrelse ikke skulle være nødvendigt, at foretage ændringer både i produktivitet, i overførsler til udland og i skatter. Alle 3 ændringer påvirker *Tfon* og *Tfen* parallelt (stort set uden at påvirke *Tfpn*), mens *Ul* påvirkes kun af produktivitet og skatter. Målt på de viste hovedstørrelser er der reelt kun to uafhængige effekter, selv om der er 3 "instrumenter".

4. Resultat – *LANG2015*

Den fremskrivning, der fremkommer ved den beskrevne opdatering af de eksogene variabler, overholder i vid udstrækning de kriterier, der er nævnt i indledningen.[4]

Det er, som antydet i tabel 1, ikke fundet muligt helt at undgå brugen af J-led. Konkret indebærer anvendelsen af J-leddet i forbruget, at den private nettofordringserhvervelse "parallelforskydes" opad mod 0, uden at give anledning til drift i fx forbrugskvoten. J-leddet i kontantprisen er udelukkende anvendt for at udjævne den tilpasning, der i henhold til adfærdsrelationerne må ske i niveauet for prisen på kort sigt (i boligbeholdningen på langt sigt). Denne type justeringer er i øvrigt undgået, men kunne have været anvendt en række andre steder, hvor det historiske niveau for en variabel ikke svarer til det estimerede langsigtsniveau.[5]

Nedenstående grafer viser, hvorledes fremskrivningen ser ud. Det fremgår, at udviklingen både i vækstraten i forsyningsbalancens poster og i priserne i hovedtræk er som ønsket på sigt. Figurerne 4 og 5 kan sammenlignes med figur 1 og 2, der illustrerer den simple fremskrivning. Man bør ikke mindst bemærke forskellen i skalaen på y-aksen.

---

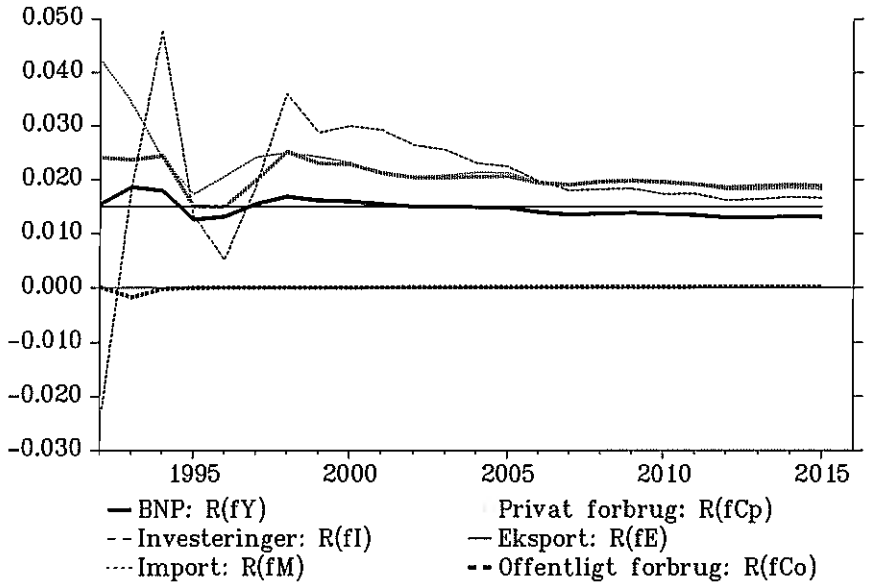
[3] Hvorvidt dette kan opfattes som et generelt resultat, eller blot gælder i denne konkrete situation, er ikke klart. Som eksempel på en linearkombination kan man tage (3 gange "Overførsel til udland" + 0 gange "Skatter") i stedet for som i tabellen (1 gang "Overførsel til udland" + 1 gang "Skatter"). Hvis uafhængigheden holder skulle effekten på nettofordringserhvervelserne være ret lille, og effekten på ledigheden det sidste år være i størrelsesordenen +50 tusind. I store træk er dette faktisk tilfældet; *Tfon* og *Tfen* bliver i 2015 ca. 15 mia. kr. større og *Ul* ca. 47 tusind højere end i tabellen.

[4] Inden fremskrivningen kan anvendes som multiplikatorgrundlag skal eksporten naturligvis endogeniseres (ze_i sættes til rimelige værdier, og $pe_t e$ sættes lig pe_i), renten endogeniseres (*diwbz* = 0), udlandets obligationsefterspørgsel endogeniseres (*dwfbz* = 0), valutakursforventningerne justeres, således at *Wfbz* rammer det hidtil eksogene niveau ($pcpt = pcpt_{-1} \cdot ((pcp/pcp_{-1}) + .2734/33.4)$) og endelig skal de finansielle, eksogene "suffix-x"-variabler sættes lig det modelgenererede niveau (fx *Wzbgx* = *Wzbg*, *Tfsnwx* = *Tfsnw* osv.).

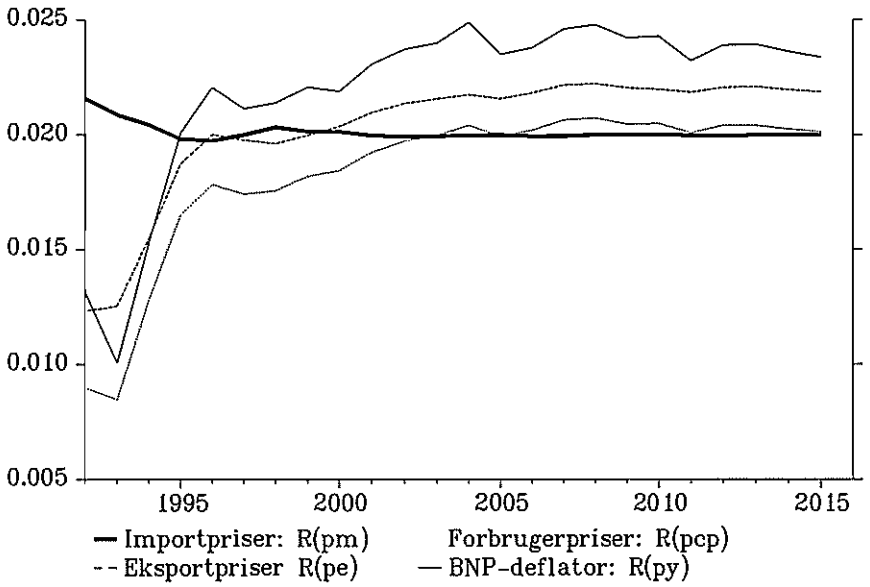
[5] Eksempler på relationer, hvor J-leds korrektioner i denne konkrete situation kunne mindske volatiliteten på kort sigt, er: bilkøbet, private maskininvesteringer, nogle sektorpriser, nogle rentestrømme, efterspørgslen af bankindskud mv.

Det ses, at væksten i forbruget (og investeringerne) i *LANG2015* er lidt større end i den simple fremskrivning; dette skyldes primært den stadige sænkning af beskatningen i *LANG2015* via reduktionen af *tsu*. Det ses endvidere, at volatiliteten på kort sigt for specielt vækstraten i investeringerne er mindre i *LANG2015* end i den simple fremskrivning; baggrunden er primært J-leddet i kontantprisen, der på kort sigt reducerer væksten boliginvesteringerne. Endelig bemærkes i figur 5, at væksten i de indenlandsk bestemte priser på mellemlangt sigt er noget lavere end i den simple fremskrivning. Baggrunden herfor er, at ledigheden i *LANG2015* på kort og mellemlangt sigt falder mindre abrupt end i den simple fremskrivning, hvorfor de inflationære tendenser er mindre.

Figur 4. ***LANG2015*: Vækstrater på forsyningsbalancen**

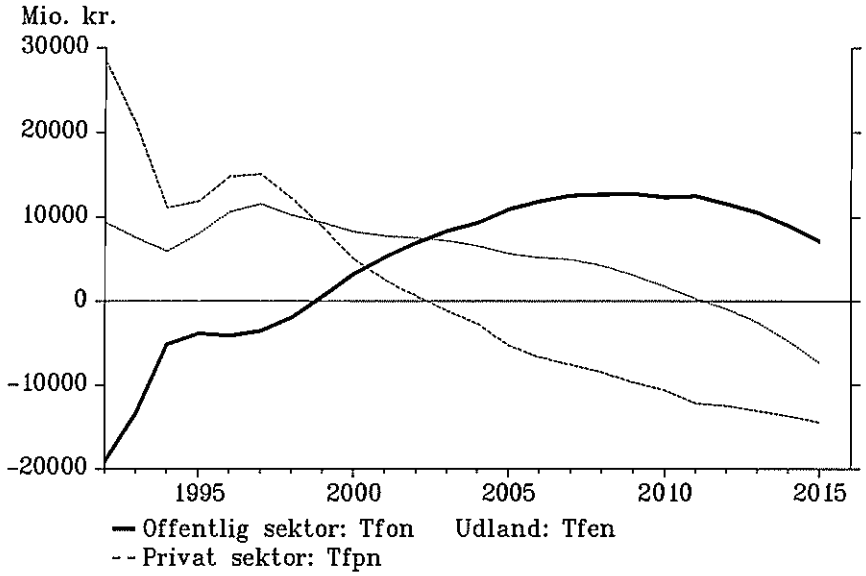


Figur 5. ***LANG2015*: Vækst i priser**

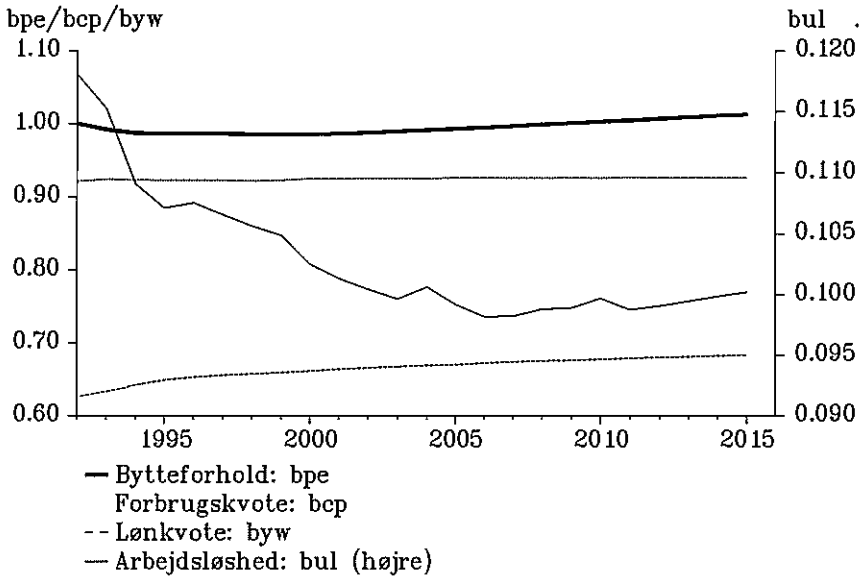


Figur 6 viser udviklingen i nettofordringserhvervelserne, der nu tydeligvis er "under kontrol". Endelig viser figur 7 udviklingen i bytteforhold, forbrugskvote, lønkvote og ledighedsgrad. Det fremgår at alle disse størrelser udvikler sig roligt, idet dog ledighedsgraden de første år i fremskrivningen falder, svarende til ca. 50 tusind personer.

Figur 6. ***LANG2015*: Nettofordringserhvervelser**



Figur 7. ***LANG2015*: Kvoter mv.**



Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

John Smidt
Birgitte Arenfeldt Mathiesen

1. marts 1992

Gennemsnitlige nominelle rente og restløbetid for realkreditobligationer.

Resumé:

Dette papir behandler metoder og kilder til udregning af den gennemsnitlige nominelle rente, iwbn, og restløbetiden, nwbr, for realkreditobligationer.

De kilder, der hidtil har været anvendt til beregningen af iwbn kan fortsat anvendes; derimod bør kilderne til nwbr ændres.

I papiret foreslås det, at erstatte de eksisterende beregningsmetoder for nwbr. I fremtiden er der begrundet håb om, at den kommende Værdipapir-central-statistik vil kunne være kilde til den gennemsnitlige restløbetid. Der er således håb om, at dette papir vil være forældet i løbet af et års tid.

restlob.wp

Nøgleord: Data kurs

Indledning

I ADAM anvendes den gennemsnitlige nominelle (pålydende) rente, *iwbn*, og restløbetid, *nwbr*, i bestemmelsen af kursen på realkreditobligationer, *kwbr*. Denne kurs anvendes i beregningen af kursværdien af den forbrugsbestemmende finansielle formue, *Wpqkpc*. Dette papir behandler datakonstruktionen af *iwbn* og *nwbr*.

1. Udgangspunkt for beregning af den gennemsnitlige nominelle rente og den gennemsnitlige restløbetid

Der findes desværre ikke umiddelbart tilgængelige kilder for den gennemsnitlige nominelle rente eller gennemsnitlige restløbetid på obligationer. Ved konstruktion af data til ADAMBK er der derfor hidtil anvendt en noget indviklet metode.

Den *gennemsnitlige pålydende rente, iwbn,* findes ved at sætte de samlede renter på realkreditobligationer i forhold til den cirkulerende mængde obligationer:

$$\textbf{(i)}\quad iwbn = r/w$$

hvor *iwbn* = gennemsnitlige nominelle (pålydende) rente
r = samlede rentebetalinger på realkreditobligationer eksklusiv renter fra indeksobligationer
w = restgæld på fast forrentede udestående lån.

Den *gennemsnitlige restløbetid, nwbr,* findes med udgangspunkt i bl.a. den beregnede gennemsnitlige pålydende rente under en antagelse om, at alle obligationer er annuitetslån. Herved kan følgende sammenhæng mellem ydelser, afdrag, pålydende rente og restløbetid anvendes:

$$\textbf{(ii)}\quad y/a = (1+iwbn)^{nwbr+1}$$

hvor y = terminsydelser
a = ordinære afdrag
nwbr = gennemsnitlige restløbetid.

I det følgende beskrives, hvordan de to størrelser *iwbn* og *nwbr* er beregnet, og hvilke kilder der anvendes.

2. De nuværende metoder og kilder til beregning af iwbn og nwbr

Beregningen af *iwbn* og *nwbr* er baseret på fire størrelser fra *Realkreditrådets beretning og regnskab*:[1]

[1]Se evt. arbejdsnotat nr. 24, Privat forbrug og boliginvesteringer i ADAM, appendiks 4.E. side 90.

(1) Renter af cirkulerende obligationer (renteudgifter)
(2) Cirkulerende masse af fast forrentede obligationer ultimo regnskabsåret (restgæld på udestående lån)
(3) Afdrag ved udtrækning
(4) Cirkulerende masse af indeksobligationer ultimo regnskabsåret.

I beretningen findes punkt (1) i Realkreditinstitutternes resultatopgørelse og punkterne (2), (3) og (4) findes i tabellen med "Tilgang af obligationer og cirkulerende obligationsmasse". Der benyttes tal for samtlige realkreditinstitutter, d.v.s. for Byggeriets realkreditfond, Kreditforeningen Danmark, Nykredit, Industriens Realkreditfond og Dansk Landbrugs Realkreditfond.[2] Regnskabsåret i perioden 1983 til 1989 går fra d. 1. dec. foregående kalender år til 30. nov. nuværende kalender år, mens det fra 1990 er ændret til at følge kalenderåret. Tabel 1 viser grunddata fra 1982 til 1990:

Tabel 1: Data til beregning af iwbn og nwbr (mill. kr.).

ÅR	(1)	(2)	(3)	(4)
1982		365308		4351
1983	36372	396273	10081	11280
1984	40278	438603	11283	18496
1985	44695	501223	12272	25638
1986	54924	560925	15718	36136
1987	58100	610535	17521	45255
1988	66534	664677	18991	57251
1989	70860	668136	50502	69353
1990	72422[1]	674375	27725	86836

Kilde: Realkreditrådets årsberetning fra 1982 til 1990.
1. Renter af cirkulerende obligationer i 1990 er summen fra de enkelte realkreditinstitutter, jf. bilag 1.

Beregningen af den gennemsnitlige nominelle rente, *iwbn*, er relativt smertefri. Udgangspunktet er ligning (i):

(i) iwbn = r/w.

Data for w, restgæld på de fast forrentede obligationer, findes umiddelbart i tabel 1: $w=[(2)+(2)_{-1}]/2$. Data for r, de tilsvarende rentebetalinger, findes i tabellen under (1), som dog skal fratrækkes rentebetalinger på indeksobligationer, kaldet Tindex. Herved kan ligning (i) "operationaliseres":

[2] Totalkredit blev optaget som medlem af Realkreditrådet den 1. november 1990. På trods af den korte medlemsperiode indgår Totalkredits data i bilag 1.6 (realkreditinstitutternes tilgang af obligationer og cirkulerende obligationsmasse), Realkreditrådets beretning 1990.

(i') iwbn = [(1) - Tindex] / [((2) + $(2)_{-1}$)/2]

hvor renterne af indeksobligationer, Tindex, beregnes som:

Tindex = in_{index} * indeksfaktor * [(4) + $(4)_{-1}$]/2,

in_{index} er den nominelle rente på indeksobligationer, = 2,5%; data for Tindex ses i omstående tabel 2.

Beregningen af den gennemsnitlige restløbetid, *nwbr*, er mere indviklet. Udgangspunktet er ligning (ii), der kan løses for restløbetiden:

(ii) nwbr = log(y/a) / log(1+iwbn) - 1

Hidtil har vi ikke direkte anvendt data for ydelserne, y. I stedet har vi anvendt summen af afdrag og renter - der logisk må være lig ydelsen. Vi anvender således y/a = (a+r)/a = 1+r/a:

(ii') nwbr = log(1+(r/a))/log(1+iwbn) - 1,

Data for r, rentebetalingerne har vi fra ovenstående beregning af nwbr. Hidtil har det været antaget, at data for afdragene, a, umiddelbart kunne tages i tabel 1: a=(3). Under anvendelse af den ovenfor beregnede iwbn, kan nwbr nu beregnes:

(ii') nwbr = log(1 + [(1)-Tindex]/(3)) / log(1 + iwbn) - 1

I tabel 2 ses værdierne for indeksfaktoren, Tindex samt de beregnede værdier for *iwbn* og *nwbr* fra 1983 til 1990.

Tabel 2: Indeksfaktor og renter af indeksobl. samt beregnede størrelser for den gennemsnitlige nominelle rente og restløbetid.

ÅR	indeksfaktor[1]	Tindex	iwbn	nwbr
1983	1.30	254	.0949	15.79
1984	1.32	491	.0953	15.59
1985	1.34	739	.0935	16.03
1986	1.41	1089	.1013	14.41
1987	1.42	1445	.0967	14.63
1988	1.46	1871	.1014	14.35
1989	1.53	2421	.1027	7.76
1990	1.61	3143	.1032	11.75

1 Indeksfaktor, kreditor, restgæld/obligationer pr. 30/6 jf. Officiel kursliste, Københavns Fondsbørs.

Generelt kan man om tabel 2 sige, at de beregnede værdier for *nwbr* ikke er plausible. Specielt er 1989 og 1990 helt utroværdige, men ej heller udviklingen

fra 1985 til 1986 er overbevisende i lyset af det relativt store nybyggeri i 1986.[3]

Baggrunden for de absurde størrelser for nwbr i 1989 og 1990 er problemer med data for *afdragene*. I den anvendte kilde dækker "Afdrag ved udtrækning" ikke alene over *ordinære* afdrag. Ifølge Realkreditrådet dækker kilden over både ordinære og ekstraordinære afdrag. I både 1989 og 1990 var der ifølge Realkreditrådet store *ekstraordinære* afdrag, der - desværre - i hvert fald delvis indgår i kolonne (3) i tabel 1; det ses da også tydeligt, at tidsserien for afdrag i tabellen hopper i 1989. Tilsyneladende er Realkreditrådet *ikke* leveringsdygtigt i tal for ordinære afdrag.

De beregnede værdier for den gennemsnitlige nominelle rente, *iwbn*, ser derimod acceptable ud, jf. tabel 2, og der er ikke grund til at ændre beregningen af denne størrelse.

3. Alternativ metode til beregning af nwbr.

Det er åbenlyst nødvendigt, at beregne den gennemsnitlige restløbetid på en anden måde end den hidtil anvendte.

I mangel af pålidelige data for de *ordinære* afdrag kan vi måske i stedet anvende data for de *samlede terminsydelser*, y, som der findes data for i Realkreditrådets beretning. Konkret kan anvendes *Realkreditrådets årsberetning; Realkreditten i tal 1990.* I beretningen finder man de samlede terminsydelser, y, i bilag 1.7: Terminsydelser og restancer, kalenderåret 1990, her aflæses y i første kolonne (terminsydelser i 1000 kr), sjette række (samtlige institutter). Udgangspunktet er stadig:

$$\text{(ii)}\quad y/a = (1+iwbn)^{nwbr+1}$$

Vi kan benytte, at de ordinære afdrag er lig ydelsen minus renterne: $a=y-r$[4]. Indsættes dette i (ii) og løses den for nwbr fås:

$$\text{(ii'')}\quad nwbr = \log(y/(y-r))/\log(1+iwbn) - 1$$

Data for rentebetalingerne, r, fås som tidligere fra tabel 1 og 2. Data for ydelserne ses i nedenstående tabel 3: Herved fås:

$$\textbf{(ii'')}\quad \textbf{nwbr} = \textbf{log(y/[y-((1)+Tindex)])/log(1+iwbn)-1}$$

I tabel 3 vises tal for terminsydelser, beregnede ordinære afdrag og gennem-

[3] I ADAMBK er der for 1989 og 1990 hidtil - i mangel på pålidelige data - anvendt 1988-værdien for nwbr.

[4] De samlede terminsydelser, y, repræsenterer egentlig renter, ordinære afdrag samt bidrag, så det vi reelt har er ordinære afdrag plus bidrag.

snitlige restløbetid; øvrige variabler er uændrede i metode 2.

Tabel 3: Størrelser for terminsydelser og ordinære afdrag (i mill.kr) samt restløbetiden (i år).

ÅR	y	a'[1]	nwbr
1983	47340	11222	14.88
1984	52518	12731	14.63
1985	58884	14924	14.36
1986	66965	13130	15.88
1987	74230	17575	14.61
1988	83257	18594	14.52
1989	88895	20456	15.03
1990	92667	23388	13.02

1 De ordinære afdrag er her repræsenteret som terminsydelser minus renter af cirkulerende obligationer eksklusiv renter fra indeksobligationer.

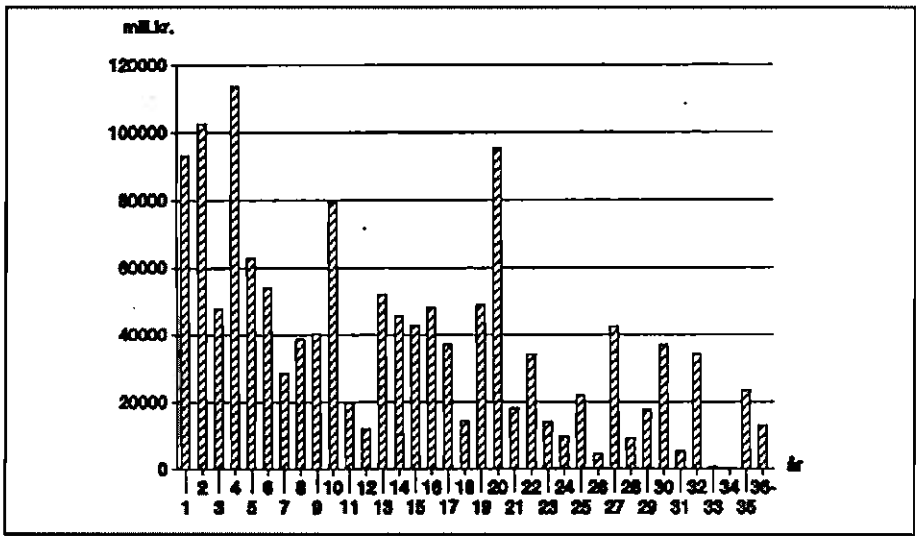
Den her beregnede gennemsnitlige restløbetid adskiller sig i 1989 og 1990 markant fra den nwbr, der kan beregnes ved den hidtidige metode, jf. tabel 2. Baggrunden er forskellen i de anvendte data for afdragene - sammenlign a' i ovenstående tabel med (3) i tabel 1. Generelt giver den her skitserede beregningsmetode for nwbr en mere troværdig tidsserie end den hidtil anvendte metode; dog forekommer faldet fra 1989 til 1990 ikke helt overbevisende.

4. Check af restløbetiden

Omstående figur kan betragtes som en slags grafisk check af rimeligheden af den beregnede gennemsnitlige restløbetid.

Figuren viser den cirkulerende nominelle obligationsmængde ultimo 1. halvår 1991 fordelt på restløbetider. I obligationsbeholdningen er inkluderet stats-, udenlandske- og realkreditobligationer m.v. Ved aflæsning på figuren kan man få et cirka tal for restløbetiden. Restløbetiden, nwbr, for 1991 eksklusiv statsobligationer (men inklusive udenlandske obligationer) kan beregnes til omkring 17 år (se evt. bilag 2). Ved sammenligning med 1990-tal fra tabel 3 bør det erindres, at indførelsen af 30-årige ejerskiftelån (inkl. mulighed for omlægning af eksisterende lån) og muligheden for "ægteskabs"-handler må forventes at have *forlænget* restløbetiden i 1991.

Figur 1: Cirkulerende nominelle obligationsmængde ultimo 1. halvår 1991 fordelt på løbetider[1].



1. Kilde: Københavns Fondsbørs halvårsopgørelse 1991.

5. Følsomhed.

Som nævnt i indledningen indgår den gennemsnitlige restløbetid i kursbestemmelsen på realkreditobligationer. Spørgsmålet der skal besvares er: Hvad er den procentvise ændring af kursen, *kwbr*, når den effektive obligationsrente, *iwbz*, ændres med 1 pct.point, f.eks. fra 10% til 11%, under antagelse af forskellige værdier for (iwbn og) *nwbr*[5].
Kursændringen kan beregnes med udgangspunkt i ADAMs ligning for kursen på realkreditobligationer:

$$kwbr = iwbn*(1-(1+iwbz)^{-nwbr} / (iwbz*(1-(1+iwbn)^{-nwbr}))$$

Af omstående tabel 4 ses, at kursens følsomhed overfor renteændringer forøges med den gennemsnitlige restløbetid. Den relative kursændring som følge af en ændring i den effektive rente på et pct.point er således ca. en halv gang større, når restløbetiden er på 20 år relativt til en restløbetid på 10 år. Følsomheden overfor den pålydende rente er tilsyneladende helt ubetydelig.

[5]Formuleret på denne måde er det klart, at det vi reelt er interesseret i er obligationernes *varighed*. Man kunne således overveje at ændre ADAMs kursligninger, således at varigheden indgik eksplicit (i stedet for nominel rente og restløbetid). Modelleringen af kursdannelsen i modellen er i øvrigt i anden sammenhæng kritiseret for ikke at give fornuftige resultater på sigt: En (permanent) renteændring har *permanent* effekt på kursniveuaet (til trods for at alle de berørte obligationer på et eller andet tidspunkt bliver udtrukket). En løsning der er skitseret til løsning af dette problem er at endogenisere den nominelle, pålydende rente.

Tabel 4: Den beregnede procentvise ændring af kursen på realkredit-obligationer ved en ændring i obligationsrenten på 1 pct.point.

Restløbetid	9%	10%	11%	12%
10 ÅR	4.2	4.2	4.2	4.2
13 ÅR	5.0	5.0	5.0	5.0
14 ÅR	5.2	5.2	5.2	5.2
15 ÅR	5.5	5.5	5.5	5.5
20 ÅR	6.5	6.5	6.5	6.5

Afslutning

Det er åbenlyst, at der må findes nye *kilder* til beregningen af den gennemsnitlige restløbetid. Det er bemærkelsesværdigt, at der *ikke findes direkte opgørelser over den gennemsnitlige restløbetid* i den tilgængelige statistik. Det er derfor fortsat nødvendigt at anvende mere indirekte kilder.

Metode og kilder præsenteret i afsnit 3 kan indtil videre anvendes som alternativ til de nuværende kilder. I fremtiden vil det være oplagt at anvende den kommende statistik baseret på Værdipapir centralen. I denne vil man bl.a. kunne finde den cirkulerende obligationsmasse fordelt på restløbetider i visse intervaller (fordelt på debitor- og kreditorsektor). Afhængig af størrelsen af de offentliggjorte intervaller vil dette kunne give et væsentligt sikrere skøn over den gennemsnitlige restløbetid på realkreditobligationer. Sandsynligvis vil denne statistik også kunne anvendes som kilde til *nwpb*, restløbetiden for den private sektors obligationsbeholdning, der i dag - i erkendelse af manglende kilder - blot antages, at være konstant 10 år.

Et udestående problem er imidlertid, hvorvidt vi ønsker at fortsætte med den hidtidige *metode*. Den anvendte metode bygger på, at den repræsentative obligation er et annuitetslån, mens eksempelvis indførelsen af mix-lån indebærer, at en del af lånene er serie-lån. I den nuværende metode ligger et forsøg på "rense ud" for indeks-obligationerne, og det kan formodes, at en skelnen mellem serielån og annuitetslån er (eller vil blive) mindst lige så afgørende. Hvis vi skal tage højde for denne problemstilling bliver det endnu mere oplagt, at udskifte den hidtidige kursberegning i ADAM, således at *varigheden* introduceres eksplicit som den bestemmende størrelse.

BILAG 1.

De enkelte realkreditinstitutters resultatopgørelse fra 1990 anvender man til at finde de samlede renter af cirkulerende obligationer i 1990. Årsagen, til at man betragter institutterne separat, er, at nogle af de implicerede parter har lagt deres regnskabsår om. Målet med denne omlægning er naturligvis, at alle realkreditrådets medlemmer på et tidspunkt bør benytte samme regnskabsår. Realkreditrådet nåede derfor ikke at indsamle alle de nødvendige informationer før deadline for deres årsberetning, derfor betragter man det enkelte realkreditinstitut.
For hvert institut er regnskabsperiodens længde vist, henholdsvis 12 og 13 måneder, men de har forskellige begyndelses og slut tidspunkter. Renter af cirkulerende obligationer er fundet for en 12 måneders periode.

1) Kreditforeningen Danmark:
Regnskabsår fra d. 1. dec. 1989 til d. 30. nov. 1990.
Renter af cirkulerende obligationer = 29.569 mill.kr.

2) Totalkredit:
Regnskabsår fra d. 1. nov. 1989 til d. 30. nov. 1990.
Renter af cirkulerende obligationer = [(58,703/13)*12] mill.kr.
= 54 mill.kr.

3) Industriens Realkreditfond:
Regnskabsår fra d. 1. dec. 1989 til d. 31. dec. 1990.
Renter af cirkulerende obligationer = [(1.236,868/13)*12] mill.kr.
= 1.142 mill.kr.

4) Nykredit:
Regnskabsår fra d. 1. dec. 1989 til d. 31. dec. 1990.
Renter af cirkulerende obligationer = [(29.961/13)*12] mill.kr.
= 27.656 mill.kr.

5) Dansk Landbrugs Realkreditfond:
Regnskabsår fra d. 1. jan. 1990 til d. 31. dec. 1990.
Renter af cirkulerende obligationer = 2.630 mill.kr.

6) Byggeriets Realkreditfond:
Regnskabsår fra d. 1. dec. 1989 til d. 31. dec. 1990.
Renter af cirkulerende obligationer = [(12.319/13)*12] mill.kr.
= 11.371 mill.kr.

Samlede renter af cirkulerende obligationer fås ved tage summen fra de enkelte institutter: (29.569 + 54 + 1.142 + 27.656 + 2.630 + 11.371) mill.kr. = 72.422 mill.kr.
D.v.s. i 1990 er renter af cirkulerende obligationer, (1), lig med 72.422 mill.kr.

BILAG 2.

Her vises resultatet for den grafiske aflæsning af restløbetiden i figur 1.

(A) viser restløbetiden.

(B) viser den cirkulerende obligationsmængde.

(A)*(B) viser multiplikationen mellem (A) og (B).

(A)	(B)	(A) * (B)
1	94.000	94.000
2	120.000	240.000
3	48.000	144.000
4a	114.000	456.000
4b	-461.000	-1.844.000
5	64.000	320.000
6	54.000	324.000
7	30.000	210.000
8	40.000	320.000
9	40.000	360.000
10	80.000	800.000
11	20.000	220.000
12	12.000	144.000
13	52.000	676.000
14	45.000	630.000
15	42.000	630.000
16	48.000	768.000
17	37.000	629.000
18	14.000	252.000
19	49.000	921.000
20	96.000	1.920.000
21	18.000	378.000
22	35.000	770.000
23	14.000	322.000
24	10.000	240.000
25	22.000	550.000
26	4.000	104.000
27	42.000	1.134.000
28	9.000	252.000
29	18.000	522.000
30	37.000	1.110.000
31	5.000	155.000
32	34.000	1.088.000
33	1.000	33.000
34	1.000	34.000
35	22.000	770.000
'38'	12.000	456.000
total, excl 4:	1.383.000	17.986.000

Den gennemsnitlige restløbetid inklusiv statsobligationer: (17.986.000/1.383.000) = 13,01 år.
Hvis man fjerner statsobligationerne, under antagelse af at de udgør 1/3 af den samlede mængde obligationer da fås ialt

(1/3 * 1.383.000) mill.kr. = 461.000 mill.kr.

Dette beløb subtraheres fra den samlede mængde (= 4b).
Hernæst multipliceres med restløbetiden, som for statsobligationer er antaget at være 4 år dvs.

(4 * 461.000) mill.kr. = 1.844.000 mill.kr.

Denne størrelse subtraheres ligeledes fra de samlede (A) * (B). Samlede obligationsmængde, eksklusiv statsobligationer:

(B) = 922.000 mill.kr. og (A) * (B) = 16.142.000 mill.kr.

Den gennemsnitlige restløbetid, eksklusiv statsobligationer: (16.142.000/922.000) = 17,51 år.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

John Smidt

Arbejdspapir

1. marts 1992

Strategiske overvejelse om nye modelversioner

Resumé:

Erfaringen med søsætningen af ADAM, oktober 1991 har givet anledning til nogle overvejelser om, hvorledes vi kan undgå situationer, hvor vi igennem en længere periode må leve med erkendte fejl, mangler eller uhensigtsmæssigheder i den aktuelle modelversion.

strategi.js

Nøgleord:

Et fundamentalt begreb i forbindelse med ADAM er *modelversioner*, hvilket indebærer, at ADAM udvikler sig i spring med mere eller mindre regelmæssige tidsintervaller. Fordelen ved at have veldefinerede modelversioner er primært af dokumentationsmæssig art. Det ville i praksis være umuligt at opretholde det *høje dokumentationsniveau*, der er ADAMs varemærke, hvis modellen udviklede sig mere eller mindre kontinuert med modelændringer i tide og utide.

Den høje disciplin, der opretholdes i forbindelse med modeludviklingen, har imidlertid også sine ulemper. Fejl, mangler og uhensigtsmæssigheder, der opdages imellem to modelversioner, kan ikke rettes autoriseret før næste modelversion. Ikke sjældent opdages fejl og uhensigtsmæssigheder ofte relativt hurtigt efter frigivelsen af en modelversion; eksempelvis kan dokumentationsarbejdet med en ny modelversion lede til erkendelse af fejl og mangler, som ikke var erkendt, da modellen blev samlet. På denne måde tvinger den høje disciplin os til at leve med en modelversion af ADAM, der er *erkendt uhensigtsmæssig eller endog fejlbehæftet.*

Den *ideelle løsning* er naturligvis helt at *undgå fejl og uhensigtsmæssigheder.* Dette kan kunne opnås ved mere intensiv aftestning inden modelversionen frigives. Praksis på området er at erstatte gamle specifikationer med de nye relationer (i den eksisterende modelversion) og foretage et antal standardeksperimenter for at checke modelegenskaberne. Imidlertid foretages denne aftestning ikke altid, og det kan være svært at designe eksperimenter, der med sikkerhed afdækker evt. uhensigtsmæssigheder. Da denne form for aftestning foretages model-del for model-del, indebærer den ingen sikkerhed problemer, der opstår som følge af evt. afhængighed mellem effekten af forskellige modelændringer. Et *afgørende problem* ved en væsentligt udvidet aftestning af modelversionerne inden frigivelse er imidlertid, at aftestningen tager tid. Det vil næppe være særligt populært, hvis en modelversion tilbageholdes i månedsvis efter, at den er "færdig".

Hvis den høje disciplin ang. modelversioner skal opretholdes uden, at færdige (men ikke fuldt gennem-testede) modelversioner tilbageholdes, kan man forestille sig følgende muligheder:

1 *Flere modelversioner* med kortere intervaller imellem
2 *"Opfølge"-versioner*
3 *"Beta"-versioner*

ad 1: Frekvensen for modelversioner er ikke konstant, men intervaller på 1½-2 år er ikke usædvanlige. Vælger vi "flere modelversioner" som løsning på problemet, skal vi nok være indstillede på hyppige modelskift med ned til ½ års interval. Dette vil gøre fyldestgørende dokumentation af hver enkelt modelversion vanskelig, og vil indebære problemer hos brugerne ved den hyppige overgang fra een modelversion til en anden. En fordel ved hyppigere modelversioner kunne være, at antallet af modelændringer vil bliver

færre, med deraf følgende lettere fejlsøgning. Problemet ved hyppigere modelversioner er, at man herved i praksis nærmer sig den "kontinuerte modeludvikling" og de dermed følgende ulemper.

ad 2: Modelversioner kan tænkes fulgt op med "rettede" modelversioner, hvor de mest afgørende problemer er rettet. I praksis vil det let kunne tage et lille ½ år fra en modelversion er samlet til den er afluset; i denne periode skal problemerne opdages, fejlene identificeres og de relevante specifikationer skal ændres. Fordelen ved denne strategi vil være, at evt. fejl vil kunne rettes umiddelbart, hvis de findes kort efter (første udgave af) modelversionens tilblivelse. Problemet kan imidlertid være at finde den maksimale periode efter en modelversions frigivelse indenfor hvilken, vi vil tillade modelrettelser. Endvidere må dokumentationen af modelversionen nødvendigvis blive udskudt til den "endelige" version foreligger. Herved kan der være en ret lang periode, hvor den "officielle" ADAM-version er mere eller mindre udokumenteret, og under forandring.

ad 3: Almindeligvis sender producenter af software til PC'ere deres produkter på markedet i en "BETA-version". Beta-versionen er ikke fuldstændigt aftestet, og fidusen er, at "markedet" ofte vil kunne finde fejl, som software-udvikleren ikke selv har fantasi til at finde. En lignende strategi for ADAM ville indebære, at vi udsendte en modelversion så snart, den var samlet (efter en første aflusning); dokumentationen af denne version kunne være meget rudimentær. Modelversionen skulle være mærket "på-eget-ansvar", og de brugere, der følte sig klædt på til det, kunne tage den i anvendelse. De de mere forsigtige brugere kunne anvende den hidtidige version - der i en periode stadig ville være den "officielle" udgave. Efter en periode - der evt. kunne være fastlagt og kundgjort ved udsendelsen af beta-versionen - kunne den egentlige modelversion frigøres. Fordelen ved denne strategi er, at vi kan få "markedet" (=kunderne) til at hjælpe os med aftestningen. Dette vil kunne ske med åbne kort, og de risiko-averse brugere vil kunne fortsætte med at anvende den officielle (gamle, men aftestede) version. Da beta-versionen ikke vil blive den officielle version kan vi med god samvittighed udskyde den fuldstændige dokumentation til frigørelsen af den endelige modelversion.

Formelt er der ikke stor forskel på punkt 2 og 3. I praksis kan det dog nok være lettere at "sælge" strategien med "beta-versioner". Muligheden for fortsat at arbejde med fuldt dokumenterede, aftestede, "officielle" modelversioner samtidig med mulighed for i en periode at kunne rette fejl, mangler og uhensigtmæssigheder synes umiddelbart mest lige for i det sidste forslag.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

John Smidt
Pernille Langgaard
Birgitte Arenfeldt Mathiesen

24. februar 1992

ADAM, oktober 1991 og november 1989 - offentligt varekøbsmultiplikator

Resumé:

Forskellen i modelegenskaberne mellem ADAM, oktober 1991 og november 1989 forsøges afdækket med udgangspunkt i multiplikatoren for det offentlige varekøb. ADAM, oktober 1991 er i forhold til november 1989 karakteriseret af væsentligt langsommere crowding-out ikke mindst pga. af en mindre løn-pris-spiral; en række efterspørgselskomponenters større rentefølsomhed trækker dog i den anden retning.

I papiret forsøges det at dekomponere den samlede forskel mellem model-versionerne i de enkelte modelændringers bidrag til forklaring af denne forskel. Konklusionen er nærmest "mange bække små". I papiret analyseres 11 udvalgte modelændringer. Taget ***hver for sig*** *kan disse ændringer tilsyneladende ikke forklare den samlede forskel mellem modelversionerne, men* ***tilsammen*** *kan de udvalgte punkter forklare den alt overvejende forskel mellem modelversionerne.*

De væsentligste modelændringer - vurderet på baggrund af det betragtede eksperiment - er: Endogeniseringen af arbejdsudbuddet (forsinker crowding-out), kontantprisrelationen (forøger crowding-out), lønrelationen (forsinker crowding-out), Wfbz-relationen (forsinker crowding-out), de nye rentestrømsrelationer, relationerne for private erhvervsmæssige investeringer (forøger crowding-out) samt ikke mindst implementeringen af indekseringen af overførselsindkomster mv. (forsinker crowding-out). Derimod påvirker forbrugsfunktionen og de nye prisrelationer ikke modelegenskaberne væsentligt.

---

multi.js

Nøgleord: multiplikatorer modelegenskaber

1. Indledning

Der er sket en lang række ændringer ved overgangen fra ADAM, november 1989 (herefter NOV89) til ADAM, oktober 1991 (OKT91). Næsten alle stokastiske ligninger er reestimeret, og et stort antal øvrige relationer har skiftet udseende. De ændringer, der på forhånd kunne formodes at have størst effekt på de samlede modelegenskaber, er:

1 *Forbrugsfunktionen* er reestimeret med nye formue- og indkomst-definitioner.
2 *Bilkøbsrelationen* er respecificeret og -estimeret.
3 *Kontantprisrelationen* er respecificeret og -estimeret.
4 *Investeringsrelationerne* er reestimeret med ændret usercost-begreb.
5 *Lønrelationen* er reestimeret.
6 Relationen for *udlandets obligationsefterspørgsel* er respecificeret og -estimeret.
7 *Arbejdsudbuddet* er endogeniseret.
8 *Indekseringen* af overførsler og progressionsgrænser er ændret.
9 *Rentestrømsrelationerne* er respecificeret, herunder er National-bankens netto-renteindtægter endogeniseret.
10 *Prisrelationerne* er respecificeret og -estimeret.
11 *Imputerede finansielle tjenester* er endogeniseret.

Udover de nævnte punkter er der foretaget et antal ændringer i modellen.[1] Der er imidlertid begrundet formodning om, at forskellene mellem de to model-versioner i vid udstrækning kan henføres til et eller flere af punkterne 1-11, mens de øvrige modelændringer sandsynligvis ikke er af afgørende betydning for de samlede modelegenskaber.

I papiret vil det blive forsøgt vurderet, hvorledes de enkelte modelændringer påvirker de samlede modelegenskaber. Konkret vil effekten af en permanent forøgelse af det offentligt varekøb blive undersøgt i en række "hybrid"-versioner af ADAM. Til dette formål er konstrueret en speciel udgave af ADAM, hvor de anførte 11 punkter v.hj.a. dummy-konstruktioner kan skiftes mellem ny og gammel specifikation.

2 De "rene" modelversioner - ADAM, november 1989 og oktober 1991

I det følgende ses nærmere på effekten af, at det offentliges varekøb øges permanent med 1000 mio. 1980-kr - JDfXov = 1000, første år.

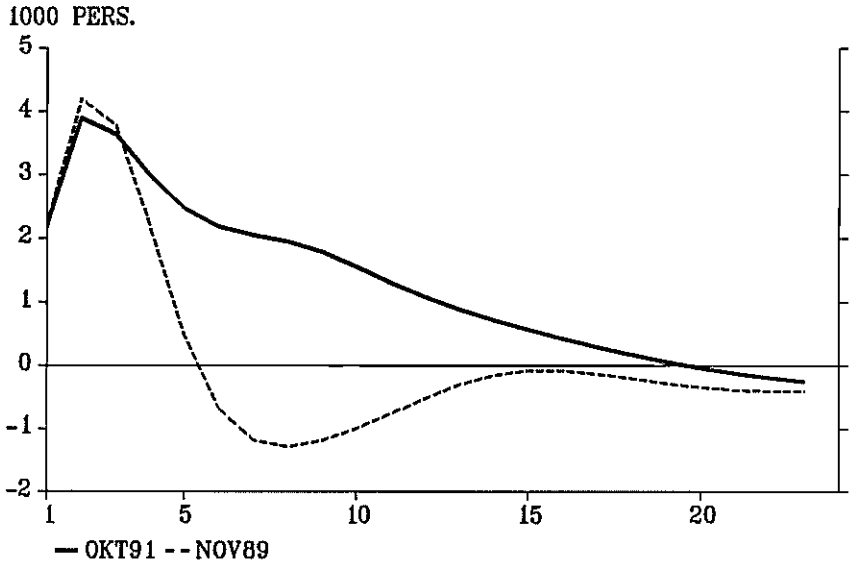
[1] Der kan nævnes nye beskæftigelsesrelationer, ny relation for skattepligtig indkomst og ændringer i modelleringen af indkomstskattereglerne generelt, ny boliginvesteringsrelation, nye relationer for lager-investeringerne, ny relation for gennemsnitlig arbejdstid, nye importrelationer samt særskilt behandling af investeringer i skibe og fly.

De tekniske forudsætninger bag eksperimentet er som følger:

- Obligationsfinansiering af statsligt underskud - krea5 = 1
- Øvrige pengepolitiske reaktioner slået fra - krea<i> = 0, i=2,3,4,6
- Eksogene renteforventninger - kiw1 = 0
- Eksportpriselasticiteter jf. Gert Åge Nielsens undersøgelser:
  ze0 = -.53 ze1 = -.98 ze2 = -.85
  ze5 = -1.19 ze6 = -1.56 ze7q = -1.25
  ze7y = -1,25 ze8 = -.78 zet = -1.2
- Løn-indeksering i OKT91 - dlisa = 0

Forskellen i de samlede modelegenskaber mellem NOV89 og OKT91 er opsummeret i nedenstående figur over beskæftigelseseffekten.

Figur 1. Effekten på den *samlede beskæftigelse* af en permanent forøgelse af det offentliges varekøb på 1 mia. 1980-kr. ADAM, oktober 1991 og november 1989.



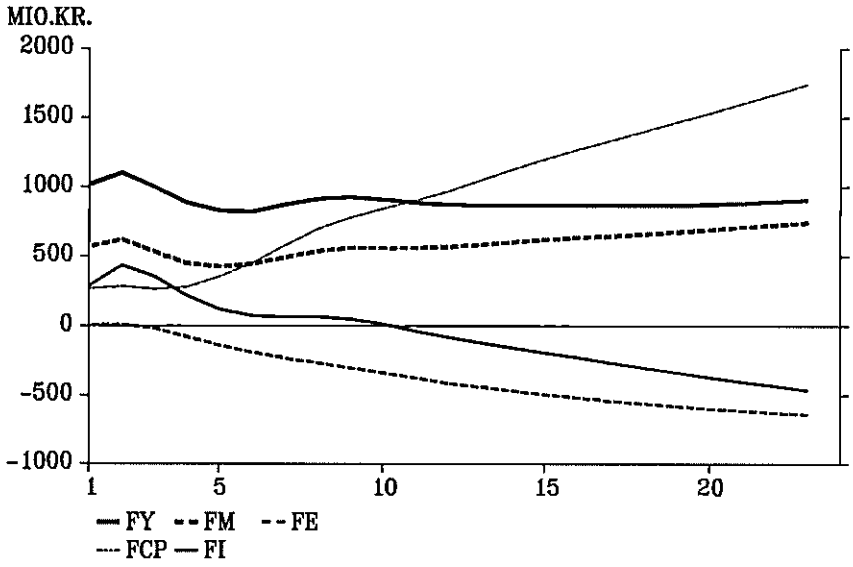
I begge modelversioner tilsiger *crowding-out egenskaberne*, at ekspansiv finanspolitik ikke kan have permanent effekt på beskæftigelsen. Imidlertid *afviger det dynamiske forløb dramatisk.*

Tilpasningen i OKT91 er langsom og nærmest monoton, og fuld crowding-out målt på beskæftigelsen sker først efter ca. 20 år. I modsætning hertil er tilpasningen i effekten på beskæftigelsen i NOV89 meget hurtig med fuld crowding-out allerede efter 5-6 år. Den hurtige crowding-out i NOV89 giver imidlertid anledning til cyklisk indsvingning mod langsigtseffekten på nul med en ikke ubetydelig over-shooting på 6-12 års sigt. Hvad angår kortsigtsegenskaberne, fremgår det af figuren, at disse ikke afviger væsentligt mellem de to modelversioner; dog er beskæftigelseseffekten 2. og 3. år lidt mindre i OKT91.

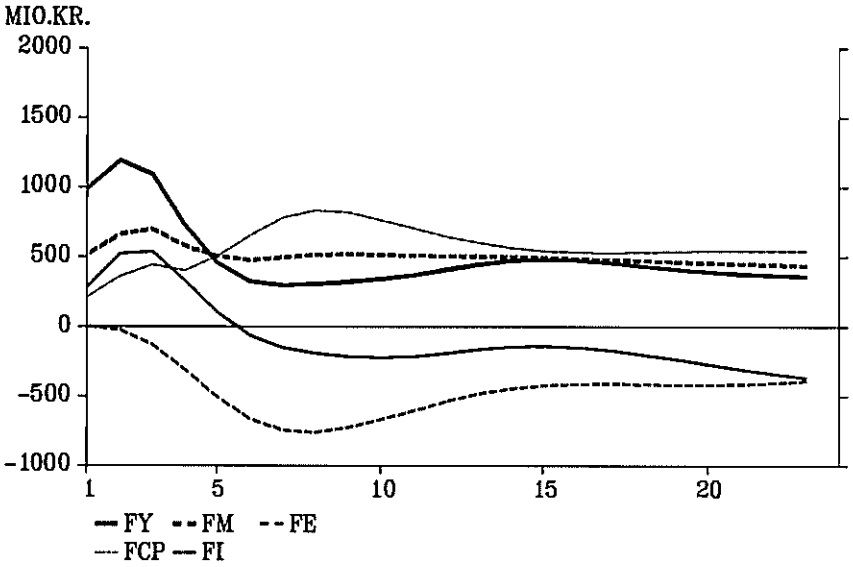
I det følgende beskrives det dynamiske forløb for multiplikator-eksperimentet for de to modelversioner summarisk. Læseren vil kunne finde støtte for gennemgangen dels i figurerne 2-8 og dels (mere detaljeret) i bilagstabellerne.

Figur 2 **Effekten på *forsyningsbalancen* af en permanent forøgelse af det offentliges varekøb på 1 mia. 1980-kr.**

OKT91

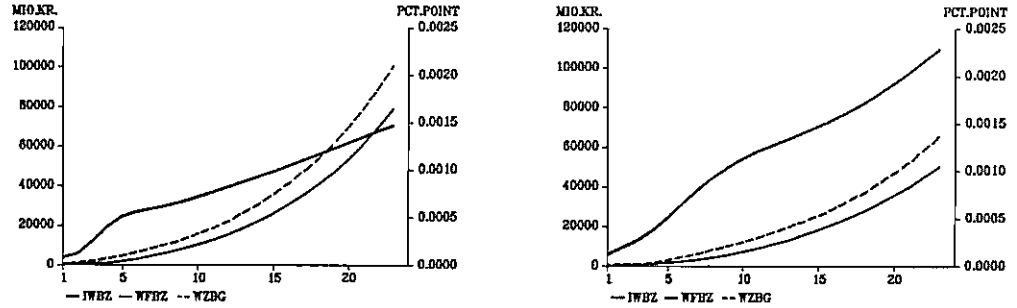


NOV89



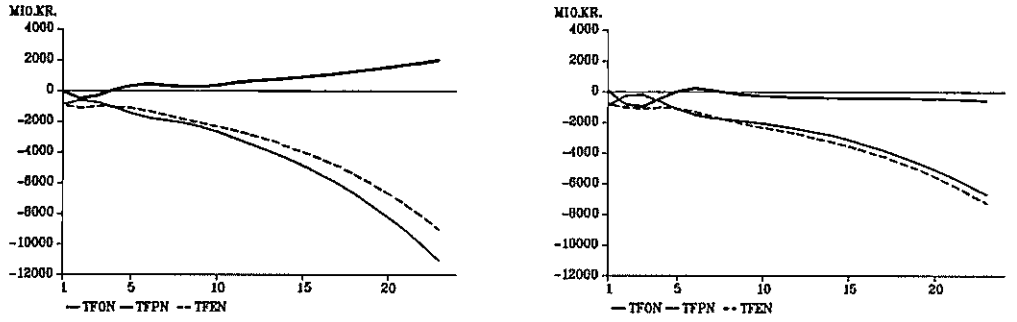
Figur 3 **Effekten på *rente, off. obligationsudbud og Wfbz* af en permanent forøgelse af det offentliges varekøb på 1 mia. 1980-kr.**

OKT91 **NOV89**



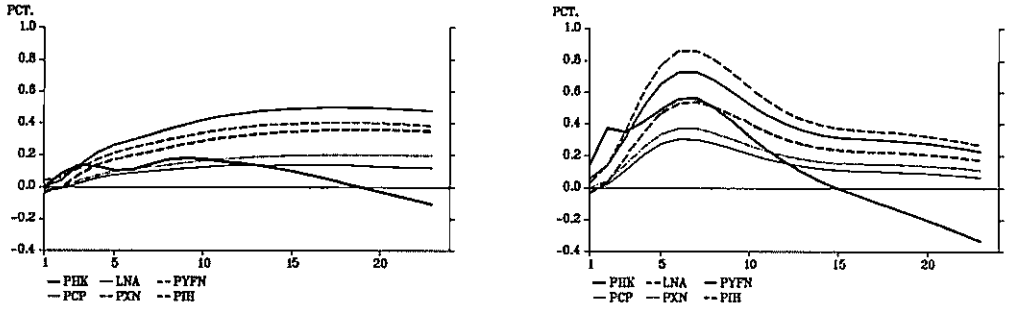
Figur 4 **Effekten på *nettofordringserhvervelser* af en permanent forøgelse af det offentliges varekøb på 1 mia. 1980-kr.**

OKT91 **NOV89**



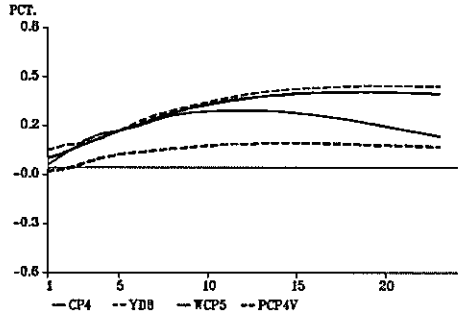
Figur 5 **Effekten på *løn og priser* af en permanent forøgelse af det offentliges varekøb på 1 mia. 1980-kr.**

OKT91 **NOV89**

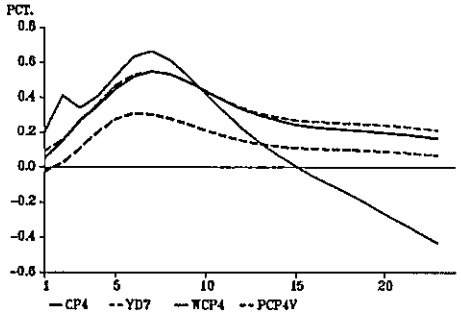


Figur 6 Effekten på *forbrug, indkomst og formue* af en permanent forøgelse af det offentliges varekøb på 1 mia. 1980-kr.

OKT91

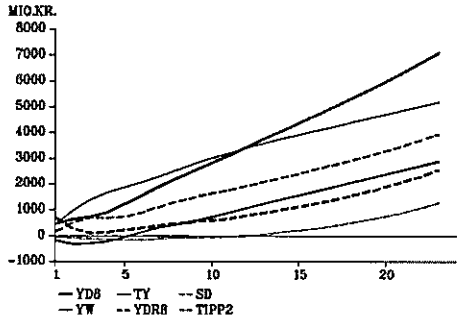


NOV89

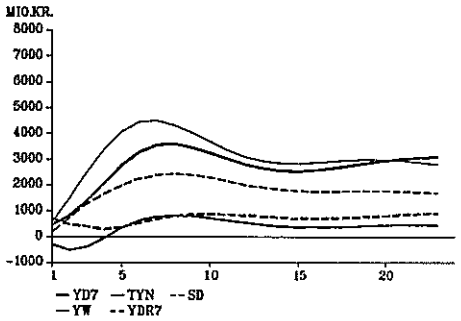


Figur 7 Effekten på *disponibel indkomst, mio kr.* af en permanent forøgelse af det offentliges varekøb på 1 mia. 1980-kr.

OKT91

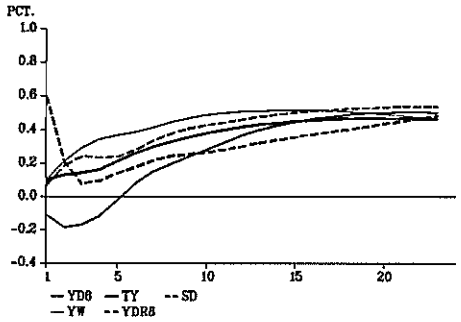


NOV89

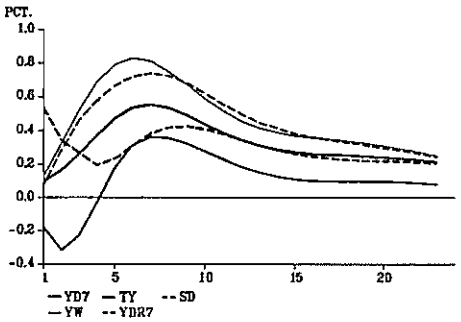


Figur 8 Effekten på *disponibel indkomst i procent* af en permanent forøgelse af det offentliges varekøb på 1 mia. 1980-kr.

OKT91



NOV89



De mest bemærkelsesværdige forskelle mellem OKT91 er nok: Langsommere crowding-out i OKT91 - både målt på beskæftigelsen (fig 1) og på BNP (fig 2). Mindre tendens til svingninger i OKT91 - både realt (fig 1 og fig 2) og nominelt (fig 5 og 6). Mindre kraftig løn-pris-spiral i OKT91 (fig 5). Mindre tendens til rentestigning i OKT91 (fig 3). Støre påvirkning af offentlig saldo i OKT91 (fig 4). Forskellig udvikling i privat forbrug på langt sigt (fig 2).

På helt kort sigt - 1-3 års sigt - er den ekspansive effekt marginalt mindre i OKT91, bl.a. jf. fig 1. Ved eftersyn af de enkelte poster på forsyningsbalancen (fig 2) ses, at en del af forklaringen herpå er udviklingen i *det private forbrug*, der på kort sigt øges mindre i OKT91 end i NOV89. En medvirkende faktor bag den mindre effekt på det private forbrug i OKT91 er bl.a. en mere afdæmpet kontantprisudvikling (fig 5), der i øvrigt også dæmper effekten på boliginvesteringerne.[2]

På mellemlangt sigt - 4-7 års sigt - ses i NOV89 et dramatisk fald i effekten på beskæftigelsen, mens udviklingen i OKT91 er langt mere rolig. Baggrunden for det kraftige fald i beskæftigelsen i NOV89 er dels en kraftig effekt på *eksporten* og dels en hurtigere reduktion af effekten på *investeringerne*.

Baggrunden for den større effekt på *eksporten* i NOV89 end i OKT91 er den kraftigere løn-pris-spiral (fig 5) med deraf følgende konkurrenceevnetab. Også effekten på *investeringerne* reduceres kraftigt på det mellemlange sigt i NOV89; aftrapningen af investeringseffekten i OKT91 er derimod mere jævn. Baggrunden for forskellen i investeringsudviklingen mellem de to model-versioner skal søges i udviklingen i usercost (se evt. tabel-bilag). I OKT91 øges inflationstakten på dette sigt, men samtidig sker en rentestigning, der stort set modsvarer inflationseffekten, og user-cost påvirkes dermed næsten ikke. Pga. den kraftigere løn-pris-spiral er forøgelsen af inflationstakten i NOV89 de første år større end i OKT91. Da gennemslaget fra inflation til usercost ydermere er hurtigere i NOV89, falder usercost derfor de første år. Når inflationsraten efter nogle år falder (prisniveauet flader ud), redresseres effekten på usercost, og den ekspansive effekt på investeringerne reduceres hurtigt i NOV89. Det bemærkes i øvrigt, at effekten på det *private forbrug* på dette sigt er mindre i OKT91 end i NOV89, afspejlende en mindre vækst i den disponible realindkomst.

På langt sigt bliver forskellen mellem modelversionerne domineret af udviklingen i det private forbrug. Mens effekten på det *private forbrug* i NOV89 flader ud efter ca. 10 år, sker der en stadig stigning i forbrugseffekten

---

[2]En anden faktor, der i hvert fald på kort sigt også bidrager til en mindre effekt på forbruget i OKT91, er inddragelsen af den private sektors netto-renteindtægter i den disponible indkomst. Da det betragtede eksperiment indebærer en stigning i renteniveauet, forøges den private sektors renteudgifter (sektoren er netto-debitor), og den disponible indkomst - og dermed forbruget - falder alt andet lige. Effekten af denne forskel er dog yderst begrænset (fig 7). På sigt trækker inddragelsen af renteindtægterne i modsat retning, idet den akkumulerede effekt af en positiv effekt på den private sektors netto-fordringserhvervelse forøger denne sektors formue og dermed sektorens netto-renteindtægter.

i OKT91. Baggrunden for dette forløb er en stadig stigning i den disponible realindkomst - den nominelle indkomst vokser kraftigere en priserne (fig 6). Indkomsten følger i store træk udviklingen i lønnen, der (jf. bl.a. fig 5) øges kraftigere end forbrugerpriserne; herved øges reallønnen (realindkomsten) og dermed forbruget. Det er altså den forskellige udvikling i løn og priser, der ligger bag den langsigtede forbrugsudvikling. Forskellen mellem udviklingen løn og forbrugerpriser skal ses på baggrund af import- og punktafgiftindholdet i det private forbrug, der begge virker som dødvægt i forbrugerpriserne, når de indenlandske omkostninger stiger.[3] Det er i øvrigt bemærkelsesværdigt, at *forbrugskvoten* - forbruget i løbende priser ud af disponibel indkomst - i begge modelversioner *falder* en smule til trods for udviklingen i det reale forbrug. Baggrunden for den faldende forbrugskvote er formue-udviklingen, der i begge modelversioner indebærer en reduktion af formue-indkomst-kvoten - jf. fig 6.

3. Indeksering

En væsentlig forskel mellem OKT91 og NOV89 er måden, hvorpå overførsels-indkomsterne og progressionsgrænserne i skattesystemet indekseres.

I NOV89 er indekseringen som følger:

- Progressionsgrænser i skattesystemet:	Priser med ca. 1 års lag
- Dagpenge (Tyd):	Løn med 1 års lag
- Kont.hjælp og gen. pensioner (Typs, Tyk):	Priser med ca. 1 års lag
- Øvrige overførsler (Typr,Tyrr,Tysa,Tysb):	Eksogene

Indekseringen af overførsler og progressionsgrænser kan i OKT91 *enten* ske på grundlag af nettopriserne (stort set svarende til det tidligere anvendte reguleringspristal) med et lag på 2½ år, *eller* overførslerne mv. kan løn-indekseres - også med 2½ års lag.

Valget af indekseringsmetode viser sig at være af afgørende betydning, idet løn- og prisudviklingen typisk vil afvige markant i multiplikatoreksperimenter - jf. bl.a. fig 5 - såvel som i fremskrivninger. Konkret vil man i et inflationært eksperiment - som det her betragtede - observere større lønstigninger end prisstigninger. Prisindeksering vil - relativt til lønindeksering - derfor bl.a. bevirke følgende:

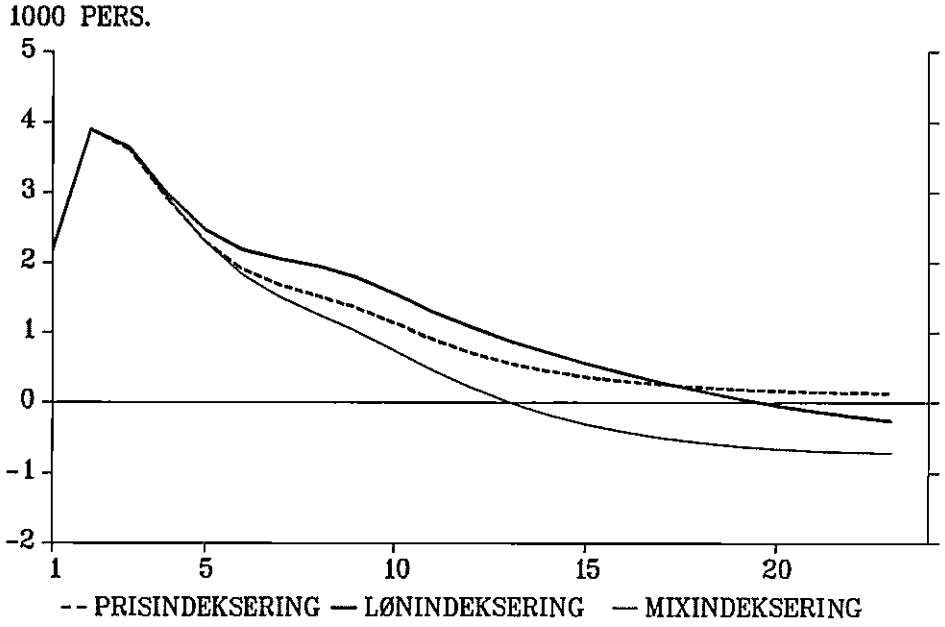
i Disponibel indkomst stiger mindre (pga. overførselsindkomsterne)
ii De offentlige udgifter stiger mindre (ditto)
iii De offentlige skatte-indtægter stiger mere - fiscal drag (pga. indekseringen af progressionsgrænserne)
iv Kompensationsgraden falder

[3]Den her beskrevne påvirkning af den disponible realindkomst via en wedge mellem priser og lønninger er også tilstede i NOV89. Imidlertid er effekten på løn- og pris*niveauet* her mindre, hvorved wedgen mellem disse størrelser bliver af mindre absolut betydning.

De nævnte forskelle mellem pris- og lønindeksering indebærer bl.a., at prisindeksering alt andet lige bevirker mindre stigning i det private forbrug (pga. i), bedre offentlig saldo (pga. ii og iii) og lavere løn-/prisniveau (pga. iv).

I nedenstående figur 9 er effekten på beskæftigelsen illustreret for OKT91, under antagelse om hhv. lønindeksering (dlisa = 0), prisindeksering (dlisa = 1) og under antagelse om et mix af indekseringsregler, der skulle efterligne indekseringsmekanismen i NOV89 - i det følgende kaldet mixindeksering:[4]

Figur 9. Effekten på den *samlede beskæftigelse* af en permanent forøgelse af det offentliges varekøb på 1 mia. 1980-kr. ADAM, oktober 1991, forskellig indeksering



Anm: I de hidtil viste grafer er der anvendt *lønindeksering* i OKT91

Pga. laggene i indekseringsmekanismerne er beskæftigelseseffekten de første år næsten ens, men på sigt ses en betragtelig forskel i effekten på beskæftigelsen afhængig af, hvorledes overførslerne og progressionsgrænserne indekseres.

I tilfælde af lønindeksering ses på mellemlangt sigt - op til 15 år - en større effekt på beskæftigelsen end under antagelse om prisindeksering (eller mix-

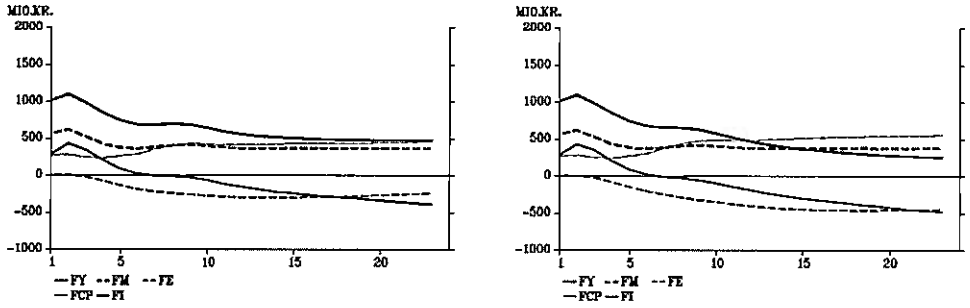
[4]Konkret er progressionsgrænserne prisindekseret (jf. dlisa = 1, dvs. 2½ års lag i pcpn), dagpengesatsen er lønindekseret (1 års lag i lih), Typs og Tyk er prisindekseret (jf. dlisa = 1), og Tysa, Tysb, Typr og Tyrr er eksogene. Væsentligste forskel til indekseringen i NOV89 er det længere lag i indekseringen af progressionsgrænserne samt af Typs og Tyk. Denne "mix"-indeksering kan *ikke* umiddelbart anvendes i den officielle udgave af ADAM, oktober 1991.

indeksering). Crowding-out sker med andre ord hurtigere, når overførsler mv. prisindekseres (og endnu hurtigere med "mix-indeksering").

Forskellen i beskæftigelseseffekt mellem prisindeksering og lønindekseringen dækker over betydelige forskelle i effekterne på de enkelte poster på forsyningsbalancen. Nedenstående figur illustrerer effekten på forsyningsbalancen under forudsætning af hhv. pris- og "mix"-indeksering:

Figur 10 Effekten på *forsyningsbalancen* af en permanent forøgelse af det offentliges varekøb på 1 mia. 1980-kr. Forskellig indeksering af overførsler m.v.

Prisindeksering **"Mix"-indeksering**



Ved sammenligning med figur 2 fremgår det tydeligt, at indekseringsreglerne har stor betydning for den langsigtede udvikling i det private forbrug. Mens *lønindeksering* indebærer en fortsat stigning i forbruget, er *pris- eller mixindeksering* karakteriseret af en på sigt ret konstant effekt på det private forbrug.

Baggrunden for denne meget forskellige udvikling i forbruget er, at mens lønindeksering indebærer ret kraftige stigninger i *realoverførslerne*, så er prisindeksering mere eller mindre pr. definition neutral overfor realværdien af overførslerne; af tabel-bilaget fremgår det tydeligt, at de samlede overførsler øges væsentligt mere i tilfælde af lønindeksering end med pris- eller mix-indeksering. Den større stigning i overførselsindkomsterne forøger direkte den nominelle disponible indkomst og dermed forbruget - med heraf følgende multiplikator-virkninger oven i.[5]

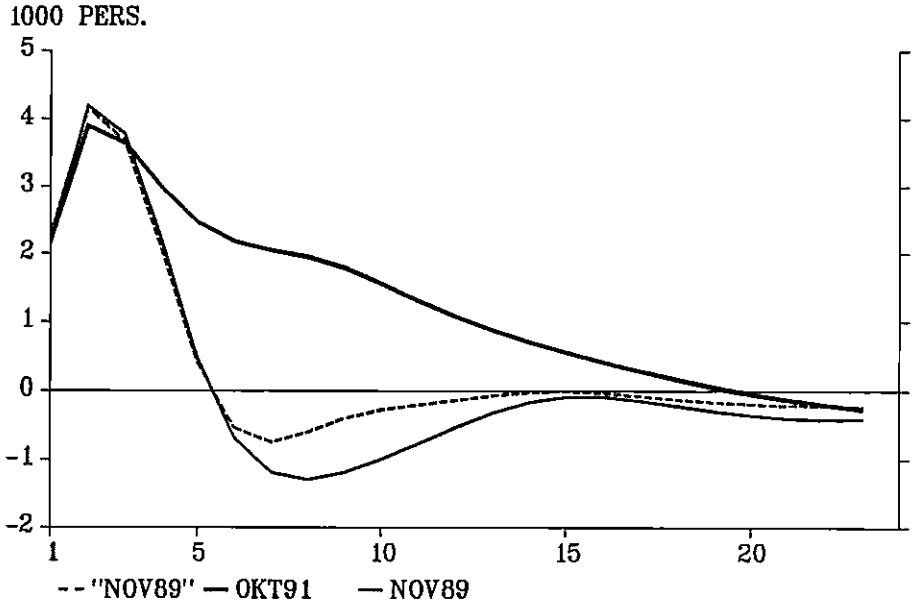
[5]Indekseringen af progressionsgrænser trækker i øvrigt samme vej som overførselsindkomsterne. I tilfælde af prisindeksering vil progressionsgrænserne ikke justeres op svarende til stigningen i den skattepligtige indkomst (Ys), da indkomsterne typisk stiger nogenlunde svarende til lønnen. Herved øges den effektive beskatning - fiscal drag - og disponibel indkomst reduceres pga. stigningen i de direkte skatter, Sd. Omvendt vil lønindeksering være nogenlunde neutral i forhold beskatningen.

4. ADAM, oktober 1991 og en "næsten november 1989"-version

Der er blevet konstrueret en "hybrid"-version af ADAM, hvor de enkelte relationer i modellen v.hj.a. dummy-konstruktioner kan skiftes mellem OKT91- og NOV89-specifikation. Konkret er det muligt at skifte de i indledningen nævnte 11 centrale punkter frem og tilbage mellem de to modelversioner. Hybridversionen tager udgangspunkt i OKT91; hvis alle dummy-konstruktioner således slås over til OKT91-specifikationen, er hybrid-modellen derfor identisk med OKT91. Slås alle dummy-konstruktioner derimod over til NOV89-specifikationen, vil modelegenskaberne ikke være helt sammenfaldende med egenskaberne i NOV89, jf. nedenfor.

I nedenstående graf vises effekten på beskæftigelsen i det betragtede eksperiment i hhv. den rene OKT91, den rene NOV89-model (svarende til figur 1) samt i den nævnte "hybrid"-version med alle dummy'er slået over til NOV89-specifikation.

Figur 11. Effekten på den *samlede beskæftigelse* af en permanent forøgelse af det offentliges varekøb på 1 mia. 1980-kr. ADAM, oktober 1991, ADAM, november 1989 samt hybrid-versionen "næsten NOV89" (se tekst).



Det ses i figuren, at når de nævnte 11, centrale punkter i modellen specificeres som i NOV89, så er modelegenskaberne - målt på beskæftigelseseffekten - næsten sammenfaldende med den "rigtige" NOV89-version. Med andre ord kan vi med de nævnte punkter forklare den helt overvejende del af forskellen mellem den gamle og den nye modelversion. Den forskel, der trods alt er tilbage mellem NOV89 og "NOV89"-hybridversionen, kan primært tilskrives

de modelændringer, som det på forhånd var skønnet, at det ikke var nødvendigt at indlægge dummy-konstruktioner for.[6]

5. De enkelte ændringers effekt på modelegenskaberne - enkeltvis

I et forsøg på at vurdere, hvilke modelændringer, der er mest afgørende for de samlede modelegenskaber, er de udvalgte 11 centrale punkter een for een skiftet over fra OKT91 til NOV89.

Udgangspunktet er således den nye modelversion, dvs OKT91 med lønindeksering af overførselsindkomster mv. Øverste linie i omstående tabel 2 angiver effekten på den samlede beskæftigelse i udvalgte år i OKT91, mens næste linie angiver effekten, når alle 11 centrale punkter er slået over på NOV89 (svarende til den stiplede linie i figur 11). Forskellen mellem disse to effekter fremgår af linie 3, og det er denne forskel, det skal forsøges at dekomponere. En positiv værdi af "Forskel" indikerer, at beskæftigelseseffekten er større i OKT91 end i NOV89.

De følgende 11 rækker af tabel 2 viser *forskellen* mellem beskæftigelseseffekten i OKT91 og beskæftigelseseffekten i en "hybrid"-version, hvor eet og kun eet af de nævnte 11, centrale punkter er slået over til NOV89-specifikation. Eksempelvis ses i række nr 4, "Arbejdsudbud", at beskæftigelseseffekten i det betragtede eksperiment første år er 33 personer større i OKT91 end, hvis den nye arbejdsudbudsfunktion ikke var lagt ind i modellen - dvs. hvis NOV89-specifikationen (eksogent arbejdsudbud) var bibeholdt. Grafer, der viser effekten af disse enkeltvise ændringer er vist i bilag 2.

Det overordnede indtryk af tabel 2 er, at den samlede forskel i beskæftigelseseffekten kun vanskeligt lader sig dekomponere i de enkelte ændringers forklaringsbidrag. Den samlede forskel - række 3 - udviser således en udpræget grad af mangel på overensstemmelse med summen af de enkelte "een for een"-forskelle - jf. sidste række, benævnt Σ. Baggrunden for, at ændringerne taget ind *samtidigt* giver anledning til *een* forskel, og summen af effekten af ændringerne *hver for sig* giver anledning til en *anden* forskel, er, at effekten af en given ændring kan afhænge af om en anden ændring er foretaget eller ej.[7] Det bemærkes i øvrigt, at tabellen er præget af modsatrettede effekter, således at effekten af nogle ændringer virker modsat effekten af andre; en række af ændringerne har endvidere forskellig effekt på kort og på langt sigt!

---

[6]Se fodnote 1. I praksis kan forskellen mellem NOV89 og den beskrevne "hybrid"-version også skyldes forskelle i grundforløbene. Det bemærkes, at grundforløbene er *identiske* for forskellige udgaver af "hybrid"-versionen, og at grundforløbet med den rene NOV89 er tilstræbt størst mulig sammenlignelighed med "hybrid"-grundforløbet.

[7]Effekten af de enkelte ændringer er med andre ord ikke uafhængige. Eksempelvis kan man forestille sig, at effekten af ændringen i indekseringsmekanismerne afhænger af, hvilken lønrelation, der anvendes (forskellige lønrelationer giver anledning til forskel i løn-pris-spiralernes styrke og derfor til forskel i effekten på løn- og prisniveauet, hvilket naturligvis får konsekvenser for effekten af forskellige indekseringsregler.)

Tabel 2. Effekten på den *samlede beskæftigelse* af en permanent forøgelse af det offentliges varekøb på 1 mia. 1980-kr. De enkelte ændringers isolerede bidrag til forklaring af *forskellen* mellem OKT91 og "NOV89"

År	1	2	5	10	15	20
OKT91	2190	3894	2470	1559	560	-39
"NOV89"	2282	4150	399	-266	-2	-186
Forskel	−92	−257	2070	1826	563	146
Arbejdsudbud, fra NOV89	33	161	513	274	275	244
Kontantpris, fra NOV89	−94	−365	−73	−544	−635	−519
Forbrug, fra NOV89	−9	−72	−58	−91	16	245
Bilkøb, fra NOV89	−39	−139	65	182	139	58
Investeringer, fra NOV89	4	−73	−352	93	−37	−204
Løn, fra NOV89	52	162	311	155	157	−22
Udl.obl.eftsp., fra NOV89	40	107	−4	392	722	825
Indeksering, fra NOV89	0	0	178	818	865	616
Rentestrømme, fra NOV89	−82	−195	−537	−156	141	413
Prisrelationer, fra NOV89	−40	−10	287	165	175	158
Imput. finans. tj., fra NOV89	−35	−24	53	147	60	0
Σ	−170	−448	383	1435	1878	1814

Anm.: Et *positivt* tal angiver, at beskæftigelseseffekten i OKT91 er *større* end i den betragtede hybrid-version.
I bilag 2 er grafer over beskæftigelseseffekten i hhv. OKT91, "NOV89" og de enkelte hybrid-versioner vist.

Generelt er billedet yderst broget, men alligevel kan der gøres et par generelle bemærkninger:

Arbejdsbud: Endogeniseringen af arbejdsudbuddet indebærer, at effekten på beskæftigelsen er større i OKT91, end hvis vi havde bibeholdt den eksogene fastlæggelse af arbejdsudbuddet fra NOV89. Dette resultat kan næppe overraske, da endogeniseringen af arbejdsudbuddet alt andet lige mindsker reale støds effekt på ledigheden. Det endogene arbejdsudbud medvirker derved til at begrænse løn-pris-spiralen og reducerer derigennem den crowding-out-mekanisme, der går via lønrelation og udenrigshandel.

Kontantpris: Den nye kontantprisrelation bevirker, at effekten på beskæftigelsen reduceres væsentligt i det betragtede ekspansive eksperiment. Baggrunden for de forskellige modelegenskaber

er dels den øgede renteelasticitet i boligefterspørgslen og dels den mindre indkomstelasticitet. Den nye kontantprisrelation medvirker med andre ord til mindre beskæftigelseseffekt på kort sigt og hurtigere crowding-out i OKT91.

Forbrug: Den nye relation for det private forbrug synes ikke særligt afgørende for multiplikatoregenskaberne.

Bilkøb: Konjunkturfølsomheden er øget i den nye bilkøbsrelation, hvorfor bilkøbet på kort sigt påvirkes kraftigere i OKT91 end i NOV89-specifikationen. For givet *samlet* forbrug bliver der mindre plads til indenlandsk producerede forbrugsgoder, hvilket reducerer den kortsigtede beskæftigelseseffekt i OKT91. På sigt vendes dette resultat.

Investeringer: Den større renteføl somhed i de nye investeringsrelationer mindsker beskæftigelseseffekten i OKT91. De nye relationer for de private erhvervsmæssige investeringer øger dermed crowding-out hastigheden.

Løn: Løn-pris-spiralen er reduceret med den nye lønrelation, hvilket alt andet lige øger beskæftigelseseffekten i den nye model. Den nye lønrelation trækker således mod langsommere crowding-out.

Udl.obl.eftsp.: Renteføl somheden i udlandets efterspørgsel efter danske obligationer er pga. den semi-logaritmiske funktionsform blevet afhængig af niveauet for Wfbz. I et eksperiment som det her betragtede øges den danske rente og derigennem Wfbz. Herved øges renteføl somheden, og den danske rente bindes i højere grad til den eksogene tyske rente. Rentestigningen bliver derfor mindre, og crowding-out via denne kanal reduceres; beskæftigelseseffekten i OKT91 bliver derved alt andet lige større end, hvis den gamle specifikation var bibeholdt.[8]

Indeksering: Pga. indekseringsreglernes ret lange lag er der ingen forskel i multiplikatoregenskaberne de første 2 år. På sigt giver specifikationen i OKT91 (løn-indeksering) anledning til væsentligt større beskæftigelseseffekter, svarende til langsommere crowding-out. Baggrunden er nærmere beskrevet i afsnit 3.

Øvrige: Rentestrømsrelationernes påvirkning af beskæftigelseseffekten er - lidt overraskende - ikke helt ubetydelig.[9] Derimod synes

---

[8]Bemærk asymmetrien, der indebærer, at den nye Wfbz-relation i et eksperiment, der indebærer tendens til rente*fald* og dermed fald i Wfbz, vil tillade *større* rentefald end med den gamle relation.

[9]Tages rentestrømsrelationerne ind enkeltvis, viser det sig, at den modelændring, der har størst effekt på modelegenskaberne, er relationen for statens indenlandske renteudgifter, Tisui; forskellen mellem de to modelversioners specifikation er nok primært, at der er en korrektionsfaktor (=0.93) i relationen i NOV89. Derimod er effekten af respecifikationen af udlandets renteindtægter, Tien, og endogeniseringen af Nationalbankens renteindtægter, Tinn, i det betragtede eksperiment ikke af stor betydning. Det må imidlertid formodes, at disse to modelændringer kan have væsentlig betydning i eksperimenter, hvor renteniveauet ændres markant.

de nye prisrelationer samt specifikationen af imputerede finansielle tjenester ikke at påvirke modelegenskaberne væsentligt.

6. Trinvis overgang fra OKT91 til NOV89

Som det fremgik af bemærkningerne til tabel 2 summer effekten af de *enkelte* modelændringer ikke til den samlede forskel mellem den gamle og nye modelversion. Som nævnt er baggrunden, at effekten af en given ændring kan afhænge af om en anden ændring er foretaget eller ej.

I nedenstående tabel 3 tages udgangspunkt i beskæftigelseseffekten i udvalgte år af en forøgelse af det offentliges varekøb i OKT91. Herefter skiftes de centrale dele af modellen ud med specifikationerne fra NOV89, idet effekten af modelændringerne får lov at "akkumulere"; når alle specifikationer er slået over til NOV89-specifikation, har vi således vores "NOV89"-model.

Tabel 3 Effekten på den *samlede beskæftigelse* af en permanent forøgelse af det offentliges varekøb på 1 mia. 1980-kr. ADAM, oktober 1991 og ADAM, "NOV89" og forskellige mellemversioner.

År	1	2	5	10	15	20
I: OKT91	2190	3894	2470	1559	560	−39
II: I+mixind.	2190	3893	2291	742	−305	−656
III: II+renter	2245	3962	2139	389	−450	−800
IV: III+Wfbz	2230	3900	2122	46	−1127	−1189
V: IV+arb.udbud	2195	3736	1650	-316	−1323	−1008
VI: V+løn	2153	3498	587	−1021	−1032	283
VII: VI+Eftsp = "NOV89"	2282	4150	399	−266	-2	−186

Anm.: Mixind. angiver, at indekseringsreglerne svarer til NOV89 (jf. afsnit 3)
Renter angiver, at relationerne for rentestrømme samt imp.fin.tj. svarer til NOV89
Wfbz angiver, at relationen for udl. obl. efterspørgsel svarer til NOV89
Arb.udbud angiver, at relationen for arbejdsudbuddet svarer til NOV89 (eksogen)
Løn angiver, at prisrelationer samt lønrelation svarer til NOV89
Eftsp. angiver, at relationerne for privat forbrug, bilkøb, kontantpris samt investeringsrelationerne svarer til NOV89.

Det ses i tabellen, at ved overgang fra lønindeksering - default i OKT91 - til *mixindeksering* forøges crowding-out hastigheden. Dette er i overensstemmelse med resultatet i tabel 2; det bemærkes, at bortset fra afrunding er forskellen mellem række I og II identisk med tabel 2's femte sidste række "Indeksering, fra NOV89".

I række III angives beskæftigelseseffekten, når *rentestrømsrelationerne* samt behandlingen af imputerede finansielle tjenester følger NOV89-specifikationen; indekseringsreglerne fra række II - mixindeksering - fastholdes i denne og de følgende rækker. Ved sammenligning af III og II ses, at de gamle rentestrømsrelationer mv. giver anledning til en mindre beskæftigelseseffekt, når der bortses fra de første 2 år. Den hurtigere crowding-out med NOV89-specifikationen af rentestrømsrelationerne svarer til resultatet fra tabel 2, omend størrelsesordenen ikke er helt den samme.

Introduceres yderligere specifikationen af *udlandets obligationsefterspørgsel* fra NOV89 ses yderligere en forstærkning af crowding-out tendenserne. Igen er resultatet kvalitativt i overensstemmelse med tabel 2, men kvantitativt er der forskel. Eksempelvis reduceres beskæftigelseseffekten i tabel 3 i år 20 med ca. 300 personer, når NOV89-specifikationen af Wfbz-relationen anvendes i stedet for OKT91-udgaven (forskellen på IV og III); denne reduktion af beskæftigelseseffekten finder sted i en modelversion med mix-indeksering og "gamle" rentestrømsrelationer mv. I tabel 2 er effekten af en udskiftning af Wfbz-relationen mere end 800 personer samme år; i dette tilfælde foretages udskiftningen af Wfbz-relationen i OKT91-modellen, dvs. med lønindeksering og de nye rentestrømsrelationer mv.[10]

I række V går vi et skridt videre og eksogeniserer *arbejdsudbuddet* i overensstemmelse med NOV89. Denne modelændring forstærker yderligere crowding-out tendenserne. Ved sammenligning med tabel ses en rimelig overensstemmelse i størrelsesordenen af effekten.

Slår vi yderligere *løn- og prisrelationerne* tilbage til NOV89-specifikation ser vi i række VI endnu en gang en forstærkning af crowding-out hastigheden. Påvirkningen af crowding-out hastigheden som følge af at anvende de gamle løn- og prisrelationer er ret stor, og ændringen i multiplikatoren på 5-10 års sigt er noget kraftigere her end de isolerede effekter fra tabel 2.

Endelig ser vi ved overgang til den sidste række effekten af at slå de *efterspørgselsside-relevante relationer* tilbage til NOV89-specifikation. Den dynamiske effekt af dette er interessant: På 1-2 års sigt forøges beskæftigelseseffekten; dette svarer til resultatet i tabel 2, hvor det fremgik, at alle de efterspørgselsside-relevante relationer trak i denne retning. Faldet i beskæftigelseseffekten fra det helt kort sigt til ca 5 års sigt er meget hurtigere med de "gamle" efterspørgselsrelationer. Tilsyneladende er det altså netop disse relationer (samt løn- og prisrelationerne), der er "ansvarlige" for det

[10]Der kan næppe være tvivl om, at den afgørende forskel er indekseringsreglerne: I tabel 2 giver lønindekseringen anledning til en kraftigere finanspolitisk lempelse, hvilket øger tendensen til rentestigning. Den herved fremprovokerede stigning i Wfbz øger den effektive forskel mellem den nye og gamle Wfbz-relation (renteføIsomheden i den nye og gamle Wfbz-relation er nærmest identisk ved grundkørslens niveau for Wfbz = ca 90 mia). I tabel 3, hvor mix-indekseringen indebærer, at den finanspolitiske lempelse er mindre end tilfældet med lønindekseringen, er tendensen til rentestigning følgelig mindre. Derfor stiger Wfbz ikke så meget og forskellen mellem ny og gammel specifikation bliver ikke så stor som i tilfældet med lønindeksering.

dramatiske fald i beskæftigelseseffekten på 2-5 års sigt i NOV89. Til gengæld sikrer disse gamle relationer tilsyneladende også (delvis) imod de voldsomme cykliske tendenser i VI.

7 Rækkefølgens betydning for ændringernes effekt

Den valgte rækkefølge for introduktion af modelændringer fra OKT91 til "NOV89" i tabel 3 er arbitrær. I omstående tabel 4 er de enkelte ændringer af modellen introduceret på forskellige "stadier". Herved er det muligt at få et indtryk af, hvorvidt rækkefølgen, i hvilken modelændringerne introduceres, har væsentlig betydning for deres effekt.

Tabellen er delt op i 5 blokke af 4 rækker. Inden for hver blok kan en "grund"-specifikation - den første række i blokken - sammenlignes med de 3 følgende rækker, der introducerer hhv løn-pris-blokken, efterspørgselsrelationerne og arbejdsudbuddet fra NOV89. De 5 "grund"-specifikationer er *lønindeksering* (I), *mixindeksering* (V), *mixind. og Wfbz* fra NOV89 (IX), *mixind. og Wfbz samt rentestrømme* fra NOV89 (XIII), og endelig *lønindeksering og Wfbz samt rentestrømme* fra NOV89 (XVII). I hver af disse "grund"-specifikationer kan effekten af hhv. at udskifte løn-pris-blokken, efterspørgselsrelationerne og arbejdsudbuddet ses. De 5 blokke kan også sammenlignes indbyrdes for derved at se effekten af indekseringsregler, Wfbz-relation og/eller rentestrømme i forskellige kombinationer; sammenlignes eksempelvis XIII-XVI med XVII-XX fås effekten af løn- kontra mixindeksering.

Det overordnede indtryk af tabel 4 er, at *rækkefølgen, i hvilken modelændringerne introduceres, ikke er særligt afgørende rent kvalitativt!* Tilsyneladende gælder ret generelt - dvs. uafhængig af rækkefølge:

Løn-pris-blok fra NOV89	:	Hurtigere crowding-out.
Efterspørgselsrel. fra NOV89	:	Større kortsigtseffekt på beskæftigelsen, langsommere crowding-out.
Arbejdsudbud fra NOV89	:	Hurtigere crowding-out.
Wfbz fra NOV89	:	Hurtigere crowding-out[11].
Rentestrømme m.v. fra NOV89	:	Hurtigere crowding-out, (men marginalt større kortsigts effekt).
Indeksering fra NOV89	:	Hurtigere crowding-out.

Den konkrete størrelsesorden og tidsmæssige fordeling af effekterne varierer dog med den valgte modelversion.

[11]Jf. V-VIII vs. IX-XII. Det bemærkes, som en lille detalje, at beskæftigelseseffekten det 5. år er marginalt *større* med NOV89-specifikationen af Wfbz-relationen. Dette var ikke tilfælde i tabel 2, hvor (som den eneste forskel) rentestrømsrelationerne mv. var af NOV89-specifikationen.

Tabel 4 **Effekten på den *samlede beskæftigelse* af en permanent forøgelse af det offentliges varekøb på 1 mia. 1980-kr. ADAM, oktober 1991 og ADAM, "NOV89" og forskellige mellemversioner.**

År	1	2	5	10	15	20
I: OKT91 (lønind)	2190	3894	2470	1559	560	−39
II: I+løn	2148	3644	1516	1137	81	−233
III: I+eftsp.	2329	4586	2958	2083	1280	645
IV: I+arb.udbud	2157	3733	1958	1285	285	−283
V: OKT91+mixind.	2190	3893	2291	742	−305	−656
VI: V+løn	2148	3647	1184	41	−551	−242
VII: V+eftsp.	2329	4586	2695	813	35	−365
VIII V+arb.udbud	2158	3733	1727	383	−559	−701
IX: V+Wfbz	2150	3786	2311	410	−886	−1068
X: IX+løn	2111	3571	1379	−548	−1198	−221
XI: IX+eftsp.	2290	4493	2811	637	−139	−528
XII: IX+arb.udbud	2120	3640	1832	4	−1153	−974
XIII: IX+renter	2230	3900	2122	46	−1127	−1189
IXV: XIII+løn	2188	3374	1170	−863	−1297	−201
XV: XIII+eftsp.	2370	4626	2634	486	-258	−623
XVI: XIII+arb.udbud	2195	3736	1650	-316	−1323	−1008
XVII: XIII, dog lønind.	2230	3900	2300	761	−581	−1241
XVIII:IXV, dog lønind.	2188	3672	1496	150	−1160	−1162
XIX: XV, dog lønind.	2370	4625	2900	1729	783	15
XX: XVI, dog lønind.	2195	3736	1877	498	−864	−1409

Anm: Se anmærkning til tabel 3.

8 Opsummering

Modelegenskaberne er ændret dramatisk ved overgangen fra ADAM, november 1989 til Oktober 1991. Imidlertid kan der ikke udnævnes nogen "mono-skurk", der kan påtage sig hovedansvaret for de ændrede multiplikatoregenskaber. Modelændringerne der er sket trækker i nogen udstrækning i hver sin retning, om end flertallet af ændringerne trækker mod langsommere crowding-out - arbejdsudbud, indekseringsregler og udlandets obligationsefterspørgsel som de måske mest fremtrædende modelændringer. De mindre kortsigtseffekter synes

primært at kunne henføres til de efterspørgselsside-relevante modelændringer, ikke mindst til kontantprisrelationen.

Ved vurdering af den relative betydning af de enkelte modelændringer bør det erindres, at der i dette papir kun er foretaget eet eksperiment. Det kan meget let tænkes, at nogle af de mindre væsentlige modelændringer - vurderet på fXov-eksperimentet - er afgørende for en forklaring af ændringen i de samlede modelegenskaber i en anden type eksperiment.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

John Smidt

9. februar 1993

Standard for layout i modelgruppen

Resumé:

I papiret samles op på de beslutninger, der blev taget angående layout i forbindelse med udarbejdelsen af bogen ADAM – En model af dansk økonomi, oktober 1991.

layout.js

Nøgleord: layout dokumentation modelgruppepapirer grafer tabeller formler

1. Indledning

I det følgende gennemgås de standarder for layout, der er gældende i modelgruppen. Mange af disse standarder er fastlagt i forbindelse med udarbejdelsen af *ADAM – En model af dansk økonomi, oktober 1991*, men bør også overholdes i forbindelse med eksempelvis modelgruppepapirskrivning. Standarderne kan betragtes som en udfyldning af Danmarks Statistiks generelle regler for layout, jf. fx formidlingshåndbogen; der er foretaget en række justeringer i forhold til de generelle regler dels af praktiske/tekniske hensyn, dels af hensyn til naturen af modelgruppens arbejde. Standarderne er gældende indtil nye besluttes.

2. Generelle konventioner

Margener i modelgruppepapirer er i overensstemmelse med WP-makroen 2½ cm. til højre-, top- og bundmargen, mens venstremargen er 5 cm.[1]

Skrifttypen i overensstemmelse med WP-makroen CG Times 12 pkt; fodnoter skrives med CG Times 10 pkt.

Overskrifter skrives med fed. Der må forekomme op til 3 niveauer, idet hvert niveau angives med tal; tallene adskilles af et punktum. Der sættes punktum efter overskriftnummeret, hvorefter der rykkes ind (således at alle overskrifter starter lige langt fra papirets venstre margen). Der sættes ikke punktum efter overskriften. Unummererede overskrifter må forekomme. Der sætte to blanke linier før overskrift og én efter; dette gælder også de unummererede overskrifter. Der anvendes normal skriftstørrelse.[2]

Fremhævninger i teksten foretages med *kursiv* (ikke fed eller understregning).

Fodnoter sættes fortrinsvis sidst i et afsnit og altid *efter* et punktum.

Punktvis indryk i teksten rykkes 1 cm. ind fra venstre margen. De enkelte punkter gives fortløbende bogstaver efterfulgt umiddelbart af højre parentes, hvorefter der sættes indryk til 1½ cm. fra papirets venstre margen. Hvor der ikke refereres til de enkelte punkter kan i stedet for bogstav,højre parentes anvendes • (CTRL-V 6,34). Der sættes under alle omstændigheder en blank linie før blokken med indrykkede punkter og én efter; der sættes ikke blanke linier mellem punkterne. Eksempelvis:

a) Dette er et indryk

---

[1] I *ADAM – En model af dansk økonomi, oktober 1991* er venstre- og højremargen 3 cm, mens top- og bundmargen er hhv. 1 og 2 cm.

[2] I *ADAM – En model af danske økonomi, oktober 1991* anvendes stor til nummererede overskrifter, og normal skriftstørrelse til unummererede.

b) Dette er et andet indryk .... eller

- Punkt der ikke refereres til

3. Formler, variabler i tekst m.m.

Alle formler skrives med *formeleditoren* og *venstrestilles*.

Formlerne *nummereres* fortløbende startende med 1. Formelnummeret sættes i parentes, skrives med fed og højrestilles ud for selve formlen, jf. nedenstående eksempel; "Billedtekst" under "Definition: Formel" kan anvendes, idet formlen, da skal have fuld tekstbredde.[3]

Variabler skrives med kursiv, hvad enten der er tale om ADAM-navne eller andre variabler. *Parametre* angives som hovedregel ved *græske bogstaver*.

Fodtegn for erhverv, varegruppe e.l. skrives med kursiv. For erhverv anvendes som hovedregel i og j, for endelige anvendelser k og for varegrupper h. Fodtegn for dateringer skrives ikke med kursiv. Lagges en brøkdel skrives "ud", dvs. som $_{1/2}$ og altså ikke med Wordperfects indbyggede brøker: $_{½}$.

Som *minustegn* anvendes − (CTRL-V 6,0); dette tegn anvendes også ved lags og som tankestreger i teksten. *Gangetegn* er · (alt-250 (=CRTL-V 6,32)).

Ændringsoperatoren skrives som D(udtryk); operatoren skrives ikke med kursiv (heller ikke i formeleditoren − anvend func{D}(udtryk)).

Under formler *skal* de indgående variabler forklares med mindre de er blevet forklaret tidligere i papiret/kapitlet. Variablerne kan enten forklares i almindelig, fri tekst eller i opstillet form. Strukturen af sidstnævnte er som følger:

$$Y = Yf + Si \qquad (1)$$

Y Bruttonationalprodukt
Yf Bruttofaktorindkomst
Si Indirekte skatter, netto

4. Tabeller

I henhold til DSt-standard må der i tabeller kun anvendes *vandrette streger*, og som hovedregel har tabellerne *fuld tekstbredde*. Lodrette streger kan dog anvendes efter behov, men brugen skal begrænses mest muligt. Anvendes der

[3] I *ADAM − En model af dansk økonomi, oktober 1991* nummereres formlerne med kapitelnummer.-formelnummer, idet hvert kapitel starter med formel 1 (fx **(4.12)** for 12. formel i kapitel 4).

ikke lodrette streger sættes "Afstand mellem tekst og linier" (under Tabelfunktioner) til 0,0,0.15,0; dvs. ingen luft til højre og venstre, men 0,15 cm. øverst.

Tekst og tal skrives i tabellen med CG Times 10 pkt.

Overskriften skrives med fed, jf. nedenstående eksempel. Bemærk, at der sættes punktum efter tabelnummer, men ikke efter overskriftens tekst. Nummereringen er som for formler, dvs. fortløbende.[4]

Anmærkninger skrives med lille og forkortes: "Anm." efterfulgt af et indryk. Eventuelle noter i tabellen angives med tal i høj skrift og anføres efter anmærkningen, jf. eksemplet nedenfor. Rent teknisk gøres følgende for, at få anmærkningen til at stå i passende afstand fra tabellen: Umiddelbart efter koden <Skema fra> skiftes tilbage til 12 pkt. grundskrift, og linieafstanden sættes til 0,5 cm. Der sættes en tvungen ny linie, hvorefter linieafstanden sættes tilbage til default 1 cm. Herefter skrives anmærkningen med lille.

Et eksempel på en korrekt tabel:

Tabel 6.3. Oversigt over de estimerede importrelationer

Importvaregruppe	ADAM-navn	Første års efterspørgsels elasticitet	Tilpasning[1]	Trend i 1990 årlig vækst
		$1+\delta$	ρ	%
Næringsmidler mm.	*fMz0*	1	--	1.67
Drikkevarer og tobak	*fMz1*	1.68	0.9	0.09
Div. ubearbejdede varer	*fMz2*	1.69	0.6	−1.07
Kemikalier	*fMz5*	1.38	0.6	0.68
Andre bearbejdede varer	*fMz6q1*	1.64	0.9	0.01
Maskiner mm.	*fMz7q1*	1	0.9	0.03
Færdigvarer	*fMz81*	1.26	0.8	0.84
De 7 estimerede relationer	–	1.25	--	0.43
Hele importen	*fM*	1.13	–	0.22

Anm. Estimationsperioden er 1963-87.
[1] Beskrivelse af søjlen "Tilpasning" følger.

5. Estimationsresultater mv.

Det skal altid fremgå klart, hvorledes den konkrete estimationsform af en relation er, og hvilke variabler, der indgår; anvendes variabler, der er konstrueret til lejligheden, skal definitionen klart fremgå. Følgende oplysninger

[4] I *ADAM – En model af dansk økonomi, oktober 1991* anvendes formatet kapitelnummer.tabelnummer.

angives altid:

Koefficienter og disses standardafvigelser
n = estimationsperiode
s = regressionens spredning
DW = Durbin-Watson-statistikken; anvend AREMOS-proceduren "DW" til beregning af signifikans, så vi undgår det grå område
R^2 = kvadrat af korrelationskoefficienten mellem de observerede og beregnede værdier af den endogene variabel. Beregnet som:

$$R^2 = \left(\frac{(y-\bar{y})'(\hat{y}-\bar{\hat{y}})}{\sqrt{(y-\bar{y})'(y-\bar{y})} \cdot \sqrt{(\hat{y}-\bar{\hat{y}})'(\hat{y}-\bar{\hat{y}})}} \right)^2$$

idet y angiver den endogene variabel, en $\hat{}$ angiver de beregnede værdier og $\bar{}$ angiver gennemsnittet af den betragtede variabel. Med konstantled er dette blot R^2 fra AREMOS; uden konstantled anvendes AREMOS-proceduren "KOR".

Ved lineære estimationer angives tillige:
LM_1 = LM-test for 1. ordens autokorr. Tro *ikke* på AREMOS' beregning af LM-testet, men anvend i stedet AREMOS-proceduren "LM" til beregningen af LM-størrelsen.

Ved kointegrationsligninger angives tillige:
DF = Dickey-Fuller

Herudover kan naturligvis suppleres med øvrige teststatistikker efter behov.

Signifikans af alle teststørrelser kan angives med en ☺ (CTRL-V 5,7), hvis teststørrelsen falder ud til specifikationens fordel på et 5%-niveau. Ellers kan angives ☹ (CTRL-V 5,26).

Estimationsresultater kan angives i "tabelform" eller på "formelform". Tabelformen er anvendt i *ADAM – En model af dansk økonomi, oktober 1991*:

Tabel 6.4. Ikke-lineær estimation af import af kemikalier, trin 1

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Import af kemikalier	*fMz5*		
Relative priser	$(0.6\ pxm5 + 0.4\ pxm5_{-1})/$ $(0.6\ pxm5_{-1} + 0.4\ pxm5_{-2})$	−0.480	0.241
Konjunktur	*fMl5/fMl5e*	0.377	0.156

Anm. n = 1963-87 s = 225 R^2 = 0.995 DW = 1.48☺
Estimationen er ikke-lineær; specifikationen fremgår af relation (6.7).

6. Grafer mv.

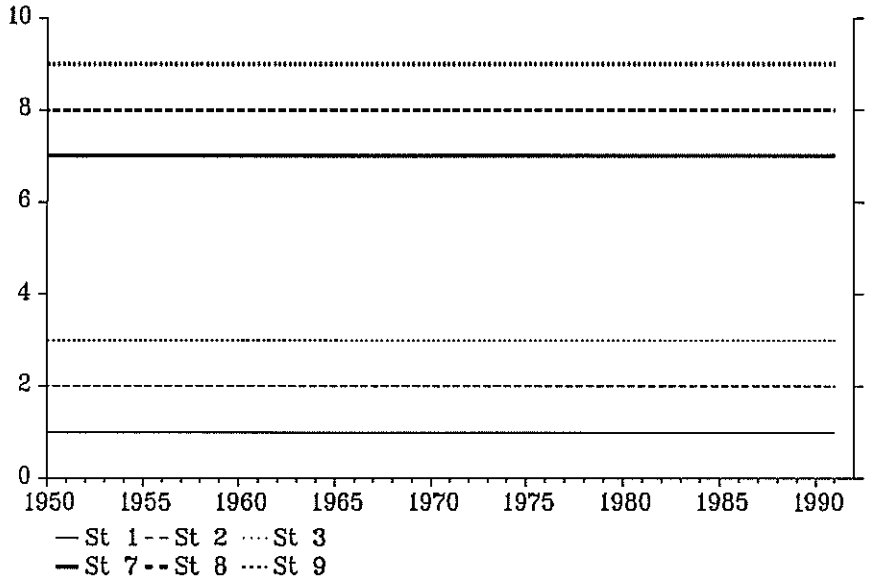
Grafer laves normalt i AREMOS, jf. retningslinierne nedenfor. Efter konvertering og import til *WordPerfect* gøres alle grafer, som ikke er parameterstabilitetsgrafer 12 cm. brede (autohøjde) og centreres. Parametergraferne (og evt. andre "små" grafer) gøres i modelgruppepapirer 6,8 cm. brede (autohøjde) og sættes parvis ved siden af hinanden.[5]

Overskrifter laves i Wordperfect. Nummerering og format følger reglerne for tabeller – dvs. fed, fortløbende nummerering (evt. med kapitelnummer først), efterfulgt af punktum. Der sættes ikke punktum efter overskriften, og hele overskriften skrives venstrestillet. Overskrifter til små grafer – fx rekursive estimationer – skrives som "Billedtekst", under "Definition: Figur", hvorved de bliver centreret.

Linjetype. For at opnå den størst mulige forskel mellem de forskellige kurver, bruges linestyles i følgende rækkefølge:

7: Tyk, optrukken
3: Tynd, tyndt stiplet
2: Tynd, stiplet
1: Tynd, optrukken

Figur 1. Oversigt over linjetyper



Til grafer med *observeret-beregnet-residualer* anvendes:
Observeret = linjetype 7
Beregnet = linjetype 3

[5] I *ADAM – En model af dansk økonomi, oktober 1991* er denne type grafer 7,5 cm. brede.

Residual = histogram type 1
Til grafer med *parameterstabilitet* anvendes:
Parameteren = linjetype 7
Konfidensintervaller = linjetype 3
Til *øvrige grafer* anvendes linjetype 7 til den variabel, man ønsker at fremhæve. Hvis variabler hører parvis sammen, får parrene linjetyperne (7 og 1), (9 og 3), (8 og 2) i nævnte rækkefølge.

X-akse. For 19xx-årstal angives hvert 5. år angives, der *skal* være deleligt med 5. Små og store tics. YYYY-format. Dette gælder dog ikke for multiplikatorer, hvor x-aksen angives med store tics og labels hvert 5. år (0,5,10,15, ... osv.). Ved grafer med observeret-beregnet-residual starter x-aksen året før første residual, så denne ikke bliver halv – dvs. delvist udeladt af grafen; der må kun være "fulde" residualer.

Lodret linie. I grafer med observeret-beregnet og med parameterstabilitet angives en lodret linie d. 1. juli det år, estimationen slutter.

Y-akse. Enhed angives med stort begyndelsesbogstav på venstre y-akse, og et evt. %-tegn centreres pænt vha. et antal blanktegn. Aksen gentages *altid* til højre. Hvis højre y-akse er en fuldstændig kopi af den venstre, angives den højre uden enhed og uden tal. Hvis kun enheden er den samme som for venstre y-akse, angives højre y-akse uden enhed, men med tal. Hvis enheden er forskellig, angives højreakse med både enhed og tal. For figurer med observeret-beregnet-residualer angives på højreaksen et 0 ud for den rigtige tic.[6] Der angives ingen cross-line for residualerne ved 0.

Cross-line. Der laves en cross-line = 0 for venstre y-akse, *med mindre* det største tal på y-aksen netop er lig 0. Så udelades den.

Tekst til linjetyper. Man forsøger at få så mange variabler som muligt med pr. linje. Ikke noget med at stable variablerne med én pr. linje. Hvis en variabel hører til højreaksen tilføjes ", højre". For observeret-beregnet-residual-grafer angives: "Observeret", "Beregnet" og "Residual, højre" (evt. blot "Residual"); de skal stå på én linie. For grafer med parameterstabilitet udelades tekst til linietyper.

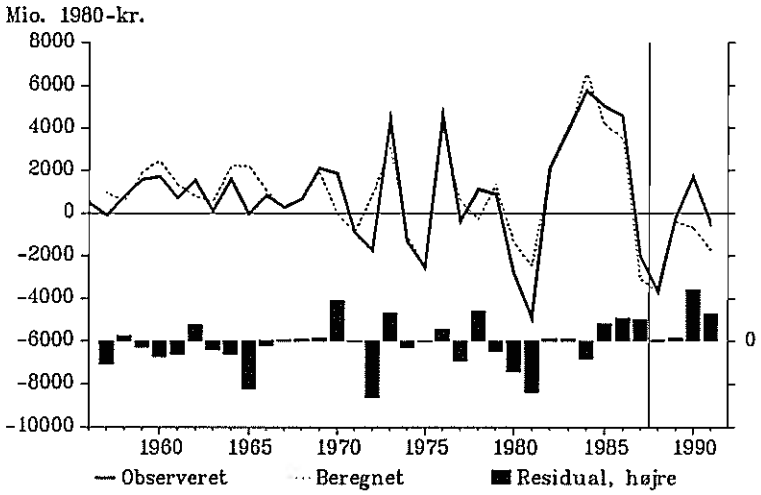
Størrelse af bogstaver og tal. AREMOS' default-størrelse er "40". Ved grafer for parameterstabilitet sættes den dog til 60; dette gælder både årstallene på x-aksen og tallene på y-aksen: "Tic Label Height" på panel 3 og "Size" på panel 4 øverst til højre.

---

[6] Dette gøres på følgende måde: først laver man grafen *med* tal på højre y-akse. Så går man ind på panel 8 ("Short Messages") og skriver et "0" i tekstfeltet. Der trykkes F7, og man flytter dette "0" hen over det nul, som står der i forvejen (brug evt. piletasterne på det højre numeriske tastatur - de er til finjustering!). Når man har ramt det gamle "0" perfekt, forsvinder begge nuller i øvrigt. Til sidst slår man tallene på højre y-akse fra igen. Man kan nu ikke se det nye "0", men fortvivl ikke - det er der, og det kommer på, når grafen importeres til WordPerfect.

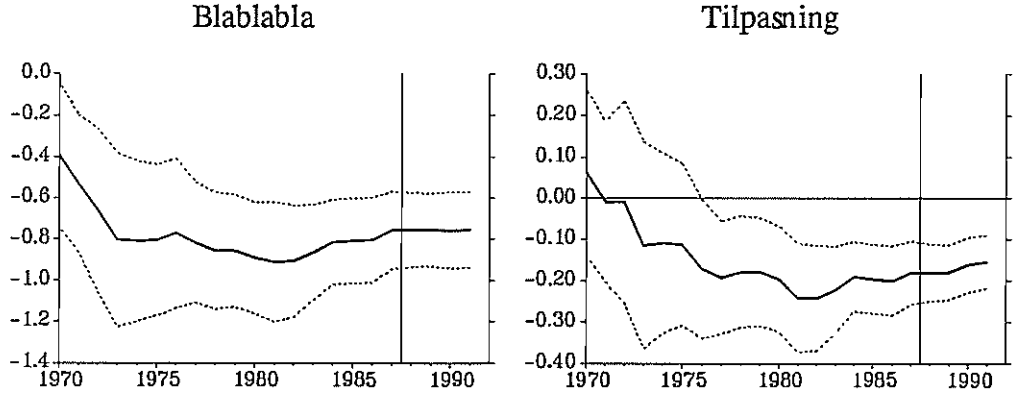
Der følger eksempler på korrekte figurer af typen *observeret-beregnet-residual* (figur 2), *parameterstabilitet* (figur 3) og en graf med *elasticiteter/multiplikatorer*:

Figur 2. Relationens historiske forklaringsevne



Bemærk, at residualerne er flyttet ved at justere på højre y-akse, således at residualerne ikke berører linjerne.

Figur 3. Parameterstabilitet

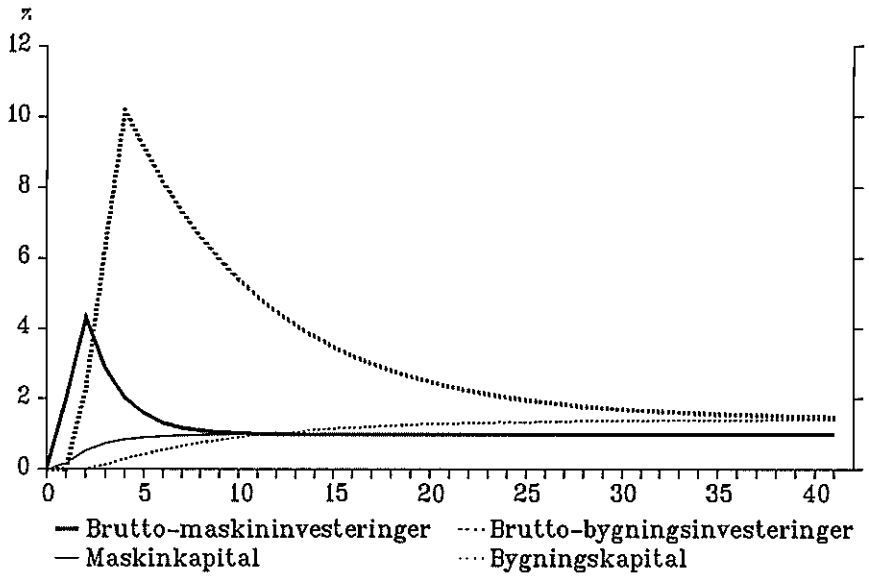


Hvis der er problemer med at få plads til to figurer ved siden af hinanden kan det evt. løses ved i WordPerfect at vælge graf-type som et "tegn" – så kan de to grafer stå tættere på hinanden.

Bemærk, at det ikke er tilladt at afskære y-aksen manuelt. Man kunne fx fristes til at afskære parameteren "Tilpasning" i intervallet [−0.40; 0.10], men det er forbudt – så må man i stedet vælge en kortere periode på x-aksen alt efter hvad ens samvittighed tillader. Til gengæld må man godt gøre intervallet på y-aksen større; det kan være formålstjenligt, hvis parametre hører naturligt sammen – typisk parametre til lagstrukturer eller sammenligning af den

samme parameter under forskellige specifikationer.

Figur 4. Elasticiteter
Effekt af blabla



Bemærk, at variablerne er knyttet parvis sammen (maskiner: 7 og 1, bygninger 9 og 3), og at år 0 er medtaget. Procenttegnet er centreret vha. blanktegn.

7. Litteraturhenvisninger mv.

Der er følgende retningslinier for litteraturhenvisninger:

Bøger:
Jf. Ellen Andersen: *En model for Danmark 1949-1965*. Akademisk forlag, København, 1975 (s. 94 ff.).
Jf. D.F. Hendry og T. von Ungern Sternberg: Liquidity and Inflation Effects on Consumers Expenditure. I A. Deaton (ed.). *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behavior*. Cambridge University Press, Cambridge, U.K., 1981.

Arbejdspapirer udefra (bør principielt kun anvendes efter aftale):
Jf. En alternativ makroforbrugsfunktion til ADAM i DØS. Notat, Det økonomiske Sekretariat, 9. juli 1985.

Tidsskrifter:
Jf. R.F. Engle og C.W.J. Granger: Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica, 55*, 1987 (s. 251-88).

Danmarks statistik publikationer generelt (jf. INFO : Publikationer nr. 3):
Jf. *Nationalregnskab, betalingsbalance og offentlige finanser 1992:21* (Statistiske Efterretninger).
Jf. *Skatter og afgifter 1992*.

Rapporter, arbejdsnotater og arbejdspapirer fra modelgruppen.

A: Hvis der findes en liste sidst i bogen (som fx i *ADAM – En model af dansk økonomi, oktober 1991*) anføres kort (dvs. uden titel):

Jf. Rapport fra modelgruppen nr. 5, 1982 (afsnit 3).
Jf. Arbejdsnotat nr. 24, 1988.
Jf. Modelgruppepapir CN og JS 30. september 1991.

B: I andre tilfælde (normalt i modelgruppepapirer) anføres også titel:

Jf. *Det fremtidige arbejde med ADAM* (Rapport fra modelgruppen nr. 5, 1982, afsnit 3).
Jf. *Privat forbrug og boliginvesteringer i ADAM* (Arbejdsnotat nr. 24, 1988).
Jf. Bilkøbsrelationen, ADAM oktober 1991 (Modelgruppepapir Connie Nielsen og John Smidt 30. september 1991).

Bemærk, at side-/kapitelhenvisninger altid bringes til sidst i parentes, og at vi forkorter "side" med "s." (ikke "p."). Volume-nummer i tidsskrifthenvisninger skrives med kursiv. Brugen af "Op. cit." begrænses mest muligt.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

John Smidt
Morten Malle Pedersen

23. januar 1992

Rettelse af rentestrømsrelationer, Oktober 1991

Resumé:

I papiret redegøres kort for en række uhensigtmæssigheder i rentestrøms-relationerne i første udgave af ADAM, oktober 1991. Der foreslås ændringer af de mest generende relationer. Det drejer sig om netto-renteindtægterne fra udlandet, Tien, bankernes netto-renteindtægter, Tibn, og Nationalbankens netto-renteindtægter, Tinn. Derimod rettes de mindre væsentlige relationer for kommunale rente-indtægter og udgifter samt for de statslige renteindtægter fra udlandet - Tiki, Tiku og Tisiu ikke i denne omgang.
Der er tale om "hurtige" løsninger, og der kan være grund til at se nærmere på hele rentestrøms-/nettofordringskomplekset til næste modelversion.

retrente.js

Nøgleord: rentestrømme

1. Indledning

I Carsten Boldsen, *Rentestrømme i ADAM*, 18. januar 1991 opstilles nye relationer for rentestrømmene til anvendelse i ADAM, oktober 1991. I den første udgave af denne modelversion viste det sig, at en række af rentestrømmene kørte uhensigtmæssigt rundt. Konkret drejede det sig om relationerne for følgende rentestrømme: udland (Tien), banker (Tibn), statslige udenlandske indtægter (Tisiu), kommunale indtægter og udgifter (Tiki og Tiku) samt Nationalbanken (Tinn). Relationerne for disse rentestrømme viste sig at have uheldige langsigtsegenskaber på grund af et fejlagtigt formuleret (eller manglende) led til beskrivelse af effekterne fra afdrag på fast forrentede fordringer; se evt. John Smidt, *Om rentestrømme i ADAM*, 9. januar 1992 for en præsentation af egenskaberne ved dette led. Da de nævnte rentestrømme indirekte bestemmer den private ikke-finansielle sektors netto-renteindtægter, Tipp2, der indgår i både skattefunktion og i den seneste modelversion også i definitionen af den disponible indkomst, havde de fundne fejl alvorlige konsekvenser for de samlede modelegenskaber.

Det er derfor fundet nødvendigt at reparere på de mest afgørende af de nævnte rentestrømsrelationer til den endelige version af ADAM, oktober 1991.

2. Rentestrømsrelationerne, ADAM, oktober 1991 - første udgave

Omstående tabel 1 viser egenskaberne for rentestrømsrelationerne i den første udgave af ADAM, oktober 1991, når alle rentesatser øges 10%.

I tabellen vises effekten på de rentestrømme, der modelleres eksplicit i ADAM, oktober 1991 - Tisii, Tisui, Tisiu, Tisuu, Tiki, Tiku, Tifoi, Tien, Tifpn, Tibn og Tinn. Endvidere vises effekten på to residualt bestemte rentestrømme: For det første den samlede private sektors netto-renteindtægter, Tipn, der bestemmes som forskellen mellem udlandets netto-renteindtægter og de offentlige netto-renteindtægter: Tipn = Tien - Tion. Og for det andet den private ikke-finansielle sektors netto-renteindtægter, Tipp2, der bestemmes residualt ud fra den samlede private sektor og en række finansielle sektorers renteindtægter: Tipp2 = Tipn - (Tinn-Tono$_{-1}$+Tii+Tibn).

Resultatet af en forøgelse af alle rentesatser med 10% burde være en tilsvarende forøgelse af rentestrømmene med 10%. Af tabellen fremgår det imidlertid, at effekten på de i indledningen nævnte rentestrømme, Tien, Tibn, Tinn, Tiku, Tiki og Tisiu ikke konvergerer mod de forventede 10%, hvilket naturligvis er meget uheldigt. Det ses også, hvorledes fejlene i de eksplicit modellerede rentestrømme spreder sig til de residualt bestemte - Tipn og Tipp2.

Tabel 1. Rentestrømsrelationernes egenskaber. ADAM, oktober 1991 1. udgave. Alle rentesatser øges 10%.
Eksogen formue/nettofordringserhvervelser.
Tabellen angiver den relative ændring i rentestrømmene.

År	Tisii	Tisui	Tisiu	Tisuu	Tiki	Tiku	Tifoi	Tien	Tifpn	Tibn	Tinn	Tipn	Tipp2
1	0.000	0.023	0.000	0.054	0.036	0.000	0.000	0.014	0.002	0.000	0.122	-0.011	0.005
2	0.005	0.039	0.000	0.061	0.036	0.000	0.007	0.016	0.006	0.000	0.121	-0.029	0.003
3	0.010	0.052	0.000	0.066	0.036	0.000	0.013	0.018	0.011	0.000	0.121	-0.039	0.002
4	0.015	0.063	0.000	0.071	0.036	0.000	0.019	0.019	0.015	0.000	0.121	-0.045	0.001
5	0.019	0.072	0.000	0.075	0.036	0.000	0.024	0.021	0.019	0.000	0.121	-0.047	0.002
10	0.041	0.093	0.000	0.088	0.036	0.000	0.047	0.025	0.037	0.000	0.121	-0.046	0.008
15	0.058	0.099	0.000	0.094	0.036	0.000	0.063	0.028	0.051	0.000	0.121	-0.038	0.016
20	0.071	0.100	0.000	0.097	0.036	0.000	0.074	0.029	0.063	0.000	0.121	-0.031	0.022
25	0.080	0.100	0.000	0.098	0.036	0.000	0.082	0.029	0.072	0.000	0.121	-0.025	0.027
30	0.087	0.100	0.000	0.099	0.036	0.000	0.088	0.030	0.079	0.000	0.121	-0.022	0.030
40	0.094	0.100	0.000	0.100	0.036	0.000	0.094	0.030	0.088	0.000	0.121	-0.017	0.035
50	0.097	0.100	0.000	0.100	0.036	0.000	0.097	0.030	0.094	0.000	0.121	-0.015	0.037

Anm: Tabellen viser effekten på de udvalgte rentestrømme som følge af en stigning i alle rentesatser på 10% (alle rentesatser ganget med en faktor 1.1). Også de eksogene "rentestrømme" Tiov, Tior og Tifou er øget 10%.
I eksperimentet er alle fordringer holdt konstante (=1990-niveauet), hvilket implicerer netto-fordringserhvervelser på 0 for de enkelte sektorer.
Ved beregningen af effekterne er anvendt samtlige rentestrømsrelationer i ADAM. Således indgår relationerne for de statslige rentebetalinger til og fra udlandet i beregningen af effekten på Tien. I beregningen af Tipn og Tipp2 indgår alle de øvrige rentestrømme.

3. De uheldige relationer

I de følgende underafsnit gennemgås de mest problematiske rentestrøms-relationer.

3a. Udlandets netto-renteindtægter

Relationen for udlandets nettorenteindtægter, Tien, havde følgende udseende i den første udgave af oktober 1991:

```
TIEN    = (1-DTIEN)*((0.4*IWBU+0.6*IWBZ)*TFEN
          - 0.5*IWBU*(WGLKF-WFLKG-WGLKF(-2)+WFLKG(-2))
          + TISIU-TISUU-TISIU(-1)+TISUU(-1)
          + TIEN(-1)+JDTIEN) + DTIEN*TIENX $
```

Relationen beskriver i realiteten ændringen i de ikke-statslige netto-renteindtægter fra udlandet = D(Tien-Tisiu+Tisuu).

En afgørende mangel ved den viste Tien-relation er, at der ikke optræder noget afdragsled, hvorved der ikke er noget veldefineret langsigtsniveau for rentestrømmen. Da samtidig al gæld implicit behandles som fast forrentet - ændringen i renten optræder ingen steder - indebærer relationen, at rentebetalingerne til udlandet ikke påvirkes af ændringer i renten (udover renten på de løbende betalingsbalance-underskud). Dette er naturligvis helt uacceptabelt i lyset af en udlandsgæld på 300 mia kr. i 1990.

Det skal foreslås, at Tien-relationen formuleres med udgangspunkt i (4) i *Om rentestrømme i ADAM*:

$$(*)\quad DT_n = D(Wv_{n-½}*i_n) + [½*(DWf_n*i_n+DWf_{n-1}*i_{n-1}) + a*(W_{n-1}*i_n-T_{n-1})]$$

hvor T er rentestrøm
Wv er variabel forrentet formue
Wf er fast forrentet formue
W er den samlede formue
i er den relevante rente
a er afdragsandelen

Idet vi mangler information om udlandsgældens fordeling på fast og variabelt forrentede fordringer skal det simplificerende antages, at hele udlandsgælden er fast forrentet, hvorved første led falder bort. Stiliseret fås følgende udtryk:

$$(**)\quad DT_n = [½*(DWf_n*i_n+DWf_{n-1}*i_{n-1}) + a*(W_{n-1}*i_n-T_{n-1})$$

Vi mangler imidlertid også information om afdragsandelen, a, der pga. antagelsen om, at hele udlandsgælden er fast forrentet, nok også fanger effekten af, at en del af gælden i virkeligheden er variabelt forrentet. Det skal

foreslås, at vi estimerer os ud af problemet. Med udgangspunkt i den hidtidige konstruktion for de statslige rentebetalinger og den forsimplede specifikation (**) kan "afdragsandelen" estimeres til beskedne 0.24:

```
diff(tien) =

   .5*((.4*iwbu+.6*iwbz)*tfen+(.4*iwbu.1+.6*iwbz.1)*tfen.1)-
   .5*iwbu*(wglkf-wflkg-wglkf.2+wflkg.2)+diff(tisiu-tisuu)

 + 0.23752 * (ken.1-wglkf.1+wflkg.1)*(.4*iwbu+.6*iwbz)-
             (tien.1-(tisiu.1-tisuu.1))
   (3.38196)

        s = 803   DW = 1.21      n= 1974-1988
```

Den estimerede afdragseffekt er lille, men dog ganske signifikant; hvis "afdragsledet" ikke medtages (svarende til den ovenfor viste Tien-relation fra første udgave af ADAM, Oktober 1991) fås et s på 897. Det kan bemærkes, at vægtene i det sammenvejede udtryk for den udenlandske og danske rente er hentet fra *Rentestrømme i ADAM*, og at ændringer i disse faste vægte hverken giver bedre forklaringskraft eller en nævneværdig ændring i den estimerede afdragsandel.

Afdragsandelen synes klart i underkanten, ikke mindst i lyset af, at den hidtidige relation (i ADAM, november 1989 og maj 1987) implicerede *øjeblikkelig* tilpasning til renteændringer, svarende til at hele udlandsgælden er variabelt forrentet = en afdragsandel på 1 (rentestrømsrelationen var af formen: T=W*i). Selv om dette nok er at gå i den ene grøft, må en afdragsandel på 0.24 nok være at gå i den anden. Et relativt *uunderbygget* bud på en "fornuftig" afdragsandel på den danske udlandsgæld kunne være 0.4-0.5.

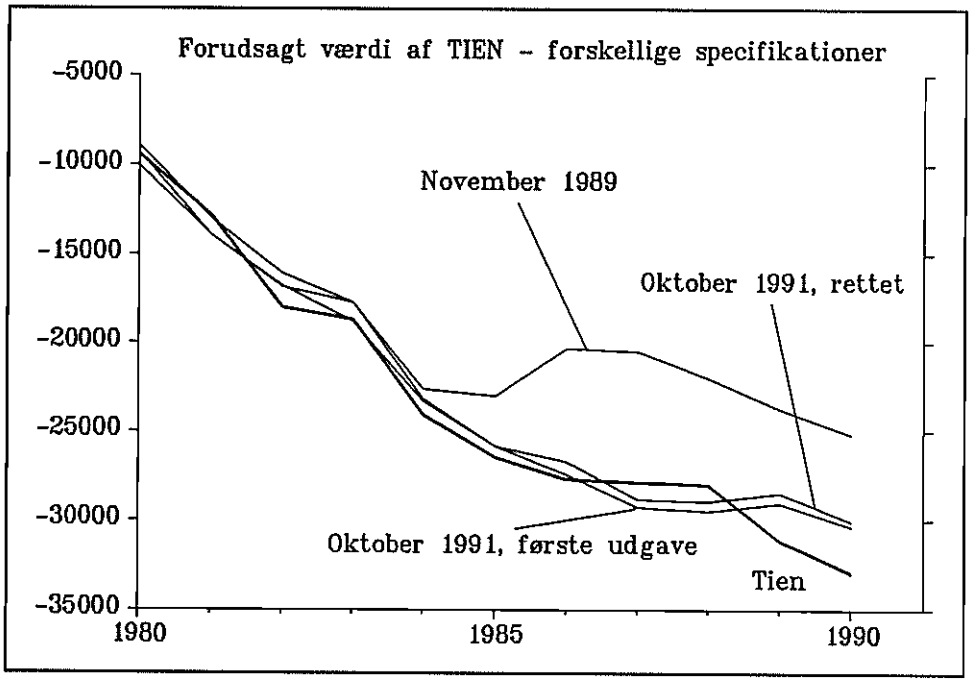
Da det imidlertid er vanskeligt at komme med væsentligt "bedre" (underbygget) forslag til specifikation, skal det på baggrund af estimationsresultatet foreslås, at følgende relation anvendes:

```
TIEN  = (1-DTIEN)*(0.5*((0.4*IWBU+0.6*IWBZ)*TFEN
      + (0.4*IWBU(-1)+0.6*IWBZ(-1))*TFEN(-1))
      - 0.5*IWBU*(WGLKF-WFLKG-WGLKF(-2)+WFLKG(-2))
      + .24*((KEN(-1)-WGLKF(-1)+WFLKG(-1))*(.4*IWBU+.6*IWBZ)
      - (TIEN(-1)-(TISIU(-1)-TISUU(-1))))
      + TISIU-TISUU-TISIU(-1)+TISUU(-1)
      + TIEN(-1)+JDTIEN) + DTIEN*TIENX $
```

I forhold til Tien-relationen fra første udgave af ADAM, oktober 1991 bemærkes foruden afdragsleddet også lagget i det første led (betalingsbalanceleddet), hvilket er i overensstemmelse med oplægget (**).

Den foreslåede relations forklaringskraft i 1980'erne er vist i nedenstående figur. Til sammenligning er også vist forklaringen fra Tien-relationen i ADAM, november 1989 samt i den første udgave af oktober 1991:

Figur 1.



Det ses, at forklaringsevnen er helt sammenlignelig med relationen fra den første udgave af oktober 1991 og væsentligt bedre end ADAM, november 1989.

Anvendes den her foreslåede relation for Tien sammen med de øvrige rentestrømsrelationer fra første udgave af ADAM, oktober 1991 forbedres egenskaberne betragteligt. Omstående tabel 2 viser effekten på Tien og den residualt bestemte Tipp2, når alle rentesatser øges 10%.

Ved sammenligning med tabel 1 ses af tabellen, at langsigtsegenskaberne for Tien, som forventeligt er blevet rettet, er kraftigt forbedrede. Det ses også, at den residualt bestemte Tipp2 udvikler sig langt mere fornuftigt. Umiddelbart synes den implicitte restløbetid dog stadig utroværdig.

I bilag 1 er afdragsandelens betydning dels for rentestrømmen til udlandet og dels for de residualt bestemte private rentestrømme forsøgt illustreret.

Tabel 2. **Ny Tien-relation.**
Alle rentesatser øges 10%.

År	Tien	Tipp2
1	0.028	0.010
2	0.042	0.012
3	0.053	0.013
4	0.063	0.015
5	0.070	0.017
10	0.090	0.029
15	0.097	0.039
20	0.099	0.047
25	0.100	0.052
30	0.100	0.057
40	0.100	0.062
50	0.100	0.065

Anm.: Tabellen angiver den relative ændring i rentestrømmene.
Se i øvrigt anmærkningen til tabel 1.

3b. Bankernes netto-renteindtægter

Relationen for bankernes netto-renteindtægter, Tibn, havde følgende udseende i første udgave af oktober 1991:

```
TIBN  = 0.5*(IWLO*(WBLP-WBLP(-1)) + IWLO*(WBLL-WBLL(-1))
      - (IWDE*(WPDB-WPDB(-1))) - (IWDE*(WLDB-WLDB(-1)))
      - IWNZ*[(WNLB-WBDN-WBDSN) - (WNLB(-1)-WBDN(-1)
      - WBDSN(-1))]*2 + IWBZ*(WBBZ-WBBZ(-1))
      + IWBZ(-1)*(WBBZ(-1) - WBBZ(-2)) + IWBZ*(WIBZ-WIBZ(-1))
      + IWBZ(-1)*(WIBZ(-1)-WIBZ(-2)))
      + 0.20*((WBBZ(-1)-WBBZ(-2)) + (WIBZ(-1)
      - WIBZ(-2))) *(IWBZ-IWBZ(-1)) + TIBN(-1) + JDTIBN $
```

Specifikationen af relationens "afdragsled": .20*(DWbbz$_{-1}$+DWibz$_{-1}$)*Diwbz må siges, at være fejlagtig. Det nævnte led, der udelukkende er i ændringer, kan således ikke udfylde rollen som det "fejlkorrektionsled", der sikrer langsigtssammenhængen T=W*i.

En anden (mindre væsentlig) fejl er placeringen af en parentes. Den *kantede* parentes, der slutter lige før "*2" i 4. linie burde begynde i starten af linie 1; herved ophæver det første "0.5*" og det nævnte "*2" hinanden, hvilket uden tvivl har været intentionen.

Det skal foreslås, at følgende relation anvendes i stedet:

```
TIBN  = 0.5*((IWLO*(WBLP-WBLP(-1)) + IWLO*(WBLL-WBLL(-1))
      - IWDE*(WPDB-WPDB(-1)) - IWDE*(WLDB-WLDB(-1))
      - IWNZ*((WNLB-WBDN-WBDSN) - (WNLB(-1)-WBDN(-1)
      - WBDSN(-1))))*2 + IWBZ*(WBBZ-WBBZ(-1))
      + IWBZ(-1)*(WBBZ(-1) - WBBZ(-2)) + IWBZ*(WIBZ-WIBZ(-1))
      + IWBZ(-1)*(WIBZ(-1)-WIBZ(-2)))
      + .2*(WBLP(-1)*IWLO + WBLL(-1)*IWLO
      - WPDB(-1)*IWDE - WLDB(-1)*IWDE
      - (WNLB(-1)-WBDN(-1)-WBDSN(-1))*IWNZ
      + WBBZ(-1)*IWBZ + WIBZ(-1)*IWBZ - TIBN(-1))
      + TIBN(-1) + JDTIBN $
```

Første del af relationen af bibeholdt fra første udgave af ADAM, oktober 1991, - bortset fra parentesen - mens afdragsleddet er respecificeret. Relationen er af typen (*), jf. afsnit 3a. Det bemærkes, at alle fordringstyperne antages at være fast forrentede: ændringer i renteniveuaet har kun betydning via enten ny-placeringer (ændringer i fordringsstørrelserne) eller via afdragsledet.

I bilag 1 er vist relationens følsomhed overfor afdragsandelens størrelse.

3c. Nationalbankens netto-renteindtægter

Relationen for Nationalbankens netto-renteindtægter, Tinn, havde følgende udseende i første udgave af oktober 1991:

```
TINN  = 0.5*(IWBU*(WNVF+WNVF(-1)) - IWBU(-1)*(WNVF(-1)
      + WNVF(-2)) + IWNZ*(WNLB-WBDN-WBDSN+WNLB(-1)
      - WBDN(-1)-WBDSN(-1)) - IWNZ(-1)*(WNLB(-1)-WBDN(-1)
      - WBDSN(-1)+WNLB(-2)-WBDN(-2)-WBDSN(-2))
      + IWBZ*(WNBZ-WNBZ(-1)) + IWBZ(-1)*(WNBZ(-1)
      - WNBZ(-2)) - (0.5*IWBZ*(WGLN - WGLN(-1))
      + 0.5*IWBZ(-1)*(WGLN(-1)-WGLN(-2)))) + 0.2*(WNBZ(-1)
      - WNBZ(-2))*(IWBZ-IWBZ(-1)) + TINN(-1) + JDTINN $
```

Som for bankernes vedkommende er afdragsleddet fejlspecificeret. Det skal derfor foreslås, at følgende relation, der også er af typen (*), anvendes i stedet:

```
TINN = 0.5*(IWBU*(WNVF+WNVF(-1)) - IWBU(-1)*(WNVF(-1)
     + WNVF(-2)) + IWNZ*(WNLB-WBDN-WBDSN+WNLB(-1)
     - WBDN(-1)-WBDSN(-1)) - IWNZ(-1)*(WNLB(-1)-WBDN(-1)
     - WBDSN(-1)+WNLB(-2)-WBDN(-2)-WBDSN(-2))
     + IWBZ*(WNBZ-WNBZ(-1)) + IWBZ(-1)*(WNBZ(-1)
     - WNBZ(-2)) - (0.5*IWBZ*(WGLN - WGLN(-1))
     + 0.5*IWBZ(-1)*(WGLN(-1)-WGLN(-2))))
     + .2*(WNVF(-1)*IWBU+(WNLB(-1)-WBDN(-1)-WBDSN(-1))*IWNZ
     + WNBZ(-1)*IWBZ - WGLN*0.5*IWBZ - TINN(-1))
     + TINN(-1) + JDTINN $
```

Det bemærkes, at valutareserve og stillingen over for de private banker: Wnvf og (Wnlb-Wbdn-Wbdsn) antages variabelt forrentede, mens obligationsbeholdning og stillingen overfor staten: Wnbz og Wgln antages fast forrentede. Antagelsen om, at de private bankers netto-stilling er *variabelt* forrentet i Tinn-relationen indebærer en inkonsistens i forhold til Tibn-relationen, hvor det antages netto-stillingen er *fast* forrentet. Til næste modelversion bør dette naturligvis rettes, ligesom de øvrige rentestrømsrelationer bør checkes efter for lignende inkonsistenser.

I bilag 1 er vist relationens følsomhed over for afdragsandelens størrelse.

3d. De øvrige rentestrømsrelationerne: Tiki, Tiku og Tisiu.

Relationerne for de kommunale renteindtægter og -udgifter samt for de statslige renteindtægter fra udlandet lider alle af tilsvarende skavanker som de hidtil behandlede. Alle de 3 rentestrømme, Tiki, Tiku og Tisiu, mangler således et korrekt specificeret afdragsled, og relationerne har derfor ikke veldefinerede langsigtsegenskaber.

Der er tale om "gamle skader", idet disse relationer også var fejlspecificerede i ADAM, november 1989 (og maj 1987). Tilsyneladende har problemerne med disse relationerne altså ikke voldt brugerne af modellen store kvaler. Baggrunden for, at fejlene ikke er blevet rapporteret tidligere, må være, at der er tale om numerisk små rentestrømme, som oven i købet mere eller mindre netter ud. Den numeriske ubetydelighed for den samlede rentestrømsmodels egenskaber illustreres i næste afsnits tabel 3.

I bilag 2 er den "teoretiske" langsigtsrentestrøm = rente*formue tegnet op imod den observerede rentestrøm. Dette er gjort for alle de eksplicit modellerede rentestrømme, og generelt ser der ud til at være en acceptabel overensstemmelse. For de her nævnte 3 rentestrømme synes, der imidlertid at være problemer, idet det observerede niveau for rentestrømmene ikke stemmer med niveauet for den teoretiske langsigtsrentestrøm. Dette kan i praksis give anledning til problemer ved overgang fra en historisk periode til en fremskrivning; se evt. *Om rentestrømme i ADAM*, for en diskussion af mulige årsager til den manglende overensstemmelse.

På baggrund af dels den numeriske ubetydelighed og dels på baggrund af det nævnte niveau-problem er det valgt ikke at reparere disse relationer i denne omgang. Det er imidlertid klart, at disse relationer må respecificeres til næste modelversion.

3e. De samlede rentestrømme med Tien, Tibn og Tinn rettet

I den omstående tabel 3 vises egenskaberne for en række af de centrale rentestrømme, når de her foreslåede relationer for Tien, Tibn og Tinn anvendes.

Det ses i tabel 3, at alle rentestrømme har fornuftige egenskaber på sigt, heriblandt naturligvis de 3 rettede rentestrømme Tien, Tibn og Tinn.

Det bemærkes, at de samlede offentlige renteindtægter, Tioii, og -udgifter, Tiou, begge har lidt problemer med langsigtssammenhængen. Baggrunden herfor er de resterende fejlbehæftede, ikke-korrigerede offentlige rentestrømme, Tiki, Tiku og Tisiu. Disse relationers mangel på fornuftige langsigtsegenskaber trækker de samlede offentlige rente-indtægter og -udgifter "af sporet"; afsporingen indebærer også, at de private netto-renteindtægter, Tipn, der er residualt bestemt, afviger fra den korrekte langsigtssammenhæng. Som tidligere bemærket er dette problem imidlertid numerisk helt ubetydeligt.

Endelig kan det i tabel 3 bemærkes, at både Tipn og Tinn på kort sigt udvikler sig lidt specielt.

Baggrunden for det dynamiske forløb for effekten på Tipn kan muligvis være en mindre heldig kombination af løbetidsantagelser (afdragsandele) for udland/offentlig sektor. Til en senere modelversion kunne et samlet eftersyn af løbetidsantagelserne - inklusive de implicit givne i Tipn og Tipp2 - nok være en god idè. Ved vurdering af effekten på Tipn bør det i øvrigt tages i betragtning, at rentestrømmen numerisk er meget lille, hvorved den relative ændring i den selvfølgelig bliver meget følsom.

Hvad angår effekten på Tinn ses, at effekten på kort sigt er *større* end den teoretiske langsigtseffekt på 0.10. Ved vurdering af dette ikke særligt intuitivt appellerende resultat bør det erindres, at valutareserven=Wnvf, der er et af Nationalbankens største aktiver, antages *variabelt* forrentet. Omvendt antages Nationalbankens største passiv, statens konto=Wgln, *fast* forrentet. Der er således i princippet intet, der sikrer, at effekten på den betragtede *netto*-rentestrøm ikke "overshooter" langsigtsniveauet[1].

[1]Selv hvis alle fordringer blev variabelt forrentet, ville man kunne observere overreaktion (underreaktion) på kort sigt. Dette vil være tilfældet, hvis den observerede rentestrøm er mindre end (større end) det teoretiske langsigtsniveau (givet ved afdragsandelen). Konkret er der for Tinn's vedkommende tale om, at den observerede rentestrøm ligger næsten en trediedel under langsigtsrentestrømmen (se evt. grafen i bilaget). Dette forhold er stærkt medvirkende til overreaktionen på kort sigt.

Tabel 3. Rettede Tien-, Tibn- og Tinn-relationer.
Alle rentesatser øges 10%.

År	Tisui	Tioii	Tiou	Tien	Tii	Tibn	Tinn	Tipn	Tipp2
1	0.023	0.003	0.027	0.028	0.002	0.021	0.138	0.016	0.018
2	0.039	0.008	0.040	0.042	0.006	0.038	0.129	0.010	0.024
3	0.052	0.013	0.052	0.053	0.011	0.051	0.122	0.009	0.030
4	0.063	0.018	0.061	0.063	0.015	0.061	0.117	0.010	0.035
5	0.072	0.023	0.068	0.070	0.019	0.069	0.113	0.012	0.039
10	0.093	0.042	0.086	0.090	0.037	0.090	0.104	0.032	0.058
15	0.099	0.057	0.091	0.097	0.051	0.097	0.101	0.052	0.071
20	0.100	0.068	0.092	0.099	0.063	0.099	0.100	0.069	0.079
25	0.100	0.076	0.093	0.100	0.072	0.100	0.100	0.082	0.086
30	0.100	0.081	0.093	0.100	0.079	0.100	0.100	0.090	0.090
40	0.100	0.087	0.093	0.100	0.088	0.100	0.100	0.101	0.096
50	0.100	0.090	0.093	0.100	0.094	0.100	0.100	0.105	0.099

Anm.: Tabellen angiver den relative ændring i rentestrømmene.
Se i øvrigt anmærkningen til tabel 1.

Alt i alt må egenskaberne for de samlede rentestrømsrelationer med de her foreslåede ændringer betragtes som acceptable til denne modelversion.

4. Den samlede model

Følgende tabel illustrerer, hvorledes netto-fordringserhvervelser (og porteføljeomlægninger) påvirker rentestrømmene i den samlede model, når alle rentesatser holdes eksogene.

Det betragtede eksperiment er en permanent forøgelse af det offentlige varekøb, JDfXov + 1000, første år; det konkrete eksperiment er dog totalt underordnet. I eksperimentet, der er foretaget med ADAM, oktober 1991 med de her foreslåede ændringer i Tien-, Tibn- og Tinn-relationerne, er renten holdt eksogen (diwbzx = 1). Herved er ændringerne i rentestrømmene udelukkende et resultat af (akkumulerede) nettofordringserhvervelser og porteføljeomlægninger.

I tabellen er vist effekten på en række "interessante" rentestrømme - Tien, Tion, Tipn, Tipp2 - samt effekten på de tilsvarende formuer/akkumulerede nettofordringserhvervelser. På baggrund af effekten på hhv. rentestrøm og formue er beregnet en implicit, marginal forrentning. Formålet med tabellen er at kunne vurdere, hvorvidt ændringer i sektorernes formuer giver anledning til plausible ændringer i rentestrømmene. Eksperimentet, hvor renten er eksogen og formuedannelsen endogen, kan således betragtes som "spejlbilledet" af de tidligere præsenterede eksperimenter (hvor renten ændredes og formuerne blev holdt eksogene). Tilsammen skulle tabel 3 og nedenstående tabel 4 kunne anvendes til at vurdere rentestrømsrelationernes egenskaber.

Tabel 4 Effekt på formuer og rentestrømme.
Effekt efter 20 år, med *eksogen* rente.
Simulation med ADAM, oktober 1991 (rettet udgave)
Øget offentligt varekøb, Jdfxov + 1000, første år.

	Ændring i "formue"	Ændring i rentestrøm	Implicit rente
Offentlig sektor	-54449	-4630	8.5
Udland	-59127	-5149	8.7
Privat sektor	-4678	-519	11.1
Privat ikke-finansiel sektor	-7583	-759	10.0

Anm:	Formue	Rentestrøm
Offentlig sektor:	-Wzbg+Wobz	Tion
Udland:	Ken	Tien
Privat sektor:	SUM(Tfpn)=Ken-(-Wzbg+Wobz)	Tipn
Privat ikke-finansiel sektor:	Wpqnp-SUM(Tinn)-SUM(Tibn)	Tipp2.

Sammenlignes effekten på rentestrømmene og effekten på de tilsvarende formuestørrelser[2] synes der at være fin overensstemmelse. Dette afspejler sig bl.a. i plausible "implicitte" renter. Det bemærkes, at den private ikke-finansielle sektor har en lavere forrentning end den samlede private sektor. Ved vurdering af dette resultat bør det erindres, at porteføljе-omlægninger kan give anledning til afvigelser fra det umiddelbart forventede.

På baggrund af tabel 4 (og tabel 3 i afsnit 3e) må det konkluderes, at rentestrømsrelationerne fungerer tilfredsstillende.

---

[2]Bemærkninger til sammenhængene mellem formue og rentestrøm:
Offentlig sektor og udland: Formuebegreb og rentestrøm sektorafgrænsningsmæssigt passer fint sammen.
Privat sektor: Umiddelbart findes ingen eksplicit formue, der svarer til Tipn; derfor anvendes summeret nettofordringserhvervelse eller (ekvivalent) formuen residualt bestemt fra udland og offentlig sektor.
Ikke-finansiel privat sektor: Det er den samme sektor-afgrænsning, der anvendes for formuen Wpqnp og rentestrømmen Tipp2: Den private sektor eksl. Nationalbank, fonde m.v. og private banker. I modelligningen for Wpqnp indgår Nationalbankens og bankernes nettofordringserhvervelser imidlertid *eksogent* (som ændringen i egenkapitalen). I de her viste beregninger af effekten på formuen, der er relevant for Tipp2, antages, at ændringen i Nationalbankens og bankernes egenkapital påvirkes af de akkumulerede rentestrømme

Bilag 1: Følsomhed i afdragsandele.

Der er lavet følsomhedsanalyse for, hvorledes afdragsandelene i relationerne for Tinn, Tibn og Tien påvirker rentestrømsrelationernes egenskaber.

Eksperimentet:

Alle rentesatser øges permanent med 10% (multipliceres med faktoren 1.1). Alle fordringsstørrelser m.v. er holdt konstant.

Resultat:

Af de vedlagte tabeller ses det, at valget af afdragsandel kun har betydning for kortsigtsdynamikken: Høj afdragsandel giver hurtig tilpasning til langsigts-ligevægten (T=W*i); også tilpasningen i den residualt bestemte rentestrøm, Tipp2 er hurtigere, når afdragsandelene i Tinn, Tibn og/eller Tien er højere.

Afdragsandele i (TINN, TIBN, TIEN) = (.1, .1, .24):

År	Tien	Tibn	Tinn	Tipn	Tipp2
1	0.028	0.011	0.130	0.016	0.014
2	0.042	0.020	0.126	0.010	0.018
3	0.053	0.029	0.123	0.009	0.023
4	0.063	0.036	0.120	0.010	0.027
5	0.070	0.043	0.117	0.012	0.031
10	0.090	0.067	0.109	0.032	0.050
15	0.097	0.081	0.105	0.052	0.065
20	0.099	0.089	0.103	0.069	0.076
25	0.100	0.093	0.102	0.082	0.084
30	0.100	0.096	0.101	0.090	0.089
40	0.100	0.099	0.100	0.101	0.095
50	0.100	0.100	0.100	0.105	0.098

Afdragsandele i (TINN, TIBN, TIEN) = (.2, .2, .24):
********** ADAM, oktober 1991 **********

År	Tien	Tibn	Tinn	Tipn	Tipp2
1	0.028	0.021	0.138	0.016	0.018
2	0.042	0.038	0.129	0.010	0.024
3	0.053	0.051	0.122	0.009	0.030
4	0.063	0.061	0.117	0.010	0.035
5	0.070	0.069	0.113	0.012	0.039
10	0.090	0.090	0.104	0.032	0.058
15	0.097	0.097	0.101	0.052	0.071
20	0.099	0.099	0.100	0.069	0.079
25	0.100	0.100	0.100	0.082	0.086
30	0.100	0.100	0.100	0.090	0.090
40	0.100	0.100	0.100	0.101	0.096
50	0.100	0.100	0.100	0.105	0.099

Afdragsandele i (TINN, TIBN, TIEN) = (.3, .3, .24):

År	Tien	Tibn	Tinn	Tipn	Tipp2
1	0.028	0.032	0.145	0.016	0.022
2	0.042	0.053	0.129	0.010	0.029
3	0.053	0.067	0.120	0.009	0.035
4	0.063	0.077	0.113	0.010	0.040
5	0.070	0.084	0.109	0.012	0.044
10	0.090	0.097	0.101	0.032	0.060
15	0.097	0.100	0.100	0.052	0.072
20	0.099	0.100	0.100	0.069	0.080
25	0.100	0.100	0.100	0.082	0.086
30	0.100	0.100	0.100	0.090	0.090
40	0.100	0.100	0.100	0.101	0.096
50	0.100	0.100	0.100	0.105	0.099

Afdragsandele i (TINN, TIBN, TIEN) = (.1, .1, .50):

År	Tien	Tibn	Tinn	Tipn	Tipp2
1	0.045	0.011	0.130	0.053	0.020
2	0.066	0.020	0.126	0.053	0.026
3	0.078	0.029	0.123	0.047	0.030
4	0.085	0.036	0.120	0.041	0.033
5	0.089	0.043	0.117	0.037	0.036
10	0.096	0.067	0.109	0.039	0.052
15	0.098	0.081	0.105	0.055	0.066
20	0.099	0.089	0.103	0.070	0.076
25	0.100	0.093	0.102	0.082	0.084
30	0.100	0.096	0.101	0.090	0.089
40	0.100	0.099	0.100	0.101	0.095
50	0.100	0.100	0.100	0.105	0.098

Afdragsandele i (TINN, TIBN, TIEN) = (.2, .2, .50):

År	Tien	Tibn	Tinn	Tipn	Tipp2
1	0.045	0.021	0.138	0.053	0.024
2	0.066	0.038	0.129	0.053	0.032
3	0.078	0.051	0.122	0.047	0.037
4	0.085	0.061	0.117	0.041	0.041
5	0.089	0.069	0.113	0.037	0.045
10	0.096	0.090	0.104	0.039	0.060
15	0.098	0.097	0.101	0.055	0.071
20	0.099	0.099	0.100	0.070	0.080
25	0.100	0.100	0.100	0.082	0.086
30	0.100	0.100	0.100	0.090	0.090
40	0.100	0.100	0.100	0.101	0.096
50	0.100	0.100	0.100	0.105	0.099

Afdragsandele i (TINN, TIBN, TIEN) = (.3, .3, .50):

År	Tien	Tibn	Tinn	Tipn	Tipp2
1	0.045	0.032	0.145	0.053	0.028
2	0.066	0.053	0.129	0.053	0.037
3	0.078	0.067	0.120	0.047	0.043
4	0.085	0.077	0.113	0.041	0.046
5	0.089	0.084	0.109	0.037	0.050
10	0.096	0.097	0.101	0.039	0.062
15	0.098	0.100	0.100	0.055	0.072
20	0.099	0.100	0.100	0.070	0.080
25	0.100	0.100	0.100	0.082	0.086
30	0.100	0.100	0.100	0.090	0.090
40	0.100	0.100	0.100	0.101	0.096
50	0.100	0.100	0.100	0.105	0.099

Bilag 2: Grafer for den historiske udvikling i rentestrømme m.v.:

De vedlagte grafer viser den historiske udvikling (1976-1990) i udvalgte rentestrømme:

(1a) Observeret rentestrøm	= T	= TIxxx
(1b) Postuleret langtsigts-rentestrøm	= W*i	= IW_tixxx
(1c) Differens mellem (1a) og (1b)	= T-W*i	= TIxxx-IW_tixxx
(2a) Implicit rente	= T/W	= I_tixxx
(3a) Observeret rente	= i	= ixxx

Kommentarer:

Generelt ses en acceptabel overensstemmelse mellem observeret og postuleret rentestrøm. Afvigelserne mellem de to størrelser er i flere tilfælde fortolkelige. Eksempelvis ses i den første figur for Tisui, at den observerede rentestrøm "halter bagefter" den postulerede langsigtsrentestrøm i begyndelsen af den betragtede periode. Dette er det forventede i en rente-stigningsperiode, idet den observerede rentestrøm kun langsomt - via afdrag på fast forrentede fordringer - vil tilpasse sig langsigtsniveauet. Omvendt ses efter 1982, at den observerede rentestrøm er større end langsigtsniveauet, hvilket igen er forventeligt i en periode med rentefald.

For relationerne Tisiu, Tiki og Tiku er der betragtelige forskelle mellem den faktiske og den postulerede rentestrøm. Niveauet for disse rentestrømme er dog så begrænset, at afvigelsen mellem den postulerede og den faktiske rentestrøm ikke skulle have nogen større effekt på de residualt bestemte rentestrømme eller på de samlede model-egenskaber.

For Tibn-relationen bemærkes, at den implicitte rente er meget stor (160% i 1982), hvilket må ses i lyset af, at Tibn er en relativt beskeden *nettostørrelse*, der er resultatet af store brutto-poster. Små afvigelser fra "identiteten" T=W*i får herved stor betydning for den implicitte rente.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

John Smidt

Arbejdspapir*

9. januar 1992

Om rentestrømme i ADAM

Resumé:

Papiret indeholder betragtninger om rentestrømsrelationerne i ADAM. Papiret kan betragtes som en opfølgning af Carsten Boldsens "Rentestrømme i ADAM", 18. januar 1991.

renter.js

Nøgleord: rentestrømme, modelegenskaber, langt sigt

1. Indledning

Det mest naturlige udgangspunkt for beskrivelsen af rentestrømmen på en sektors finansielle formue ville være:

(1) $T = W*i$

hvor T angiver den betragtede rentestrøm
W angiver sektorens samlede (variabelt og fast forrentede) formue (placeringspotentialet)
i angiver den relevante effektive rente

Desværre er *(1) ikke en identitet*, primært fordi en række fordringer er fast forrentede. Rentestrømmen på disse fordringer tilpasser sig kun langsomt til ændringer i det aktuelle renteniveau, mens rentestrømmen på variabelt forrentede fordringer derimod øjeblikkeligt vil tilpasse sig (svarende til (1)). Da en væsentlig del af de enkelte sektorers finansielle formue er placeret i fast forrentede fordringer, typisk obligationer, vil der kunne opstå store afvigelser fra (1), når renten ændres.

2. Den generelle model

I rentestrømsrelationerne i ADAM deles beskrivelsen af den samlede rentestrøm op hhv. i rentestrømmen vedr. variabelt forrentede fordringer og i rentestrømmen vedr. fast forrentede fordringer. Dette gøres for at tage hensyn til den forskellige dynamik i tilpasning af rentestrømmen på de to typer fordringer, jf. indledningen.

Den generelle model for rentestrømsrelationerne i ADAM beskriver *ændringen* i rentestrømmen:

(2) $DT_n = v*D(W_{n-½}*i_n) + (1-v)*[½*(DW_n*i_n+DW_{n-1}*i_{n-1}) + a*(W_{n-1}*i_n-T_{n-1})]$

hvor v angiver den *andel* af den betragtede sektors formue, der er variabelt forrentet
a angiver den *andel* af den betragtede sektors formue, der afdrages et givet år
D angiver årlige ændringer.

Første led i (2) - $v*D(W_{n-½}*i_n)$ - beskriver ændringen i rentestrømmen på den *variabelt forrentede del af formuen.* Rentestrømmen vedr. den variabelt forrentede formue er givet ved medio-beholdningen af variabelt forrentede

fordringer - $v*W_{n-½}$ - gange gennemsnitsrenten - i_n. Ændringen i den betragtede rentestrøm bliver dermed: $v*D(W_{n-½}*i_n)$.[1]

Andet led i (2) beskriver ændringen i rentestrømmen på den *fast forrentede del af formuen*. Denne ændring kan deles op i en effekt fra ændringen i beholdningen af fast forrentede fordringer og i en afdragseffekt.

Ændringen i rentestrømmen på den fast forrentede formue, der skyldes en *ændring i den fast forrentede formue*, beskrives ved det 1. led i den kantede parentes - $(1-v)*½*(DW_n*i_n+DW_{n-1}*i_{n-1})$. Produktet af ændringen i den fast forrentede formue - $(1-v)*DW_n$ - og den tilhørende rente - i_n - giver ændringen i rentestrømmen som følge af ændringer i den fast forrentede formue. Dette led optræder med et halvt års lag, hvilket skyldes, at det antages, at ændringen i formuen sker jævnt hen over året.[2]

Ændringen i rentestrømmen på den fast forrentede formue, der skyldes *afdrag på den eksisterende formue*, der genplaceres til den gældende rente, beskrives ved det sidste led i den kantede parentes - $(1-v)*[a*(W_{n-1}*i_n-T_{n-1})]$. En andel af den fast forrentede formue antages at blive afdraget hvert år: $(1-v)*a*W_{n-1}$. Denne formue genplaceres til den gældende rente - i_n - hvilket giver anledning til en rentestrøm - $(1-v)*a*W_{n-1}*i_n$. Samtidig bortfalder rentestrømmen på den "gamle", nu afdragede placering, og denne rentestrøm approksimeres med $(1-v)*a*T_{n-1}$. Ændringen i sektorens rentestrøm som følge af "afdragseffekten" er forskellen på disse to led.

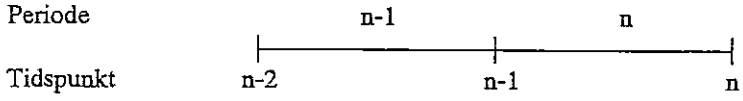
I en række tilfælde modelleres den enkelte sektors portefølje-sammensætning eksplicit i ADAM. De enkelte fordringstyper kan da indgå i rentestrømsbeskrivelsen, hvilket kan give anledning til følgende beskrivelse (hvor anvendelsen af den variable andel, v, undgås):

$$(3)\ DT_n = D(Wv_{n-½}*i_n) + [½*(DWf_n*i_n+DWf_{n-1}*i_{n-1}) + a*(Wf_{n-1}*i_n-(Wf/(Wf+Wv))*T_{n-1})]$$

---

[1]Andelen af formuen, der er variabelt forrentet, er ikke nødvendigvis konstant. Derfor ville det i princippet være mere korrekt eksplicit at datere v: $D(v_{n-½}*W_{n-½}*i_n)$. Dette vil i praksis kun have betydning i multiplikatoreksperimenter eller fremskrivninger, hvor der sker porteføljeomlægninger - dvs. hvor v ændres.

[2]Den valgte datering svarer til en antagelse om, at *ændringen i formuen sker jævnt gennem året*, og at *renten er konstant gennem året*. Dateringen af formue og rente forstås måske lettest med en tidsakse i baghovedet:



Ændringen i *formuen* i periode n - dvs W_n-W_{n-1} = dW_n - antages at ske jævnt fra tidspunkt n−1 til tidspunkt n. Den relevante rentesats er i_n, men da den gennemsnitlige placeringsperiode kun er et halvt år er anvendes kun $½*i_n$. Den resterende del af ændringen i rentestrømmen slår først ud i næste periode, jf. leddet $½*(dW_{n-1}*i_{n-1})$.

hvor Wv angiver den variabelt forrentede formue, = v*W
Wf angiver den fast forrentede formue, = (1-v)*W

Relation (3) er helt analog til (2) bortset fra den implicitte datering af v (også jf. fodnote 1). Valget mellem disse to relationer kan således baseres på, hvilken specifikation, der giver det enkleste udtryk.

I de tilfælde, hvor der i modellen optræder flere variabelt eller fast forrentede formuestørrelser, vil de enkelte led i (3) bestå af flere enkeltposter. Dette kan gøre relation (3) ret omfattende, og en vis forenkling kan da opnås ved at ændre afdragsleddet på følgende vis:

$$(4)\quad DT_n = D(Wv_{n-½}*i_n) + [½*(DWf_n*i_n+DWf_{n-1}*i_{n-1}) + a*(W_{n-1}*i_n-T_{n-1})]$$

I (4) virker afdragsleddet på *hele* formuen, dvs. både den fast og den variabelt forrentede del[3]. Herved kommer effekten fra en ændring i renten på rentestrømmen fra den variabelt forrentede del af formuen til at optræde både i første led og i afdragsledet. I praksis kan dette imidlertid ikke forventes at give anledning til store problemer; potentielt størst problemer må forventes, når den variabelt forrentede del af formuen er stor.

Langsigtsegenskaberne (jf. næste afsnit) for (3) og (4) er identiske,[4] og relation (4) kan derfor foretrækkes, hvis enkelhed sættes i højsædet. Relation (4) er nok det enkleste vi kan nå frem til, hvis vi vil bibeholde den eksplicitte skelnen mellem fast og variabelt forrentede fordringer; relation (4)'s lighed med en traditionel fejlkorrektionsmodel er da også slående.

2. Langsigtsegenskaber

Relationerne (2), (3) eller (4)'s langsigtsegenskaber - forstået som sammenhængen mellem rentestrøm, rente og formue i en stationary state - er givet ved:

$$(1)\quad T = W*i$$

hvilket umiddelbart følger af afdragsleddet. Denne langsigtsammenhæng indebærer, at rentestrømmen på langt sigt er homogen af 1. grad i både rentesats og formue, hvilket naturligvis er det eneste rimelige krav. Da afdragsleddet optræder i niveau i en specifikation, der i øvrigt er i ændringer, kan dette led tolkes som et traditionelt *fejlkorrektionsled*; afdragsandelen, a, beskriver hastigheden, hvormed rentestrømmen tilpasser sig langsigtsniveauet.

---

[3]Relation (4) er sammenfaldende med (2), hvis alle fordringer er fast forrentede (v = 0). Forenklingen består i at ignorere faktoren (1-v) på afdragsleddet.

[4]Den afgørende forudsætning for, at rentestrømsrelationen løber rigtigt rundt på langt sigt er, at formue og rentestrøm i afdragsleddet "hører sammen". Dvs. *enten* hele formuen og hele rentestrømmen (som i (4)), *eller* kun den fast forrentede del af formuen og den tilsvarende andel af rentestrømmen (som i (3)).

Det bemærkes i øvrigt, at hvis hele formuen er variabelt forrentet - v=1 eller Wv=W (Wf=0) - reduceres rentestrømsrelationen til en ren ændringsrelation, der - bortset fra en ukendt "integrationskonstant" og en stokastisk trend - dog også indebærer, T = W*i.[5]

Det blev i indledningen understreget, at langsigtssammenhængen givet ved (1) *ikke* er en identitet. På kort sigt er den væsentligste kilde til manglende overholdelse af sammenhængen T = W*i dynamik forårsaget af tilpasning af rentestrømmen på den fast forrentede del af formuen; det er netop denne dynamik relation (2)/(3)/(4) forsøger at beskrive. Men selv på langt sigt kan der være problemer med overholdelse af (1) i praksis:

I. *Formuen forrentes med en anden rentesats end den postulerede.* Hvis en sektor eksempelvis har en fordringssammensætning, hvis løbetid ikke svarer til markedets, vil det være sandsynligt, at formuen forrentes med en anden sats end markedets gennemsnitlige rentesats. Sådanne forhold kan gøre det nødvendigt at foretage en korrektion af den anvendte rentesats enten i form af en multiplikativ faktor eller et additivt tillæg. Eksempelvis ville en additiv justering af den anvendte rentesats kunne give anledning til følgende rentestrømsspecifikation:

$$(4')\ DT_n = D(Wv_{n-½}*(i_n+t)) + [½*(DWf_n*(i_n+t)+DWf_{n-1}*(i_{n-1}+t)) + a*(W_{n-1}*(i_n+t)-T_{n-1})]$$

hvor t angiver en additiv tillægssats til den betragtede sektors gennemsnitlige effektive rentesats.

En sådan additiv (eller multiplikativ) justering må i praksis nok postuleres evt. med støtte i estimationer. Hvis man er villig til set bort fra justeringen på kort sigt, vil man kunne estimere tillægssatsen fra det sidste led i:

$$(4'')\ DT_n = D(Wv_{n-½}*i_n) + [½*(DWf_n*i_n+DWf_{n-1}*i_{n-1}) + a*(W_{n-1}*i_n-T_{n-1})] + a*t*W_{n-1}$$

II. *Den betragtede formue udgør ikke sektorens totale rentebærende formue.* Kilden til data for rentestrømmen er nationalregnskabet, mens formuestørrelserne stammer fra den finansielle delmodel, FINDAN. Hvis der eksempelvis er udeladt en fordringstype fra en sektors balance i henhold til FINDAN - hvilket påvirker sektorernes "egenkapital"=W - vil det give anledning til problemer med den postulerede langsigtssammenhæng. Afhængig af karakteren af evt. manglende fordringstyper kan en additiv eller multiplikativ korrektion af den anvendte formue komme på tale.

---

[5]Anvendes (4) vil der imidlertid ikke være problemer med ukendt konstantled eller stokastisk trend. Dette kan udover enkelhed være et argument for at vælge (4) fremfor (2) eller (3).

Bemærk i øvrigt, at en multiplikativ korrektion af formuen vil være helt analog til en additiv justering af rentesatsen.

I forhold til "identiteten", W*i = T, bør man endvidere være opmærksom på, at *porteføljе-omlægninger* - mellem fordringer med forskellig forrentning - vil kunne give anledning til ændringer i rentestrømmen. Selv med konstante rentesatser og konstant samlet formue kan rentestrømmen således ændres. Dette vil eksempelvis kunne være tilfældet i multiplikatoreksperimenter for de rentestrømme, hvor der optræder flere fordringstyper. Disse porteføljе-omlægningseffekter samt de nævnte problemer I og II må formodes at være størst, hvor der modelleres en *netto*-rentestrøm.

Rentestrømsrelationerne i ADAM, oktober 1991 eller november 1989 er ikke helt i overensstemmelse med principperne bag (2), men i de fleste tilfælde er forskellene mindre væsentlige[6].

En bemærkelsesværdig forskel mellem nogle af relationerne i november 1989 versionen og (2)/(3)/(4) er dog anvendelsen af korrektionsfaktorer.

Anvendes specifikationen (2) som udgangspunkt ville en typisk rentestrømsrelation fra november 1989 kunne skrives som:

$$(5)\quad T_n = k*[T_{n-1}+v*D(W_{n-½}*i_n) + (1-v)*[½*(DW_n*i_n+DW_{n-1}*i_{n-1}) + a*(W_{n-1}*i_n-T_{n-1})]]$$

hvor k er en korrektionsfaktor omkring 1. Det bemærkes, hvorledes korrektionsfaktoren foruden hele den "egentlige" højreside af rentestrømsrelationen også ganges på T_{n-1}. Denne placering af korrektionsfaktoren kan forekomme mindre heldig, og faktoren har givet anledning til frygt for, at relationen "løb af sporet". Denne frygt må dog siges at være ubegrundet, idet relation (5)'s langsigtssammenhæng er veldefineret (for v forskellig fra 1):

$$(6)\quad T = (k(1-v)a/(1-k+k(1-v)a))*W*i$$

I (6) kan k - eller rettere k(1-v)a/(1-k+k(1-v)a) - tolkes som en korrektion af den anvendte rentesats og/eller formue, men det er klart, at korrektionen mere hensigtsmæssigt kunne foretages direkte på eksempelvis rentesatserne, jf. pkt. I og II ovenfor. Den anvendte korrektion må naturligvis betragtes som unødvendigt indviklet, og i ADAM, oktober 1991 er det undladt at foretage korrektioner af nogen art.

---

[6]Se evt. Carsten Boldsen, *Rentestrømme i ADAM*, 18. januar 1991 og John Smidt *Rettelse til rentestrømsrelationer, Oktober 1991*, 23. januar 1992.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

John Smidt

16. december 1991

Multiplikatorer med ADAM, oktober 1991 og ADAM, november 1989

Resumé:

Formålet med papiret er at give et første indtryk af modelegenskaberne i ADAM, oktober 1991. Papiret er et oplæg til diskussion.

*****OBS*****OBS******OBS******OBS******OBS******OBS******OBS******OBS*****

Det er den første udgave af ADAM, oktober 1991, der er anvendt i dette papir. Denne version adskiller sig fra den endelige modelversion for relationerne Tibn, Tinn, Tien og Sdsr. Forskellen mellem den første og den endelige modelversion er dog næppe af væsentlig betydning; mest problematisk er formentlig eksperimentet med en udenlandsk rentestigning.

*****OBS*****OBS******OBS******OBS******OBS******OBS******OBS******OBS*****

multiny.js

Nøgleord: multiplikatorer modelegenskaber

1. Grundkørsel

Grundkørslen med ADAM, oktober 1991, dækker perioden 1991 til 2013. Den er karakteriseret af konstante vækstrater i de eksogene efterspørgselskomponenter (3.1% vækst i eksporten), en rente givet ved en konstant tysk, lang rente (8.9%), jævn vækst i importpriserne (2%) samt moderat vækst i den offentlige beskæftigelse (0.3%). Den offentlige obligationsgæld vokser eksogent 4% p.a.

Om forløbet af de endogene variabler skal bemærkes, at renten, iwbz, er sikret konstant (= den tyske lange rente, iwbdm) via justering i Nationalbankens obligationsefterspørgsel, Wnbzx. Endvidere er udlandets obligationsefterspørgsel, Wfbz, sat til at vokse jævnt (med ca. 0.5% pa) v.hj.a de tyske forbrugerpriser, pcpt.

De eneste egentlige justeringer er som følger:

1. Rentebetalingerne til udlandet, Tien, er nedjusteret med 5 mia de første 3 år (svarende til en permanent forbedring af betalingsbalancen på 15 mia.).
2. Importkvoterne er nedjusteret (dm<i> -2% p.a.)
3. Det private forbrug er nedjusteret (jdlcp4 - .03 fra 91-2000 og derefter jævnt voksende til -.04 i 2013), hvilket indebærer en svagt faldende forbrugskvote.

Disse justeringer har haft til formål at sikre nettofordringserhvervelser omkring nul for de tre sektorer - Tfon, Tfen og Tfpn.

I multiplikatorkørslerne er de sædvanlige antagelser om priselasticiter i eksporten (jf. arbejdsnotat nr. 24) lagt ind. Om de pengepolitiske reaktioner er antaget, at alle krea-variabler undtagen krea5 er lig 0; krea5 er sat lig 1, hvilket indebærer obligationsfinansiering af det (marginale) statslige underskud. Forventningsdannelsen for obligationsrenten er eksogen (kiw1 = 0).

For grundkørslen med ADAM, november 1989 er det tilstræbt at ramme det samme forløb for de endogene variabler, hvilket er gjort ved udstrakt brug af J-led; en ikke uvæsentlig detalje er, at justeringen af kontantprisen er sket v.hj.a. af Rphpf (og ikke Jphk) for ikke at påvirke marginalegenskaberne. Forskellene i grundforløb kan betragtes som værende uden betydning.

2 Eksperimenter.

I bilagene er vist en lang række grafer, der viser multiplikator egenskaberne i hhv. ADAM oktober 1991 og november 1989.
Der er foretaget følgende eksperimenter:

1.	JDfXov = 1000, 1. år.	Permanent øget offentligt varekøb.
2.	iwdm,iwbud +.01, alle år.	Udenlandsk renteniveau permanent op med 1 procent-point
3.	Wzbgx -10000, alle år.	Open-market operation, statsligt opkøb af obligationer.
4.	Jdllna + .01, alle år.	Eksogen, permanent forøgelse af lønstigningstakten med 1 procent-point. Lønnen i øvrigt holdt eksogen (dlna = 1, lnax = lna_{grund})

En nærmere analyse af de fundamentale forskelle er ikke foretaget, men blandt de vigtigste ændringer i modellen bør nævnes den dæmpede *løn-pris-spiral*, *det endogene arbejdsudbud, den ændrede renteføl*somhed i udlandets obligationsefterspørgsel, *den reestimerede kontantprisrelation*, og den øgede *rentefølsomhed i erhvervsinvesteringerne*.

Kommentarerne til eksperimenterne har mest karakter af "læsevejledning" til figurerne i bilaget.

2a Offentligt varekøb

FORSYNINGSBALANCEN:
Udviklingen på forsyningsbalancen i OKT91 synes marginalt jævnere end i NOV89. Målt på BNP er der næsten ingen crowding-out, hvilket dog ikke umiddelbart bør bekymre, jf. udvikingen i beskæftigelse/ledighed. På kort og mellem-langt sigt er effekten på eksporten mindre i OKT91 i f.t. NOV89, hvilket bl.a. skal ses i sammenhæng med den mindre løn-pris-spiral. På langt sigt er det dominerende træk på forsyningsbalancen udviklingen i det private forbrug, der vokser støt. Dette forløb skal nok ses på baggrund er udviklingen i priser og indkomst i løbende priser, jf. *FORBRUG M.V.*

BESKÆFTIGELSE M.V:
En væsentligt langsommere crowding-out ses i OKT91, men til gengæld er problemet med over-shooting ("forkert fortegn" på beskæftigelses/ledighedsmultiplikatoren) på mellem-langt sigt ikke længere til stede. Kortsigtseffekterne på beskæftigelsen er marginalt mindre i OKT91. Det endogene arbejdsudbud lægger en "wedge" ind mellem beskæftigelse og ledighed, således at ledigheden reduceres væsentligt mindre i den nye model. Crowding-out tiden i OKT91 er væsentligt længere (18 år) end i NOV89 (6 år), men til gengæld synes tendenserne til (ufortolkelig) over-shooting og svingninger mindre.

INVESTERINGER:
Effekten på investeringerne er ret ens i den to modelversioner. Det er bemærkelsesværdigt, at dette er tilfældet til trods for den forskellige renteudvikling; baggrunden må være den højere renteelasticitet i OKT91. Det bemærkes, at effekten på maksininvesteringerne har mindre svingninger i den nye model.

RENTE MV.:
En jævn rentestigning observeres i begge modelversioner, men effekten er gennem hele perioden klart mindre i OKT91, hvilket måske kan forklares af en større renteføl somhed i udlandets obligationsefterspørgsel. Rentestigningen kan ses som et resultat af, at udlandet obligationsefterspørgsel "kun" øges med 3/4 af det øgede offentlige obligationsudbud.

NETTOFORDRINGSERHVERVELSER:
Det øgede offentlige varekøb giver anledning til en permanent negativ påvirkning af den offentlige saldo; denne effekt forstærkes af de akkumulerede effekter på rentebetalingerne. I OKT91 er effekten på den offentlige saldo marginalt større end i NOV89 - til trods for at renten stiger mindre; forklaringen må søges i den forskellige udvikling for ledighed osv. I begge versioner er spejlbilledet af det offentlige underskud et betalingsbalance underskud, mens den private netto-opsparing er stort set uforandret.

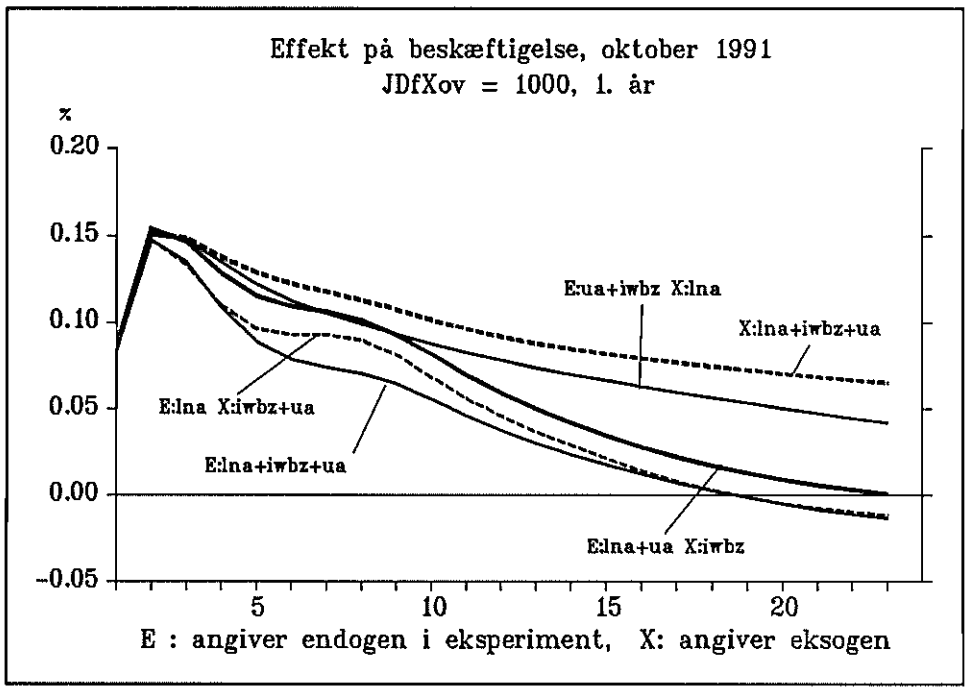
FORBRUG MV.:
En dominerende forskel er et langt mindre volatilt formuebegreb - og dermed mindre svingende forbrugskvote - i OKT91; udvidelsen af formuebegrebet med erhvervskapital giver en vis "dødvægt" her. Den lavere vækst i formuen i OKT91 kan bl.a. ses som et resultat af udviklingen kontantprisen (- og dermed i renten). Det er bemærkelsesværdigt, hvorledes indkomst og forbrug i løbende priser udvikler sig næsten parallelt - indikerende en næsten konstant forbrugskvote. Forbrugerpriserne vokser imidlertid langt mindre end indkomsten, hvilket må hænge sammen med import- og punktafgiftindholdet i forbruget. Dette indebærer en stigende realindkomst og dermed stigende realt forbrug, jf. udviklingen på forsyningsbalancen. Dette problem er klart mest generende i OKT91. *Forskellen* på de to modelversioner må hidrøre fra indkomstdefinitionerne, hvor renteindtægternes inkludering i indkomstbegrebet i OKT91 naturligt må komme i søgelyser.

LØNKVOTE MV.:
Effekten lønkvoten i fremstillingserhverv er mindre i OKT91 end i NOV89. At lønkvoten overhovedet ændres er udover dynamik og aggregering forårsaget af et samspil med kompensationsgrad og ledighed. Det ses, at kompensationsgraden falder i OKT91, hvilket måske kan forklares ved det lange lag i indekseringen.

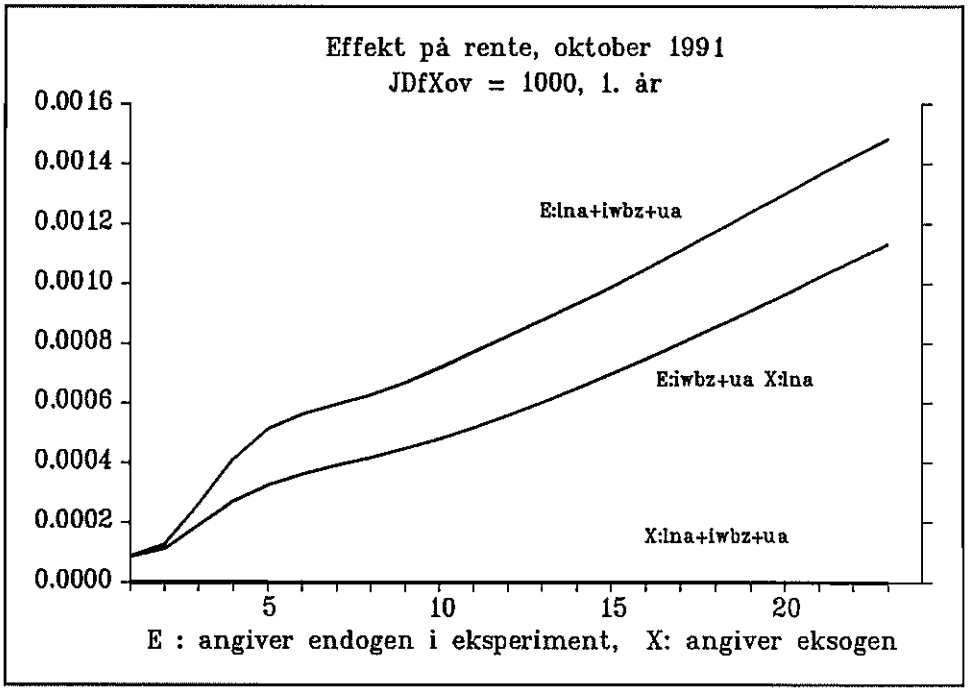
En nærmere analyse af de observerede egenskaber og effekter er ikke foretaget. Omstående grafer viser dog effekterne på hhv. beskæftigelse, lønniveau og rente-niveau, under antagelse om:

Endogene	Eksogene
Løn, rente og arbejdsstyrke	-
Løn	Rente og arbejdsstyrke.
Løn og arbejdsstyrke	Rente
Rente og arbejdsstyrke	Løn
-	Løn, rente og arbejdsstyrke

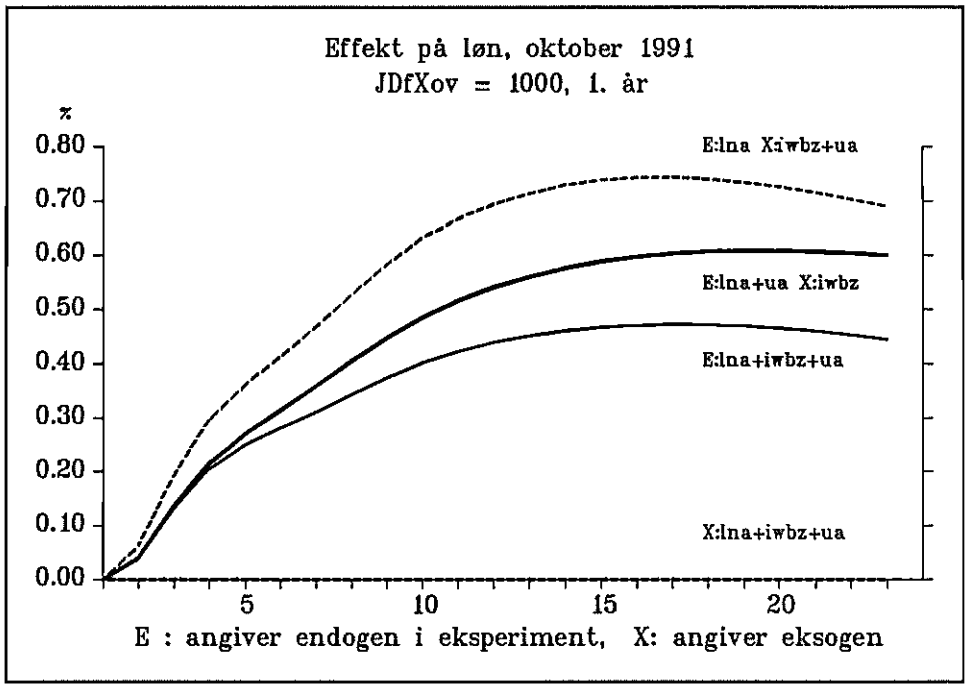
Figur 1. **Effekt på beskæftigelse af øget offentligt varekøb. Forskellige antagelser om rente, løn og arbejdsstyrke.**



Figur 2. **Effekt på rente af øget offentligt varekøb. Forskellige antagelser om rente, løn og arbejdsstyrke.**



Figur 3. **Effekt på løn af øget offentligt varekøb. Forskellige antagelser om rente, løn og arbejdsstyrke.**



Af figurerne 1-3 ses, at der naturligvis er mest crowding-out, når rente og løn er endogene.

Eksogeniseres renten og arbejdsudbuddet (endogen løn) fås på længere sigt samme grad af crowding-out, mens der på mellemlangt sigt er en større effekt på beskæftigelse. Af løn-figuren - figur 3 - ses, at den "nødvendige" lønstigning naturligvis er større, når renten ikke tager en del af tilpasningen.

Eksogeniseres kun renten (endogen løn og arbejdsudbud) ses en væsentligt langsommere crowding-out i forhold til situationen med eksogent arbejdsudbud. ADAM, oktober 1991's endogenisering af arbejdsudbuddet forsinker således crowding-out hastigheden mærkbart.

Eksogeniseres kun lønnen (endogen rente og arbejdsudbud) forringes crowding-out egenskaber mærkbart i forhold til ADAM, oktober 1991. Faktisk giver denne rene rente-crowding-out kun lidt mere end situationen med både løn, rente (og arbejdsudbud) eksogent. Bemærkelsesværdigt stiger renten *mindre* når lønnen eksogeniseres, end med endogen løn. En forklaring kunne være udviklingen i den offentlig nettofordringserhervelse.

2b Øget udenlandsk rente

Centralt i dette eksperiment er gennemslaget på den danske rente, hvor den reestimerede Wfbz-relation er afgørende. Det ses i dette eksperiment, at bindingen af den danske rente til den tyske er gjort mere effektiv.

FORSYNINGSBALANCEN:
En større renteføIsomhed i investeringerne i OKT91 er et dominerende træk på forsyningsbalancen. På kort og mellemlangt sigt reduceres de samlede investeringer 2-3 gange så meget som i NOV89. På mellemlangt og langt sigt dominerer den "perverse" effekt fra forbruget, således at BNP-effekten bliver positiv i OKT91 - til trods for at investeringerne permanent trækker nedad.

BESKÆFTIGELSE M.V:
Beskæftigelseseffekten er tilsvarende større i OKT91, hvilket igen afspejler den større renteføIsomhed i investeringerne. I begge versioner vender beskæftigelseseffekten fortegn, og i OKT91 ser det ud til at effekten mere eller mindre permanent forbliver med "forkert" fortegn.

INVESTERINGER:
Alle komponenterne påvirkes kraftigere OKT91 på kort og mellemlangt sigt. På længere sigt er det primært forskellen i effekten på boliginvesteringerne der drager øjet; den tilsyneladende mere permanente effekt på boliginvesteringerne afspejler langsom tilpasning på boligmarkedet (og en stor boligbeholdning).

RENTE MV.:
I OKT91 fås en hurtigere stigning i renteniveauet op imod det udenlandske niveau; alligevel undgås den utroværdige over-shooting i renten i NOV89 - altså klare forbedringer. Udviklingen i udlandets obligationsefterspørgsel afspejler, at renten ikke helt følger med udlandets op, mens det offentlige obligationsudbud naturligvis afspejler de akkumulerede underskud.

NETTOFORDRINGSERHVERVELSER:
Den øgede rente reducerer den offentlige nettofordringserhvervelser pga. øgede renteudgifter. Mens eksperimentet i NOV89 indebærer en betalingsbalance forbedring, forringes betalingsbalancen i OKT91. Inddragelsen af den danske rente i relationen for rentebetalinger til udlandet er måske forklaringen på denne forskel.

FORBRUG MV.:
I OKT91 ses et stærkere fald i forbrugskvoten, hvilket dels hænger sammen med den større formue-elasticitet i forbruget, og dels med en større effekt på formuen. Betragtes OKT91 ses igen en udvikling i disponibel (nominel) indkomst og forbrugerpriser, der ikke matcher; dette medvirker til at "forklare" det stigende forbrug i faste priser, til trods for den lavere forbrugskvote.

LØNKVOTE MV.:
Effekten på lønkvote, ledighedsprocent og kompensationsgrad er parallel i de to modelversioner, idet effekterne i OKT91 dog er væsentligt større.

2c Open market operation

FORSYNINGSBALANCEN:
Generelt større påvirkning af forsyningsbalancens poster i OKT91, jf. forskellen i akser! På kort sigt påvirkes investeringerne væsentligt mere i OKT91, afspejlende den højere renteføIsomhed. På sigt ses igen udviklingen i forbruget som den dominerende komponent. Alt i alt et vanskeligt tolkeligt forløb.

BESKÆFTIGELSE M.V:
Væsentlig større beskæftigelseseffekt på kort sigt i OKT91.

INVESTERINGER:
Effekten på de samlede investeringer domineres i NOV89 af bolig-investeringerne, hvilket ikke er tilfældet i OKT91; udtrykket for disponibel indkomst må være en væsentlig del af forklaringen.

RENTE MV.:
Den samme effekt på renten på kort sigt ses i de to modelversioner. I OKT91 klinger effekten hurtigere af, men til gengæld synes rente på sigt at "drive" tilbage, hvilket muligvis hænger sammen med den faldende Wfbz i alternativ-kørslen. Den offentlige gæld reduceres initialt med 10 mia., men effekten af bl.a. mindre rentebetalinger akkumuleres herefter.

NETTOFORDRINGSERHVERVELSER:
Tendensen til drift i renten i OKT91 skal nok ses i sammenhæng til drift i hhv. udlandets og den offentlige nettofordringserhvervelse. Driften i den offentlige saldo er nok et resultat af de mindskede renteudgifter; bemærk at effekten på betalingsbalancen har forskelligt fortegn i de to modelversioner.

FORBRUG MV.:
Vi bemærker os, at den disponible indkomst påvirkes i modsat retning i de to modelversioner. Faldet i Yd8 i OKT91 må bl.a. hænge sammen med fald i den private sektors renteindtægter (pga. rentefaldet), hvilket ikke påvirker Yd7 i NOV89.

LØNKVOTE MV.:
Effekten på lønkvote, ledighedsprocent og kompensationsgrad er numerisk meget små.

2d Øget lønstigningstakt

Dette eksperiment er ret ekstremt, idet de ligevægtsskabende kræfter, der ligger i lønrelationen (og dennes samspil med udenrigshandlen) er koblet ud.

FORSYNINGSBALANCEN:
Den dominerende forskel på modelversionerne er med hvilken styrke forbruget vokser - i begge versioner er der tale om en kraftig reallønstigning. Forbruget

vokser kraftigst i OKT91, hvilket bl.a. indebærer at samlet BNP stiger, mens BNP falder i NOV89. I OKT91 dominerer forbrugsvæksten således effekten fra faldet i eksporten, der induceres af konkurrenceevne forværringen; denne effekt er nærmest identisk i de to modelversioner.

BESKÆFTIGELSE M.V:
Effekten på beskæftigelsen har samme (fortolkelige) fortegn i de to modelversioner. I OKT91 er effekten dog kun ca. halvt så stor, hvilket nok bl.a. skal ses i sammenhæng med effekten på renten (og dermed investeringerne).

INVESTERINGER:
Den samlede effekt på investeringerne er negativ i begge modelversioner, men effekten er væsentligt mindre i OKT91, hvilket kan ses som et resultat af den mindre rentepåvirkning. Det bemærkes, at effekten på boliginvesteringerne i OKT91 er positiv, mens den er negativ på erhvervsinvesteringer. Baggrunden er, at mens rentestigningen trækker alle investeringskomponenter ned, så trækker den stigende disponible realindkomst i retning af højere kontantpris og dermed større boliginvesteringer.

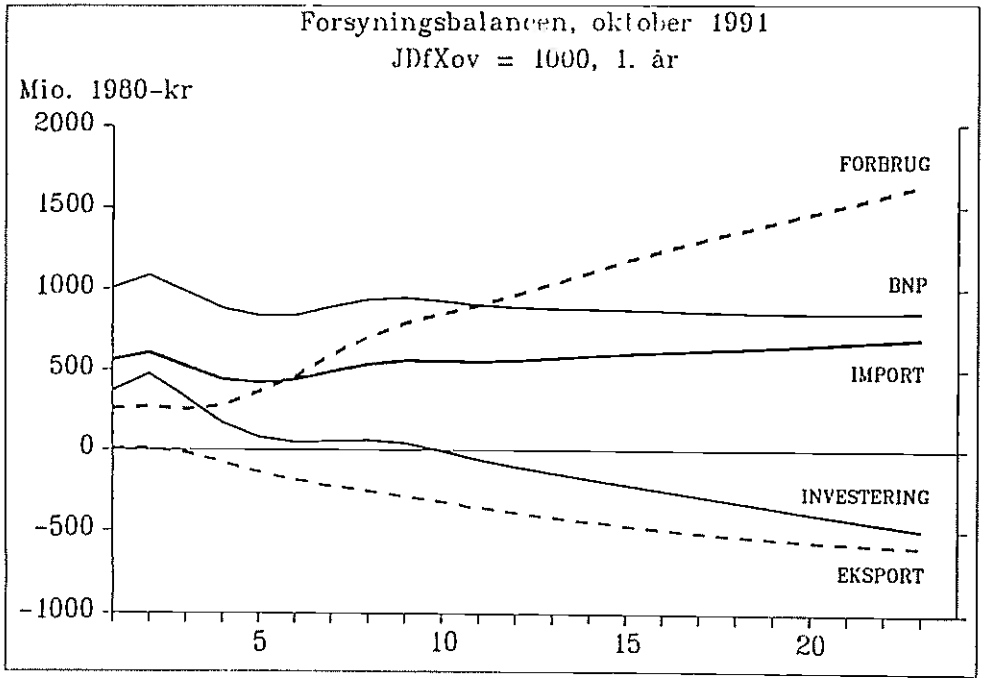
RENTE MV.:
Effekten på renten er væsentligt mindre i OKT91 end i NOV89. Baggrunden må være log-specifikationen af Wfbz-relationen, der bevirker, at krone-effekten af en rentestigning vokser med niveauet for Wfbz. Den kraftige stigning i Wfbz i eksperimentet, der skyldes den øgede inflation i Danmark (indikerende deprecieringsforventninger), bevirker at renteføIsomheden i udlandet obligationsefterspørgsel blive så stor, at den danske rente effektiv bliver bundet til den (inflationskorrigerede) tyske rente. Bemærk i øvrigt akserne - i OKT91 er der store bevægelser i beholdningerne og små bevægelse i renten, mens det omvendte er tilfældet i NOV89.

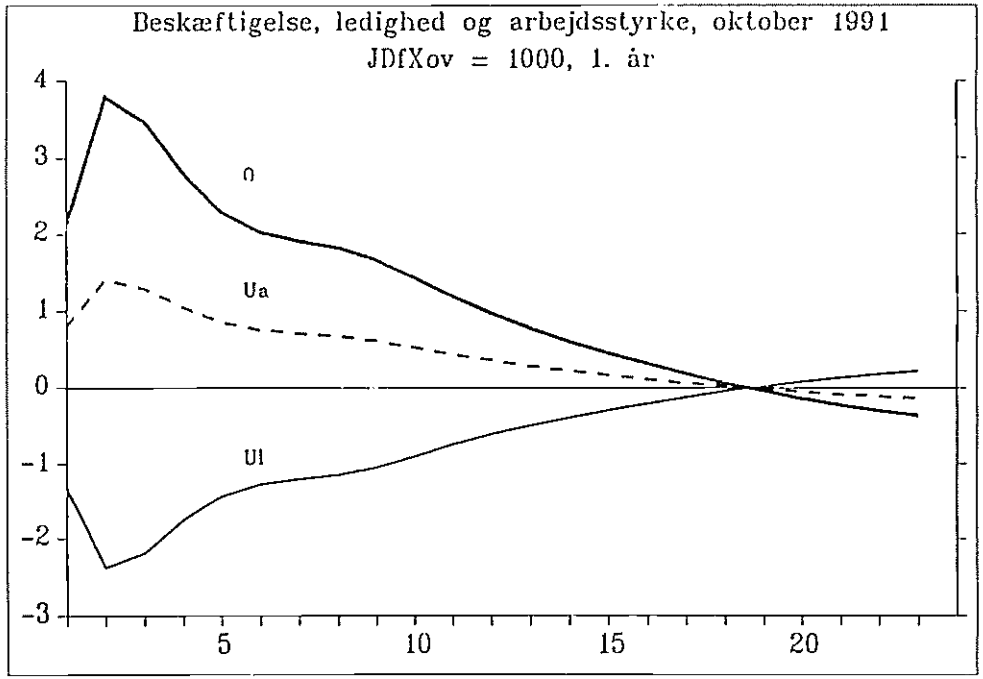
NETTOFORDRINGSERHVERVELSER:
I OKT91 er giver konkurrenceevne forværringen anledning til en kraftigere forværring af betalingsbalancen end NOV89. I OKT91 ses det, at spejlbilledet af betalingsbalancen er den offentlige saldo, mens den private sektors nettoopsparing er næsten upåvirket. Påvirkningen af Tfen/Tfon er næsten dobbelt så stor i OKT91.

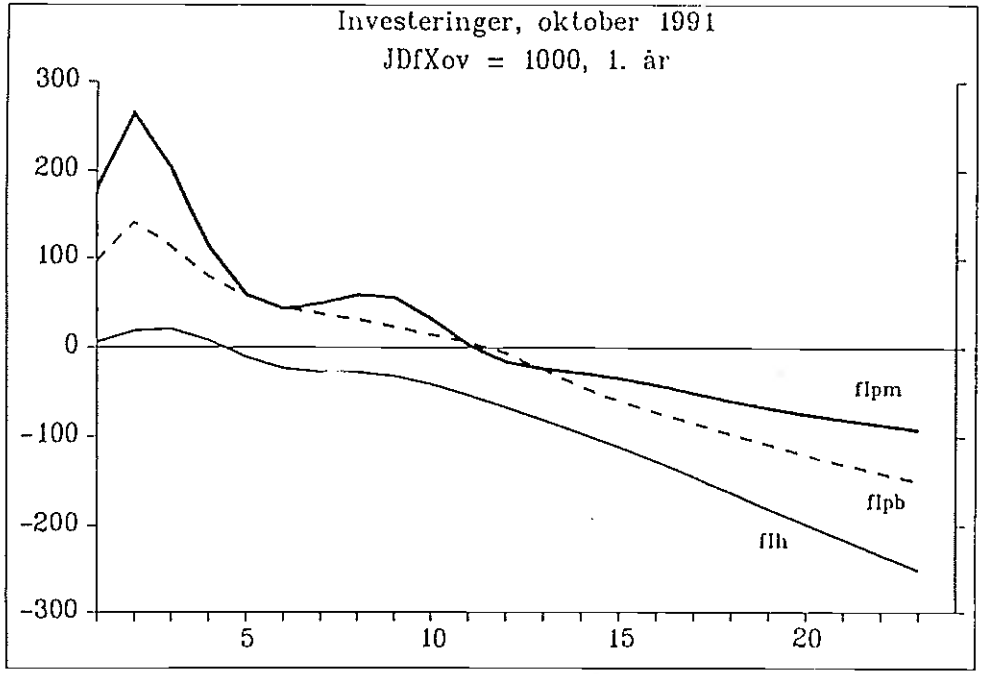
FORBRUG MV.:
Forbrugskvoten påvirkes stort set ikke i OKT91, da den forbrugsbestemmende formue udvikler sig parallelt med den nominelle indkomst. Væksten i den disponible realindkomst er noget kraftigere i OKT91.

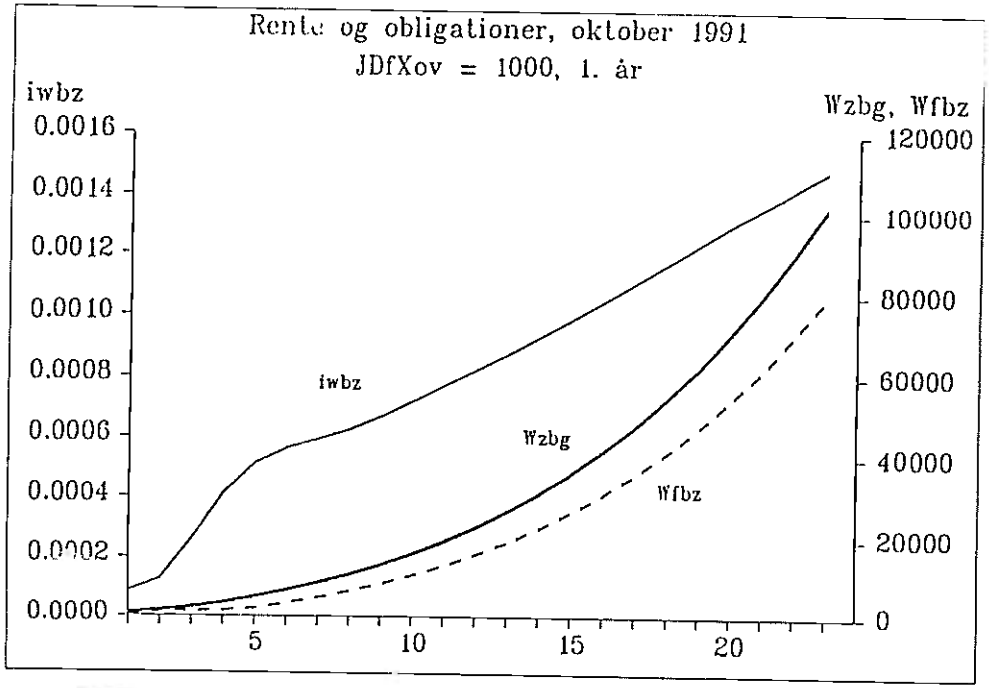
LØNKVOTE MV.:
Løneksperimentet indebærer en stadig stigning i lønkvoten; stigningen i lønkvoten er næsten dobbelt så stor i OKT91. Bemærkelsesværdigt reduceres kompensationsgraden væsentligt mere i OKT91 end i NOV89.

Offentligt varekøb, okt. 91

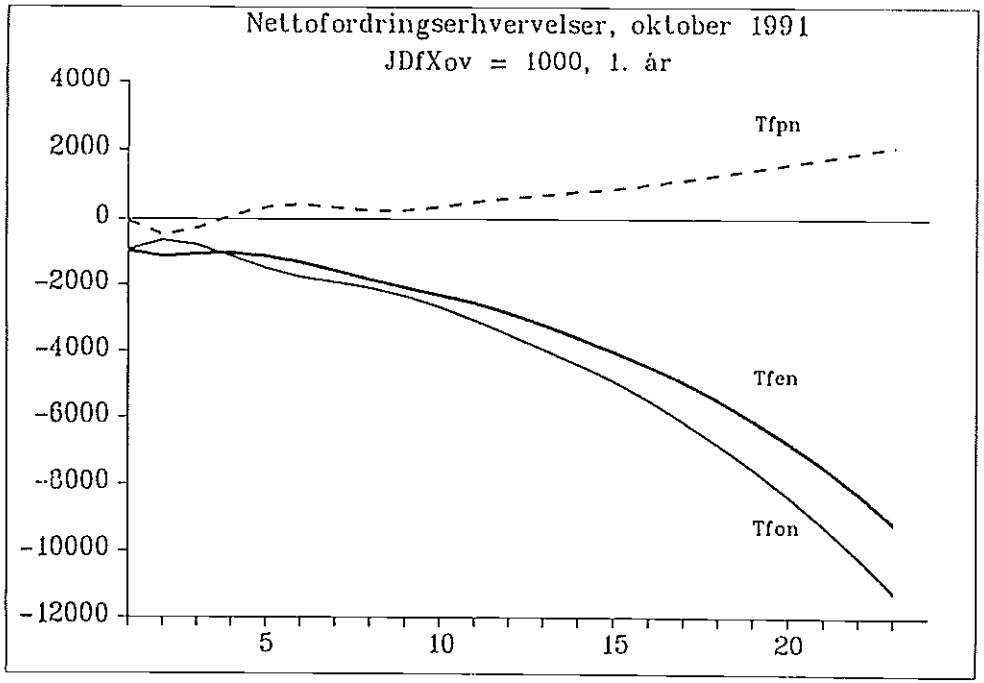


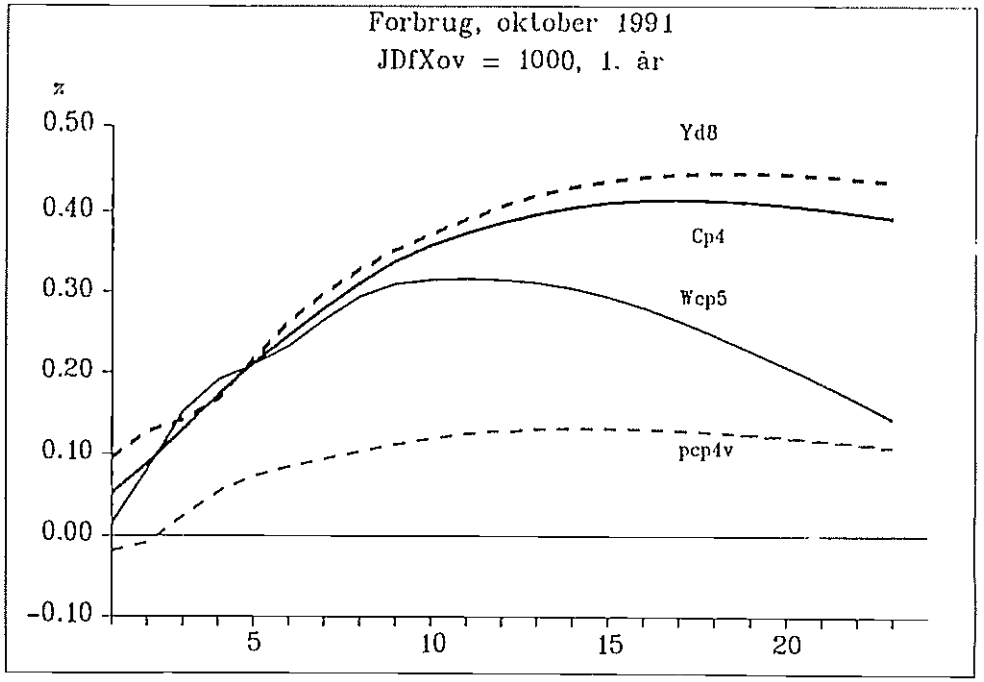


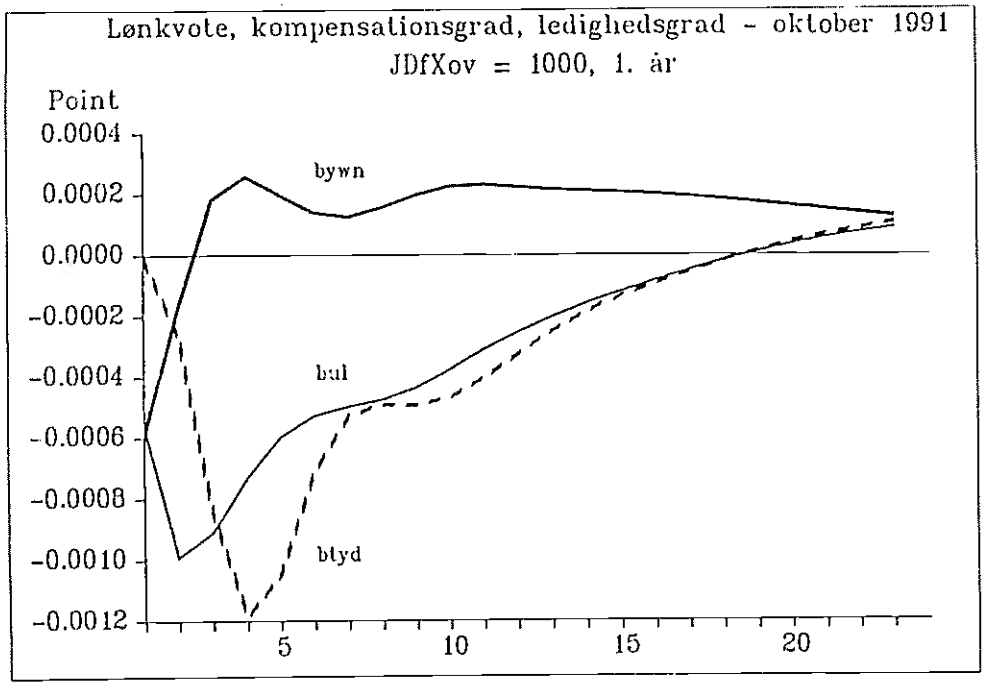




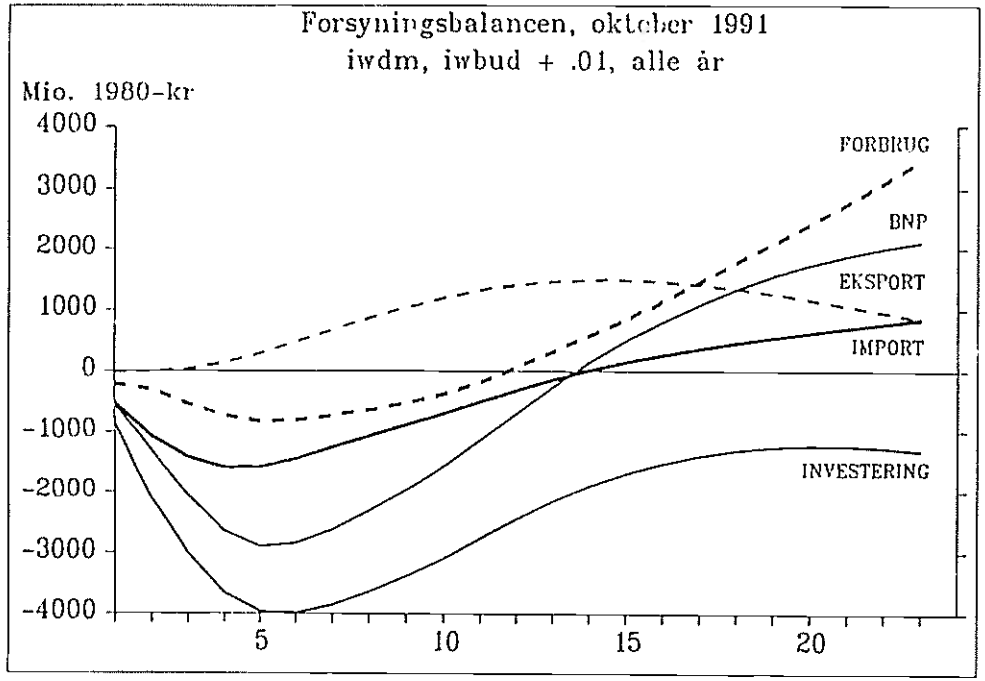
Offentligt varekøb, okt 91

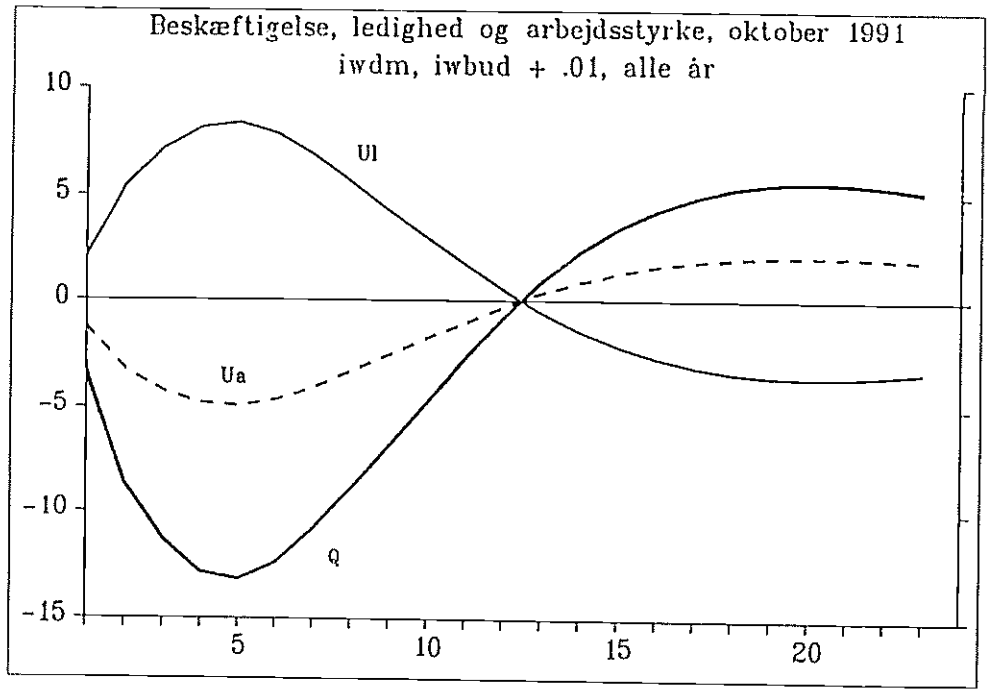


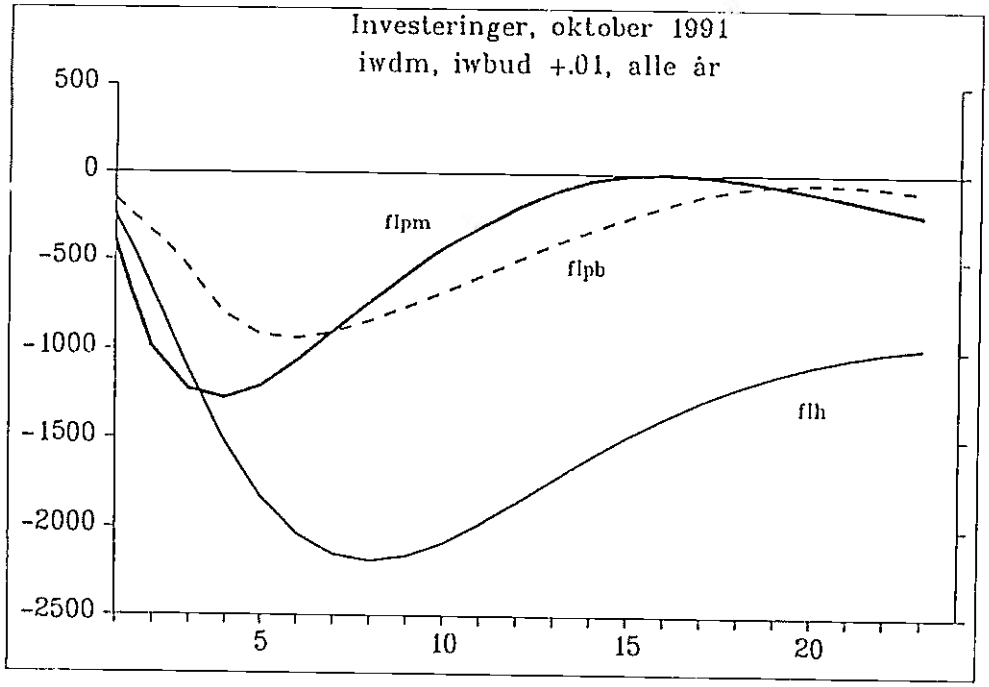


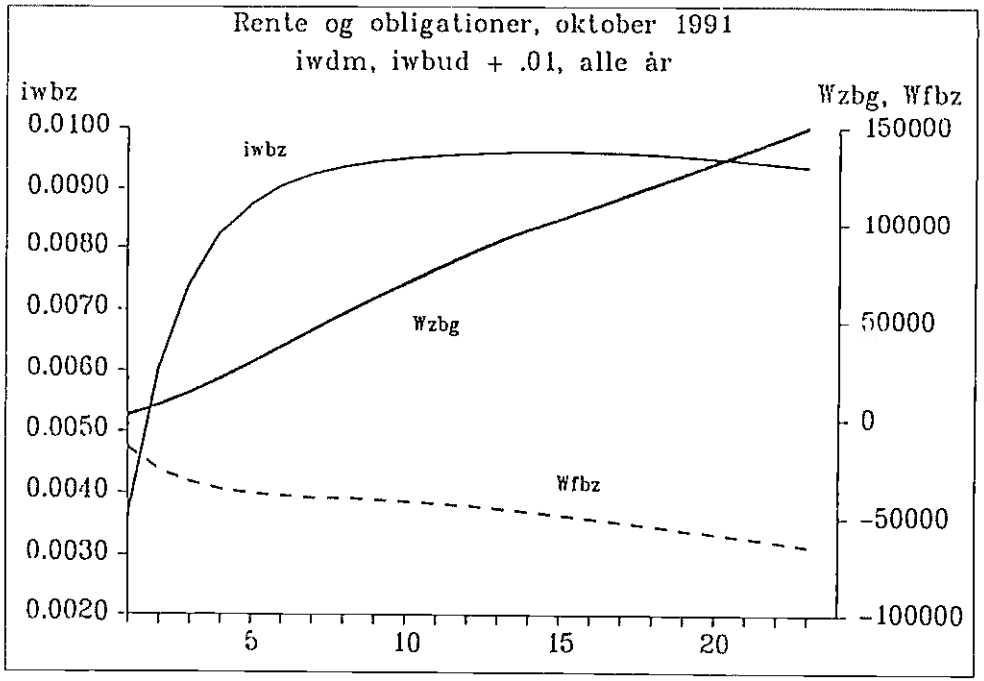


Fast Udenlandsk rente, okt91

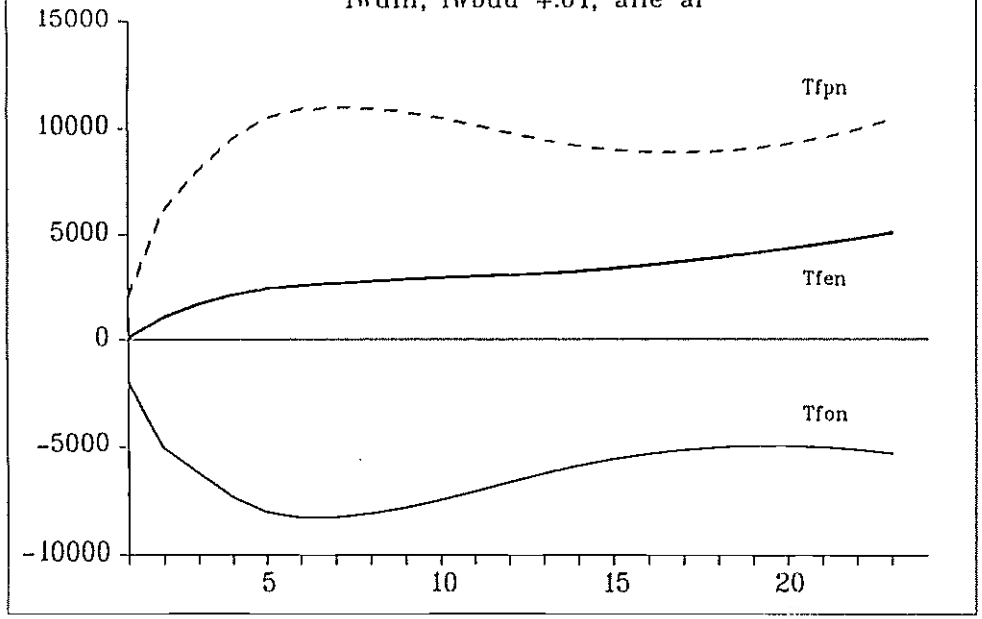




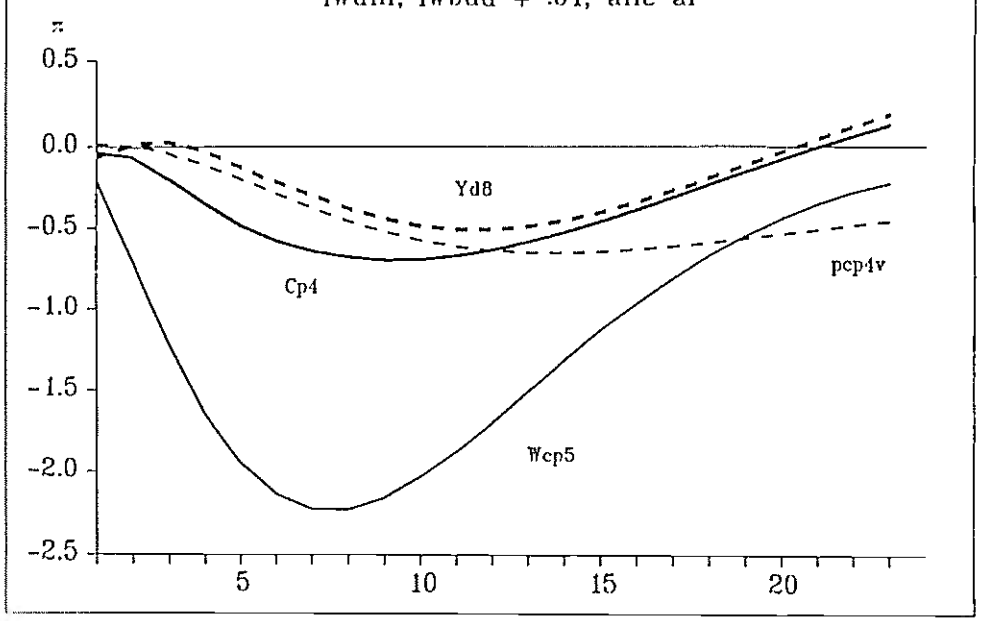




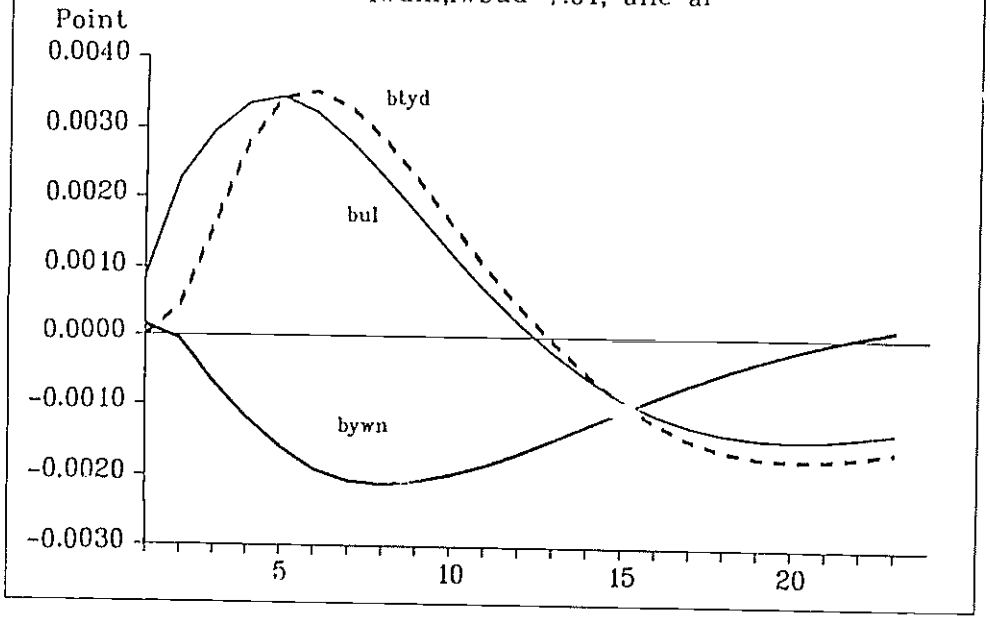
Nettofordringserhvervelser, oktober 1991
iwdm, iwbud +.01, alle år



Forbrug, oktober 1991
iwdm, iwbud + .01, alle år

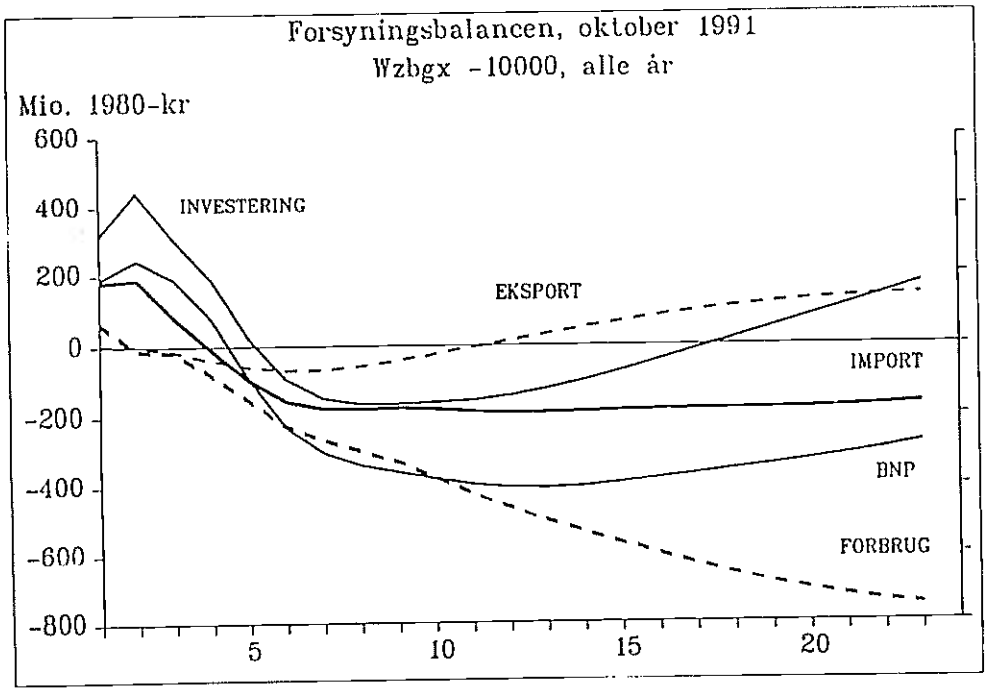


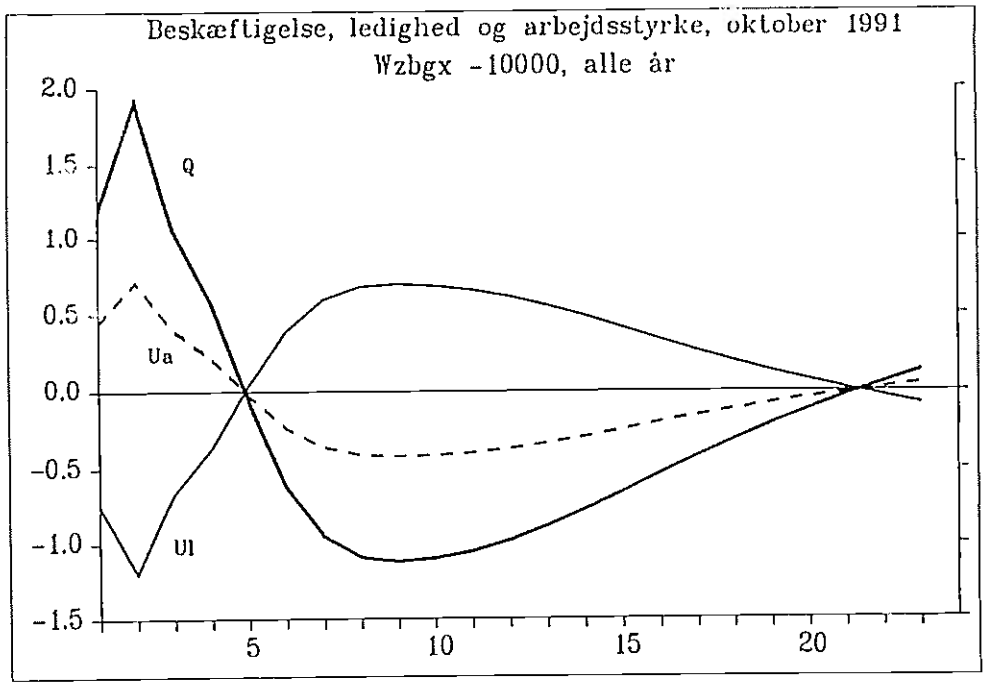
Lønkvote, kompensationsgrad, ledighedsgrad - oktober 1991
iwdm,iwbud +.01, alle år

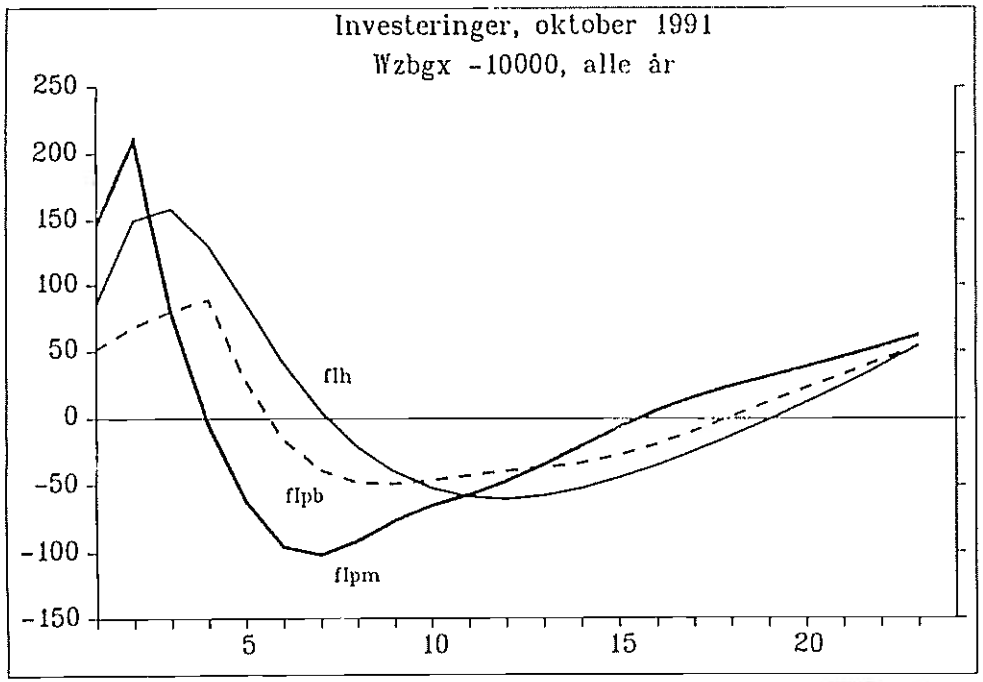


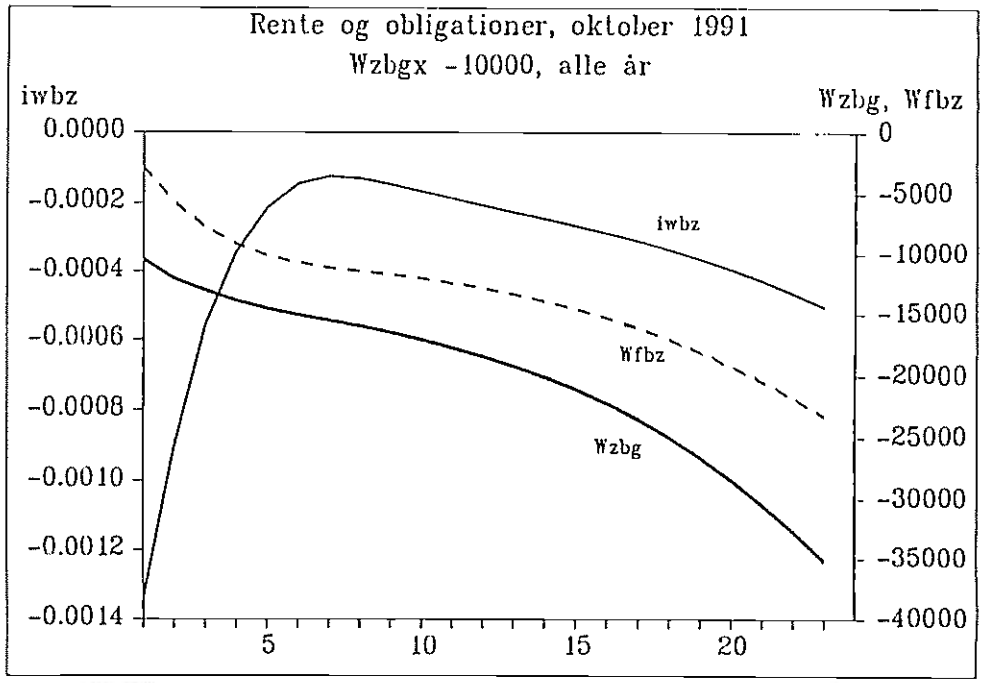
Det Udenlandske råds, okt 91

Oper Market Operation, okt 91

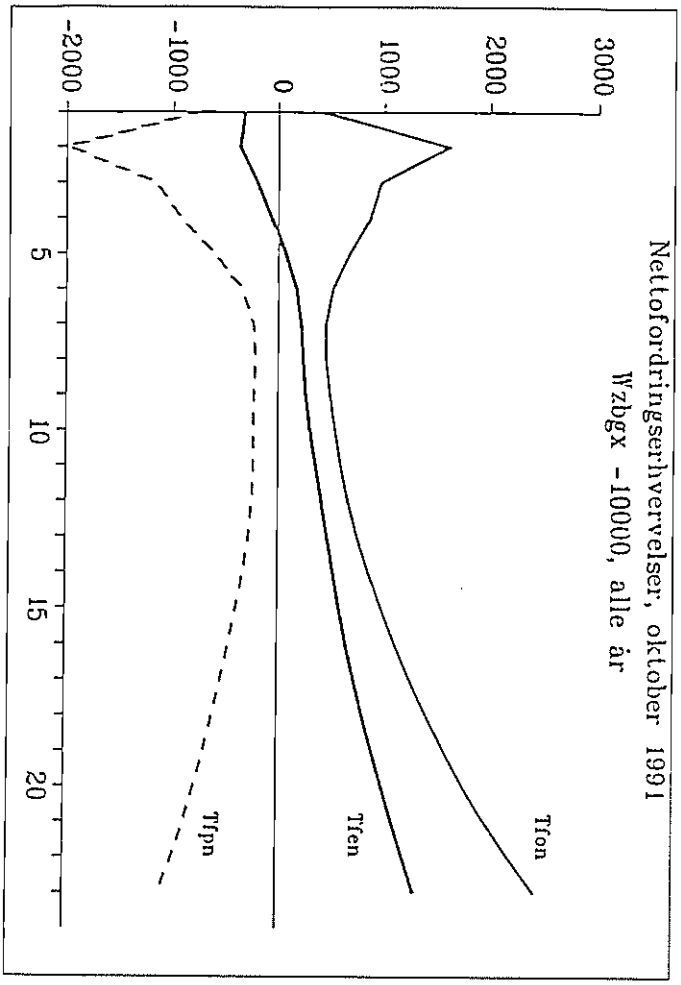


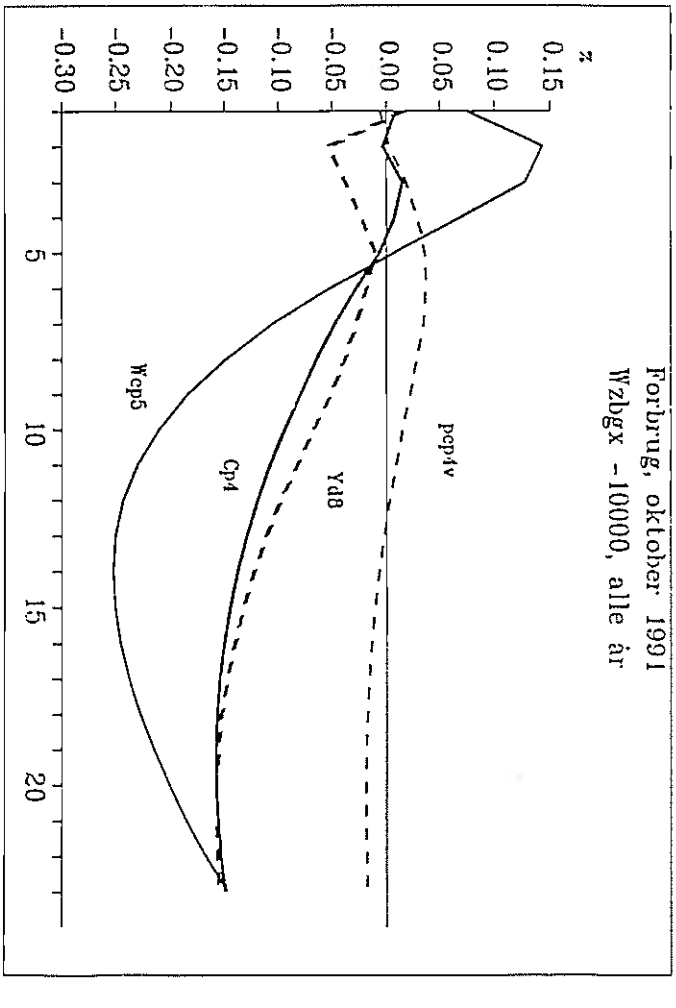


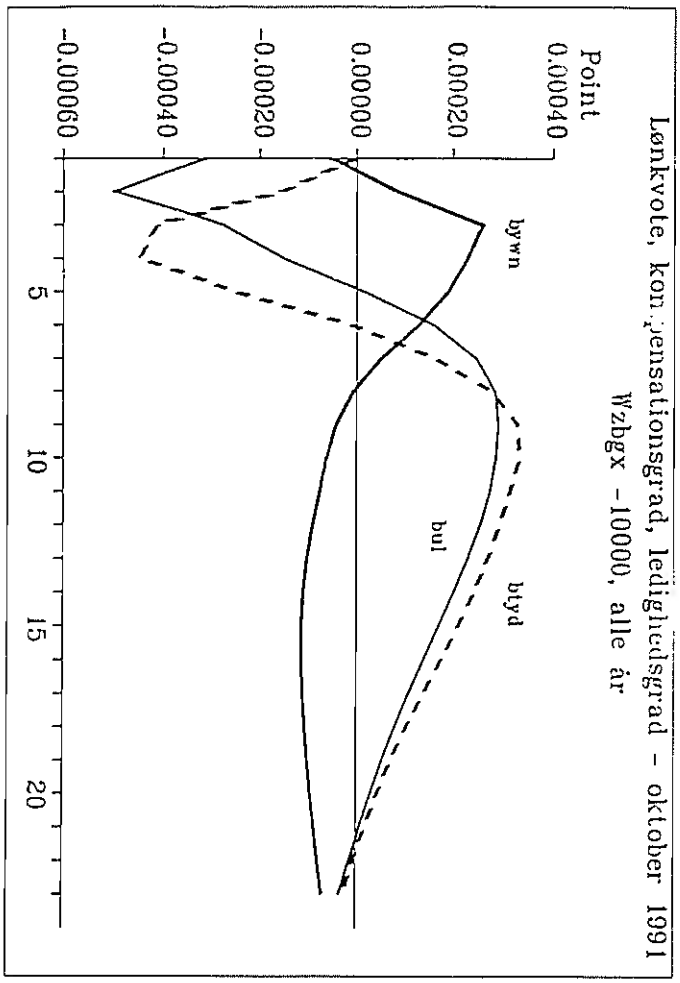




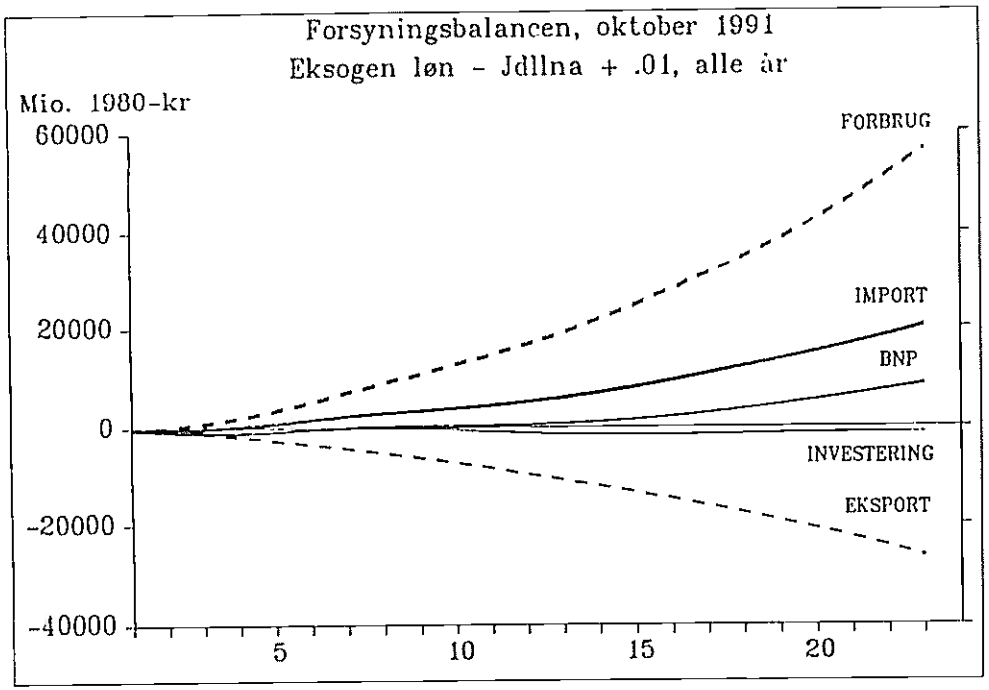
Oper Market Operation, okt 91

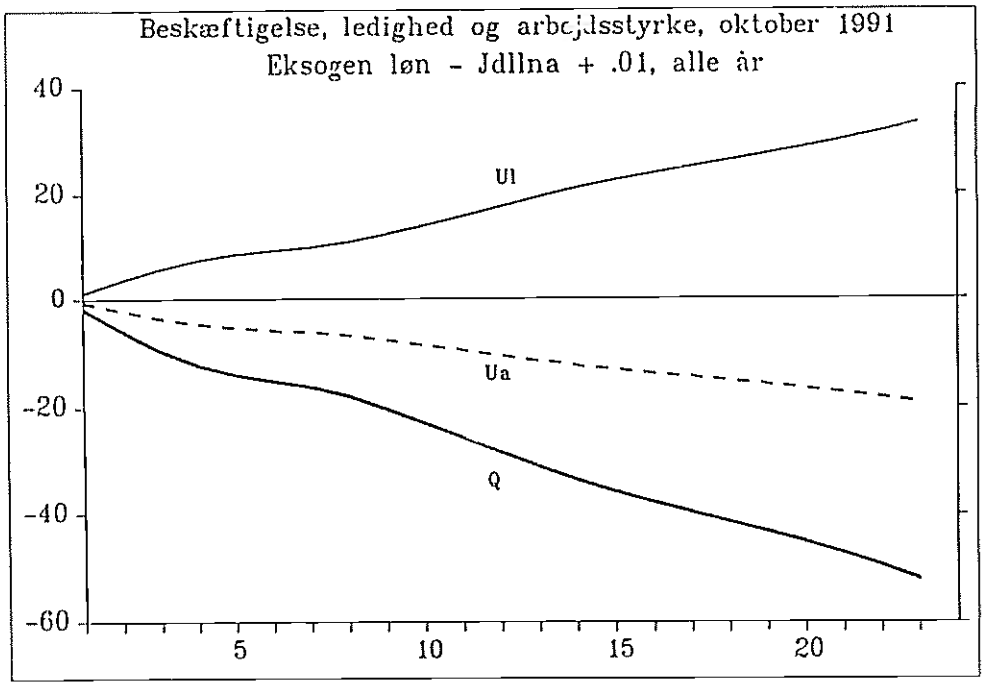


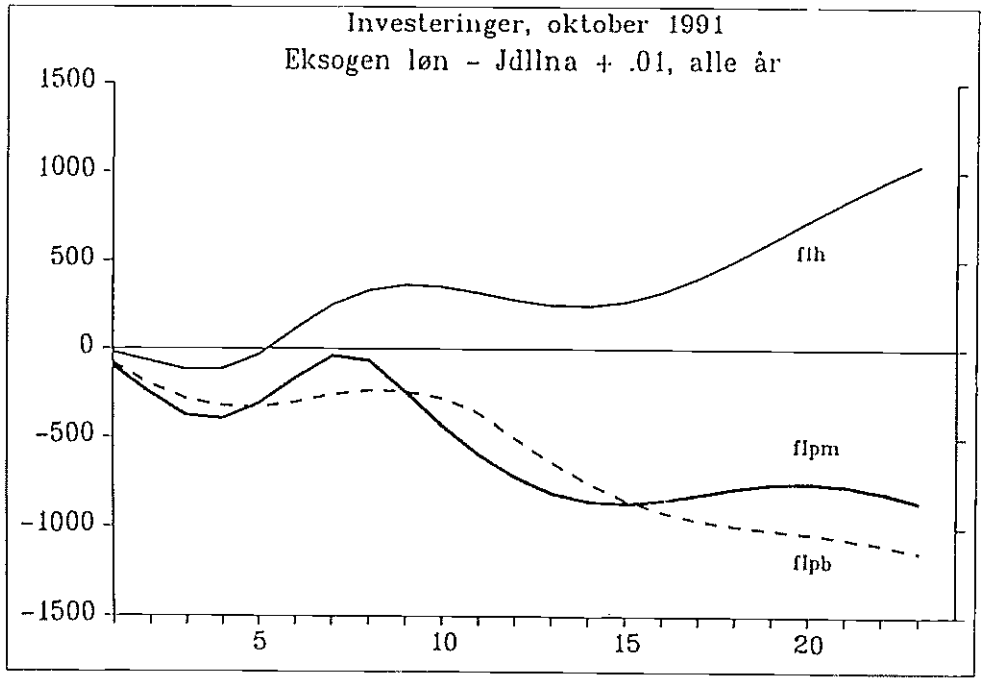


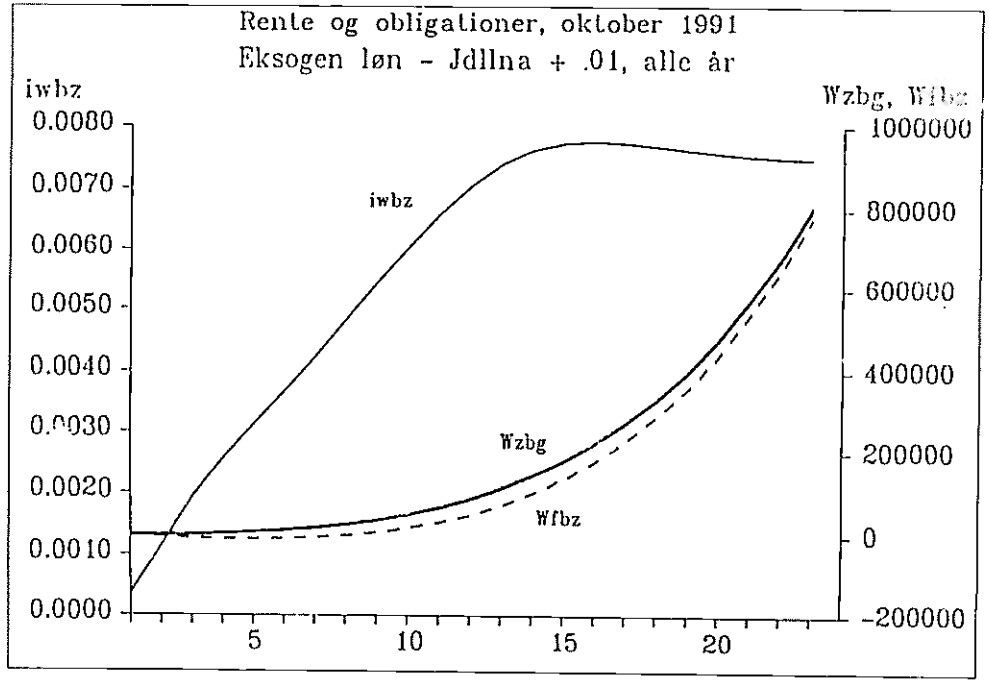


Det Økonomiske Råd, okt 91

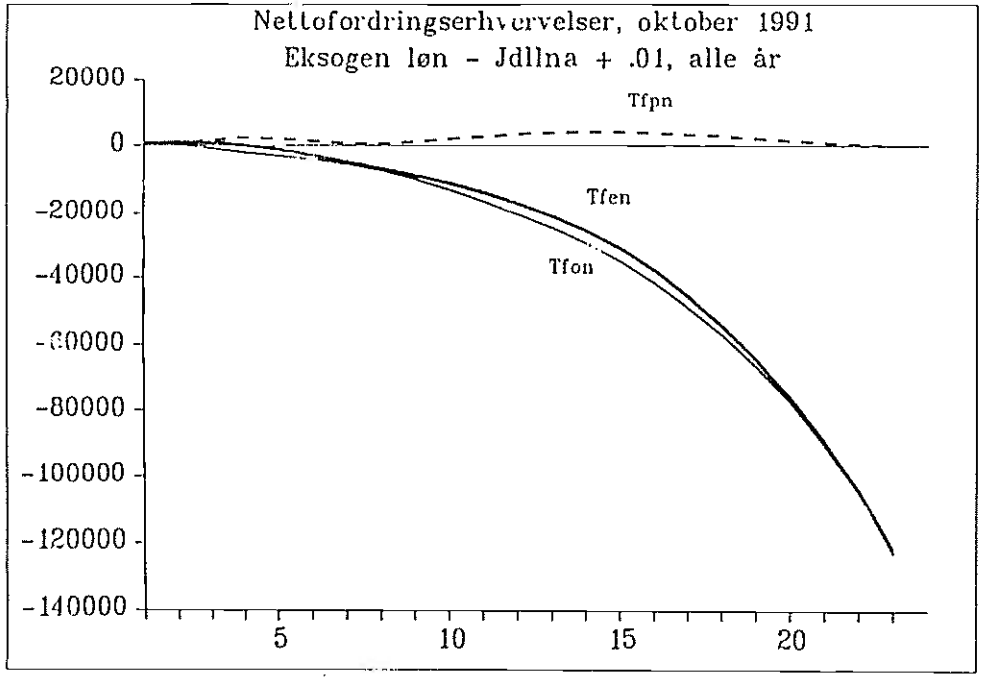


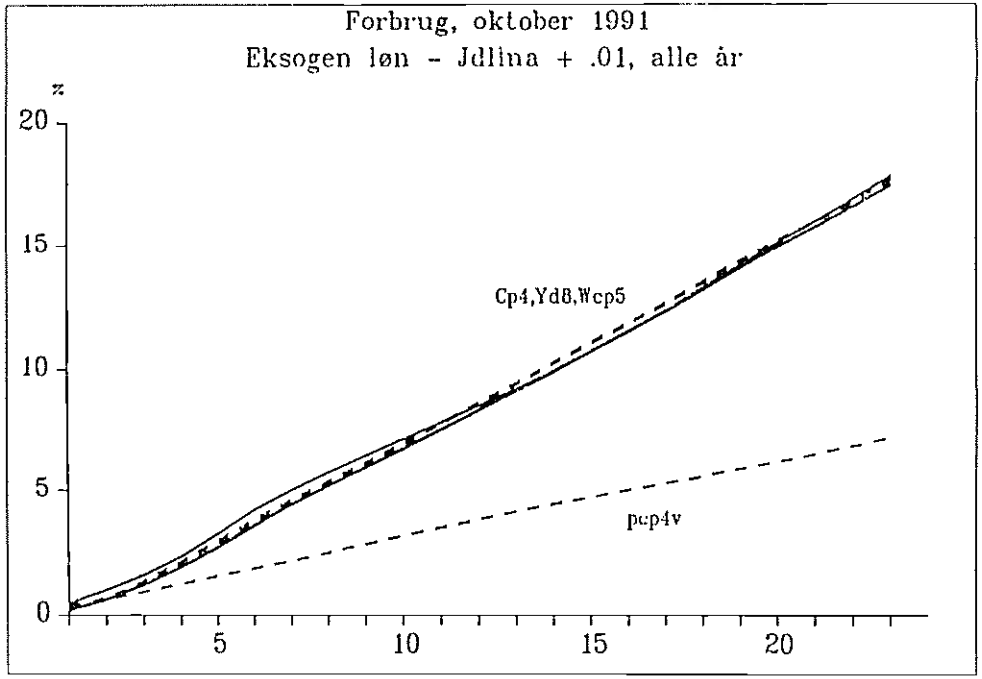


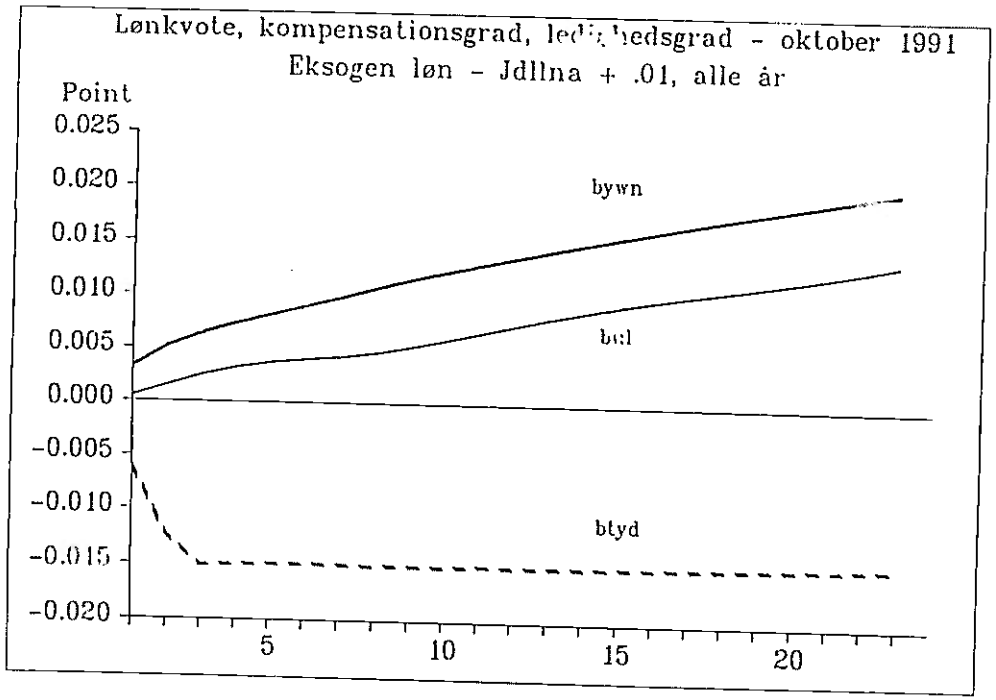




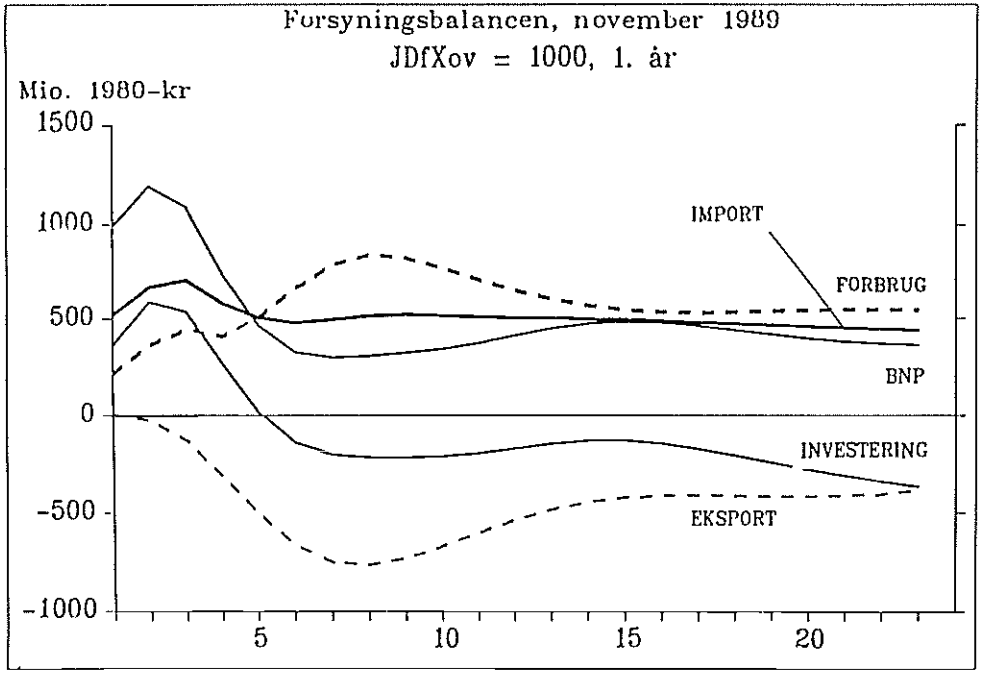
Øget lønstigningstakt, okt 91

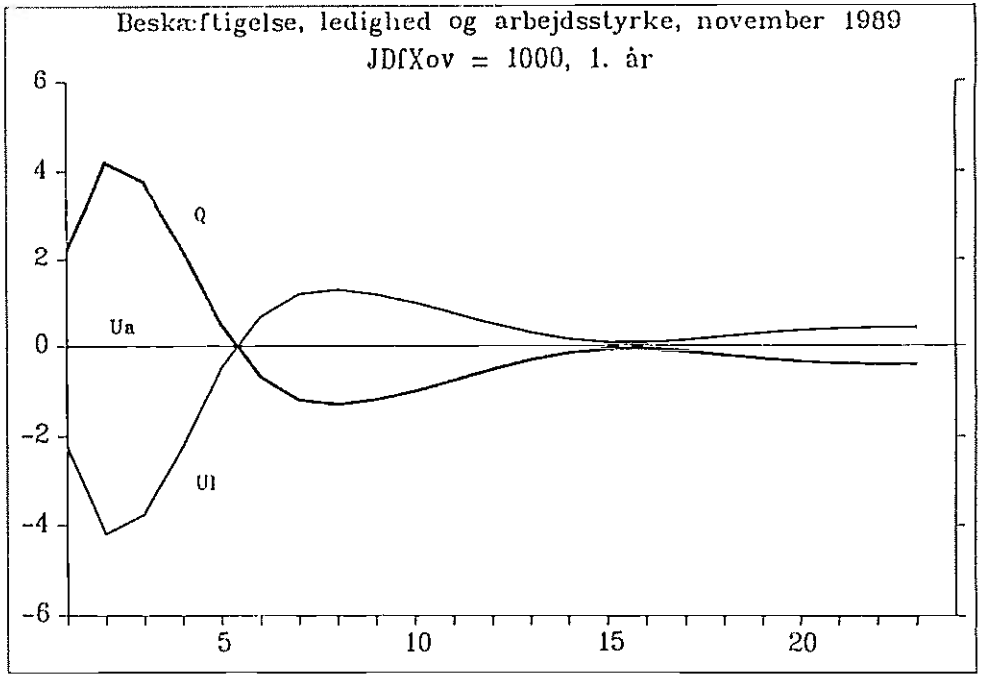


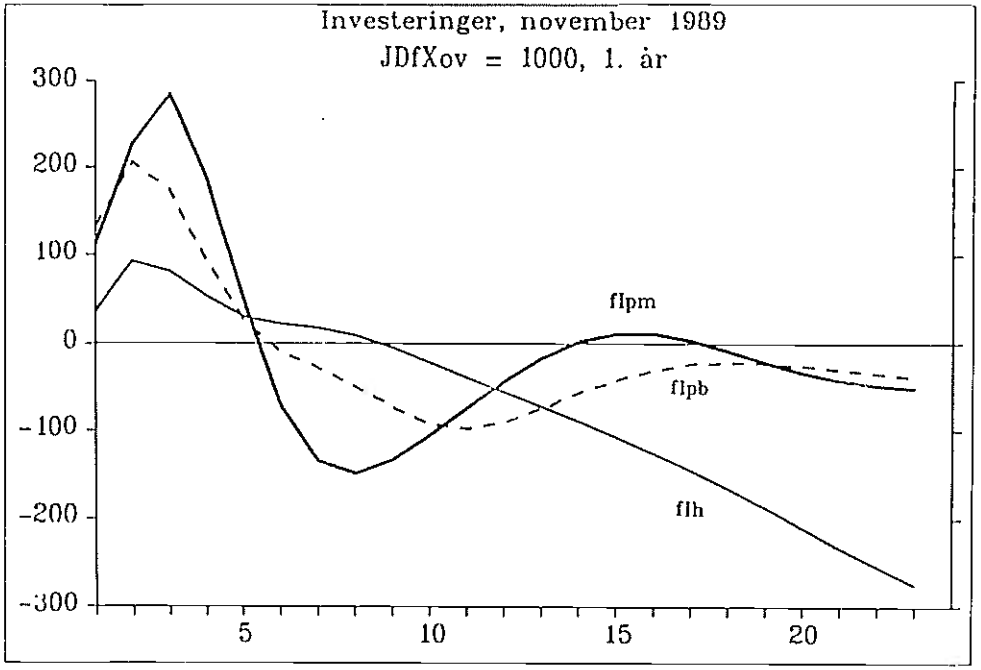


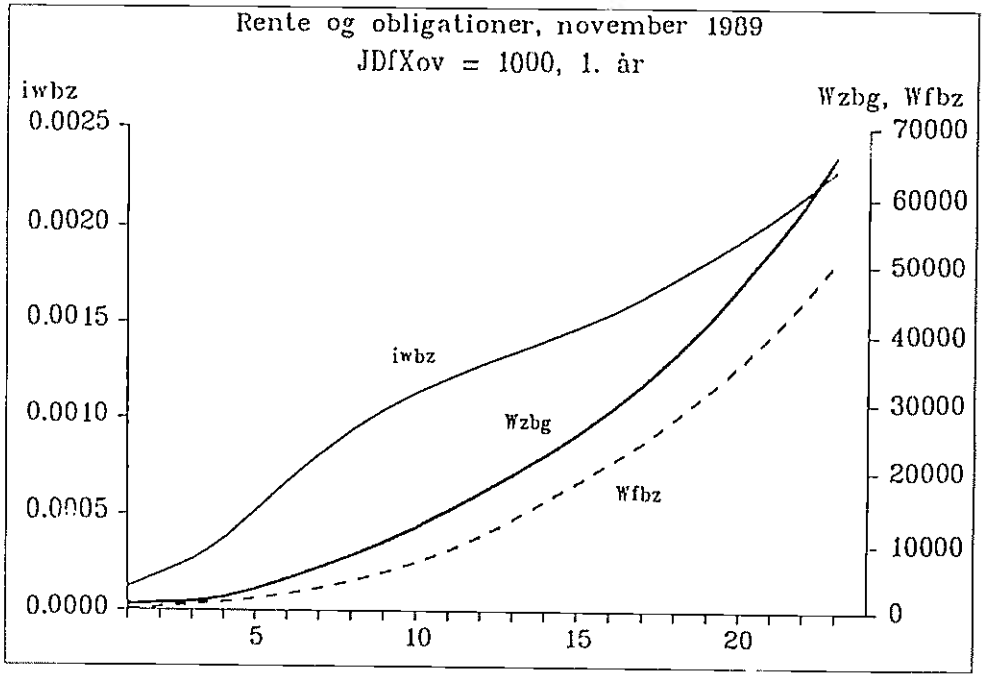


Offentligt varekøb, nov 89

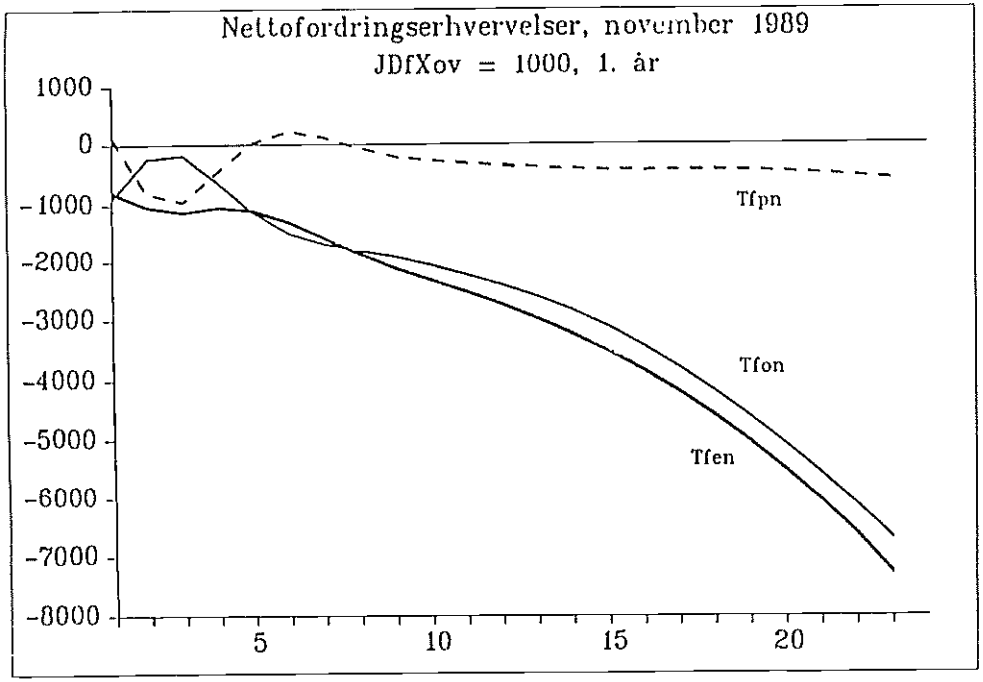


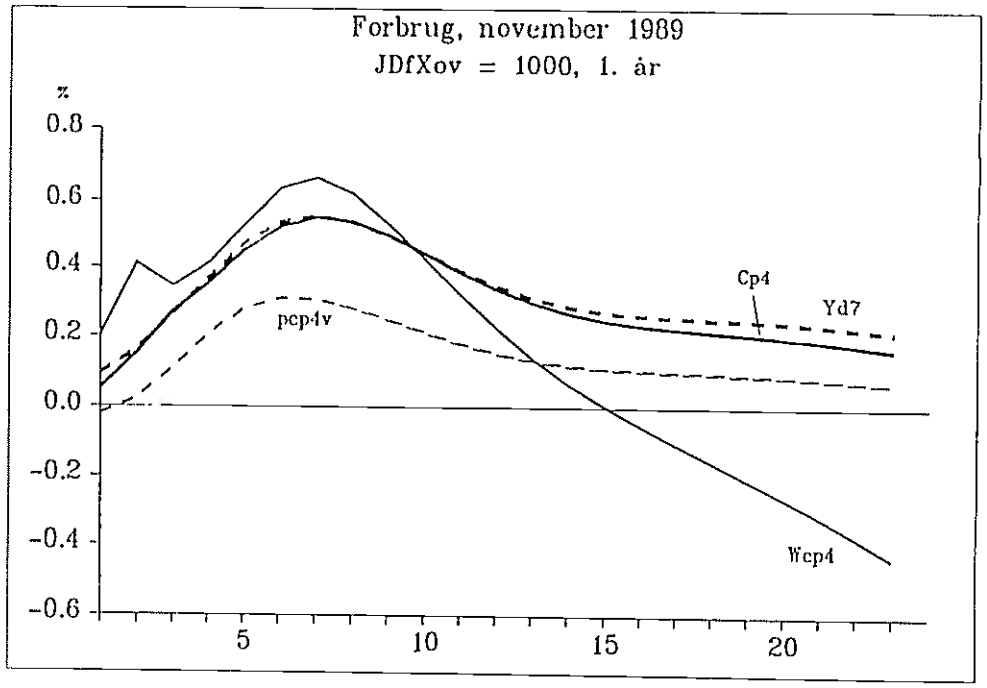


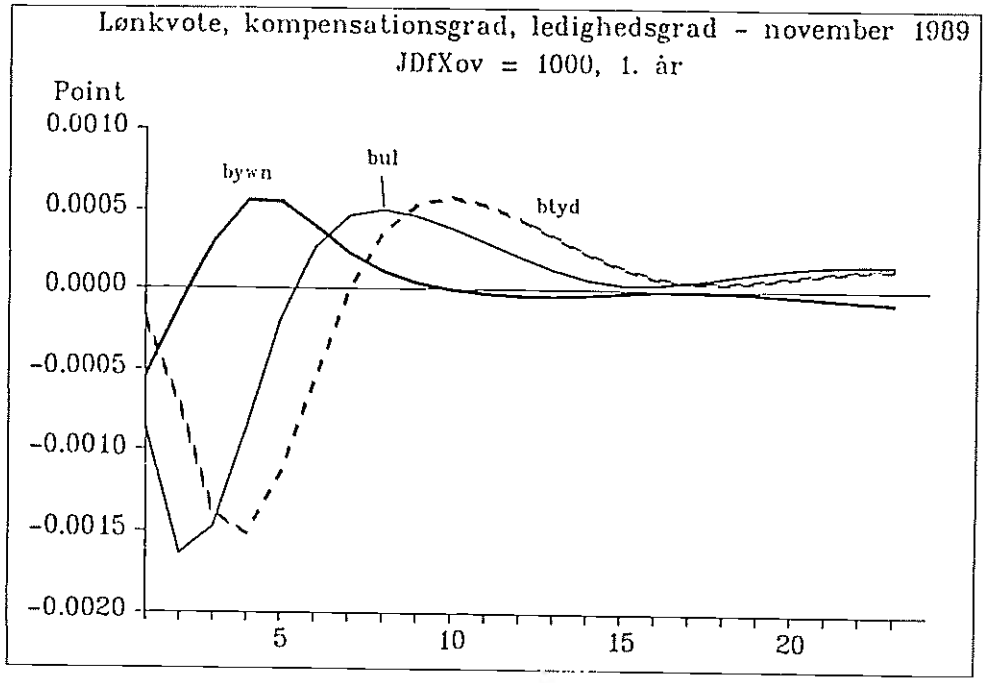




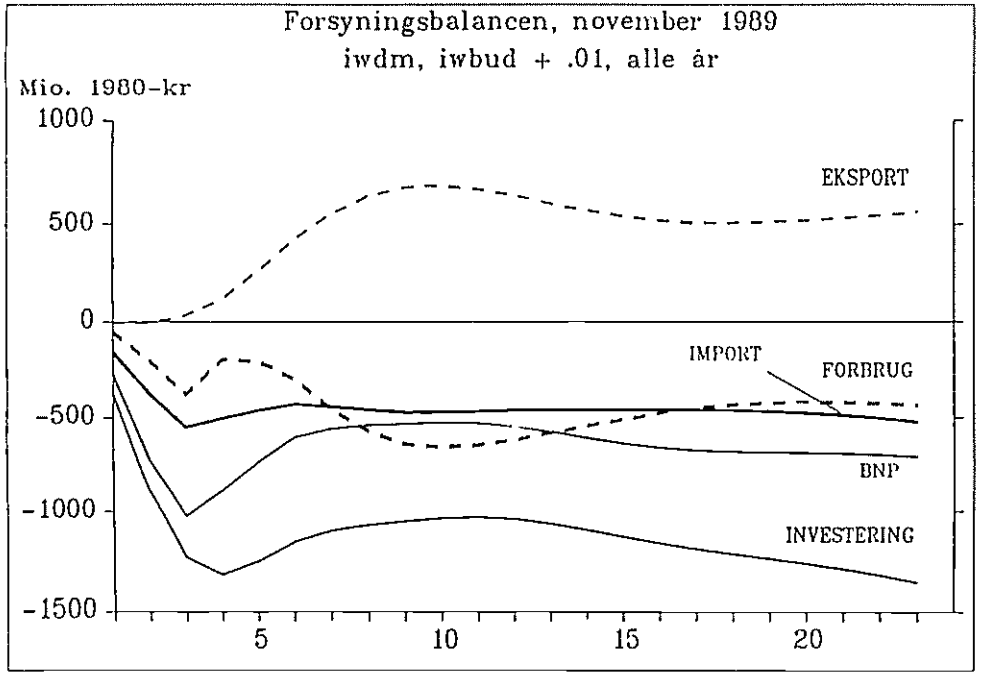
Offentligt varekøb i nov89

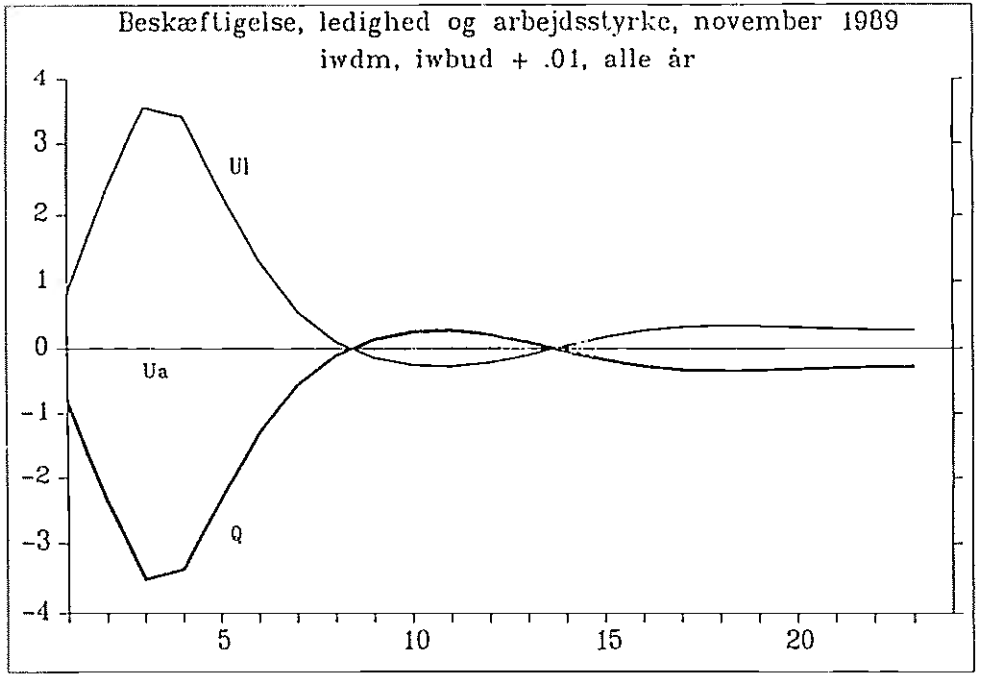


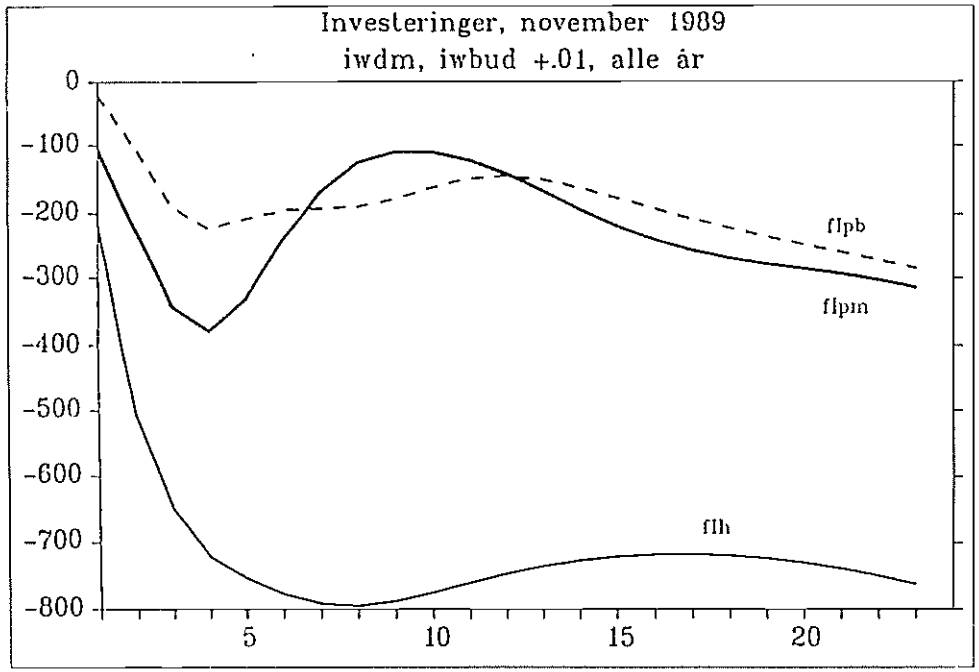


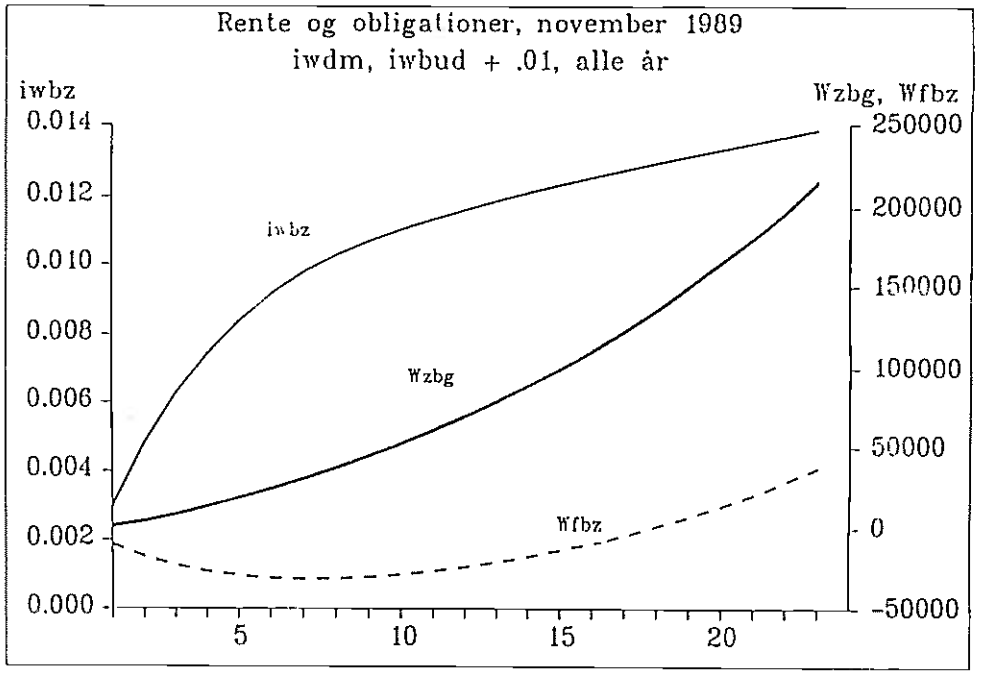


Øget Udenlandsk rente, nov89

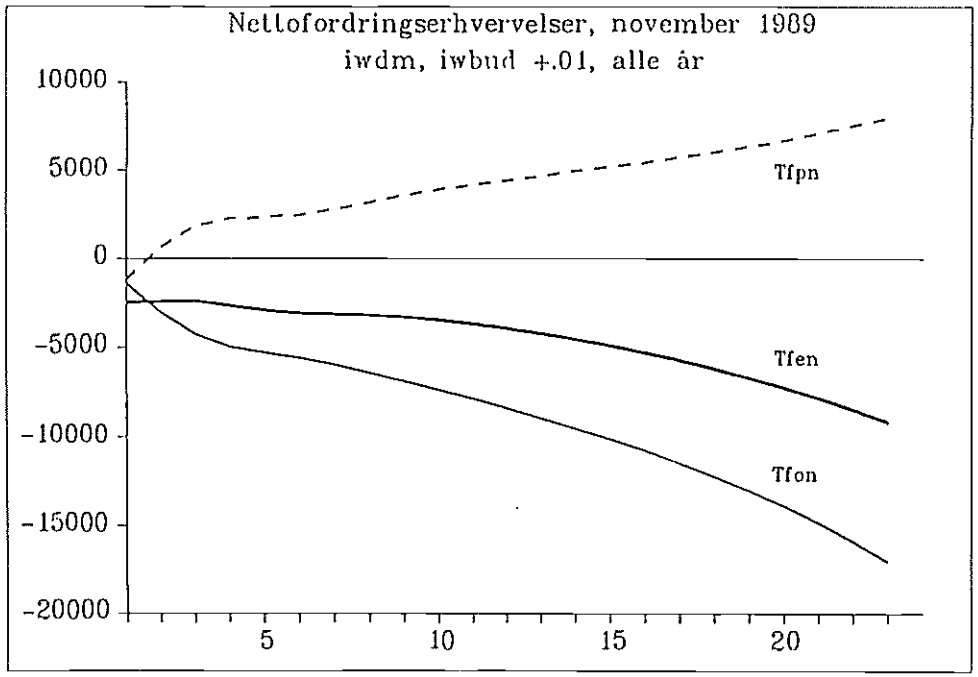


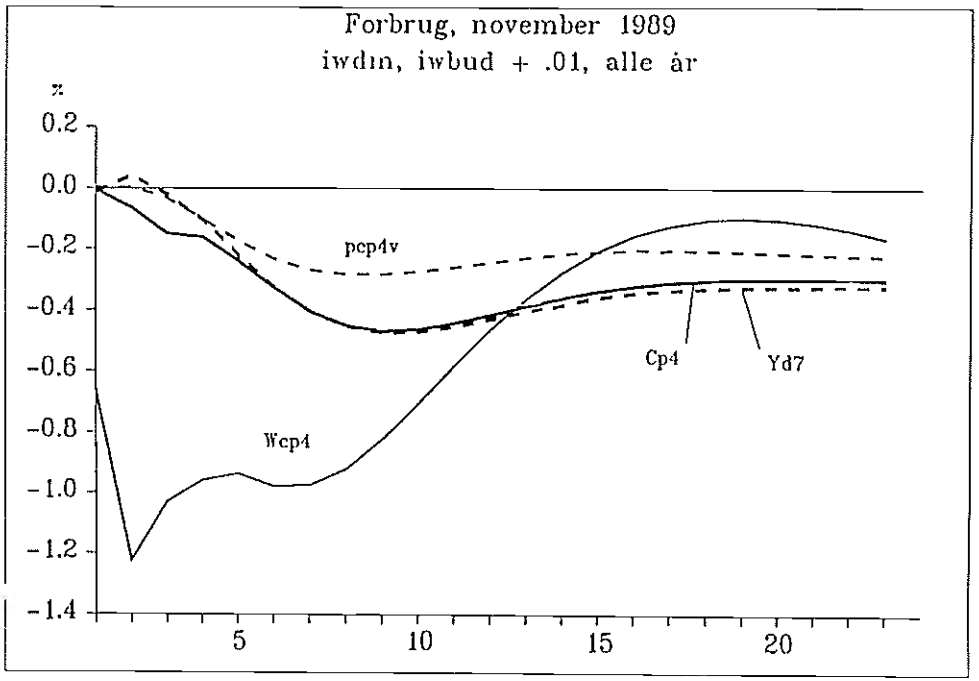


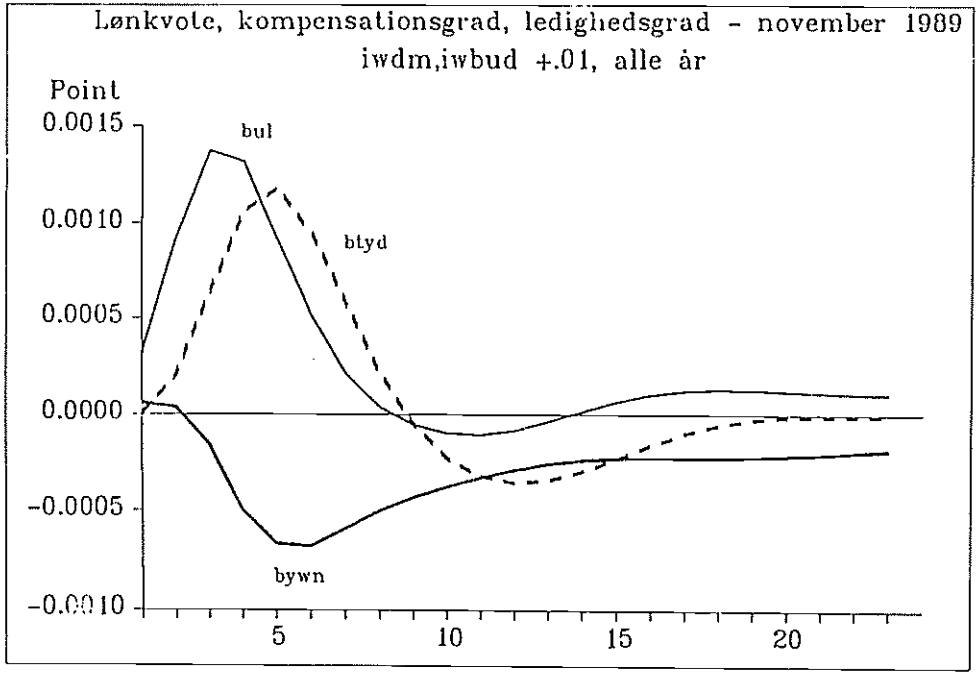




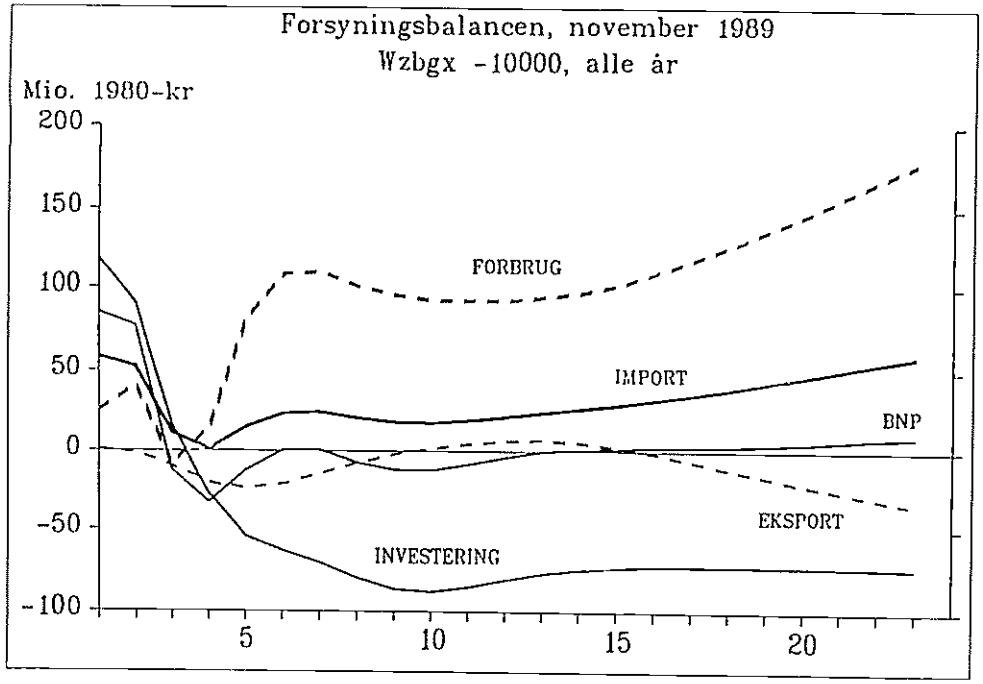
Øget Udenlandsk rente, Nov 89

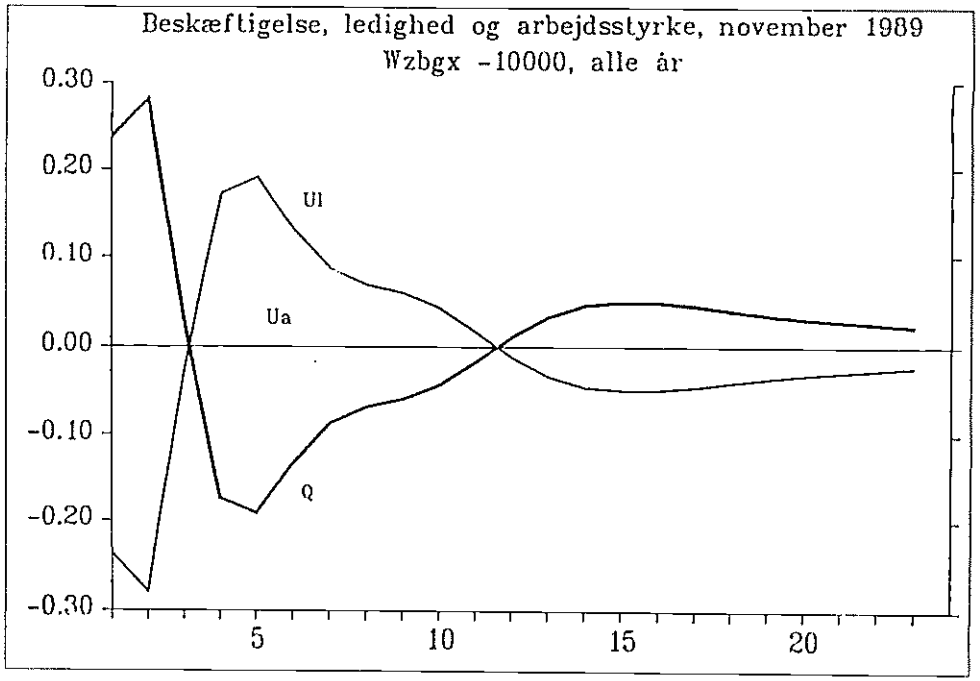


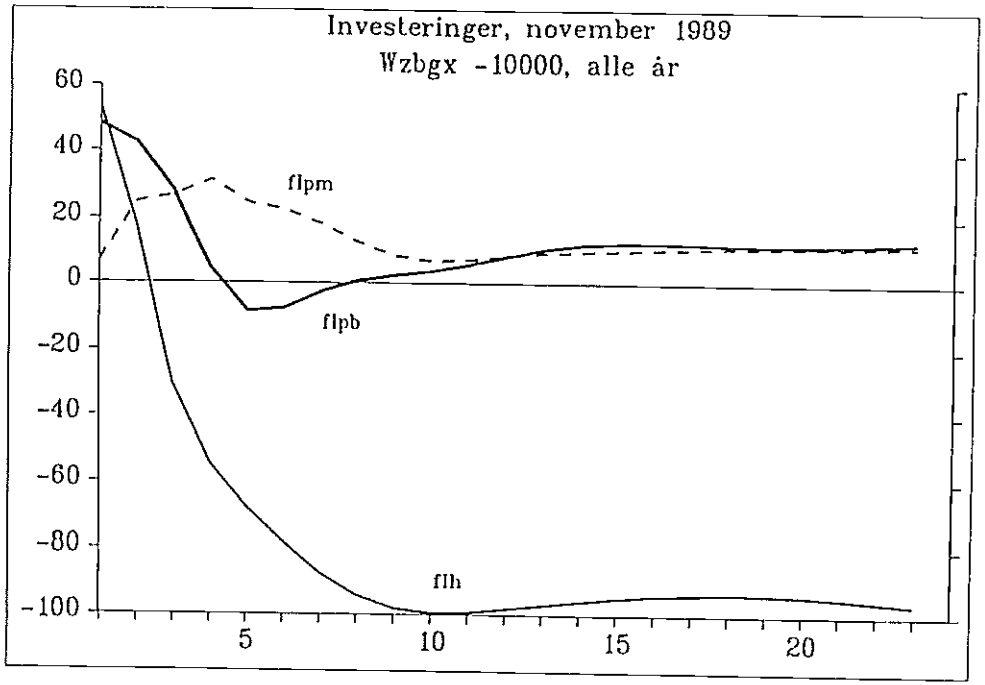


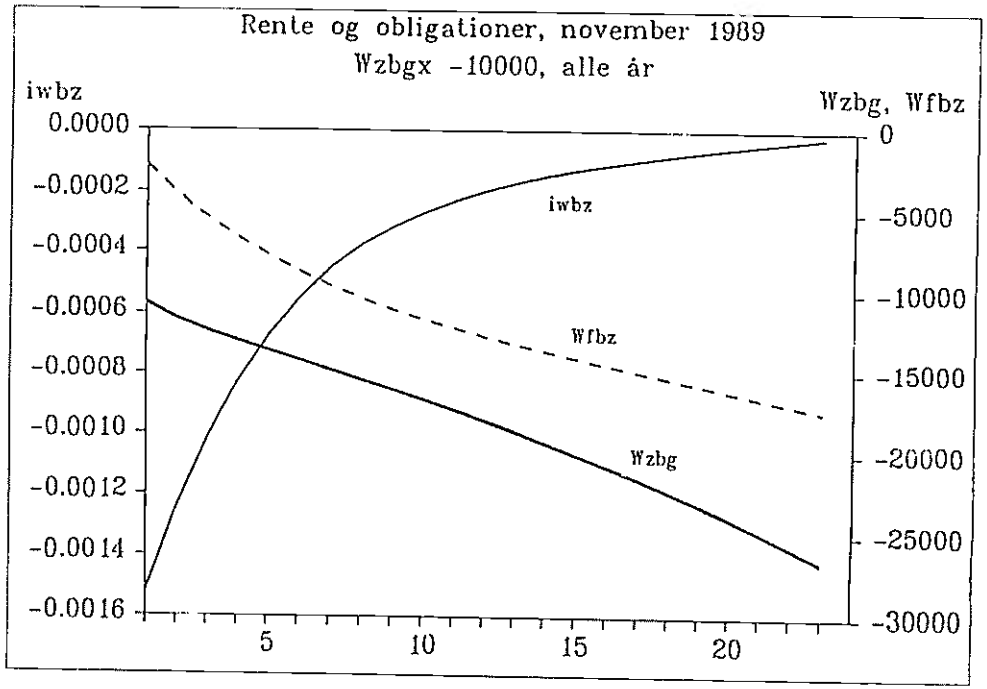


Open Market Operation, nov89

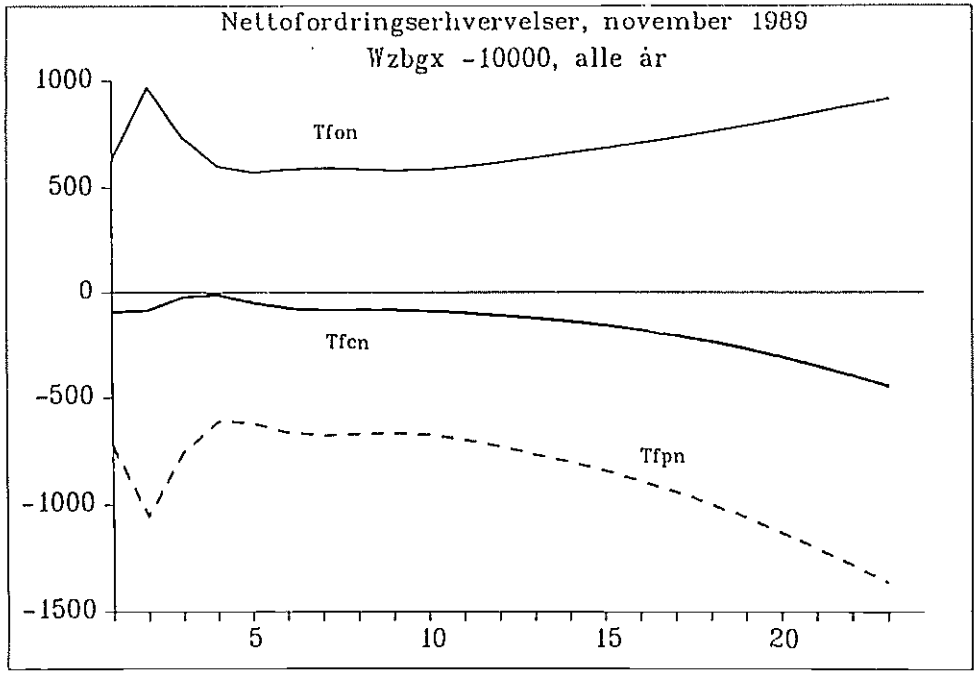


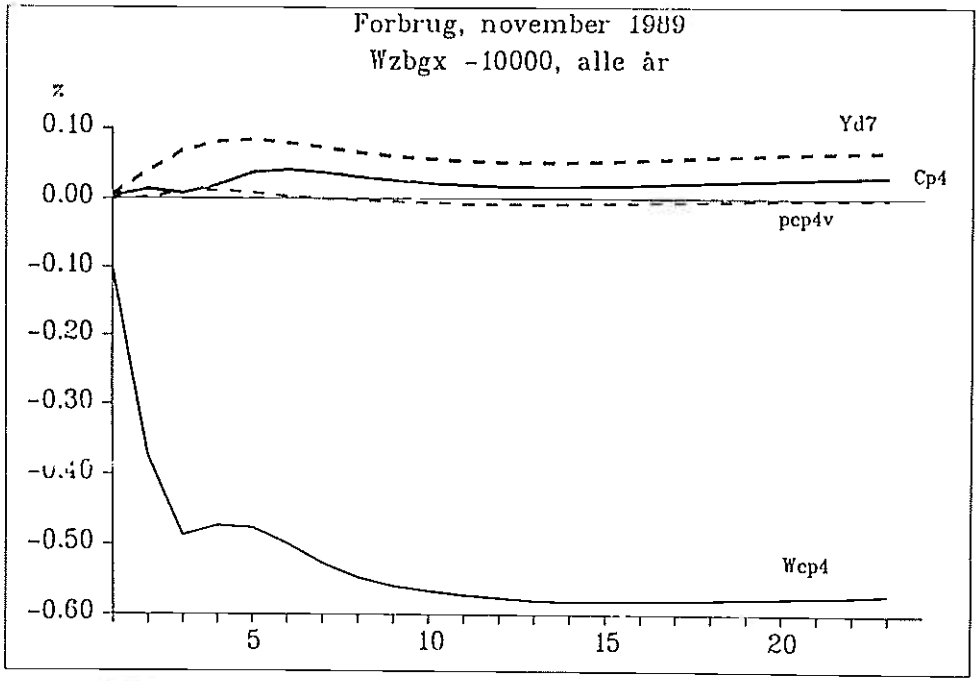


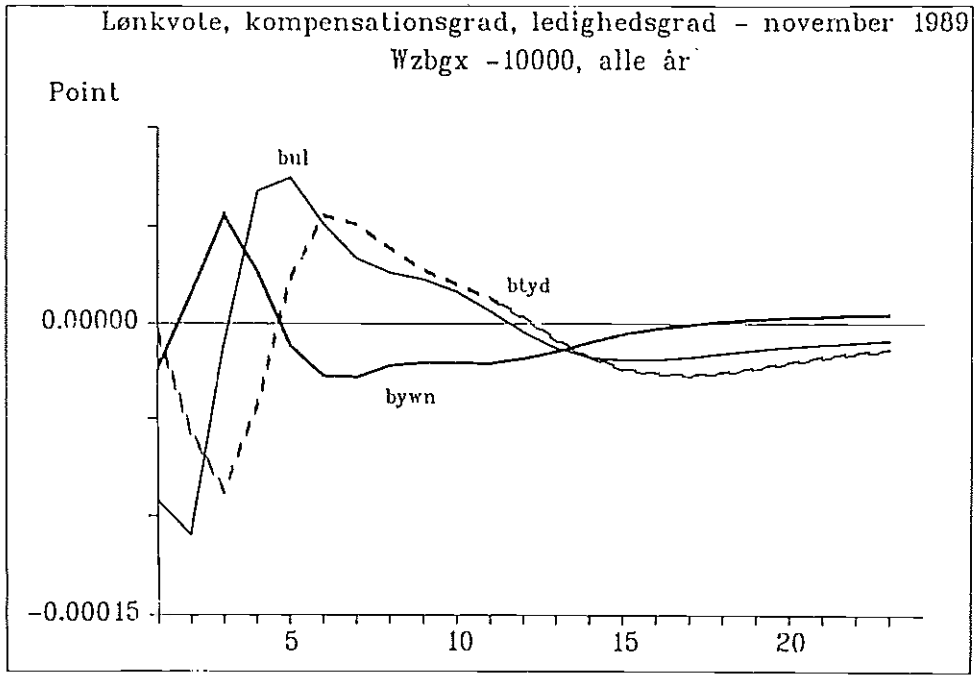




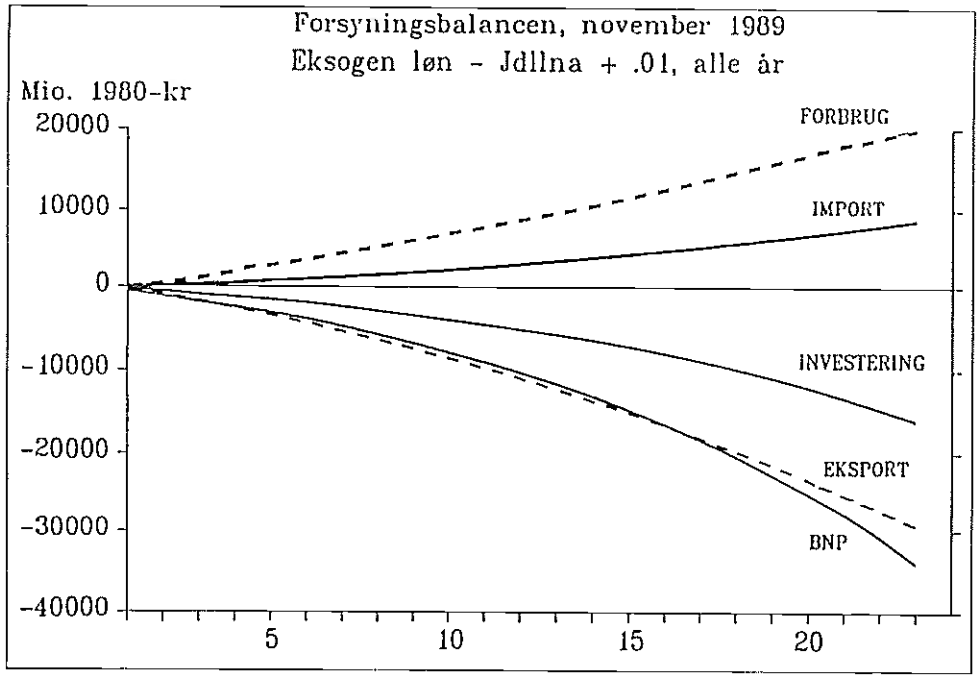
Oper Market Operation, nov 89

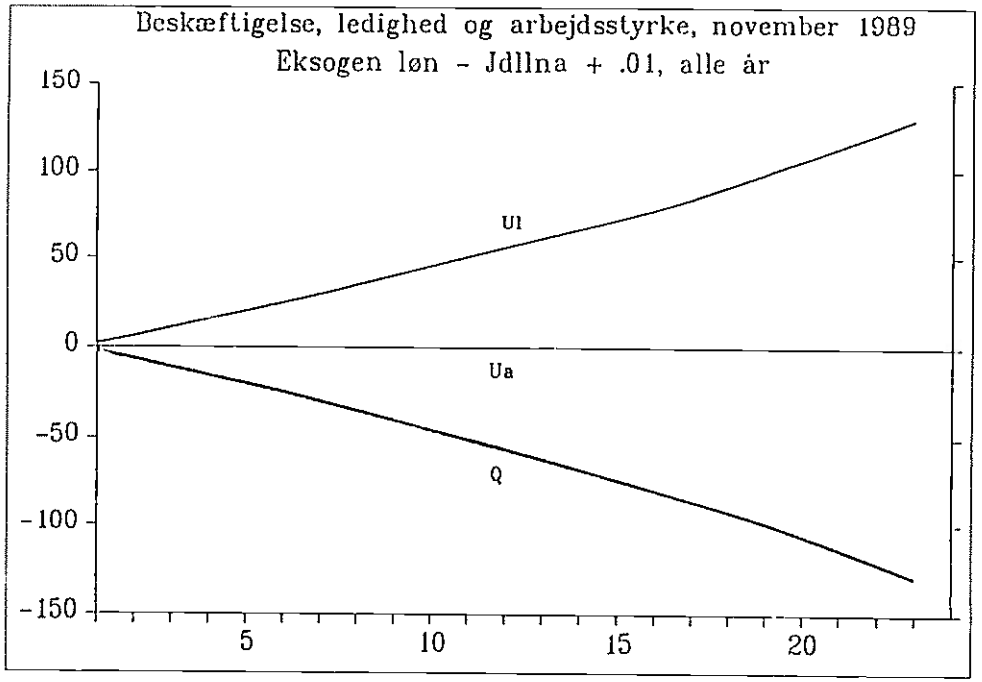


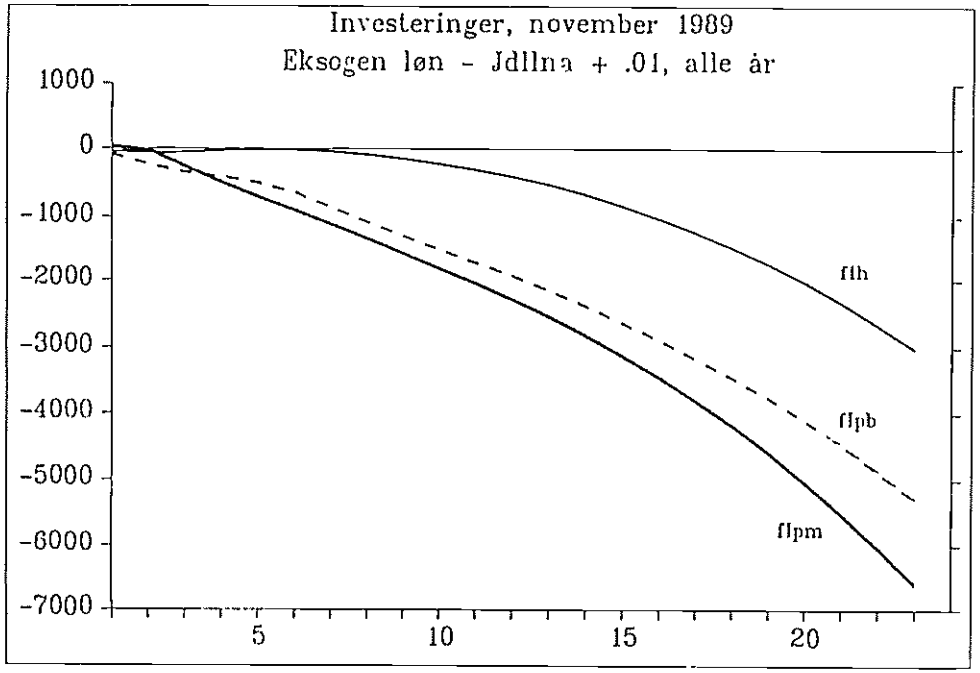


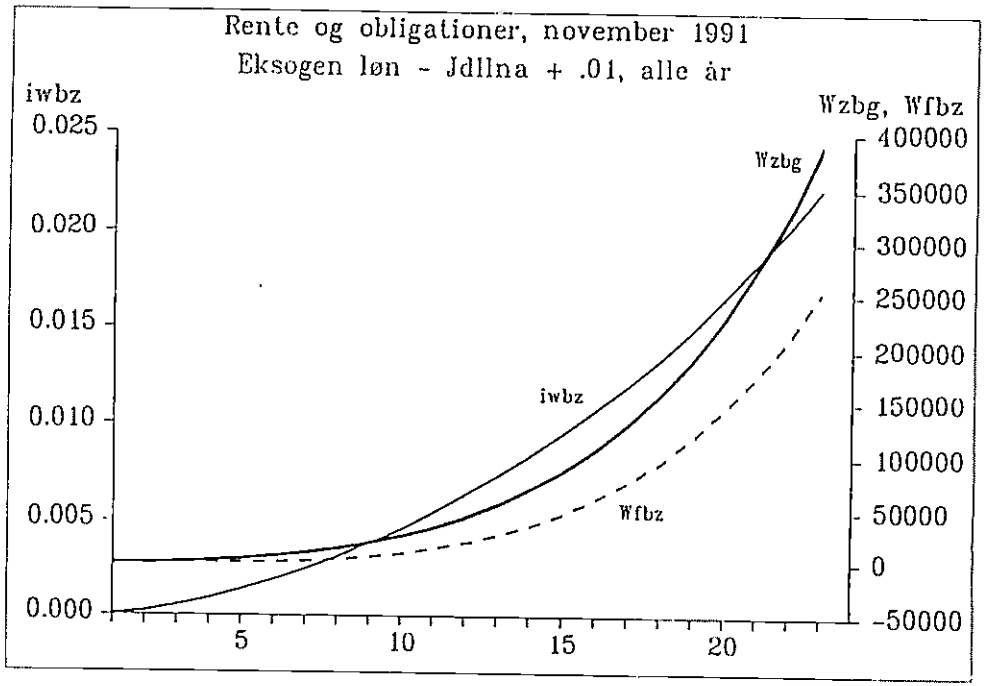


Øget lønstigningstakt, nov 89

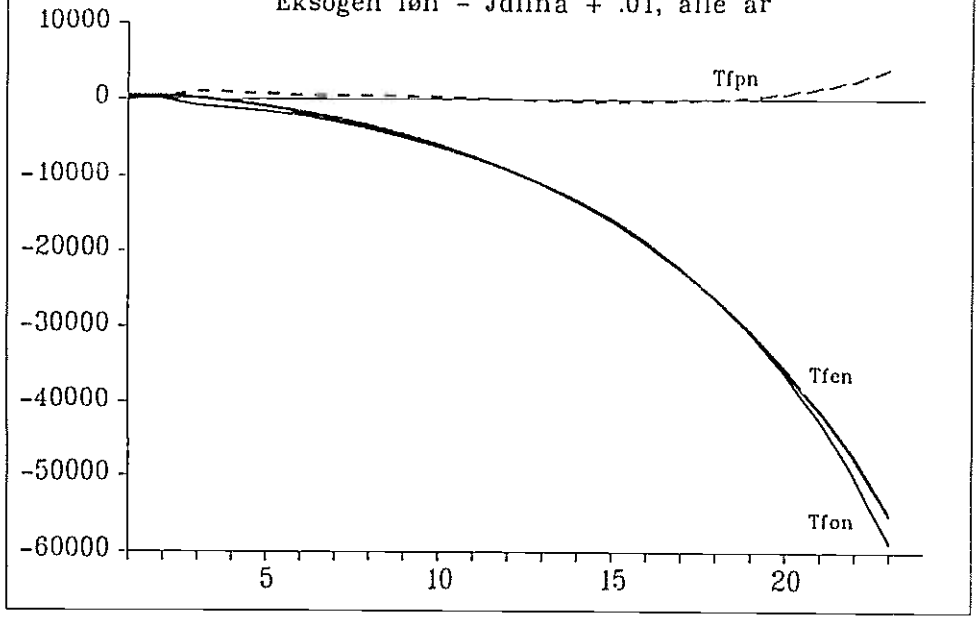


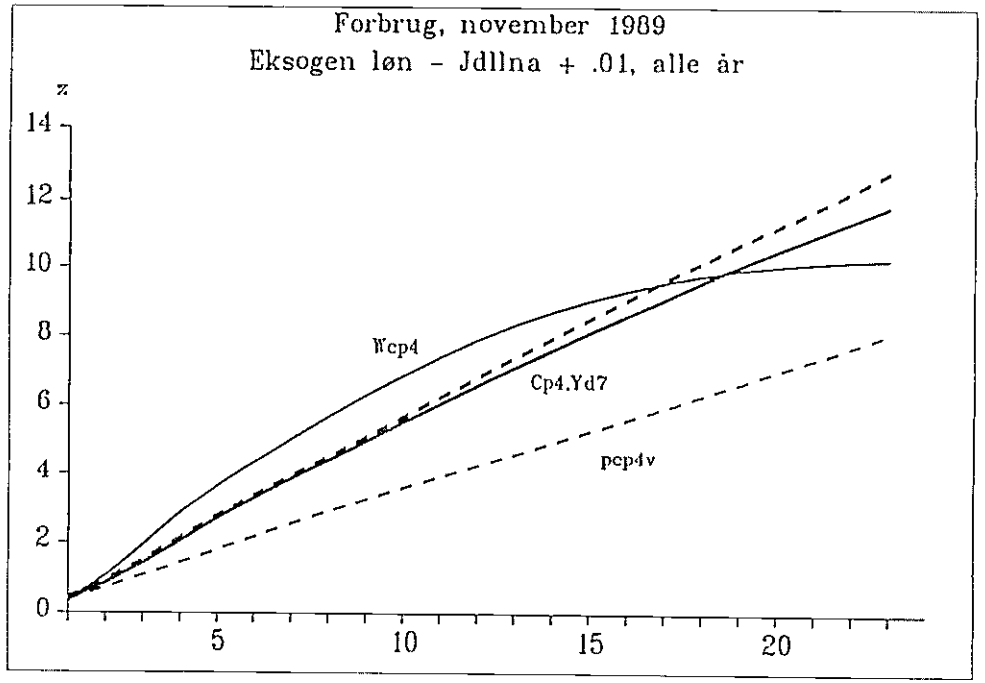


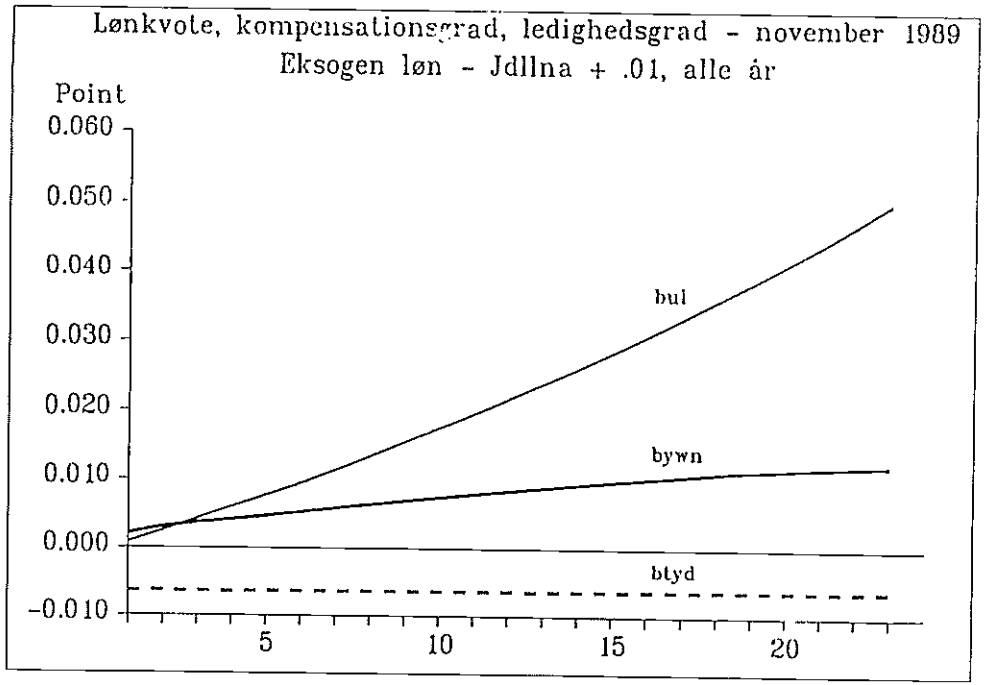




Øget Lønstigningstakt, nov89







Bidrag til Bygge- og Anlægsrådets rapport, ultimo 1991. John Smidt, november 1991

Efterspørgslen efter boliger - økonomisk eller demografisk forklaring ?

I en række nyere analyser af boligmarkedet er det såkaldte mætningsbegreb blevet diskuteret[1]. Baggrunden for denne interesse er den demografiske udvikling, hvor dalende børnetal og befolkningsprognoser indikerer stagnation eller direkte fald i befolkningens størrelse de kommende år. Allerede i dag er vi i en situation, hvor antallet af boliger er stort nok til, at alle par såvel som alle enlige over 25 år kan disponere over egen bolig; i løbet af få år kan det forventes, at dette også vil gælde for alle over 20. Fra et *demografisk synspunkt* er det derfor blevet fremført, at *boligmarkedet er ved at være mættet.*

Det *demografisk betingede boligbehov* bør imidlertid ikke forveksles med den *økonomisk betingede boligefterspørgsel.*

Den *økonomisk betingede boligefterspørgsel* er primært bestemt af *udviklingen i de samlede indkomster* og af omkostningerne ved at disponere over en bolig. Baseret på dette synspunkt har den historiske vækst i realindkomsterne været en afgørende forudsætning for udviklingen i boligefterspørgslen og dermed for den stedfundne udvikling i boligbeholdningen. Fra et økonomisk standpunkt må det derfor forventes, at *fremtidige indkomststigninger vil indebære en forøget boligefterspørgsel.*

Det demografiske og det økonomiske synspunkt synes således at lede frem til forskellige konklusioner om den fremtidige udvikling på boligmarkedet.

Udgangspunktet for denne artikel er, at det er den *økonomiske boligefterspørgsel,* der er den relevante størrelse. Herved tages udgangspunkt i økonomiske størrelser som realindkomst, rente osv., mens de demografiske forhold umiddelbart ikke er synlige. Dette indebærer ikke, at demografien ikke påvirker boligmarkedet, men blot at dette må ske indirekte gennem de økonomiske størrelser.

Den efterfølgende analyse af boligefterspørgslen viser, at adfærden på boligmarkedet har ændret sig, hvilket - om ønskeligt - kan betragtes som udtryk for en "mætning". Som en følge heraf kan der ikke forventes samme kraftige vækst i boligefterspørgslen, som har kunnet observeres historisk, men der er ikke belæg for at tale om mætning i nogen absolut forstand. Fremover kan det forventes, at boligefterspørgslen vil vokse i takt med den samlede produktion; sammenholdt med den demografiske udvikling må en stigende boligefterspørgsel logisk rette sig mod større og bedre boliger og ikke mod flere boliger.

I det følgende afsnit skitseres den historiske udvikling på boligmarkedet. I afsnit 2 beskrives boligmarkedets funktionsmåde på baggrund af en økonomisk model, der beskriver udbud og efterspørgsel. Afsnit 3 indeholder en empirisk beskrivelse af boligefterspørgslen, og den historiske udvikling analyseres på baggrund heraf. Afslutningsvis opsummeres.

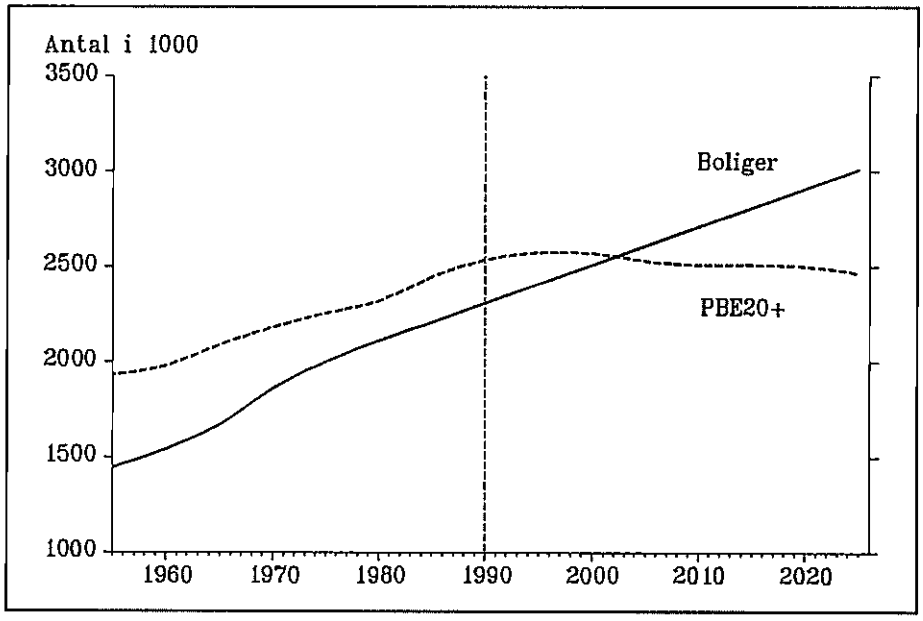
---

[1]F.eks. "Boligmarkedet og boligpolitikken - et debatoplæg", Boligministeriet, 1988 - "Ølgaard-rapporten". Senest er mætningsbegrebet diskuteret i "Finansredegørelse 1991", Finansministeriet, 1991.

1. Den historiske udvikling.

Antallet af boliger er historisk set vokset hurtigere end befolkningstallet. I figuren herunder ses dette ved at sammenholde antallet af boliger med antallet af par og enlige over 20 år. Denne befolkningsgruppe kan betragtes som den relevante i forbindelse med boligmarkedet, og betegnes i den såkaldte Ølgaard-rapport "Den potentielle boligefterspørgsel"[2] - forkortet PBE^{20+}.

Figur 1. Udviklingen i antal boliger og den potentielle boligefterspørgsel.



Kilde: "Boligmarkedet og boligpolitikken", Boligministeriet, 1988

Det ses, at mens PBE^{20+} i 1955 oversteg antallet af boliger med ca. 40%, så er denne procent faldet til ca. 10 i 1990. I absolutte tal mangler der ved indgangen til 1990'erne kun ca. 200.000 boliger i, at alle par og alle enlige over 20 år vil kunne disponere over en bolig, og bolig"*manglen*" - defineret som forskellen mellem antal boliger og PBE^{20+} - er i dag historisk set meget lille. Forlængelsen af kurven for PBE^{20+} fra 1990 og frem viser en fremskrivning af PBE^{20+} på grundlag af Danmarks Statistiks befolkningsprognose under antagelse af konstante samlivsfrekvenser. Det ses, at stigningstakten i PBE^{20+} er aftagende, og fra midt i 1990'erne må der forventes et direkte fald i denne befolkningsstørrelse. Forlængelsen af kurven over antallet af boliger er foretaget under antagelse af et antal nyopførelser på 20.000, hvilket svarer til niveauet i sidste halvdel af 1980'erne[3]. Det ses, at kurverne for PBE^{20+} og antal boliger krydser hinanden kort efter år 2000, hvorefter der opstår overskud på bolig-

[2]"Boligmarkedet og boligpolitikken", Boligministeriet, 1988. Betegnelsen udtrykker det antal boliger, der er nødvendigt, hvis alle samboende par (ægtepar såvel som papirløse) og alle enlige over 20 år skal have en bolig.

[3]Se bl.a. Carsten Koch "Mætning på boligmarkedet", Samfundsøkonomen, 1989, for en kritik af bl.a. disse fremskrivninger og en problematisering af mætningsbegrebet generelt.

markedet. Det er denne fremskrivning, der er grundlaget for diskussionen om *mætning på boligmarkedet.*

"Den potentielle boligefterspørgsel" eller rettere *det demografiske boligbehov*[4] har igennem hele den betragtede periode ligget over antallet af boliger, hvilket gør det nærliggende at betragte dette som *årsagen til det voksende antal boliger.* Fra den rent *demografiske synsvinkel* kan udviklingen på boligmarkedet - stigningen i antallet af boliger - derfor ses som et resultat af en voksende befolkning og/eller af et historisk givet "underskud" på boliger, som har skullet "indhentes". Hvis dette synspunkt om, at befolkningsudviklingen er den drivende faktor på boligmarkedet, er korrekt, vil behovet for nybyggeri i fremtiden være meget begrænset.

Dette rent demografiske syn på boligmarkedet og det deraf følgende mætningsbegreb ignorerer imidlertid de grundlæggende økonomiske mekanismer.

Det er vanskeligt at acceptere, at der skulle være en direkte *årsagssammenhæng* fra øget befolkning til et øget antal boliger. Befolkningsvæksten vil naturligt indebære et større (objektivt) *behov* for boliger, men dette vil ikke uden videre slå ud i en *faktisk* forøgelse af boligmassen. En forudsætning for, at ønsket om flere og bedre boliger historisk har kunnet omsættes til realiteter, har været den stedfundne *økonomiske vækst.* Det er den økonomiske vækst, der har betydet, at den nødvendige samfundsmæssige velstand har været til stede, og uden økonomisk vækst ville den stedfundne udvikling af boligmassen derfor ikke have været sandsynlig.

Synspunktet om, at økonomien er en afgørende faktor på boligmarkedet, stiller et *stort spørgsmålstegn ved mætningsbegrebet.* Hvis den økonomiske vækst har været den drivende kraft bag den historiske udvikling i boligmassen, er det naturligt at forvente, at også *fremtidig økonomisk vækst vil lede til en stigning i boligmassen.* Set i sammenhæng med den demografiske udvikling vil fremtidige stigninger i boligefterspørgslen næppe give sig udslag i efterspørgsel efter flere, men snarere efter *bedre og større boliger.* Det må således forventes, at der altid vil være efterspørgsel efter større eller bedre boliger uanset, hvor stor den eksisterende boligmasse er, blot indkomsten (den samlede velstand) er tilstrækkelig stor. Når boligmassen måles i "kvalitetsenheder", er det på denne baggrund ikke sandsynligt, at boligmarkedet nogensinde vil blive "mættet".[5]

Sammenlignes udviklingen på boligmarkedet med den generelle økonomiske udvikling er det interessant, at *boligmassen* gennem de sidste 40 år er vokset væsentligt kraftigere end det

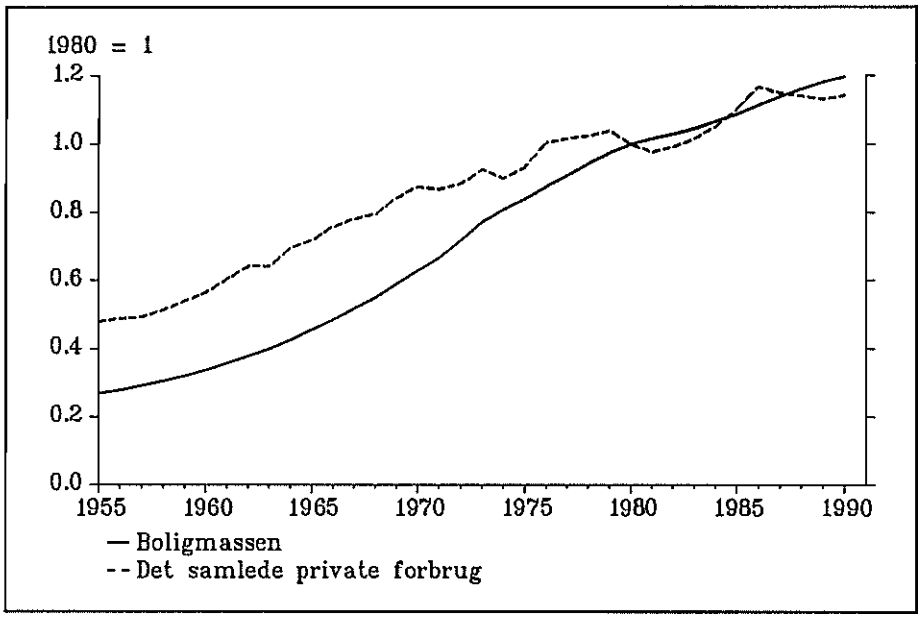
---

[4]Dette begreb er måske mere korrekt. Betegnelsen "potentiel bolig*efterspørgsel*" er lidt uheldigt valgt, da det ikke dækker over efterspørgsel i almindelig økonomisk forstand.

[5]Mætningsbegrebet vedrører sammenhængen mellem befolkningens størrelse og *antal* boliger, men vedrører ikke *kvalitet eller størrelse* af disse boliger. Naturligvis kan definitionen af det demografiske boligbehov suppleres med krav om standard, installationsforhold og størrelse. Imidlertid vil fastlæggelsen af sådanne normer være afhængig af den gældende boligstandard og de gældende økonomiske forhold, og udviklingen i et således udvidet begreb for boligbehovet vil derfor være afhængig af bl.a. den økonomiske vækst. Øget økonomisk velstand vil give anledning til forøgede kvalitetskrav, og mætningsbegrebet mister derved sit indhold.

samlede *private forbrug*. Figur 2 viser, hvorledes boligmassen og det samlede private forbrug har udviklet sig fra 1955 til 1990.

Figur 2. Udviklingen i boligmasse og samlet privat forbrug.



Kilde: ADAMs databank.

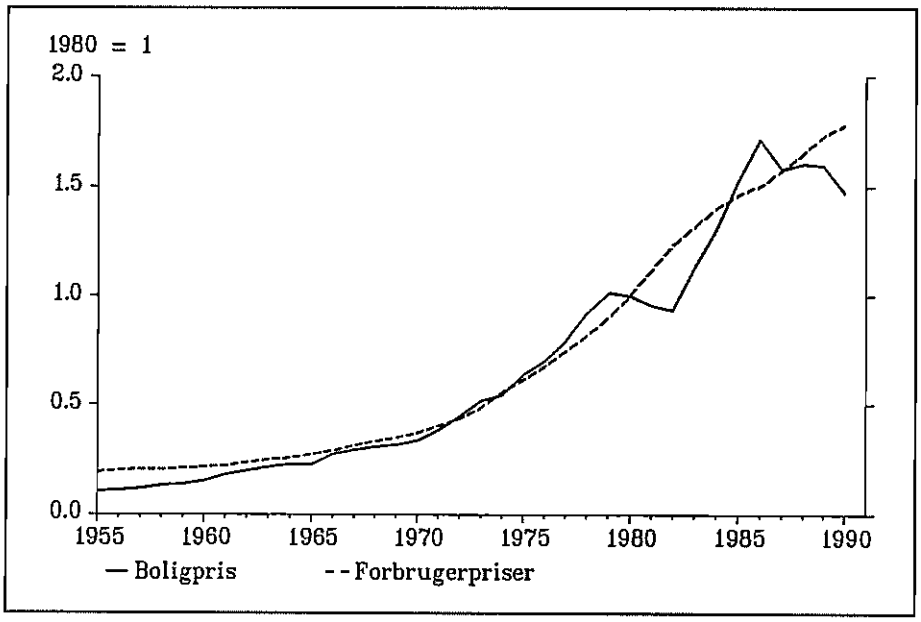
Det ses, at mens det samlede private forbrug i 1990 er knap 3 gange så stort som i 1955, så er boligmassen vokset væsentligt mere - næsten en seks-dobling[6]. Ved sammenligning med figur 1 ses, at udviklingen i det illustrerede mål for boligmassen har været væsentligt kraftigere end udviklingen i antallet af boliger. Baggrunden for forskellen i de to begreber er, at der *udover* stigningen i *antallet* af boliger er sket en væsentligt *forbedring af kvaliteten og størrelsen* af de eksisterende boliger. Det ses, at det primært er i perioden 1955-80, at boligmassen voksede hurtigere end det samlede forbrug; i 1980'erne har udviklingen nærmest været parallel.

At boligmassen - og dermed boligforbruget - historisk er vokset kraftigere end det samlede forbrug kan forklares med, at den såkaldte *indkomstelasticitet* har været større i boligefterspørgslen end i det samlede forbrug. Indkomstelasticiteten udtrykker, hvor mange procent man ønsker at øge sit forbrug af en vare, når indkomsten øges en procent. Mens det samlede forbrug og indkomsterne er vokset nogenlunde parallelt (en indkomstelasticitet på 1), så har indkomstelasticiteten i boligforbruget været større end én. Sagt på en anden måde, har danskerne valgt at anvende en stadig større andel af deres stadig stigende indkomst på at bo.

[6]Boligmassen er defineret ved de akkumulerede netto-investeringer i boliger i faste priser. Opgørelsen af denne størrelse er forbundet med stor usikkerhed, og væksten i boligmassen målt på denne måde er bl.a. afhængig af valg initialbeholdning. Boligmassen, som den defineres her, har haft en kraftigere vækst end en række andre indikatorer.

Det bør måske bemærkes, at det voksende boligforbrug *ikke* skyldes, at det er blevet relativt billigere at bo. I figur 3 er prisudviklingen på ejerboligmarkedet - kontantprisen på ejerboliger - sammenholdt med den generelle prisudvikling:

Figur 3. Udviklingen i ejerboligprisen og forbrugerpriserne.



Kilde: ADAMs databank

Det dominerende træk er, at kontantprisen har varieret betydeligt mere end forbrugerpriserne; specielt i 1980'erne udviser kontantprisen store udsving. Ses på den langsigtede, trendmæssige udvikling er det interessant, at prisen på ejerboliger *ikke* er vokset væsentligt kraftigere end det generelle prisniveau. Dette billede er i modstrid med den almindelige opfattelse af, at der har været store kapitalgevinster på fast ejendom igennem 1960'erne og -70'erne[7]. *Generelt har prisen på ejerboliger således fulgt den almindelige prisudvikling* - men med betydelige udsving omkring en fælles, trendmæssig udvikling.

Dette resultat er ikke overraskende fra en økonomisk-teoretisk synsvinkel. Prisen på boliger må på sigt nødvendigvis følge prisen på nyinvesteringer, idet boliger er et reproducérbart gode[8]. Den eneste måde, der kan opstå vedvarende, reale kapitalgevinster på ejerboliger, er således, hvis investeringspriserne - f.eks. pga. permanent lave produktivitetsstigninger i bygge- og anlægssektoren - generelt vokser kraftigere end det generelle prisniveau: Prisen på

[7]Formentlig er reale *kapitalgevinster* i den offentlige debat blevet forvekslet med *debitorgevinster*. Reale *kapitalgevinster* opstår, når prisen på et kapitalgode, f.eks. en ejerbolig, stiger mere end det generelle prisniveau. *Debitorgevinster* opstår på obligationsgæld, der som følge af (ikke-forventet) inflation udhuler realværdien af gælden. Hvis man erhvervede bolig i 1960'erne og -70'erne vil obligationsgælden være blevet udhulet af en stadigt stigende inflation, som ikke fuldt ud har været indbygget i den nominelle obligationsrente. De nominelle kapitalgevinster på ejerboliger har primært haft karakter af inflationskompensation.

[8]Prisdannelsen på jord, der er et ikke-reproducerbart gode, er forskellig fra prisdannelsen på boliger. Der kan derfor opstå efterspørgselsdrevne reale kapitalgevinster på det sammensatte gode: bolig+grund.

ejerboliger vil følge investeringsprisen, og boligejerne vil opleve en voksende real boligpris (i forhold til forbrugerpriseme)[9]. Omvendt vil større produktivitetsstigninger i bygge- og anlægssektoren end i økonomien generelt lede til et relativt fald i investeringsprisen og dermed til reale kapitaltab på boliger.

2. Boligmarkedets funktionsmåde - en boligmodel

I det foregående afsnit så vi på den historiske udvikling på boligmarkedet. En nærmere analyse af dette marked kan hensigtsmæssigt foretages med udgangspunkt i en beskrivelse af de kræfter, der driver *udbud af og efterspørgsel efter boliger.* Dette er naturligvis et meget "økonomisk" udgangspunkt, og den opstillede model for boligmarkedet lægger kun lidt vægt på de institutionelle forhold. Den beskrevne boligmodel tager udgangspunkt i et frit fungerende boligmarked, og kan derfor kritiseres for ikke i tilstrækkelig grad at tage højde for det stærkt regulerede lejemarked. Til en vis grad kan modellen derfor betragtes som en *beskrivelse af ejerboligmarkedet*, men selv om lejemarkedet er underlagt offentlige reguleringer, så må de underliggende kræfter anses for at være de samme. En forståelse af disse fundamentale mekanismer må være en forudsætning for tilrettelæggelsen af meningsfyldt boligpolitik.

I dette afsnit tages udgangspunkt i følgende beskrivelse af boligmarkedet[10]:

$$(1)\ K^D = f(Y, PH/PC, R, U, \ldots)$$
$$(2)\ K^S = K_{-1}$$
$$(3)\ K = K_{-1} + I$$
$$(4)\ I = g(PH/PI) + IX$$
$$(5)\ K^S = f(Y, PH^e/PC, R, U, \ldots)$$
$$(6)\ PH = h(PH_{-1}, PH^e)$$

hvor
- K^D : den efterspurgte mængde boliger
- Y : den disponible realindkomst
- PH : prisen på eksisterende boliger
- PC : de generelle priser (forbrugerpriser)
- R : renten
- U : demografiske forhold
- K^S : udbudet af boliger
- K : boligbeholdningen, ultimo perioden
- K_{-1} : boligbeholdningen, primo perioden
- I : nettoinvesteringerne
- PI : investeringsprisen
- IX : eksogent givne boliginvesteringer
- PH^e : den boligpris, der skaber ligevægt på boligmarkedet, $K^D = K^S$.

---

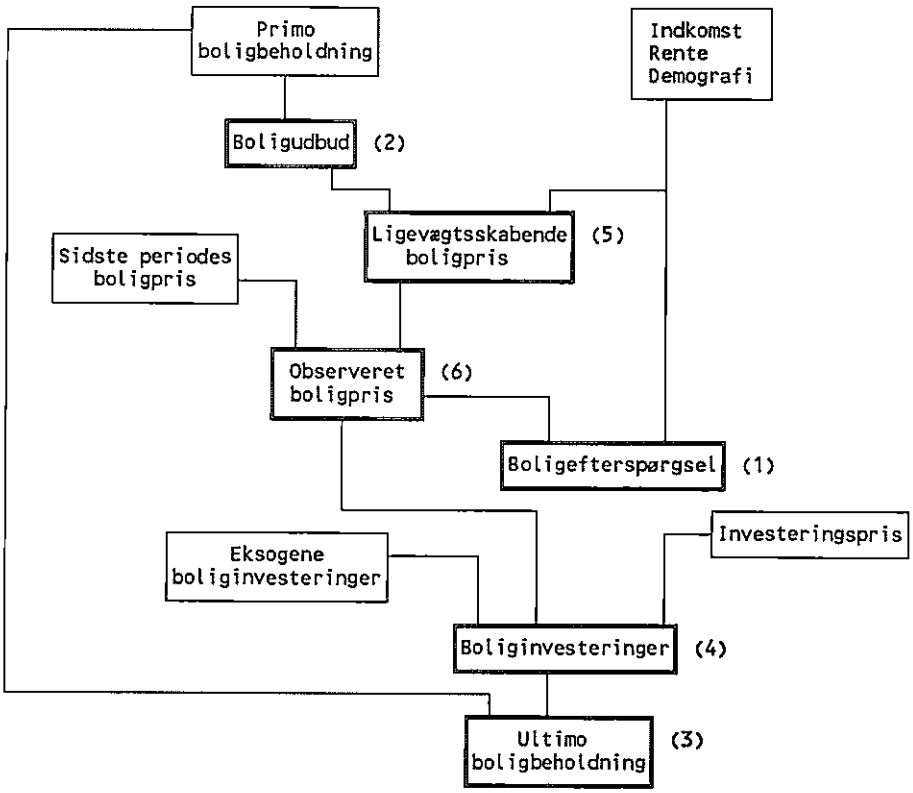
[9]Historisk har det faktisk været tilfældet, at investeringsprisen er vokset lidt hurtigere end forbruger-priserne, hvilket dog ikke har givet anledning til nævneværdige reale kapitalgevinster, jf. figur 3.

[10]Beskrivelsen anvendes i den makroøkonomiske model ADAM, jf. Danmarks Statistik, Arbejdsnotat nr. 24 "*Privat forbrug og boligmodel*". Grundlæggende samme model er blevet anvendt i en lang række danske og udenlandske beskrivelser af boligmarkedet. Blandt de danske bidrag kan nævnes L. Jensen og D. Knudsen, Nationaløkonomisk tidsskrift, 1990, nr. 1, "*Boliginvesteringer og kontantpris*", N. Blomgren-Hansen og J. Knøsgaard, Nationaløkonomisk tidsskrift, 1978, nr. 3, "*Boligmarkedet i den pengepolitiske transmissionsmekanisme*" og Entreprenørforeningen, 1981 "*Fremtidens boligbyggeri. Boligmodellen*".

Relation (1) er en adfærdsrelation, der beskriver *boligefterspørgslen*. Boligefterspørgslen er en funktion dels af generelle økonomiske størrelser som disponibel realindkomst og rente, dels af den relative pris på boliger og dels af de demografiske forhold. Relation (2) beskriver *boligudbudet*. Boligudbudet antages givet ved boligbeholdningen primo perioden. Relation (3) beskriver udviklingen i *boligbeholdningen* i en dynamisk definitionsligning; ultimo-beholdningen er pr. definition lig primobeholdningen tillagt nettoinvesteringerne. Relation (4) beskriver *investeringsadfærden*. Det antages, at profitabilitetsovervejelser, dvs. forholdet mellem prisen på eksisterende boliger relativt til investeringsprisen, er afgørende for investeringernes omfang; herudover inddrages ikke-profit motiverede, eksogene investeringer. Relation (5) bestemmer implicit *ligevægtsprisen* på boligmarkedet; ligevægtsprisen er den pris, der ville skabe ligevægt mellem udbud af og efterspørgsel efter boliger. Endelig beskriver relation (6) bestemmelsen af den faktiske *pris på eksisterende boliger*. Det antages, at prisdannelsen på boligmarkedet er træg, således at boligprisen er en funktion dels af sidste periodes pris og dels af den ligevægtsskabende pris.

Relationerne (1)-(6) beskriver tilsammen en *model for boligmarkedet*. Nedenstående figur 4 viser, hvorledes boligmodellen fungerer på kort sigt:

Figur 4. En model for boligmarkedet. Kort sigt.



I figuren er vist, hvorledes boligmarkedet fungerer inden for den betragtede periode, f.eks. et år. Størrelser angivet i kasser med fede streger bestemmes inden for boligmodellens rammer, mens kasser med enkeltstreger indeholder størrelser, der på kort sigt er eksogene

i forhold til boligmodellen[11]. Forbindelseslinierne mellem kasserne indikerer årsagssammenhænge, idet kausaliteten går "oppe fra og ned".

Følges årsagssammenhængene i figur 4 ses, at *først bestemmes boligudbudet* på baggrund af primo boligbeholdningen, jf (2). De efterspørgselsbestemmende faktorer - *indkomst, rente og demografi - bestemmer herefter sammen med boligudbudet den ligevægtsskabende pris*, jf. (5). Denne pris indgår sammen med sidste periodes boligpris i bestemmelsen af den observerede pris på eksisterende boliger i denne periode. Baggrunden for, at den observerede boligpris ikke er lig den ligevægtsskabende pris er trægheder på boligmarkedet, der i relation (6) beskrives ved, at sidste periodes boligpris optræder som "dødvægt" i prisdannelsen.

Herefter indgår *prisen på eksisterende boliger sammen med investeringsprisen i bestemmelsen af boliginvesteringerne*, jf. (4). Baggrunden for investeringsrelationen er Tobins Q-teori: Hvis prisen på eksisterende boliger vokser relativt til investeringsprisen, så bliver det mere profitabelt at investere, og investeringerne stiger[12]. Fundamentalt må det være profitmotivet, der er den drivende kraft bag al investeringsaktivitet, men en væsentlig del af boliginvesteringerne i Danmark kan ikke siges *direkte* at være drevet af profitmotivet. Eksempelvis forekommer det pga. offentlig subsidiering ikke rimeligt at beskrive investeringerne i almennyttige boliger ud fra forholdet mellem prisen på eksisterende boliger og investeringsprisen. Dette er baggrunden for, at der i investeringsrelationen (4) indgår en eksogen investeringskomponent, der konkret søger at fange effekten af *offentligt støttet byggeri*.

Afslutningsvis bestemmes - via relation (3) - boligbeholdningen ved udgangen af den betragtede periode som summen af investeringerne og boligbeholdningen primo perioden.

Det fremgår af figuren, at boligmodellen er *dynamisk*. For det *første* bestemmes udviklingen i boligbeholdning over tid i den dynamiske definitionsligning (3); boligbeholdningen ultimo denne periode indgår i bestemmelsen af udbudet af boliger i næste periode (=boligbeholdning primo). For det *andet* er der pga. trægheder en ikke ubetydelig dynamik i prisdannelsen, jf. relation (6); dette ses af, at sidste periodes pris indgår i bestemmelsen af den observerede pris i denne periode.

På langt sigt - dvs. når alle tilpasninger er udspillet - må boligmarkedet være i *ligevægt*. Der må altså gælde, at udbud er lig efterspørgsel, og dermed at $PH^e = PH$. Da investeringer generelt er udtryk for en tilpasning - en ændring i beholdningen - må der endvidere gælde,

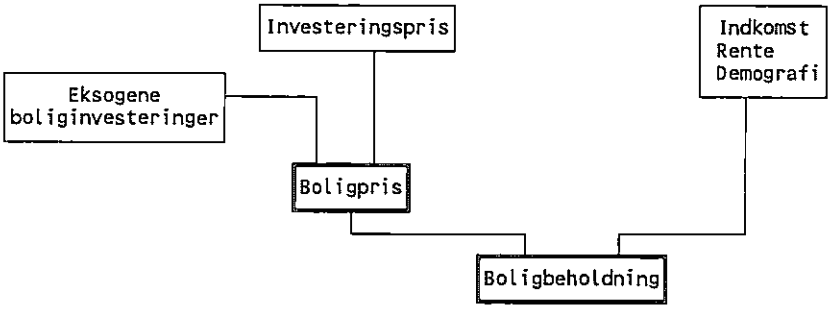
---

[11]Eksogene størrelser bestemmes uden for boligmodellen. De fleste af disse størrelser - eksempelvis indkomst, rente og investeringspris - bestemmes i den makroøkonomiske model ADAM, hvoraf den beskrevne boligmodel er en del.

[12]Man kan dog diskutere, om det er den *observerede* boligpris, ph, eller den *forventede* pris, ph^e, der bør indgå i investeringsrelationen. Der kan argumenteres for, at *den ligevægtsskabende boligpris* indeholder information om den forventede pris, som ikke er indeholdt i den observerede, hvorfor ph^e måske burde indgå.

at nettoinvesteringerne på langt sigt vil være 0[13], eller jf. (3) $K = K_{-1}$. Indsættes disse ligevægtsbetingelser fremkommer følgende kausale struktur på langt sigt:

Figur 5. En model for boligmarkedet. Langt sigt.



Af figur 5 fremgår, at boligmarkedets kausale struktur på langt sigt er væsensforskellig fra strukturen på kort sigt.

På langt sigt er boligprisen bestemt af den eksogene investeringspris og den eksogent bestemte del af boliginvesteringerne. I realiteten er der tale om, at investeringsrelationen, (4), på langt sigt "vendes om" og bestemmer den boligpris, der med den eksogent givne investeringspris sikrer, at langsigtsbetingelsen $K = K_{-1}$ er opfyldt. Boligprisen er på denne måde bestemt fra *udbudssiden*, og de forhold, der via boligefterspørgslen påvirker boligprisen på kort sigt - indkomst, rente og demografi - er derfor uden betydning for boligprisen på langt sigt.

På langt sigt bestemmes boligbeholdningen af boligefterspørgslen, jf. relation (1). Hermed er de størrelser, der påvirker boligefterspørgslen - indkomst, rente og demografi - afgørende for boligbeholdningens udvikling på langt sigt. Boligbeholdningens størrelse på langt sigt vil dog via ligevægtprisen også være påvirket af forhold på udbudssiden.

Boligmarkedets funktionsmåde - herunder den interessante drejning mellem kort og langt sigt - kan illustreres ved, at undersøge effekten af ændringer i de eksogene størrelser.

En *permanent forøgelse af indkomsten*[14] vil påvirke boligmarkedet via boligefterspørgslen. Forøget indkomst hæver boligefterspørgslen, hvilket på kort sigt - dvs. for givet udbud - hæver den ligevægtsskabende boligpris. Afhængig af trægheden i prisdannelsen slår dette ud i, at den faktiske boligpris øges, og profitabiliteten ved boliginvesteringer forøges. De heraf følgende større investeringer medfører en vækst i boligbeholdningen. Hermed har alle effekter *inden* for perioden - svarende til figur 4 - udspillet sig. I næste periode vil der være to modsat rettede effekter på boligprisen. Den større boligbeholdning vil give anledning til et pres nedad på priserne, men i modsat retning trækker trægheden i prisdannelsen, der indebar, at den faktiske boligpris i den første periode ikke steg svarende til stigningen i ligevægtsprisen. Uanset hvilken effekt, der er kraftigst, vil prisniveuaet i forhold til udgangsniveauet - dvs.

---

[13]I en situation med en *konstant vækstrate* i økonomien vil nettoinvesteringerne ikke være lig nul, hvilket dog ikke ændrer de følgende resultater substantielt.

[14]Effekten af en sænkning af renten eller en demografisk betinget forøgelse af boligefterspørgslen vil virke som en indkomststigning.

før indkomsten steg - være højere igennem de følgende perioder. Udviklingen i boligprisen vil derfor igennem flere perioder føre til et højere investeringsniveau, og boligbeholdningen vil derfor fortsat stige. Før eller siden vil den voksende boligbeholdning dominere over "træghedseffekten", og boligprisen vil begynde at falde ned mod udgangsniveauet. På langt sigt vil boligbeholdningen være øget så meget, at det præcis ophæver effekten fra den øgede indkomst. Herved vil boligprisen vende tilbage til udgangsniveauet og effekten på investeringerne forsvinde.

En *permanent forøgelse af investeringsprisen* vil gøre det mindre profitabelt at investere, og boliginvesteringerne vil derfor falde. Faldet i investeringerne vil langsomt mindske boligbeholdningen, hvilket for given indkomst, rente og demografi vil udøve et pres opad på boligprisen. De lavere boliginvesteringer vil reducere boligbeholdningen, indtil effekten herfra har øget boligprisen svarende til stigningen i investeringsprisen. På dette tidspunkt vil incitamentet til at reducere investeringsaktiviteten være væk, og investeringerne vender tilbage til udgangsniveauet. På sigt vil det permanent øgede investeringsprisniveau derfor give sig udslag i en tilsvarende stigning i boligprisen, en reduktion af boligbeholdningen og uændrede investeringer.

Effekten af en *permanent forøgelse af* den eksogent givne del af boliginvesteringerne - de *offentligt støttede boliger* - vil på kort sigt øge den totale investeringsaktivitet - offentligt støttet plus ikke-støttet byggeri. Som følge heraf vil boligbeholdningen forøges, og prisen vil presses ned. Da profitabiliteten ved investeringer herved reduceres, vil den private, ikke-støttede del af investeringerne mindskes. På langt sigt vil øget offentlig støttet byggeri derfor ikke påvirke den *samlede* investeringsaktivitet, idet der vil være fuld "crowding-out" af private investeringer gennem en reduktion af boligprisen[15]. Den midlertidige positive effekt på de samlede boliginvesteringer indebærer, at boligbeholdningen permanent forøges.

Boligmodellen kan anvendes til at vurdere, hvorledes en evt. *mætning på boligmarkedet* vil give sig udslag, og det er i denne forbindelse bemærkelsesværdigt, at demografiens påvirkning af boligmarkedet er forskellig på kort og på langt sigt. *På kort sigt* vil evt. mætningstendenser - helt analogt til en indkomstreduktion - via boligefterspørgslen give sig udslag i *stagnerende eller faldende priser* på boligmarkedet. Dette vil *dæmpe investeringsaktiviteten*, hvilket vil påvirke udviklingen i boligbeholdningen. På sigt vil denne reduktion i boligbeholdning modvirke tendensen til lavere priser på boliger. *På langt sigt vil boligprisen derfor være upåvirket af evt. mætningstendenser*, der udelukkende vil give sig udslag i en *mindre boligbeholdning*.

Afhængig af tilpasningshastigheden på boligmarkedet vil en evt. mætning således indebære en lavere boligpris - med deraf følgende kapitaltab for boligejerne - og mindre investeringsaktivitet i en kortere eller længere periode[16]. Varigheden og graden af en sådan afdæmpning på boligmarkedet vil afhænge af dels trægheden i prisdannelsen og dels af, hvor kraftigt

---

[15]Gennem denne reduktion i boligprisen påfører offentligt støttet byggeri boligejerne kapitaltab, hvilket måske er et overset element i den boligpolitiske debat; omvendt vil en reduktion af de offentlige byggekvoter indebære kapitalgevinster for boligejerne.

[16]Disse kapitaltab vil (sammen med dalende investeringsaktivitet) efter samspil med den øvrige økonomi kunne forstærke faldet i boligefterspørgslen.

investeringerne reagerer på forholdet mellem boligpris og investeringspris. I fravær af en underliggende økonomisk vækst vil mætning på boligmarkedet kunne føre til negative nettoinvesteringer, hvilket dog ikke nødvendigvis vil indebære en reduktion i antallet af boliger, men vil kunne ske i form af manglende vedligeholdelse.

Som nævnt påvirker mætning boligmarkedet gennem boligefterspørgslen, hvorfor *specifikationen af boligefterspørgselsfunktionen*, (1), bliver helt central for spørgsmålet om *mætningsbegrebets betydning*. Hvis indkomst, rente og de øvrige økonomiske størrelser *ikke* har (permanent) indflydelse på boligefterspørgslen, efterlader dette logisk den demografiske udvikling som den afgørende faktor på boligmarkedet. Er dette den rette beskrivelse af boligefterspørgslen, vil en afdæmpet befolkningsvækst indebære en begrænsning i boligefterspørgslen, og resultatet vil være mætning af boligmarkedet i absolut forstand. *Har* de økonomiske størrelser - indkomst og rente - permanent indflydelse på boligefterspørgslen, vil der ikke være tale om mætning - i hvert fald ikke i absolut forstand. Herved udelukkes ikke, at demografiske forhold kan påvirke boligmarkedet, men ændringer i de demografiske forhold vil blot ikke være den eneste bestemmende faktor.

Spørgsmålet om demografiens indflydelse på boligefterspørgslen og dermed på boligmarkedet kan i øvrigt ikke reduceres til et spørgsmål om, hvorvidt demografien indgår som *selvstændigt* argument i efterspørgselsrelationen, (1). Antag eksempelvis, at boligefterspørgslen udelukkende er en funktion af den samlede disponible realindkomst. Selv om de demografiske forhold ikke optræder direkte, så *vil demografien være indirekte repræsenteret igennem den samlede indkomst*. Da den samlede disponible indkomst kan skrives som: befolkningens størrelse gange indkomst per capita, vil en reduktion af befolkningen *alt andet lige* - forstået som konstant indkomst per capita - medføre en mindre samlet realindkomst og derigennem en mindre boligefterspørgsel. Det er derfor ikke en forudsætning for at kunne beskrive demografiske effekter, at demografien indgår som en selvstændig forklaringsfaktor i boligefterspørgslen.

3. En empirisk beskrivelse af boligefterspørgslen

Den konkrete *specifikation af boligefterspørgslen* er som nævnt afgørende for spørgsmålet om mætning på boligmarkedet. Der skal derfor i dette afsnit opstilles en empirisk beskrivelse af boligefterspørgslen, idet den historiske udvikling vil danne baggrund for fastlæggelsen af de centrale parametre i boligefterspørgslen.

Indledningsvis må specifikationen af prisdannelsen på boligmarkedet, jf. relation (6), konkretiseres. Det skal således antages, at trægheden i prisdannelsen på boligmarkedet kan beskrives som følger:

$$(7)\quad p_t = \beta p_t^e + (1-\beta)p_{t-1}$$

hvor p_t : logaritmen til den reale boligpris, = log(PH/PC)
p_{t-1} : logaritmen til den reale boligpris i sidste periode
p_t^e : logaritmen til den reale ligevægtspris, log(PH^e/PC)
β : konstant parameter, $0 < \beta \leq 1$

Som specialtilfælde har vi ß=1, hvilket giver $p_t = p_t^e$. Dette svarer til en fuldstændig fleksibel prisdannelse på boligmarkedet - markedsclearende priser. Værdier af ß mindre end 1 vil derimod indebære trægheder i prisdannelsen, og jo lavere ß, jo mindre reagerer prisen på ændringer i udbud og efterspørgsel.

Boligefterspørgselsfunktionen, som har vor primære interesse, må også specificeres lidt nærmere. Det skal antages, at relation (1) kan skrives:

$$(8)\quad k_t^d = \underset{?}{\alpha_0} + \underset{+}{\alpha_1(t)y_t} + \underset{-}{\alpha_2 r_t} + \underset{+}{\alpha_3 i_t} + \underset{-}{\alpha_4 p_t}$$

hvor k_t^d : logaritmen til boligefterspørgslen, $\log(K^D)$
y_t : logaritmen til den disponible realindkomst, $\log(Y)$
r_t : renten efter skat
i_t : den forventede inflationstakt
α_i : parametre i boligefterspørgslen; $\alpha_0,\alpha_2,\alpha_3,\alpha_4$ antages konstante, mens α_1 tillades at variere over tid, jf. det vedhæftede (t). De forventede fortegn er angivet under hver enkelt parameter

De indgående størrelser og deres forventede fortegn er baseret på *traditionel økonomisk teori*, men valget af forklarende variabler er naturligvis også præget af *det empiriske arbejde*. Det antages, at boligefterspørgslen er en positiv funktion af indkomsten og en negativ funktion af boligprisen, hvilket er helt standard. Renten efter skat indgår med negativt fortegn, idet denne størrelse er udtryk for user-cost. Endelig indgår den forventede inflationstakt med positivt fortegn. Inflationen er dels udtryk for forventede kapitalgevinster, og dels giver fremtidig inflation anledning debitorgevinster på den nominelle obligationsgæld samt ydelserne herpå.

Den *logaritmiske funktionsform* er et traditionelt valg i denne type modeller. Fordelen ved denne funktionsform er bl.a., at parametrene umiddelbart kan tolkes som *elasticiteter i boligefterspørgslen*; eksempelvis angiver α_4 priselasticiteten i boligefterspørgslen, altså hvor mange procent boligefterspørgslen ændrer sig, når prisen ændres 1 procent. Da der ikke tages logaritmer til renten skal α_2 tolkes som en *semi-elasticitet*, dvs. hvor mange procent boligefterspørgslen ændres, når renten ændres 1 procent-point. Tilsvarende kan α_3 tolkes som en semielasticitet, dvs. effekten af i procent, når inflationstakten ændres 1 procent-point.

Parameteren $\alpha_1(t)$ kan tages som udtryk for *boligefterspørgslens indkomstelasticitet*. Som indikeret er det i modsætning til de øvrige parametre *ikke* antaget, at denne størrelse er konstant over tid, hvilket til en vis grad kan betragtes som modstykket til, at der ikke optræder demografiske størrelser direkte i efterspørgselsfunktionen. Når det antages, at *indkomstelasticiteten varierer over tid*, kan det opfattes som udtryk for udviklingen i *mætningstendenserne på boligmarkedet*. Konkret viser de empiriske resultater, som det også blev antydet i forbindelse med figur 2 i afsnit 1, at indkomstelasticiteten gennem 1960'erne og -70'erne har været større end i 1980'erne. Dette kan tages som udtryk for, at der i 1960'erne og -70'erne var et stort udækket boligbehov - jf. f.eks. figur 1 - mens den mindre

indkomstelasticitet i 1980'erne kan tolkes som et resultat af begyndende mætning af boligmarkedet[17].

De demografiske forhold kan altså på baggrund af relation (8) siges at påvirke boligmarkedet ad to kanaler. *For det første* kan indkomstelasticiteten implicit betragtes som en funktion af de demografiske forhold, og *for det andet* vil en reduktion af befolkningen, alt andet lige, reducere den samlede disponible indkomst.

Med udgangspunkt i dels relationerne (7) og (8) og dels de to relationer fra boligmodellen, der beskriver hhv. den ligevægtsskabende pris, (5), og boligudbudet, (2), kan opstilles en funktion, der kan anvendes til en empirisk beskrivelse af boligefterspørgslen[18]:

$$(9) \quad k_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(t)y_t + \alpha_2 r_t + \alpha_3 r_t + \alpha_4/ß(p_t-(1-ß)p_{t-1})$$

Det ses, at ved at indsætte boligudbudet og den ligevægtsskabende boligpris, elimineres de ikke-observérbare størrelser - k^d, k^s og p^e. Relation (9) kunne i princippet anvendes som udgangspunkt for estimation af de indgående parametre i boligefterspørgselsfunktionen - α_0, $\alpha_1(t)$, α_2 og α_3 - samt tilpasningsparameteren i prisdannelsen - ß. Traditionelt har det imidlertid vist sig hensigtsmæssigt at "vende relation (9) om", således at boligprisen bliver forklaret af indkomst, rente og boligbeholdning:

$$(10) \quad \underset{}{p_t} = \underset{?}{\gamma_0} + \underset{+}{\gamma_1(t)y_t} + \underset{-}{\gamma_2 r_t} + \underset{+}{\gamma_3 i_t} + \underset{-}{\gamma_4 k_{t-1}} + \underset{+}{\gamma_5 p_{t-1}}$$

hvor
$$\gamma_0 = -ß\alpha_0/\alpha_4$$
$$\gamma_1(t) = -ß\alpha_1(t)/\alpha_4$$
$$\gamma_2 = -ß\alpha_2/\alpha_4$$
$$\gamma_3 = -ß\alpha_3/\alpha_4$$
$$\gamma_4 = ß/\alpha_4$$
$$\gamma_5 = (1-ß)$$

Tolkningen af relation (10) er lige til. Forøget indkomst eller inflation eller en reduceret rente vil via boligefterspørgslen øge boligprisen, mens en forøget boligbeholdning vil mindske boligprisen, da boligbeholdningen er udtryk for udbudet af boliger. Sidste periodes boligpris er udtryk for den træge reaktion på ændringer i udbud og efterspørgsel. De grundlæggende elasticiteter i boligefterspørgslen kan let findes på baggrund af (10); eksempelvis findes bolig-

---

[17]I stedet for at gøre indkomstelasticiteten tidsafhængig kunne man eksplicit gøre den til en funktion af de demografiske forhold - $\alpha_1 = \alpha_1(U)$, hvor U er en befolkningsstørrelse. Dette er konkret forsøgt ved at introducere "den potentielle boligefterspørgsel", jf. afsnit 1. Empirisk har det - bl.a. p.gr.a. af multikolinearitet - endnu ikke været muligt at specificere denne direkte afhængighed af de demografiske forhold tilfredsstillende. Som alternativ hypotese kunne man i øvrigt forestille sig indkomstelasticiteten som en funktion af indkomstniveauet - $\alpha_1 = \alpha_1(y)$ - som det dog heller ikke har været muligt at specificere empirisk.

[18]Relation (7) løses for p_t^e, som funktion af p_t og p_{t-1}. p_t^e indsættes herefter sammen med udtrykket for boligudbudet, jf (2), i relation (5). Herved udtrykkes efterspørgselsfunktionen, f(...), udelukkende i observérbare størrelser.

efterspørgslens indkomstelasticitet, $\alpha_1(t)$, som (den numeriske værdi af) forholdet mellem parameteren til indkomst og parameteren til boligbeholdning: $\alpha_1(t) = -\gamma_1(t)/\gamma_4$.

Inden parametrene i boligprisrelationen estimeres, skal der foretages en *modifikation* af relation (10), idet specifikationen af indkomstelasticitetens tidsafhængighed er forskellig fra den beskrevne. Baseret på det empiriske arbejde er det valgt at erstatte den tidsafhængige parameter til indkomsten med en konstant parameter, og lade tidsvariationen blive fanget af noget, der formelt set er et tidsvarierende "konstant"led - $\gamma_0 = \gamma_0(t)$. Dette bør ikke opfattes bogstaveligt, men er udelukkende udtryk for, at det endnu ikke er lykkedes at formulere hypotesen om tidsafhængig - eller demografi-afhængig - indkomstelasticitet på en empirisk tilfredsstillende måde.

Med denne modifikation er relation (10) estimeret på historiske årsdata for perioden 1956−87. Den her estimerede boligprisrelation indgår i den seneste version af den makroøkonomiske model ADAM, dateret oktober 1991[19]:

$$p_t = \underset{(3.2)}{0.81y_t} - \underset{(7.4)}{6.56r_t} - \underset{(3.2)}{0.81k_{t-1}} + \underset{(3.1)}{1.36i_t} + \underset{(6.3)}{0.55p_{t-1}} + \text{tidsvariation}$$

DW 1.69 $\quad s = 0.0386 \quad R^2=0.97 \quad LM_1=1.67$

hvor DW : Durbin-Watson test for autokorrelation
LM_1 : Lagrange multiplier test for autokorrelation af 1. orden
s : den estimerede spredning
R^2 : determinationskoefficienten.

Den estimerede relation forklarer, jf R^2, 97% af den samlede variation i den reale boligpris i perioden 1956-87, og den estimerede spredning indikerer, at relationen gennemsnitligt har ramt knap 4% galt på den faktiske boligpris. Testene for autokorrelation viser ikke tegn på positiv autokorrelation, og alle de viste koefficienter er signifikante, jf. t-værdierne i parentes under estimaterne. Statistisk set er den estimerede relation således god.

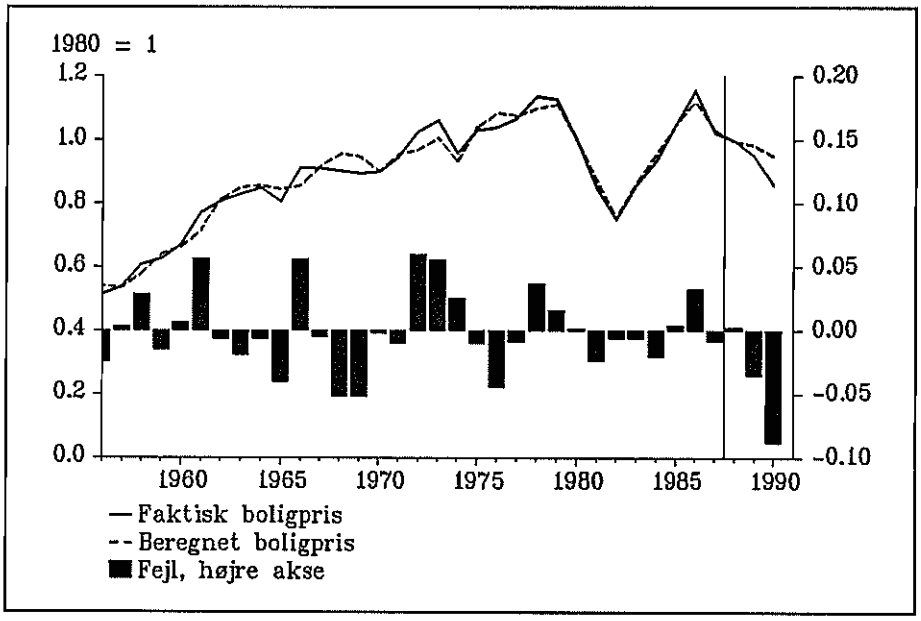
Nedenstående figur 4 viser relationens historiske forklaringsevne og evne til at forklare udviklingen i boligprisen efter estimationsperioden. Det ses, hvorledes den på grundlag af den estimerede relation beregnede værdi følger den observerede boligpris ganske tæt. Specielt bemærkelsesværdigt er måske, at relationen tilsyneladende *fanger de meget voldsomme bevægelser i boligprisen i 1980'erne meget pænt* - både faldet fra 1979, stigningen fra 1982 og igen faldet fra 1987 fanges overraskende godt.

Efter estimationsperioden synes der - specielt i 1990 - at opstå problemer med forklaringsevnen, idet relationen ikke fanger faldet i den observerede boligpris fuldt ud. Imidlertid er

[19]For nærmere dokumentation af den estimerede relation og de indgående variabler henvises til en række arbejdspapirer fra Modelgruppen, Danmarks Statistik; senest John Smidt, "*Kontantprisrelationen, ADAM, oktober 1991*".

forudsigelsesfejlene for 1988-90 statistisk set ikke signifikante[20]; i øvrigt kan det bemærkes, at det anvendte datamateriale ikke er endeligt for de sidste år.

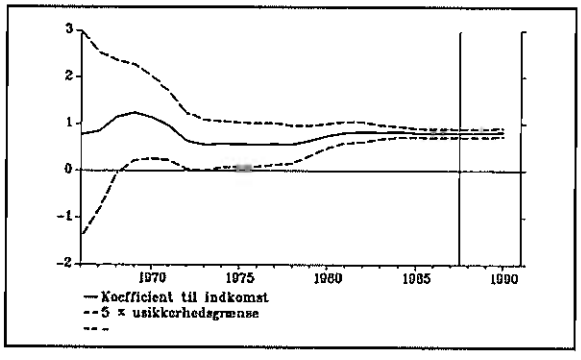
Figur 6. Historisk beskrivelse af den reale kontantpris



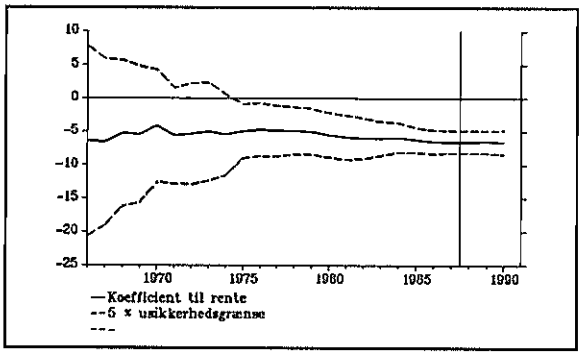
Generelt må relationen siges at give *en god beskrivelse af den historiske udvikling i boligprisen.* Et sædvanligvis meget kritisk test af empiriske relationer er at se på *parameter-stabiliteten*, når estimationsperioden varieres. Nedenstående figurer viser, hvorledes eksempelvis koefficienten til indkomsten og koefficienten til renten varierer med estimations-periodens slutår:

Figur 7. Parameterstabilitet. Estimationsperiodens slutår varieres.

Koefficient til indkomsten



Koefficient til renten



[20]Et formelt test for brud i koefficienterne efter 1987 giver en testværdi på 1,84; teststørrelsen er F-fordelt med (3,24) frihedsgrader, og er klart insignifikant ($F(3,24)_{95} = 3.40$), hvilket indikerer *stabilitet*. Residualerne i 1988-1990 kan med andre ord betragtes som et resultat af tilfældigheder.

Det ses, at begge koefficienter, når de betragtes som funktioner af estimationsperiodens slutår, er *stabile*; koefficienterne ligger således pænt inden for de estimerede usikkerhedsintervaller. Det bemærkes i øvrigt, hvorledes koefficienterne kan estimeres med stadig større præcision, når estimationsperioden udvides, hvilket ses af, at usikkerhedsgrænserne snævres ind, når antallet af observationer øges. Også de øvrige koefficienter udviser pæne stabilitetsegenskaber, når estimationsperioden udvides.

De estimerede koefficienter kan som nævnt tolkes som elasticiteter eller semi-elasticiteter. Koefficienten til indkomsten indebærer, at en 1%-stigning i indkomsten giver anledning til en forøgelse af boligprisen med ca. 0.8 %, en forøgelse af renten på 1%-point vil reducere boligprisen med ca 6.6%, og en forøgelse af den forventede inflation på 1%-point vil forøge boligprisen med ca. 1.5%. Koefficienten til forrige periodes boligpris indikerer, at tilpasningsparameteren i prisdannelsen, ß, er lidt mindre end en halv; dette indebærer, jf. (7), at den faktiske boligpris kun reagerer halvt så kraftigt på ændringer i udbud og efterspørgsel på boligmarkedet som den ligevægtskabende pris. For given boligbeholdning bevirker denne træghed, at effekten på boligprisen på langt sigt er mere end dobbelt så stor som indikeret af de nævnte elasticiteter.

Koefficienterne til indkomsten og boligbeholdningen indebærer, at *indkomstelasticiteten i boligefterspørgslen er een*[21]. I denne forbindelse er det afgørende, at tidsafhængigheden i indkomstelasticiteten, som nævnt, ikke fremgår direkte, men er blevet henlagt til. en tidsvariation i konstantleddet. Forklaringsbidraget fra denne tidsafhængighed er stigende fra 1950'erne frem til sidst i 1970'erne, hvorefter det er konstant[22]. Inddrages dette forklaringsbidrag i tolkningen af indkomstelasticiteten fås, at resultatet om en indkomstelasticitet på een kun er gyldigt fra slutningen af 1970'erne og frem, hvor forklaringsbidraget fra det tidsvarierende led er konstant. Det voksende bidrag fra det tidsvarierende led i 1950'erne, −60'erne og −70'erne indebærer, at indkomstelasticiteten var væsentligt større end een - snarere i størrelsesordnen 2 til 3. Dette billede af indkomstelasticiteten er konsistent med udviklingen i boligmassen, jf. figur 2. I denne figur ses, at boligmassen frem til midt i 1970'erne voksede 2-3 gange hurtigere end det private forbrug, hvorefter udviklingen blev parallel.

Den beskrevne udvikling i indkomstelasticiteten kan som nævnt tolkes, som et udslag af, at forholdene på boligmarkedet har været præget af et stort, demografisk betinget boligbehov. De indkomststigninger, der fandt sted i 1960'erne og -70'erne, blev for en væsentlig del omsat til øget boligforbrug, hvilket afspejlede sig i en høj indkomstelasticitet. Fra omkring 1980 har udviklingen i indkomst og boligefterspørgsel imidlertid været parallel - indkomstelasticiteten har været een. *Skiftet i den historiske sammenhæng mellem indkomst og boligefterspørgsel* kan derfor tolkes som udtryk for *mætningstendenser på boligmarkedet*. Der er imidlertid *ikke* tale om mætning i nogen *absolut* forstand. Også i fremtiden vil øget

---

[21]Ved fri estimation fås dette resultat ikke præcis. Det er imidlertid statistisk insignifikant at pålægge denne restriktion, hvorfor det af hensyn til de samlede egenskaber er valgt at estimere under restriktionen, at koefficienterne til indkomst og boligbeholdning er ens med modsat fortegn.

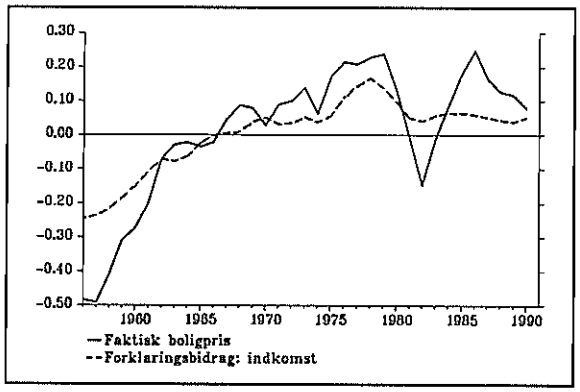
[22]Konkret er tidsvariationen i konstantleddet modelleret ved et 2. grads polynomium i tiden, der er "knækket" - dvs bundet til at være fladt efter 1978. Knækket er en restriktion, der er pålagt, og som ikke er statistisk signifikant.

indkomst give sig udslag i øget boligefterspørgsel, blot vil stigningen i boligefterspørgslen ikke være så kraftig som i 1960'erne og -70'erne. I fremtiden må det i henhold til den estimerede boligefterspørgselsfunktion forventes, at *boligefterspørgslen stiger i takt med de samlede indkomster.*

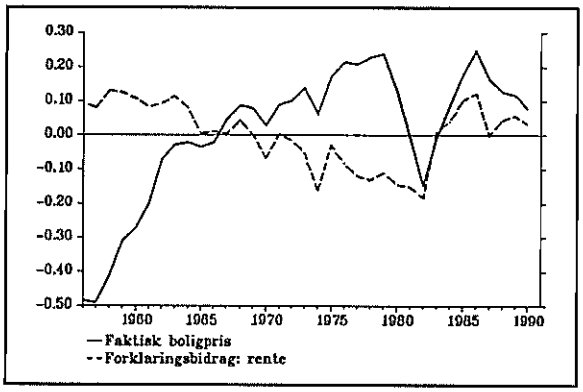
Med den estimerede boligprisrelation kan den *historiske prisudvikling* på boligmarkedet analyseres nærmere. I nedenstående figur er vist de estimerede forklaringsbidrag fra de centrale forklarende variabler.

Figur 6. Forklaringsbidrag til udviklingen i den reale boligpris.

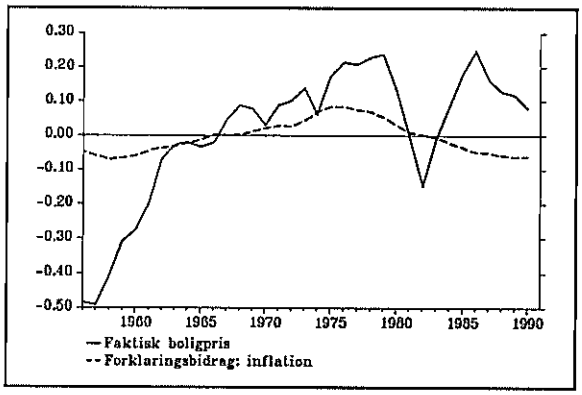
Indkomst + boligudbud + tidsvariation



Rente



Inflation



Anm: Figurerne viser forklaringsbidraget til logaritmen til den reale kontantpris. I alle figurerne er de enkelte forklaringsbidrags middelværdi fratrukket for at gøre akserne sammenlignelige. Der er derfor *udviklingen* i de enkelte forklaringsbidrag, mere end niveauet herfor, der er interessant.

I figur 8 er vist, hvor meget *den enkelte størrelse historisk har bidraget med til forklaringen af prisudviklingen på boligmarkedet*. I figuren er forklaringsbidraget fra indkomsten og boligudbudet slået sammen, ligesom det tidsvarierende led er inddraget, hvilket er i overensstemmelse med tolkningen af denne tidsvariation som en variation i indkomstelasticiteten.

Det ses, at det samlede *forklaringsbidrag fra indkomst* m.v. har være voksende fra estimationsperiodens begyndelse i 1956 og frem til sidst i 1970'erne; herefter har forklarings-

bidraget været svagt faldende. Det voksende bidrag frem til sidst i 70'erne kan tages som udtryk for, at boligudbudet ikke har kunnet følge med den stigning i boligefterspørgslen, som indkomstudviklingen betingede; resultatet heraf var et stigende pres på prisen. Fra sidst i 1970'erne har udviklingen i indkomsten og boligudbudet nogenlunde ophævet hinanden, idet indkomstudviklingen fra 1978 til 1982 dog var stærkt medvirkende til faldet i boligprisen[23]. Af figuren fremgår, at indkomstudviklingen ikke forklarer hele faldet i boligprisen frem til 1982, hvilket imidlertid skal ses i nogen sammenhæng med trægheden i prisdannelsen på boligmarkedet. Stagnationen i indkomstudviklingen forårsagede i første omgang et fald i priserne af begrænset omfang. Via trægheden i prisdannelsen - sidste års boligpris - blev effekten af indkomsten fordelt over flere år, og den samlede effekt af indkomstudviklingen er derfor mere end dobbelt så kraftig som indikeret på figuren[24].

Rentens forklaringsbidrag er faldende frem til 1982, hvilket specielt for 1970'erne er udtryk for et stigende renteniveau. Rentefaldet fra 1982 gav imidlertid anledning til, at prisfaldet på ejerboligmarkedet med et trylleslag blev vendt til kraftige stigninger[25]. I 1987 ses igen et skift i forklaringsbidraget fra renten, der denne gang indleder et fald i boligprisen. Baggrunden er skattereformens reduktion af værdien af rentefradragsretten, der isoleret reducerede boligpriserne med mere end 10%. Også ved vurdering af rentens forklaringsbidrag skal det erindres, at den træge prisdannelse på boligmarkedet trækker effekten af ændringer i de forklarende størrelser ud over et antal år og derved forøger den umiddelbare virkning.

Endelig ses, at *effekten fra inflationen* har være relativt beskeden. Effekten frem til midt i 1970'erne har været voksende, hvorefter bidraget har været faldende. Faldet i inflationstakten gennem 1980'erne har i henhold til relationen alt i alt bidraget med en reduktion i den reale boligpris på 10-20%.

Den estimerede boligprisrelation betragter boligbeholdningen som en given, eksogen størrelse. Dette er naturligvis en tilsnigelse, idet boligmodellen fra afsnit 2 indebar en antagelse om, at boliginvesteringerne - og dermed udviklingen i boligbeholdningen - afhænger af forholdet mellem boligprisen og investeringsprisen. Denne afhængighed er, som det fremgik af gennemgangen af modellen, central for udviklingen på boligmarkedet.

For en *kvantitativ vurdering dette af samspil mellem boligpris, boliginvesteringer og boligbeholdning* kræves som et minimum en empirisk beskrivelse af investeringsadfærden; til dette formål anvendes boliginvesteringsrelationen fra ADAM. Denne relation er grundlæggende af samme form som relation (4) i afsnit 2. Nedenstående figur viser som eksempel, hvorledes boligpris, boliginvesteringer og boligbeholdning påvirkes af en permanent forøgelse af

---

[23]Det er bemærkelsesværdigt, at Torben Andersen kommer frem til det modsatte resultat, at indkomstudviklingen var medvirkende til et pres *opad* på boligprisen, jf. "*80'ernes boligmarked - udvikling, påvirkning, konsekvenser og implikationer*", Realkreditrådet, 1991. I denne analyse inddrages mætningsproblematikken ikke.

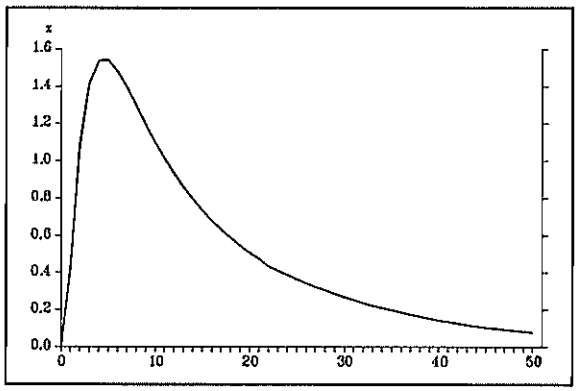
[24]Alt andet lige er den langsigtede effekt på boligprisen af en ændring i indkomsten ikke 0.8, som umiddelbart indikeres af koefficienten til y, men 1.8 = 0.8/(1-0.55), hvor de 0.55 er koefficienten til sidste års boligpris. Ved beregningen af forklaringsbidragene er anvendt *førsteårseffekten* givet ved koefficienten til y.

[25]Isoleret bidrog rentefaldet fra 1982 til 1986 med en stigning i boligprisen på mere end 30%, hvortil skal lægges effekten via sidste periodes boligpris.

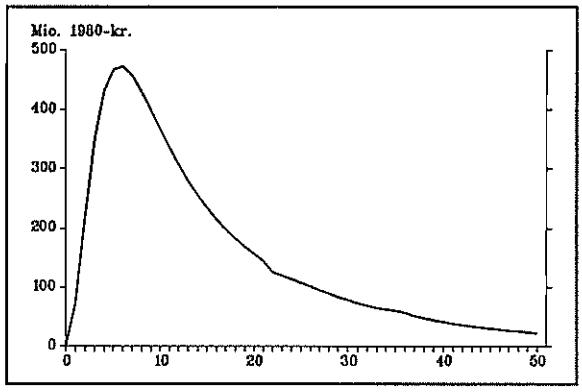
indkomstniveauet. De illustrerede kvantitative effekter kan sammenlignes med den kvalitative gennemgang af boligmodellen i afsnit 2.

Figur 9. Effekter af en permanent indkomststigning i en boligmodel.

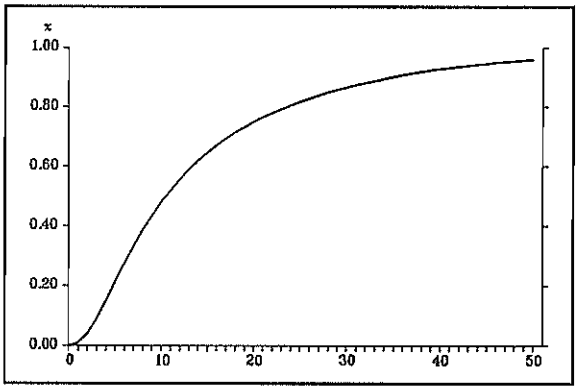
Effekt på real boligpris



Effekt på investeringer



Effekt på boligbeholdning



På kort sigt øges boligprisen som følge af indkomststigningen. Trægheden i prisdannelsen gør, at boligprisen fortsætter med at stige yderligere 4-5 år, og den maksimale effekt på godt 1.5% opnås 5 år efter indkomststigningen. Udviklingen i boliginvesteringerne er i henhold til investeringsrelationen spejlbilledet af boligprisen. Der ses således en forøgelse af investeringerne pga. den forbedrede profitabilitet, men effekten på boligbeholdningen af de øgede boliginvesteringer er de første år numerisk ret begrænset. Dette skyldes naturligvis boligbeholdningens store størrelse i forhold til investeringerne. Efter 5 år er effekten fra den forøgede boligbeholdning dog tilstrækkelig stor til at udøve et tilstrækkeligt pres nedad på priserne, således at træghedseffekten domineres; boligprisen er dog stadig efter 10 år mere end 1% højere end i udgangspunktet. Efterhånden reduceres effekterne på de betragtede størrelser. På langt sigt vender boligprisen tilbage til udgangsniveauet, effekten på boliginvesteringerne bliver 0, og boligbeholdningen bliver konstant på et nyt højere niveau. Det ses, at *langt sigt er meget langt på boligmarkedet*. Målt på boligbeholdningen går der 11 år, før halvdelen af den langsigtede tilpasning er sket; der går ca. 35 år før 90% af tilpasningen til langsigtsniveuaet har udspillet sig.

En begrænsning i det betragtede eksperiment er, at boligmarkedet betragtes isoleret fra den øvrige del af økonomien. En mere fuldstændig analyse af boligmarkedet ville kræve, at boligmarkedets påvirkning af den øvrige økonomi blev inddraget. Dette gøres eksempelvis i den makroøkonomiske model ADAM, hvor boligmarkedets påvirkning af indkomst- og formue-dannelsen, rentedannelsen og påvirkning af priserne beskrives. Blandt vigtige effekter kan nævnes, at det i ADAM antages, at det samlede private forbrug påvirkes af formue-bevægelser, hvor kapitalgevinster og -tab som følge af ændringer i boligprisen er en helt afgørende faktor; også boliginvesteringernes direkte og indirekte indkomsteffekt kan nævnes, ligesom boligmarkedets påvirkning af obligationsrenten er vigtig. Det er ikke mindst interessen for disse *feedback-mekanismer*, der har gjort boligmarkedet interessant i en makroøkonomisk sammenhæng. Ved at inddrage disse mekanismer bliver analysen af boligmarkedet indviklet, men naturligvis væsentligt mere detaljeret og nuanceret.

4. Afslutning

På baggrund af en statistisk analyse af den økonomisk betingede boligefterspørgsel må det afvises, at boligmarkedet er mættet i nogen absolut forstand. Den historiske sammenhæng mellem indkomst og boligbeholdning har imidlertid skiftet karakter, hvilket kan tages som udtryk for, at det demografisk betingede boligbehov er ved at være dækket. Dette indebærer dog ikke, at boligefterspørgslen vil stagnere i fremtiden. Fremtidige indkomststigninger må således forventes at slå ud i en forøget boligefterspørgsel, ligesom rentefald vil virke stimulerende på boligmarkedet. Den forventede fremtidige vækst i boligefterspørgslen vil følge indkomstudviklingen, og der er derfor ikke grund til at forvente nogen ekstraordinær vækst i boliginvesteringerne eller boom i boligpriserne. En moderat - indkomst-betinget - vækst i boligefterspørgslen sammenholdt med den forventede demografiske udvikling må logisk føre til forventninger om et fortsat lavt niveau for nyopførelser, men vækst i form af forbedringer og vedligeholdelse.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

John Smidt

21. oktober 1991

Relationen for det samlede private forbrug ADAM, oktober 1991

Resumé:

Med udgangspunkt i JS 14.1.91 "Makroforbrug" præsenteres en relation for det samlede private forbrug. Relation adskiller sig fra den nuværende forbrugsfunktion ved ændrede definitioner af indkomst og formue; i indkomsten inddrages den private sektors renteindtægter, og formuen inkluderer nu også en beregnet værdi af den private erhvervskapital. Derimod inddrages ledigheden ikke i denne omgang, da der endnu savnes nærmere afklaring om de samlede model-egenskaber.

Relationen sammenlignes med den nuværende forbrugsfunktion, og det konkluderes, at den nye relation kan foretrækkes.

forbrug.js

Nøgleord: forbrug multiplikator formue indkomst

1 Indledning

I JS 14.1.91 "*Makroforbrug*", og senere JS 11.3.91 "*Mere om privat forbrug*" blev en række estimationer af forbrugsfunktionen præsenteret. Udover en udvidelse af estimationsperioden blev indkomst- og formueafgrænsningerne ændret. Endvidere blev der foretaget adskillige forsøg på at inddrage ledigheden i forbrugsbestemmelsen. Dette sidste forbedrede de statistiske egenskaber betragteligt, og tilsyneladende kan ledigheden derfor ikke blot betragtes som udtryk for det samme som indkomsten. Imidlertid viste det sig, at de samlede modelegenskaber blev påvirket i uheldig retning, idet ledigheden virkede destabiliserende, og modellen blev væsentligt mere volatil. Indtil disse forhold er afklaret skal det derfor undlades at inkludere ledigheden i forbrugsfunktionen.

2 En ny forbrugsfunktion

På baggrund af de tidligere foretagne analyser skal vi i det følgende se nærmere på en enkelt specifikation[1]. Langsigtsrelationen estimeres som følger:

$$(1)\quad C = \underset{}{-0.228} + \underset{(0.018)}{0.876}Y8 + \underset{(0.015)}{(1-0.876)}W5$$

$$n = 1957\text{-}87 \quad s = 0.0181 \quad R^2 = 0.995 \quad DW = 1.01 \quad DF = 3.00$$

og som fejlkorrektionsrelation fås:

$$(2)\ \Delta C = \underset{(0.083)}{0.562}\Delta Y8 + \underset{(0.080)}{0.316}\Delta W5 - \underset{(0.15)}{0.388}ECM1 - \underset{(0.005)}{0.0016}$$

$$n = 1958\text{-}87 \quad s = 0.0133 \quad R^2 = 0.788 \quad DW = 1.79 \quad LM_1 = 0.7$$

hvor C = forbruget i faste priser = log(Cp4/pcp4v)
Y8 = disponibel realindkomst = log(Yd8/pcp4v)
W5 = real formue = $\log(Wcp5_{-1}/pcp4v)$
ECM1 = fejlkorrektionsled, laggede residualer fra relation (1))

Definitionerne af hhv. det nye indkomst- og det nye formuebegreb følger JS 14.1.91. Indkomsten er defineret ved:

$$Yd8 = Yw - Typri + Ty - (Sd - Sds - Sdr + Sagb + Saso) + 0.53Ydr8 + .33Ydr8_{-1} \times pcp4v/pcp4v_{-1} + .14Ydr8_{-2} \times pcp4v/pcp4v_{-2}$$

[1]Langsigtsrelationen findes i JS 11.3.91 i tabel 1, regression 1.9, og fejlkorrektionsligningen findes i det nævnte papir i tabel 2, regression 2.3. I forhold til papiret er der dog sket en rettelse af en mindre fejl i datagenereringen af indkomsten, hvorfor de her præsenterede koefficienter afviger marginalt fra papirets.

hvor

$$Ydr8 = Yrp + Yrs + Yrh + Tipp2 - Sds - .9(pipb \times fIpvb + pipm \times fIpm2)$$

og formuen defineres som:

$$\begin{aligned} Wcp5 &= Wcp4 + pipb \times Kb + pipm \times Km \\ &= phk \times Kh + pcb \times Kcb2 + Wpqkpc + pipb \times Kb + pipm \times Km \end{aligned}$$

hvor $Km = Km_{-1} + fIpnb$, og $Kb = Kb_{-1} + fIpnm$ er hhv. maskin- og bygningsrealkapital.

Ændringer i forhold til de gældende definitioner af indkomst og formue er, at indkomsten redefineres til at inkludere restindkomst i boligbenyttelse samt den private sektors netto-renteindtægter[2], og formuen redefineres til at inkludere værdien af realkapital i erhvervene - bestemt som de akkumulerede netto-investeringer, jf. Arbejdsnotat nr. 24..

3 Statistiske egenskaber

Relation (1) og (2) beskriver forbrugsudviklingen bedre end specifikationen fra ADAM, november 1989 reestimeret på samme periode[3]:

$$\begin{aligned} (3)\quad C = &- 0.104 + 0.931Y7 + (1-0.931)W4 \\ &\quad (0.005) \quad (0.012) \end{aligned}$$

$$n = 1957\text{-}87 \quad s = 0.0211 \quad R^2 = 0.993 \quad DW = 0.85 \quad DF = 3.76$$

$$\begin{aligned} (4)\ \Delta C = &\ 0.635\Delta Y7 + 0.133\Delta W4 - 0.396ECM3 + 0.0036 \\ &\ (0.089) \quad (0.039) \quad (0.13) \quad (0.004) \end{aligned}$$

$$n = 1958\text{-}87 \quad s = 0.0150 \quad R^2 = 0.730 \quad DW = 1.61 \quad LM_1 = 2.2$$

hvor C = forbruget i faste priser = log(Cp4/pcp4v)
Y7 = disponibel realindkomst = log(Yd7/pcp4v)
W4 = real formue = $\log(Wcp4_{-1}/pcp4v)$
ECM3 = fejlkorrektionsled, laggede residualer fra relation (3)

Det ses, at der med den nye specifikation af forbrugsfunktionen - (1)/(2) - opnås en reduktion af spredningen i fejlkorrektionsmodellen på godt 10%, at de formelle test for kointegration i langsigtsrelation i højere grad peger på

---

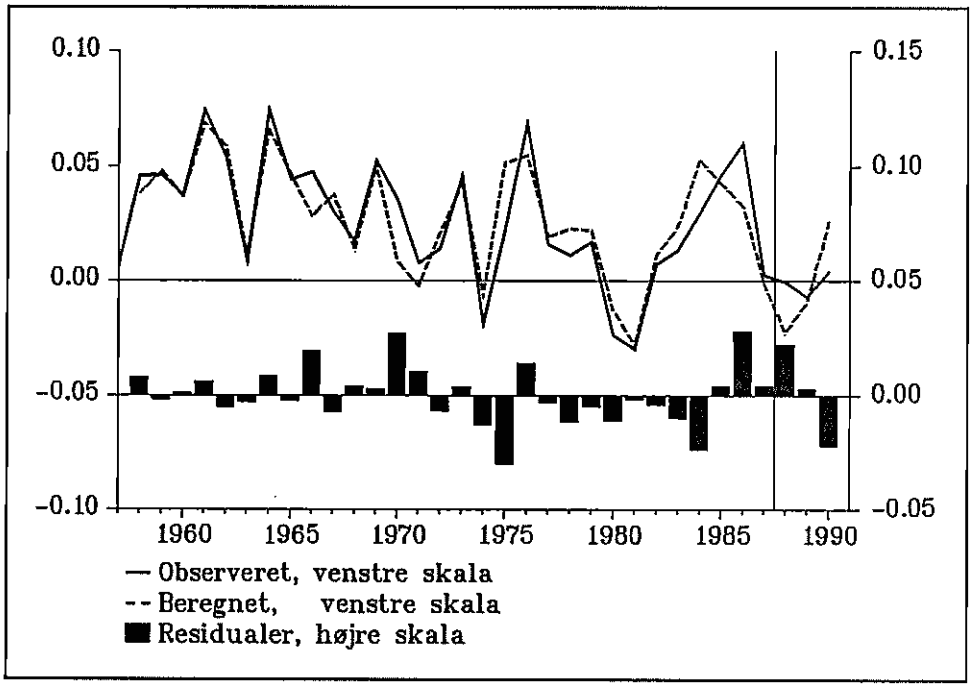
[2]Nettorenteindtægterne defineres ved Tipp2 (og ikke Tipp1) jf. bl.a. PB 31.1.91 "*Skattepligtig indkomst II*". Endvidere ændres begrebet for overførsler til den private sektor fra Tyn til Ty af datamæssige grunde.

[3]I forhold til forbrugsfunktionen i ADAM, november 1989, hvor estimationsperioden slutter i 1983, ændres koefficienterne ikke væsentligt.

stationaritet, og at DW- og LM_1-værdierne reduceres. Begge specifikationer er pålagt homogenitetsrestriktionen, at koefficienterne til indkomst og formue skal summe til een på langt sigt, hvilket ikke er i modstrid med data[4].

Den historiske forklaringsevne for relation (2) er vist i nedenstående figur:

Figur 1 Historisk forklaringsevne, relation (2)



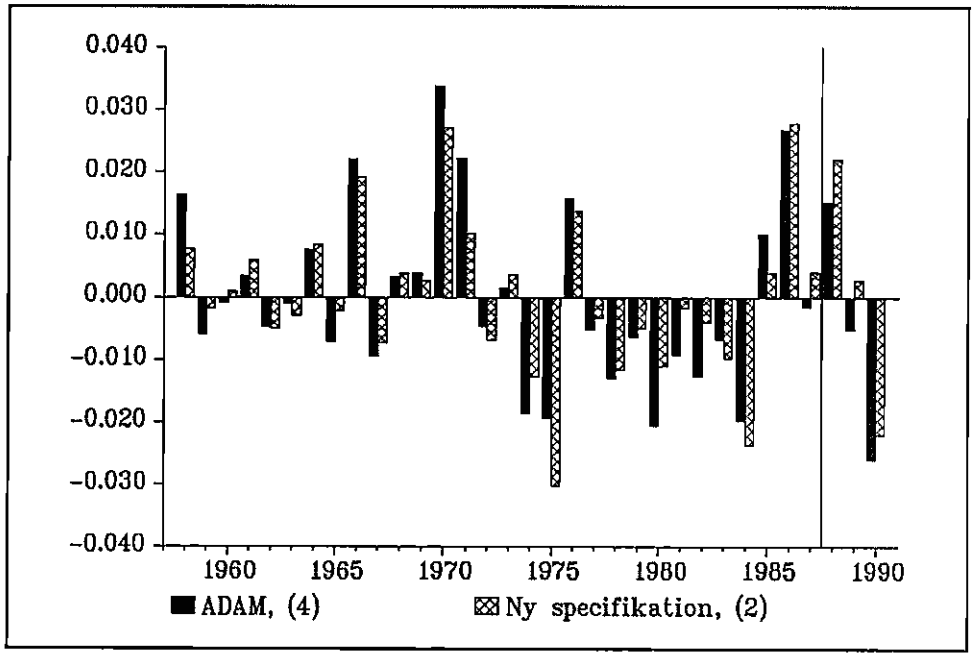
Anm: Enhederne på akserne skal aflæses som procent, jf. den logaritmiske specifikation.

Generelt ses, at relation (2) fanger forbrugsudviklingen pænt. For årene efter estimationsperiodens slutning ses ikke større forudsigelsesfejl end svarende til estimationsperiodens residualer, hvilket bl.a. afspejler sig i et insignifikant Chow-test for brud efter 1987 på 1.71 (F-fordelt med (3,26) frihedsgrader). På den negative front bemærkes serien af negative residualer fra 1977-84, fulgt af 5 positive residualer; imidlertid viser de formelle test for autokorrelation ikke tegn på problemer, hvilket bl.a. må skyldes det skiftende fortegnsmønster i den første del af estimationsperioden.

I omstående figur sammenlignes residualerne for den nye specifikation (2) med residualerne fra den reestimerede ADAM-relation, (4). Ikke overraskende udviser residualerne stort set samme mønster:

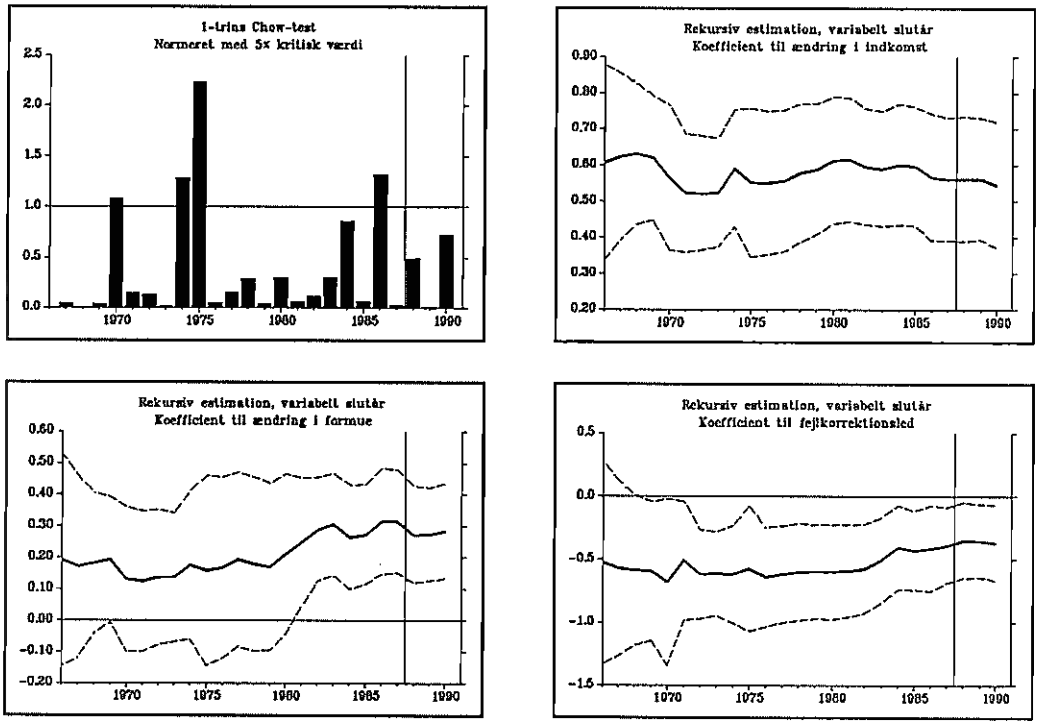
[4]Pålægges restriktionerne ikke, fås en estimeret spredning i første-trins regressionerne på hhv. .0179 med den nye specifikation og .0216 med ADAMs nuværende forbrugsspecifikation.

Figur 2 Residualer, relation (2) og relation (4)



I de følgende figurer vises rekursive estimationer af fejlkorrektionsrelationen, (2).

Figur 3. Rekursiv estimation, varierende slutår. Relation (2)



Det ses, at der er flere signifikante Chow-værdier, hvor specielt den store værdi i 1975 bemærkes. Imidlertid er de rekursivt estimerede koefficienter

rimeligt stabile, hvor kun tendensen til stigende koefficient til ændringen i formuen er værd at bemærke. Sammenlignes med tilsvarende estimationer af den nuværende forbrugsfunktion, ses stort set samme mønster for variationen i koefficienter, evt. jf. JS. 14.1.91 "*Makroforbrug*"; antallet af signifikante Chow-værdier er dog mindre i den nuværende specifikation, jf. relation (4).

Alt i alt kan vi betragte de statistiske egenskaber for forbrugsfunktionen givet ved relation (1)/(2) som tilfredsstillende.

3 Modelegenskaber.

Parameterstørrelserne i relation (1)/(2) tolkes pga. de log-lineære specifikation som elasticiter. Ved sammenligning med (3)/(4) bør det imidlertid erindres, at det nye formuebegreb er ca. dobbelt så stort som det gamle. Derfor resumeres enkeltligningsegenskaberne i nedenstående tabel:[5]

Tabel 1: Enkeltligningsegenskaber. Effekt på forbruget i faste priser.

Effekt af:	Relation (1)/(2)		Relation (3/)(4)		ADAM, november 1989	
	Kort	Langt	Kort	Langt	Kort	Langt
1 % forøgelse af real indkomst	.56 %	.88 %	.64 %	.93 %	.62 %	.95 %
1000 1980-kr. forøgelse af real indkomst	359 kr	541 kr	395 kr	579 kr	385 kr	589 kr
1 % forøgelse af real formue	.32 %	.12 %	.13 %	.07 %	.13 %	.05 %
1000 1980-kr. forøgelse af real formue	38 kr	15 kr	33 kr	17 kr	31 kr	13 kr
1 % forøgelse af kontantpris	.16 %	.06 %	.14 %	.07 %	.13 %	.05 %

Af tabel 1 ses, at effekterne af en indkomstændring er lidt mindre i den nye forbrugsfunktion både på kort og langt sigt, og både målt som elasticitet og krone-til-krone effekt; den marginale forbrugskvote på kort sigt er ca. knap 0.4 og på langt sigt godt 0.5.[6]

---

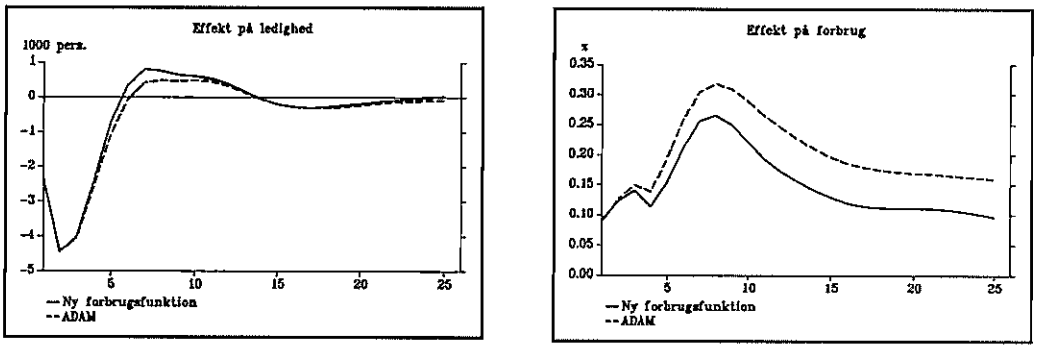
[5]Effekterne er beregnet med udgangspunkt i databankværdierne i 1987.

[6]Se evt. JS 5.3.91 "*Sammenhænge mellem forbrug, indkomst og formue*" for en diskussion af, hvorledes disse definitoriske sammenhænge påvirker tolkningen af koefficienterne i forbrugs-funktionen. I henhold til disse sammenhænge er den marginale forbrugstilbøjelighed per definition 1 på langt sigt uanset parametrene i forbrugsfunktionen, og koefficienten til formuen bør tolkes som en tilpasningshastighed.

Det ses, at elasticiteten m.h.t. formuen er forøget væsentligt i den nye forbrugsfunktion specielt på kort sigt. Derimod er effekten af 1000 kroners formueforøgelse ikke væsentligt anderledes i forhold den hidtidige specifikation. Baggrunden for dette tilsyneladende paradoks er, at Wcp5 er ca. dobbelt så stor som Wcp4: 1000 kr forøgelse af Wcp5 er relativt lidt, så selv om elasticiteten er højere i den nye forbrugsfunktion, bliver effekten stort set den samme, som når Wcp4 anvendes. Sammenlignes sidste række i tabellen - effekten af 1% forøgelse af kontantprisen - med 3. række - effekten af 1% forøgelse af formue - ses, at disse effekter er næsten ens med det gamle formuebegreb, Wcp4. Dette skyldes, at værdien af boligbeholdningen er den altdominerende størrelse i dette formueudtryk, hvorfor 1% stigning i kontantprisen stort set giver anledning til 1% stigning i Wcp4; i modsætning hertil svarer en stigning på 1% i kontantprisen kun til ca. en halv % stigning i formuen i den nye forbrugsrelation, hvor det større formuebegreb Wcp5 anvendes.[7]

For at illustrere de samlede modelegenskaber foretages standardeksperimentet, hvor det offentliges varekøb forøges permanent med 1000 mio. 1980-kr. Effekten på forbrug og ledighed fremgår af nedenstående figurer (se evt. også tabellerne i bilag 1):

Figur 4 Effekt af ekspansiv finanspolitik, JDfXov + 1000 1. år



I store træk har de to forbrugsfunktioner samme egenskaber, idet dog den nye relation giver anledning til marginalt hurtigere crowding-out målt på ledigheden. Den tendens, der er i ADAM til cyklisk indsvingning til langsigtsligevægten - fx. jf. de *positive* effekter på ledigheden på 5-10 års sigt - synes marginalt forstærket med den nye forbrugsfunktion, hvilket dog ikke skal betragtes som alvorligt.[8] Effekten på forbruget er mindre med den nye forbrugsfunktion, hvilket naturligvis er baggrunden for de ændrede crowding-out-egenskaber.

---

[7]Det bør bemærkes, at erhvervenes realkapital inflateres i Wcp5-udtrykket blot med priser - pib og pim - der er mindre volatile end phk.

[8]Eksperimentet er også foretaget med den nye kontantprisrelation, jf. JS 7.10.91 "*Kontantprisrelationen, ADAM oktober 1991*", hvorved de cykliske bevægelser forstærkes; resultatet fremgår af tabellerne i bilag 1.

De forskellige egenskaber er resultatet af en kombination af ændrede variabeldefinitioner og ændrede koefficienter, men en nærmere analyse af multiplikatorerne og herunder en dekomponering af effekterne på forbruget er endnu ikke foretaget. Dog kan mindst to grunde til den mindre effekt på forbruget med den nye forbrugsfunktion nævnes. *For det første* forårsager eksperimentet en rentestigning, der forøger netto-renteudgifter for den private sektor, der igen via den nye indkomstdefinition reducerer forbruget. *For det andet* bliver de akkumulerede nettoinvesteringer negative, hvilket trækker Wcp5 nedad i forhold til Wcp4. Til denne sidste effekt skal dog lægges inflateringen af kapitalstørrelserne, der for bygningskapital trækker i modsat retning (pib stiger mere end pcp).

4 Afslutning

Det skal anbefales, at forbrugsfunktionen givet ved relationerne (1)/(2) og hertil hørende definitioner af indkomsten og formuen lægges ind i ADAM, oktober 1991. Modelligninger m.v. fremgår af bilag 2.

BILAG 1

ADAMs forbrugsfunktion, november 1989

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
	- ABSOLUT FORSKEL -																								
FY	965	1122	1010	691	478	368	326	344	323	302	300	317	350	381	402	413	414	407	394	378	363	348	336	326	318
FM	514	630	652	548	513	516	536	560	554	539	526	519	517	518	519	519	519	519	518	518	518	519	521	524	527
FE	6	-16	-109	-277	-474	-646	-759	-766	-779	-764	-733	-697	-656	-621	-595	-579	-575	-578	-587	-597	-608	-618	-625	-631	-634
FCP	208	309	370	349	494	674	809	860	852	817	773	731	692	657	630	613	607	609	615	623	634	645	656	666	673
FCO	913	904	900	905	909	912	915	919	923	926	930	933	937	941	944	948	952	955	959	963	967	971	975	978	982
FIP	237	407	431	270	97	-34	-108	-142	-161	-174	-175	-158	-125	-89	-58	-36	-24	-20	-22	-29	-38	-47	-55	-61	-66
FIH	36	85	70	53	47	54	58	56	48	37	25	15	6	-3	-13	-22	-31	-41	-50	-59	-69	-78	-88	-98	-109
FIL	79	62		-60	-82	-75	-54	-23	-6	-1	5	10	14	15	13	8	4		-3	-5	-5	-5	-4	-3	-2
CP4	205	587	1122	1622	2320	2961	3417	3641	3694	3645	3545	3431	3327	3254	3235	3280	3387	3535	3720	3919	4133	4350	4563	4774	4973
YD7	390	652	1155	1856	2613	3218	3603	3785	3842	3813	3723	3617	3528	3483	3501	3587	3738	3927	4157	4407	4670	4944	5217	5500	5779
WCP4	1868	3944	3206	4777	7336	9825	11165	11362	10887	10189	9309	8347	7330	6362	5477	4730	4116	3519	2911	2264	1500	562	-599	-2019	-3808
WCP5	1956	5403	7090	11242	15857	19611	21539	21842	21119	19942	18473	16953	15498	14278	13359	12793	12542	12404	12338	12237	12002	11565	10854	9851	8431
WPQKPC	287	-439	-1269	-1499	-1289	-970	-808	-858	-1016	-1212	-1435	-1705	-2036	-2409	-2795	-3166	-3512	-3832	-4128	-4413	-4702	-5024	-5403	-5866	-6450
TIPP1	46	11	-102	-217	-279	-303	-315	-329	-343	-352	-359	-372	-396	-432	-479	-537	-605	-683	-773	-874	-989	-1123	-1281	-1473	-1703
KM	107	309	545	675	678	579	433	284	153	47	-39	-100	-135	-145	-138	-122	-105	-92	-87	-89	-100	-116	-137	-159	-182
KB	126	315	472	553	579	577	558	521	461	375	278	182	99	31	-22	-61	-91	-113	-130	-147	-163	-182	-203	-226	-250
IWBZ	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.002
UL	-2.33	-4.42	-4.06	-2.61	-1.07	-0.06	0.44	0.49	0.48	0.50	0.45	0.32	0.14	-0.05	-0.19	-0.28	-0.31	-0.30	-0.27	-0.22	-0.18	-0.14	-0.11	-0.09	-0.08
	- PROCENTVIS FORSKEL -																								
LNA	0.02	0.13	0.35	0.61	0.82	0.95	0.99	0.98	0.93	0.87	0.80	0.74	0.68	0.63	0.60	0.58	0.57	0.57	0.57	0.57	0.56	0.56	0.55	0.54	0.53
PCP	-0.03	0.02	0.12	0.23	0.31	0.36	0.38	0.38	0.36	0.34	0.31	0.29	0.26	0.25	0.23	0.23	0.22	0.22	0.22	0.22	0.22	0.22	0.22	0.22	0.21
PIH	-0.03	0.03	0.19	0.37	0.51	0.60	0.64	0.64	0.62	0.58	0.54	0.50	0.46	0.43	0.41	0.40	0.39	0.39	0.39	0.39	0.39	0.39	0.39	0.38	0.38
PHK	0.13	0.35	0.34	0.46	0.62	0.74	0.79	0.77	0.71	0.64	0.57	0.50	0.44	0.39	0.34	0.31	0.28	0.26	0.24	0.22	0.20	0.17	0.15	0.12	0.09
PIB	-0.04	0.03	0.19	0.37	0.52	0.61	0.65	0.65	0.63	0.60	0.55	0.51	0.47	0.44	0.41	0.40	0.40	0.39	0.39	0.39	0.39	0.39	0.39	0.38	0.38
PIM	-0.01	0.02	0.09	0.18	0.26	0.31	0.32	0.32	0.31	0.29	0.27	0.25	0.23	0.21	0.20	0.20	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19	0.18	0.18
YD7	0.09	0.15	0.25	0.39	0.53	0.62	0.67	0.67	0.65	0.62	0.58	0.53	0.49	0.46	0.44	0.42	0.42	0.41	0.41	0.41	0.41	0.41	0.41	0.41	0.40
WCP4	0.20	0.40	0.32	0.47	0.70	0.90	0.98	0.96	0.88	0.77	0.66	0.56	0.47	0.38	0.31	0.25	0.20	0.16	0.13	0.09	0.06	0.02	-0.02	-0.07	-0.12
WCP5	0.09	0.24	0.30	0.46	0.63	0.74	0.78	0.75	0.70	0.62	0.55	0.48	0.41	0.36	0.31	0.28	0.26	0.24	0.23	0.21	0.20	0.18	0.16	0.14	0.11
CP4	0.05	0.14	0.26	0.36	0.50	0.61	0.68	0.69	0.67	0.63	0.58	0.54	0.50	0.46	0.43	0.41	0.40	0.40	0.39	0.39	0.39	0.39	0.38	0.38	0.37

Ny forbrugsfunktion, relation (1)/(2)

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
												- ABSOLUT FORSKEL -													
FY	978	1123	991	624	368	244	217	253	241	221	217	239	280	319	342	349	343	333	318	301	283	265	244	224	203
FM	522	629	643	517	463	462	490	521	516	498	482	474	475	477	477	475	472	469	467	464	462	458	452	445	436
FE	7	-16	-110	-279	-474	-638	-738	-729	-723	-693	-651	-607	-562	-525	-499	-486	-485	-492	-505	-519	-533	-544	-552	-556	-558
FCP	221	303	350	289	401	565	700	742	713	654	590	539	498	463	433	413	404	405	412	420	428	432	428	419	405
FCO	913	904	900	905	909	912	916	919	923	927	930	934	937	941	945	948	952	956	960	963	967	971	975	979	983
FIP	239	408	425	252	65	-71	-139	-160	-168	-174	-172	-152	-116	-75	-43	-22	-14	-14	-19	-28	-39	-51	-62	-73	-82
FIH	40	92	71	39	19	17	20	18	12	1	-9	-15	-20	-25	-31	-37	-45	-52	-58	-65	-72	-80	-87	-95	-104
FIL	80	61	-3	-66	-89	-79	-52	-18		5	9	14	17	17	14	8	3	-2	-4	-6	-6	-6	-5	-4	-4
CP4	221	575	1104	1566	2223	2831	3256	3432	3421	3302	3142	2981	2844	2749	2708	2731	2816	2952	3111	3282	3450	3594	3709	3797	3852
YD8	429	690	1130	1723	2385	2930	3267	3404	3415	3343	3223	3092	2980	2909	2896	2944	3049	3195	3361	3540	3712	3860	3986	4084	4147
WCP4	2039	4122	3004	4002	6194	8675	10157	10433	9992	9344	8663	8010	7365	6732	6196	5834	5665	5635	5677	5752	5782	5730	5597	5340	4941
WCP5	2126	5588	6924	10504	14680	18295	20186	20400	19584	18357	17020	15746	14622	13723	13169	13010	13218	13666	14216	14805	15295	15617	15783	15743	15476
WPQKPC	262	-476	-1275	-1380	-945	-357	44	194	225	245	285	313	304	271	267	338	511	785	1146	1595	2117	2711	3374	4105	4907
TIPP1	46	8	-106	-216	-265	-268	-259	-257	-260	-259	-255	-255	-264	-283	-309	-338	-369	-402	-435	-472	-511	-554	-606	-671	-753
KM	108	311	545	666	652	533	371	214	86	-13	-89	-141	-165	-165	-148	-124	-102	-88	-83	-88	-100	-120	-145	-172	-202
KB	128	316	469	541	553	537	509	468	405	319	222	127	48	-14	-59	-91	-115	-133	-147	-161	-177	-196	-219	-247	-279
IWBZ	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.002
UL	-2.35	-4.44	-4.01	-2.42	-0.73	0.35	0.80	0.74	0.64	0.61	0.54	0.39	0.17	-0.04	-0.20	-0.27	-0.29	-0.26	-0.22	-0.17	-0.12	-0.08	-0.04	0.00	0.03
												- PROCENTVIS FORSKEL -													
LNA	0.02	0.13	0.35	0.61	0.81	0.93	0.95	0.92	0.85	0.78	0.71	0.64	0.59	0.54	0.52	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.49	0.48	0.47
PCP	-0.03	0.02	0.12	0.23	0.32	0.36	0.37	0.36	0.34	0.31	0.29	0.26	0.23	0.22	0.21	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	0.19	0.19
PIH	-0.03	0.03	0.19	0.37	0.51	0.59	0.62	0.61	0.57	0.53	0.48	0.44	0.40	0.37	0.35	0.34	0.34	0.34	0.35	0.35	0.35	0.35	0.35	0.34	0.33
PHK	0.15	0.39	0.33	0.40	0.51	0.63	0.67	0.64	0.58	0.50	0.44	0.38	0.33	0.29	0.26	0.23	0.21	0.20	0.18	0.17	0.15	0.13	0.10	0.08	0.04
PIB	-0.04	0.03	0.19	0.38	0.52	0.60	0.63	0.62	0.58	0.54	0.50	0.45	0.41	0.38	0.36	0.35	0.35	0.35	0.35	0.35	0.35	0.35	0.35	0.34	0.33
PIM	-0.01	0.02	0.10	0.18	0.26	0.30	0.31	0.30	0.28	0.26	0.23	0.21	0.19	0.18	0.17	0.17	0.17	0.17	0.17	0.17	0.17	0.17	0.17	0.16	0.16
YD8	0.10	0.16	0.25	0.36	0.48	0.56	0.59	0.59	0.56	0.52	0.47	0.43	0.39	0.36	0.34	0.33	0.32	0.32	0.32	0.32	0.32	0.32	0.31	0.30	0.29
WCP4	0.22	0.44	0.32	0.41	0.61	0.82	0.92	0.91	0.84	0.73	0.65	0.58	0.51	0.45	0.40	0.36	0.34	0.32	0.32	0.31	0.30	0.29	0.28	0.26	0.23
WCP5	0.10	0.25	0.30	0.44	0.58	0.70	0.73	0.71	0.64	0.57	0.50	0.44	0.39	0.35	0.32	0.30	0.29	0.28	0.28	0.28	0.28	0.27	0.26	0.25	0.23
CP4	0.05	0.14	0.25	0.35	0.47	0.57	0.62	0.62	0.59	0.54	0.49	0.44	0.40	0.36	0.34	0.32	0.31	0.31	0.31	0.31	0.31	0.31	0.30	0.30	0.29

Ny forbrugsfunktion, ny kontantprisrelation

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
												- ABSOLUT FORSKEL -													
FY	942	986	877	697	535	410	320	284	194	84	-19	-88	-98	-54	31	136	238	329	400	447	467	453	408	331	229
FM	507	561	581	550	541	537	537	541	509	453	389	334	300	291	302	329	364	404	446	488	525	551	564	561	541
FE	6	-17	-106	-261	-439	-599	-713	-733	-758	-748	-710	-653	-575	-488	-401	-325	-269	-240	-240	-267	-317	-382	-456	-530	-597
FCP	215	215	253	352	499	633	725	756	719	627	507	387	285	209	162	142	144	174	228	302	386	466	534	578	592
FCO	913	905	901	905	908	912	915	919	923	927	931	935	939	942	946	949	952	956	959	963	967	971	975	979	983
FIP	231	374	384	255	123	10	-76	-135	-184	-229	-265	-277	-256	-205	-131	-49	29	93	136	159	159	137	95	37	-31
FIH	5	20	33	43	53	60	61	51	22	-25	-84	-146	-202	-247	-276	-290	-290	-278	-256	-228	-199	-173	-153	-144	-146
FIL	77	50	-6	-47	-68	-68	-56	-32	-19	-16	-9		12	25	34	38	36	29	19	7	-3	-14	-22	-29	-32
CP4	216	449	925	1570	2270	2878	3322	3563	3602	3448	3150	2765	2340	1924	1565	1308	1197	1268	1534	1985	2573	3241	3924	4540	5022
YD8	418	644	1071	1677	2326	2880	3282	3508	3589	3531	3358	3102	2795	2470	2172	1940	1826	1860	2060	2417	2900	3475	4081	4659	5150
WCP4	339	1501	3172	5552	8015	10116	11426	11511	10113	7530	4258	730	-2690	-5713	-8110	-9722	-10282	-9677	-7869	-5110	-1820	1512	4337	6188	6748
WCP5	444	2942	6834	11564	16038	19591	21758	22160	20601	17439	13246	8508	3691	-756	-4398	-6885	-7760	-6845	-4088	176	5386	10892	15925	19788	21960
WPQKPC	318	-163	-658	-801	-710	-519	-357	-262	-124	183	740	1546	2532	3591	4637	5602	6476	7255	7952	8582	9164	9754	10419	11242	12293
TIPP1	47	20	-65	-153	-216	-259	-288	-309	-317	-305	-267	-203	-116	-16	84	171	232	261	255	212	136	30	-97	-235	-377
KM	104	289	500	620	637	570	449	308	164	23	-116	-243	-346	-410	-427	-397	-328	-231	-122	-17	72	135	164	156	111
KB	124	298	435	516	558	571	559	519	448	342	212	72	-58	-165	-239	-277	-280	-253	-204	-139	-67	-1	51	81	81
IWBZ	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
UL	-2.23	-4.02	-3.55	-2.46	-1.31	-0.39	0.24	0.52	0.77	1.08	1.34	1.46	1.39	1.12	0.70	0.24	-0.21	-0.57	-0.82	-0.97	-1.01	-0.94	-0.78	-0.54	-0.25
												- PROCENTVIS FORSKEL -													
LNA	0.02	0.12	0.33	0.56	0.76	0.89	0.96	0.96	0.92	0.85	0.77	0.66	0.55	0.44	0.35	0.28	0.24	0.24	0.26	0.30	0.35	0.41	0.47	0.52	0.55
PCP	-0.03	0.03	0.11	0.21	0.29	0.35	0.37	0.38	0.37	0.34	0.31	0.27	0.23	0.18	0.14	0.11	0.09	0.08	0.09	0.11	0.13	0.16	0.18	0.20	0.22
PIH	-0.03	0.04	0.18	0.34	0.47	0.57	0.62	0.63	0.62	0.58	0.53	0.46	0.39	0.32	0.25	0.20	0.17	0.16	0.17	0.20	0.24	0.28	0.32	0.36	0.39
PHK	0.00	0.13	0.30	0.48	0.64	0.75	0.78	0.73	0.59	0.39	0.16	-0.07	-0.26	-0.40	-0.49	-0.52	-0.51	-0.44	-0.35	-0.24	-0.12	-0.02	0.06	0.10	0.10
PIB	-0.04	0.03	0.18	0.34	0.48	0.58	0.63	0.65	0.63	0.59	0.54	0.47	0.39	0.32	0.25	0.20	0.16	0.15	0.17	0.19	0.23	0.28	0.32	0.36	0.39
PIM	-0.01	0.02	0.09	0.17	0.24	0.28	0.31	0.31	0.30	0.28	0.26	0.22	0.19	0.15	0.12	0.09	0.08	0.08	0.08	0.10	0.11	0.13	0.15	0.17	0.18
YD8	0.10	0.15	0.24	0.35	0.47	0.55	0.60	0.61	0.59	0.55	0.50	0.43	0.37	0.31	0.26	0.22	0.19	0.18	0.19	0.21	0.24	0.28	0.31	0.33	0.35
WCP4	0.04	0.15	0.32	0.55	0.77	0.95	1.03	0.99	0.82	0.58	0.31	0.05	-0.18	-0.35	-0.46	-0.52	-0.51	-0.45	-0.34	-0.21	-0.07	0.06	0.16	0.22	0.23
WCP5	0.02	0.13	0.29	0.47	0.63	0.74	0.79	0.76	0.67	0.54	0.39	0.24	0.10	-0.02	-0.10	-0.15	-0.16	-0.13	-0.07	0.00	0.09	0.17	0.23	0.27	0.29
CP4	0.05	0.11	0.21	0.34	0.48	0.58	0.63	0.65	0.62	0.56	0.49	0.41	0.32	0.25	0.19	0.15	0.13	0.13	0.15	0.18	0.22	0.27	0.31	0.34	0.36

Bilag 2

Nye modelligninger, ADAM, oktober 1991.

```
FRML IYDR8  YDR8   = YRP + YRS + YRH + TIPP2
                     - SDS - .9*(PIPB*FIPVB + PIPM*FIPM2) + JYDR8 $
FRML IYD8   YD8    = YW - TYPRI + TY - (SD - SDS - SDR + SAGB + SASO)
                     + .53*YDR8 + .33*YDR8(-1)*PCP4V/PCP4V(-1)
                     + .14*YDR8(-2)*PCP4V/PCP4V(-2) + JYD8 $
FRML SCP4   CP4    = (1-DCP4)*EXP (-.0016 - .3877*(LOG(CP4(-1)/PCP4V(-1))
                     + .2285 - .8755*LOG(YD8(-1)/PCP4V(-1))
                     - .1245*LOG(WCP5(-2)/PCP4V(-1)))
                     + .5618*(LOG(YD8/PCP4V)-LOG(YD8(-1)/PCP4V(-1)))
                     + .3156*(LOG(WCP5(-1)/PCP4V)-LOG(WCP5(-2)/PCP4V(-1)))
                     + LOG(CP4(-1)/PCP4V(-1)) + LOG(PCP4V)
                     + JDLCP4) + JCP4 $
FRML IKM    KM     = KM(-1) + FIPNM $
FRML IKB    KB     = KB(-1) + FIPNB $
FRML IWCP5  WCP5   = PHK*KH + PCB*KCB2 + WPQKPC + PIPM*KM + PIPB*KB + JWCP5$
```

Udgåede modelligninger:
IYD7, IYDR7, IWCP4

Nye variabler:

Yd8 : Disponibel indkomst. Beregning jf. relation.
Ydr8 : Disponibel restindkomst. Beregning jf. relation
Tipp2 : Private ikke-finansielle sektors renteindtægter. Beregning jf. relation (TIPP2 = TIPN - (TINN-TONO(-1)) - TII - TIBN $)
Km : Beregnet kapitalapparat i maskiner. Beregning jf. relation.
Kb : Beregnet kapitalapparat i bygninger. Beregning jf. relation.
Wcp5 : Formue-udtryk i Cp4-relation. Beregning jf. relation.

Udgåede variabler:

Yd7,Ydr7,Wcp4

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

John Smidt

Arbejdspapir*

7. oktober 1991

Kontantprisrelationen, ADAM, oktober 1991

Resumé:

Kontantprisrelationen underkastes et sidste eftersyn i denne omgang.

Der resumeres en række bemærkninger til de tidligere præsenterede relationer, jf. JS 9.8.91 "Kontantprisrelationen". Kort diskuteres, hvorvidt den laggede endogene skulle dække over en AR- eller MA-proces i restleddet; de foretagne estimationsforsøg understøtter ikke denne hypotese. Endvidere diskuteres, hvorvidt inflationsforventningerne bør måles ved lønstigningstakten i stedet for forbruger-prisstigningerne; dette accepteres som en mulighed, da man herved tillige fanger forventede realløns- (indkomst-) stigninger. Endelig diskuteres estimations-periodens længde.

Den foretrukne relation bliver estimeret på perioden 1956-87 med lønstignings-takten i udtrykket for inflationsforventningerne. Denne relation underkastes nærmere eftersyn, og det konkluderes, at den har acceptable statistiske og modelmæssige egenskaber. Det anbefales, at denne relation lægges ind i ADAM, oktober 1991.

kontant2.js

Nøgleord: kontantpris bolig forventninger tidspolynomium multiplikator

1. Indledning

Udgangspunktet for dette papir er specifikation IV fra JS 9.8.91 "*Kontantpris-relationen*":

$$\text{IV: } Lfphk = \underset{(0.21)}{0.88}(LYd^{*}f - LKh) - \underset{(0.76)}{6.74}uih1 + \underset{(0.08)}{0.76}Lfphk_{-1}$$

$$+ \underset{(0.55)}{2.22}infl + \text{knækket tidspoly} + \text{konst.}$$

$n = 1967\text{-}90 \quad DW = 1.73 \quad LM_1 = 2.70 \quad R^2 = .93 \quad s = .032$

hvor Lfphk = log(phk/pcp4xh), log til real kontantpris
LYd*f = log til forventet disponibel realindkomst (definition, se JS 17.6.91 "*Kontantpris og boliginvesteringer*")
LKh = $\log(Kh_{-1})$, log til primo boligbeholdning
uih1 = usercost, (definition, se JS 9.8.91 "*Kontantprisrelationen*")
infl = 6 års glidende gennemsnit i inflation (forbrugerpriserne)
tidspoly = 2. grads polynomium i tiden, knækket i 1978.

2. Den laggede endogene eller AR/MA i restled?

Den laggede endogene er ny i kontantprisrelationen i forhold til den nuværende specifikation. Ved at introducere den laggede kontantpris lempes antagelsen om øjeblikkelig markedsclearing, og der tages højde for langsom tilpasning på boligmarkedet; set i lyset af de senere års udvikling på boligmarkedet forekommer dette at være nødvendigt.

Størrelsesordenen af koefficienten til den laggede endogene giver imidlertid problemer, idet effekten af de eksogene variabler på mellemlangt sigt forøges væsentligt. Koefficienten til den laggede endogene er i de betragtede relationer i størrelsesordenen 0.75, hvilket indebærer, at den maksimale effekt af de eksogene variabler bliver fire-doblet i forhold til en situation uden lagget endogen - alt andet lige. Konsekvensen heraf sås i JS 9.8.91 i de viste multiplikatoreksperimenter, hvor effekten på den reale kontantpris af f.eks. et stød til renten er væsentligt større i de betragtede relationer end i den nuværende kontantprisrelation (uden lagget endogen).

Et andet problem ved introduktionen af den laggede endogene kunne være, at man på denne måde fejlagtigt modellerer noget, der snarere skulle betragtes som en AR- eller MA-proces i restleddet. Sådanne processer ville alternativt kunne anvendes til at beskrive et trægt reagerende boligmarkedet.

Tages udgangspunkt i specifikation IV og introduceres forskellige former for systematik i restleddet, fås følgende resultater:

Tabel 1: Lagget endogen og/eller AR-/MA i restled

	Lagget endogen	MA1	AR1	AR2	s
A/IV	.76				.0324
B	.69	.53			.0313
C	-	.94			.0512
D	.72		.26		.0315
E	.74		.30	-.36	.0281
F	-		.66		.0612
G	-		1.26	-.88	.0310

Anm: Regressionsligningen svarer til specifikation IV.

Ved at sammenholde A i tabel 1 - som er sammenfaldende med specifikation IV - med B, D og E ses, at introduktion af AR- eller MA-processer i restleddet ikke reducerer koefficienten til den laggede endogene væsentligt; regressionernes forklaringskraft forøges heller ikke nævneværdigt. I regressionerne C, F og G er det forsøgt at udelade den laggede endogene og lade al dynamikken fanges i restleddet. Det viser sig, at en MA(1)- eller AR(1)-proces ikke kan erstatte den laggede endogene på tilfredsstillende vis, jf. den kraftige stigning i spredningen.

Målt på spredningen synes det eneste alternativ til den laggede endogene at erstatte denne med en AR(2)-proces, jf. G. Imidlertid er parametrene i AR-processen ikke plausible, og koefficienten til den laggede endogene - hvis den introduceres, svarende til E - får en t-værdi på ikke mindre end 6.9. Foretages regression G alligevel fås følgende resultat:

$$\text{G: Lfphk} = \underset{(0.29)}{1.27}(\text{LYd*f-LKh}) - \underset{(0.54)}{4.41}\text{uih1} + \underset{(0.07)}{1.23}\text{infl}$$

$$+ \text{knækket tidspoly} + \text{konst.} + U$$

$$U = \underset{(.12)}{1.26}U_{-1} - \underset{(.13)}{.88}U_{-2} + e$$

$n = 1967\text{-}90 \quad DW = 2.28 \quad R^2 = .94 \quad s = .031$

Modelegenskaberne i en relation med autoregressivt restled - fx. G - er væsentlig forskellig fra en relation med den laggede endogene - fx. A/IV. En specifikation som G vil indebære, at effekten fra ændringer i de eksogene variabler - rente eller indkomst - øjeblikkelig vil påvirke kontantprisen uden yderligere dynamiske effekter de følgende perioder. Dette står i kontrast til den

dynamiske tilpasning, der forgår, når den laggede endogene indgår; her trækkes effekten af stød til de eksogene ud over tid via netop den laggede kontantpris. I en specifikation som G vil kun et stød til boligmarkedet via *restleddet* have længerevarende effekter på kontantprisen; det vil fx. sige, at tilpasningen fra en *uligevægt* på boligmarkedet - forstået som en stor residual et givet år - vil strække sig over flere år - helt svarende til situationen med den laggede endogene.

3. Inflationsforventninger

Der er blevet argumenteret, at koefficienten til inflationsforventningerne er for lille relativt til koefficienten til usercost. Hvis kontantprisen - eller mere præcist: boligbeholdningen på langt sigt - skal være upåvirket af en samtidig forøgelse i inflationsraten og renten, der indebærer konstant *efter-skat* realrente[1], kræves, at koefficienterne til usercost og til inflation skal være lige store med modsat fortegn. Hvis kontantprisen skal være upåvirket af en samtidig forøgelse i inflationsraten og renten, der indebærer konstant *før-skat* realrente[2], kræves, at koefficienten til inflationsforventningerne er ca. halvt så stor som koefficienten til usercost.

Betragtes de estimerede koefficienter i specifikation IV ses, at effekten af en parallel stigning i rente og inflation ikke er i overensstemmelse med disse realrente-betragtninger: en forøgelse af inflation og rente med 1%-point - svarende til en konstant *før-skat* rente og en faldende *efter-skat* rente - reducerer kontantprisen (og boligbeholdningen på langt sigt). I praktisk taget alle de undersøgte specifikationer genfindes dette resultat, at koefficienten til inflationsforventningerne er mindre end koefficienten til usercost. Indtil videre må vi derfor acceptere argumentet om, at inflationsforventningerne er forbundet med større usikkerhed end renten. Et andet argument for det fundne størrelsesforhold i koefficienterne kunne være tilstedeværelsen af pengeillusion (fokusering på nominelle ydelser).[3]

Et andet punkt, der er blevet fremført, er, at inflationsforventningerne måske bør måles ved lønstigningstakten frem for ved stigningstakten i forbruger-priserne. Argumentet herfor er, at man herved også tager højde for de forventede realindkomststigninger (eller mere præcist reallønstigninger), der kan antages at være af betydning for beslutningen om at købe ejerbolig.

Omstående figur viser udviklingen i et 6 års glidende gennemsnit i hhv. stigningstakten i forbrugerpriserne, infl, og i timeløn-stigningstakten, infllna.

---

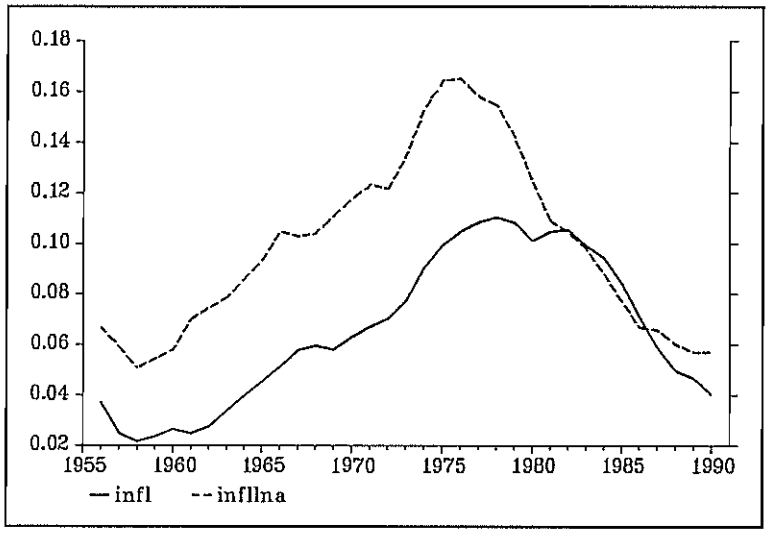
[1]F.eks. en stigning i renten på ca. 2%-point samtidig med en forøgelse af inflationsraten på 1%-point.

[2]F.eks. en stigning på 1%-point i både inflation og rente.

[3]Det er muligt, at en mere klar skelnen mellem kort sigt - hvor de nominelle betragtninger dominerer - og langt sigt - hvor realrente-betragtningerne er de relevante - vil kunne løse problemet. Dette må dog afvente en senere modelversion.

Det ses af figur 1, at der for det første er en tendens til, at infllna har været højere end infl, hvilket afspejler den historisk voksende realløn. For det andet bemærkes en tidsmæssig forskydning, således at infllna topper tidligere end infl, men samtidig falder langt kraftigere gennem sidste halvdel af 1970'erne og igennem 1980'erne.

Figur 1. Inflation - forbrugerpriser, infl og løn, infllna.



Anvendes infllna i specifikation IV i stedet for infl fås en forøgelse af spredningen til .038, problemer med autokorrelation og i det hele taget en uacceptabel relation. Dette resultat kan dog ikke tages som nogen endegyldig tilbagevisning af, at lønstigningstakten kan være det relevante mål for inflationsforventningerne; dertil er den betragtede relation nok for "tilpasset" det hidtidige valg af variabler og specifikation, og vi skal derfor senere vende tilbage til denne mulighed.

4. Estimationsperiode

Den nuværende estimationsperiode for kontantprisrelation begynder i 1967. Valget må udelukkende betragtes som estimationsteknisk begrundet, idet en række tidligere estimationsforsøg har afsløret store problemer ved at begynde estimationerne tidligere. Med den her betragtede specifikation er det imidlertid muligt at begynde estimationerne tidligere. Følgende estimation viser resultatet, når regressionen begynder i 1956[4]:

[4]phk ligger i databanken tilbage til 1955; derfor er 1956 det tidligste estimationsperioden kan begynde (pga. den laggede værdi af phk, der dels indgår direkte på højresiden og dels indgår i usercost-udtrykket).

(1) $Lfphk = \underset{(0.24)}{0.87}(LYd^{*}f-LKh) - \underset{(0.96)}{6.01}uih1 + \underset{(0.10)}{0.66}Lfphk_{1}$

$+ \underset{(0.67)}{2.21}infl + knækket\ tidspoly + konst.$

$n = 1956\text{-}90 \quad DW = 1.51 \quad LM_1 = 2.34 \quad R^2 = .96 \quad s = .044$

Sammenlignet med specifikation IV - der er estimeret på perioden 1967-90, men i øvrigt identisk specificeret - er der forbavsende små ændringer i koefficienterne. Mest bemærkelsesværdigt er en lille reduktion i hhv. koefficienten til usercost og i koefficienten til den laggede kontantpris; specielt det sidste må hilses velkommen, jf. bemærkningerne i afsnit 2. Forklaringskraften målt på spredningen falder, hvilket der dog ikke skal lægges stor vægt på; for perioden 1967-90 er RMSE for relation (1) 0.037 og 0.027 for specifikation IV.

5. Nærmere specifikation

På baggrund af de foregående afsnit kan vi forsøge at kombinere følgende 3 ting:

1: AR(2)-proces i restleddet i stedet for lagget endogen
2: Lønstigningstakten og ikke forbrugerprisstigningstakten i inflationsforventningerne
3: Estimationsperiode udvides til 1956

Samtidig skal det forsøges at finde dels den mest hensigtsmæssige lagkonstruktionen i udtrykket for forventet disponibel realindkomst og dels det optimale knæktidspunkt for tidspolynomiet.[5]

I omstående tabel 2 er der vist en række estimationer, hvor de under punkt 1-3 nævnte ting er kombineret. For så vidt angår lagkonstruktionen i indkomstudtrykket og knæktidspunktet for tidspolynomiet er det valgt, at anvende de lags og det knæktidspunkt, der minimerer spredningen i de forskellige specifikationer.

[5]Det er forsøgt, at undersøge længden af det glidende gennemsnit i inflationsforventninger. Det viste sig, at det oprindelig valg på 6 forekommer rigtigt. Vælges et lidt længere gennemsnit - 7 eller 8 perioder - fås stort set samme spredning, hvorimod et kortere lag hurtigt forringer forklaringsevnen. Anvendes lna i inflationsforventningerne giver et 7 perioders gennemsnit dog et lidt bedre resultat end 6.

Tabel 2: Specifikation af kontantprisrelationen.

	Koefficient til							F-værdi tidspoly.	Knæk-tidspkt	Lag i "Y"					
	$Lfphk_{-1}$	"Y-LKh"	uih1	infl	infllna	AR(1)	AR(2)			$ß_1$	$ß_2$	s	DW	F_{87}	n
1	.68	1.06	-6.46	1.58	-	-	-	10.8	1979[1)]	.5	.5	.0314	1.68	1.01	67-87
2	.55	1.22	-5.24	-0.06	-	-	-	19.0	1978[2)]	.5	.5	.0415	1.70	1.50	56-87
3	.62	0.81	-6.76	-	1.38	-	-	14.3	1979[3)]	.4	.6	.0319	1.45	2.44	67-87
4	.55	0.81	-6.56	-	1.36	-	-	9.7	1979[1)]	.5	.5	.0386	1.69	1.84	56-87
5	-	1.82	-4.45	0.76	-	1.24	-0.98	42.0	1979[1)]	.5	.5	.0216	2.44	3.61*	67-87
6	-	1.03	-4.66	0.45	-	0.99	-0.65	64.6	1977[3)]	.5	.5	.0438	2.32	0.69	58-87
7	-	1.68	-4.41	-	0.61	1.22	-1.00	27.3	1979[1)]	.5	.5	.0211	2.72	4.60*	67-87
8	-	1.08	-4.96	-	1.52	0.98	-0.71	46.3	1979[3)]	.6	.4	.0408	2.41	1.05	58-87

Anm.: Regressionsligningen er: $Lfphk = \alpha_1 Lfphk_{-1} + \alpha_2(Y\text{-}LKh) + \alpha_3 uih1 + \alpha_4 dtid1 + \alpha_5 dtid2 + \alpha_6 infl + \alpha_7 infllna + \alpha_8 + U$, $U = p_1 U_{-1} + p_2 U_{-2} + e$

Variablerne dtid1 og dtid2 dækker over det knækkede tidspolynomium:

dtid1 = (årstal-1947)/10 frem til knæktidspunktet og herefter $dtid1 = dtid1_{-1}$

$dtid2 = ((årstal-1947)/10)^2$ frem til knæktidspunktet og herefter $dtid2 = dtid2_{-1}$

En "-" indikerer, at den pågældende variabel ikke indgår i den pågældende regression.

Variablen "Y" dækker over den forventede disponible realindkomst defineret ved:

$"Y" = ß_1(\log(Yd8/pcp4xh) + ß_2(\log(Yd8_{-1}/pcp4xh_{-1})$

idet de anvendte vægte ($ß_i$) fremgår af 11. søjle. Længere lag er forsøgt, men uden held.

F_{87} angiver Chow-testet for brud efter 1987 - F-fordelt med (3,n-k) frihedsgrader; en * angiver signifikans på 5%-niveau.

[1)] tidspolynomiet er estimeret under anvendelse af både dtid1 og dtid2.

[2)] tidspolynomiet er estimeret kun under anvendelse af dtid2, idet dtid1 er insignifikant.

[3)] tidspolynomiet er estimeret kun under anvendelse af dtid1, idet dtid2 er insignifikant.

På baggrund af tabel 2 synes regression nr. 4 - med *den laggede endogene, lønstigningstakt i inflationsforventningerne og estimationsperiode fra 1956-87,* at fremstå mest overbevisende.

Sammenlignes med estimationen på samme periode, men med forbrugerpriserne i inflationsforventningerne, jf. regression nr. 2, ses en fuldstændig insignifikant koefficient til inflationsforventningerne, hvilket gør denne regression mindre appetitlig[6]. I forhold til den kortere estimationsperiode - regressionerne nr. 1 og 3 - forekommer disse ikke specielt fordelagtige. Ganske vist reduceres den estimerede spredning i forhold til regression nr. 4, men til gengæld øges koefficienten til den laggede endogene. Endvidere må det være et argument i sig selv, at man kan estimere en rimeligt stabil relation over den lange periode.

Regressionerne 5-8 med AR(2)-proces i restleddet i stedet for den laggede endogene er svære at blive kloge på.

Det er bemærkelsesværdigt, hvorledes forklaringsevnen er væsentligt bedre i disse regressioner, når den korte estimationsperiode - 1967-87 - anvendes; de signifikante Chow-værdier for regressionerne 5 og 7, der indikerer brud efter estimationsperioden, er således mere et resultat af meget små residualer i estimationsperioden, end af uhyrlige forudsigelsesegenskaber for perioden 1988-90. På perioden 1958-87 - jf regressionerne nr 6 og 8 - forøges spredningen imidlertid væsentligt, og forklaringsevnen bliver ringere end estimationerne med den laggede endogene. Endvidere bemærkes, at tidspolynomierne har en væsentligt større selvstændig "forklaringskraft" i AR-regressionerne, jf. F-værdierne; den laggede endogene i regressionerne 1−4 er tilsyneladende i stand til at beskrive noget, som tidspolynomiet må fange, når AR-processerne anvendes. Endelig - og måske mest alvorligt - bemærkes, at parametrene i den autoregressive proces - med koefficienter til det een periode laggede restled tæt på eller større end 1 - giver anledning til længerevarende *svingninger* som følge af et stokastisk stød til relationerne. Alt i alt forekommer problemerne med regressionerne med AR(2) proces i restleddet at være store.

Hvis der skal peges på alternativer til regression 4 må det være enten regression 1 eller regression 7.

Argumentet for at vælge regression 1 frem for nr. 4 - *forbrugerpriser og kort estimationsperiode* - skulle være en lidt højere koefficient til inflationen, måske den større koefficient til "Y-LKh", samt den lidt mindre forudsigelsesfejl. Den lavere koefficient til den laggede endogene, måske anvendelsen af lønstigningstakt frem for forbrugerpriser og ikke mindst den længere estimationsperiode taler imidlertid klart for regression 4.

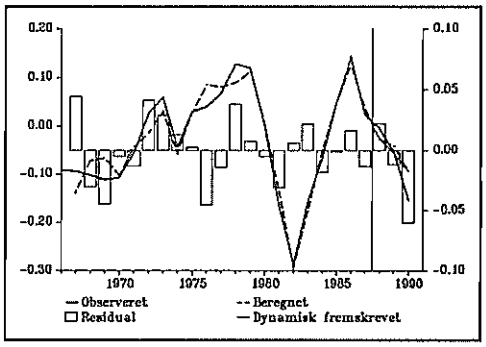
---

[6]Udvides estimationsperioden imidlertid til 1990 falder tingene dog på plads, med bl.a en signifikant koefficient til inflationsforventningerne.

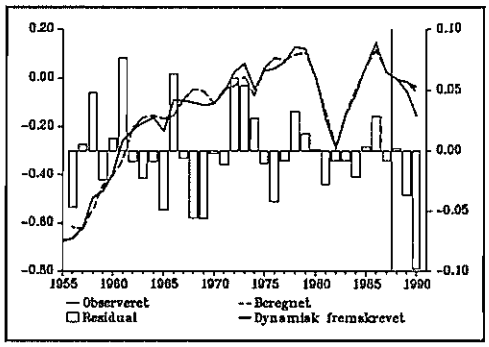
Argumentet for at vælge regression nr. 7 frem for nr. 4 - *AR(2)-proces i restled i stedet for lagget endogen og kort estimationsperiode* - skulle primært være den gode forklaringsevne og måske også den højere koefficient til "Y−LKh". Problemerne med tolkningen af AR-leddene, den lave koefficient til inflationsforventningerne, den signifikante Chow-værdi for forudsigelsesfejlene og ikke mindst den korte estimationsperiode taler imidlertid klart imod regression nr. 7 (og dermed for regression nr. 4).

I nedenstående figurer er vist regressionerne nr. 1, nr. 4 og nr. 7's historiske forklaringsevne sammen med de respektive tidspolynomiers forklaringsbidrag:

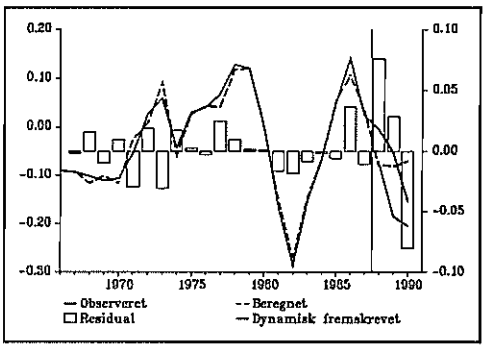
Figur 2
Regression nr 1



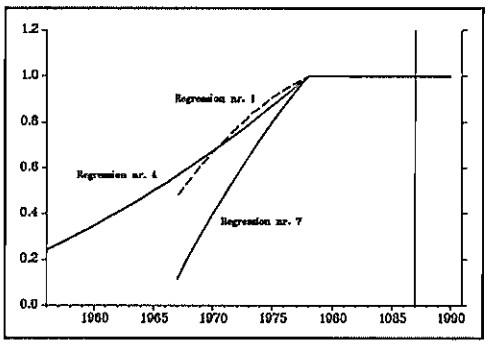
Figur 3
Regression nr 4



Figur 4
Regression nr 7



Figur 5
Tidspolynomier i regression 1,4,7



For alle 3 regressioner ses problemer med at forklare kontantprisudviklingen i 1990. Forudsigelsesfejlen i 1990 er således større end nogen af den historiske residualer; regression 4 har en fejl i 1990 på næsten 10%, mens regression 1 - med den kortere estimationsperiode - kun skyder ca. 6% galt.

Sammenlignes forudsigelsesegenskaberne efter estimationsperioden ses, at der for *regressionerne nr. 1 og nr. 4 praktisk taget ikke er forskel på en statisk og en dynamisk forudsigelse* - den stiplede linie, der angiver de beregnede værdier, kan dårligt skelnes fra den fuldt optrukne, der angiver den dynamiske fremskrivning. I modsætning disse to regressioner med den laggede endogene

er der afgørende forskel på en dynamisk og en statisk fremskrivning med regression nr. 7. Nulstilles AR-processen efter estimationsperioden fås en forudsagt udvikling i kontantprisen, der i lyset af en ret rolig indkomst-, rente- og inflationsudvikling, ikke overraskende er ret flad, jf. den stiplede kurve i figur 4 benævnt "beregnet". Foretages en dynamisk fremskrivning, hvor AR(2)-processen får lov at spille sig ud, ses helt andet forløb, der minder mere om fremskrivningerne med regressionerne nr 1 og nr. 4.

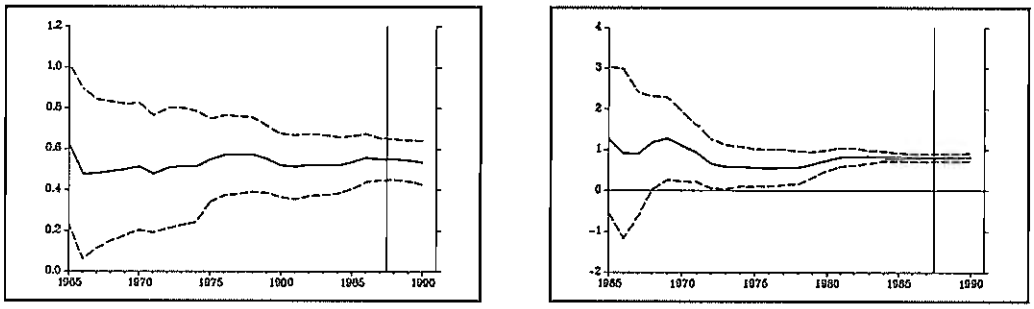
Hvad angår tidspolynomiernes forklaringsbidrag ses af figur 5, at regression nr. 7 med AR(2)-processen indebærer et tidspolynomium, der "forklarer" en stigning i den reale kontantprisen på over 80% fra 1967-78; bidragene fra tidspolynomierne i regressionerne 1 og 4 er kun ca 50% i den samme periode. Betragtes tidspolynomierne fra regression nr. 1 og nr. 4 ses stort set sammenfaldende forklaringsbidrag; af forskelle mellem disse to polynomier kan dog bemærkes, at krumningerne ikke er ens, idet polynomiet fra regression 1 buer "pænt", mens regression 4 nærmest er en ret linie[7].

Alt i alt må regression nr. 4 i tabel 2 betragtes som den mest lovende, og i det følgende ses nærmere på denne regression.

Stabilitetsegenskaberne for regression 4 er vist i de følgende rekursive estimationer; tidspolynomiet er bundet til at have den form, der er givet ved estimationsperioden 1956-87 (flyttet over på venstre side i regressionen):

Rekursiv estimation, regression nr. 4. Varierende slutår

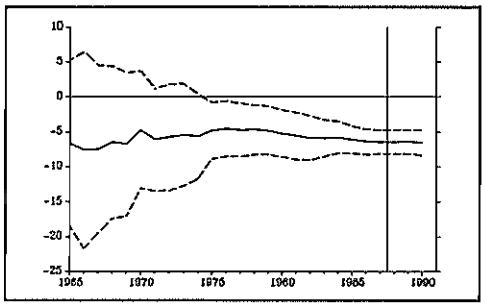
$Lfphk_{-1}$ **"Y-Lkh"**



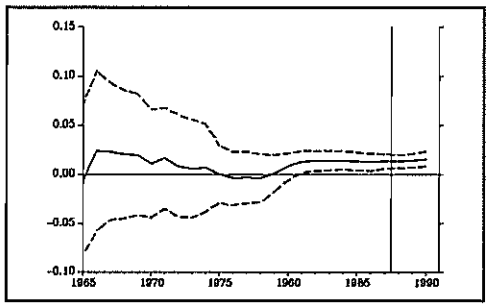
[7]Der sker kun en lille stigning i spredningen, hvis denne restriktion pålægges (hvorved polynomiet dannes kun af dtid1 - se evt. anm. til tabel 1); spredningen stiger fra .0386 til .0392. Den væsentligste ændring i regression er, at koefficienten til "Y-LKh" reduceres til 0.57, mens de øvrige koefficienter ikke ændrer sig meget; forudsigelsesfejlene i perioden 1988-1990 ændrer sig ikke mærkbart.

Rekursiv estimation, varierende slutår, forts.

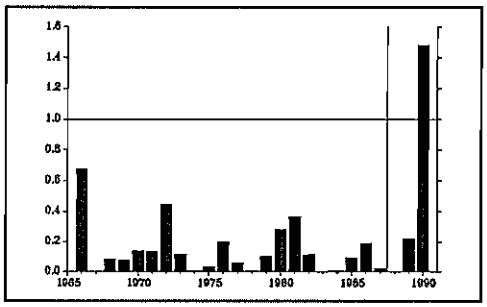
uih1



infllna



Normeret 1-trins Chowtest

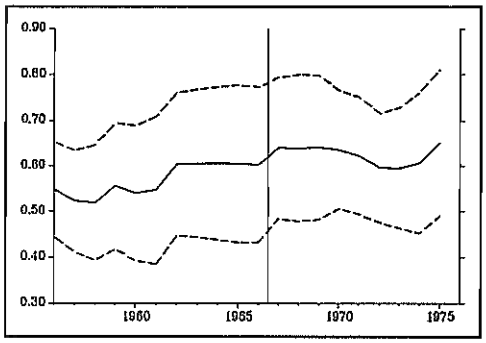


De rekursive estimationer viser generelt *pæne stabilitetsegenskaber*, idet der ikke synes nogen åbenbar trend i nogen af parametrene. Det ses, at forudsigelsesfejlen i 1990 giver anledning til et signifikant Chow-test, men koefficienterne påvirkes ikke væsentligt; vi kan således måske opfatte 1990, som en outlier, der primært forringer forklaringsevnen uden at påvirke egenskaberne.

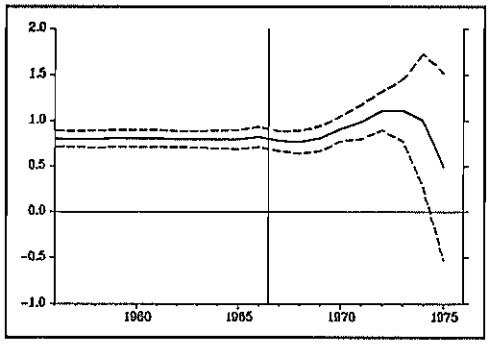
Rekursive estimationer, hvor startåret varieres, vises i det følgende figurer:

Rekursiv estimation, regression nr. 4. Varierende startår

$Lfphk_{.1}$

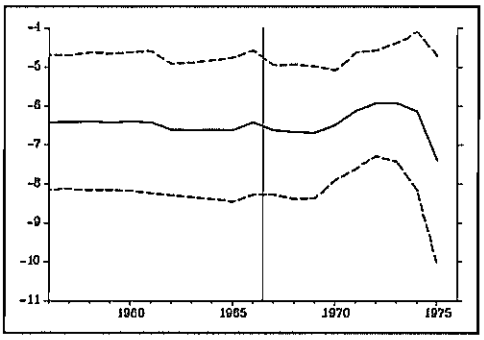


"Y-Lkh"

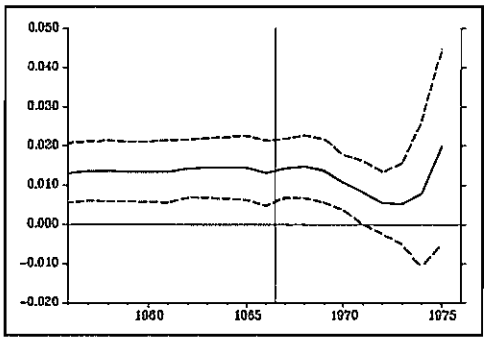


Rekursiv estimation, varierende startår, forts.

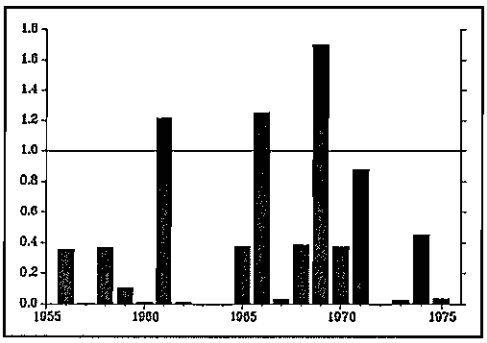
uih1



infllna



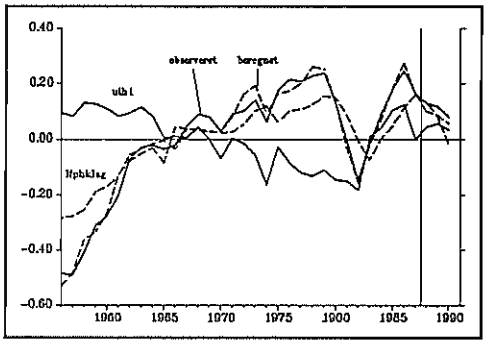
Normeret 1-trins Chowtest

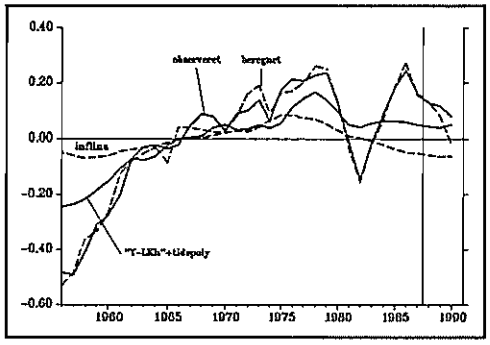


De rekursive estimationer den anden vej, med varierende startår, giver anledning til mindre kønne resultater; der er således adskillige signifikante Chow-værdier i perioden. Den eneste parameter, der synes lidt drift i, er imidlertid koefficienten til den laggede endogene, der reduceres noget i størrelse, når estimationsperioden forlænges bagud; alt i alt forekommer disse problemer dog ikke alvorlige.

Nedenstående grafer viser forklaringsbidraget fra de enkelte forklarende variabler.

Forklaringsbidrag, regression nr. 4





Forklaringsbidraget fra "Y-LKh" - dvs. fra indkomsteffekten minus udbudseffekten - er lagt sammen med forklaringsbidraget fra tidspolynomiet, hvilket svarer til en *tolkning af tidspolynomiet som en variation i indkomstelasticiteten*; herved kan indkomstelasticiteten betragtes som have værende større end een før 1978, jf. tidspolynomiet udseende i figur 5. Denne tolkning af tidspolynomiet - tidligere kaldet "parcelhusbølgen" - kunne inspirere til en egentlig modellering af denne tids- eller måske snarere indkomstafhængig i indkomstelasticitet; måske kan demografiske effekter - mætningsbegrebet - endda komme ind ad denne vej. Dette må imidlertid vente til en senere modelversion.

6. Modelegenskaber

Ganske kort skal regression nr. 4's egenskaber præsenteres v.hj.a. en række multiplikatoreksperimenter. Formålet med disse simulationer er primært, at følge op på de eksperimenter, der blev præsenteret i JS 9/8 91 "*Kontantprisrelationen*". Der henvises derfor til dette papir for mere fyldestgørende kommentarer til eksperimenterne med både boligmodellen isoleret og med hele ADAM i det følgende delafsnit.

Boligmodellen isoleret

De omstående figurer viser simulationer med ADAMs boligmodel isoleret; de væsentlige ligninger heri er foruden kontantprisrelationen, boliginvesteringsrelationen samt den dynamiske definitionsligning for boligbeholdningen. Centrale eksogene variabler i forhold boligmodellen er indkomst, rente og priser.[8] Til sammenligning er der foretaget simulationer, hvor ADAMs nuværende kontantprisrelation er anvendt, og hvor specifikation IV anvendt.

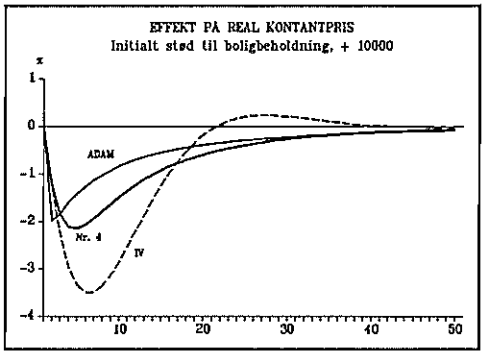
De foretagne eksperimenter er - stort set svarende til det nævnte papir:

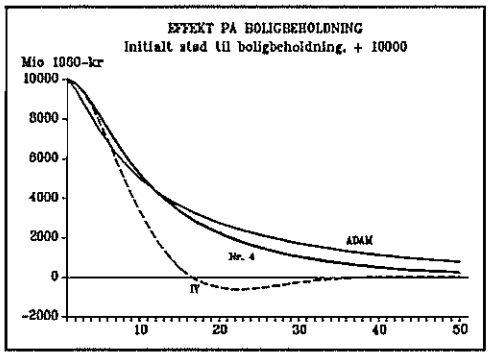
1. Stød til boligmarkedet, JDKh + 10.000 første år.
2. Øget realvækst, 1 % øget vækst p.a. i indkomsterne
3. Øget indkomst, indkomsterne permanent øget 1 %
4. Øget rente, iwbz + .01
5. Øget inflation, 1 % øget vækst p.a. i priser og indkomster
6. Øget rente og inflation (konstant realrente) = eksperiment 4.+5.

[8]Se evt. JS 9.8.91 "*Kontantprisrelationen*" for en beskrivelse af de indgående relationer og grundsimulationen. Det bemærkes, at investeringsrelationen er den, der vil indgå ADAM, oktober 1991; simulationer foretaget med den hidtidige investeringsrelation - som blev anvendt i det nævnte papir - er dog for alle praktiske formål identiske med de her præsenterede.

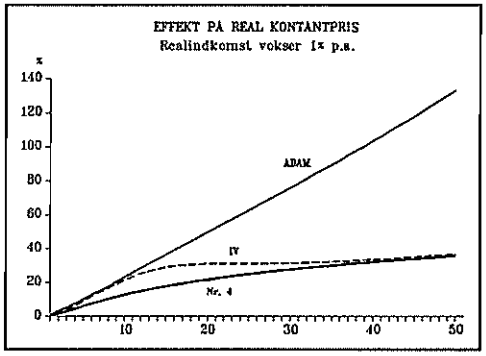
Multiplikatorer, boligmodellen isoleret

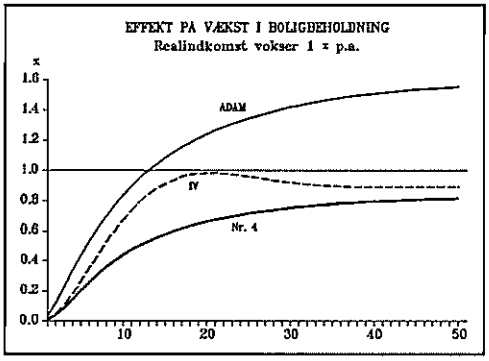
Initialt stød til boligbeholdningen

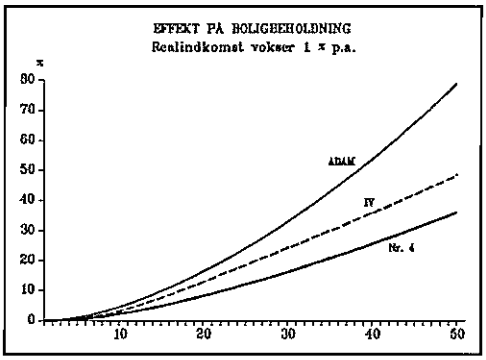




Øget realvækst, 1 % p.a.

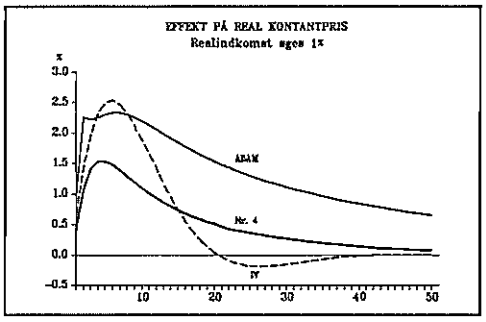


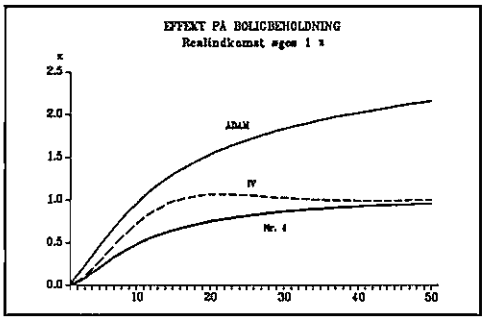




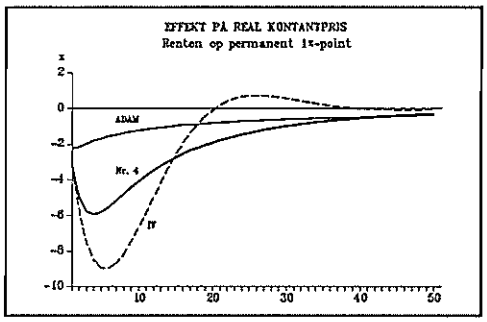
Multiplikatorer, boligmodellen isoleret, forts.

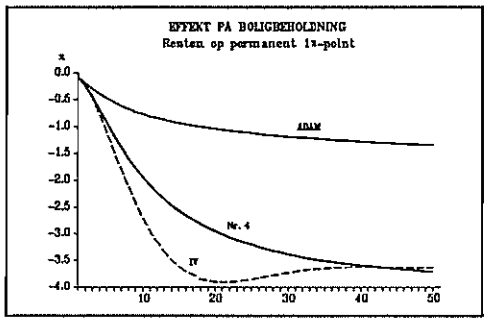
Øget realindkomst, 1 %



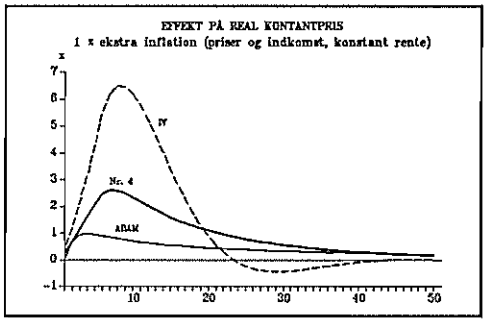


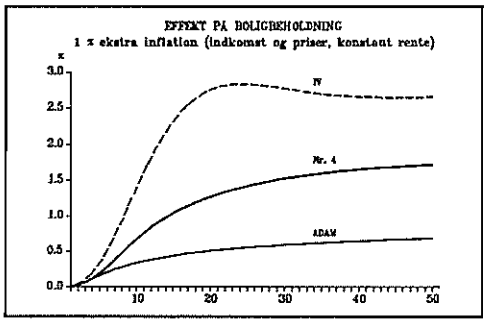
Øget rente, 1 %-point



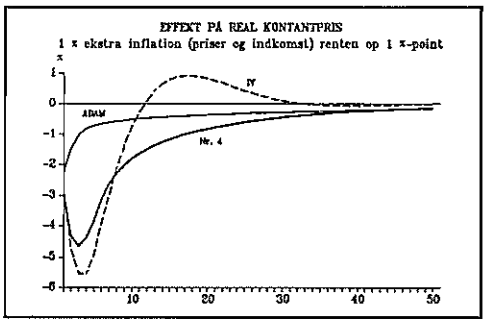


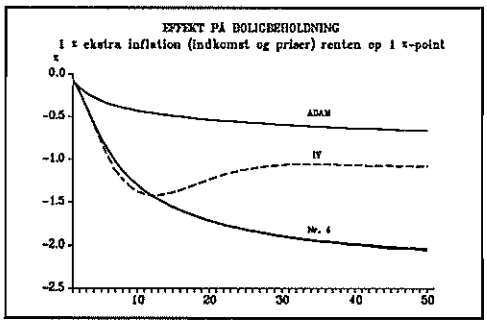
Øget inflation, 1 % p.a.





Øget rente og inflation, konstant realrente





Generelt set har den foretrukne relation, nr. 4, *fornuftige egenskaber.* Sammenlignet med ADAMs nuværende kontantprisrelation, indebærer den laggede endogene en på mellemlangt sigt noget større effekt på kontantprisen af stød til boligmarkedet; som følge heraf sker tilpasningen på boligmarkedet lidt hurtigere end med ADAMs nuværende relation. Da koefficienten til den laggede endogene er betragtelig mindre i relation nr. 4 i forhold IV, er svingene i kontantprisen på mellemlangt sigt dog væsentligt reduceret i forhold hertil. Tendenserne til svingninger i tilpasningen (overshooting) i boligbeholdning i specifikation IV er da heller ikke til stede med regression nr. 4; dette skyldes, at tilpasningshastigheden er nedsat betragteligt.

De langsigtede effekter på boligbeholdningen er i eksperimenterne med øget indkomst og øget rente næsten identiske med relation nr 4 og specifikation IV. Inflationseffekten er imidlertid væsentligt mindre med den her foretrukne relation, nr. 4. Dette afspejler naturligvis, at koefficienten til inflationsmålet er næsten halveret i forhold til IV, og det bevirker bl.a., at effekten på boligbeholdning i det kombinerede eksperiment, øget inflation og øget rente, bliver ret negativ. Som beskrevet tidligere er dette ikke i overensstemmelse realrentebetragtninger, og dette er formentligt det eneste punkt, hvor regression nr. 4 ved sammenligning med specifikation IV ikke har de mest tilfredsstillende egenskaber.

Hele ADAM

De samlede modelegenskaber illustreres i ADAM-simulationer, hvor de nuværende kontantpris- og boliginvesteringsrelationer er erstattet af de foreslåede nye relationer; til sammenligning vises resultaterne, når den nuværende kontantprisrelation anvendes - benævnt "ADAM", og når specifikation IV anvendes; i alle tilfælde anvendes den nye boliginvesteringsrelation.

Det foretagne eksperimenter er:

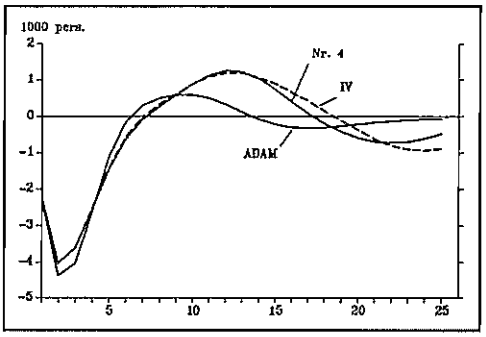
1. Ekspansiv offentlig finanspolitik, JDfXov = 1000 første år
2. Eksogen rentestigning, Jiwbz +.01 (diwbz = 1)

I bilag 1 er en række centrale variabler i modellen tabelleret for eksperimenterne med hhv. ADAM og regression nr. 4.

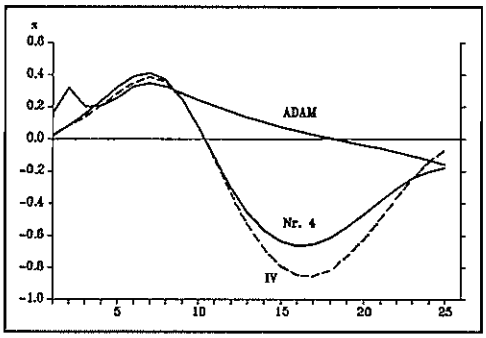
Det ses af figurerne øverst næste side, at relation nr. 4 i eksperimentet, hvor det offentlige varekøb forøges permanent, forårsager større sving i den samlede model - målt på ledigheden - end den nuværende kontantprisrelation. Svingene er dog marginalt mindre end ved anvendelse af specifikation IV, hvilket må tilskrives den lavere koefficient til den laggede endogene.

Multiplikatorer, hele ADAM. Jdfxov = 1000, første år.

Effekt på arbejdsløshed, Ul



Effekt på real kontantpris, phk/pcp4xh

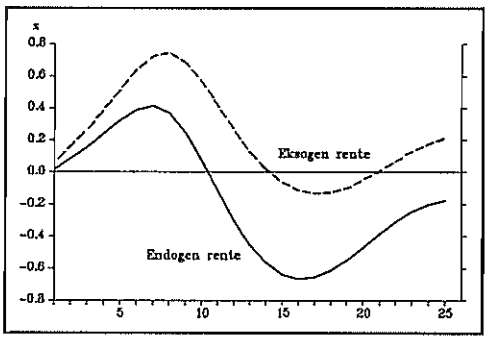


Umiddelbart virker de cykliske bevægelser i den reale kontantpris voldsomme, når regression nr. 4 (eller IV) anvendes. Som beskrevet i JS 9.8.91 "*Kontantprisrelationen*" skal dette imidlertid ses som et sammenfald af flere omstændigheder. Indledningsvis giver den ekspansive finanspolitik anledning til kontantprisstigninger via indkomsteffekten. Faldet i den reale kontantpris efter nogle år forårsages af mindst tre effekter. *For det første* reduceres indkomsteffekten pga. den samlede models crowding-out. *For det andet* virker en øget boligbeholdning dæmpende på prisen. Og *for det tredje* virker et permanent offentligt underskud, der obligationsfinansieres, renteforøgende. Til sidst i simulationsperioden er der tegn på, at effekten på kontantprisen tilsyneladende er ved at nærme sig sit teoretiske langsigtsniveau (=0).

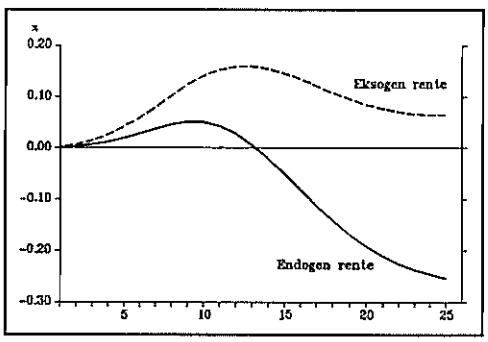
Nedenstående figurer viser, at specielt den *tredje* årsag - rentestigningen - spiller en afgørende rolle, idet eksperimentet er gentaget for regression nr. 4, blot med *eksogen rente*:

Multiplikatorer, hele ADAM. JDfXov = 1000, første år.
Endogen og eksogen rente. Relation nr. 4

Effekt på real kontantpris, phk/pcp4xh



Effekt på boligbeholdning.



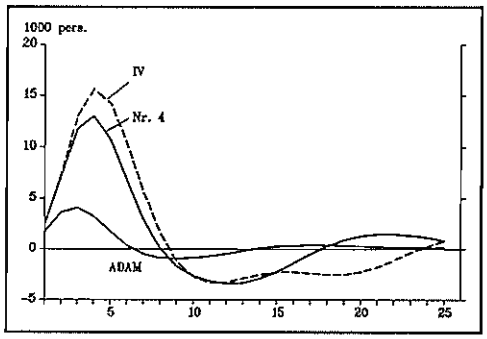
Det ses af figurerne på omstående side, at mens der mod slutningen af simulationsperioden kun anes en svag tendens til stabilisering af boligbeholdningen med endogen rente, så forekommer forløbet - målt ved boligbeholdningen - tættere på noget vi kunne kalde ligevægt.

Det forekommer umiddelbart ikke intuitivt, at den reale kontantpris, defineret ved phk/pcp4xh, på langt sigt - dvs. ved udgangen af simulationsperioden - i tilfældet med eksogen rente ligger over grundforløbet; dette kunne tages som udtryk for, at tilpasningen på boligmarkedet ikke er tilendebragt alligevel. Naturligvis kunne man forestille sig, at effekten på kontantprisen ville forsvinde fuldstændigt, hvis simulationsperioden var lang nok. Mere interessant er det imidlertid, at kontantprisen på langt sigt vil følge *investeringsprisen* og ikke forbrugerpriserne. Bl.a på grund af modelleringen af punktafgifterne og forskelligt importindhold i privat forbrug og boliginvesteringer, følger investeringsprisen og forbrugerpriserne *ikke* hinanden i et eksperiment som det betragtede. Konkret øges investeringsprisen mere end forbrugerpriserne (se evt. tabellerne i bilag 1), hvilket formodentlig er baggrunden for, at den reale kontantpris - set relativt til forbrugerpriserne - ligger over grundforløbet ved udgangen af simulationsperioden.

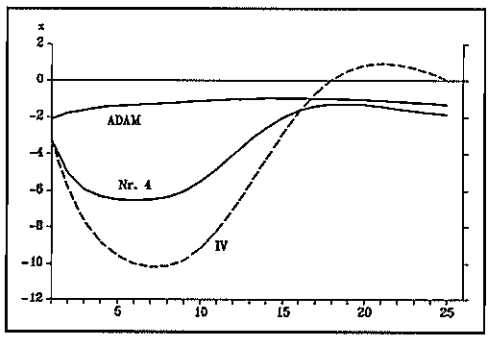
Den væsentlige forskel på de to eksperimenter med hhv. endogen og eksogen rente viser, at renteføIsomheden i boligefterspørgslen er betydelig med den foreslåede kontantprisrelation. I de følgende figurer er vist, hvad en eksogen rentestigning på 1%-point indebærer:

Multiplikatorer, hele ADAM. Jiwbz + .01 (diwbz=1)

Effekt på arbejdsløshed, Ul



Effekt på real kontantpris, phk/pcp4xh



Målt på ledigheden næsten tredobles renteføIsomheden på kort og mellemlangt sigt, når den foreslåede kontantprisrelation anvendes i stedet for den nuværende; i forhold til specifikation IV er følsomheden dog knap så stor. Som det fremgår af tabellerne i bilag 1, påvirkes specielt boliginvesteringerne, men også det private forbrug påvirkes betydeligt, hvilket bl.a. sker via formuens afhængighed af kontantprisen. Det bemærkes endvidere, at den reale kontant-

pris tilsyneladende påvirkes permanent.[9]

7 Afslutning

Alt i alt forekommer modelegenskaberne - ligesom de statistiske egenskaber - for regression nr. 4 i tabel 2 fornuftige. På estimationsform ser regressionen ud som følger:

$$\begin{aligned} \text{Nr 4 Lfphk} = {} & \underset{(0.25)}{0.8122(\text{LYd*f-LKh})} - \underset{(0.89)}{6.5547\text{uih1}} + \underset{(0.09)}{0.5466\text{Lfphk}_1} \\ & + \underset{(0.44)}{1.355\text{infllna}} + \underset{(0.12)}{0.1643\text{dtid1}} + \underset{(0.03)}{0.0452\text{dtid2}} + \underset{(0.17)}{0.01693} \end{aligned}$$

$n = 1956\text{-}87 \quad DW = 1.69 \quad LM_1 = 1.67 \quad R^2 = .97 \quad s = .039$

Det skal anbefales, at relation nr. 4 lægges ind i ADAM, oktober 1991. I bilag 2 fremgår de nye modelligninger m.v.; i bilaget anvendes autoriseret ADAM-nomenklatur.

[9]Dette hænger sammen grundkørslens underliggende vækst i boligbeholdningen, jf. Arbejdsnotat nr. 24, afsnit 6.3.

BILAG 1

ADAM. JDfXov + 1000 første år.

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
	- ABSOLUT FORSKEL -																								
FY	960	1111	1005	695	489	388	353	326	299	284	292	318	356	390	412	421	419	409	395	379	362	348	336	326	319
FM	512	625	650	549	516	521	543	550	542	529	521	518	520	523	524	524	523	522	522	521	522	523	525	527	529
FE	6	-16	-109	-275	-466	-629	-736	-786	-795	-776	-742	-701	-657	-619	-593	-579	-576	-582	-592	-605	-617	-628	-635	-639	-641
FCP	207	307	370	351	495	672	808	858	851	814	773	731	692	658	631	615	610	613	621	632	644	655	666	673	680
FCO	913	904	900	905	909	912	915	919	923	926	930	933	937	941	944	948	952	955	959	963	967	971	975	978	982
FIP	236	405	428	271	101	-26	-97	-142	-172	-187	-182	-159	-122	-84	-52	-31	-20	-19	-23	-31	-41	-51	-59	-65	-69
FIH	32	76	66	52	48	53	57	55	47	38	28	19	10	1	-8	-17	-26	-35	-44	-53	-62	-72	-81	-91	-101
FIL	78	61		-59	-80	-72	-51	-29	-13	-2	7	13	16	16	13	8	3	-1	-4	-6	-6	-5	-4	-3	-2
IWBZ	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.002
UL	-2.31	-4.38	-4.03	-2.62	-1.12	-0.15	0.31	0.51	0.59	0.59	0.50	0.33	0.12	-0.08	-0.23	-0.31	-0.33	-0.31	-0.27	-0.22	-0.17	-0.13	-0.10	-0.08	-0.07
	- PROCENTVIS FORSKEL -																								
LNA	0.02	0.13	0.35	0.61	0.82	0.95	0.99	0.98	0.94	0.88	0.80	0.74	0.68	0.63	0.60	0.59	0.58	0.58	0.57	0.57	0.57	0.56	0.56	0.54	0.53
PCP	-0.03	0.02	0.12	0.23	0.31	0.36	0.38	0.38	0.36	0.34	0.31	0.29	0.26	0.24	0.23	0.23	0.22	0.22	0.23	0.23	0.23	0.22	0.22	0.22	0.21
PIH	-0.03	0.04	0.19	0.37	0.51	0.60	0.64	0.64	0.62	0.58	0.54	0.50	0.46	0.43	0.41	0.40	0.39	0.39	0.39	0.40	0.40	0.39	0.39	0.39	0.38
PHK	0.13	0.35	0.34	0.47	0.62	0.75	0.79	0.77	0.71	0.65	0.57	0.51	0.45	0.39	0.35	0.32	0.29	0.27	0.25	0.23	0.21	0.18	0.15	0.13	0.09
KH	0.00	0.02	0.02	0.03	0.04	0.04	0.05	0.05	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.05	0.05	0.04	0.03	0.03	0.02	0.01	0.00	-0.01
YD7D	0.12	0.12	0.13	0.16	0.21	0.26	0.29	0.29	0.29	0.28	0.26	0.25	0.23	0.22	0.21	0.20	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19

Regression nr. 4. JDfXov + 1000 første år.

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
	- ABSOLUT FORSKEL -																								
FY	931	996	893	721	579	482	419	356	276	177	83	15	-9	7	52	112	176	237	291	336	368	385	384	367	334
FM	500	567	586	555	548	551	557	550	523	477	424	378	348	334	333	343	360	383	411	443	476	508	537	561	579
FE	6	-17	-106	-260	-437	-594	-708	-776	-804	-802	-775	-727	-658	-580	-499	-426	-368	-329	-313	-319	-343	-382	-431	-485	-539
FCP	202	229	271	374	532	685	797	846	830	761	663	560	465	383	317	269	240	234	252	291	348	416	489	560	624
FCO	913	905	901	905	908	912	915	919	923	927	931	935	938	942	945	949	952	956	960	963	967	971	975	979	983
FIP	230	377	390	263	133	25	-53	-117	-172	-219	-251	-262	-244	-202	-144	-80	-18	34	74	100	111	108	91	63	28
FIH	4	17	28	41	55	68	76	70	47	5	-50	-111	-169	-220	-260	-287	-300	-300	-288	-268	-243	-217	-194	-175	-164
FIL	76	52	-5	-45	-65	-64	-50	-36	-25	-17	-11	-3	8	18	26	29	29	24	18	11	4	-3	-9	-14	-18
IWBZ	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
UL	-2.22	-4.03	-3.61	-2.55	-1.46	-0.62	-0.08	0.28	0.59	0.88	1.13	1.26	1.23	1.04	0.74	0.40	0.08	-0.21	-0.43	-0.60	-0.69	-0.72	-0.69	-0.61	-0.48
	- PROCENTVIS FORSKEL -																								
LNA	0.02	0.12	0.33	0.57	0.77	0.90	0.97	0.99	0.96	0.91	0.83	0.73	0.63	0.53	0.44	0.37	0.33	0.31	0.30	0.32	0.35	0.39	0.43	0.47	0.50
PCP	-0.03	0.03	0.11	0.21	0.29	0.34	0.37	0.38	0.37	0.35	0.33	0.29	0.25	0.21	0.17	0.14	0.12	0.11	0.11	0.12	0.13	0.14	0.16	0.18	0.19
PIH	-0.03	0.04	0.18	0.34	0.47	0.57	0.62	0.64	0.63	0.60	0.56	0.50	0.44	0.37	0.31	0.26	0.23	0.21	0.21	0.22	0.24	0.26	0.29	0.32	0.35
PHK	-0.01	0.12	0.29	0.48	0.66	0.79	0.85	0.82	0.69	0.49	0.27	0.04	-0.16	-0.32	-0.43	-0.49	-0.51	-0.48	-0.41	-0.32	-0.23	-0.13	-0.04	0.02	0.06
KH	0.00	0.00	0.01	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.05	0.05	0.04	0.03	0.01	-0.02	-0.05	-0.08	-0.11	-0.14	-0.17	-0.19	-0.21	-0.23	-0.24	-0.25	-0.25
YD7D	0.11	0.11	0.12	0.16	0.21	0.25	0.28	0.29	0.29	0.27	0.25	0.22	0.19	0.17	0.14	0.12	0.11	0.10	0.10	0.10	0.11	0.12	0.13	0.15	0.16

Regression nr. 4. JDfXov + 1000 første år. Eksogen rente.

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
	- ABSOLUT FORSKEL -																								
FY	941	1027	948	795	667	587	546	508	452	374	294	234	213	228	266	316	368	416	459	497	529	553	566	571	567
FM	506	583	615	594	595	609	629	637	625	591	549	511	487	476	477	485	497	514	535	560	587	616	644	671	694
FE	6	-17	-106	-264	-447	-613	-739	-821	-866	-881	-873	-845	-797	-737	-672	-612	-562	-528	-511	-511	-526	-552	-587	-628	-671
FCP	204	243	300	413	584	754	889	965	978	937	865	787	715	654	604	568	545	539	551	582	628	684	746	810	873
FCO	913	905	901	904	908	911	915	919	922	926	930	934	938	941	945	948	952	955	959	962	966	970	974	977	981
FIP	234	389	412	294	170	67	-7	-65	-115	-158	-191	-206	-196	-163	-115	-62	-12	31	64	87	100	103	98	85	66
FIH	12	36	59	83	111	141	167	183	181	160	125	82	37	-4	-38	-64	-80	-86	-83	-73	-56	-35	-14	6	23
FIL	77	54	-1	-43	-64	-63	-50	-36	-25	-18	-13	-7	3	12	20	23	23	19	15	9	4	-1	-5	-9	-11
IWBZ	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
UL	-2.25	-4.14	-3.80	-2.81	-1.76	-0.96	-0.45	-0.13	0.13	0.41	0.65	0.81	0.82	0.69	0.46	0.20	-0.06	-0.27	-0.45	-0.57	-0.66	-0.70	-0.71	-0.68	-0.63
	- PROCENTVIS FORSKEL -																								
LNA	0.02	0.13	0.34	0.58	0.79	0.94	1.03	1.06	1.05	1.02	0.96	0.89	0.80	0.72	0.64	0.57	0.53	0.50	0.49	0.49	0.51	0.53	0.55	0.58	0.60
PCP	-0.03	0.02	0.11	0.21	0.30	0.36	0.39	0.40	0.40	0.39	0.38	0.35	0.32	0.28	0.25	0.23	0.21	0.20	0.19	0.19	0.20	0.21	0.22	0.23	0.25
PIH	-0.03	0.04	0.18	0.34	0.49	0.59	0.65	0.68	0.69	0.67	0.64	0.60	0.55	0.49	0.44	0.40	0.36	0.34	0.34	0.34	0.35	0.37	0.38	0.41	0.43
PHK	0.03	0.20	0.40	0.64	0.87	1.06	1.18	1.22	1.17	1.03	0.86	0.67	0.50	0.35	0.23	0.15	0.10	0.10	0.12	0.17	0.24	0.31	0.38	0.45	0.50
KH	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.06	0.08	0.10	0.12	0.14	0.15	0.16	0.16	0.15	0.15	0.13	0.12	0.11	0.10	0.08	0.08	0.07	0.07	0.06	0.06
YD7D	0.11	0.12	0.13	0.17	0.22	0.27	0.30	0.32	0.33	0.32	0.31	0.29	0.27	0.25	0.23	0.21	0.20	0.19	0.18	0.18	0.19	0.19	0.20	0.21	0.22

ADAM. Jiwbz +.01, diwbz = 1.

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
	- ABSOLUT FORSKEL -																								
FY	-577	-1033	-978	-824	-527	-328	-215	-174	-160	-162	-181	-220	-271	-319	-353	-374	-382	-379	-369	-357	-347	-341	-339	-342	-349
FM	-381	-584	-550	-488	-375	-318	-282	-268	-250	-227	-204	-187	-175	-164	-152	-140	-128	-115	-101	-88	-76	-64	-54	-43	-33
FE	-9	-9	39	153	310	459	562	604	592	542	472	395	319	254	205	172	155	149	151	156	161	164	163	160	153
FCP	-144	-421	-273	-257	-278	-391	-479	-527	-506	-439	-353	-267	-189	-119	-57	-9	28	56	81	104	128	154	185	219	257
FCO	1	2	1										1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2
FIP	-335	-565	-698	-678	-472	-291	-163	-94	-61	-54	-66	-98	-139	-183	-220	-246	-260	-264	-260	-251	-241	-232	-226	-222	-222
FIH	-402	-546	-581	-560	-530	-501	-480	-463	-448	-434	-422	-415	-412	-412	-415	-419	-426	-435	-447	-461	-478	-498	-520	-545	-573
FIL	-68	-79	-17	30	69	79	64	38	13	-4	-16	-23	-26	-25	-20	-14	-8	-2	2	4	5	4	3	2	
IWBZ	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010
UL	1.73	3.65	4.11	3.25	1.77	0.39	-0.47	-0.85	-0.92	-0.85	-0.68	-0.44	-0.17	0.09	0.27	0.38	0.42	0.40	0.35	0.29	0.23	0.18	0.15	0.14	0.14
	- PROCENTVIS FORSKEL -																								
LNA	0.01	-0.04	-0.18	-0.39	-0.58	-0.71	-0.76	-0.73	-0.65	-0.55	-0.45	-0.36	-0.28	-0.22	-0.18	-0.15	-0.14	-0.14	-0.15	-0.15	-0.15	-0.14	-0.14	-0.13	-0.12
PCP	0.02	0.02	-0.05	-0.14	-0.22	-0.27	-0.30	-0.29	-0.26	-0.23	-0.19	-0.15	-0.12	-0.10	-0.09	-0.08	-0.08	-0.08	-0.08	-0.09	-0.09	-0.09	-0.09	-0.09	-0.09
PIH	0.05	0.03	-0.08	-0.22	-0.37	-0.46	-0.50	-0.48	-0.44	-0.38	-0.31	-0.25	-0.20	-0.15	-0.12	-0.11	-0.10	-0.10	-0.10	-0.10	-0.10	-0.10	-0.09	-0.08	
PHK	-2.07	-1.78	-1.69	-1.62	-1.64	-1.64	-1.63	-1.57	-1.47	-1.36	-1.26	-1.18	-1.11	-1.06	-1.04	-1.02	-1.03	-1.05	-1.07	-1.11	-1.15	-1.19	-1.24	-1.30	-1.36
KH	-0.06	-0.14	-0.22	-0.29	-0.35	-0.41	-0.46	-0.51	-0.55	-0.59	-0.63	-0.66	-0.69	-0.72	-0.75	-0.77	-0.80	-0.83	-0.85	-0.88	-0.90	-0.93	-0.96	-0.99	-1.02
YD7D	-0.04	-0.15	-0.17	-0.21	-0.24	-0.27	-0.28	-0.29	-0.27	-0.24	-0.21	-0.18	-0.15	-0.12	-0.09	-0.07	-0.05	-0.04	-0.02	-0.01	0.01	0.03	0.05	0.07	0.09

Regression nr. 4. Jiwbz +.01, diwbz = 1.

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
	- ABSOLUT FORSKEL -																								
FY	-802	-2207	-3298	-3479	-2985	-2310	-1728	-1335	-1087	-900	-729	-587	-519	-542	-651	-817	-1004	-1178	-1321	-1424	-1485	-1507	-1492	-1443	-1364
FM	-472	-1144	-1713	-1834	-1678	-1449	-1260	-1132	-1032	-919	-777	-620	-477	-366	-293	-254	-237	-234	-238	-247	-257	-265	-269	-263	-244
FE	-11	-18	51	282	697	1218	1716	2084	2276	2298	2185	1978	1703	1399	1091	803	556	364	237	172	162	194	255	330	407
FCP	-184	-1075	-1837	-2004	-2050	-2199	-2435	-2648	-2734	-2641	-2389	-2047	-1689	-1365	-1094	-881	-722	-611	-545	-523	-534	-568	-611	-646	-660
FCO	1	5	9	9	8	6	4	4	4	4	4	4	4	5	7	8	9	11	12	12	13	14	14	14	14
FIP	-382	-839	-1334	-1521	-1234	-745	-254	126	377	526	601	612	559	441	274	81	-109	-276	-403	-485	-524	-524	-493	-437	-365
FIH	-613	-1256	-1738	-2036	-2184	-2243	-2256	-2238	-2186	-2087	-1937	-1747	-1535	-1325	-1138	-988	-881	-818	-794	-803	-837	-886	-941	-993	-1037
FIL	-84	-169	-161	-44	101	205	236	205	143	80	30	-7	-38	-64	-83	-94	-94	-83	-65	-43	-21	-1	15	26	34
IWBZ	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010
UL	2.46	7.23	11.75	12.99	10.66	6.71	2.88	0.06	-1.66	-2.61	-3.14	-3.38	-3.31	-2.90	-2.21	-1.35	-0.47	0.30	0.90	1.29	1.48	1.50	1.39	1.16	0.86
	- PROCENTVIS FORSKEL -																								
LNA	0.01	-0.06	-0.34	-0.86	-1.52	-2.12	-2.54	-2.72	-2.69	-2.50	-2.21	-1.87	-1.51	-1.15	-0.83	-0.56	-0.36	-0.23	-0.16	-0.14	-0.17	-0.22	-0.28	-0.34	-0.39
PCP	0.03	0.04	-0.04	-0.26	-0.54	-0.80	-0.99	-1.08	-1.08	-1.03	-0.93	-0.81	-0.68	-0.54	-0.42	-0.31	-0.22	-0.16	-0.13	-0.13	-0.14	-0.17	-0.20	-0.23	-0.26
PIH	0.07	0.09	-0.07	-0.42	-0.88	-1.31	-1.62	-1.77	-1.78	-1.68	-1.51	-1.30	-1.07	-0.84	-0.62	-0.43	-0.28	-0.17	-0.12	-0.10	-0.11	-0.14	-0.19	-0.23	-0.27
PHK	-3.20	-4.99	-5.99	-6.62	-7.06	-7.38	-7.53	-7.48	-7.16	-6.58	-5.77	-4.85	-3.93	-3.09	-2.40	-1.88	-1.53	-1.34	-1.29	-1.35	-1.47	-1.62	-1.78	-1.91	-2.01
KH	-0.09	-0.27	-0.51	-0.79	-1.07	-1.35	-1.61	-1.87	-2.11	-2.32	-2.51	-2.66	-2.78	-2.86	-2.91	-2.94	-2.94	-2.94	-2.93	-2.92	-2.91	-2.91	-2.91	-2.91	-2.91
YD7D	-0.06	-0.26	-0.40	-0.50	-0.61	-0.75	-0.88	-0.97	-1.01	-0.99	-0.94	-0.85	-0.76	-0.66	-0.56	-0.48	-0.40	-0.34	-0.30	-0.26	-0.24	-0.23	-0.22	-0.21	-0.19

Bilag 2.

Nye modelligninger, ADAM, oktober 1991.

```
FRML GTSUIH TSUIH  = (1-DSR)*(TSK+TSU2*TSU) + DSR*(TSK+TSP+TSU3*TSU)+JTSUIH$
FRML IUIH1  UIH1   = (1-TSUIH)*IWBZ + (TSUIH*TSDL*1.34*PHV/PHK +
                     TSUIH(-1)*TSDL(-1)*1.34*PHV(-1)/PHK(-1))/2 + JUIH1 $
FRML IRLNAE RLNAE  = (LNA/LNA(-1)+LNA(-1)/LNA(-2)+LNA(-2)/LNA(-3)
                     +LNA(-3)/LNA(-4)+LNA(-4)/LNA(-5)+LNA(-5)/LNA(-6)-6)/6 $
FRML SPHK   PHK    = (1-DPHK)*(EXP(.1693 - 0.8122*LOG(KH(-1))
                   + 0.8122*(0.5*LOG(YD8/PCP4XH)+0.5*LOG(YD8(-1)/PCP4XH(-1)))
                   - 6.555*UIH1 + 1.355*RLNAE
                   + 0.5466*LOG(PHK(-1)/PCP4XH(-1)) + DTPHK)*PCP4XH) + JPHK $
FRML SFIHN1 FIHN1  = (1-DFIHN1)*(-18792 + .4893*(FIHN1(-1) - .4761*NBS(-1))
                     + 22913*(PHK/(.8*PIH+.2*PHGK))
                     + 6283*D76 + 5120*D19723 + .4761*NBS)
                     + JFIHN1 $
```

Udgåede modelligninger:

IYDH,IRYDHF,ILYDHDF,GTSAOU,GTSAOU1,UIH,

Nye variabler:

tsuih : Skattesats i uih1-relation. Beregning jf. relation.
dsr : Dummy for skattereformen, 1970-86 = 1 eller 0.
uih1 : Usercost for boliger. Beregning jf. relation.
Rlnae : Forventet stigningstakt i lna. Beregning jf. relation.
dtphk : Dummy i phk-relation. Beregning: 1948-1979 = 0.1643*(tid-1947)/10 + 0.0452*((tid-1947)/10)^2, herefter dtphk = dtphk(-1).

Udgåede variabler:
Ydh,Rydhf,Lydhdf,tsaOu,tsaOu1,Rphpf,d72n,uih

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Connie Nielsen
John Smidt

Arbejdspapir*

30. september 1991

Bilkøbsrelationen, ADAM oktober 1991

Resumé:

I dette papir opsummeres resultaterne fra en række papirer: CN 5.2.91 "Bilkøb", CN 17.6.91 "Bilkøb - afskrivningsprofiler og foreløbige estimationer" og CN 4.9.91 "Estimation af bilkøbsrelationen". Der tages udgangspunkt i de seneste resultater, og foretages en nærmere undersøgelse af specifikationen med realrente og konjunkturafhængige afskrivninger.

Der fremlægges et forslag til en bilkøbsrelation, der kan indgå i ADAM oktober 1991. I forhold til den tidligere relation foreslås følgende ændringer: 1. Indkomst- og formue-udtryk ændres, således at der er overensstemmelse i forhold til forbrugsfunktionens definitioner. 2. Normering med befolkning udelades. 3. Det hidtidigt anvendte lag på et kvart år i de forklarende variabler udelades. 4. Den nominelle rente erstattes af en realrente. 5. Afskrivningsraten gøres konjunkturfølsom. Disse ændringer indebærer en væsentlig reduktion af forudsigelsesfejlen sidst i 1980'erne, relativt til en simpel reestimation af den tidligere specifikation, på godt 50%.

bil.js

Nøgleord: bil fcb

1. Indledning

Bilkøbsrelationen i ADAM er senest estimeret på perioden 1958-83 til maj 1987 versionen; relationen indgik uændret i ADAM, november 1989, og har følgende udseende:

(1) $D(fCb/U) =$

$$\underset{(8.6)}{0.1956[(Y/U)_{-1/4}-(1-d)(Y/U)_{-5/4}]} + \underset{(1.6)}{0.013[(W_{-1}/U)_{-1/4}-(1-d)(W_{-1}/U)_{-5/4}]}$$

$$- \underset{(3.3)}{14.273[iku_{-1/4}-(1-d)iku_{-5/4}]} - \underset{(4.0)}{2.455[usc_{-1/4}-(1-d)usc_{-5/4}]} - \underset{(7.3)}{0.808(fCb/U)_{-1}}$$

$n = 1958\text{-}83 \quad s = 0.1677 \quad R^2 = 0.82 \quad LM_1 = 0.21 \quad DW = 1.87$

hvor fCb/U = bilkøb per capita
d = afskrivningsraten, 1/3
Y/U = disponibel per capita realindkomst, (Yd7/pcp4v)/U
W_{-1}/U = per capita realformuen, (Wcp4/pcp4v)/U
usc = usercost, (ucb*pcb)/pck

En simpel reestimation på perioden 1958-87 giver følgende resultat:

(2) $D(fCb/U) =$

$$\underset{(8.8)}{0.209[(Y/U)_{-1/4}-(1-d)(Y/U)_{-5/4}]} + \underset{(2.2)}{0.013[(W_{-1}/U)_{-1/4}-(1-d)(W_{-1}/U)_{-5/4}]}$$

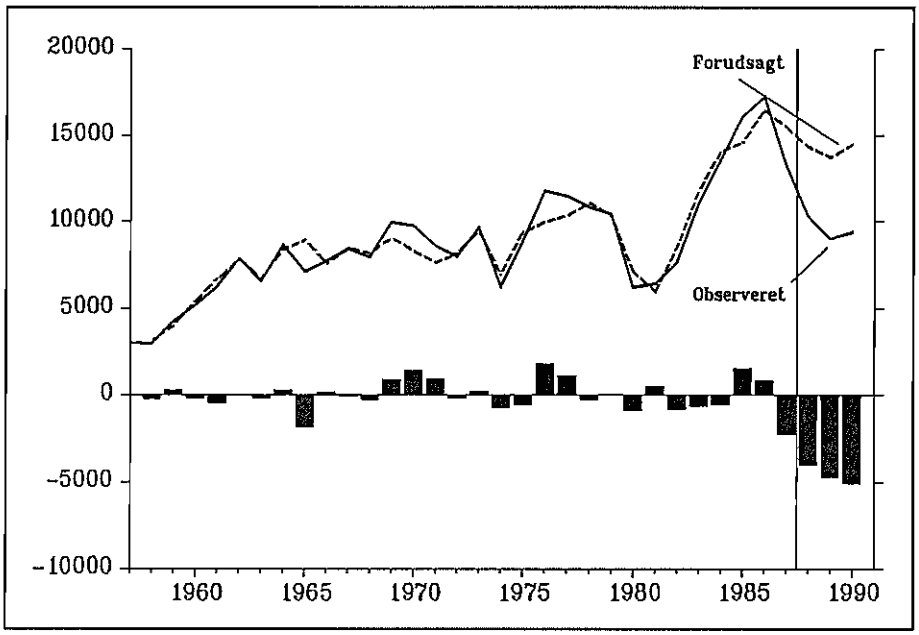
$$- \underset{(3.3)}{12.695[iku_{-1/4}-(1-d)iku_{-5/4}]} - \underset{(4.2)}{2.723[usc_{-1/4}-(1-d)usc_{-5/4}]} - \underset{(7.9)}{0.900(fCb/U)_{-1}}$$

$n = 1958\text{-}87 \quad s = 0.1929 \quad R^2 = 0.79 \quad LM_1 = 0.11 \quad DW = 1.72$

I forhold til bilkøbsrelationen i ADAM, nov 1989, ændres estimationen ikke meget. Den mest bemærkelsesværdige ændring er, at koefficienten til det laggede bilkøb ændres fra -.808 i den nuværende bilkøbsrelation til -.900.

Et væsentligt problem med den nuværende relation er, at den har haft svært ved at fange svingene i bilkøbet i sidste halvdel af 1980'erne. Specielt fanger bilkøbsrelationen ikke faldet fra 1987 og frem tilfredsstillende, og udvidelsen af estimationsperioden løser tilsyneladende ikke disse problemer; dette ses af figur 1 på omstående side:

Figur 1 Bilkøbsrelationens forklaringsevne.
Estimationsperiode 1958-87



Det ses, at forudsigelsen for de sidste år af 1980'erne ligger systematisk over det observerede bilkøb; fuldstændig det samme residualmønster ses, når estimationsperioden slutter i 1983[1].

2. Bilkøbsrelationens fundament

Der tages ved udledningen af den nuværende estimationsligning, og som også danner grundlag for estimationerne, der vises i dette papir, udgangspunkt i kapitaltilpasningsprincippet. Bilkøbet består dels af den andel, der tilpasses til det ønskede kapitalapparat og dels af de samlede afskrivninger:

$$fCb = b\left(K^{\sigma} - K_{-1}\right) + dK_{-1} \tag{3}$$

V.h.a. en Stone-Rowe transformation, jf. CN 05.02.91 "Bilkøb" elimineres udtrykkene for kapitalapparatet, og flg. estimationsligning fremkommer[2]:

[1]Inddrages de foreløbige nationalregnskabsår i estimationsperioden, reduceres residualerne i 1988-1990 fra deres niveau i figuren på ca. -5000 til ca. -3000, og de fleste koefficienter påvirkes i en uacceptabel grad; estimation på foreløbige tal er altså ikke en løsning på forudsigelsesproblemerne.

[2]I CN 17.06.91 ses udledningen også under antagelsen om afskrivninger på mediobeholdningen.

$$
\begin{aligned}
D(fCb) \;=\; & ba_0 d + ba_1\left[\frac{Yd^*}{pcp4v} - (1-d)\left(\frac{Yd^*}{pcp4v}\right)_{-1}\right] \\
& + ba_2\left[\frac{W^*_{-1}}{pcp4v} - (1-d)\left(\frac{W^*_{-1}}{pcp4v}\right)_{-1}\right] \\
& + ba_3\left[i - (1-d)\,i_{-1}\right] \\
& + ba_4\left[\frac{ucb\cdot pcb}{pck} - (1-d)\left(\frac{ucb\cdot pcb}{pck}\right)_{-1}\right] \\
& - bfCb_{-1}
\end{aligned}
\tag{4}
$$

I stedet for det ønskede kapitalapparat, K^{σ}, i (4) er flg. udtryk indsubstitueret:

$$
K^{\sigma} \;=\; a_0 + a_1 \cdot \frac{Y^*}{pcp4v} + a_2 \cdot \frac{W^*_{-1}}{pcp4v} + a_3 \cdot i - a_4 \cdot usc \tag{5}
$$

K^{σ} bør tolkes som det langsigtede kapitalapparat, folk ønsker at have ultimo periode t (tidspunkt t), idet de formulerer ønsket primo perioden (tidspunkt t-1). En mere præcis notation kunne således være ${}_{t-1}K_t^{\sigma}$.

Da der indgår strømstørrelser (indkomst, formue, priser m.v.) i periode t i specifikationen af K^{σ}, selv om ønsket formuleres primo perioden, antages der implicit fuldkommen forudseenhed. Dette virker mindre tosset på længere sigt, når økonomien helst skal have tilpasset sig en langsigtsligevægt, hvor fejlslagne forventninger ikke er så aktuelle.

Ved fortolkningen af bilkøbsrelationens egenskaber, er det vigtigt at holde kapitaltilpasningsprincippet (3) og K^{σ} i (5), som på langt sigt er lig det faktiske kapitalapparat, for øje. Bilkøbet vil således tilpasse sig langsigtssammenhængen, givet ved K^{σ}, med en tilpasningshastighed, givet ved parameteren b i kapitaltilpasningsprincippet. I en stationary state, hvor bilkøbet har tilpasset sig langsigtsniveauet, kan bilkøbet alternativt beregnes ved at gange afskrivningsraten med niveauet for det ønskede kapitalapparat, hvilket også beskrives i afsnit 6.

Det ses, at bilkøbsrelationen i ADAM, november 89 versionen, jf. (1) eller (2) i forhold til (4) har:

1) Undertrykt konstantled.
2) Lagget kvasidifferenserne 1/4 periode.
3) Normeret bilkøb, indkomst og formue med befolkningen.

Ad 1), Konstantleddet i den nuværende relation er undertrykt, da det har været insignifikant. Herved fås, at a_0 i udtrykket for det ønskede kaptitalapparat er lig 0, jf. (5). Alle estimationer i dette papir er udført med afskrivningsraten d som regressor - men uden konstantled[3], jf. (4). Tolkningen af koefficienten til afskrivningsraten bliver, jf. (4), ba_0.

Ad 2) og 3), Disse forskelle fra estimationsligningen må være begrundet i, at det har givet bedre estimationsresultater indenfor den gamle estimationsperiode. Vi har bestræbt os på, at den nye foreslåede bilkøbsrelation bliver så simpel som muligt, hvorfor lagstrukturen gøres enklere, og normeringen med befolkningen fjernes. Betydningen heraf vises i afsnit 3.

3. Normering med befolkning, ændrede indkomst- og formuedefinitioner samt lagstruktur.

Med udgangspunkt i den nuværende specifikation af bilkøbsrelationen er det i nedenstående tabel 1 vist, at man uden problemer kan foretage en række mindre ændringer, der primært kan betragtes som kosmetiske. For det første kan den hidtil anvendte normering med befolkningen udelades. For det andet kan man ligeledes uden problemer ændre indkomst- og formuedefinitionen, således at de kommer i overensstemmelse med forbrugsfunktionen i ADAM, oktober 1991. For det tredje kan den hidtil anvendte lagstruktur forsimples.

Tabel 1: Normering med befolkning, ændrede indkomst- og formuedefinitioner samt lagstruktur.

Normeret med U	Indkomst-begreb	Formue-begreb	s%	LM_1	$Chow_{87}$	s%	LM_1	$Chow_{87}$
			1/4 års lag			Ingen lag		
Ja	Yd7	Wcp4	10.86	0.12	12.09	10.82	0.07	8.76
Ja	Yd7	Wcp5	10.86	0.07	13.74	10.93	0.05	11.06
Ja	Yd8	Wcp4	9.78	0.06	13.78	9.90	0.17	9.89
Ja	Yd8	Wcp5	9.84	0.14	15.35	10.08	0.39	12.18
Nej	Yd7	Wcp4	10.85	0.19	12.79	10.82	0.04	9.23
Nej	Yd7	Wcp5	10.90	0.08	14.39	11.00	0.01	11.54
Nej	Yd8	Wcp4	9.84	0.00	14.30	9.94	0.06	10.25
Nej	Yd8	Wcp5	9.96	0.05	15.77	10.19*	0.24*	12.55*

Anm: Estimationsligningen er Stone-Rowe-ligningen (4), hvor det bemærkes, afskrivningsraten, d, indgår som regressor (svarende til et konstantled, jf. afsnit 2).
Estimationsperioden er 1958-87.

[3]Hvis afskrivningsraten antages konstant - som det er tilfældet i bilkøbsrelationen, ADAM november 1989 - er det estimationsmæssigt ligegyldigt, om man anvender en konstant eller afskrivningsraten, d, som regressor. Anvendes et konstantled bliver tolkningen af dette, at det udtrykker ba_0d, jf (4). Anvendes d som regressor, bliver koefficienten hertil lig ba_0. Forklaringsbidraget er naturligvis det samme.

* angiver den foretrukne specifikation.

Af tabel 1 ses, at normeringen med befolkningen er uden praktisk betydning, hvorfor det af enkelhedsgrunde kan vælges at undlade normeringen. Det ses også, at man uden store omkostninger kan forsimple lagstrukturen; ganske vist øges spredningen marginalt ved den enkle lagstruktur, men til gengæld synes problemerne med stabilitet lidt mindre, jf. Chow-værdierne - disse er dog stadig signifikante. Valg af indkomst- og formuevariabler er næsten givet på forhånd af hensyn til konsistens med relationen for det samlede private forbrug. Det viser sig, jf. tabel 1, at det nye indkomstbegreb, Yd8, giver bedre resultater end det gamle, Yd7, idet spredningen reduceres ca. 10%. Det nye formuebegreb, Wcp5 er ikke væsentligt ringere end det gamle Wcp4.

På baggrund af tabel 1 skal der i det følgende arbejdes videre *uden normering med befolkning, uden 1/4 års lag i de forklarende variabler, med Yd8 og Wcp5*

som hhv. indkomst og formuebegreb og med konstantled. Disse resultater er i overensstemmelse med de tidligere præsenterede arbejder.

3. Konjunkturfølsom afskrivningsrate.

Bag den nuværende bilkøbsrelation ligger en antagelse om en konstant afskrivningsrate, der er eksogent fastsat til 1/3. Senest i CN 4.9.91 "*Estimation af bilkøbsrelationen*" er der argumenteret for, at afskrivningsraten kan være konjunkturfølsom, således at afskrivningerne - og dermed nykøbet - øges i højkonjunktur, og omvendt mindskes i lavkonjunktur. Effekten kan tolkes således, at bilernes gennemsnitlige levetid forøges i konjunkturnedgang, mens udskiftningerne i højkonjunktur sker hurtigere end normalt. Det bemærkes, at disse effekter ligger *udover* den direkte indkomsteffekt på den ønskede beholdning af biler. Ved at introducere en afskrivningsrate, der varierer med konjunkturen, opnås en friere estimation af de dynamiske effekter specielt fra indkomsten, idet det meget restriktive bånd, der er mellem kort- og langsigts-effekter i Stone-Rowe-estimationsligningen, bliver blødt op[4].

Som indikator for konjunktursituationen er foreslået:

$$KI = RfY - (\Sigma_{i=0,n-1}(RfY_{-i}))/n \qquad n = \text{længden af det glidende gennemsnit}$$

og antagelsen om en konjunkturfølsom afskrivningsrate, d, formaliseres ved:

$$(6) \quad d = f(KI) = 1/3 + \alpha KI \qquad \alpha \geq 0$$

Specifikationen af d indebærer, at afskrivningsraten ved "normal"-konjunktur er 1/3, mens afskrivningsraten varierer positivt med afvigelsen mellem vækstraten i BNP og et glidende gennemsnit heraf.

---

[4]Se evt. JS 13.9.91 "*Bilkøb som fejlkorrektion?*" for en diskussion af disse bånd.

Konjunkturfølsomme afskrivninger betyder, at en permanent større vækstrate i BNP på kort sigt vil øge afskrivningsraten - svarende til en hurtigere udskiftning af bilbeholdningen. På længere sigt, d.v.s. efter 6 år, vil afskrivningsraten ikke afvige fra 1/3, der antages bestemt af tekniske forhold. En permanent forøgelse af BNP vil umiddelbart øge bilkøbet gennem afskrivningseffekten, da KI øges. De følgende n år vil afskrivningerne - og dermed bilkøbet - være lavere end i udgangspunktet, idet KI pga. det glidende gennemsnit vil være negativ; dette kan tolkes som en alderssammensætningseffekt, hvor behovet for nykøb er reduceret efter det første års forøgelse af bilkøbet og den deraf følgende gennemsnitligt nyere bilbeholdning. På længere sigt - efter år n - vil bilkøbet kun være påvirket af den direkte indkomsteffekt, mens afskrivninger vil være vendt tilbage til 1/3. Disse dynamiske effekter illustreres med numeriske beregninger i afsnit 6.

I afsnit 5 vises, hvorledes antagelsen om konjunkturfølsom afskrivningsrate forbedrer bilkøbsrelationens statistiske egenskaber.

4. Realrente.

I den hidtidige bilkøbsrelation indgår den nominelle bankrente før skat, iku. I CN 4.9.91 "*Estimation af bilkøbsrelationen*" er der foretaget en række forsøg dels med efter-skat renter og dels med realrenter.

Forsøgene med efter-skat renter viste sig at forbedre relationens egenskaber noget, dog uden at være overbevisende. Dette resultat er lidt overraskende, da man måtte forestille sig, at skattereformens reduktion af værdien af rentefradragsretten kunne være en potentiel vigtig forklaring på det observerede fald i bilkøbet efter 1987. Det har imidlertid ikke været muligt at estimere tilfredsstillende effekter heraf[5].

Realrenten før skat – specificeret, som den nominelle rente minus et glidende gennemsnit af stigningstakten i forbrugerprisindekset – gav til gengæld lovende resultatet, jf. CN 4.9.91, idet følgende specifikation af realrenten blev anvendt:

$$rr = iku - (\Sigma_{i=0,n}(Rpcp4v_{-i}))/n \quad n = \text{længden af det glidende gennemsnit}$$

Det er bemærkelsesværdigt, at en *efter-skat* realrente *ikke* er blevet fundet anvendelig; dette skyldes primært store stabilitetsproblemer, ikke mindst for koefficienten til efter-skat realrenten. I afsnit 5 vises, hvorledes realrenten (før-skat) med fordel kan introduceres i stedet for den nominelle rente.

---

[5]Udover skattereformens reduktion af værdien af rentefradragsretten kunne kartoffelkurens forbrugsrenteafgift og større udbetalingskrav begrunde et mindre bilkøb i slutningen af 1980'erne; derimod vil disse forhold ikke kunne forklare det fortsat meget lave niveau i 1990 (og 1991). Det er ikke forsøgt eksplicit at inddrage disse effekter i bilkøbsrelationen.

5. Konjunkturfølsomme afskrivninger og realrente - estimationsresultater.

I tabel 2 er estimationer med konjunkturfølsom afskrivningsrate og realrente resumeret.

Den grundlæggende specifikation er valgt på baggrund af den tidligere præsenterede tabel 1. Således anvendes Yd8 hhv. Wcp5 som indkomst- hhv. formuebegreb, lagget på 1/4 år er udeladt, ligesom normeringen med befolkningen er udeladt[6].

I tabel 2 er vist, hvorledes estimationsresultaterne varierer med forskellige antagelser om vægtningen af konjunkturfølsomheden i afskrivningerne og med forskellige antagelser om længden af den glidende gennemsnit i hhv. inflationsforventningerne og konjunkturindikatorudtrykket[7]; til sammenligning er også vist estimationsresultater, hvor den nominelle rente anvendes:

TABEL 2: Estimationsresultater.
Forskellig vægtning af konjunkturled og laglængde i inflationsforventinger.

Konjunkturindikator: RfY's afvigelse fra 5 års glidende gennemsnit af Rfy

α	Nominel rente			Laglængde i inflationsforventninger i realrente					
				5			6		
	s_{1987}	s_{1990}	$Chow_{87}$	s_{1987}	s_{1990}	$Chow_{87}$	s_{1987}	s_{1990}	$Chow_{87}$
0	917	1386	12.55	987	1232	6.03	952	1165	5.48
6	775	1143	11.55	762	930	5.40	767	912	4.72
8	791	1115	9.63	767	897	4.32	778	889	3.74
10	824	1101	8.04	784	883	3.40	800	883	2.95
12	852	1096	6.82	807	881	2.70	824	885	2.35

[6]Tilsvarende estimationer er foretaget med det hidtidige 1/4 års lag i de forklarende variabler, hvilket gav en ringere forklaringsevne. De løbende vægte i usercostudtrykket

$$ucb = (pcb \cdot fCb2 + pcg \cdot fCg + tsdv \cdot Kcb_{-1/2})/(pcb \cdot Kcb2_{-1/2})$$

er også forsøgt erstattet med faste 1980-vægte:

$$ucb1 = (pcb \cdot fCb2(80) + pcg \cdot fCg(80) + tsdv \cdot Kcb(80)_{-1/2})/(pcb \cdot Kcb2(80)_{-1/2})$$

Resultatet heraf er ringere forklaringsevne, og større problemer med ustabilitet.

[7]En lang række estimationer med andre lag-kombinationer er forsøgt, men de viste kombinationer af glidende gennemsnit er centreret omkring de kombinationer der minimerer spredningen og generelt giver de mest stabile relationer.

TABEL 2: Estimationsresultater (forts.)

Konjunkturindikator: RfY's afvigelse fra 6 års glidende gennemsnit af Rfy

α	Nominel rente			Laglængde i inflationsforventninger i realrente					
				5			6		
	s_{1987}	s_{1990}	$Chow_{87}$	s_{1987}	s_{1990}	$Chow_{87}$	s_{1987}	s_{1990}	$Chow_{87}$
0	917	1386	12.55	987	1232	6.03	952	1165	5.48
6	786	1118	10.18	753	903	4.94	768	896	4.26
8	813	1088	8.10	760	869	3.75	784	876	3.22
10	845	1075	6.50	781*	857*	2.82*	810	872	2.44
12	878	1072	5.34	807	858	2.17	838	879	1.90

Anm: α angiver vægtningen af konjunkturindikatoren i udtrykket for afskrivningsraten, d
s_{1987} angiver spredningen for estimationsperioden 1958-87.
s_{1990} angiver spredningen for estimationsperioden 1958-90.
$Chow_{87}$ angiver F-test for brud efter 1987; F-fordelt med (3,24) frihedsgrader
* angiver den foretrukne relation

Det ses af tabel 2, at den laveste spredning for perioden 1958-90 opnås ved at vælge kombinationen $\alpha = 10$, et glidende gennemsnit i inflationsforventningerne på 5, og et glidende gennemsnit i konjunkturindikatoren på 6. Denne kombination giver ikke den laveste spredning på perioden 1958-87, idet man her med fordel kunne vælge en lavere værdi af α; herved ville man imidlertid forøge problemerne med ustabilitet, jf. $Chow_{87}$-værdierne.

Forklaringsevnen øges, når konjunkturfølsomme afskrivninger introduceres. *Effekten af at variere på* α er, at spredningen falder markant, når α øges. I forhold til eksempelvis øverste række, $\alpha = 0$, hvor afskrivningsraten er eksogen = 1/3, ses en markant reduktion af spredningen, når α øges. Konkret reduceres spredningen ved estimation til 1990 mere end ved 1987 som slutår; herved bliver de formelle stabilitetstest mindre signifikante, når α øges, jf. $Chow_{87}$. Om koefficientstørrelserne kan bemærkes, at koefficienterne til indkomst og til formuen reduceres, når α forøges; dette er ikke overraskende, da konjunkturfølsomheden i afskrivningerne overtager en del af indkomstens forklaringsbidrag på kort sigt. Også koefficienten til det laggede bilkøb reduceres, når α øges.

Varieres længden af det glidende gennemsnit i inflationsforventningerne synes der målt på spredningen at være et optimum omkring 5 eller 6; kortere eller længere glidende gennemsnit forøger således spredningen uanset om der estimeres til 1987 eller -90. Valget mellem 5 og 6 er ikke oplagt. Den laveste spredning opnås ganske vist ved laglængde = 5, men problemerne med stabiliteten synes marginalt værre. Endvidere kan bemærkes, at koefficienten til indkomsten reduceres i forhold til laglængde = 6, og ved estimation frem

til 1990 ryger t-værdien lige under 2. Til gengæld opnås mere signifikante koefficienter til formuen, hvis laglængden sættes til 5.

Ser vi endelig på effekten af at *variere på længden af det glidende gennemsnit i konjunkturindikatoren* fås igen et optimum omkring 5 eller 6; specielt kortere laglængde i det glidende gennemsnit for RfY giver en markant forøgelse af spredningen. Igen er valget mellem laglængde 5 eller 6 ikke helt åbenlyst. Målt på spredningen ved estimation frem til 1987 er der ingen praktisk forskel, men stabilitetstestene peger imidlertid på lag = 6 i konjunkturindikatoren. Valget af laglængde 6 fremfor 5 indebærer, at indkomstkoefficienten øges, men at formuekoefficienten reduceres.

Nedenstående vises den foretrukne relation:

$$(7)\ D(fCb) = \underset{(2.1)}{7106.3d} + \underset{(2.7)}{.0657}[(Y-(1-d)Y_{-1}] + \underset{(1.8)}{.0062}[(W-(1-d)W_{-1}]$$

$$- \underset{(3.9)}{55321}[rr-(1-d)rr_{-1}] - \underset{(4.6)}{9140}[usc-(1-d)usc_{-1}] - \underset{(8.6)}{.4430}fCb_{-1}$$

$n=1958\text{-}87 \quad s=781 \quad R^2=0.87 \quad LM_1=0.06 \quad DW=2.05 \quad Chow_{87}=2.82$

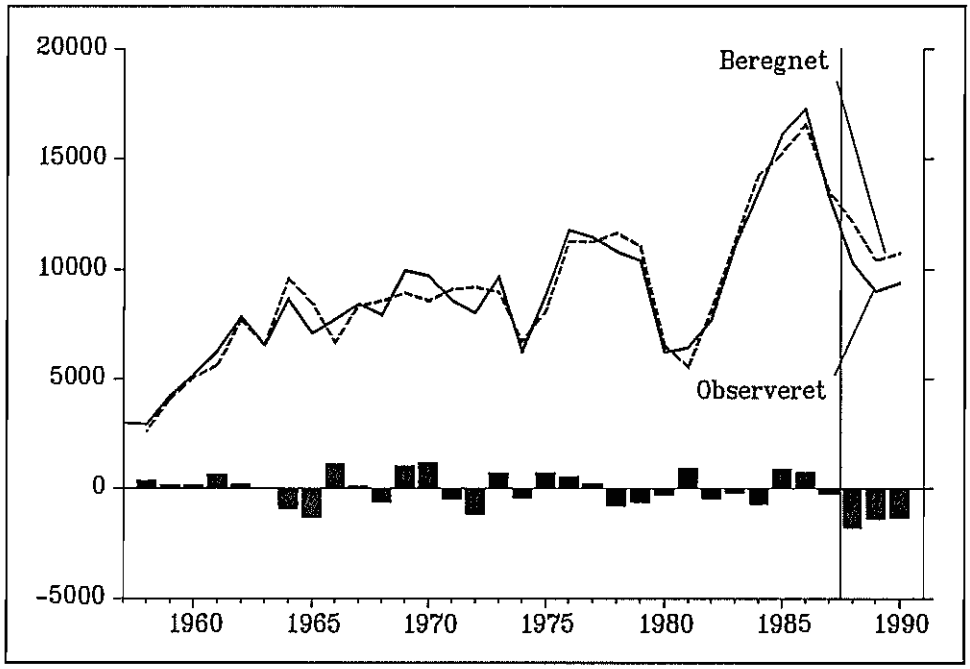
hvor d = afskrivningsraten, $1/3 + \alpha[RfY - (\Sigma_{i=0,5}(RfY_{-i}))/6$
Y = disponibel realindkomst, Yd8/pcp4v
W = realformue, $Wcp5_{-1}$/pcp4v
rr = realrente, iku - $(\Sigma_{i=0,4}(Rpcp4v_{-i}))/5$
usc = usercost, (ucb*pcb)/pck

I forhold til den nuværende bilkøbsrelation, (1), kan koefficienterne til indkomsten og formuen umiddelbart sammenlignes; det ses at begge disse koefficienter er reduceret betydeligt, hvilket som bemærket kan hænge sammen med de konjunkturafhængige afskrivninger. Også koefficienten til det laggede bilkøb, der beskriver tilpasningshastigheden i det underliggende kapitaltilpasningsprincip, kan sammenlignes med den nuværende relation; det ses, at også denne koefficient reduceres kraftigt. Tilsammen indebærer disse koefficientændringer, at den langsigtede effekt af ændringer i hhv. indkomst og specielt i formue - jf. a_1 og a_2 i udtrykket for det ønskede kapitalapparat (5) og jf. multiplikatoreksperimenterne i afsnit 6 - ikke er ændres nævneværdigt.

Koefficienterne til renten og usercost skal for at sammenlignes med den nuværende relation divideres med U (ca. 5000). Det ses, at effekten af både rente- og usercostændringer på kort sigt er i samme størrelsesorden. Pga. af reduktionen af koefficienten til det laggede bilkøb forøges langsigtsfølsomheden af rente og usercost dog i forhold til den hidtidige relation.

Nedenstående figur viser relation (7)s historiske forklaringsevne:

Figur 2. Historisk forklaringsevne, relation (7)

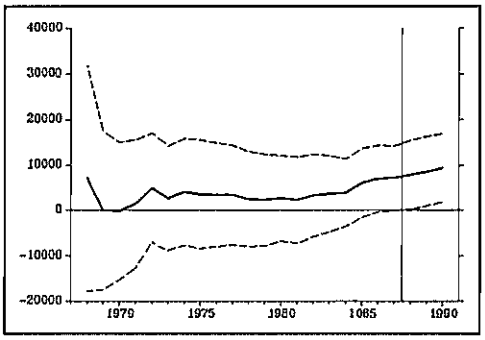


Det ses ved sammenligning med figur 1, at forudsigelsesfejlene i 1988-90 er reduceret betragteligt - mere end 50%. I estimationsperioden forklarer relation (7) også bedre end den hidtidige specifikation; estimeres begge på perioden 1958-87 fås RMSE på bilkøbet i mio. kr. på hhv. 699 med relation (7) og 882 med specifikation (2).

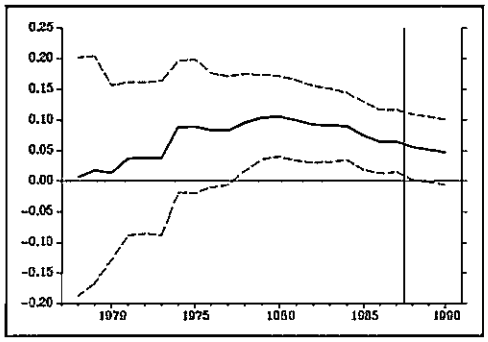
Stabilitetsegenskaberne for relation (7) vises i de omstående figurer. Generelt er stabiliteten acceptabel; afhængig af temperament, kunne man dog fremhæve en tendens til trend i koefficienterne til afskrivningsraten, indkomsten, formuen og realrenten, som et problem; ingen af disse bevægelser synes dog signifikante. I forhold til rekursive estimationer af den nuværende relation (1), jf. CN 5.2.91 "*Bilkøb*", synes parameterstabiliteten forbedret, i særdeleshed for de seneste år. Det strukturskift i 87, der klart fremgik af de rekursive estimationer for ADAMs nuværende specifikation synes nu at være udvisket betydeligt.

Rekursiv estimation, relation (7). Varierende slutår.

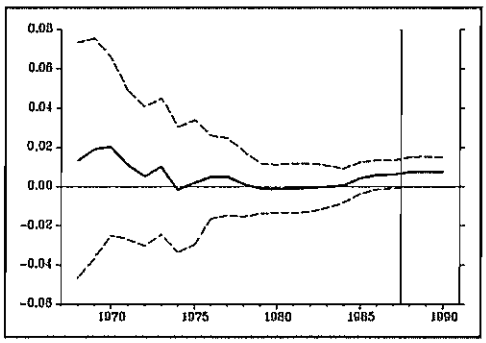
Koefficient til d



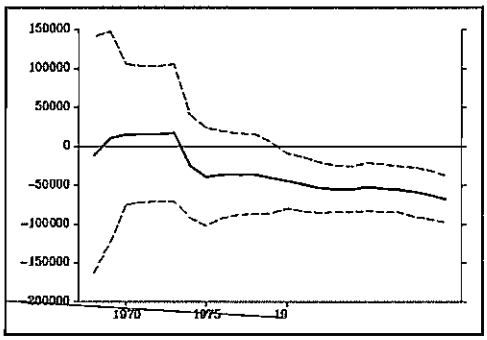
Koefficient til Y



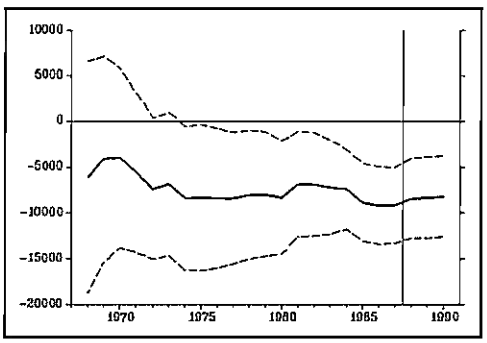
Koefficient til W



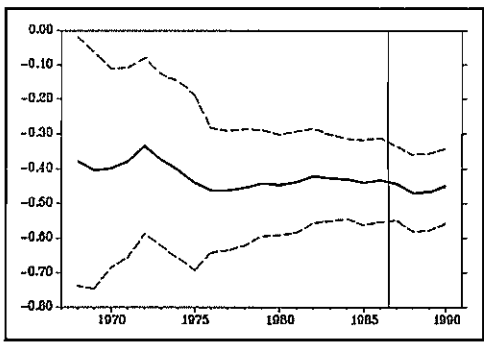
Koefficient til rr



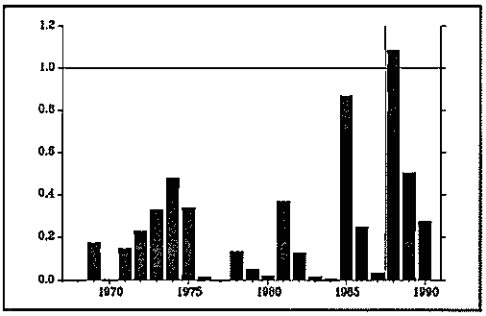
Koefficient til usc



Koefficient til fCb_{-1}



Normeret 1-trins Chowtest



6. Bilkøbsrelationens egenskaber

Dette afsnit har til formål at belyse egenskaberne i den valgte bilkøbsrelation (7) i forhold til den nuværende bilkøbsrelation i ADAM, november 89.

Der præsenteres multiplikatoreksperimenter, som med bilkøbsrelationen isoleret illustrerer, hvordan bilkøbet tilpasser sig et langsigtsniveau efter stød til nogle af de forklarende variabler, der opfattes som eksogene. Multiplikatoreksperimenterne forudsætter i grundforløbet konstante værdier af alle variabler med udgangspunkt i adambankens 1990-værdier.[8] Valget af et enkelt grundforløb sikrer, at det ønskede kapitalapparat ikke skifter niveau undervejs, og gør det muligt alternativt at beregne langsigtsmultiplikatorerne ud fra udtrykket K^{α}.[9]

Ud fra grundforløbet øges isoleret indkomsten, formuen, usercost-udtrykket og renten i alle årene med hhv. 1% for indkomst og formue, 1 øre pr. kr. bil for usercost-udtrykket og 1 pct. point for renten.[10]

I det første multiplikatoreksperiment øges indkomsten med 1%. Det sker ved, at *Yd8/pcp4v og fY øges med 1%*. Bilkøbet påvirkes herved både direkte ved den disponible indkomst og mere indirekte over afskrivningerne, når de er defineret endogent, jf. (6). Da det kun er indkomsteksperimentet, der påvirker afskrivningsforløbet, er det valgt i dette eksperiment at vise tre relationer, der er estimeret med forskellige værdier af α for at få et indtryk af følsomheden overfor valget af vægtning af konjunkturleddet, KI.

---

[8] I grundforløbet er bilkøbet konstant, da langsigtsniveauet er indsat som initialværdi for det laggede bilkøb.

[9] Langsigtssammenhængen for bilkøbet er lig afskrivningsraten d ganget med alle variablerne i K^{α}-udtrykket. K^{α}-udtrykkene for hhv. ADAM og den foreslåede relation til næste modelversion med $\alpha = 10$ er:

K^{α} (ADAM) $= 0.242 \cdot Y + 0.016 \cdot W_{-1} - 90725 \cdot iku - 15605 \cdot usc$

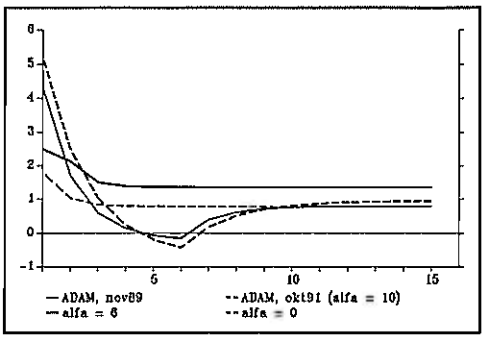
K^{α} (7) $= 0.148 \cdot Y + 0.014 \cdot W_{-1} - 124878 \cdot rr - 20632 \cdot usc + 16042$

hvor Y = Yd7/pcp4v i ADAM hhv. Yd8/pcp4v i den nye specifikation
W = $Wcp4_{-1}$/pcp4v i ADAM hhv. $Wcp5_{-1}$/pcp4v i den nye specifikation
Effekterne for ADAM er beregnet på grundlag af en befolkningsstørrelse = 5136 (=1990-værdien i ADAMBK).

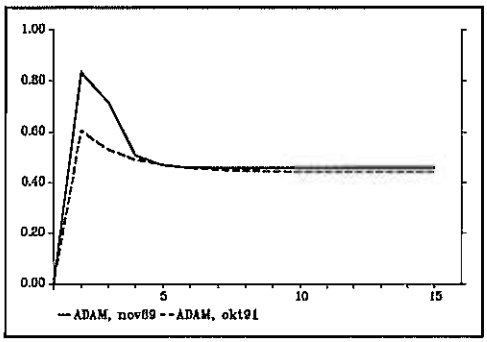
[10] P.g.a. forskellige niveauer for indkomst- og formuebegreberne, øges Yd7 og Wcp4 i ADAM-nov.89 versionen med kronebeløbet svarende til 1 pct. af hhv. Yd8 og Wcp5, så det gør det muligt at sammenligne effekterne af et givet kronebeløb mellem den gamle og de nye viste relationer.

Figur 4. Effekt på bilkøbet i %, når indkomst hhv. formue øges permanent med 1%

Indkomst * 1.01



Formue * 1.01



De to relationer med *endogene afskrivninger*, $\alpha = 6$ og $\alpha = 10$, har ikke den monotone tilpasning til langsigtniveauet som relationerne med de *eksogene afskrivninger* - d.v.s. relationen med $\alpha = 0$ og ADAMs nuværende version. Udviklingen i indkomstmultiplikatoren kan ved endogene afskrivninger fortolkes som alderssammensætningseffekter, jf. afsnit 3. I alle specifikationer ses, at kortsigtseffekten er større end effekten på langt sigt. Tilpasningen i ADAM er forholdsvis hurtig, da tilpasningsparameteren b er stor (= 0.90).

Specifikationerne med *endogene afskrivninger* giver væsentligt større effekter på bilkøbet på kort sigt, da bilkøbet både øges via den øgede disponible indkomst og den øgede afskrivningsrate pga. stigningen i RfY. *Det første år* øges bilkøbet for relationerne med de endogene afskrivninger med godt 4% og 5% for hhv. $\alpha = 6$ og $\alpha = 10$, når indkomsten øges med 1%. Det dynamiske forløb er herefter stærkt påvirket af konstruktionen af konjunkturindikatoren som afvigelse i vækstraten for BNP fra et glidende gennemsnit. *Det følgende år* er bidraget fra konjunkturindikatoren således *negativ* pga. første års højere BNP-vækst. Denne effekt, der indebærer, at afskrivningsraten er mindre end 1/3 i de efterfølgende fem år. Denne negative effekt fra konjunkturleddet overstiger endda den positive effekt fra den disponible indkomst det 5. og 6. år[11], men efter 6 år forsvinder effekten fra KI, og d bliver lig 1/3. Tilbage er kun den positive effekt fra indkomstniveauet, og effekten på bilkøbet bevæger sig langsomt henimod langsigtsniveauet med en hastighed givet ved b.

De nye relationer med de forskellige vægtninger af KI ender alle med en langsigtsstigning i bilkøbet på ca. 1%, hvorimod ADAM giver en stigning på

[11]I en specifikation med $\alpha = 5$ fås, at multiplikatoren lige nøjagtig ikke når at blive negativ.

ca. 1.5%.[12]

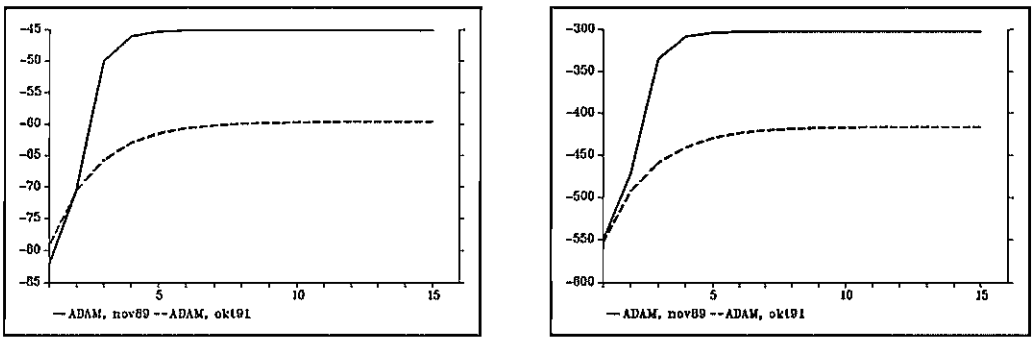
I det andet eksperiment i figur 4 øges formuen med 1%, hvilket er *Wcp4* i ADAM og *Wcp5* i specifikationen med α = 10, som er den relation med endogene afskrivninger, vi har valgt ud som forslag til en ny bilkøbsrelation i ADAM, oktober 91 versionen, jf. (7). Formueeksperimentet og de efterfølgende eksperimenter påvirker som før omtalt ikke konjunkturleddet.

Bilkøbet påvirkes ikke det første år (= år 0 i figuren), da formuen indgår lagget i bilkøbsrelationen. De næste to år stiger bilkøbet i ADAM procentuelt mere end i (7), da ADAMs formueparameter er ca. dobbelt så stor. På langt sigt stiger bilkøbet i begge relationer med ca. 0.5%. Tilpasningen til langsigtsniveauet er hurtigere i ADAM, idet tilpasningsparameteren b er lig 0.90, hvor den i (7) kun er lig 0.44.

I figur 5 ses effekten på bilkøbet i absolutte størrelser, når usercost og rente ændres.

Figur 5. Effekt på bilkøbet i mio. kr., når usercost øges med 1 øre og renten med et pct. point

Usercost + 0.01 **Rente + 0.01**



I det første eksperiment i figur 5 *øges ucb med 0.01*. Effekten det 1. år af forøget usercost er af samme størrelsesorden i ADAM og i relation (7). Parameteren til usercost-udtrykket i ADAM er ca. -12600[13], hvilket pga. det 1/4 års lag i de forklarende variabler giver anledning til samme effekt som i relation (7), hvor koefficienten til usercost er -9140. Tilpasningen til langsigtsniveauet er igen hurtigere i ADAM, da tilpasningsparameteren b er større end i (7). På langt sigt falder bilkøbet med ca. 45 mio. 1980-kr. i ADAM og med

[12]Pga. af forskelle i grundkørslernes langsigtsniveau for bilkøbet (og det ønskede kapitalapparat), fås lidt andre størrelsesforhold, hvis vi betragter effekterne i mio.kr; dette kan f.eks. gøres på grundlag af K^e-udtrykkene i fodnote 9.

[13]Da usercost- og renteparametre i de to relationer ikke er direkte sammenlignelige, er parametrene i ADAM versionen ganget med niveauet for befolkningen i fremskrivningen på 5.136 mio. personer.

ca. 60 mio. 1980-kr. i (7).

I det andet eksperiment i figur 5 øges renten med 1 pct. point. Renteparameteren i (7) er lig -55321, medens den i ADAM korrigeret for befolkningen er ca -73000. Igen ses, at 1. årseffekten pga. det 1/4 års lag i ADAM er næsten den samme trods forskellige parametre. På langt sigt er effekten af rentestigning 1/3 større i (7) end i ADAM, som det også fremgår af udtrykket for K^o i fodnote 9.

7 Afslutning

Det skal anbefales, at relation (7) indlægges i ADAM, oktober 1991. I bilaget fremgår de nye modelligninger, idet autoriseret ADAM-nomenklatur er anvendt.

Bilag 1

Nye modelligninger, ADAM, oktober 1991.

```
FRML IBFCB  BFCB    = 1/3*(1 + 10*((FY/FY(-1)-1)
              - (FY/FY(-1) + FY(-1)/FY(-2) + FY(-2)/FY(-3)
             +FY(-3)/FY(-4)+FY(-4)/FY(-5)+FY(-5)/FY(-6)-6)/6))$
FRML IRP4VE RPCP4VE= (PCP4V/PCP4V(-1) + PCP4V(-1)/PCP4V(-2)
                    + PCP4V(-2)/PCP4V(-3) + PCP4V(-3)/PCP4V(-4)
                    + PCP4V(-4)/PCP4V(-5)-5)/5 $
FRML SFCB   FCB     = DFCB*FCB(-1) + JDFCB + (1-DFCB)*(7106.3*BFCB
      + 0.06571*(YD8/PCP4V - (1-BFCB)*(YD8(-1)/PCP4V(-1)))
      -9140.2*(UCB*PCB/PCK-(1-BFCB)*(UCB(-1)*PCB(-1)/PCK(-1)))
      - 55320.9*((IKU-RPCP4VE) - (1-BFCB)*(IKU(-1)-RPCP4VE(-1)))
      + 0.00615*(WCP5(-1)/PCP4V - (1-BFCB)*(WCP5(-2)/PCP4V(-1)))
      - 0.4430*FCB(-1)+FCB(-1)) $
```

Nye variabler:

bfcb : Afskrivningsrate i fCb-relation. Beregning jf. relation.

Rpcp4ve : Forventet stigningstakt i pcp4v. Beregning jf. relation.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

John Smidt

13. september 1991

Bilkøb som fejlkorrektion?

Resumé:

Tilsyneladende giver en fejlkorrektionsspecifikation af bilkøbet lovende empiriske resultater. Konkret opnås stabile parametre og en reduktion af enkeltlignings-residualerne i slutningen af 1980'erne relativt til resultaterne i CN 4. 9. 1991 "Estimation af bilkøbsrelationen", der bygger på den hidtil anvendte Stone-Rowe-transformation.

Foreløbige estimationer præsenteres og egenskaberne illustreres kort.

bilfejl.js

Nøgleord: forbrug kapital afskrivninger dynamik

1. Indledning

Dette papir indeholder nogle sidste øjebliks tanker om modelleringen af bilkøbet. Set i relation til næste modelversion er det naturligvis lidt sent med "nytænkning", men et hastigt, ikke særligt gennemarbejdet/-tænkt forsøg skal dog præsenteres.

2. Fejlkorrektion vs. den nuværende specifikation

Udgangspunktet for den nuværende bilkøbsrelation er kapitaltilpasningsprincippet:

$$(1) \qquad \Delta K = NI = b(K_{-1} - K^{\varnothing})$$
$$(1') \qquad BI = b(K_{-1} - K^{\varnothing}) + D$$
$$(1'') \qquad fCb = b(K_{-1} - K^{\varnothing}) + dK_{-1}$$

hvor BI er bruttoinvesteringer (køb), NI er nettoinvesteringer og D er afskrivninger; K hhv. $K^{\varnothing}$ er det faktiske hhv. det ønskede kapitalapparat. (1) kan betragtes som en fejlkorrektionsmodel i bilbeholdningen helt uden kortsigtsdynamik. Uden kendskab til kapitalapparat eller afskrivninger kan man søge tilflugt til en Stone-Rowe-transformation, der leder frem til vores nuværende estimationsligning, idet vi samtidig postulerer, at $K^{\varnothing}$ er en funktion af indkomst (fYd8), usercost (ucb) mv., og at vi kender afskrivningsraten, $d=⅓$:

$$(2) \quad \Delta fCb = \beta_1(fYd8 - ⅔fYd8_{-1}) + \beta_2(ucb - ⅔ucb_{-1}) \ldots . - bfCb_{-1}$$
$$(2') \qquad = \beta_1\Delta fYd8 + \beta_2\Delta ucb + . - bfCb_{-1} + ⅓\beta_1 fYd8_{-1} + ⅓\beta_2 ucb_{-1} + .$$

Af (2') ses, at kortsigts- og langsigtseffekterne ved den anvendte funktionsform er bundet til at stå i et bestemt forhold (givet ved afskrivningsraten $d=⅓$); Stone-Rowe-estimationsligningen kan således betragtes som en restriktiv fejlkorrektionsspecifikation i fCb.

En alternativ tilgang kunne være at anvende det udtryk for bilbeholdningen, der findes i ADAMBK, nemlig Kcb2[1]; herved undgås Stone-Rowe-transformationen. Vi kan altså tage udgangspunkt i en direkte modellering af langssigtssammenhængen mellem ønsket bilbeholdning på den ene side og indkomst, usercost osv. på den anden:

$$(3_{Kcb2}) \qquad Kcb2\ (=K^{\varnothing}) = f(fYd8,ucb,iku,.) \qquad Kcb2 = A(L)fCb,\ A(1)=1.5$$

Hvis Kcb2 og fYd8 er I(1), mens linearkombinationen givet ved relation (3_{Kcb2}) er I(0), beskriver (3_{Kcb2}) en kointegrationsrelation.

---

[1] I GA 5.5. 1987 er anvendt et andet beholdningsmål baseret på andre antagelser om afskrivningsprofil og levetid.
Man kan diskutere, hvorvidt disse beholdningstal, der er konstrueret med henblik på at indgå i bestemmelsen af den private sektors formue, og som udtrykker bilernes værdi i 1980-priser, er de rigtige at anvende ved modelleringen af investeringsadfærden; måske skulle snarere tænkes i *antal* biler (og disse gennemsnitsalder).

Alternativt kan man postulere en langsigtssammenhæng mellem bilydelser[2] og indkomst, usercost osv.:

(3_{fCb2}) $\quad fCb2 = f(fYd8,ucb,iku,.) \quad\quad fCb2 = A(L)fCb,\ A(1)=1.0$

Vi bemærker, at hvis (3_{Kcb2}) beskriver en kointegrationssammenhæng, så vil (3_{fCb2}) logisk set også være en kointegrationsligning, idet afskrivningerne -fCb2 - på sigt er proportional med beholdningen.

Endelig kunne vi vel også anvende bruttoinvesteringerne, fCb, i kointegrationsligningen; fCb er jo lig summen af NI og D, og det kan nok antages, at NI er stationær:

(3_{fCb}) $\quad fCb = f(fYd8,ucb,iku,.) \quad\quad (= fCb2 + nettoinv)$

Spørgsmålet er, hvorvidt støjen fra nettoinvesteringerne kan forstyrre billedet af kointegrationen.

Vender vi os mod det korte sigt, kan residualerne fra relation (3_{Kcb2}) umiddelbart anvendes i en traditionel fejlkorrektionsligning i bilbeholdningen, idet vi kan anvende fCb2 som udtryk for de sande afskrivninger. Herved bliver nettoinvesteringerne (fCb-fCb2) en funktion af ændringen i indkomst, usercost osv. samt af residualerne fra (3_{Kcb2}) - kaldet ECM_{Kcb2}[3]:

(4_{Kcb2}) $\quad fCb = \alpha_1\Delta fYd8 + \alpha_2\Delta ucb + \alpha_3\Delta iku + . + bECM_{Kcb2} + fCb2$

Da ECM_{Kcb2} kan betragtes som et udtryk for $(K\text{-}K^{\varnothing})_{-1}$, svarer relation (4_{Kcb2}) til kapitaltilpasningsprincippet, (1), blot med ekstra dynamik.

I stedet for residualerne fra kointegrationsligningen i bilbeholdningen, ECM_{Kcb2}, kan vi anvende residualerne fra ydelses-relationen (3_{fCb2}), således at nyinvesteringerne reagerer på uligevægten i ydelserne istedet for beholdningsuligevægten; dette må et langt stykke hen ad vejen komme ud på eet:

(4_{fCb2})[4] $\quad fCb = \alpha_1\Delta fYd8 + \alpha_2\Delta ucb + \alpha_3\Delta iku + . + bECM_{fCb2} + fCb2$

Endelig kan vi forestille os en traditionel fejlkorrektion i bilkøbet:

---

[2]I det følgende anvendes "afskrivninger" synonymt med "ydelser". Det er dog ikke givet, at dette er en hensigtmæssig sammenblanding.

[3]Bemærk, at den effektive venstresidevariable (fCb-fCb2) identisk (via konstruktionen af udtrykkene fCb2 og Kcb2) er lig ændringen i Kcb2. Der er derfor tale om en helt traditionel fejlkorrektionsligning, hvor ændringen i en variabel ($\Delta Kcb2 = fCb\text{-}fCb2$) forklares bl.a. af sit laggede niveau ($Kcb2_{-1}$)

[4] Den traditionelle fejlkorrektion i fCb2, altså:

$$\Delta fCb2 = \alpha_1\Delta fYd8 + \alpha_2\Delta ucb + \alpha_3\Delta iku + . + bECM\_fCb2$$

er nok ikke umiddelbart det vi leder efter, selvom den naturligvis kan skrives op med fCb som venstresidevariabel.

(4_{fCb}) $\Delta fCb = \alpha_1 \Delta fYd8 + \alpha_2 \Delta ucb + \alpha_3 \Delta iku + . + bECM_{fCb}$

Relationerne (4_{Kcb2}) eller (4_{fCb2}) forekommer nok umiddelbart mest tiltrækkende, da disse specifikationer ligger direkte i forlængelse af vores nuværende udgangspunkt (1) - der er simpelt hen tale om lidt friere dynamisk tilpasning. Et problem ved disse specifikationer er imidlertid, at de bygger direkte på afskrivningsbegrebet fCb2. I CN 4.9.91 er det påpeget, at antagelsen om konstant afskrivningsrate, der ligger bag fCb2-konstruktionen, måske ikke er så heldig; hvis dette er korrekt, kan fCb2 være en dårlig approksimation til de sande (konjunkturfølsomme) afskrivninger, og vi kan måske få problemer ved estimationen af (4_{Kcb2}) og (4_{fCb2})[5].

Specifikation (4_{fCb}) minder om Stone-Rowe-relationen (2)/(2') til forveksling bortset fra, at restriktionen mellem kortsigts- og langtsigtseffekter ikke er pålagt; problemet med (4_{fCb}) er, at langsigtssammenhængen måske er mindre teoretisk tilfredsstillende p.gr.a. nyinvesteringerne, der indgår i fCb. I MONA anvendes ikke desto mindre anvendes netop fCb i en simpel kointegrationsligning (med fCp og renten som højresidevariabler).

Det bemærkes i øvrigt, at uanset specifikationen af langsigtsrelationen (og dermed af ECM-ledene) så er alle de skitserede relationer - incl. Stone-Rowe - af typen:

(5) $A(L)fCb = B(L)fYd8 + C(L)ucb + D(L)iku$

idet både Kcb2 og fCb2 pr konstruktion er fordelte lag af fCb.

3. Foreløbige empiriske resulatater

A: Langt sigt:

Langtsigtsrelationerne (3_{Kcb2}), (3_{fCb2}) og (3_{fCb}) giver samstemmende resultatet, at kointegration ligger på kanten. Uanset venstresidevariabel fås dog rimeligt fornuftige langsigtsrelationer med stort set identiske egenskaber:

(3_{Kcb2}) $Kcb2 = 0.109fYd8 - 10377(ucb*pcb/pck + iku) + 4060$

"t-værdier": (13.9) (5.8) (1.8)

n= 1958-90 R^2=0.87 s = 1637 s% = 12.1 DW = 0.59 DF = 1.3

[5]I princippet kunne man sige det samme om Kcb2-udtrykket og dermed så tvivl om langtsigtsrelationen (3_{Kcb2}). Imidlertid er resultatet om konjunkturfølsomme afskrivninger et kortsigtsresultat, hvorfor relation (3_{Kcb2}) kan være tilfredsstillende, selv om fCb2-udtrykket er en dårlig approximation.

(3_{fCb2}) fCb2 = 0.072fYd8 - 5762(ucb*pcb/pck + iku) + 1290
"t-værdier": (19.4) (6.9) (1.3)

n= 1958-90 R^2=0.93 s = 768 s% = 8.8 DW = 0.72 DF = 1.9

(3_{fCb}) fCb = 0.066Yd8 - 7042(ucb*pcb/pck + iku) + 4179
"t-værdier": (7.2) (3.4) (1.6)

n= 1958-90 R^2=0.64 s = 1913 s% = 21.1 DW = 0.74 DF = 2.3

Generelt er der problemer med at få plads til formuen, og iku synes at have en tendens til at blive "insignifikant"; iku kan dog som vist, bindes til usercost-udtrykket. De viste estimationer, der alle bør betragtes som "næsten første forsøg" og derfor ikke bør overfortolkes, har alle rimeligt stabile koefficienter.

B: Kort sigt:

Estimeres fejlkorrektionligningen (4_{Kcb2}), som den står, fås insignifikante og/eller ustabile koefficienter[6].

En klar forbedring opnås ved at introducere en friere dynamik i form af de laggede nyinvesteringer (den laggede venstreside = fCb_{-1}-$fCb2_{-1}$) på højre-siden; herved opnås følgende umiddelbart pæne relation:

(4_{Kcb2}) fCb = 0.086ΔfYd8 - 4792Δucb*pcb/pck - 37787Δiku +
(3.3) (2.0) (3.5)

0.669$(fCb-fCb2)_{-1}$ - 0.491ECM_{Kcb2} - 168 + fCb2[7]
(6.8) (4.4) (0.9)

n= 1959-1990 R^2=0.84 s = 741 s% = 8.2 DW = 1.58

hvor ECM_{Kcb2} er de laggede residualer fra (3_{Kcb2}). Desværre udviser denne relation ikke overbevisende stabilitetsegenskaber, idet specielt koefficienten til de laggede nyinvesteringer har en uacceptabel tendens til at drive opad.

En mulig årsag til det ringe empiriske resultat kan være det nævnte problem med en ikke-konstant afskrivningsrate. Tages dette resultat alvorligt kan problemet muligvis isoleres til fCb2, der indgår på højresiden af relationen. Måske kan følgende forslag være en løsning:

Erstat fCb2 med fCb_{-1} i relation (4_{Kcb2})!

---

[6] Dette sker også, hvis $fCb2_{-1}$ i stedet for fCb2 anvendes på højresiden. Begrundelsen for evt. at lagge fCb2 er, at fCb indgår ulagget i fCb2 med en koefficient på .34.

[7] Anvendes $fCb2_{-1}$ som afskrivningsudtryk fås tilsvarende koefficienter med en spredning på 1118 (s% = 12.3).

Herved kommer vi effektivt uden om anvendelsen af fCb2, men spørgsmålet er, om vi kan tolke den fremkomne relation:

$$(4_{Kcb2*})\quad fCb = \alpha_1 \Delta fYd8 + \alpha_2 \Delta ucb + \alpha_3 \Delta iku + . + bECM_{Kcb2} + fCb_{-1}$$

Relation (4_{Kcb2*}) indebærer, at bilkøbet i denne periode er lig sidste periodes bilkøb + effekter fra ændringer i indkomst, usercost m.v. + effekt fra sidste periodes afvigelse mellem K og $K^{\emptyset}$ $(=ECM_{Kcb2})$. Hvorvidt vi vil godtage at anvende fCb_{-1} på højresiden (hvorved venstresidevariablen reelt bliver ΔfCb), må afhænge af, om vi kan acceptere fCb_{-1} som en approximation til de sande afskrivninger (og om vi mener, at denne approximation er bedre end fCb2).

Hvis accepterer, at afskrivningerne $\approx$ laggede nyinvesteringer + laggede afskrivninger $(fCb2=fCb_{-1})$, bliver (4_{Kcb2*}) og (4_{Kcb2}) sammenfaldende. Det bemærkes, at (4_{Kcb2*}) svarer til specifikationen (4_{fCb}) bortset fra, at fejlkorrektionsleddet hidrører fra beholdningsuligevægten og ikke "købs"uligevægten. Vi kan estimere (4_{Kcb2*}) med følgende resultat:

$$\begin{aligned}(4_{Kcb2*})\qquad fCb = {} & \underset{(3.5)}{0.130}\Delta fYd8 - \underset{(2.5)}{7123}\Delta ucb*pcb/pck - \underset{(3.7)}{56643}\Delta iku + \\ & - \underset{(4.3)}{0.650}ECM_{Kcb2} - \underset{(0.7)}{188} + fCb_{-1}\end{aligned}$$

$$n= 1959\text{-}90 \quad R^2=0.75 \quad s = 1060 \quad s\% = 11.7 \quad DW = 1.69$$

Relation (4_{Kcb2*}) har stabile koefficienter, hvilket ses af omstående figur 1.

Estimeres koefficienten til fCb_{-1} frit, fås i øvrigt en spredning på nøjagtig det samme (s=1060) og en koefficient til den laggede endogene på 0.92; restriktionen koefficient=1 har en t-værdi på 1.0.

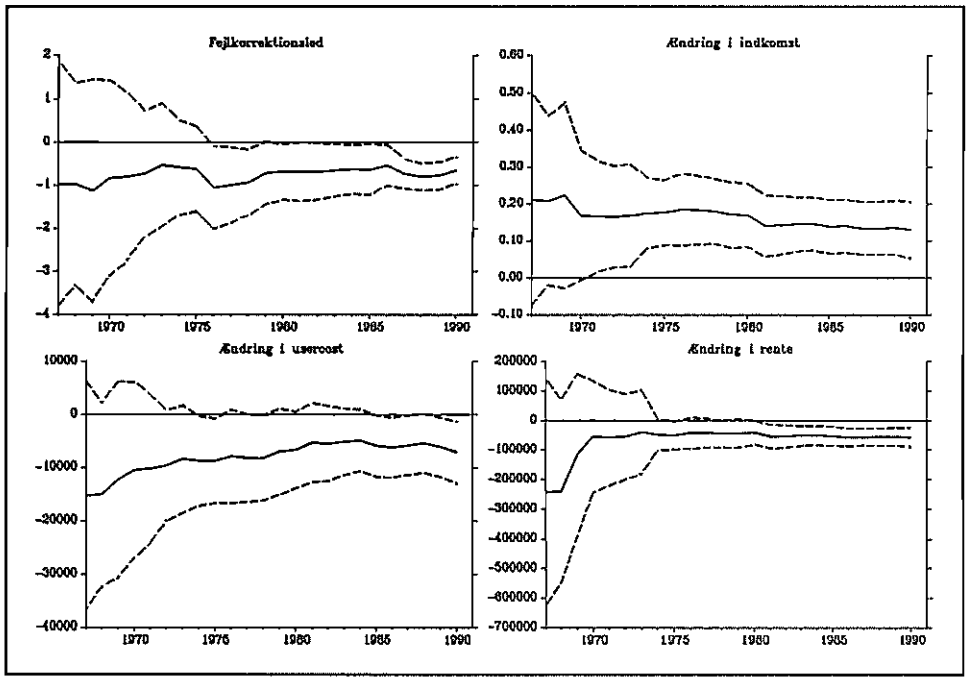
Anvendes i stedet residualerne fra (3_{fCb2}), således at der postuleres en langtsigtssammenhæng i ydelserne, fås en næsten tilsvarende relation, idet vi også her er "nødt til" at erstatte fCb2 på højresiden med fCb_{-1}:

$$\begin{aligned}(4_{fCb2*})\qquad fCb = {} & \underset{(4.2)}{0.145}\Delta fYd8 - \underset{(1.7)}{4729}\Delta ucb*pcb/pck - \underset{(3.7)}{54584}\Delta iku + \\ & - \underset{(4.8)}{1.43}ECM_{fCb2} - \underset{(1.0)}{249} + fCb_{-1}\end{aligned}$$

$$n= 1959\text{-}90 \quad R^2=0.77 \quad s = 1013 \quad s\% = 11.1 \quad DW = 1.81$$

Foruden den lidt bedre forklaringsevne bemærker vi, at koefficienterne er af sammenlignelig størrelsesorden, idet dog koefficienten til fejlledet er numerisk større end 1. Koefficienterne udviser til forveksling samme stabilitetsmønster, som illustreret i figur 1.

FIGUR 1 Rekursiv estimation, relation (4_{Kcb2*})



Endelig giver estimation af relation (4_{fCb}) følgende resultat:

$$(4_{fCb}) \qquad fCb = \underset{(3.3)}{0.148\Delta fYd8} - \underset{(3.0)}{11231\Delta ucb*pcb/pck} - \underset{(2.9)}{54558\Delta iku} +$$

$$- \underset{(2.2)}{0.332ECM_{fCb}} - \underset{(1.2)}{353} + fCb_{-1}$$

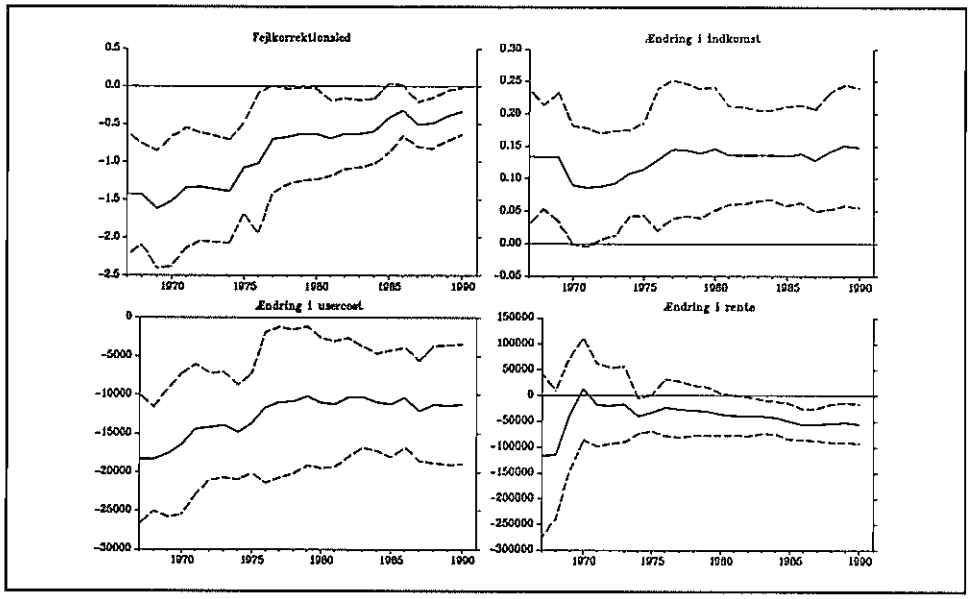
$$n= 1959\text{-}90 \quad R^2=0.64 \quad s = 1268 \quad s\% = 14.0 \quad DW = 1.37$$

Relation (4_{fCb}) har en lidt højere spredning end (4_{Kcb2*}) og (4_{fCb2*}), hvilket kan tilskrives fejlkorrektionsledet, der da også er mindre signifikant her. Parameterstabilitet er et problem i relation (4_{fCb}) - ikke mindst, hvad angår koefficienten til fejlledet - men formelle 1-trins-Chow-tests er dog ikke afskrækkende.

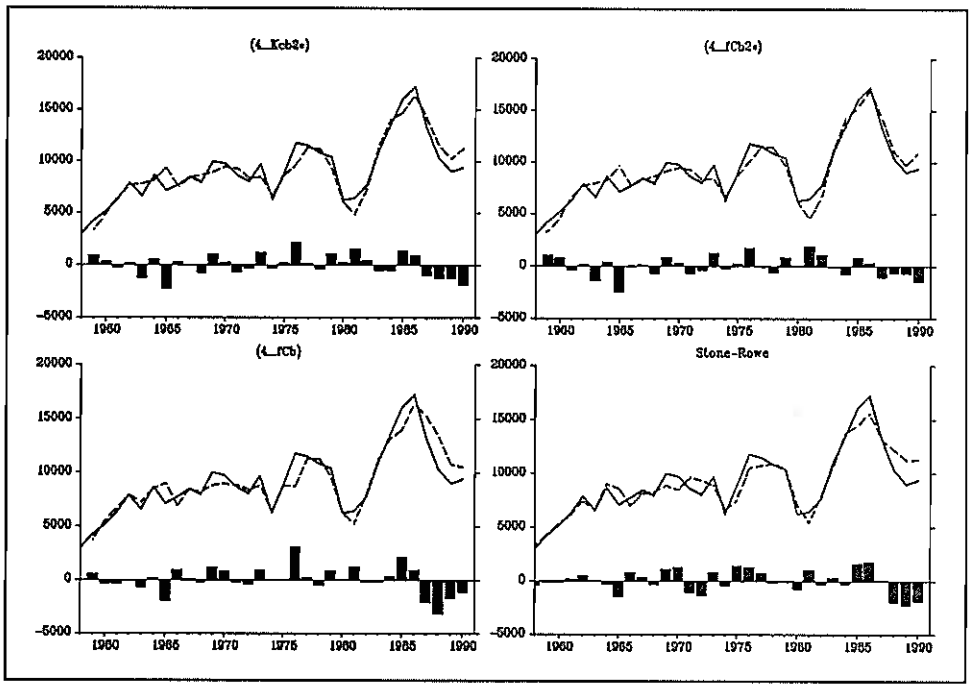
På omstående side er foruden de rekursive estimationer af relation (4_{fCb}) også gengivet de historiske enkeltligningsresidualer for relationerne (4_{Kcb2*}), (4_{fCb2*}), og (4_{fCb}) sammt fra en estimation baseret på Stone-Rowe[8].

[8]Jf. CN. 4.9.91, specifikation 2 i opsummeringen. Specifikationen indeholder en efter-skat rente (til at fange effekten af skattereformen) og konjunkturafhængige afskrivninger. Estimeret på perioden 1958-1990 har denne specifikation af Stone-Rowe-ligningen en spredning på 1119.

FIGUR 2 Rekursiv estimation, relation (4_{fCb})



FIGUR 3 Historisk forklaringsevne, enkeltligningsresidualer



Det ses, at residualerne i 1988 og 1989 er væsentligt mindre i fejlkorrektions-specifikatonerne (4_{Kcb2*}) og (4_{fCb2*}) relativt til både (4_{fCb}) og Stone-Rowe-specifikationen. Baggrunden for, at fejlkorrektionerne i Kcb2 og fCb2 bedre kan fange faldet i bilkøbet i disse år, skal søges i det store bilkøb i 1985-86. Dette store køb gav anledning til en relativ stor (ret ny) bilbeholdning, der virkede dæmpende på nykøbsbehovet i de efterfølgende år. 1990-forudsigelsen er derimod ikke bedre med disse fejlkorrektioner i Kcb2/fCb2. På dette tidspunkt indebar de lave køb i 1988-89 - samtidig med, at 1985-86-købene i

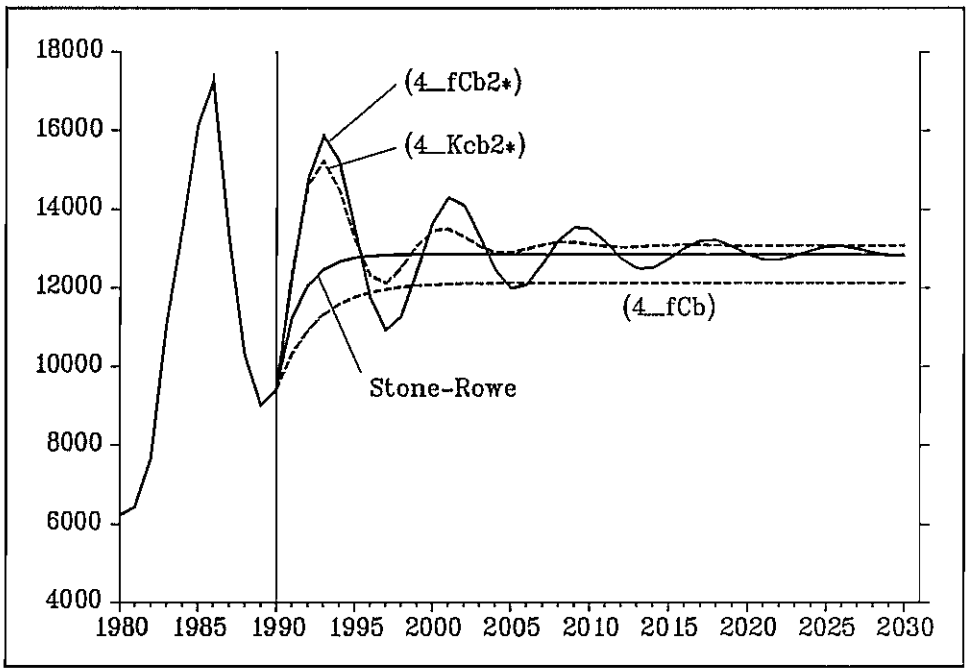
henhold til det relativt korte lag i Kcb2- og fCb2-trykkene var "glemt" (=afskrevet) - at bilbeholdningen var bragt ned på eller under det langtsigtede niveau. I henhold til alle specifikationerne skulle bilkøbet i 1990 således have været noget større end det observerede.

De historiske residualer i slutningen af 1980'erne illustrerer således, at fejlkorrektionsspecifikationerne i Kcb2 og fCb2 har en længere hukommelse end fejlkorrektionen i fCb og Stone-Rowe-ligningen. Mens de sidstnævnte blot tager udgangspunkt i det seneste års bilkøb, indregner fejlkorrektionerne i Kcb2/fCb2 effekter af "unormale" bilkøb op til 5 år tidligere.

4. Egenskaber.

Nedenstående figur illustrer, hvorledes den dynamiske tilpasning udspiller sig med de beskrevne relationer. I figur 4, vises således den implicerede udvikling i bilkøbet fra 1991 og frem, hvis alle eksogene variabler - dvs. indkomst, formue, usercost og rente - holdes konstant på deres 1990-niveau; bilkøbets effekt på ydelser (fCb2) og beholdning (Kcb2) er endogen ved fremskrivningerne:

FIGUR 4 Fremskrivning med bilkøbsrelationer.



Anm. Stone-Rowe er den i fodnote 6 nævnte specifikation.

Alle specifikationerne indebærer et langsigtet niveau for bilkøbet på godt 12.000, når indkomst, rente osv. fastholdes på 1990-niveau. Da udgangspunktet er under 10.000 indebærer alle relationerne derfor stigende bilkøb de kommende år. Den dynamiske tilpasning er imidlertid væsentligt forskellig med Stone-Rowe og (4_{fCb}) på den ene side overfor (4_{Kcb2*}) og (4_{fCb2*}) på den anden.

Både Stone-Rowe og (4_{fCb}) indebærer en monoton tilpasning op imod det langsigtede bilkøbsniveau. Den matematiske baggrund for den monotone tilpasning er, at der er tale om simple første ordens differensligninger i fCb, der ikke er i stand til at generere svingninger. Det ses, at tilpasningen til langtsigtsniveauet er noget langsommere med (4_{fCb}), hvilket afspejler den lave koefficient til fejlkorrektionsleddet.

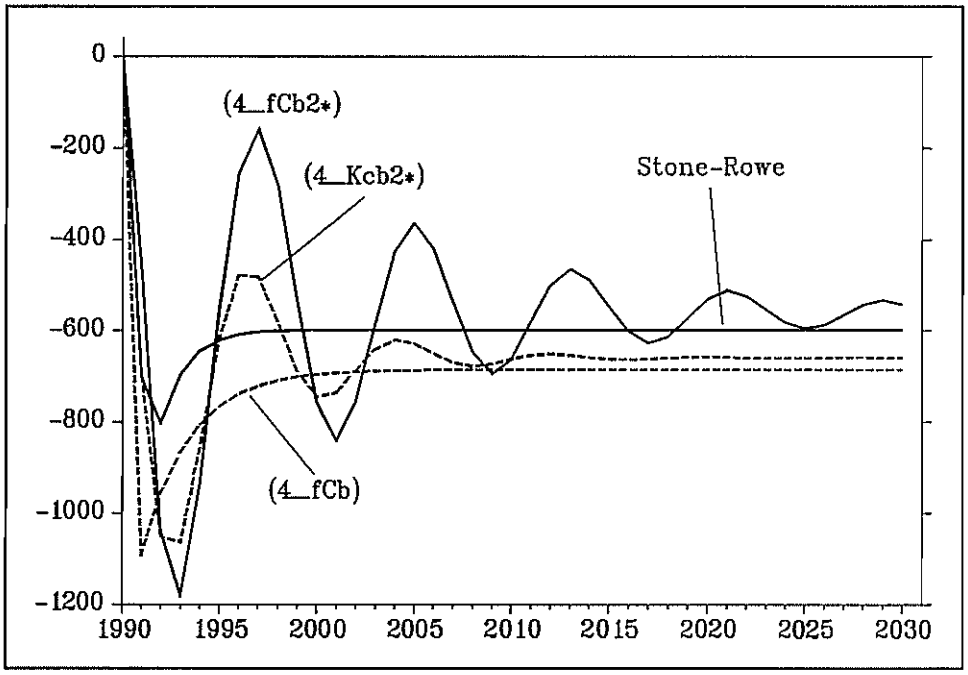
Over for den monotone tilpasning står (4_{Kcb2*}) og (4_{fCb2*}), der begge indebærer en cyklisk tilpasning til langtsigtsniveauet. Den matematiske baggrund for, at der overhovedet kan opstå svingninger er, at den reducerede relation for bilkøbet (med Kcb2 hhv. fCb2 indsubstitueret) indebærer lag af 5. hhv 6. orden i fCb.

Forklaringen på svingningerne er den nævnte "lange hukommelse" (årgangs-effekter) i bilkøbet. Første år (1991) trækker fejlledet bilkøbet opad, idet fejlkorrektionsleddet indikerer, at beholdningen/ydelsen ligger under langtsigts-niveauet; det større køb øger Kcb2/fCb2, som dog stadig ligger under langtsigtsniveuaet. Efter nogle år, hvor bilkøbet fortsat stiger, når Kcb2/fCb2 deres langtsigtsniveau. På dette tidspunkt stagnerer bilkøbet, idet specifika-tionerne indebærer, at denne periodes bilkøb er lig sidste periodes + effekten fra fejlkorrektionsleddet, der altså nu er nul. Imidlertid indebærer de tidligeres års stigende bilkøb, at bilbeholdningen/-ydelserne selv med uændret bilkøb vil vokse; i Kcb2/fCb2-udtrykkene får de nye, større årgange større vægt relativt til de mindre, ældre årgange. Herved opstår overshooting i beholdningen, idet Kcb2/fCb2 det følgende år bliver for stor relativt til langtsigtsniveauet, og bilkøbet må i henhold til fejlkorrektionsspecifikationerne falde. Disse bevægelser fortsætter med dæmpet styrke, således at vi får cykliske indsving til langtsigtsligevægten.[9]

Vender vi os mod multiplikatoreksperimenter ses et helt tilsvarende billede. Vi kan eksempelvis betragte effekten af en permanent ændring i usercost, jf. omstående figur 5:

[9]Det bemærkes, at de cykliske bevægelser både ses i bilkøbet (fCb) som vist, og i ydelser (fCb2), beholdning (Kcb2) samt i nettoinvesteringer (fCb-fCb2).

FIGUR 5 Effekt på bilkøb af en permanent forøgelse af usercost på 10%



Den langtsigtede effekt på bilkøbet af en forøgelse af usercost på 10% er nogenlunde samstemmende 6-700 mill 1980-kr. På kort (1-3 års) sigt er effekten større end på langt sigt; fejlkorrektionsligninger tilsiger uanset specifikation af langtssammenhængen større effekter end Stone-Rowe. Førsteårseffekterne afspejler naturligvis forskelle i koefficienten til ændringen i usercost, der er størst i (4_{fCb}). Den største effekt ses dog i (4_{fCb2*}), hvor den maksimale påvirkning af bilkøbet ses efter 3 år. På længere sigt genses den monotone indsvingning med Stone-Rowe og (4_{fCb}), mens (4_{Kcb2*}) og (4_{fCb2*}) genererer svingninger.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

John Smidt

9. august 1991

Kontantprisrelationen

Resumé:

Dette papir følger op på på kontantprisregressionerne i JS 17 juni 1991 "Kontantpris og boliginvesteringer".
Det viser sig, at det konkrete valg af skattesats i usercost-udtrykket har konsekvenser for, hvorvidt det introducerede tidspolynomium kan gøres fremskrivningsvenligt ved at blive "knækket". Vælges en intuitivt plausibel skattesats er det i den foreslåede specifikation således enten nødvendigt at estimere et frit tidspolynomium, der "vender nedad" i slutningen af 1980'erne, eller at introducere en dummy fra 1987 og frem; denne dummy er vanskelig at tolke og kan ikke (udelukkende) tolkes som en mixlåns-dummy.
Alternativt kan man introducere et mål for inflationsforventningerne, hvorved behovet for et frit polynomium eller dummy elimineres, selv om den intuivt plausible skattesats anvendes. Denne specifikation statistisk ikke helt overbevisende, men til gengæld forklares en del af det tidspolynomiet "økonomisk".
Afslutningsvis vises en række simulationer med de foreslåedes kontantprisrelationer. Disse foretages dels med delmodellen, der beskriver boligmarkedet i ADAM, og dels med hele ADAM. Simulationerne viser bl.a., at de foreslåede kontantprisrelationer har bedre modelegenskaber i eksperimenter, hvor vækstraten ændres permanent. De viser også, at kontantprisen med de nye relationer på kort og mellemlangt sigt reagerer hurtigere på stød til boligmarkedet, hvilket sikrer en hurtigere tilpasning til beholdningsligevægt. Den kraftigere reaktion i kontantprisen giver anledning til, at den samlede model udviser tendenser en mere cyklisk tilpasning til ligevægt.

---

kontant.js

Nøgleord: bolig, skat, forventinger, modelegenskaber, multiplikator

1. Indledning

I JS 17. juni 1991 "Kontantpris og boliginvesteringer" blev en række kontantprisrelationer præsenteret. De mest lovende relationer var på følgende form:

(1) $Lfphk = \alpha_1 Lfphk_{-1} + \alpha_2 LYd*f + \alpha_3 LKh + \alpha_4 uih<i> + tidspoly$

hvor Lfphk = log(phk/pcp4xh), log til real kontantpris
LYd*f = log til forventet disponibel realindkomst (for definition se JS 17. juni 1991)
LKh = $log(Kh_{-1})$, log til primo boligbeholdning
uih = usercost, hvor <i> indikerer forskellige definitioner
tidspoly = polynomium i tiden, evt. modificeret (knækket).

I den - alt i alt - mest tilfredsstillende regression - nr. 11 i tabel 3 - indgår et usercost-udtryk, hvor den anvendte skattesats er modificeret i forhold til den hidtil anvendte. Baggrunden for at anvende en anden *skattesats* er bedre at tage højde for effekterne af skattereformens reduktion af værdien af rentefradragsretten. For at opnå acceptable egenskaber - specielt, hvad angår koefficienterne til indkomst og boligbeholdning - introduceredes et *polynomium i tiden*; konkret indgår et tidspolynomium af 2. grad, der er knækket i 1978. Det anvendte tidspolynomium, der kan tolkes som et stigende efterspørgselspres op igennem 60'erne og 70'erne (udover hvad indkomst mv. tilsagde), blev benævnt "parcelhusbølgen", og p.gr.a knækket giver polynomiet ikke problemer i forbindelse med fremskrivninger. Endelig bemærkes, at indkomst og boligbeholdning indgår med koefficienter, der er bundet til at være ens med modsat fortegn, indikerende en *indkomstelasticitet på 1*. Den foretrukne regression er gengivet omstående i tabel 1, som regression nr. 2.

På modelgruppemødet, hvor papiret blev diskuteret, blev relationen generelt positivt modtaget, men antagelsen bag den betragtede skattesats i usercost-udtrykket blev kritiseret for at være "ekstrem", jf. nedenfor.

I dette papir ses i afsnit 2 på de problemer, der opstår, når der anvendes en anden skattesats og dermed et andet usercost-udtryk. Derefter betragtes i afsnit 3 muligheden for at inddrage inflationsforventingerne. I afsnit 4 undersøges modelegenskaberne af de forskellige kontantprisrelationer, hvorefter der opsummeres i afsnit 5.

2 Usercost - hvilken skattesats?

Følgende to skattesatser - og tilhørende usercost-udtryk - søger begge at afspejle værdien af rentefradragsretten hhv. før og efter skattereformen:

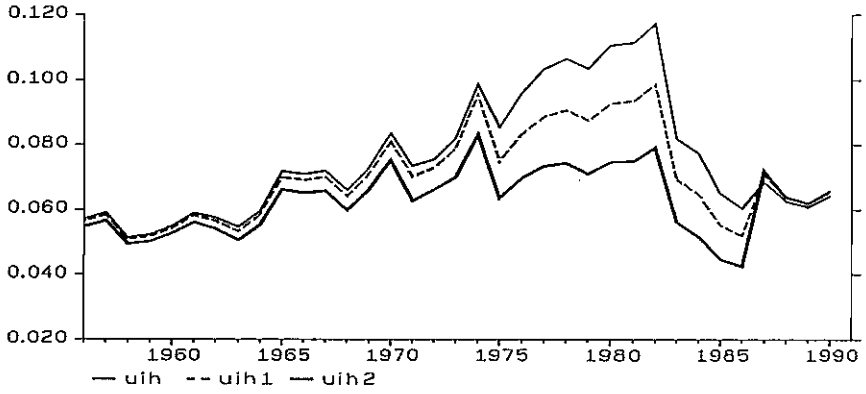
sats1:	tsk+tsp+tsu3×tsu -	før 1987	tsk+tsu2 -	fra 1987
sats2:	tsk+tsp+tsu4×tsu -	før 1987	tsk+tsu2 -	fra 1987

Satserne blev opstillet i JS 17. juni 1991, og uden mange argumenter blev sats2 anvendt i de viste regressioner. Antagelsen bag denne sats er, at de potentielle boligefterspørgere før skattereformen lå i højeste progressionsinterval (73% umiddelbart før skattereformen). Sats1 svarer til en antagelse om, at potentielle boligefterspørgere betragtede skattesatsen i det næst-højeste interval (62%) som den relevante[1]. Efter skattereformen er skattesatserne (og dermed usercost-udtrykkene) identiske (ca. 50%). Nedenstående figur illustrerer de resulterende usercost-udtryk, dannet ved

$$uih<i> = (1-sats<i>)iwbz + (sats<i> \times tsdl \times 1.34 \times phv/phk)_{-1/2} \quad i = 1,2$$

Endvidere er det nuværende usercost-udtryk medtaget til sammenligning i grafen:

Figur 1 Forskellige usercost-udtryk



Det ses, at det ikke bare er niveauet for usercost-udtryk, der er forskelligt, men også udviklingen. Både uih1 og uih2 stiger således mindre gennem 60'erne og 70'erne end det nuværende udtryk, uih, hvorefter faldet fra 1982 til 1986 tilsvarende også er mindre. På grund af det lavere niveau i 1986 er stigningen i usercost fra 1986-1987 i forbindelse med skattereformen størst udtrykt ved uih2. Disse forskelle afspejler naturligvis valget af skattesatser.

I omstående tabel 1 vises en række estimationer, hvor hhv. uih1 og uih2 er anvendt dels sammen med et frit estimeret 2. gradspolynomium og dels sammen med et "knækket" polynomium.

[1] I JS 17. juni 1991 blev den gennemsnitlige marginale skattesats også foreslået; denne havde umiddelbart før skattereformen et niveau på ca. 58%. Det kan argumenteres, at en gennemsnitlig sats i relation til ejerbolig-efterspørgsel giver for stor vægt til lavindkomstgrupperne, og det forekommer derfor rimeligt, at anvende en skattesats, der er højere end den gennemsnitlige marginale sats.

Tabel 1: Estimationsresultater. Forskellige usercost-udtryk og polynomier

	α_1 LYd*f-LKh	α_2	α_3 $Lfphk_{-1}$	Tidspoly.	LM_1	s
			uih2			
1	1.31 (0.34)	-5.91 (0.97)	0.81 (0.09)	2. grad	2.08	0.038
2	1.07 (0.18)	-6.72 (0.81)	0.74 (0.08)	2. grad, knæk i 78	3.25	0.035
			uih1			
3	1.07 (0.32)	-5.89 (0.84)	0.76 (0.08)	2. grad	2.78	0.034
4	1.35 (0.24)	-4.72 (0.79)	0.60 (0.10)	2. grad, knæk i 78	6.03	0.044

Anm. Regressionerne er af formen:
$Lfphk = \alpha_1(LYd*f\text{-}LKh) + \alpha_2 uih<i> + \alpha_3 Lfphk_{-1}$ + tidspolynomium + konst.
Estimationsperioden er 1967-1990.

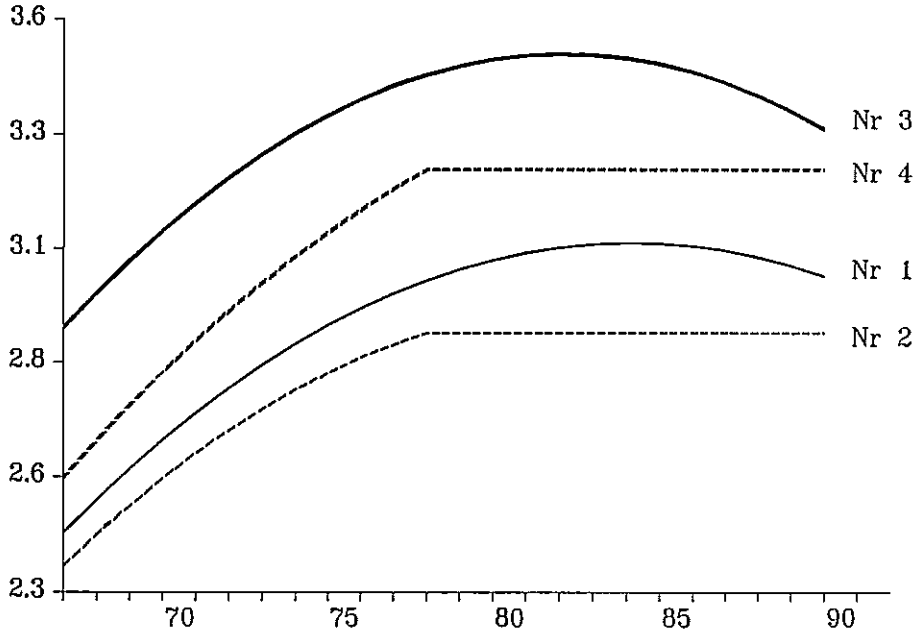
Alle regressioner viser, at uanset valg af usercost-udtryk og tidspolynomium er de 3 egentlige, forklarende variabler alle klart signifikante og af nogenlunde samme størrelsesorden. Restriktionen, at koefficienterne til indkomsten og boligbeholdningen skal være ens med modsat fortegn, er pålagt alle regressionerne, idet frit estimerede koefficienter ikke gav meningsfyldte resultater.[2]

Det centrale budskab i tabel 1 er, at *valget af usercost-udtryk har konsekvenser for tidspolynomiets egenskaber*, specielt for hvorvidt det er muligt at knække polynomiet eller ej. Ved sammenligning af regressionerne nr. 1 og 3 fremgår, at uih1's forklaringsevne med det frit estimerede tidspolynomium er lidt bedre end det tidligere anvendte uih2. Imidlertid sker der det, at mens det med anvendelse af uih2 er muligt at knække tidspolynomiet (jf. nr. 2), er dette ikke muligt, når usercost-udtrykket udskiftes med uih1; gøres det alligevel fremstår en uacceptabel relation med dels en signifikant forøgelse af spredningen og dels signifikant autokorrelation (jf. nr. 4). Estimationsresultater og grafer for regression nr. 2 og 3 er vist i bilag 1. De viste grafer med bl.a rekursive estimationer giver ikke anledning til at fremhæve den ene specifikation frem for den anden på statistisk grundlag.

Nedenstående figur viser, at forklaringsbidraget fra de i tabel 1 estimerede tidspolynomier overordnet har mange lighedspunkter:

[2]Restriktionen er insignifikant i alle regressionerne undtagen i nr 4; i alle tilfælde er koefficienterne i fri estimation dog *numerisk* ret forskellige, idet koefficienten til LKh typisk bliver meget lille (og insignifikant).

Figur 2 Forklaringsbidrag fra tidspolynomier



Anm: De angivne numre henviser til regressionerne i tabel 1.

Alle polynomierne giver et positivt forklaringsbidrag til den reale kontantprisudvikling fra begyndelsen af estimationsperioden frem til 80'erne, hvorefter de flader ud; de frit estimerede polynomier (nr. 1 og nr. 3) "dykker" i sidste del af estimationsperioden. Skematisk kan polynomier beskrives ved:

Tidspolynomiers egenskaber:

NR	Toppunkt	1967-top	Top-1990	1978-90
1	1984	+66%	-8%	+1%
2	1978-90	+53%	0	0
3	1982	+62%	-17%	-12%
4	1978-90	+70%	0	0

Anm: De angivne numre henviser til regressionerne i tabel 1.

Sammenholdt med tabel 1 kan man lidt løst sige, at dykket fra toppunktet i 1984 til 1990 i regression nr 1, hvor uih2 anvendes, på 8% ikke er "signifikant" (polynomierne Nr 1 og Nr 2 er "ens"), mens faldet i regression nr 3, når uih1 anvendes, på 17% fra 1982 til 1990 *er* signifikant, (Nr 3 og Nr 4 er "forskellige").

Der kan fremføres en lang række forklaringer på, hvorfor kontantprisen, som

indikeret af de frit estimerede polynomier, skulle være lavere i slutningen af 1980'erne end relationen i øvrigt tilsiger. Blandt de oplagte er:

1 *mixlån,*
2 *kartoffelkur,*
3 *kreditforeningernes kreditvurderingspolitik,*
4 *tilpasning til lav-inflation* samt
5 det *psykologiske* element, at *rentefradragsretten* efter skattereformen tilsyneladende ikke længere er en hellig ko (der *kan* pilles ved den).

I modsat retning trækker dog:

6 skattereformens *overgangsordninger* og
7 diverse *boligpakker* - (for 1990 stempelfritagelse og 30-årige løbetider).

Punkterne 1, 2 og 6 (og til en vis grad 3 og 7) er noget, der direkte påvirker *usercost*. I princippet kunne man foretage en justering af usercost-begrebet for at tage hensyn til de ændrede finansieringsvilkår, som følge af ændrede institutionelle forhold; i dag findes en sådan justering i det ekstra led, der dækker beskatningen af lejeværdi. En tilsvarende konstruktion er foreslået af Dan Knudsen, der har beregnet en serie for udviklingen i 1. års afdragsandelene, der evt. vil kunne indgå additivt i usercost-udtrykket på linie med lejeværdi-leddet; en sådan serie vil kunne fange effekten af indførelsen af i hvert fald mixlånene.[3]

Mixlånenes indførelse forøgede i følge Dan Knudsens serie afdragsandelen med ca. 1 procent point, og hvis det antages, at ejerboliger prisfastsættes på baggrund af 1. års ydelser, kan mixlånenes indførelse således begrunde en stigning i usercost på .01 fra 1986 til 1987. Imidlertid er det vanskeligt teoretisk at acceptere, at ændringer i afdragsprofilen (dvs. ændrede løbetider og serie- vs. annuitetslån) har afgørende effekt på den pris folk er villige til at betale for en ejerbolig. I hvert fald er det næppe plausibelt, at en krone betalt til rente og en krone betalt til afdrag skal have samme vægt i folks vurdering af omkostningerne ved at sidde i eget hus. Endvidere bemærkes det, at rekursive estimationer af både regression nr 3 og nr 4 ikke viser specielle tegn på ustabilitet i koefficienten til usercost-udtrykket i forbindelse med mixlånene (se evt. bilag 1). Se også fodnote 5).

Tilpasning til *lav-inflation*, punkt 4, skal bl.a. ses i lyset af, at der i den betragtede relation hverken indgår noget udtrykket for den generelle inflation

---

[3]Dan Knudsen, Nationalbanken: "Kontantprisrelation og kartoffelkur", 26.1.90. Serien er beregnet fra 1971 og tager bl.a. højde for forlængelse af løbetider fra 20 til 30 år og indførelse af kontantlån i 1975, samt for indførelsen af mixlån fra 1987. Sandsynligvis kan afdragsserien konstrueres længere bagud, selv om dette medfører, at vi skal henover realkreditreformen i 1970; fremover skal man bl.a. tage stilling til, hvorledes de blandede løbetider (20/30 år) i forbindelse med boligpakken skal behandles. Serien har et karakteristisk forløb, idet den frem til løbetidsforlængelsen/kontantlåneordningen i 1975 er nogenlunde konstant 0.01, hvorefter afdragsandelen falder markant til et niveau mellem .001 og .006, hvorefter den stiger markant i forbindelse med mixlånenes indførelse fra .006 i 1986 til .016 i 1987; afdragsandelen holder sig herefter rimeligt konstant på dette niveau.

eller mere specifikt for forventede kapitalgevinster; dette kan forekomme problematisk, da det er den nominelle rente, der optræder i user-cost. Den observerede stigning i usercost gennem 1970'erne må således antages i vid udstrækning at være modsvaret af forventninger!om kapitalgevinster; tilsvarende må det antages, at faldet i usercost i 1980'erne i nogen udstrækning er sket samfaldende med et fald i inflationsforventningerne. I det næste afsnit undersøges, om tidspolynomiet (delvis) kan betragtes som proxy for inflationsforventningerne.

Endelig er der spørgsmålet om, hvorvidt skattereformens reduktion af *rentefradragsretten* kan have haft en effekt på boligmarkedet *ud over* den direkte (strengt økonomiske) effekt af, at usercost steg i forbindelse med skattereformen. Spørgsmålet er altså, om de sidste 3-4 års "krise" på boligmarkedet - der dels har afspejlet sig i stagnerende priser og dels i lav omsætning - delvis kan tilskrives usikkerhed omkring de fremtidige finansieringsvilkår for ejerboliger. En usikkerhed, som nok altid er blevet diskuteret, men som først har taget form efter skattereformen. En sådan forventningseffekt (der *ikke* nødvendigvis indebærer irrationalitet) er vanskelig at modellere og vil derfor kunne begrunde en dummy-konstruktion fra 1987 og frem.

Tages på denne baggrund udgangspunkt i regression nr 4 i tabel 1 (med knækket polynomium) og introduceres dummyer for årene 1987, 1988, 1989 og 1990, fås følgende koefficienter: 1987: -.07, 1988: -.04, 1989: -.08 1990: -.15, alle med en spredning på ca. 0.035. Bindes disse dummyer til at have samme koefficient (svarende til een dummy fra 1987 og frem) fås følgende relation:

$$\begin{aligned}(2)\ Lfphk = {} & \underset{(0.21)}{1.02}(LYd^{*}f - LKh) - \underset{(0.65)}{5.52}uih1 + \underset{(0.09)}{0.74}Lfphklag \\ & - \underset{(0.025)}{0.093}dum + \text{knækket tidspoly} + \text{konst.}\end{aligned}$$

$n = 1967\text{-}90 \quad DW = 1.55 \quad LM_1 = 3.80 \quad R^2 = .92 \quad s = .034$

hvor dum = 1 1987-1990 og ellers 0

Forklaringsevnen i relation (2) er signifikant bedre end i regression nr. 4 i tabel 1 (dummyen er signifikant).[4] Sammenlignes med regression 3 i tabel 1 (med frit polynomium) ses en næsten tilsvarende forklaringsevne og koefficientstørrelser; på denne baggrund forekommer *et knækket polynomium plus dummy ikke væsensforskellig fra et frit estimeret polynomium.* I bilag 1 er bragt regressionsresultater og grafer af relation (2).

[4]Relationen er ikke signifikant ringere, end når særskilte dummyer for hvert af årene 1987-1990 anvendes. Testes imidlertid for, om dummyen i 1990 er lig de øvrige tre, afvises dette klart.

Den betragtede dummy-konstruktion kan som nævnt begrundes i en forøget usikkerhed om den fremtidige rentefradragsret. Alternativt kan dummyen indfortolkes i usercost-udtrykket som udtryk for effekten af mix-lånene. Set i relation til koefficienten til usercost synes dummyen dog i overkanten til udelukkende at kunne tolkes som en "mixlåns-dummy".[5]

3 Inflation

I den nuværende kontantprisrelation indgår den forventede stigning i de nominelle indkomster, RYdhf, og den forventede stigning i de prioriterede huspriser, Rphpf. Begrundelsen er primært at skabe modvægt til, at det er den nominelle rente, der indgår i usercost-udtrykket.

Introduceres Rphpf eller RYdhf i regression nr 3 eller 4, tabel 1, er de enten insignifikante, eller de bliver encompasset af en dummy fra 1987 og frem. Forsøges med et glidende gennemsnit af forbrugerprisstigningerne (2, 4, 6 eller 8 perioders) fås samme resultat for så vidt angår regression 3. Tilsyneladende kan det frie 2. grads polynomium i regression 3 i tabel således ikke erstattes af eller suppleres med et mål for inflationsforventningerne.

Betragter vi imidlertid tilfældet med den knækkede polynomium, jf. regression 4, er det muligt at inddrage inflationsforventningerne i form af et 6 perioders glidende gennemsnit af forbrugerprisstigningerne:[6]

$$\begin{aligned}(3)\ Lfphk = {} & \underset{(0.21)}{0.88}(LYd^{*}f\text{-}LKh) - \underset{(0.76)}{6.74}uih1 + \underset{(0.08)}{0.74}Lfphklag \\ & + \underset{(0.55)}{2.22}infl + knækket\ tidspoly + konst.\end{aligned}$$

n = 1967-90 DW = 1.73 LM_1=2.70 R^2=.93 s = .032

hvor $infl = \sum_{i=1,6} [(pcp_i - pcp_{i-1})/pcp_{i-1}]/6$

Sammenlignet med de tidligere præsenterede relationer er koefficienten til indkomst minus boligbeholdning lidt mindre og koefficienten til usercost lidt større; størrelsesordenen af disse koefficienter og koefficienten til den laggede endogene er dog den samme. Alle koefficienter er klart signifikante, og

---

[5] Dummyen svarer med de givne koefficienter til usercost-udtrykket til en stigning i user-cost på ca. 1.5 procent point, hvilket er mere end Dan Knudsens afdragsserie tilsiger.

Introduceres Dan Knudsens afdragsandelsserie (forlænget med .01 i 1967-70) frit i regression nr 4 i tabel 1, bliver den signifikant med en koefficient, der er lidt *større end* (men ikke signifikant forskellig fra) koefficienten til user-cost. Introduceres imidlertid yderligere en dummy fra 1987 og frem bliver denne signifikant, og afdragsandelen bliver insignifikant! Indgår afdragsandelen bundet i usercost-udtrykket (med fuld vægt) bliver en evt. dummy fra 1987 og frem dog insignifikant.

[6] Det er afgørende, at det glidende gennemsnit er mindst 5-6 perioder langt.

forklaringsgraden er marginalt bedre end i de tidligere præsenterede relationer; i bilag 1 er vist diverse grafer af relation (3). Det bemærkes, at knækket i tidspolynomiet ikke er signifikant, og introduceres en dummy for 1987 og frem bliver den insignifikant (t-værdi = 0.5). Restriktionen at indkomstelasticiteten er 1 er lige præcis ikke signifikant (t-værdi = 1.9).

Tilsyneladende kan den tendens til fald i den reale kontantpris i slutningen af 1980'erne, der bl.a. indikeres af de frit estimerede tidspolynomier i figur 2 og/eller af dummykonstruktionen i relation (2), således begrundes i inflationsforventninger - konkret målt ved et 6 perioders glidende gennemsnit i forbrugerprisstigningerne. Koefficienten til inflationen er ca. 1/3 af koefficienten til usercost, og der er derfor *ikke* direkte tale om et mål for *realrenten.* Imidlertid forekommer det ikke urimeligt, at den forventede (og usikre) inflation indgår med en lavere vægt end den sikre nominelle rente. Hvis en forøget inflation slår igennem på den nominelle (før-skat) rente een til een, indebærer relationen, at den reale kontantpris falder med ca. 1% ved en forøgelse af inflationstakten på 1%-point.[7]

Desværre viser rekursive estimationer (se evt. bilag 1), at relationen ikke har helt de samme stabilitetsegenskaber som eksempelvis relation (2) og regressionerne i tabel 1. Specielt ubehageligt er det, at koefficienten til inflationen først er signifikant fra 1987, og at der generelt er en stigende tendens gennem estimationsperioden. Det bemærkes imidlertid, at der *ikke er tale om formelt brud* (vurderet på 1 periodes Chow-tests). Et andet problem ved relation (3) er, at inflationen kun er signifikant, når tidspolynomiet knækkes; hvis inflationen introduceres sammen med et frit estimeret tidspolynomium (svarende til regression nr. 3 i tabel 1), så er inflationen ikke signifikant.

Generelt bør disse stabilitetsproblemer dog ikke betragtes som særligt alvorlige, idet der i vid udstrækning blot er tale om muko mellem tidspolynomiet og inflation. Således minder inflationens forklaringsbidrag, jf. tinbergen-grafen i bilag 1, i forbløffende grad om et 2. grads polynomium i tiden. Tendensen til parameterustabilitet kan således betragtes som prisen for, at vi økonomisk er i stand til at forklare noget af det, som tidspolynomium og/eller dummy "forklarer" i de øvrige relationer.[8]

4. Modelegenskaber

Der er foretaget en række simulationer med de 4 relationer, der på baggrund af foranstående kan komme på tale:

---

[7]Det er statistisk ikke muligt at binde koefficienterne til infl og til usercost til at være ens med modsat fortegn. Gøres det alligevel, fås en signifikant forringelse af forklaringsevnen, idet s stiger til .067. Herudover bliver koefficienten til (indkomst minus boligbeholdning) insignifikant og numerisk utroværdigt lille (0.34); endelig opstår signifikante signifikant 1. ordens autorkorrelation.

[8]Tidspolynomiets forklaringsbidrag i relation (3) indikerer en økonomisk uforklaret vækst i kontantprisniveauet fra 1967-1978 på 41%, hvilket er lidt mindre end de tidligere præsenterede polynomier jf. figur 2.

I:	Regression nr. 2, tabel 1	- uih2, knækket poly.
II:	Regression nr. 3, tabel 1	- uih1, frit poly.
III:	Relation (2)	- uih1, knækket poly, dummy
IV:	Relation (3)	- uih1, knækket poly, infl.

Endvidere er for sammenligningens skyld medtaget:

ADAM: ADAMs nuværende kontantprisrelation

4.1 Modelegenskaber - boligmodellen

Der er foretaget simulationer med de nævnte kontantprisrelationer i sammenhæng med den resterende del af ADAMs boligmodel. Herved inddrages de helt centrale sammenhænge mellem kontantpris, boliginvesteringer og boligbeholdning, mens pris- og indkomstdannelse betragtes som eksogen.[9]

Grundsimulationer

Simulationerne tager udgangspunkt i 1990-værdierne for de laggede endogene samt eksogene variabler. I grundforløbet er alle eksogene størrelser enten holdt konstante - bl.a nbs og iwbz - eller fremskrevet med en konstant vækstrate på 4% p.a. - bl.a nominel indkomst og eksogene priser; initialværdierne for RYdhf og infl er sat til 4%, ligesom Rphpf er fremskrevet konstant med .04. Grundforløbet indebærer således *konstante relative priser og konstant realindkomst.* Simulationerne er foretaget over 50 år for så vidt muligt at lade alle effekter slå fuldt igennem.

De foretagne *grundsimulationer* er vist i bilag 2, hvor den reale og nominelle kontantpris, boligbeholdningen og netto-investeringerne er illustreret i figurerne 1-4. Det ses af figurerne, at grundsimulationen med den nuværende kontantprisrelation, herefter kaldet *ADAM, adskiller sig markant* fra de øvrige. Således tilsiger ADAM på sigt en væsentligt større boligbeholdning. Modstykket er en på kort sigt kraftig stigning i den reale konstantpris fra et 1990-niveau på ca 0.85 til ca. 1.25, hvilket afspejler, at den nuværende boligbeholdning i følge ADAMs kontantprisrelationen er for lav til at tilfredsstille efterspørgslen med de givne priser.

Over for dette forløb står simulationerne med de 4 kontantprisrelationer, der er foreslået her, der alle tilsiger en *langsigtet boligbeholdning på ca. 1990-niveau.* Det bemærkes, at det langsigtede niveau for den *reale kontantpris bestemmes af investeringsrelationen*, som den kontantpris, der sikrer, at nettoinvesteringer er nul (da der ikke er vækst i grundforløbet). Det langsigtede niveau for den reale kontantpris er derfor ens i alle specifikationerne - ca.

---

[9] De endogene variabler i boligmodellen er (lidt afhængig af konkret specifikation af kontantprisrelationen): Kh, flhn1, phv, uih, phk, phgk, RYdhf og LYdhdf (eller LYd*f), mens de centrale eksogene er Ydh (eller Yd*), pcp4xh (evt. pcp), pih, iwbz, skattesatser, nbs samt Rphpf.

0.66, 15-20% lavere end i 1990.[10] På kort sigt ses af figurerne i bilag 2, at alternativerne I-IV indebærer et blødere forløb i kontantprisen relativt til det abrupte spring, som ses i ADAM det første år. Baggrunden er, at vi ved at inkludere den laggede endogene har forladt ideen om kontinuert markedsclearing, hvorved vi med relativt stor vægt tager udgangspunkt i det givne niveau.

På de beskrevne grundsimulationer er foretaget en række eksperimenter, der illustrerer, hvorledes boligmodellens samlede egenskaber påvirkes af ændringer i kontantprisrelationen; disse simulationer resumeres her, men i øvrigt henvises til figurerne i bilag 2:

Initialt stød til boligbeholdning - figur 5-6 i bilag 2:

I dette eksperiment forøges boligbeholdningen i år 1 med 10.000 mio. 1980-kr, JDKh = 10.000 første år. På kort sigt er effekten af en større boligbeholdning et fald i den reale kontantpris, hvilket på sigt via investeringerne mindsker boligbeholdningen, indtil den er tilbage på grundforløbets niveau.

På helt kort sigt (1-2 år) er effekten nogenlunde den samme uanset specifikationen af kontantprisrelationen, idet den reale kontantpris falder med et par procent. *I ADAM er tilpasningen herefter træg* og monoton; der går således ca. 9 år, før halvdelen af stødet til boligbeholdningen er forsvundet, og ca 45 år før vi er nede på en 10. del!

Specifikationerne *I-IV udviser på mellemlangt sigt betydeligt større påvirkning af kontantprisen*, hvilket skyldes, at den kortsigtede påvirkning af kontantprisen fra boligbeholdningen via den laggede endogene forøges over tid. Den maksimale påvirkning af kontantprisen opnås efter 5-6 år, hvor den reale kontantpris er 3½-4½% lavere end i grundkørslen. Den større påvirkning af kontantprisen giver via investeringsrelationen en hurtigere reduktion af boligbeholdningen, hvilket på lidt længere sigt mindsker effekten på kontantprisen. Beholdningstilpasningen er dermed væsentlig hurtigere end i ADAM, idet halvdelen af stødet er væk efter kun 6 år, og efter ca. 11 år er vi nede på en 10. del. Den hurtigere indsvingning bevirker, at disse relationer indebærer overshooting på mellemlangt sigt; overshooting'en er dog af begrænset størrelsesorden.

1% realvækst - figur 7-8 i bilag 2:

I dette eksperiment forøges væksten i den nominelle disponible indkomst fra 4 til 5% p.a.; da de eksogene priser vokser 4% p.a. forøges realvæksten således permanent med 1%-point. Effekten heraf er en stadig stigende bolig-

[10]Det langsigtede kontantprisniveau er dermed følsomt over for de eksogene variabler (herunder antal offentlige støttede boliger) samt koefficienterne i investeringsrelationen. Anvendes den i JS 17.06.91 foreslåede reestimerede boliginvesteringesrelation er dette langsigtsniveau for alle praktiske formål det samme (mindre end 1% forskel).

efterspørgsel, der på kort sigt slår ud i højere kontantpris. På langt sigt skulle eksperimentet give højere boligbeholdning og uændret kontantpris, men på grund af den stadige vækst i indkomsten halter udbudet efter boligefterspørgslen, således at kontantprisen også på sigt må være over grundkørslen.[11] Effekten på det reale kontantprisniveau og på *vækstraten* i boligbeholdningen er vist i bilag 2, figur 7 og 8.

På kort og mellemlangt sigt er der ikke væsentlig forskel på de viste simulationer. I både ADAM og de 4 alternativer øges kontantprisen de første 5-10 år med et par procent om året som følge af realindkomststigningen. Den stadigt højere kontantpris giver anledning til større investeringer, der øger boligbeholdningen. Efter 10-12 år er *vækstraten* i boligbeholdningen kommet op på ca. 1%, hvilket kan betragtes som en form for ligevægt i alternativerne I-IV, hvor indkomstelasticiteten jo er bundet til een; i ADAM, hvor indkomstelasticiteten er væsentligt højere, øges vækstraten i boligbeholdningen til godt og vel 1.5%. Det bemærkes, at *niveauet* for boligbeholdningen på grund af væksten ikke helt følger med niveauet for indkomsten.[12]

Modstykket til, at niveauet for boligbeholdningen ikke kan holde trit med indkomstniveauet, er et *permanent højere kontantprisniveau.* Dette er mest udpræget i ADAM, hvor det reale kontantprisniveau til stadighed vokser med en vækstrate på over 2% p.a. Specifikationerne I-IV indebærer en på langt sigt betydelig mere afdæmpet forøgelse af kontantprisen til et niveau på 30-35% over grundkørslen. Bemærk, at forskellen i effekternes størrelsesordenen har nødvendiggjort 2 y-akser i figur 7, bilag 2!

Øget inflation og/eller rente - figur 9-14 i bilag 2:

I de sidste eksperimenter med boligmodellen øges den nominelle rente med permanent 1%-point og/eller inflationen - dvs. vækstraten i de eksogene priser og indkomster - øges med 1%. Effekten af en *øget rente* er at hæve usercost, hvilket mindsker boligefterspørgselen. På kort sigt sænkes kontantprisen, mens boligbeholdningen på langt sigt mindskes. *Øges inflationen*, stiger boligefterspørgslen - afhængig af specifikation - og vi ser den modsatte effekt. Endelig vil en *samtidig stigning i rente og inflation* (svarende til konstant før-skat realrente) naturligvis være summen af disse to eksperimenter, og fortegnet kan kun fastlægges med kendskab til de konkrete koefficienter til hhv. usercost og inflation.

---

[11]Dette er også berørt i EH 16. maj 1988.

[12]Efter 30 år er indkomstniveauet i eksperimentet vokset 33%. I specifikationerne I-IV er niveauet for boligbeholdningen øget med ca. 26%, hvilket indikerer, at den langsigtede niveau-elasticitet på 1 ikke er langt fra at være overholdt. I ADAM, hvor (niveau)-indkomstelatsticteten er 2.6, er boligbeholdningen øget med 33%; i ADAM er der således et væsentligt niveau-efterslæb (for at overholde niveau-elasticiteten skulle boligbeholdningen være vokset 86%). Efter 50 år, hvor indkomsten er steget ca. 61%, er boligbeholdningen øget med 49-51% i specifikationerne I-IV og med 79% i ADAM.

Øget rente, konstant inflation (figur 9-10 i bilag 2): En øget nominel rente har en langt kraftigere effekt på kontantprisen på mellemlangt sigt i specifikationerne I-IV end i ADAM; på langt sigt er effekten på boligbeholdningen også noget større i disse specifikationer. På mellemlangt sigt (ca. 5 år) reduceres det reale kontantprisniveau således med 7-9% i specifikationerne I-IV, mens effekten i ADAM ikke er meget over 2%; på langt sigt reduceres boligbeholdningen med mellem 2½ og 3½% i specifikationerne I-IV, hvor der i ADAM blot er tale om en reduktion på godt 1%.

Disse forskelle afspejler i nogen udstrækning de lidt større koefficenter til usercost i de nye specifikationer, men forskellene er på det *mellemlange sigt* i høj grad et resultat af *den ændrede tilpasningsmekanisme* - effekten af den *laggede endogene*.[13] Man kan (rent tankemæssigt) forestille sig det mellemlange sigt som et tidspunkt, hvor boligbeholdning endnu ikke har tilpasset sig, men hvor trægheden i kontantprisrelationen har udspillet sig. På dette teoretiske tidspunkt (som naturligvis aldrig nås, fordi tilpasningen i boligbeholdningen sker løbende) er effekten af en usercost-stigning lig med koefficienten til usercost divideret med een minus koefficienten til den laggede endogene. Denne maksimalt mulige påvirkning af den reale kontantpris er beregnet på denne måde omkring 5 gange så stor i specifikationerne I-IV som i den nuværende kontantprisrelation. Der er ingen tvivl om, at dette er hovedårsagen til den større påvirkning af den reale kontantpris på mellemlangt sigt, når specifikationerne I-IV anvendes.

Øget inflation, konstant rente (figur 11-12 i bilag 2): En øget inflationstakt med fastholdt rente påvirker stort set ikke den reale kontantpris (eller de øvrige variabler i boligmodellen), når specifikationerne I-III anvendes. I ADAM øges boligefterspørgslen via RYdhf-leddet, hvilket på sigt giver sig udslag i en boligbeholdning, der er godt en halv procent højere end i grundforløbet.[14] Den største effekt af øget inflation fås imidlertid med specifikation IV, der afviger markant fra de øvrige specifikationer. Således øges det reale kontantprisniveau med godt 6% på 7-8 års sigt. Efter ca. 20 år er en ny ligevægt fundet med en boligbeholdning, der er omkring 2½% højere end i grundforløbet. Står dette eksperiment til troende, må reduktionen af inflationsniveauet gennem 1980'erne bære en væsentlig del af skylden for det lave kontantprisniveau i slutningen af årtiet.

---

[13]På det helt *korte sigt* - 1. år - er effekten af en stigning i usercost - uafhængigt af om den laggede endogene optræder - givet ved koefficienten til usercost. Denne effekt er kun lidt større i specifikationerne I-IV end i ADAM. På *langt sigt* er effekten af en ændring i usercost på den reale kontantpris via konstruktionen af boligmodellen pr. definition 0 uanset kontantprisrelationens udseende. Effekten på kontantprisen er således hverken på helt kort eller på helt langt sigt afhængig af om den laggede endogene indgår eller ej.

[14]Den forventede stigningstakt i de prioriterede huspriser, Rphpf, er (ligesom i hele ADAM) eksogen. Øges Rphpf med 1 procent-point svarende til den generelle inflation i dette eksperiment, øges den kortsigtede effekt på den reale kontantpris fra ca. 1% til knap 3%. Effekten på boligbeholdningen er efter 50 år ca. 2% (mod ca ½% for fastholdt Rphpf).

Øget inflation, øget rente (figur 13-14 i bilag 2): Holdes før-skat realrenten konstant ved, at både inflationstakt og rente øges permanent med 1%, ses i alle tilfælde en reduktion af kontantprisen på kort sigt og en sænkning af boligbeholdningen på langt sigt. Det ses, at effekten er mindst i ADAM - ca. ½% mindre boligbeholdning;[15] på langt sigt er effekten i specifikation IV dog kun lidt større. I specifikation I-III er effekten på boligbeholdningen en reduktion af størrelsesordnen 2½-3% på langt sigt.

4.2 Modelegenskaber - hele ADAM

På baggrund af simulationerne med boligmodellen står det klart, at specifikationerne I-IV indebærer, at stød til boligmarkedet giver en kraftigere påvirkning af kontantprisen på mellemlangt sigt end tilfældet er med den nuværende kontantprisrelation. I det følgende vises, hvorledes dette har indflydelse på ADAMs samlede egenskaber.

Grundsimulationer

Grundsimulationen med ADAM er den lange, bløde bank LANG2013. Banken, der går fra 1989 til 2013, beskriver et blødt forløb med en generel vækst på godt 3% p.a. Grundsimulationerne med de nye specifikationer er sket på basis af samme bank.

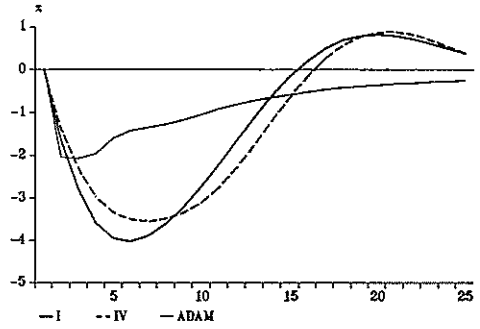
Ved konstruktionen af den lange bank var det nødvendigt at justere i kontantprisrelationen, for at den reale kontantpris ikke skulle stige som følge af realvæksten; dette er konkret sket v.hj.a. JRYdhdf. Hvis denne justering i kontantprisrelationen ikke var foretaget, ville den reale kontantpris i 2013 noget utroværdige være nået et niveau på 2.6 (mod 1.0 til 1989). I simulationerne med specifikationerne I-IV øges den reale kontantpris i 2013 uden justeringer til knap 1.5, hvilket ikke kan siges at være uplausibelt i et forløb med kraftig vækst. Det ses derfor, at *fremskrivningsproblemerne* med den nuværende kontantprisrelation i tilfælde med realvækst er *væsentligt reduceret* (om ikke løst) med de her foreslåede specifikationer.

Initialt stød til boligbeholdning:

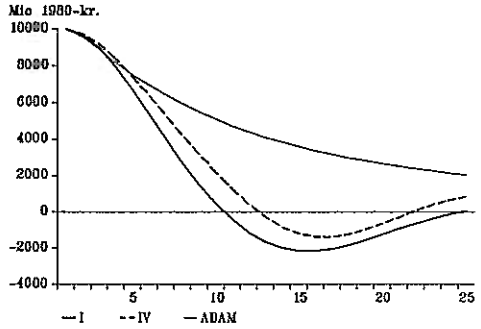
Effekten af at støde til den initiale boligbeholdning er med den samlede model ikke væsentligt forskellig fra tilfældet med den isolerede boligmodel. Omstående figurer illustrerer effekten på den reale kontantpris og boligbeholdningen i et eksperiment, hvor JDKh øges 10.000 første år:

[15]Øges også den eksogene Rphpf med 1% er effekten på langt sigt ½% *højere* boligbeholdning.

Figur 3 Stød til boligmarkedet JDKh + 10.000 første år. Effekt på real kontantpris.



Figur 4 Stød til boligmarkedet, JDKh + 10.000 første år. Effekt på boligbeholdning

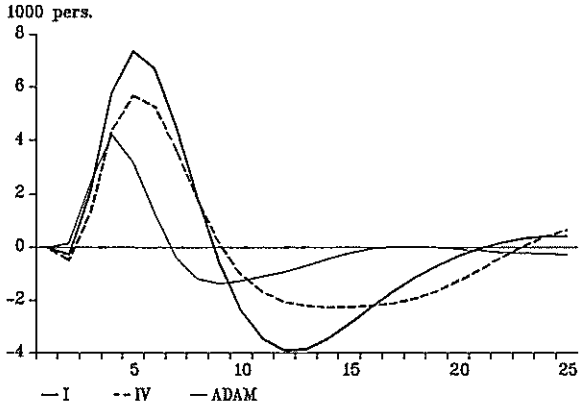


Anm: For alle praktiske formål opfører specifikationerne II og III sig som specifikation I; af hensyn til overskueligheden i graferne er disse specifikationer derfor ikke medtaget!

Ved sammenligning med de første 25 år i figurerne 5-6 i bilag 2 ses kun meget begrænsede forskelle mellem simulationerne med hele ADAM og med boligmodellen isoleret. Ved nærmere inspektion kan det dog bemærkes, at boligbeholdningen tilpasser lidt hurtigere, når der simuleres med hele ADAM uanset valg af kontantprisrelation. Baggrunden er, at den negative indkomsteffekt, som tilpasningen mod en lavere boligbeholdning (lavere boliginvesteringer) giver anledning til, forøger presset nedad på den reale kontantpris; herved forøges hastigheden, hvormed boligbeholdningen tilpasses.

Effekten af det betragtede eksperiment på den øvrige del af ADAM fremgår i hovedtræk af tabellerne i bilag 3. I nedenstående figur 5 er effekten på arbejdsløsheden illustreret:

Figur 5 Stød til boligmarkedet, JDKh + 10.000 første år. Effekt på arbejdsløshed.



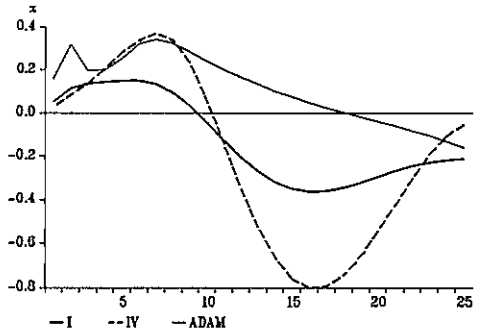
Af figur 5 ses, at de nye specifikationer af kontantprisrelationen giver anledning til større svingninger i arbejdsløsheden (og generelt i modellen jf. bilag 3). Baggrunden herfor er det forløb af boliginvesteringerne, som den nævnte hurtigere tilpasning i boligbeholdningen forårsager. De på mellemlangt sigt mindre boliginvesteringer giver på helt sædvanlig vis anledning til en negativ indkomstmultiplikator, der kører rundt i modellen. Når boligbeholdningen efter ca. 10 år har tilpasset sig forsvinder den negative effekt fra boliginvesteringerne, hvilket giver anledning til modsat rettede effekter på indkomstdannelsen.[16] Man må således betragte en mere volatil model som prisen for at opnå en hurtigere beholdningstilpasning på boligmarkedet.

Forøget offentligt varekøb

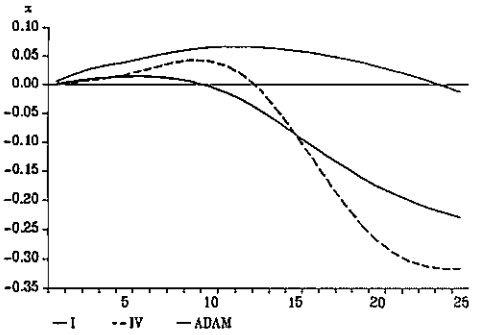
I det sidste eksperiment, der præsenteres, forøges det offentlige varekøb permanent med 1 mia. 1980-kr. (idet det antages at det resulterende underskud på de statslige budget obligationsfinansieres, krea5 = 1).

Effekten på boligmarkedet af en sådan ekspansiv finanspolitik illustreres i de følgende figurer:

Figur 6 Ekspansiv finanspolitik
JDfXov + 1.000 første år.
Effekt på real kontantpris.



Figur 7 Ekspansiv finanspolitik
JDfXov + 1.000 første år.
Effekt på boligbeholdning



Anm.: Til sammenligning med figur 4 kan det bemærkes, at 0.1% på Kh svarer ca. til 700 mio. 1980 kr.

Det ekspansive stød til økonomien forplanter sig til boligmarkedet via indkomsten, hvor det slår ud i en øget real kontantpris på kortere sigt. Med specifikationerne I-IV vender effekten på den reale kontantpris efter ca. 10 år og bliver negativ, og specielt i specifikation IV bliver effekten hurtigt mere negativ. Efter 16-17 år vender billedet igen og effekten på kontantprisen tenderer mod nul. Med den nuværende kontantprisrelation går der op imod 20 år, før effekten på kontantprisen bliver negativ. (Ændringen i) boligbeholdningen er via boliginvesteringsrelationen naturligvis spejlbilledet af udviklingen i kontantprisniveauet. Udviklingen i boliginvesteringerne og

[16]På grund af overshooting i boligbeholdningen vender boliginvesteringerne og bliver positive.

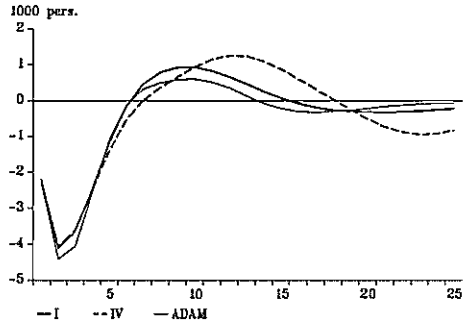
ADAMs øvrige centrale variabler ses af tabellerne i bilag 3.

Umiddelbart kan kontantprisudviklingen med specifikationerne I-IV se voldsomme ud, og ved første øjekast ligner forløbet med specielt IV mest af alt eksplosive svingninger; dette er dog formentligt synsbedrag. Faldet i multiplikatoren for den reale kontantpris efter ca. 10 år er nemlig forårsaget af et sammenfald af to omstændigheder. *For det første* bevirker modellens crowding-out mekanismer, at indkomsteffekten fra den ekspansive finanspolitik reduceres kraftigt, hvorved det positive bidrag til kontantprisudviklingen forsvinder. *For det andet* indebærer eksperimentet en tendens til stadigt stigende rente. Denne effekt påvirker kontantprisen negativt gennem hele forløbet, men domineres indledningsvis af indkomsteffekten. Når indkomsteffekten efterhånden falder bort, træder renteeffekten frem og presser boligefterspørgslen ned; det er denne effekt, der ses i faldet i boligbeholdningen fra 10. til 20. år. På dette tidspunkt er boligmarkedet med de nye specifikationer formentlig ved at indfinde sig i en ny ligevægt, hvor den permanent højere rente og næsten uændrede indkomst, indebærer en permanent lavere boligbeholdning[17].

Desværre er simulationsperioden for kort til at få bekræftet, at modellen generelt og boligmarkedet specifikt har fundet noget, der minder om en ny ligevægt efter 25 år. Det bør ved sammenligning af de alternative specifikationer med den nuværende kontantprisrelation bemærkes, at i hvert fald boligmarkedet tilsyneladende (målt ved multiplikatoren for kontantprisniveauet) synes på vej væk fra ligevægt med den nuværende kontantprisrelation. Dette synes rimeligt i overensstemmelse med den meget langsomme tilpasning, der er påvist med denne kontantprisrelation.

Effekten på ledigheden af den ekspansive finanspolitik illustreres i figur 8:

Figur 8 Ekspansiv finanspolitik, JDfXov + 1.000 første år. Effekt på arbejdsløshed.



Af figur 8 ses, at effekten på ledigheden er lidt mindre de første 2-3 år med de nye specifikationer, hvilket skyldes den mindre helt kort sigtede effekt på kontantprisen af en indkomststigning. På længere sigt genses forløbet med

[17]Konkret for specifikation IV medvirker inflationsfølsomheden også til volatiliteten.

større svingninger - se evt. bilag 3.

5. Opsummering

De foreslåede specifikationer kan opsummeres som følger:

SPECIFIKATION	KARAKTERI-STIKA	FORDELE	ULEMPER
I Regression nr. 2, tabel 1	uih2, knæk. polynomium	1 "Tolkelig", fremskrivningsvenligt polynomium 2 Stabile parametre	1 Teoretisk kedelig skattesats 2 Inflation har ingen effekt
II Regression nr. 3, tabel 1	uih1, frit polynomium	1 Teoretisk acceptabel skattesats 2 Stabile parametre	1 Utolkeligt polynomium med fremskrivningsproblemer 2 Inflation har ingen effekt
III Relation (2)	uih1, knæk. polynomium dummy fra 1987->	1 Teoretisk acceptabel skattesats 2 Stabile parametre 3 Fremskrivningsvenligt polynomium	1 Tolknings- og fremskrivningsproblemer med dummy 2 Inflation har ingen effekt 3 Tendens til autokorr.
IV Relation (3)	uih1, knæk. polynomium inflationsforvent.	1 Teoretisk acceptabel skattesats 2 Fremskrivningsvenligt polynomium 3 Inflations korrigering af nominel rente (= delvis økonomisk forklaring af tidspolynomium)	1 Mindre stabile koefficienter 2 Inflationen først signifikant fra 1987 3 Statistisk ikke bedre end frit estimeret polynomium

Hvad angår *modelegenskaber* indebærer de nye specifikationer - relativt til den nuværende kontantprisrelation - at fremskrivningsproblemerne i tilfælde med realvækst er væsentligt reduceret med de nye specifikationer. De nye specifikationer indebærer på mellemlangt sigt en større påvirkning af den reale kontantpris som følge af stød til boligmarkedet, hvilket implicerer en væsentligt hurtigere tilpasning mod beholdningsligevægt. Den hurtigere tilpasning giver anledning til større tendens til cyklisk tilpasning i den samlede model.

Valget mellem de foreslåede specifikationer (IV vs. I-III) bør nok bl.a. afhænge af, hvorledes man forholder sig til implikationerne af en ændret inflationstakt.

BILAG 1 FIGURER OG ESTIMATIONSRESULTATER

REGRESSION TABEL 1, NR. 2

24 observationer fra 1967 til 1990

lfphk

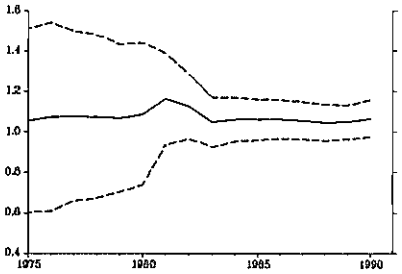
= 1.62932 * dtid - 0.22524 * dtid2 + 1.06734 * LYd*f-LKh
(4.03273) (2.89600) (5.85951)

- 6.72306 * uih2 + 0.74467 * lfphklag - 1.47422
(8.29720) (9.00359) (2.85297)

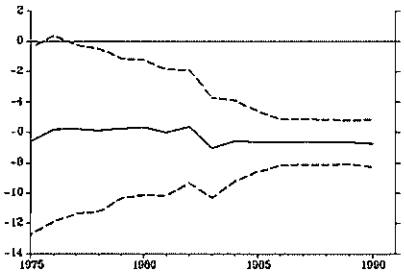
RSS	0.0217	s	0.0347	vside gns	-0.0295
R^2	0.9154	R^2 korr	0.8919	F 5, 18	38.9439
D.W.(1)	1.5891	DW(2)	2.5182		

Rekursive estimationer

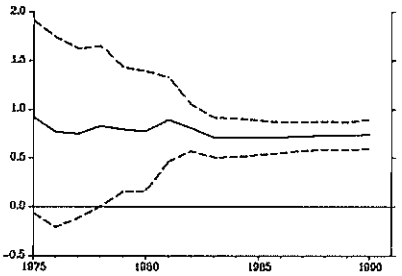
LYd*f-Lkh



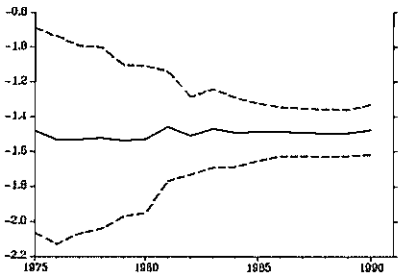
uih2



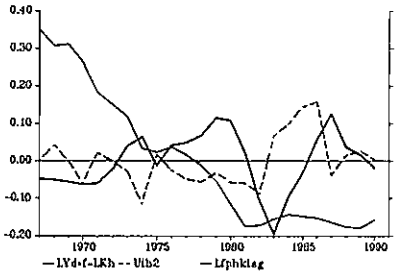
Lfphklag



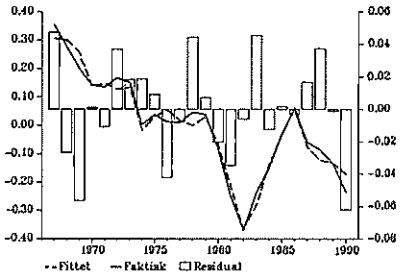
konstant



Tinbergen-graf



Faktisk/fittet, residualer



Anm: I alle figurer er tidspolynomiet flyttet over på venstreside af estimationsligningen.

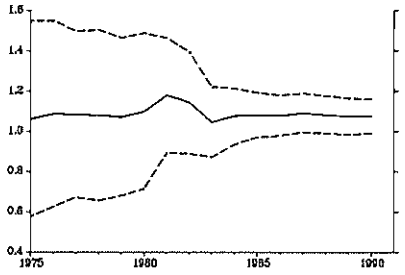
REGRESSION TABEL 1, NR. 3

24 observationer fra 1967 til 1990

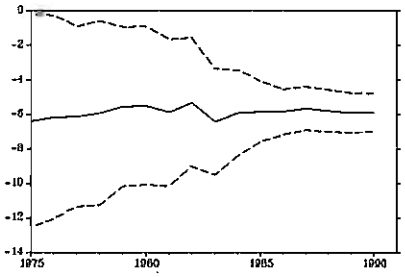
```
lfphk
  =     1.92112 * tid - 0.27362 * tid2 + 1.07485 * (lyd*f-lkh)
       (6.29891)       (7.09970)        (3.39163)

      - 5.89396 * uih1 + 0.76236 * lfphklag - 1.89686
       (6.98862)        ( 9.8174)            (5.47282)

RSS          0.0208   s           0.0340   vside gns -0.0295
R²           0.9186   R² korr     0.8960   F  5, 18  40.6506
D.W.( 1)     1.6721   DW( 2)      2.5883
```

Rekursive estimationer

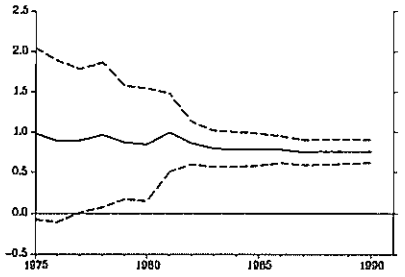
LYd*f-Lkh



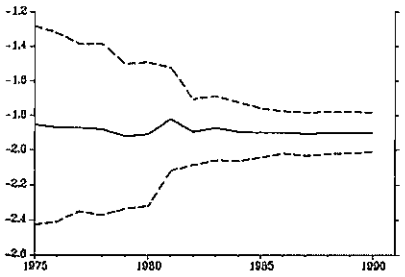
uih1



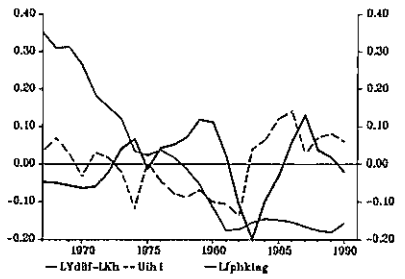
Lfphklag



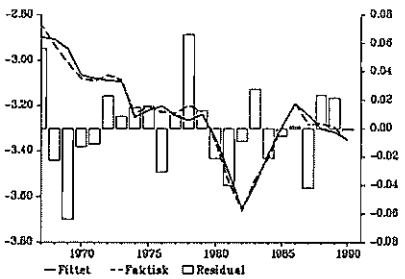
konstant



Tinbergen-graf



Faktisk/fittet, residualer



Anm: I alle figurer er tidspolynomiet flyttet over på venstreside af estimationsligningen.

RELATION (2)

24 observationer fra 1967 til 1990

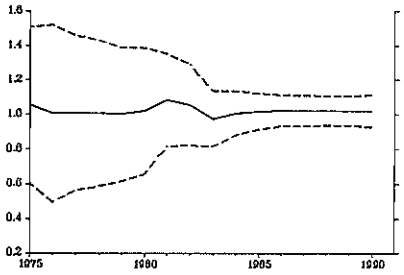
lfphk

```
=    1.46194 * dtid - 0.18476 * dtid2 + 1.02163 * efter
    (3.61455)        (2.42327)         (4.92706)

   - 5.51740 * uih1 + 0.73941 * lfphklag - 0.09278 * dum
    (8.52089)        (8.59381)            (3.66814)

   - 1.37875
    (2.67166)
```

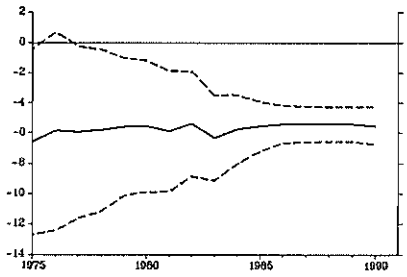
RSS	0.0197	s	0.0340	vside gns	-0.0295
R^2	0.9232	R^2 korr	0.8961	F 6, 17	34.0602
D.W.(1)	1.5544	DW(2)	2.6381		

Rekursive estimationer

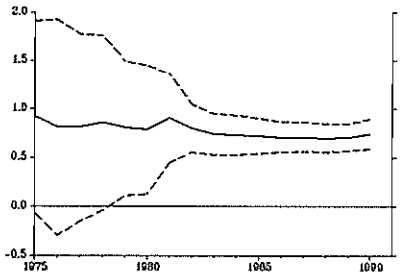
LYd*f-Lkh



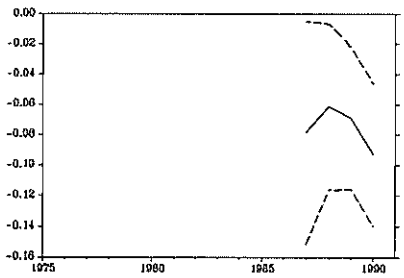
uih1



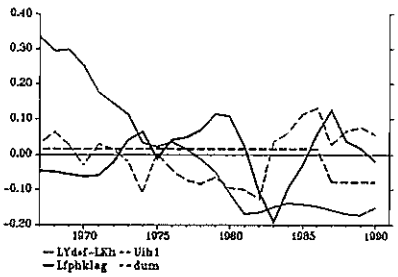
Lfphklag



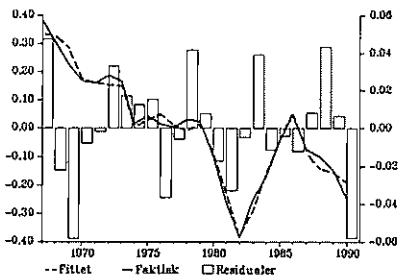
dum



Tinbergen-graf



Faktisk/fittet, residualer



Anm: I alle figurer er tidspolynomiet flyttet over på venstreside af estimationsligningen.

RELATION (3)

24 observationer fra 1967 til 1990

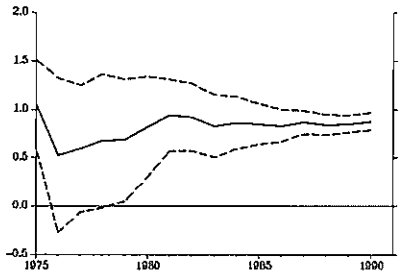
lfphk

```
=    1.37821 * dtid - 0.19633 * dtid2 + 0.87816 * efter
    (3.55015)        (2.71023)         (4.13529)

   - 6.74083 * uih1 + 0.75627 * lfphklag + 0.02220 * infl
    (8.82847)        (9.12038)            (4.07213)

   - 1.26579
    (2.55398)
```

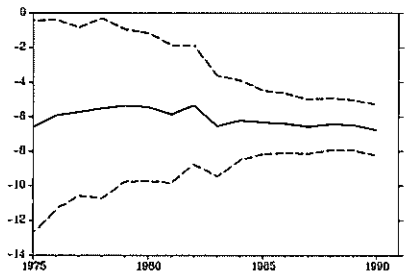
RSS	0.0178	s	0.0324	vside gns	-0.0295
R^2	0.9304	R^2 korr	0.9058	F 6, 17	37.8482
D.W.(1)	1.7325	DW(2)	2.5575		

Rekursive estimationer

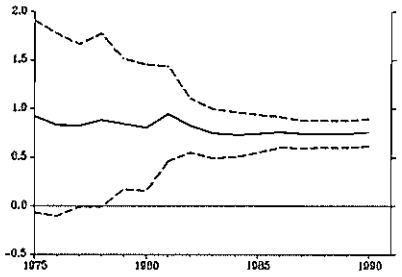
LYd*f-Lkh



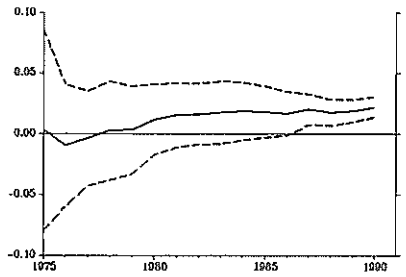
uih1



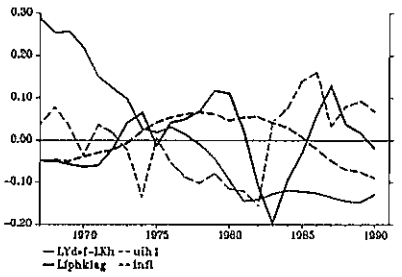
Lfphklag



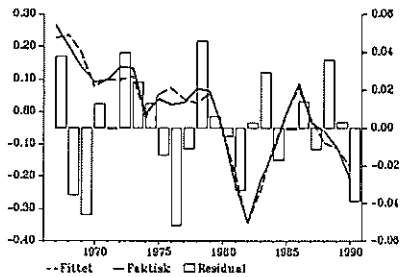
infl



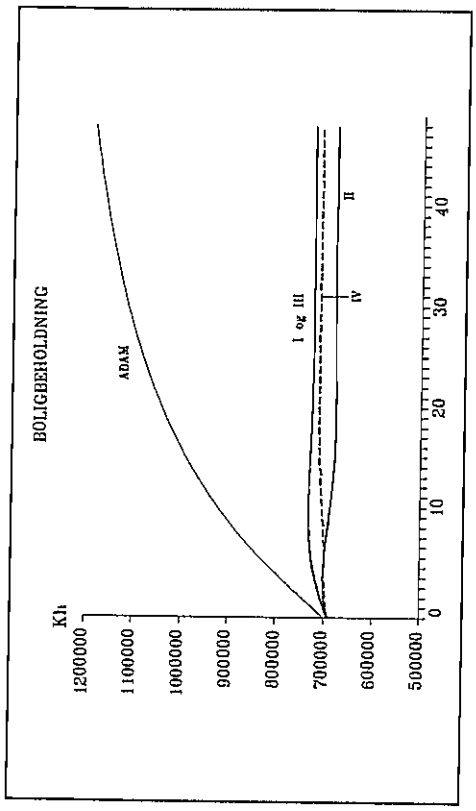
Tinbergen-graf



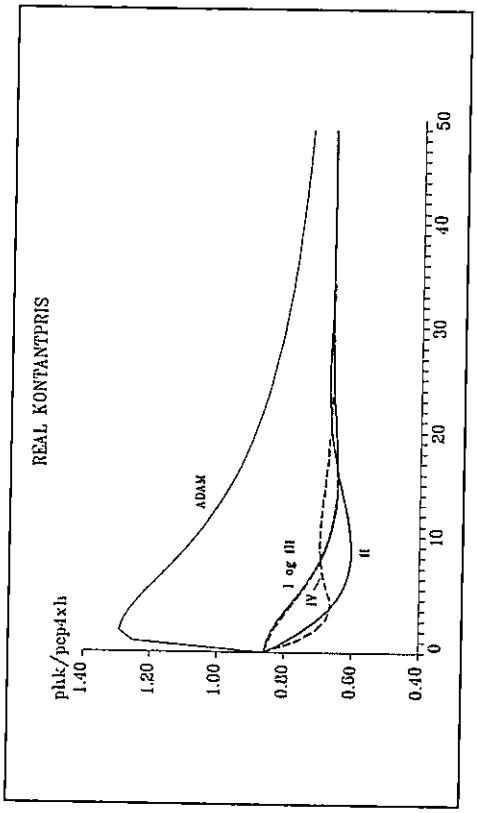
Faktisk/fittet, residualer



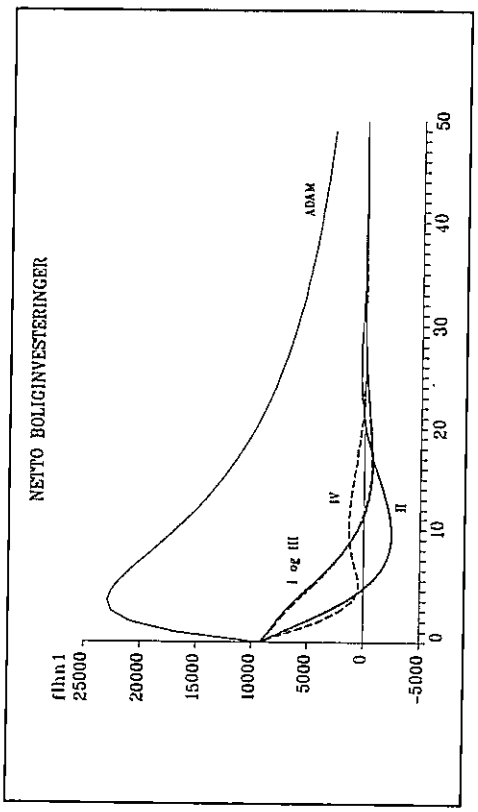
Anm: I alle figurer er tidspolynomiet flyttet over på venstreside af estimationsligningen.



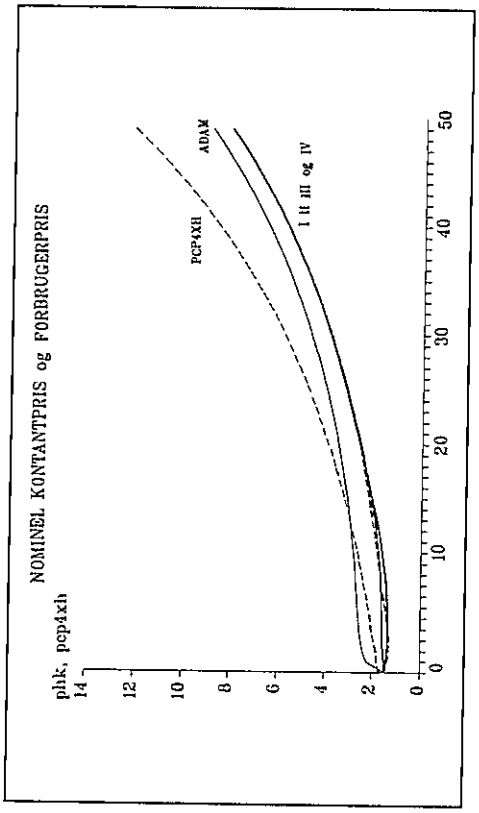
Figur 2 Grundsimulation



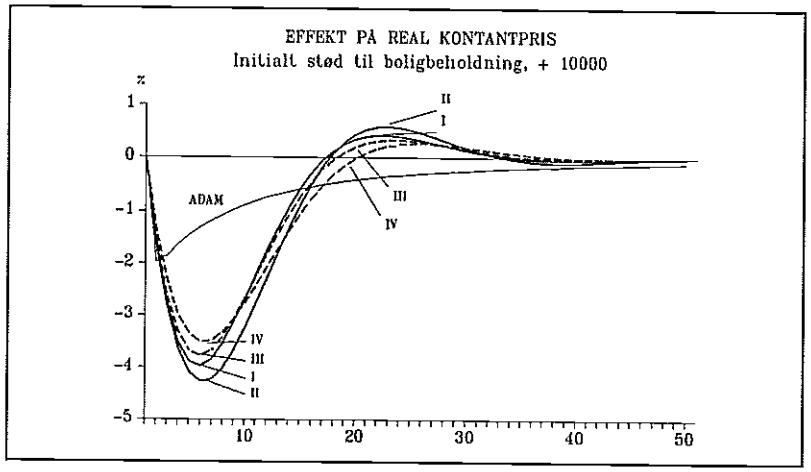
Figur 1 Grundsimulation



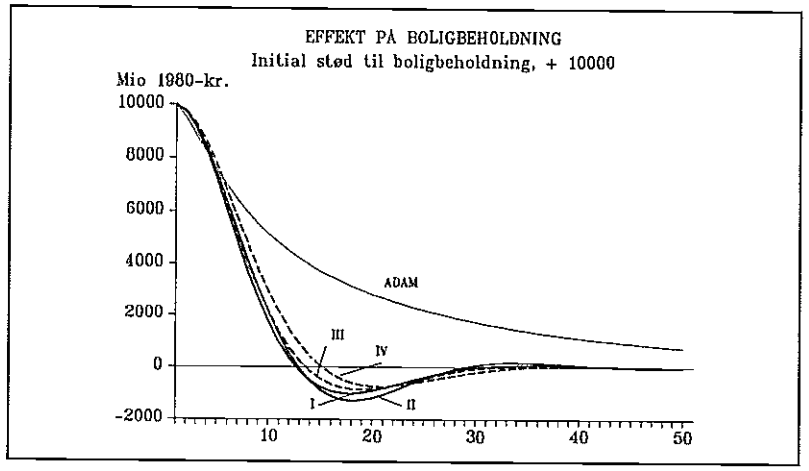
Figur 4 Grundsimulation



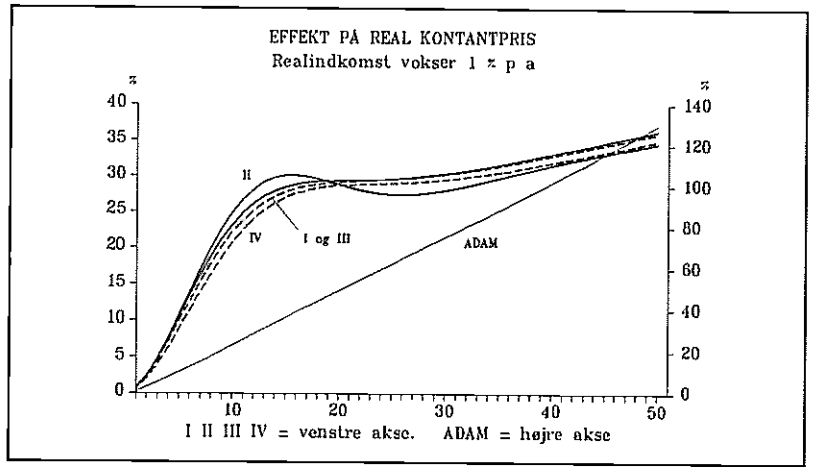
Figur 3 Grundsimulation



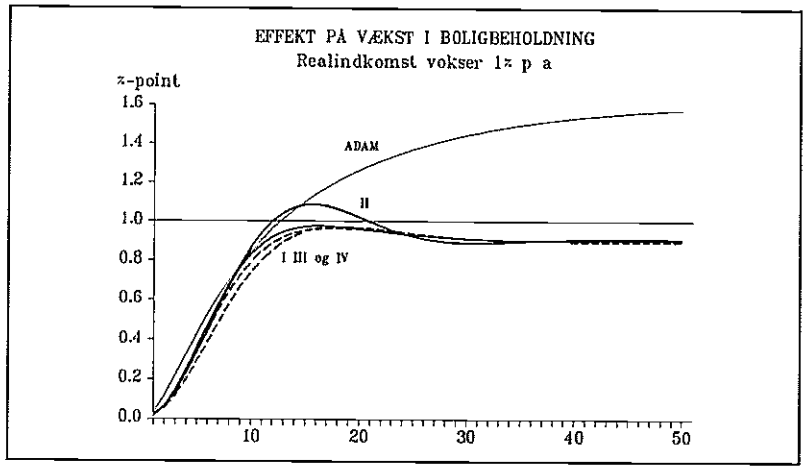
Figur 5 Multiplikator, stød til boligmarked



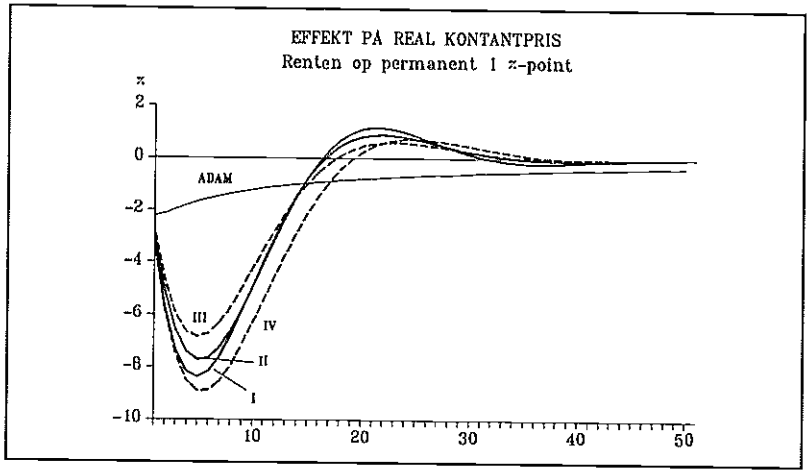
Figur 6 Multiplikator, stød til boligmarked



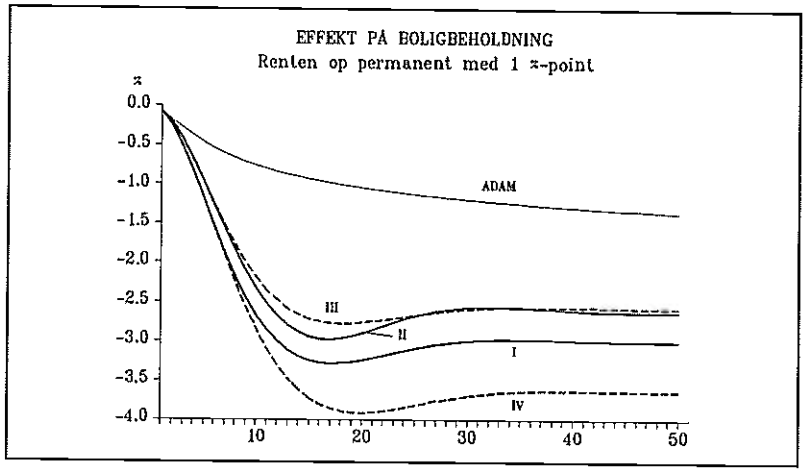
Figur 7 Multiplikator, øget realvækst



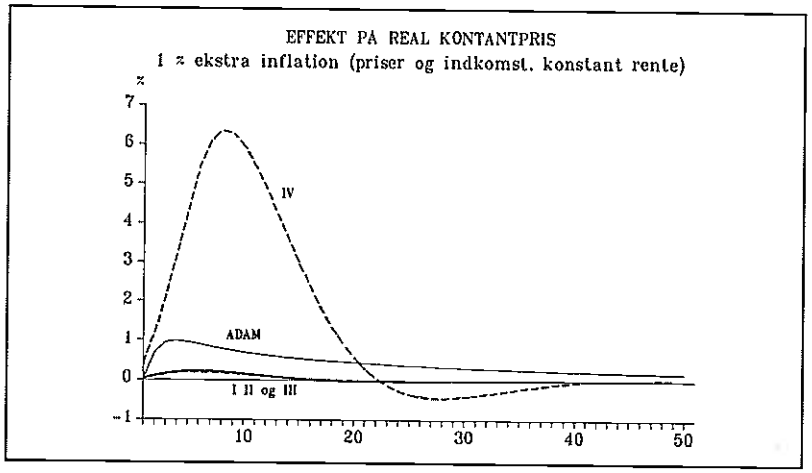
Figur 8 Multiplikator, øget realvækst



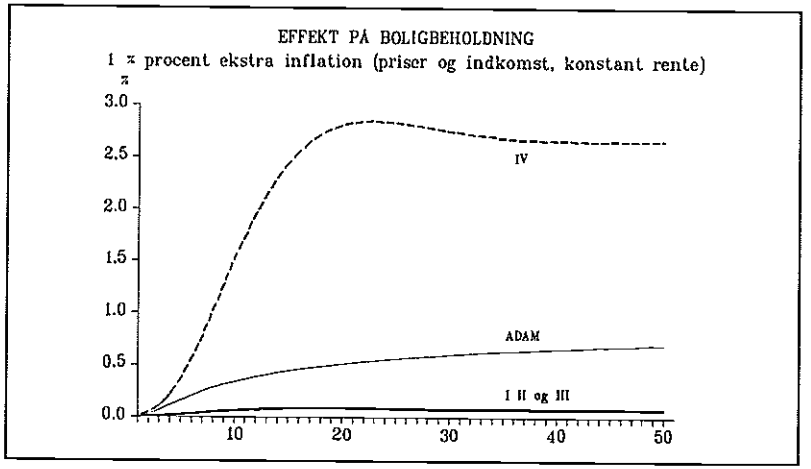
Figur 9 Multiplikator, øget rente



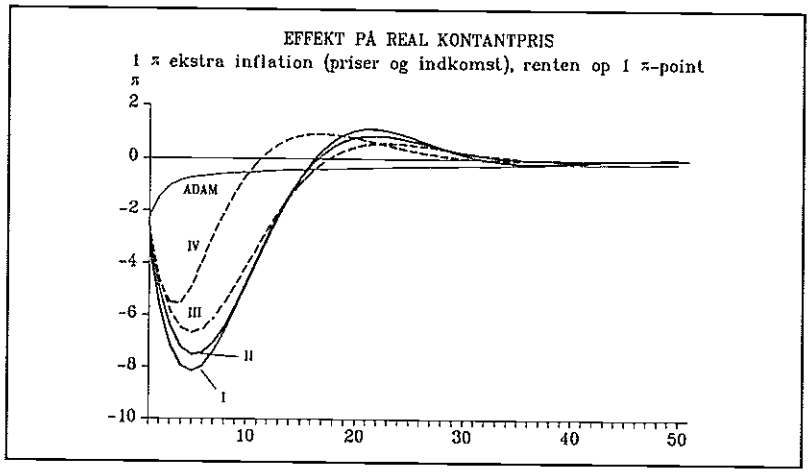
Figur 10 Multiplikator, øget rente



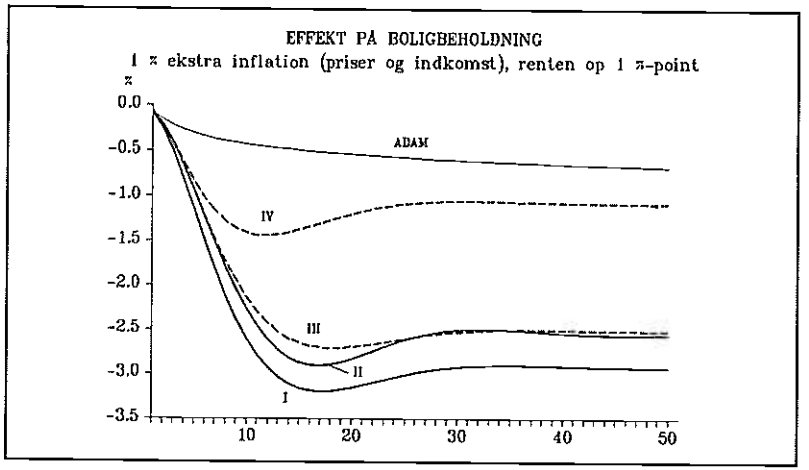
Figur 11 Multiplikator, øget inflation



Figur 12 Multiplikator, øget inflation



Figur 13 Multiplikator, øget inflation og rente



Figur 14 Multiplikator, øget inflation og rente

JDKH = 10000, første år. ADAM

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
												- ABSOLUT FORSKEL -													
FY		167	-1027	-1029	-722	-279	-47	32	24	13	7	-7	-43	-89	-130	-154	-162	-155	-140	-121	-102	-86	-72	-62	-56
FM		183	-500	-467	-357	-153	-77	-55	-59	-46	-21	7	26	39	50	63	77	93	108	122	134	145	156	165	174
FE		1	-9	4	82	222	364	454	473	436	365	282	197	120	56	8	-24	-41	-48	-48	-48	-48	-51	-57	-66
FCP		639	-659	-490	-314	-147	-232	-341	-396	-360	-273	-176	-93	-22	39	91	130	158	177	190	200	209	222	236	252
FCO		-2	4	4	3	1	1	1	1	2	2	2	2	2	3	3	3	3	3	3	3	3	3	4	4
FIP		38	-197	-339	-303	-81	112	220	244	237	219	193	153	102	52	13	-12	-24	-24	-19	-9		8	15	18
FIH		-353	-560	-627	-571	-504	-454	-420	-387	-351	-313	-280	-251	-227	-206	-186	-169	-154	-140	-128	-117	-108	-101	-94	-89
FIL		26	-107	-47	23	77	85	63	29	3	-13	-21	-25	-26	-24	-19	-12	-6	-1	3	4	4	3	1	
YW		-23	-516	-1254	-1953	-2524	-2838	-2866	-2643	-2241	-1741	-1219	-730	-316	3	225	361	434	472	503	550	630	741	887	1063
YR		99	-653	-461	-402	-342	-396	-464	-525	-545	-549	-556	-575	-604	-634	-665	-699	-734	-773	-815	-860	-906	-957	-1008	-1063
SD		-5	-110	-606	-897	-924	-949	-1016	-1081	-1046	-900	-677	-430	-197	8	182	323	433	513	569	611	650	689	737	797
TFOU		21	304	475	29	-664	-1268	-1553	-1533	-1311	-992	-636	-271	74	373	602	753	836	866	868	862	865	882	918	972
TFOI		171	-630	-1150	-1430	-1448	-1554	-1679	-1738	-1628	-1365	-1014	-648	-310	-16	231	428	577	685	765	830	896	968	1055	1159
ENL		-292	797	778	606	300	276	374	506	573	579	553	528	505	480	449	414	382	355	335	321	312	302	292	280
IW8Z	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
UL	0.00	0.14	2.43	4.21	3.18	1.26	-0.40	-1.21	-1.38	-1.27	-1.11	-0.93	-0.70	-0.44	-0.22	-0.06	0.02	0.02	-0.02	-0.08	-0.14	-0.19	-0.23	-0.26	-0.26
												- PROCENTVIS FORSKEL -													
PCP	0.00	-0.01	0.03	-0.02	-0.10	-0.19	-0.24	-0.25	-0.23	-0.19	-0.15	-0.12	-0.08	-0.05	-0.03	-0.02	-0.01	-0.01	-0.01	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.01
LNA	0.00	0.00	0.00	-0.08	-0.27	-0.45	-0.57	-0.58	-0.53	-0.43	-0.33	-0.22	-0.13	-0.06	-0.01	0.03	0.04	0.05	0.05	0.05	0.04	0.05	0.05	0.06	0.06

JDFXOV = 1000 første år. ADAM

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
												- ABSOLUT FORSKEL -													
FY	965	1121	1010	693	484	386	356	330	301	283	289	315	353	388	410	420	418	408	394	378	362	347	334	325	315
FM	514	629	653	550	515	522	546	553	544	530	520	517	519	522	523	523	522	521	520	520	521	522	523	526	528
FE	6	-16	-110	-277	-469	-632	-737	-787	-795	-777	-743	-701	-657	-619	-592	-577	-574	-579	-590	-603	-615	-625	-633	-638	-640
FCP	208	309	371	351	496	675	813	864	854	817	774	732	693	658	631	615	609	611	620	631	643	655	665	674	678
FCO	913	904	900	905	909	912	915	919	923	926	930	933	937	941	944	948	952	955	959	963	967	971	975	978	982
FIP	236	407	431	271	98	-29	-98	-141	-171	-188	-184	-160	-124	-85	-53	-31	-20	-18	-22	-30	-40	-50	-58	-64	-69
FIH	36	85	70	53	47	54	59	56	48	37	26	16	7	-2	-11	-21	-30	-39	-48	-58	-67	-77	-86	-96	-107
FIL	79	62	-1	-60	-81	-73	-50	-29	-13	-2	6	13	16	17	13	9	3	-1	-4	-5	-6	-5	-5	-3	-2
YW	530	1383	2345	3328	4147	4722	5047	5160	5121	4998	4849	4723	4653	4663	4761	4943	5192	5489	5812	6143	6470	6789	7096	7394	7689
YR	686	596	618	581	634	701	755	772	768	760	759	764	774	784	795	807	819	832	846	858	869	879	886	891	891
SD	168	713	1186	1537	1863	2179	2483	2708	2832	2875	2879	2877	2887	2920	2980	3072	3200	3363	3555	3770	4000	4238	4479	4719	4958
TFOU	1439	1492	2115	3071	4067	4864	5420	5792	6054	6257	6434	6610	6819	7095	7458	7917	8468	9099	9797	10548	11338	12159	13006	13876	14769
TFOI	645	1343	1968	2448	2971	3478	3925	4226	4378	4425	4427	4428	4451	4512	4618	4778	4992	5257	5563	5901	6260	6632	7012	7396	7784
ENL	-756	-964	-1036	-953	-1057	-1285	-1562	-1804	-2006	-2189	-2382	-2592	-2820	-3064	-3325	-3609	-3921	-4266	-4649	-5071	-5533	-6037	-6585	-7181	-7822
IW8Z	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.002
UL	-2.33	-4.42	-4.06	-2.61	-1.09	-0.13	0.32	0.50	0.58	0.59	0.51	0.35	0.13	-0.07	-0.22	-0.30	-0.32	-0.31	-0.26	-0.21	-0.17	-0.12	-0.10	-0.08	-0.07
												- PROCENTVIS FORSKEL -													
PCP	-0.03	0.02	0.12	0.23	0.31	0.36	0.38	0.38	0.36	0.34	0.31	0.29	0.26	0.24	0.23	0.23	0.22	0.22	0.22	0.23	0.22	0.22	0.22	0.22	0.21
LNA	0.02	0.13	0.35	0.61	0.82	0.95	1.00	0.99	0.94	0.88	0.81	0.74	0.68	0.63	0.60	0.58	0.58	0.57	0.57	0.57	0.57	0.56	0.55	0.54	0.53

JDKH = 10000, første år. Specifikation I

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
												- ABSOLUT FORSKEL -													
FY		291	-918	-1713	-1974	-1787	-1359	-857	-410	-61	181	324	374	361	311	247	180	115	54	-6	-61	-111	-150	-175	-184
FM		232	-417	-793	-943	-877	-725	-547	-385	-246	-127	-22	69	152	227	296	356	404	437	452	452	438	414	385	356
FE		3	-11	-15	52	240	523	827	1073	1208	1217	1110	912	663	396	140	-86	-270	-408	-502	-554	-571	-559	-524	-473
FCP		656	-455	-963	-1087	-1073	-1085	-1120	-1149	-1123	-1020	-843	-612	-350	-78	183	414	604	743	829	867	864	827	768	696
FCO		-2	3	6	7	6	5	3	2	2	1	1	2	2	3	3	4	4	5	5	5	6	6	6	6
FIP		64	-157	-470	-663	-586	-332	-10	287	515	658	714	690	602	475	331	189	59	-50	-138	-202	-244	-264	-263	-245
FIH		-234	-619	-944	-1162	-1273	-1296	-1252	-1160	-1033	-880	-710	-532	-354	-186	-36	91	189	257	295	305	293	264	225	181
FIL		35	-96	-120	-64	21	101	148	153	124	78	28	-16	-50	-70	-78	-76	-67	-56	-43	-31	-20	-10	-1	7
YW		58	-390	-1419	-2797	-4343	-5780	-6854	-7398	-7338	-6687	-5521	-3965	-2177	-316	1474	3077	4412	5426	6113	6477	6533	6322	5902	5331
YR		170	-604	-865	-990	-1046	-1075	-1103	-1144	-1175	-1186	-1178	-1155	-1120	-1078	-1033	-994	-968	-964	-975	-1005	-1060	-1124	-1195	-1271
SD		17	-42	-608	-1265	-1708	-2051	-2351	-2602	-2732	-2679	-2402	-1904	-1226	-425	435	1287	2072	2740	3265	3629	3827	3876	3801	3622
TFOU		-33	281	742	646	-60	-1147	-2266	-3140	-3611	-3634	-3234	-2481	-1477	-335	834	1930	2883	3646	4208	4564	4715	4678	4478	4140
TFOI		243	-475	-1476	-2420	-3099	-3668	-4145	-4490	-4601	-4400	-3856	-2996	-1890	-629	691	1972	3130	4097	4840	5339	5591	5625	5478	5187
ENL		-369	663	1321	1617	1585	1491	1429	1440	1492	1543	1563	1539	1462	1333	1162	969	775	603	474	392	361	379	436	524
IWBZ	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.001	-0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
UL	0.00	-0.26	2.13	5.81	7.36	6.70	4.53	1.84	-0.58	-2.37	-3.45	-3.90	-3.85	-3.45	-2.88	-2.25	-1.66	-1.14	-0.70	-0.34	-0.04	0.18	0.33	0.41	0.42
												- PROCENTVIS FORSKEL -													
PCP	0.00	-0.02	0.03	0.02	-0.07	-0.22	-0.38	-0.51	-0.58	-0.59	-0.54	-0.46	-0.35	-0.23	-0.12	-0.02	0.06	0.12	0.16	0.18	0.18	0.17	0.16	0.14	0.11
LNA	0.00	0.00	0.01	-0.05	-0.28	-0.63	-0.99	-1.27	-1.41	-1.40	-1.25	-1.02	-0.73	-0.43	-0.16	0.08	0.27	0.40	0.48	0.53	0.53	0.51	0.47	0.41	0.35

JDFXOV = 1000 første år. Specifikation I

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
												- ABSOLUT FORSKEL -													
FY	940	1020	899	684	490	350	264	206	168	147	143	153	175	202	227	249	266	278	287	292	293	291	284	275	264
FM	504	578	587	532	496	477	471	464	453	440	429	420	417	417	421	428	437	450	465	482	500	518	535	551	566
FE	6	-17	-107	-264	-443	-599	-705	-757	-763	-735	-687	-630	-569	-516	-473	-444	-428	-424	-431	-445	-465	-488	-512	-535	-557
FCP	204	246	274	347	473	600	691	727	715	670	608	543	482	432	396	376	371	380	400	430	467	505	544	582	618
FCO	913	905	901	905	909	912	916	919	923	927	930	934	938	941	945	949	952	956	960	963	967	971	975	979	983
FIP	231	383	394	254	106	-19	-105	-164	-199	-211	-201	-174	-135	-93	-53	-20	4	20	28	29	25	17	5	-8	-22
FIH	12	27	29	22	13	3	-7	-21	-38	-61	-87	-115	-141	-165	-184	-198	-206	-208	-207	-203	-197	-191	-187	-184	-184
FIL	77	54	-5	-50	-72	-70	-54	-34	-16	-2	8	14	18	19	18	14	10	6	2	-1	-3	-5	-6	-7	-7
YW	515	1306	2167	3047	3760	4235	4477	4525	4435	4264	4060	3867	3716	3635	3644	3751	3957	4258	4643	5105	5622	6173	6750	7342	7939
YR	673	543	563	573	596	626	650	653	643	627	610	594	582	573	568	566	567	571	579	592	600	604	607	608	603
SD	164	685	1101	1397	1697	1975	2225	2409	2521	2569	2577	2568	2560	2572	2613	2694	2821	2998	3222	3494	3800	4133	4489	4857	5230
TFOU	1450	1532	2149	3023	3907	4639	5178	5553	5817	6018	6193	6373	6584	6852	7194	7623	8143	8756	9456	10241	11095	12006	12969	13971	15000
TFOI	630	1260	1804	2258	2726	3146	3496	3736	3863	3902	3886	3853	3830	3843	3907	4038	4240	4518	4870	5292	5768	6285	6836	7411	7996
ENL	-740	-883	-927	-921	-1016	-1182	-1384	-1580	-1759	-1923	-2083	-2249	-2430	-2629	-2850	-3099	-3381	-3701	-4063	-4469	-4921	-5418	-5961	-6552	-7195
IWBZ	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
UL	-2.25	-4.11	-3.66	-2.47	-1.18	-0.17	0.45	0.79	0.92	0.93	0.83	0.67	0.47	0.26	0.07	-0.08	-0.18	-0.26	-0.30	-0.32	-0.32	-0.31	-0.29	-0.26	-0.22
												- PROCENTVIS FORSKEL -													
PCP	-0.03	0.02	0.11	0.21	0.29	0.34	0.36	0.36	0.34	0.31	0.28	0.25	0.22	0.20	0.18	0.17	0.16	0.16	0.16	0.17	0.17	0.18	0.19	0.19	0.19
LNA	0.02	0.13	0.34	0.58	0.77	0.90	0.94	0.93	0.88	0.80	0.71	0.63	0.56	0.50	0.46	0.44	0.43	0.42	0.43	0.44	0.45	0.47	0.48	0.49	0.49

JDKH = 10000, første år. Specifikation IV

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
												- ABSOLUT FORSKEL -													
FY		358	-652	-1303	-1513	-1374	-1072	-737	-462	-271	-140	-41	37	109	180	245	293	312	293	237	150	45	-64	-165	-247
FM		258	-289	-593	-710	-653	-539	-417	-318	-246	-186	-123	-53	27	116	209	299	376	435	471	483	473	445	405	357
FE		4	-9	-21	20	157	373	611	810	931	963	917	806	659	491	316	142	-24	-177	-312	-425	-509	-561	-579	-565
FCP		667	-296	-719	-802	-773	-783	-827	-874	-896	-858	-754	-600	-414	-209	2	207	396	560	693	788	844	860	838	780
FCO		-2	2	5	6	5	4	3	2	2	2	2	2	2	3	3	3	3	4	4	4	5	5	6	6
FIP		79	-93	-350	-518	-464	-274	-38	171	325	421	468	475	453	412	359	296	223	140	50	-43	-131	-205	-260	-292
FIH		-170	-469	-713	-875	-964	-1005	-1012	-999	-967	-911	-823	-701	-548	-374	-192	-20	130	245	321	355	353	320	265	197
FIL		39	-76	-98	-55	12	73	108	110	88	56	26	1	-16	-26	-32	-36	-40	-44	-46	-47	-44	-38	-29	-17
YW		101	-200	-957	-1968	-3097	-4142	-4937	-5395	-5498	-5270	-4751	-3982	-3001	-1834	-514	923	2415	3884	5225	6325	7088	7445	7372	6895
YR		207	-463	-666	-754	-794	-825	-867	-933	-1006	-1065	-1102	-1116	-1108	-1076	-1031	-977	-930	-896	-882	-895	-929	-986	-1059	-1147
SD		29	26	-411	-918	-1221	-1442	-1649	-1855	-2015	-2081	-2013	-1794	-1432	-942	-348	324	1040	1760	2437	3025	3485	3786	3911	3859
TFOU		-62	179	592	558	36	-774	-1594	-2223	-2569	-2631	-2458	-2105	-1621	-1035	-372	359	1144	1962	2777	3534	4166	4609	4813	4757
TFOI		283	-268	-1043	-1751	-2216	-2605	-2958	-3267	-3468	-3495	-3305	-2889	-2266	-1462	-513	544	1653	2753	3775	4646	5307	5714	5844	5701
ENL		-411	454	983	1206	1159	1082	1054	1102	1203	1304	1363	1366	1306	1187	1019	820	612	414	242	107	16	-29	-26	24
IWBZ	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
UL	0.00	-0.48	1.32	4.38	5.69	5.25	3.67	1.77	0.12	-1.03	-1.71	-2.06	-2.21	-2.25	-2.25	-2.21	-2.11	-1.93	-1.65	-1.28	-0.84	-0.38	0.04	0.39	0.65
												- PROCENTVIS FORSKEL -													
PCP	0.00	-0.02	0.03	0.03	-0.04	-0.16	-0.28	-0.38	-0.43	-0.45	-0.43	-0.39	-0.33	-0.26	-0.19	-0.12	-0.05	0.02	0.08	0.13	0.16	0.18	0.19	0.18	0.16
LNA	0.00	0.00	0.02	-0.02	-0.18	-0.45	-0.73	-0.95	-1.07	-1.09	-1.01	-0.87	-0.70	-0.52	-0.33	-0.15	0.02	0.17	0.30	0.40	0.47	0.51	0.52	0.50	0.45

JDFXOV = 1000 første år. Specifikation IV

	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
												- ABSOLUT FORSKEL -													
FY	934	1001	887	704	555	453	385	322	242	151	65		-31	-34	-15	21	71	132	201	274	342	397	432	441	425
FM	501	568	578	534	515	509	507	497	470	429	385	347	320	303	296	298	310	331	364	407	456	508	557	600	633
FE	6	-17	-106	-261	-439	-596	-711	-779	-805	-799	-767	-713	-641	-560	-477	-400	-336	-288	-259	-252	-266	-299	-348	-411	-481
FCP	203	232	262	353	503	648	747	789	766	697	604	505	411	325	252	193	153	135	145	182	244	325	419	518	614
FCO	913	905	901	905	908	912	915	919	923	927	931	935	938	942	946	949	953	956	960	964	967	971	975	979	983
FIP	230	378	388	257	123	13	-66	-130	-183	-226	-251	-256	-237	-198	-147	-91	-34	20	69	110	138	152	148	128	91
FIH	7	18	25	32	41	50	58	55	35	-4	-58	-122	-191	-257	-314	-357	-382	-386	-371	-340	-297	-249	-202	-161	-132
FIL	77	52	-6	-46	-66	-64	-50	-35	-24	-16	-9	-1	8	17	23	26	27	25	22	18	12	5	-3	-11	-18
YW	512	1292	2135	2994	3697	4177	4446	4543	4505	4362	4140	3856	3528	3187	2866	2611	2465	2475	2685	3122	3798	4696	5776	6970	8203
YR	670	534	557	578	617	656	684	688	666	630	591	553	518	484	454	428	410	403	411	432	463	496	527	549	557
SD	163	680	1085	1369	1663	1941	2194	2385	2507	2562	2567	2540	2494	2442	2390	2353	2350	2401	2531	2755	3084	3513	4031	4614	5236
TFOU	1452	1540	2154	3008	3856	4554	5080	5471	5782	6054	6303	6532	6744	6950	7167	7417	7728	8127	8641	9292	10102	11080	12225	13517	14921
TFOI	627	1244	1777	2226	2700	3131	3493	3749	3888	3921	3879	3790	3679	3564	3460	3390	3381	3469	3686	4057	4593	5286	6114	7038	8015
ENL	-737	-867	-912	-924	-1048	-1235	-1444	-1636	-1789	-1907	-2013	-2125	-2257	-2410	-2587	-2790	-3027	-3308	-3645	-4044	-4509	-5038	-5624	-6263	-6947
IWBZ	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
UL	-2.23	-4.05	-3.61	-2.51	-1.40	-0.55	-0.01	0.36	0.66	0.93	1.15	1.26	1.24	1.10	0.88	0.62	0.33	0.03	-0.25	-0.51	-0.73	-0.88	-0.95	-0.93	-0.83
												- PROCENTVIS FORSKEL -													
PCP	-0.03	0.03	0.11	0.21	0.29	0.34	0.36	0.36	0.35	0.34	0.31	0.28	0.24	0.20	0.16	0.13	0.11	0.09	0.09	0.09	0.10	0.12	0.14	0.16	0.19
LNA	0.02	0.13	0.34	0.57	0.77	0.90	0.96	0.97	0.93	0.87	0.79	0.70	0.60	0.50	0.41	0.34	0.29	0.25	0.24	0.25	0.28	0.32	0.37	0.42	0.48

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

John Smidt

17. juni 1991

Kontantpris og boliginvesteringer

Resumé:

Boliginvesteringsrelationen efterses, og der påpeges ingen nye problemer. Den nuværende specifikation klarer reestimation frem til og med 1987 uden problemer, og det anbefales at lægge den reestimerede relation ind i den kommende modelversion.
Den nuværende kontantprisrelation efterses. Sammenbrud efter 1987 påvises og sættes bl.a i forbindelse med en ikke tilfredsstillende behandling af skattereformens ændrede regler for rentefradragsretten. Der illustreres alternative skatteserier til brug for usercost-udtrykket i boligefterspørgslen. Problemerne med den høje indkomstelasticitet i boligefterspørgslen diskuteres og behov for yderligere trendede variabler fremføres. Endelig stilles spørgsmålstegn ved formålstjenstligheden af det store antal konstruerede forventningsvariabler i den nuværende kontantprisrelation.
Alternative estimationer af kontantprisrelationen fremlægges på perioden 1967-1990. Indkomstbegrebet fra den senest foreslåede forbrugsfunktionen erstatter det hidtil anvendte og et nyt usercost-udtryk introduceres jf. ovenfor om skattereform. Trods disse nye definitioner og introduktion af et tidspolynomium synes, den nuværende specifikation ikke til at redde - enten er der tale om parameterustabilitet og/eller uønskede modelegenskaber. En ny specifikation fremlægges, hvor den laggede endogene optræder for at fange træg markedstilpasning, hvor de konstruerede forventningsvariabler udelades, og hvor et tidspolynomium introduceres. Kreative tolkninger af dette polynomium lægger op til to mulige specifikationer af kontantprisrelation, der begge har stabile parametre og fornuftige modelegenskaber.

---

bolig.js

Nøgleord: bolig kontantpris skat indkomst modelegenskaber trend

1 Boligmodellen

Boligmodellen i ADAM består af en række ligninger, der binder boliginvesteringer, boligbeholdning og prisen på boliger sammen. Modellen er ganske simpel[1]:

Udbuddet af boliger, K^s, antages givet ved primo-beholdningen af boliger, mens efterspørgslen, K^d, specificeres som en funktion af bl.a. user-cost, indkomst og prisen på boliger. Der antages stadig markedsclearing, idet det antages, at prisen på boliger (kontantprisen) er tilstrækkelig fleksibel, således at $K^s=K^d$. Netto-boliginvesteringerne antages bestemt på baggrund af Tobins Q, der er forholdet mellem prisen på gamle boliger (kontantprisen) og prisen på nye (investeringsprisen). Endelig bestemmes beholdningen af boliger ved en dynamisk definitionsligning, hvor primo beholdning og nettoinvesteringer bestemmer ultimo beholdningen.

I ADAM-nomenklatur bliver det til:

(1) $K^s = Kh_{-1}$
(2) $K^d = \alpha_1^*phk/pcp4xh+\alpha_2^*uih+\alpha_3^*LYdhdf++....$
(3) $K^s = K^d$
(4) $fIhn1 = ß_1phk/pih+....$
(5) $Kh = Kh_{-1}+fIhn1$

Ved indsættelse af (1) og (2) i ligevægtsbetingelsen (3) elimineres de ikke observerbare K^s og K^d, og vi får en relation, som vi kan tolke som en boligefterspørgselsfunktion:

(6) $Kh_{-1} = \alpha_1^*phk/pcp4xh+\alpha_2^*uih+\alpha_3^*LYdhdf+....$

Der er intet til hinder for at estimere relation (6) direkte, men da vi tænker, at det, som relationen bestemmer, er den reale kontantpris, forekommer det logisk at vende relationen om og isolere kontantprisen; herved har vi **kontantprisrelationen**:

(7) $phk/pcp4xh = \alpha_1Kh_{-1}+\alpha_2uih+\alpha_3LYdhdf+.....$

hvor $\alpha_1 = 1/\alpha_1^*$, $\alpha_2 = \alpha_2^*/\alpha_1^*$ og $\alpha_3 = \alpha_3^*/\alpha_1^*$

α^*-parametrene kan umiddelbart tolkes som **boligefterspørgslens elasticitet** m.h.t. den pågældende variabel; således er α_3^* **boligefterspørgslens indkomstelasticitet** (ofte blot benævnt "indkomstelasticiteten"), mens α_1^* er **boligefterspørgslens priselasticitet** ("priselasticiteten"). Tolkningen af α-parametrene i kontantprisrelationen (7) er, at de angiver den **implicitte priselasticitet m.h.t.**

[1]For en gennemgang af model og estimationsresultater se også arbejdsnotat nr. 24, og henvisninger heri. Herudover er boligmodellen beskrevet i "Boligmarkedet i en makroøkonomisk model, ADAM,", JS marts 1990.

til variablen. Vi kommer således fra α-koefficienterne i kontantprisrelationen til elasticiteter i boligefterspørgslen ved at dividere med koefficienten til Kh_{-1} - α_1; indkomstelasticiteten findes eksempelvis fra kontantprisrelationen som α_3/α_1 $(=\alpha_3^*)$.

ADAMs boligmodel består af relationer svarende til (4), (5) og (7). Modellen er strengt **rekursiv**, idet kontantprisen bestemmes i 0. orden i relation (7); herefter bestemmes netto-investeringerne i (4), hvorefter boligbeholdningen fastlægges i (5). I næste periode indgår denne beholdning så i bestemmelsen af kontantprisen osv.

Boligmodellens funktionsmåde beskrives lettest ved et eksempel. En øget boligefterspørgsel (fx en permanent indkomststigning) øger boligefterspørgslen, hvilket for givet boligudbud presser kontantprisen op (relation (7)). Den højere kontantpris gør det mere profitabelt at opføre nye boliger, hvorfor boliginvesteringerne øges (relation (4), hvilket giver sig udslag i en større ultimo boligbeholdning (relation (5)). I næste periode virker det større boligudbud dæmpende på kontantprisen i forhold til første periode, hvorved også investeringsaktiviteten dæmpes. På langt sigt opnås ligevægt ved, at den større boligbeholdning netop modsvarer den indkomstbetingede større boligefterspørgsel. Den reale kontantpris og investeringsniveauet er derimod uændret på langt sigt.

2 Boliginvesteringsrelationen

ADAMs nuværende boliginvesteringsrelation har følgende udseende:

$$
\begin{aligned}
(8)\quad fIhn1 = {} & -21221 + .4443\times(fIhn1_{-1} - .4515\times nbs_{-1}) \\
& \quad (4586) \quad (.0934) \\
& + 26235\times(phk/(.8\times pih + .2\times phgk)) + 5953\times d76 + \\
& \quad (5167) \qquad\qquad\qquad\qquad\qquad (1426) \\
& + 4726\times d19723 + .4515\times nbs \\
& \quad (1331) \qquad\quad (.1389)
\end{aligned}
$$

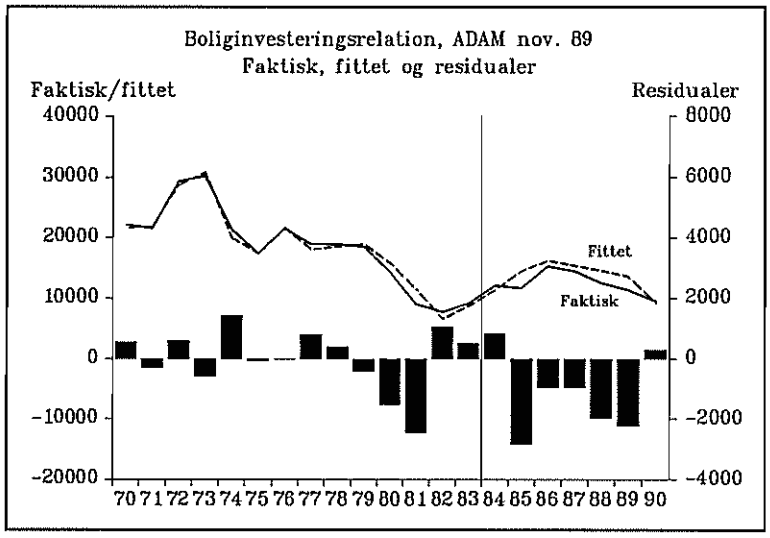
n = 1970-83 s=1319 DW = 1.83 R^2=.98

hvor

fIhn1	nettoinvesteringer i boliger
nbs	antal offentligt støttede boliger under opførelse
phk	kontantprisen på enfamilie huse
pih	prisen på boliginvesteringer
phgk	kontantprisen på byggegrunde
d76	dummy = 1 i 1976, ellers 0 (mimsen)
d19723	dummy = 1 i 1972 og 1973 ellers 0 (byggemomsrefusionens aftrapning)

Relation (8) bestemmer netto-investeringerne primært som en funktion af Tobins Q (=phk/(.8pih+.2phkg), der angiver prisforholdet mellem eksisterende huse og nybyggede huse; jo højere prisen på eksisterende huse er, jo mere profitabelt er det at igangsætte nyt byggeri. Begrundelsen for den laggede endogene er, at byggeri tager tid, således at byggeri påbegyndt det ene år først fuldføres næste år[2]. Inddragelsen af nbs indebærer, at det, man forklarer i relationen, er det private ikke-støttede byggeri (=fIhn1-.4515nbs); koefficienten til nbs kan under antagelse om en gennemsnitlig opførelsestid på et år tolkes som den gennemsnitlige pris for at opføre en offentligt støttet bolig (≈½ mill. kr. i 1980). Koefficienten til Tobins Q indebærer, at en stigning i kontantprisen på boliger på 1% øger boliginvesteringerne ca. 0.4 mia. 1980 kr. (=ca. 4% af investeringsniveauet i 1990). Nedenstående figur viser investeringsrelationens historiske forklaringsevne:

Figur 1. Boliginvesteringsrelationen, relation (8).

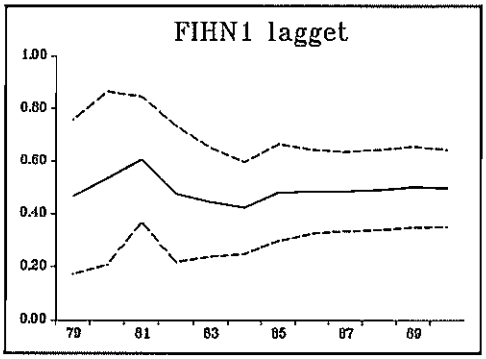


Af figuren ses en tendens til at boliginvesteringerne generelt er blevet overvurderet i 1980'erne efter estimationsperiodens slutning, men der kan ikke siges at være tale om egentligt brud. Indtryk af en rimeligt stabil relation fås også af nedenstående figurer fra rekursive estimationer, der viser parametrenes afhængighed af estimationsperiodens slutår[3]:

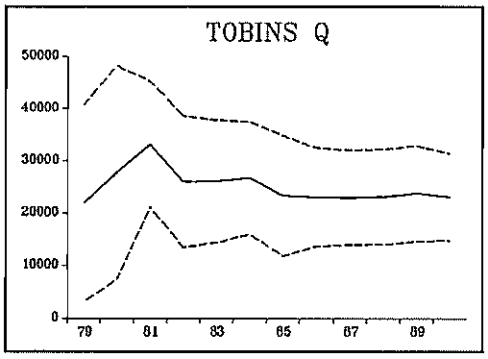
[2]Konstruktionen med den laggede endogene indebærer, at der også er (eksponentielt aftagende) effekter de følgende år, hvilket ikke kan forklares ved byggetider. I arbejdsnotat 24 argumenteres, at disse effekter evt. kan fortolkes som kapacitetseffekter, men det fremhæves, at en mere direkte modellering af sådanne effekter ville være at foretrække.

[3]Koefficienten til nbs er bundet til .45 for alle sluttidspunkter.

Figur 2: Boliginvesteringsrelationen Rekursiv estimat af koefficient til lagget endogen



Figur 3: Boliginvesteringsrelationen Rekursiv estimat af koefficient til phk/(.8pih+.2phgk)



Koefficienterne til de to viste variabler synes rimeligt stabile, hvilket i øvrigt også gælder konstantleddet og de to dummy'er.

Alt i alt synes der på denne baggrund ikke grund at bekymre sig om boliginvesteringsrelationen. Estimeres frem til sidste endelige nationalregnskabsår - 1987 - fås følgende reestimerede relation:

$$
\begin{aligned}
(9)\quad \mathrm{fIhn1} = {} & -18792 + .4893\times(\mathrm{fIhn1}_{-1} - .4761\times\mathrm{nbs}_{-1}) + \\
& (4164) \quad (.0718) \\
& 22913\times(\mathrm{phk}/(.8\times\mathrm{pih}+.2\times\mathrm{phgk})) + 6283\times\mathrm{D76} + \\
& (4191) \qquad\qquad\qquad\qquad (1421) \\
& 5120\times\mathrm{D19723} + .4761\times\mathrm{nbs} \\
& (1335) \qquad\quad (.1511)
\end{aligned}
$$

n = 1970-87 s=1353 DW=1.99 R^2=.97 CHOW_{83}=1.16

Som det ses, er der kun mindre ændringer i koefficientestimaterne i forhold til den nuværende relation; det ses, at faldet i koefficienten til Tobins Q modsvares af en næsten tilsvarende forøgelse af konstantleddet. Det formelle Chow-test for struktur-brud ved udvidelsen af estimationsperioden fra 1983 til 1987 accepterer klart stabilitet (F(4,8)-fordelt, $F(4,8)_{95}$=3,84).

Det anbefales, at relation (9) lægges ind i den kommende modelversion.

3 Den nuværende kontantprisrelation

Den nuværende kontantprisrelation har følgende udseende:

(10) $\log(phk/pcp4xh) = -25.76 - 1.37\times\log(Kh_{-1}) + 3.59\times LYdhdf -$
(1.3) (.11) (.22)

$4.72\times uih + 2.14\times Rphpf + 1.07\times Rydhf + .096\times D72n$
(.33) (.06) (.10) (.01)

n = 1967-83 s=.0101 DW = 2.15 R^2=.99

hvor phk kontantprisen på en-familie huse
pcp4xh forbrugerpriser ekskl. boligbenyttelse
Kh boligbeholdningen
LYdhdf forventet realindkomst,
$Lydhdf = .25\times\log(Ydh/pcp4xh)+.75\times LYdhdf_{-1}$
uih usercost (efterskat-rente + lejeværdi)
Rphpf forventet stigning i prioriterede priser,
$Rphpf=.4\times Rphp_{-1}+.6\times Rphpf_{-1}$
Rydhf forventet stigning i nominel indkomst,
$Rydhf=.6\times R(Ydh/U)_{-1}+.4\times Rydhf_{-1}$
D72n dummy for byggemoms refusionens aftrapning,
= 1, 0.67, 0.33 i 1972, -73, -74 ellers 0.

Relationen forklarer den reale kontantpris på boliger som en funktion af udbud af og efterspørgsel efter boliger. Udbudet er givet ved Kh_{-1}, mens efterspørgslen bestemmes af real-indkomst, user-cost samt forventet indkomst- og prisudvikling.

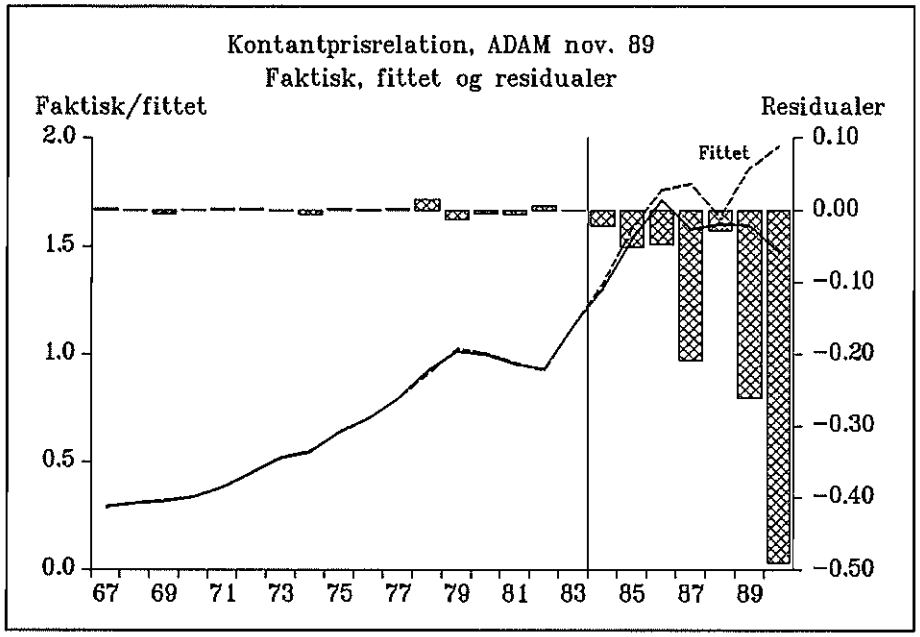
Dette er en i nogen henseender køn relation, der imidlertid lider af en række skavanker:

1. Relationen **bryder totalt sammen** efter 1987, hvilket nok bl.a. skal ses på baggrund af en ikke tilfredsstillende behandling af skattereformen; endvidere synes den nuværende relation "overfittet" i den gældende estimationsperiode.
2. **Indkomstelasticiteten** i boligefterspørgslen er for høj = 2.6 (=3.59/1.37). Dette umuliggør i sammenhæng med en ret lav priselasticitet langfristede fremskrivninger med ADAM uden anseelige (og voksende) justeringer i kontantprisrelationen.
3. Der er en ikke helt gennemskuelig **kombination af reale og nominelle variabler** (i niveau og i ændringer), der indgår i forklaring af den reale kontantpris.

3.1 Sammenbrud

Omstående figur illustrerer i al sin gru problemet med sammenbrud:

Figur 4. Kontantprisrelationen, relation (10).



Figur 4 skal ses bl.a. på baggrund af dels **skattereform** og dels en ikke uvæsentlig grad af **overfitting** i estimationsperioden.

Hvad angår **skattereformen** bemærkes, at den skattesats, der indgår i usercost-udtrykket via en dummy-konstruktion skulle tage højde for skattereformens reduktion af værdien af rentefradragsretten. Skattesatsen, der anvendes er defineret ved:

før 1987:

tsa0u1 = (tsp+tsk) +
[(bys20×tsu2+bys30×tsu3+bys40×tsu4+bys50×tsu5)×tsu]/[1-bys10]

fra 1987:

tsa0u1 = tsk + (bys20×tsu2+bys30×tsu3)/(bys20+bys30)

Før 1987 beregnes skattesatsen som summen af en gennemsnitlig kommunal-skattesats (plus pensionsbidragssats, tsp) samt en sammenvejet statsskattesats. Efter skattereformen indgår foruden den kommunale-skattesats[4] kun de to laveste statslige satser (22 og 6%-skatten), idet de højeste satser (tsu4=12%-skatten og tsu5=ikke-eksisterende) i følge skattereformen ikke giver værdi til rentefradragsretten. Med denne konstruktion kunne man forvente, at der opnås et fald i den betragtede sats-serie, hvilket ville svare til, at rentefradragsrettens værdi formindskedes ved skattereformens indførelse.

I praksis udviser serien for tsa0u1 imidlertid ikke noget fald i forbindelse med

[4] At pensionsbidragssatsen ikke indgår efter skattereformen, er ikke centralt, da tsp=0. Tilsvarende er det uden betydning, at udskrivningsprocenten, tsu, ikke indgår fra 1987 og frem, da den er lig 1; for multiplikator-eksperimenter, hvor tsu ændres, har behandlingen af tsu naturligvis konsekvenser.

skattereformen, jf. omstående figur 5. Baggrunden herfor må søges i den anvendte sammenvejning. I denne indgår den enkelte sats (tsu_i) med en vægt, der svarer til, hvor stor del af indkomstmassen, der ligger i det interval, der bliver beskattet med den pågældende sats; dog indgår den "laveste sats" - den ikke-eksiterende tsu1=0 - med en vægt på 0. Med den anvendte sammenvejning bliver den betragtede satsserie nærmest at betragte som en **gennemsnitlig skattesats** (den eneste forskel på tsa0u1 og den gennemsnitlige skattesats, tss0, er faktisk behandlingen af den laveste sats). Årsagen til, at den betragtede skatteserie, tsa0u1, ikke foretager et diskretionært fald i forbindelse med udelukkelsen af tsu4 er altså, at tsu4 indgik med en meget lille vægt (den andel af den samlede indkomstmasse, der lå i det højeste indkomstinterval på skatteskalaen) før skattereformen.

Man kan diskutere, hvorledes man mest hensigtsmæssigt fastlægger en skattesats, der afspejler den relevante værdi af rentefradragsretten hhv. før og efter skattereformen.

For at tage det sidste først, vælges summen af den kommunale og den laveste statslige sats, tsk+tsu2 ($\approx$50%), som den relevante skattesats i forbindelse med rentefradragsretten efter skattereformen. Der kunne evt. argumenteres for at medtage næste trin på den statslige skala (6%-skatten) i det omfang folk før køb af hus har positiv kapital-indkomst, hvorved skatte-værdien af i hvert fald en del af renteudgifterne bliver 56%.

Før skattereformen må vi vælge en eller anden form for **marginal skattesats.** Der skal skitseres 3 muligheder:

- 1 Det antages, at alle (potentielle) boligefterspørgere havde en indkomst svarende til det indkomstinterval, der svarer til tsu3 på den statslige skala; lige før skattereformen svarer dette til en marginalskattesats på ca. 62%.
- 2 Det antages, at alle (potentielle) boligefterspørgere lå i det indkomstinterval, der svarer til tsu4 på den statslige skala, hvilket svarer til den maksimale marginalsats; lige før skattereformen svarer dette til en marginalskattesats på ca. 73%.
- 3 Der foretages en person-baseret sammenvejning af marginalsatserne (dvs. hver persons samlede indkomst indgår i vægten til den skattesats, der svarer til personens marginale skattesats); lige før skattereformen svarer dette til en (gennemsnitlig) marginalskattesats på ca. 58%.

Omstående graf ilustrerer disse 3 alternative skattesatser, hvor de før skattereformen (-1986)[5] er beregnet ved:

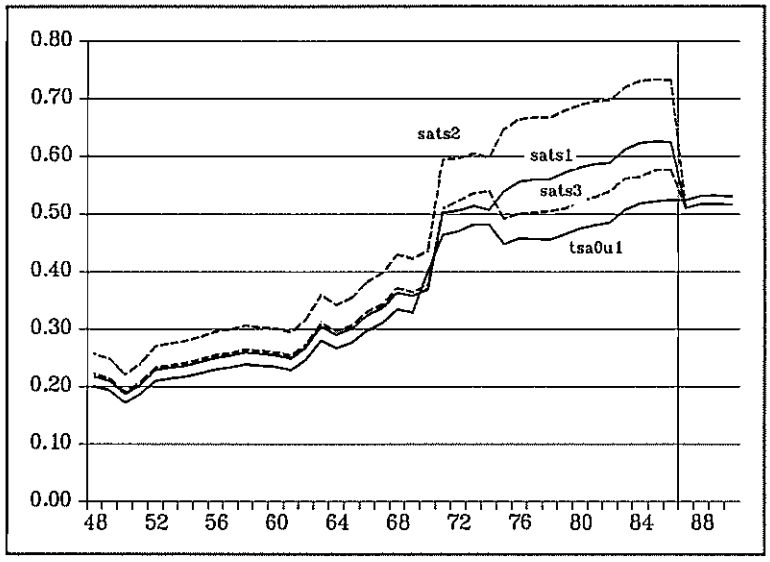
[5]Satserne er kædet med tsa0u1 i 1971. Det bemærkes, at man alternativt kunne kæde i 1970, hvorved serienes forløb ville være væsentligt andereledes henover kildeskattens indførelse; dette problem er ikke afklaret, og afspejler bl.a. konstruktion tsa0u1 kontra tsa0u. Estimationsforsøg indikerer, at kædning i 1971 langt er at foretrække.

$sats1 = tsk+tsp+tsu3 \times tsu$
$sats2 = tsk+tsp+tsu4 \times tsu$
$sats3 = tsk+tsp+tss0+tss1$

og efter skattereformen (fra 1987 og frem) er de alle beregnet som:

$sats_i = tsk+tsu2$

Figur 5. Alternative skattesatser



Af figuren ses, hvorledes de tre alternative satser alle indikerer et kraftigt fald i rentefradragsrettens værdi i forbindelse med skattereformen. Mens de alternative satsserier alle var højere end tsa0u1 før skattereformen, ligger de efter 1987 et par procentpoint under tsa0u1; den personvejede, sats3, udviser det mindste fald i forbindelse med skattereformen.

Der kan måske være grund til et enkelt forbehold overfor blot at lade den ændrede værdi af rentefradragsrettten "forklare" kontantprisudviklingen henover 1987. Samtidig med skattereformen indførtes kartoffelkur og mix-lån. Begge dele må formodes at have haft en dæmpende effekt på kontantpris-udviklingen, og der kan således være grund til at frygte, at værdien af rentefradragsretten - som udtrykt ved de illustrerede satser - kommer til at "trække" noget, som ret beset skyldes fx mix-lån. Een indfaldsvinkel kunne være at opstille et komplet udtryk for ydelserne (netto- og brutto-) i forbindelse med huskøb, hvor der tages højde for ændringer i finansieringsbetingelserne. Det skønnes imidlertid, at den altovervejende faktor i denne forbindelse er værdien af rentefradragsretten.

Som nævnt, er et andet problem i forbindelse med sammenbruddet i kontant-prisrelationen **overfitting**, hvormed menes, at kontantprisrelationen er næsten **for** god i estimationsperioden! Til trods for, at der er tale om en ren niveau-ligning, hvor den laggede endogene **ikke** indgår på højresiden, så tilsiger relationen kun et fejlskøn på kontantpris-niveauet på 1%. I forbindelse med den

gode beskrivelse i estimationsperioden bør man dog erindre at:

- 1. Estimationsperioden er kun på **17 observationer**, og der anvendes 6 forklarende variabler plus et konstantled, hvilket maksimalt efterlader 10 frihedsgrader.
- 2. **Estimationsperioden** er ikke valgt på baggrund af datatilgængelighed, men med kraftig skelen til estimationsresultatet; ret beset spises her nok et par uformelle "frihedsgrader".
- 3. Fem af de 6 **forklarende variabler er i udpræget grad konstruerede;** dette drejer sig om Kh, de tre forventningsvariabler LYdhdf, Rphpf og Rydhf, samt om dummyen d72n. Mens der (i denne forbindelse!) næppe kan udsættes noget på konstruktionen af Kh, så er tilpasningsparameteren i forventningsvariablerne alle fastsat under hensyntagen til estimationsresultatet (og dermed reelt estimerede), og konstruktionen af d72n kan næppe heller sige sig fri for at spise en enkelt "frihedsgrad".

Alt i alt er der grund til at forvente væsentlige problemer ved udvidelse af estimationsperioden.

3.2 Indkomstelasticitet

Et alvorligt problem med den nuværende kontantprisrelation er den høje **indkomstelasticitet** i boligefterspørgslen (=2.6). Denne høje indkomstelasticitet kombineret med en ret begrænset priselasticitet på 0.7 giver en **implicit priselastictet m.h.t. indkomsten** på 3.6 (=koefficienten til indkomsten). I fremskrivninger med ADAM, hvor der er vækst i den disponible realindkomst, indebærer disse elasticiteter i sammenhæng med, at boligbeholdningen via investeringsrelationen kun tilpasser sig langsomt, at den reale kontantpris til stadighed vokser; dette kræver stadigt større justeringer i kontantprisrelationen.

Der er dog grund til at være forsigtig med en for ensidig fokusering på den høje indkomstelasticitet. **I princippet** gælder, at indkomstelasticiteten (på langt sigt, forstået som en stationær tilstand) bestemmer boligbeholdningen, mens priselasticiteten (via investeringsrelationen) kun er af betydning for hastigheden, hvormed modellen tilpasser sig ligevægten. **I praksis** vil boligbeholdningen i forløb med vækst imidlertid halte bagefter indkomsten og "ligevægten" vil aldrig nås. Derfor er forløbet henimod ligevægt nok så interessant, hvilket indebærer, at priselasticiteten trods sin principielt temporære karakter alligevel bliver af afgørende betydning. I et forløb med real-vækst vil kontantprisen således vokse kraftigere, når priselasticiteten er

lav, end når den er høj, for **given** indkomstelasticitet[6].

Problemstillingen er illustreret i de omstående figurer 6 og 7, hvor der er foretaget 3 simulationer med hele ADAM under anvendelse af forskellige stiliserede kontantpris- og boliginvesteringsrelationer. I **alternativ 1** er både kontantpris- og investeringsrelation helt sammenlignelige med ADAMs, hvad angår boligefterspørgslens pris- og indkomstelasticitet, og boliginvesteringernes følsomhed overfor Tobins Q. I **alternativ 2** er priselassticiteten i boligefterspørgslen forøget til det tredobbelte, mens indkomstelasticiteten er uændret; også investeringsrelationen er uforandret. Endelig er der i **alternativ 3** anvendt den samme kontantprisrelation som i alternativ 1 (dvs. svarende til ADAMs), mens boliginvesteringernes følsomhed overfor Tobins Q er fordoblet. Konkret er anvendt følgende relationer:

alt. 1: $\log(phk/pcp4xh) = 3.59 \times LYdhdf - 1.37 \times \log(Kh_{-1}) + konst$
$fIhn1 = .4441 \times fIhn1_{-1} + 26242 \times (phk/(.8pih + .2phgk)) + konst$

alt. 2: $\log(phk/pcp4xh) = 1.20 \times LYdhdf - 0.46 \times \log(Kh_{-1}) + konst$
$fIhn1 = .4441 \times fIhn1_{-1} + 26242 \times (phk/(.8pih + .2phgk)) + konst$

alt. 3: $\log(phk/pcp4xh) = 3.59 \times LYdhdf - 1.37 \times \log(Kh_{-1}) + konst$
$fIhn1 = .4441 \times fIhn1_{-1} + 52484 \times (phk/(.8pih + .2phgk)) + konst$

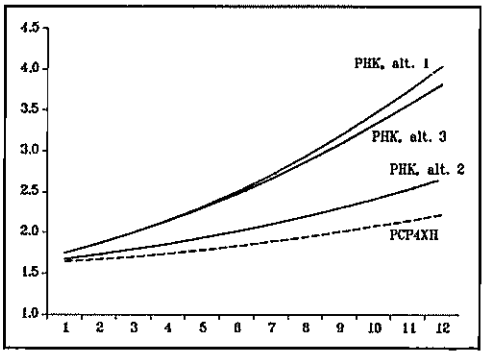
I omstående **figur 6** er vist tre grundkørsler svarende til de tre alternativer. For alle tre alternativer er phk ilustreret, og til sammenligning er pcp4xh indtegnet[7]. Alle eksogene variabler er identiske i de tre kørsler, og forskellen mellem kørslerne skyldes således udelukkende forskellen i boligmodellens - relationer.

Grafen af phk for simulationen med **alernativ 1** illustrerer problemerne med den nuværende kontantprisrelation, idet det ses, hvorledes kontantprisen vokser absolut, men også relativt til det generelle prisniveau; den generelle, reale vækst i grundkørslerne er i alle tilfælde ca 2.5% p.a. (målt ved LYdhdf). I **alternativ 2**, hvor priselasciticteten er tre-doblet, ses også en tendens til stigende (real) kontantpris, men denne tendens er langt mere afdæmpet. Det er klart, at behovet for justeringer i kontantprisrelationen (for at opnå en rimeligt konstant real kontantpris) er væsenligt mindre ved alternativ 2. Det ses således, at en højere numerisk priselasticitet tydeligt mindsker problemet med voksende real kontantpris i fremskrivninger med vækst, selv med uændret indkomstelasticitet. Endelig ses af **alternativ 3**, at en øget følsomhed i

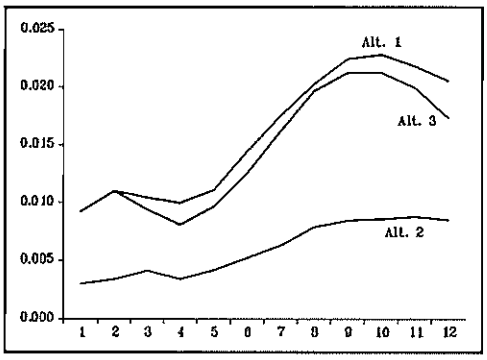
[6]Hvis følsomheden i investeringsrelationen overfor ændringer i kontantprisen var større, ville tilpasningshastigheden i boligbeholdningen forøges. Derfor vil en øget koefficient til Tobins Q i investeringsrelationen i et forløb med realvækst give andledning til mindre kraftige stigninger i kontantprisen for **given** indkomstelasticitet og **given** priselasticitet.

[7]Konkret er pcp4xh i alternativ 1 illustreret, men for alle praktiske formål er udviklingen i det generelle prisniveau det samme i alle tre alternativer.

Figur 6 Kontantpris med forskellig kontantpris- og boliginvesteringsrelation. 1980=1.



Figur 7 Effekt på real kontantpris af permanent finanspolitisk ekspansion. JDfXov = 5000, 1. år.



investeringerne overfor kontantprisen, som nævnt i fodnote 6, nok kan mindske problemet med voksende kontantpris, men tilsyneladende kræves en væsentligt større forøgelse af følsomheden for, at problemet løses.

I figur 7 er vist effekten på den reale kontantpris (phk/pcp4xh) af en permanent finanspolitisk ekspansion. I alle tre alternativer ses relativt begrænsede påvirkninger af den reale kontantpris. Den største effekt ses i alternativ 1, hvor den reale kontantpris øges med godt 2 procent på 10 års sigt. Størrelsesforholdet på disse effekter forekommer ikke urimelige, hvilket indikerer, at problemet med den høje indkomstelasticitet/lave priselasticitet mere er et fremskrivningsproblem, end det er et multiplikatorproblem.

En væsentlig baggrund for estimationen af den høje indkomstelasticitet er, at mens både den reale kontantpris og alle højreside-variablerne undtagen boligbeholdning og indkomst er pænt **stationære/ikke-trendede**, så er de to sidstnævnte variabler begge **stærkt trendede**. Disse forhold manifesterer sig i en meget høj grad af muko mellem Kh og LYdhdf, hvilket fremgår af nedenstående tabel 1:

Tabel 1 Korrelation mellem variabler i kontantprisrelation; 1967-1987.

	LYdhdf	Log(Kh)	uih	Rphpf	Rydhf
Log(Kh)	.996				
uih	.274	.313			
Rphpf	-.346	-.339	.237		
Rydhf	.048	.058	.486	-.045	
log(phk/pcpxh)	.260	.213	-.158	.490	.013

Givet den trendmæssige udvikling i boligbeholdning og indkomst kræves for, at kontantprisrelationen kan være logisk konsistent, at effekten fra disse to

variabler nogenlunde ophæver hinanden over perioden[8]. Da den gennemsnitlige vækst i boligholdningen i perioden 1967-83 har været 4.2%, mens indkomsten er vokset med 2.2%, fås næsten naturnødvendigt en indkomstelasticitet i omegnen af 2; tilsvarende størrelsesordner fås, hvis perioden 1955-90 betragtes. Ser vi kun på perioden 1980-90 observeres interessant nok en næsten èen til èen sammenhæng mellem boligbeholdning og indkomst (hhv. 1.7 og 1.4% vækst p.a.).

Et væsentligt problem i denne forbindelse er, at **boligbeholdningen ikke er kendt**. Med lidt god vilje kan vi sige, at vi fra nationalregnskabet har tal for netto-investeringerne med hjælp af hvilke, vi kan akkumulere en boligbeholdning; blot mangler vi et benchmark[9]. Vælger vi en relativt høj udgangsbeholdning, vil vi med de givne nettoinvesteringer få en gennemsnitlig lav vækstprocent i beholdningen, mens omvendt en lav initialbeholdning giver en høj vækst i boligbeholdningen. Set i forhold til problemet med indkomstelasticiteten følger, at een mulighed for at få bragt denne ned kunne være at vælge en høj initialbeholdning[10].

Som nævnt er **indkomstelasticiteten i vid udstrækning bestemt af forholdet mellem de to eneste trendede variabler, Kh og LYdhdf**. Hvis man inddrager endnu en (eller flere) trendede variabler, vil dette bånd imidlertid kunne løsnes. Oplagte kandidater kunne være et tidspolynomie eller et mål for den demografiske udvikling.

Nedenstående tabel 2 illustrerer effekten på koefficienter og på forklaringsevne af at inddrage yderligere trendede variabler. Det bemærkes, at de viste regressioner ikke skal tages for mere end (forhåbentligt) illustrative i forhold til forskellige problemstillinger.

Ved sammenligning af regression (a) i tabel 2 med den nuværende kontantprisrelation (relation (10)) ses, at udvidelsen af estimationsperioden fra slutår 1983 til 1986 praktisk taget ikke påvirker estimaterne. Sammenbrudet i relationen opstår således i forbindelse med det første skattereformår - 1987; herom mere i afsnit 4.

---

[8] En anden måde at sige dette på er, at hvis alle indgående variabler undtagen boligbeholdning og indkomst er I(0) (integrerede af 0'te orden), og hvis de nævnte to variabler er I(1), så kræves, at disse ko-integrerer. Et problem er, at mens LYdhdf nok er I(1), så minder udviklingen i Lkh mere om en I(2)-proces; at en beholdningstørrelse er I(2) bør ikke overraske, hvis investeringerne er I(1). Denne I(2)-karakter af Lkh kan let være baggrunden for de senere resultater, hvor ikke alene tiden men også tiden opløftet i anden synes at trænge sig på i kontantprisrelationen.

[9]Kvaliteten af afskrivningerne, der anvendes til dannelse af netto-investeringer ud fra brutto-investeringer, kan dog stærkt betvivles. Afskrivningerne hviler på arbejdsmateriale, der kun foreligger frem til 1976.

[10]En alternativ beholdningsserie er den af Ellen Andersen foreslåede serie (jf. Arbejdsnotat nr. 24 p.167), hvor boligbeholdningen konstrueres således, at væksten i denne bliver lig væksten i produktionen af boligydelser, fXh. Serien har bl.a. den egenskab, at væksten er noget mindre i ADAMBKs Kh-serie.

Sammenholdes regression (a) og (b) ses, hvorledes forholdet mellem koefficienten til indkomsten og boligbeholdningen er bestemt med stor sikkerhed. Dette er illustreret ved et forsøg på, at binde dette forhold (=indkomstelasticiteten) til 1; valget af restriktion er lidt arbitrær, selv om det kan argumenteres, at i mangel af bedre, så er en indkomstelasticitet på een den eneste fornuftige restriktion at pålægge. Som det ses, påvirkes ikke alene koefficientstørrelserne betragteligt (og skifter endda fortegn), men forklaringsevnen reduceres også voldsomt.

Tabel 2 Yderligere trendede variabler i kontantprisrelationen.

	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)
LYdhdf	3.5	-0.7*	3.5	0.8*	3.0	2.7*	3.5	3.3*	3.5	3.5*
$\log(Kh_{t-1})$	-1.4	0.7*	-1.3	-0.8*	-2.2	-2.7*	-1.3	-0.9*	-1.3	-1.3*
uih	-4.2	-5.7	-4.3	-3.8	-4.5	-4.6	-4.5	-5.5	-4.6	-4.8
Rphpf	2.1	2.2	2.1	2.6	2.3	2.5	2.1	1.9	2.1	2.0
Rydhf	1.1	1.4	1.0	1.9	1.2	1.3	1.0	0.8	1.0	1.0
D72n	.10	.13	.09	.18	.10	.11	.09	.07	.10	.10
Konst.	-25.0	-0.5	-26.0	-0.5	-10.8	-2.6	-21.6	-10.1	-16.9	-9.2
tid			-.03	0.4	1.7	2.6			.05	.12
tid^2					-0.2	-0.3				
log(pbe)							-0.6	-2.5*	-1.2	-2.2*
s	.010	.053	.010	.044	.010	.010	.010	.014	.010	.010

Anm.: - I tabellen er angivet koefficienterne til de nævnte variabler i en estimation med log(phk/pcp4xh) som venstreside variabel på perioden 1967-86.
- * indikerer, at den pågældende koefficient indgår i et bånd, jf. tekst.
- Variablen pbe er "Den potentielle boligefterspørgsel, PBE^{20+}", fra Boligmarkedet og boligpolitikken - et debatoplæg, Boligministeriet (Ølgaard-rapporten). pbe angiver det **antal** boliger, der er nødvendigt, såfremt alle enlige og par over 20 år skal have èn bolig; variablen er i kilden opgjort hvert 5. år og lineært interpoleret herimellem.
- tid=0.1 i 1948 og vokser derefter med 0.1 om året, dvs (ÅR-1947)/10.

I regression (c) introduceres tiden som forklarende variabel. Det ses ved sammenligning med (a), at dette ikke påvirker estimaterne eller forklaringsevne, og tid får da også en klart insignifikant t-værdi. Bemærkelsesværdigt er det, at det trods den ekstra trendede variabel stadig ikke er muligt at påtvinge andre proportioner mellem koefficienten til indkomst og til boligbeholdning, jf. (d).

En yderligere introduktion af tiden opløftet i anden potens giver klart et andet billede. I sig selv påvirkes regressionen ikke synderligt af tid^2, men båndet mellem koefficienten LYdhdf og $\log(Kh_{t-1})$ synes nu brudt totalt. Således kan indkomstelasticiteten eksempelvis bindes til 1, jf. regressionerne (e) og (f), hvor det ses, at forklaringsevnen er praktisk taget upåvirket af dette bånd. Man kunne naturligvis vælge at binde indkomstelasticiteten til noget andet end een, hvis man mener at have belæg for det. Som nævnt i fodnote 8 skal tiden i anden nok ses i sammenhæng med boligbeholdningens I(2)-karakter.

I regressionerne (g)-(j) introduceres **demografien** i form af "Den potentielle boligefterspørgsel", der angiver antallet af par og enlige over 20 år. Valget af denne variabel er ikke dybt, men hvis der er noget om demografi-snakken, må denne variabel, der trods alt er "autoriseret", formodes at fange noget af det.

Ideen bag inddragelsen af en demografisk variabel er, at man kan forestille sig forskellige effekter på boligefterspørgslen af en indkomststigning afhængig af, om den er afledt af en befolkningsstigning (uændret indkomst/cap) eller om den er afledt af en forøget pr. capita indkomst. Nogle vil derfor foretrække at specificere boligefterspørgslen som:

(4) $K = a_1Y + a_2U + a_3p$

$<=>$ $p = \alpha K + \beta Y + \gamma U$
eller $p = \alpha K + \beta(Y-U) + (\gamma+\beta)U$

hvor K = log(boligbeholdning),
Y = log(indkomst),
U = log(befolkning),
p = log(pris).

En rimelig fortolkning af bolig-demografernes synspunkt vil sikkert være, at man antager **homogenitet** forstået således, at en forøgelse af befolkningen for uændret pr. capita indkomst vil afføde en lige så stor stigning i boligefterspørgslen. Dette svarer til restriktionen $\alpha+(\gamma+\beta)=0$.

Ved at betragte tabel 2 (**regression (g)** overfor regression (a)) ses, at demografien, som beskrevet ved pbe, tilsyneladende ikke påvirker hverken koefficienter eller forklaringsgrad synderligt; koefficienten til log(pbe) er endvidere klart insignifikant.

I **regression (h)** pålægges restriktionen om, at boligefterspørgslen elasticitet m.h.t. befolkningen skal være 1 ($\alpha+(\gamma+\beta)=0$ jf. ovenfor). Som det ses, påvirkes estimaterne til de oprindelige variabler lidt når homogenitetsrestriktionen pålægges, ligesom der ses en lille stigning i spredningen. Det ses, at koefficienten til log(pbe) er negativ, indikerende, at en stigning i befolkningen alt andet lige vil **sænke** boligefterspørgslen. Man bør her erindre, at en større befolkning for given makro-indkomst er ensbetydnende med en mindre pr. capita indkomst. Hvis vi accepterer, at pr. capita indkomstelasticiteten er større end 1 ($\beta > abs(\alpha)$), så må den afledte m.h.t. til befolkningen logisk være negativ ($\gamma < 0$), når vi pålægger homogenitetsrestriktionen $\alpha+(\gamma+\beta)=0$[11]. Der gælder naturligvis, at effekten på kontantprisen af en ændring i befolkning for fastholdt indkomst/cap er postiv ($(\gamma+\beta) > 0$).

Det ses ved at sammenholde **regressionerne (i) og (j)**, at introduceres yderligere en trend, bliver den nævnte homogenitetsrestriktion overholdt helt uden problemer.

[11]En større befolkning vil øge den samlede efterspørgsel efter visse forbrugskomponenter (fødevarer, tøj mv.); hvis den samlede indkomst (og dermed det samlede forbrug) er uændret, må efterspørgslen efter andre varer - f.ex. boliger - falde.

Samlet ses af regressionerne (g)-(j), at **introduktionen af demografien** - med eller uden homogenitetsrestriktionen - **ikke løser problemet med en høj pr. capita indkomst-elasticitet**; denne er i alle disse regressioner i samme størrelsesordnen (eller større) som i den nuværende kontantprisrelation. Omvendt kan man naturligvis vælge at sige, at demografien er harmløs.

3.3 Forventningsvariabler - nominelle kontra reale størrelser

Betragtes de indgående variabler i kontantprisrelationen ses, at den reale kontantpris selv på langt sigt hverken er upåvirket af den generelle inflationsrate eller af den reale vækstrate i økonomien.

En øget (forventet) realvækst giver via Rydhf anledning til et højere kontantprisniveau. Argumentet for inddragelsen af Rydhf er "vandgrødseffekten", hvor der lægges vægt på, at en højere vækst i de nominelle indkomster får de reale terminsydelser til at falde hurtigere; dette skulle alt andet lige gøre folk villige til at betale en højere pris for en bolig.

En øget (generel, forventet) inflationstakt påvirker det reale kontantprisniveau via tre kanaler. **For det første** påvirkes den forventede nominelle indkomstudvikling, Rydhf, hvilket øger kontantprisniveauet. **For det andet** øges den forventede stigningstakt i de prioriterede huspriser (dog ikke i modellen, hvor Rphpf er eksogen); sammenlagt medfører disse to effekter en stigning i kontantprisniveauet på godt 3% pr. procentpoint øget inflationstakt. **For det tredie** påvirkes den reale kontantpris af den nominelle rente. I det omfang inflationstakten afspejler sig heri, sænkes kontantprisniveauet, når inflationen øges. Hvis inflationen overvæltes fuldt ud i den nominelle rente, vil effekten på kontantprisniveauet af en 1-procent-point stigning i inflationen være knap 2.4%, når vi regner med en skattesats på 0.50. **Nettoresultatet** af en øget inflationstakt må således på langt sigt antages at være positiv.

Der er vist ikke blevet fremført væsentlige indvendinger fra brugerside mod disse effekter. Alligevel forekommer der at være tale om en noget uigennemskuelig kombination af niveau kontra ændringer og nominelle kontra reale variabler.

4 Kontantprisestimationer

I dette afsnit skal det forsøges, at nå frem til et par alternative estimationer af kontantprisrelationen, der ikke lider af de samme skavanker som den nuværende. Afgørende kriterier for at betragte en regression som "rimelig" vil udover de sædvanlige (hvid støj, parameterstabilitet osv.) være, at kontantprisens følsomhed overfor indkomsten reduceres, og at relationen ikke bryder sammen i forbindelse med skattereformen. Derimod vil det **ikke** blive betragtet som en kriterium, at nye forslag er "bedre" end den nuværende i den gamle estimationsperiode (ingen encompassing)! Baggrunden for at fravige dette ellers udmærkede princip er førnævnte påstand om "overfitting" i den nuværende

estimationsperiode.

Indledningsvis skal det foreslås, at indkomstudtrykket i kontantprisrelationen udskiftes, således at det bliver sammenfaldende med det indkomstudtryk, der forventes at blive anvendt i relationen for den samlede private forbrug, jf. "Makroforbrug", JS 14 januar 1991. Estimationer viser, at det empirisk går fint at basere kontantprisrelationen på følgende indkomstbegreb:

$$Yd^* = Yw - Typri + Ty - (Sd - Sds - Sdr + Sagb + Saso) + .53 \cdot Ydr^* + .33 \cdot Ydr^*_{-1} \times pcp4v/pcp4v_{-1} + .33 \cdot Ydr^*_{-2} \times pcp4v/pcp4v_{-2}$$

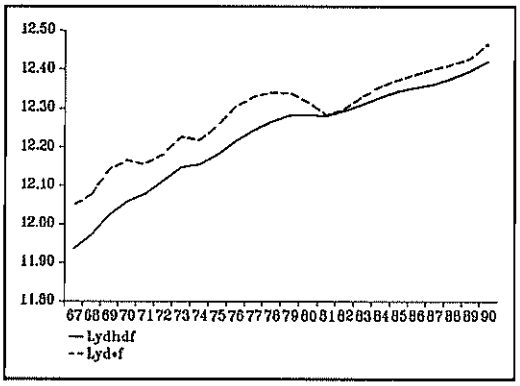
hvor $Ydr^* = Yrp + Yrs + Yrh + Tipp2 - Sds - .9 \times (pipb \times fIpvb + pIpm \times fIipm2)$

Forskellen mellem Yd* og Ydh, der danner baggrund for LYdhdf, er meget begrænset! Bortset fra krøllerne med anvendelsen af Ty istedet for Tyn og Tipp2 istedet for Tipp1, er den eneste forskel, at Yrh indgår med fordelt lag (via Ydr*) i Yd*, hvorimod den indgår direkte (på linie med eksempelvis Yw) i Ydh. Konkret er i de følgende estimationer anvendt:

$$LYd^*f = .7 \times \log(Yd^*/pcp4xh) + .3 \times \log(Yd^*/pcp4xh)_{-1}$$

Figuren til højre viser det nye og det gamle indkomstbegreb. Det ses, at LYd*f har et marginalt højere niveau og mindre vækstrate end det gamle indkomstbegreb. Den væsentligste forskel er dog, at LYd*f er mere volatil end LYdhdf, hvilket skyldes forskellen i specifikationen af forventningsdannelsen. Baggrunden for at anvende et vejet, glidende gennemsnit - frem for som nu at anvende en adaptiv forventningsdannelse - er, at der herved opnås en serie, der er mindre udglattet, og som derved i mindre omfang vil blive forvekslet med en trend.

Figur 8 De to indkomstudtryk



I de følgende estimationer er endvidere anvendt et usercost-udtryk baseret på sats2, jf. afsnit 3.1, idet estimationsforsøg har vist, at usercost-udtrykket:

$$uih2 = (1 - sats2) \times iwbz + (sats2 \times tsdl \times 1.34 \times phv/phk)_{-1/2}$$

i forhold til de øvrige usercost-udtryk, der kan dannes ud fra de beskrevne skattesatser, klarer sig bedre, når der estimeres henover 1987.

Omstående tabel 3 viser en række estimationer af kontantprisrelationen i forskellige specifikationer. Alle estimationer er foretaget frem til 1990, selv om der er tale om foreløbige nationalregnskabstal fra 1988 og frem. Baggrunden for at præsentere estimationer foretaget på foreløbige tal er, at dette er skønnet

nødvendigt for at komme med rimeligt pålidelige udsagn om skattereformens påvirkning af kontantprisniveauet. De enkelte estimationer kommenteres i det følgende.

Tabel 3 Kontantpris-estimationer. 1967-1990. Forskellige specifikationer.

	LKh_{-1}	LYdhdf	uih	Rphpf	D72n	Rydhf				s	DW	$Chow_{86}$
1	-.39	1.44	-4.26	2.17	.12	1.44				.052	1.31	107.1
	LKh_{-1}	LYd*f	uih2	Rphpf	D72n	Rydhf	tid	tid2				
2	-.35	1.46	-5.85	1.81	.15	.38				.041	1.37	16.9
3	-.36	1.47	-5.56	1.82	.15					.042	1.48	15.1
4	-.18	1.67	-6.02	1.60	.13		-.11			.040	1.49	11.4
5	-1.34	1.85	-5.03	1.71	.14		1.37	-.17		.038	1.79	9.6
	LKh_{-1}	LYd*f	uih2				tid	tid2	$Lfphk_{-1}$			
6	-.63	1.68	-1.52							.099	0.58	3.3
7	-.33	.67	-5.25						.86	.061	0.76	5.2
8	.17	1.25	-7.21				-.29		.74	.036	1.54	1.3
9	-.40	1.34	-6.73				.44	-.09	.76	.036	1.58	1.0
10	-1.31	1.31	-5.90				1.66	-.22	.81	.038	1.54	1.1
	LKh_{-1}	LYd*f	uih2				dtid	$dtid^2$	$Lfphk_{-1}$			
11	-1.07	1.07	-6.72				1.63	-.22	.74	.035	1.59	1.3

Anm. - $Chow_{86}$ er F-test for brud efter 1986. Testet er fordelt med (4,ca. 13) friheds-grader, ($F_{05}(4,13)=3.2$.)
- LKh_{-1} er $\log(Kh_{-1})$
- $Lfphk_{-1}$ er $\log((phk/pcp4xh)_{-1})$=lagget endogen.
- dtid ($dtid^2$) er lig tid (tid^2) op til 1978; derefter er dtid ($dtid^2$) konstant lig med tid (tid^2) i 1978.

Regression 1 viser den **nuværende specifikation** estimeret på den udvidede estimationsperiode 1967-1990. Det ses ved sammenligning med den nuværende kontantprisrelation (10), hvorledes spredningen forøges voldsomt, og specielt koefficienterne til LKh_{-1} og LYdhdf mindskes betragteligt; sammenbruddet underbygges af den ekstreme værdi af Chow-teststørrelsen for brud efter 1986. Forholdet mellem de to nævnte koefficienter (indkomstelasticiteten) er endvidere helt uacceptabelt - næsten 4; den umiddelbare effekt på prisen af en indkomstændring er dog mere end halveret (fra 3.6 til 1.5) i forhold til den nuværende kontantprisrelation.

I **regression 2** ses effekten af at **udskifte indkomst- og usercost-udtrykket** som foreslået. Der ses først og fremmest en kraftig reduktion af spredningen[12]. Endvidere ses af $Chow_{86}$, at trods et klart og signifikant brud efter 1986, så er ustabiliteten henover skattereform-årene et lidt mindre problem når de ny definitioner anvendes; de forbedrede stabilitetsegenskaber skyldes primært ændringen af usercost-udtrykket. Herudover ses, at de ændrede definitioner ikke påvirker de øvrige koefficienter væsentligt. Eneste nævneværdige ændring er reduktionen af koefficienten til Rydhf, der falder til en fjerde-del og tilmed bliver insignifikant. Da den teoretisk berettigelse for Rydhf endvidere kan diskuteres, **droppes Rydhf** fra de følgende regressioner. Det umiddelbare resultat ses i **regression 3**, der ikke adskiller sig væsentligt fra

[12]I den gamle estimationsperiode 1967-83 er spredningen med de nye definitioner ringere end med de gamle: s=.0206 med de nye definitioner, mod den gamle relations spredning på .0100.

regression 2. Problemerne med regression 3 (og 2) er således de samme som med regression 1: strukturelt brud i forbindelse med skattereform og en uacceptabel høj indkomstelasticitet.

Inspireret af tabel 2 i afsnit 3.2, introduceres **tid hhv. tid og tid^2 i regressionerne 4 og 5.** Som i tabel 2 giver introduktionen af tid i sig selv ikke meget, og koefficienten til tiden er på kanten til at være signifikant. Mest bemærkelsesværdigt er nok, at koefficienten til boligbeholdningen halveres i forhold til regression 3 og endvidere bliver totalt insignifikant; det er i øvrigt (som ved tabel 2) umuligt at binde koefficienterne til LKh_{-1} og LYd*f til eksempelvis at være numeriske ens. Et problem er endvidere stadig bruddet efter 1986.

Introduceres tiden i anden jf. regression 5 ses en kraftig (numerisk) stigning i koefficienten til boligbeholdningen. Punktestimatet for indkomstelasticiteten er det plausible 1.4 (=1.85/1.34), hvilket dog ikke bør imponere; faktisk kan man (på grund af høj ko-varians) binde indkomstelasticiteten til alt større end 0.65 uden, at det er signifikant!

Af testværdien for brud efter 1986 ses, at der både i regression 4 og 5 stadig er tale om **brud i forbindelse med skattereformen**; dette skyldes dog udelukkende skyldes store residualer i 1989 og specielt 1990. Endvidere afslører rekursive estimationer af regression 4 og 5 et signifikant brud mellem 1982 og 1983, hvor specielt koefficienten til uih2 ændres voldsomt[13].

Alt i alt forekommer **regression 5 (eller 4) ikke tilfredsstillende specificeret.** Kombinationen af uih2 til at tage højde for brud i forbindelse med skattereform, og et tidspolynomie til at tage højde for udeladte variabler eller tidsvarierende parametre er tilsyneladende ikke tilstrækkeligt til at reparere på kontantprisrelationen og sikre stabile koefficienter.

I **regression 6** skæres i forhold til regression 2 lige til benet - kun de teoretisk allermest nødvendige variabler - boligbeholdning, indkomst og usercost - bibeholdes, mens Rphp, Rydhf og D72n trods signifikans ofres. Resultatet er naturligvis en væsentligt ringere forklaringsevne og ikke overraskende en helt umulig Durbin-Watson, klart indikerende misspecifikation. Kuriost bemærkes, at Chow-værdien for brud efter 1986 er væsentlig mindre, hvilket dog ikke indikerer bedre forklaringsevne i skattereform-årene, men derimod væsentligt større residualer i perioden op til.

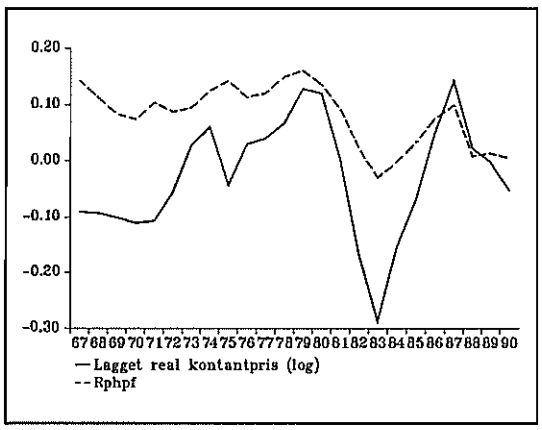
Den meget lave Durbin-Watson i regression 6 giver naturligt anledning til overvejelser angående lagstrukturen, hvor den simpleste løsning er introduktion af **den laggede endogene.** Udover at være et traditionelt, lidt beskidt kneb for

[13]Anvendes uih i stedet for uih2 ses dette brud efter 1982 ikke. Bruddet i forbindelse med skattereformen er, når uih anvendes, kun lidt voldsommere end i regression 5 ($Chow_{86}$=12.4). Det bemærkes, at mens de store residualer med anvendelse af uih2 ses i 1989 og specielt 1990 (men **ikke** 1987), så falder de store residualer med uih i 1987.

at reparere på en ofte ikke særlig fremragende relation, har den laggede endogene i denne sammenhæng er ganske klar tolkning. En positiv koefficient til den laggede reale kontantpris kan således tolkes som tegn på, at prisen ikke er tilstrækkelig fleksibel til at cleare boligmarkedet øjeblikkeligt; øjeblikkelige markedsclearing er som nævnt antagelsen bag den nuværende kontantprisrelation, hvor udbud sættes lig efterspørgsel, med prisen som den clearende faktor.[14]

Til trods for, at der er tale om en real niveau-variabel, er det i øvrigt et bemærkelsesværdigt karakteristika ved den laggede reale kontantpris, at den har et forløb, der følger den nominelle ændringsvariabel Rphpf forbavsende tæt; dette ses af figur 9. Man bemærker især, at de afgørende vendepunkter (i 1979, 1983 og 1987) er helt sammenfaldende. Rphpf's rolle i den nuværende kontantprisrelation kan således i nogen udstrækning betragtes som en (eksogen) substitut for den laggede endogene.

Figur 9. Lagget endogen og Rphpf



I **regression 7** ses resultatet af at inkludere den laggede endogene, der kommer klart signifikant ind. Der ses en kraftig reduktion af spredningen, men der er stadig problemer med Durbin-Watson (et LM-test for første ordens autokorrelation er også klart signifikant). Parameterstabiliteten er også stadig et problem jf. $Chow_{86}$, og rekursive estimationer viser endvidere, at koefficienterne til hhv. LKh_{-1} og LYd*f tilsyneladende skifter niveau omkring 1980-82; begge disse koefficienter er i øvrigt insignifikante i den fulde estimationsperiode.

Med **regression 8, hvor tiden inddrages**, falder en del ting på plads. Først og fremmest ses en kraftig reduktion af spredningen, ligesom Chow-testet klart accepterer stabilitet henover skattereformen; generelt viser rekursive estimationer, at der ikke er problemer med stabilitet i det hele taget. Problemet med autokorrelation synes også løst: $LM_1=1.4\approx\chi^2(1)$, $\chi^2_{95}(1)=3.8$.

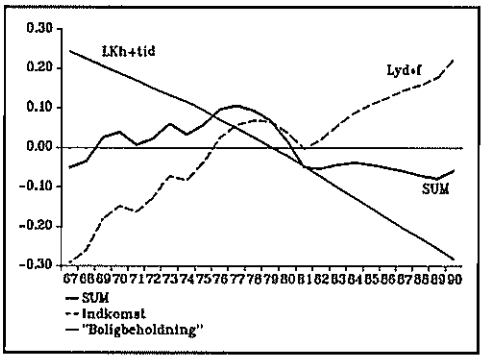
Imidlertid er der et helt åbenlyst problem med regression 8, nemlig koefficien-

[14]Betegnes den ligevægtsskabende pris PHK*, og antages det, at prisen i hver enkelt periode tilpasser sig trægt henimod ligevægt, dvs. $\Delta PHK = k(PHK^*-PHK_{-1})$, $(0<k\leq 1)$ fås med indsættelse af et udtryk for PHK* svarende til den nuværende kontantprisrelation, $PHK^*=\alpha_1 Kh_{-1}+\alpha_2 uih+\alpha_3 Lydhdf+\ldots..$, følgende bestemmelse af kontantprisen: $PHK = k\alpha_1 Kh_{-1}+k\alpha_2 uih+k\alpha_3 Lydhdf+\ldots..+(1-k)PHK_{-1}$. Øjeblikkelig tilpasning svarer til $k=1$, hvilket giver den nuværende kontantprisrelation, mens $k<1$ indikerer træg tilpasning og giver plads til den laggede endogene. Bemærk, at boligefterspørgslens indkomstelasticitet stadig findes som forholdet mellem koefficienten til indkomsten og til boligbeholdningen, α_3/α_1.

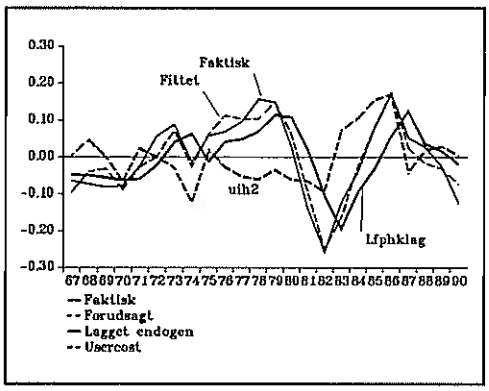
ten til boligbeholdningen, der er insignifikant og endda har positivt fortegn. Teoretisk og modelmæssigt er det helt uholdbart, at boligbeholdningen ikke indgår med en negativt koefficient (af passende størrelse). Som beskrevet i afsnit 1 er boligbeholdnings rolle i kontantprisrelationen rent modelmæssigt som udbuds-side variabel at sikre, at det reale kontantprisniveau bliver holdt på plads.

Hvis man imidlertid betragter **summen af forklaringsbidraget fra tiden og LKh_{-1}**, lægges op til en mulig tolkning, jf. nedenstående figur 10.

Figur 10 Forklaringsbidrag fra indkomst, boligbeholdning og tid Regression 8.



Figur 11 Forklaringsbidrag fra usercost og lagget endogen Regression 8.



I figur 10 ses, at forklaringsbidraget fra summen af tiden og LKh_{-1} næsten totalt domineres af tid - det er praktisk taget et ret linie; i praksis kunne man altså lige så godt nøjes med variablen tid til at fange den samlede effekt. Det ses, hvorledes **konglomeratet bestående af boligbeholdning og tid** alt andet lige har givet anledning til et fald i den relative kontantpris på omkring 60% i estimationsperioden. Som næsten perfekt modvægt hertil har den voksende realindkomst givet anledning til en tilsvarende stigning, således, at summen af disse bidrag er rimeligt konstant over perioden. Hvis denne sum tolkes som effekten fra den samlede "indkomstbaserede overskudsefterspørgsel"[15], forekommer grafen ganske plausibel med positive bidrag op til omkring 1980 og herefter negative bidrag; bemærkelsesværdigt er det dog, at højkonjunkturen midt i 1980'erne ikke afspejles.

I figur 11 ses forklaringsbidraget fra uih2 og den laggede endogene samt faktisk/fittet. Betragtes denne figur ses, at kombinationen af usercost (som den drivende faktor) og den laggede endogene (til at forstærke de initiale stød) i vid udstrækning kan forklare kontantprisstigningen fra 1982, ligesom udviklingen i usercost er hovedansvarlig for de senere års lavere kontantprisniveau (skattereformen). Derimod ses kontantprisfaldet fra 1979-82 primært at være indkomstbetinget.

[15]Altså udviklingen, når der ses bort fra effekten fra dynamik (den laggede endogene) og fra usercost.

Ovennævnte beskrivelse af forklaringsbidrag lægger op til en tolkning af konglomeratet tid+LKh som udtryk for det relevante, "sande" boligudbud[16]. Hvis man vælger denne tolkning, må man af hensyn til de samlede modelegenskaber til brug for modelligninger i ADAM foretage en **omskrivning** af det samlede bidrag fra tid+LKh til at hidrøre udelukkende fra LKh, fx jf. $LKh = \alpha + ß(.16 \times LKh_{-1} - .29 \times tid)$. Foretages regressionen af LKh på tiden og en konstant fås i koefficienten til tiden et udtryk for $ß/[1-ß \times .16)$, og den estimerede værdi for ß bliver konkret -1.53; samtidigt fås i konstantleddet en korrektion til det estimerede kontantled i kontantprisrelationen. Man kunne så lade $-1.53 \times LKh_{-1}$ indgå i modelligningen som erstatning for $.16LKh_{-1} - .29 \times tid$. Herved impliceres en effekt på den målte boligbeholdning (Kh) som følge af en 1 procents ændring i indkomsten på mindre end 1 procent (1.25/1.53=.82); om man vil kalde dette en indkomstelastcitet er vel en smagssag.

Den nævnte **tolkning er naturligvis diskutabel**, da vi jo er i besiddelse af et egentligt mål for den boligbeholdning, nemlig Kh. Imidlertid er konstruktionen af Kh i sig selv diskutabel (jf. diskussionen af benchmark og afskrivninger) hvilket kunne være et argument for at acceptere den skitserede, noget uskønne løsning. Naturligvis ville det dog være at foretrække, hvis man enten på mere reel vis kunne konstruere et udtryk for boligbeholdningen, som kunne indgå i kontantprisrelationen på rimelig vis, eller hvis man kunne give fænomenet (trenden) en bedre tolkning.

Førstnævnte mulighed - at kontruere et bedre mål for boligbeholdningen - er tidligere forsøgt i rigt mål, og mulighederne er næppe udtømt. **Regression 9** i tabel 3 lægger imidlertid (indirekte) op til en mere konkret tolkning af tidstrenden. I regression 9 introduceres tiden i anden, hvilket i sig selv er insignifikant, og stort set ikke rykker de øvrige koefficienter; bemærkelsesværdigt er dog den numerisk relativt store ændring af koefficienten til LKh_{-1}. Forholdet mellem koefficienten til indkomsten og koefficienten til boligbeholdning synes stadig ikke acceptabel, hvis den skal tolkes som en indkomstelastcitet, og tidspolynomiet $.44 \times tid - .09 \times tid^2$ lægger nok ikke umiddelbart op til nogen let tolkning - se evt. omstående figur 12.

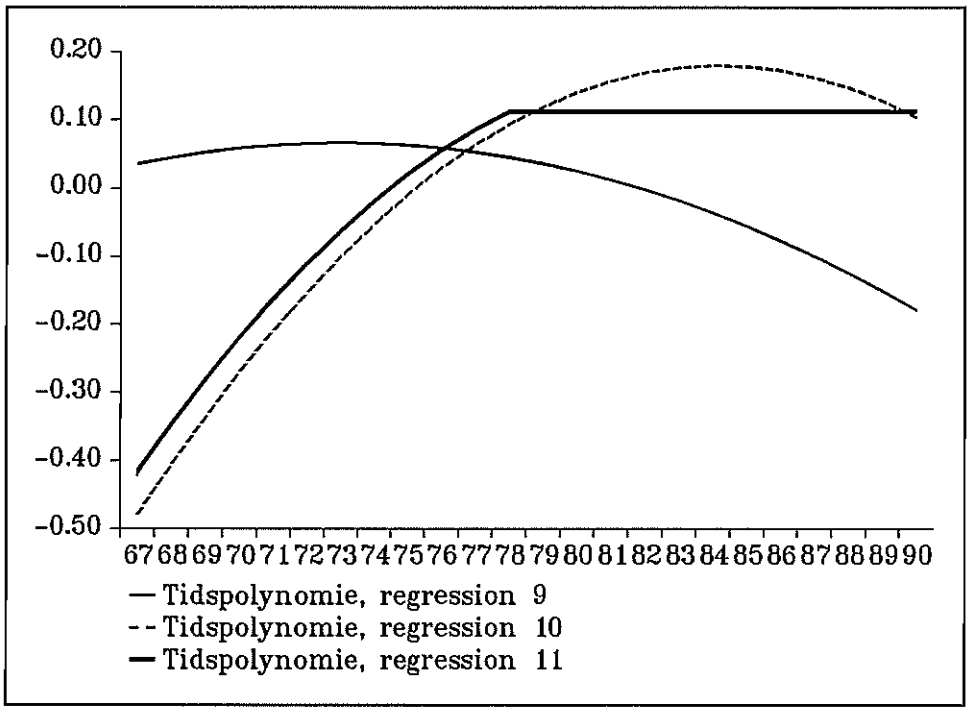
Ser vi nærmere på koefficienten til boligbeholdningen i regression 9 viser det sig, at den i praksis er totalt indetermineret p.g.a. høj muko i forbindelse med tidspolynomiet (ligesom tilfældet var ved regression 5); koefficienten til LKh_{-1} kan bindes til pratisk taget hvad som helst, fordi tidspolynomiet blot bliver vredet efter behov. Dette kan tages som udtryk for, at der **ikke er tilstrækkelig information** i data til at bestemme en fornuftig indkomstelasticitet (hvilket jo har været det grundlæggende problem ved de øvrige regressioner). I erkendelse heraf kunne man - i mangel af bedre - vælge, at **binde forholdet mellem koefficienten til indkomsten og koefficienten til boligbeholdningen til een.**

---

[16]Det er forsøgt at indfortolke tiden som tidsvarierende koefficienter til indkomsten eller boligbeholdningen (eks. $\alpha \times LYd^*f = (\alpha_1 + \alpha_2 \times tid) \times LYd^*f$). Dette gav dog ikke fortolkelige koeffcientstørrelser.

Pålægges denne restriktion dette, fås tabel 3's **regression 10**, der ser interessant ud på flere måder. Først og fremmest bemærkes, at det er insignifikant at foretage denne restriktion af forholdet mellem de to koefficienter til indkomst og boligbeholdning (t-værdi på 1.5); dette ses også ved den meget begrænsede stigning i spredningen. Endvidere bemærkes, at koefficienterne til de centrale variabler ikke påvirkes nævneværdigt og, at koefficienten til forholdet mellem indkomst og boligbeholdning praktisk taget udelukkende bestemmes af indkomsten; ved at betragte koefficienterne til tiden og tiden^2 ses, at det er her spejlbilledet til den ændrede koefficient til boligbeholdningen skal findes. I figur 12 illustreres **tidspolynomiets forklaringsbidrag**, ligesom det er vist, hvorledes tidspolynomiet ville se ud, hvis man bandt det således, at det ikke vender nedad i slutningen af perioden (jf. senere om regression 11); endelig er tidspolynomiet fra regression 9 ilustreret.

Figur 12 Tidspolynomier, regression 9,10 og 11



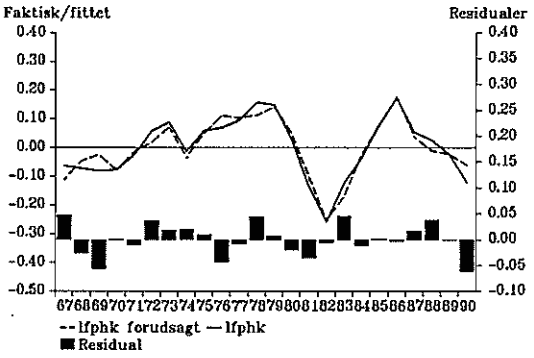
Tidspolynomiet fra regression 10 "forklarer" en stigning i den reale kontantpris i perioden 1967 til først i 1980'erne på omkring 60%. En mulig tolkning af denne trendmæssige stigning i kontantprisen, som altså ikke kan tilskrives hverken indkomst eller usercost, kunne være **"parcelhus-bølgen".** Netop i 1960'erne og -70'erne skete det store ryk udaf mod beskyttende ligusterhække under mottoet "hver mand sit hus". Argumentet skulle således være, at dette ekstra pres på ejerboligmarkedet **ikke** var indkomstmæssigt eller demografisk betinget (jf. problemerne med at få demografien meningsfyldt ind, jf. tabel 2). Parcelhus-bølgen skulle således i følge denne tolkning være en **eksogen efterspørgselsfaktor**, der pressede prisen på ejerboliger op i 1960'erne og

70'erne.[17]

Det er klart, at tolkningen af tidspolynomiet i regression 10 som en parcelhusbølge ikke helt stemmer overens med det faldende bidrag i sidste halvdel af 1980'erne; der er næppe sket en tilbageflytning fra parcelhuskvartererne. I tabel 3's **regression 11** er der lagt et knæk ind i tidspolynomiet, således at det efter et givet knæktidspunkt tvinges til at være fladt, jf. figur 12. Knæktidspunktet er valgt til at være 1978[18], og det ses, at spredningen reduceres marginalt i forhold til regression 10. Regression 11 afviger i øvrigt ikke markant fra regression 10, idet dog koefficienten til usercost er numerisk lidt større og koeffcienten til indkomsten (og boligbeholdningen) lidt lavere[19]. Det er i øvrigt bemærkelsesværdigt, at en knækket, lineær trend (dvs. uden ledddet med tid^2) giver en væsentligt ringere forklaringsevne (s=.041), lidt dårligere stabilitet og større autokorrelation.

Nedenstående vises regression 11's forklaringsevne samt forklaringsbidrag.

Figur 13. Forklaringsevne og -bidrag, regression 11.



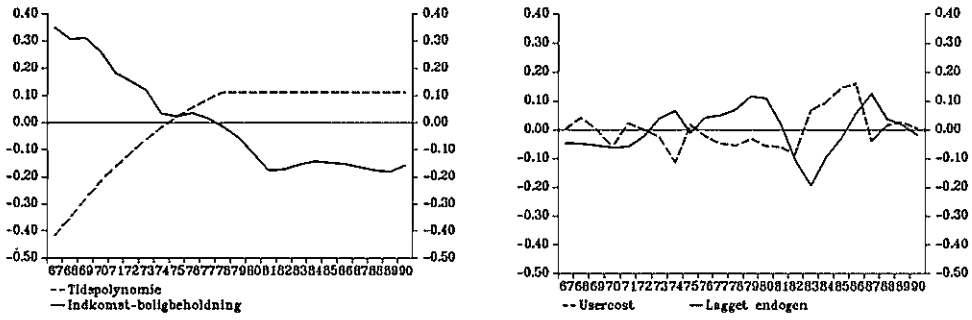
Figur 13 fortsættes næste side.....

[17]En tolkning i retning af mætning på boligmarkedet kunne også anføres.

[18]Konkret er knækket på tidspolynomiet pålagt ved at anvende dtid og dtid^2, der op til knæktidspunktet er lig tid hhv. tid^2 og derefter konstante (jf. anm. til tabel 2). Knæktidspunket er fundet som det tidspunkt, der minimerer spredningen i regressionen. Det bemærkes, at et knæktidspunkt lidt senere end 1978 f.eks. 1980 eller 1982 ikke forøger spredningen væsentligt, hvorimod et tidligere knæk ret hurtigt forøger spredningen.

[19]Det bemærkes, at fastholdes knækket i tidspolynomiet i 1978 (dvs anvendelse af dtid og dtid^2 i stedet for tid og tid^2) kommer indkomstelasticiteten i fri estimation ud tæt på 1 (0.85); koefficienterne til både tidspolynomie og øvrige forklarende variabler er også stort set uforandrede af at løsne restriktionen. Dette kan dog ikke bruges som argument for specifikationen, da knæk og knæktidspunkt er fundet **givet** restriktionen om, at indkomstelasticiteten er 1. Havde vi imidlertid **a priori** fået den idè at anvende et knækket polynomie med knæk i 1978, ville vi i fri estimation stort set have fået regression 11 med en acceptabel indkomstelasticitet i fri estimation.

Figur 13 fortsat



Af første del af figur 13 ses, at regression 11 har en god evne til at fange vendepunkterne og i det hele taget en **acceptabel beskrivelse af kontantprisudviklingen**. Det ses, bl.a. at den største residual ligger i 1990, hvor relationen ikke følger det faktiske fald den reale i kontantpris. Det kan bemærkes, at regression 11's langsigtede, reale ligevægtskontantpris med udgangspunkt i 1990 værdierne for indkomst, boligbeholdning og usercost er ca. 0.82 (altså knap 20% under 1980-niveauet (=1)); dette er i bemærkelsesværdig nærhed af databanks værdi for 1990 (som er 0.86).

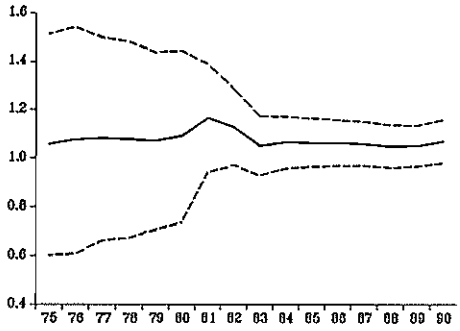
Af de to sidste delfigurer ses **forklaringsbidragene** fra de indgående variabler; tidspolynomiet betragtes som een variabel og bidragene fra indkomst og boligbeholdning også er slået sammen (sammenlign evt. med figur 10 og 11). Det ses, hvorledes indkomst-/boligbeholdningsudviklingen har bidraget negativt til kontantprisudviklingen frem til ca. 1980; dette afspejler med den pålagte restriktion om ens koefficienter, at boligbeholdningen i denne periode er vokset kraftigere end indkomsten. Efter 1980 er indkomst og boligbeholdning som tidligere nævnt vokset nogenlunde parallelt, hvorfor det samlede bidrag fra disse to variabler er ret konstant i 1980'erne. Hvis tolkningen af tidspolynomiet er korrekt ses, at "parcelhus-bølgen" kan tilskrives en (alt andet lige) stigning i kontantprisniveauet på ca. 50% fra 1967 frem til knækket i 1978. Forklaringsbidraget fra usercost-udtrykket ses at være hovedansvarlig for både kontantprisstigningen fra 1982, og faldet fra 1987; dette billede svarer fuldstændigt til figurene 10 og 11, der viste forklaringsbidrag i regression 8.

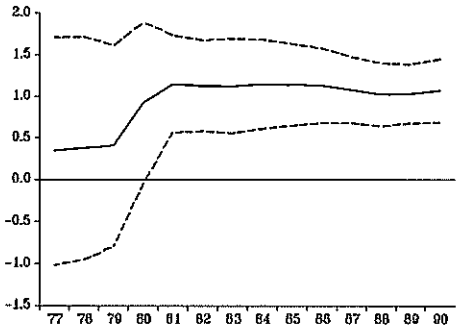
Regressionerne 9-11 har ligesom regression 8 pæne stabilitetsegenskaber. Omstående vises i figur 14, hvorledes koefficienterne til indkomst minus boligbeholdning, til usercost og til den laggede kontantpris i regression 11 varierer med estimationsperiodens sluttidspunkt. På figurerne til venstre er koefficienterne til dtid og $dtid^2$ holdt fast til estimaterne fra tabel 3 (dvs. estimeret på den fulde estimationsperiode), mens de er tilladt at variere frit i figurerne til højre. Det ses, at koefficienten til $LYd^*f\text{-}Lkh_{-1}$ omkring 1979-81 udviser tegn på ustabilitet, når tidspolynomiet estimeres rullende. Bemærkelsesværdigt er endvidere, hvorledes koefficienten til indkomst-boligbeholdning bestemmes inden for væsentligt snævrere bånd, når tidspolynomiet holdes fast (bemærk enhederne på y-aksen); derimod påvirkes signifikansgrænserne for de to andre variabler ikke nævneværdigt. Alle figurer udviser acceptabel stabilitet.

Figur 14 Rekursive estimationer af regression 11

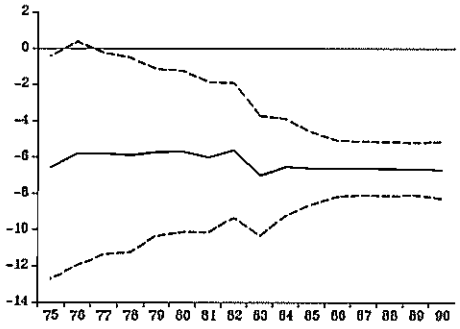
Tidspolynomiet bundet til fuld estimationsperiode **Tidspolynomiet rullende estimeret**

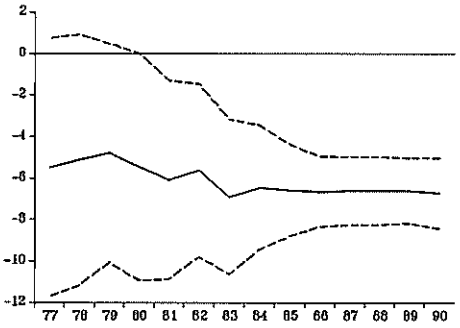
Koefficient til $LYd8*f\text{-}Lkh_{-1}$



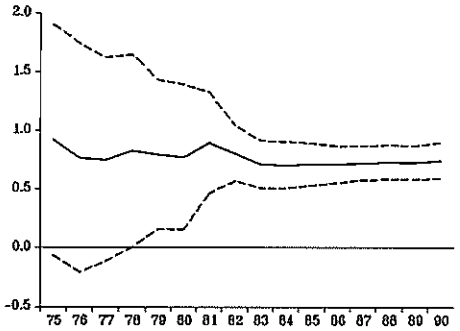


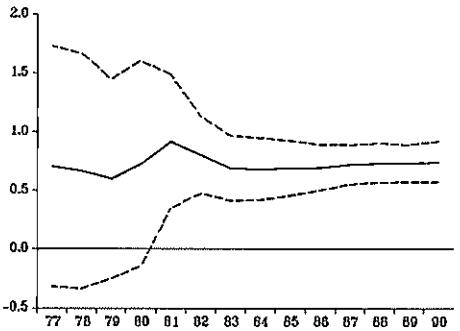
Koefficient til usercost





Koefficient til lagget endogen





4.1 Opsummering på kontantprisestimationerne

Det er blevet vist, at vi bliver nødt til at acceptere en væsentligt dårligere forklaringsevne, når vi udvider estimationsperioden fra den nuværende 1967-83 frem til 1990.

Det har også vist sig, at introduktionen af et andet usercost-begreb, der bedre end det nuværende afspejler skattereformens ændrede regler for rentefradragsretten, delvis kan afhjælpe den nuværende kontantprisrelations sammenbrud efter 1986. Imidlertid synes et ændret usercost-begreb ikke tilstrækkeligt til at redde den nuværende kontantprisrelation (regression 2 i tabel 3). Heller ikke forsøg med tidspolynomier synes tilstrækkeligt til at reparere på den nuværende relation, idet der alligevel fås ustabile parametre og/eller uønskede egenskaber (jf. regression 4 og 5 i tabel 3).

Tilsyneladende kan de konstruerede forventningsvariabler (Rphpf, Rydhf, D72n) udelades, hvis man samtidig inkluderer den laggede endogene og en tidstrend (jf. regressionerne 6-11 i tabel 3).

Hvad den laggede endogene angår, forekommer dens plads i kontantprisrelationen teoretisk velbegrundet. Den laggede kontantpris er udtryk for træg tilpasning på boligmarkedet, hvilket må siges at være en korrekt beskrivelse af ejerboligmarkedet (de senere år).

Spørgsmålet om vi skal acceptere en trend er vanskeligere, men tilsyneladende er det nødvendigt at inddrage en trend, hvis vi vil have fornuftige modelegenskaber specielt, hvad angår indkomstelasticiteten.

Hvis vi inkluderer en lineær trend (regression 8 i tabel 3) opnås en stabil relation. Skavanken ved denne relation er forkert fortegn til boligbeholdning, og en tolkning af konglomeratet boligbeholdning+tid, som det "relevante boligudbud" kræves for at få fortolkelige egenskaber. Accepteres denne tolkning af trenden er regression 8 ganske rimelig.

Introduceres yderligere tiden i anden (regression 9) bliver graden af muko mellem tidspolynomie boligbeholdning så stor, at koefficienten til LKh_{-1} i praksis bliver indetermineret. Denne koefficient kan fx bindes således, at indkomstelasticiteten bliver 1 (regression 10). I denne specifikation (eller hvor tidspolynomiet bøjes af i 1980'erne jf. regression 11) fås en stabil relation med fornuftige modelegenskaber. Tidspolynomiet kan i disse regressioner evt. tolkes som "parcelhusbølgen".

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

John Smidt

Arbejdspapir

10. juni 1991

Opdatering af ADAMBK

Resumé:

Hermed dokumenteres opdateringssystemet for ADAMBK og EH 28.2.88 "Opdatering af databanker afløses.

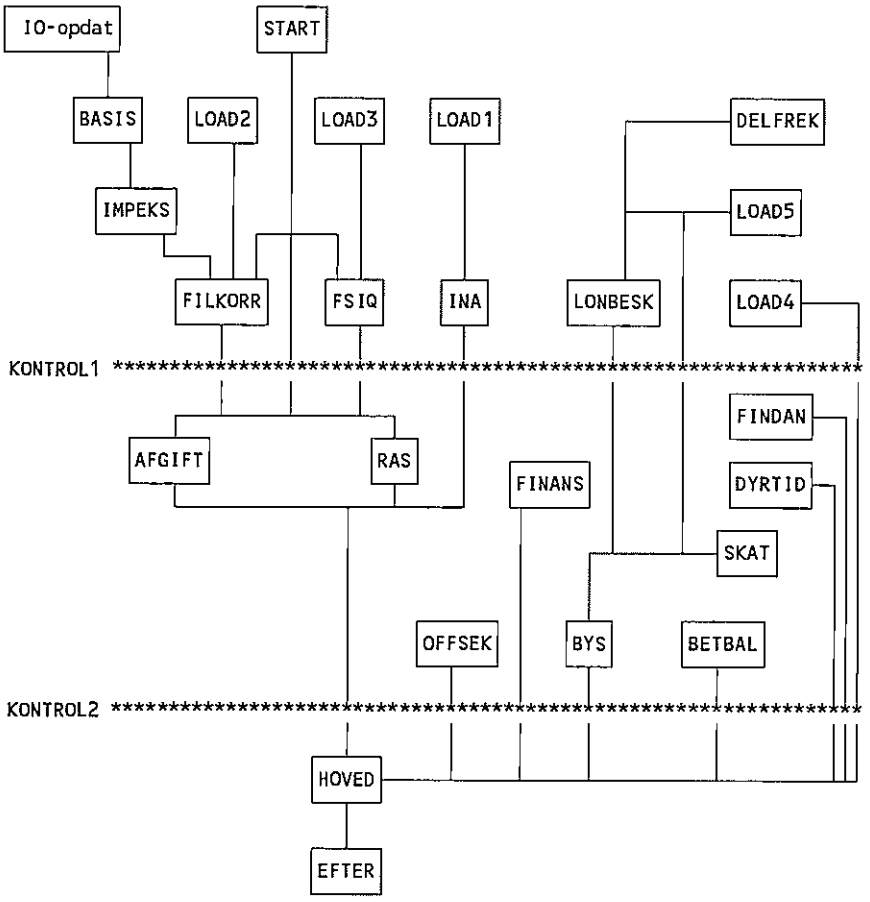
G:\DATREV\datrev.wp

Nøgleord: databank opdatering PC

1. Oversigt

Strukturen i opdateringssystemet følger i store træk det tidligere anvendte på UNI.C (jf. EH 28.2.88). Alle opdateringsrutiner er omlagt i forhold den tidligere dokumentation, således at hele opdateringen foregår på PC enten i Aremos eller i specialsyede programmer (Miskmask, afgift-beregning og RAS-afstemning). Strukturen er skitseret i nedenstående figur.

Figur 1 Oversigtsfigur



De enkelte kasser i oversigtsfiguren indikerer en afgrænset opdateringsrutine, hvor en gruppe af variabler behandles; behandlingen kan enten bestå i direkte indlæsning af data eller i beregninger på baggrund af tidligere indlæste data. Da nogle opdateringsrutiner anvender data, der er dannet andre rutiner er rækkefølgen de enkelte rutiner afvikles i vigtig; rutiner, der er forbundet, skal afvikles i rækkefølge - med den øverste rutine først.

Hele opdateringssystemet ligger på modelgruppens server i direktoriet G:\datrev. I underdirektorier herunder ligger de enkelte rutiners program- og datafiler. I selve G:\datrev ligger en række banker, der anvendes i opdateringen jf nedenfor (SIMBK, KOEFBK, BASISBK og FINBK). I hoveddirektoriet ligger endvidere filen IN-OUT.DOK, der indeholder en komplet listning af, hvilke ADAMBK-variabler, der anvendes hhv. dannes i de enkelte

rutiner; denne fil kan evt. anvendes til maskinel søgning.

I opdateringsforløbet anvendes gennemgående en fælles databank G:\datrev\SIMBK. Aremosbanken SIMBK er indledningsvis en kopi af den eksisterende ADAMBK frem til (og ikke med) det første år i opdateringen. Herefter opdateres variablerne i SIMBK efterhånden som de enkelte rutiner afvikles. Hvis en rutine anvender data, der er opdateret i en foranliggende rutine, trækkes disse data fra SIMBK. Da variablerne først findes i opdateringsperioden i SIMBK, når de er opdateret, sikres herved, at rutinerne afvikles i den korrekte rækkefølge. Hvis der foretages en revision i en rutine efter, at den er kørt første gang, er det imidlertid helt "manuelt" at sikre sig, at dette kommunikeres videre til de andre rutine-ansvarlige, herunder ikke mindst "databankdirektøren". Herefter må alle efterfølgende rutiner afvikles igen for at sikre konsistens i databanken.

2. De enkelte rutiner

I det følgende beskrives de enkelte rutiner kort. Nærmere dokumentaion findes i filerne F:\DOK\<rutine>.dok; denne dokumentation kan også kan findes via DOKLIB-systemet på modelgruppens server.

--**START** Første trin i opdateringen er afviklingen af DOS-bat-filen NR.BAT, der som input har en fil med tal for produktionsværdier, bruttofaktorindkomst samt forbrug på maksinlæsbarform. I START dannes SIMBK og man promptes for, hvilken periode opdateringen dækker; denne periodeangivelse anvendes i flere af de følgende rutiner (G:\datrev\periode.opt).

--**IO-opdat og BASIS** For datarevisioner, hvor der er nye endelige NR-år, foretages IO-opdateringen på baggrund af IO-tabeller i Passion-format på UNI.C. Når denne opdatering er foretaget flettes output-bankerne herfra (BASISBK og KOEFBK) sammen med SIMBK v.hj.a. BASIS.

--**IMPEKS** Udenrigshandelstallene for de foreløbige år opdateres i denne rutine. Primær input hertil er udenrigshandelsstatistikken samt totalerne fra NYT. Da prisindeksene kædes på det sidste endelige år, er det vigtigt, at BASIS er afviklet, hvis der er nyt endelige år.

--**LOAD2 og LOAD3** Her foregår manuel indtastning af en række basisvariabler, der anvendes videre i opdateringsforløbet. I LOAD2 indtastes tal for visse lagerkomponenter - landbrug og energi. Forskellige tal, der hentes fra NYT fra Danmarks Statistik, tastes ind i LOAD3.

--**FSIQ** Efter LOAD2 kan de erhvervsfordelt fSiq'er dannes. Da der tages udgangspunkt i det sidste endelige NR-år må BASIS være kørt for de datarevisioner, hvor der foreligger nyt endeligt NR-år.

--**FILKORR** Efter LOAD3 foretages v.hj.a. modelligninger en opdatering af lagerinvesteringerne i de foreløbige år, ligesom IO-koefficienterne ail<i>

dannes. Da importtal indgår i lagerinvesterings-relationerne er det en forudsætning, at IMPEKS er kørt før fIl<i> dannes.

--**KONTROL1** Efter de nævnte rutiner er kørt, findes alle relevante størrelser til afgiftberegning og rasafstemingen opdateret i SIMBK. Her kan man passende foretage kontrol v.hj.a. KONTROL1.

--**AFGIFT** Fordelingen af afgiftprovenuer på erhverv og anvendelse foregår i et selvstændigt modul. I dette modul beregnes afgiftprovenuer for de foreløbige år, samt enkelte tal, i de endelige år.

--**RAS** Beregningen af IO-koefficienter for de foreløbige år foretages v.hj.a. en RAS-afstemning. Input hertil er række- og søjlesummer, IO-koefficienter fra det sidste endelige NR-år, komponentfordelte lagerinvesteringer, erhvervsfordelte ikke-varefordelte indirekte skatter samt erhvervsfordelt BFI.

Sideløbende med arbejdet med ovenstående rutiner kan en række andre opdateringer foregå.

--**LOAD1** Her indtastes tal for investeringerne fordelt på art og privat/offentlig samt Siqo.

--**INA** Efter LOAD1 kan afskrivningerne samt offentligt varekøb i løbende priser dannes i INA.

--**FINDAN** Hængende lidt uden for den egentlige ADAMBK-opdatering foregår opdateringen af de finansielle varibaler i FINDAN's kvartalsvise databank FINBK. Disse opdateringsrutiner er dokumenteret særskilt.

--**FINANS** Ud over FINDAN-variabler opdateres nogle få finansielle "ikke-FINDAN-variabler" direkte på årsniveau.

--**DELFREK** Data til deltidsfrekvenser fås fra RAS-statistikken. En efterfølgende opregning til ADAM-niveau forgår her.

--**LOAD5** Her indtastes manuelt en række tal med relevans for løn og arbejdsmarkedsforhold.

--**LONBESK** Beskæftigelse og lønsummer opdateres her. Det primære input er data på maskinlæsbar form fra 6. kt (fås på samme diskette som anvendes ved START-rutinen). Beskæftigelsen for de endelige år fås umiddelbart på ADAM-grupperinger. For de foreløbige år opdateres beskæftigelsen på baggrund ADAM's beskæftigelsesligninger og erhvervsfordelt beskæftigelse fra NR på 27-erhverv niveauet. Denne fordeling af beskæftigelsen fordrer, at produktionsværdier, deltidsfrekvenser, beskæftigelsen i det sidste endelige NR-år, samt arbejdstid fra LOAD5 er opdateret. Hvis tiden er knap, kan man evt. se stort på om deltidsfrekvenserne er opdaterede, da disse kun har meget begrænset indflydelse på rutinen. Foreløbige lønsummer beregnes på baggrund

af ADAM-ligninger. Essentielt input hertil er beskæftigelsestal og løntal (fra LOAD5).

--**LOAD4** Manuel indtastning af en række forskellige basisvariabler. Der er tale om energiinvesteringer, priser på fast ejendom, forskellige rentebetalinger m.m. Disse basisvariabler anvendes ikke i opdateringsforløbet før selve hovedprogrammet.

--**DYRTID** Her opdateres variabler med relevans for reguleringspristallet. Disse tal anvendes ikke før hovedprogrammet.

--**SKAT** En række tal vedr. skatteprovenuer og -satser, herunder forskuds-registrering indtastes manuelt her.

--**BYS** Beregningen af BYS'ser, TSY'er samt USY foregår v.hj.a. programmet MISKMASK. Nødvendigt input er UA,UPN,YS fra hhv. LONBESK, LOAD5 og SKAT.

--**BETBAL** Manuel opdatering af en række betalingsbalancetal og data for netto-fordringserhvervelser.

--**OFFSEK** Manuel opdatering af data for den offentlige sektors finanser - skatter, overførsler osv.

--**KONTROL2** Efter, at alle ovennævnte rutiner er afviklet bør der foretages kontrol v.hj.a. KONTROL2.

--**HOVED** Sidste opdateringsrutine - der anvender data fra alle ovenstående rutiner - er HOVED-programmet. Her beregnes prisindeks, korrektionsfaktorer og m.m.m. Sammenfletning af FINDAN-databanken FINBK og fremskrivning af C-variabler foretages også her.

--**EFTER** Når alle variabler er opdateret er der endnu lidt arbejde. Dette efterarbejde består i kontrol (enkeltligningsresidualer), dannelse af banker, udsendelse af breve mv.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

John Smidt

Arbejdspapir*

11/3 1991

Mere om privat forbrug

Resumé:

Løse tråde fra JS 14/1-91 "Makroforbrug", samt JS 5/3-91 "Sammenhænge mellem forbrug, indkomst og formue" forsøges belyst ved hjælp af en række regressioner samt simulationer. Regressionerne er foretaget ret ukritisk og kun overfladisk kommenteret. De emner, der søges belyst er primært spørgsmålet om homogenitet og spørgsmålet om, hvorledes ledigheden bedst inddrages - hvis den skal inddrages. Formålet med papiret er at give et indtryk af, hvilke konsekvenser disse forhold umiddelbart har empirisk; det er håbet, at dette sammen med de to nævnte papirer kan give anledning til kommentarer og diskussion. Der drages ingen egentlige konklusioner i papiret.

C:\wp\makro3.wp

Nøgleord: forbrug

1 Homogenitet og ledighed - regressionsresultater

I det følgende præsenteres en række estimationer af forbrugsfunktionen, hvor det på forskellig vis er forsøgt at give et indtryk af de empiriske konsekvenser af at pålægge homogenitet og af at inddrage ledigheden. De viste regressioner sammenholder ret mekanisk forskellige aspekter:

- log-lineær overfor lineær specifikation,
- inddragelse af ledighed i niveau og/eller i ændringer,
- anvendelsen af bul eller Ul som mål for ledigheden,
- anvendelsen af krydsprodukter mellem indkomst/formue og ledighed overfor simpelt ledighed i niveau,
- homogenitet eller ej,
- estimation i to trin overfor direkte estimation af fejlkorrektionsmodel.

Nedenstående tabel 1 viser rene niveau-estimationer, og kan altså betragtes som 1. trin i Granger-Engles to-trins-procedure.

TABEL 1 **Langtsigtsrelation. 1. trin.**

Lineær specifikation

NR	Y	W	Koefficient til bul	W×bul	Y×bul	Konstant	s	DW	DF
1.1	.74 (16.0)	.04 (6.6)	.	.	.	8667 (1.8)	3353	.94	2.9
1.2	.81 (50.9)	.03 (8.0)	.	.	.	.	3476	.99	3.0
1.3	.66 (18.1)	.06 (10.3)	-109000 (5.3)	.	.	14509 (4.0)	2401	1.27	3.8
1.4	.62 (18.1)	.08 (11.5)	.	-.16 (6.7)	.	12291 (4.0)	2102	1.46	4.1
1.5	.73 (36.8)	.06 (9.1)	.	-.15 (4.9)	.	.	2596	1.15	3.9
1.6	.67 (20.8)	.07 (11.4)	.	.	-.57 (6.1)	10454 (3.3)	2214	1.41	4.1
1.7	.77 (50.8)	.05 (10.4)	.	.	-.54 (5.0)	.	2561	1.23	4.1
			Ul	W×Ul	Y×Ul				
1.3a	.65 (18.5)	.07 (11.0)	-53 (5.9)	.	.	13265 (3.9)	2267	1.38	4.0
1.4a	.60 (16.6)	.08 (11.2)	.	-.07 (6.6)	.	12966 (4.2)	2109	1.43	4.0
1.5a	.72 (32.2)	.07 (8.5)	.	-.06 (4.7)	.	.	2647	1.09	3.6
1.6a	.66 (20.6)	.07 (11.7)	.	.	-.26 (6.4)	10258 (3.3)	2146	1.47	4.2
1.7a	.75 (45.8)	.06 (10.4)	.	.	-.25 (5.3)	.	2491	1.24	4.1

Logaritmisk specifikation

NR	Y	W	bul	s	DW	DF
1.8	.74 (12.4)	.18 (5.9)	.	.0173	.91	2.8
1.9	.89 (57.4)	1-.89	.	.0187	.99	3.0
1.10	.56 (9.8)	.31 (9.0)	-.57 (4.9)	.0128	1.08	3.5
1.11	.85 (35.5)	1-.85	-.30 (2.1)	.0177	.95	3.3

Anm.: Tal i parentes efter en koefficient er "t-værdier". Bemærk, at de p.gr.a. ikke-stationariteten ikke bør holdes op imod en t-fordeling.
s er den estimerede spredning, DW er Durbin-Watson og DF er Dickey-Fuller testet
Y er disponibel real indkomst (defineret ved Yd* i JS 14/01-91.)
W er den reale formue (defineret ved Wcp5 i JS 14/01-91.)
Den afhængige variabel er Cp4/pcp4v.
I 1.8-1.11 indgår bul ikke log-transformeret; i disse regressioner indgår foruden de viste variabler en konstant.
Estimationsperioden er 1957-87.

Regressionerne 1.1-1.7 er lineære estimationer, hvor ledighedvariablen i de tilfælde, hvor den er inddraget, er arbejdsløshedsprocenten, bul. Regressionerne 1.3a-1.7a er også lineære, idet ledighedsvariablen dog er Ul. 1.8-1.11 er log-lineære specifikationer. Regressionerne kan typisk sammenlignes parvis,

således at først bringes estimationen, hvor homogenitet ikke er pålagt, hvorefter denne restriktion pålægges (f.eks. 1.1 og 1.2). I de lineære specifikationer indebærer homogenitet, at konstantleddet undertrykkes (1.2,1.5(a),1.7(a)); homogenitet i de log-lineære specifikationer indebærer, at summen af koefficienterne til indkomst og formue bindes til 1 (1.9,1.11).

Ved sammenligning af regressionerne 1.3-1.7 med 1.3a-1.7a ses, at valg af **ledighedsbegreb** ikke har store empiriske konsekvenser, hverken for stationaritetsegenskaber (DW hhv. DF), for spredningen (s) eller for egenskaberne (koefficienterne); koefficienten til bul på -109.000 i regression 1.3 indebærer, at forbruget sænkes 43 mill., når ledigheden øges med 1000, hvilket er lidt mindre end de 53 mill., der fremgår af 1.3a, hvor Ul anvendes. I de følgende kommentarer og tabeller anvendes udelukkende bul.

Betragtes **inddragelsen af ledigheden** ses et generelt fald i spredningen og en højere grad af stationaritet. Dette gælder både i den lineære (1.1-1.7) og den log-lineære (1.8-1.11) specifikation og uanset, om homogenitet er pålagt eller ej. I de lineære specifikationer synes den valgte funktionsform (ledighed simpelt i niveau (1.3) eller som krydsprodukt (1.4-1.7)) ikke at påvirke denne konklusion. Der synes endvidere at være en tendens til større koefficient til formuen og mindre koefficient til indkomsten, når ledigheden inddrages. Endelig gør inddragelsen af ledigheden homogenitetsrestriktionen mere snærende, hvilket f.eks. kan ses ved at sammenligne stigningen i spredningen fra 1.1 til 1.2 med stigningen fra 1.4 til 1.5.

Krydsprodukterne mellem indkomst/formue og ledighed i den lineære specifikation synes marginalt at forbedre stationaritetsegenskaber i forhold til simpelt at inddrage ledigheden i niveau; endvidere bliver spredningen lidt mindre (sammenlign 1.4-1.7 med 1.3). Der synes ikke at være empiriske argumenter for at foretrække det ene krydsprodukt frem for det andet. Koefficienten til krydsproduktet W×bul på -.16 i 1.4 indebærer, at forbruget mindskes 80 mill., når ledigheden øges med 1000 personer, mens koefficienten til krydsproduktet Y×bul på -.57 i 1.6 medfører et fald i forbruget på 54 mill. pr 1000 personer.

Generelt synes der at være problemer med at få **homogenitetsrestriktionen** overholdt, idet spredningen typisk øges noget. Som nævnt er restriktionen mest snærende, når ledigheden indgår, og hvad angår stationaritetsegenskaber påvirkes også disse typisk i negativ retning, når ledigheden er inddraget i en eller anden form. Generelt ses en stigning i koefficienten til indkomsten og et fald i koefficienten til formuen. Følsomheden over for ledigheden reduceres kraftigt i det log-lineære tilfælde, når homogeniteten pålægges (1.10 vs. 1.11), mens der ikke sker meget i det lineære tilfælde, hvor krydsprodukterne indgår (1.4 vs 1.5 og 1.6 vs. 1.7). Generelt synes der en tendens til, at både påvirkning af spredning og vridning af forholdet mellem koefficienterne er mest alvorlig i den log-lineære tilfælde.

Den numeriske betydning af ikke stringent at have homogenitetsrestriktionen

overholdt er imidlertid begrænset. Beregnes langtsigtselasticiteten i 1980 fås følgende numeriske afvigelser fra homogenitet[1]:

		Stigning i forbrug på langt sigt når indkomst øges permanent 1%	
1.1	g=.01	0.992	Lineær, ingen ledighed
1.1	g=.02	0.986	-
1.1	g=.04	0.978	-
1.2		1	-
1.3	g=.01, bul=.05	0.994	Lineær, ledighed simpelt i niveau
1.3	g=.04, bul=.05	0.982	-
1.3	g=.04, bul=.10	0.994	-
1.4	g=.01, bul=.05	0.970	Lineær, krydsprodukt W×bul
1.5		1	-
1.6	g=.01, bul=.05	0.958	Lineær, krydsprodukt Y×bul
1.7		1	-
1.8		0.985	Logaritmer, ingen ledighed
1.9		1	-
1.10		0.984	Logartimer, ledighed
1.11		1	-

I alle tilfælde, hvor homogenitetsrestriktionen ikke er pålagt, ses det, at forbruget øges med mindre end 1%, når indkomsten øges permanent med 1%. Imidlertid er afvigelserne fra homogenitet meget begrænsede, hvilket vel gør det mindre påtrængende at pålægge denne restriktionen[2].

Anvendes residualerne fra de log-lineære 1. trins regressioner 1.8-1.11 som fejlkorrektionsled fås følgende regressioner:

TABEL 2 Fejlkorrektionsmodel. 2. trin, log-lineær.

		Koefficient til				
NR	ΔY	ΔW	Δbul	Fejlled	s	Fejlled fra regression
2.1	.52	.33	.	-.41	.0131	1.8 (ingen ledighed på langt sigt, ej homogenitet)
2.2	.47	.23	-.66	-.39	.0114	1.8
2.3	.56	.32	.	-.38	.0133	1.9 (ingen ledighed på langt sigt, homogenitet)
2.4	.50	.21	-.76	-.41	.0108	1.9
2.5	.50	.37	.	-.54	.0132	1.10 (ledighed på langt sigt, ej homogenitet)
2.6	.43	.26	-.80	-.62	.0105	1.10
2.7	.56	.34	.	-.39	.0135	1.11 (ledighed på langt sigt, homogenitet)
2.8	.50	.20	-.88	-.49	.0102	1.11

Anm. Estimationsperiode er 1958-87.
Afhængig variabel er Δ(cp4/pcp4v). Udover de viste variabler indgår endvidere på højresiden et konstantled.
Se endvidere anm. til tabel 1.

[1]Udtrykket for steady state forbruget i relation (4) i JS 5/3/91 er anvendt ved beregningen af elasticiteten i de lineære specifikationer (faktisk indkomst i 1980 anvendt ved beregning). Udtrykket for elasticiteten i de log-lineære specifikationer findes i samme papir i relation (14) (faktisk indkomst og forbrug i 1980 anvendt).

[2]I JS 05.03.91 blev muligheden af at tolke konstantleddet som en initial-formue i faste priser nævnt. I 1.1, fås en estimeret "Ukendt Formuestørrelse" på 8667/.04 = godt 200.000. Dette svarer til, at hvis vi parallel-forskyder Wcp5/pcp4v opad med 200.000 (ca. 20% i 1980, men hele 65% i 1957), så vil homogenitetsantagelsen være opfyldt (konstantleddet = nul) i estimationsperioden.

Fra tabel 2 ses, at **ændringen i arbejdsløsheden reducerer spredning med 15-30%**; reduktionen i spredningen er størst, når ledigheden også indgår via fejlledet (2.6 og 2.8). Introduktionen af Δbul ses endvidere at **mindske koefficienten til ændringerne i indkomst og i formue**; specielt koefficienten til ændringen i formuen reduceres kraftigt. Koefficienten til ændringen i arbejdsløsheden er størst, når homogenitet pålægges, og når ledigheden indgår på langt sigt. Endelig ses, at fejlleddet får en (numerisk) større koefficient, når ledigheden indgår på langt sigt jf. regressionerne 2.5-2.8 (med 2.7 som en undtagelse).

I den følgende tabel 3 anvendes residualerne fra de lineære specifikationer i tabel 1 som fejlkorrektionsled.

TABEL 3 Fejlkorrektionsmodel. 2. trin, lineær.

			Koefficient til					
NR	ΔY	ΔW	Δbul	Fejlled	Konst	s	Fejlled fra regression	
3.1	.51	.07	.	-.40	Ja	2552	1.1	Ingen ledighed på langt sigt, ej homogenitet
3.2	.46	.06	-118000	-.36	Ja	2250	1.1	
3.3	.53	.07	.	-.35	Nej	2558	1.2	Ingen ledighed på langt sigt, homogenitet
3.4	.52	.07	-109000	-.34	Nej	2220	1.2	
3.5	.51	.08	.	-.62	Ja	2435	1.3	Ledighed på langt sigt, ej homogenitet
3.6	.45	.05	-139000	-.68	Ja	1941	1.3	
3.7	.52	.08	.	-.64	Ja	2512	1.4	W×bul på langt sigt, ej homogenitet
3.8	.46	.06	-154000	-.78	Ja	1925	1.4	
3.9	.54	.07	.	-.40	Nej	2626	1.5	W×bul på langt sigt, homogenitet
3.10	.54	.07	-153000	-.62	Nej	1972	1.5	
3.11	.52	.08	.	-.68	Ja	2427	1.6	Y×bul på langt sigt, ej homogenitet
3.12	.45	.06	-146000	-.76	Ja	1876	1.6	
3.13	.54	.07	.	-.47	Nej	2553	1.7	Y×bul på langt sigt,, homogenitet
3.14	.54	.07	-146000	-.64	Nej	1911	1.7	

Anm: Konst=Ja, indebærer at der ikke er pålagt homogenitet.
Se endvidere anmærkninger til tabel 2

Også i de lineære specifikationer ses en betydelig **reduktion af spredningen, når ændringen i ledigheden inddrages**, og også her er reduktionen størst, når ledigheden også indgår på langt sigt via fejlledet (3.5-3.14); det er også i disse tilfælde, at koefficienten til ændringen i ledigheden er størst. Også de lavere koefficienter til ændringen i indkomst genfindes, når ændringen i ledigheden inddrages; dette gælder dog ikke i regressionerne 3.10 og 3.14.

I nogle af regressionerne ses ret store **koefficienter til fejlkorrektionsleddet**. Fælles for disse regressioner er, at enten indgår ændringen i ledigheden og/eller der er ikke pålagt homogenitet. Således overstiger koefficienten til fejlledet ikke ½ i de tilfælde, hvor homogenitetsrestriktionen er overholdt, og ændringen i ledigheden ikke indgår (3.3, 3.9, 3.13).

Generelt er **spredningen lidt større, når homogenitetsrestriktionen er pålagt** - jf. f.ex. 2.11 vs. 2.13. Det bemærkes, at homogenitetsrestriktionen indebærer, at konstantleddet er bundet til 0 både i langsigtsrelationen (fra tabel 1) og i selve fejlkorrektionsmodellen.

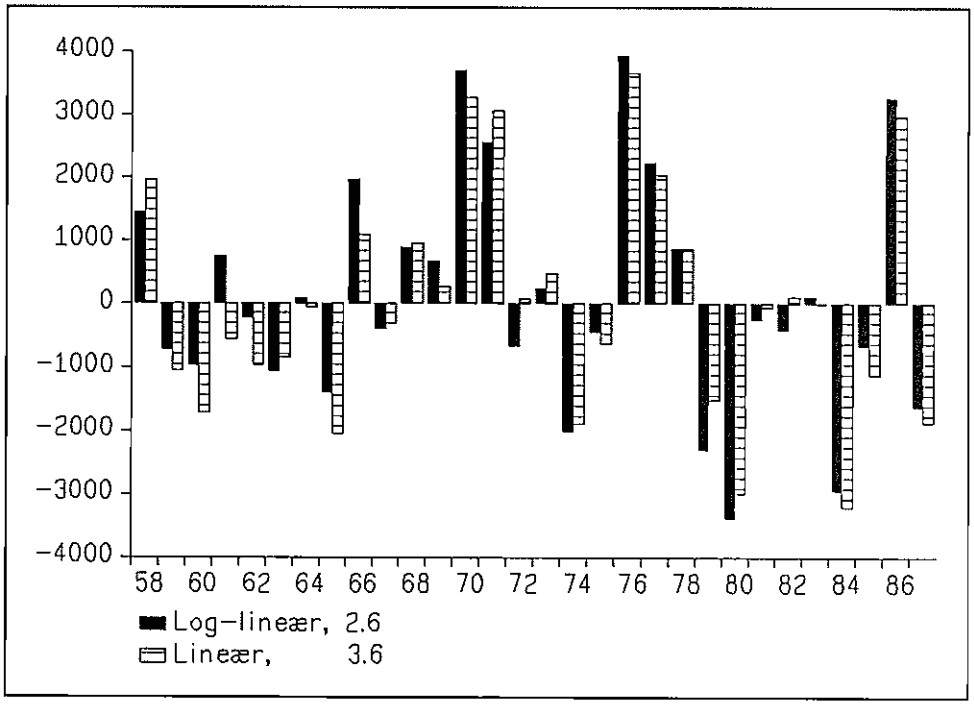
Hvorvidt **ledighedsniveauet indgår simpelt eller i form af krydsprodukt i**

langtsigtsrelationen synes ikke at have store konsekvenser for fejlkorrektionsmodellen. Dog synes de fejlled, hvor ledigheden indgår som krydsprodukt, at få lidt større koefficienter, end når ledigheden indgår simpelt i langtsigtsrelationen (jf. 3.7/3.8 og 3.11/3.12 overfor 3.5/3.6); dette er i overensstemmelse med, at krydsprodukterne gør langtsigtssammenhængen marginalt mere stationær. Målt på spredningen synes konstruktionen Y×bul at klare sig marginalt bedst.

Sammenlignet med de log-lineære specifikationer fra tabel 2, er den historiske beskrivelse i de lineære relationer stort set den samme. Omregnes eksempelvis residualerne fra den log-lineære relation 2.6 til mill. kr. fås en RMSE på 1811, som kan sammenlignes med RMSE i den tilsvarende lineære specifikation 3.6 på 1771 - altså en meget begrænset forskel. I nedenstående figur er residualerne fra 2.6 (omregnet til mill. kr.) og fra 3.6 vist.

Koefficienterne til ændringen i indkomsten kan direkte sammenholdes i de lineære og de log-lineære specifikationer, (da indkomst og forbrug er af samme størrelsesorden). Eftersom Wcp5 er ca. 5 gange så stor som Cp4 skal koefficienten til ændringen i formuen i den log-lineære specifikation divideres med 5 for at kunne sammenlignes med den lineære koefficient; følsomheden overfor ændringer i formuen er derfor marginalt større i de lineære specifikationer. Koefficienterne til ændringen i ledigheden indebærer en lidt større følsomhed i de log-lineære specifikationer (svarende til lineære koefficienter på 150000 til 190000).

FIGUR 1 Residualer i lineær (3.6) og log-lineær (2.6) specifikation.



Omstående tabel 4 viser regressioner, hvor den lineære fejlkorrektionsmodel

estimeres direkte i et trin.

TABEL 4 Direkte estimation af fejlkorrektionsmodel, lineær.

			Koefficient til						
NR	ΔY	ΔW	Δbul	C_{t-1}	Y_{t-1}	W_{t-1}	bul_{t-1}	Konst.	s
4.1	.46	.08	.	-.40	.30	.01	.	Ja	2552
4.2	.44	.05	-138000	-.39	.34	.01	.	Ja	2207
4.3	.50	.08	.	-.36	.31	.01	.	Nej	2565
4.4	.44	.05	-137000	-.39	.34	.01	.	Nej	2161
4.5	.47	.08	.	-.61	.41	.03	-49000	Ja	2489
4.6	.45	.05	-163000	-.68	.50	.04	-72000	Ja	1949
							$W \times bul_{t-1}$		
4.7	.47	.08	.	-.62	.41	.04	-.06	Ja	2526
4.8	.45	.05	-178000	-.80	.55	.05	-.12	Ja	1919
4.9	.50	.08	.	-.40	.33	.01	-.01	Nej	2612
4.10	.47	.05	-188000	-.67	.51	.04	-.09	Nej	1954
							$Y \times bul_{t-1}$		
4.11	.47	.09	.	-.65	.45	.04	-.28	Ja	2472
4.12	.45	.05	-171000	-.78	.57	.04	-.42	Ja	1877
4.13	.51	.08	.	-.46	.38	.02	-.13	Nej	2583
4.14	.47	.05	-183000	-.69	.55	.03	-.37	Nej	1888

Anm: Se anmærkninger til tabel 3

I det væsentligste kan de **samme kommentarer** knyttes til denne tabel som til tabel 3. Markant mindre spredning, når ledigheden inddrages (specielt i ændringer). Lidt mindre koefficient til ændringen i indkomsten og en markant mindre koefficient til ændringen i formuen, når Δbul indgår. Generelt større koefficient til fejlkorrektionsleddet (her C_{t-1}), når ledigheden indgår i niveau. En vis stigning i spredningen, når homogenitet (konstantled = 0) pålægges.

Et generelt problem ved estimationerne i 1 trin er, at formuen i niveau får en numerisk lille og statistisk typisk insignifikant værdi, når homogenitetsrestriktionen pålægges; de øvrige niveauvariabler får signifikante koefficienter.

Ved en **sammenligning** mellem tabel 3 og 4 ses, at spredningerne er af samme størrelsesorden. Endvidere ses, at koefficienten til C_{t-1} er af samme størrelse i tabel 4 som koefficienten til fejlledet i tabel 3. Af forskelle kan nævnes generelt mindre koefficienter til ændringen i indkomsten og større koefficienter til ændringen i ledigheden, når der estimeres i et trin. Effekten af ledigheden på langt sigt er noget mindre, når Δbul ikke indgår (f.eks. 49000/.61=80000 i 4.5, der modsvares af 109000 i 1.3); derimod er effekten næsten identisk, når ændringen i ledigheden indgår (f.eks. 72000/.68 = 106000).

Hvis der skal opsummeres på de præsenterede resultater, kan følgende måske uddrages:

1) **LOG-LIN**
- Ingen væsentlige empiriske forskelle på log-lineære og lineære specifikationer.

2) **LEDIGHED**
- Ledigheden i ændringer indgår signifikant, og også ledighedens niveau kommer fint ind uanset estimationsmetode og funktionsform.
- Konstruktionen med krydsproduktet mellem indkomst og ledighed er rent empirisk på højde med at inddrage ledigheden simpelt i niveau.

- Der kan empirisk ikke diskrimineres mellem Ul og bul.
- Når ændringen i ledigheden inddrages reduceres koefficienten til ændringen i indkomsten (og formuen) generelt.

3) **HOMOGENITET**
- Kravet om homogenitet øger typisk spredningen - mest når ledigheden indgår i niveau. Denne stigning er dog ikke dramatisk (typisk op til 5% stigning i s), ligesom den praktiske afvigelse fra homogenitet numerisk ikke er af overvældende betydning.
- Koefficienten til fejlkorrektionsleddet og til ændringen i ledigheden bliver numerisk mindre, når homogenitet pålægges.
- Koefficienterne til indkomst og formue vrides i retning af indkomsten.
- I den log-lineære specifikation reduceres koefficienten til ledigheden i niveau betragtelig.

4) **1 ELLER 2 TRIN**
- Ingen af disse bemærkninger er afhængige af om fejlkorrektionsmodellen estimeres i 1 eller i 2 trin.
- Væsentligste forskel er, at formuen får en lavere koefficient på langt sigt, når der estimeres i 1 trin.

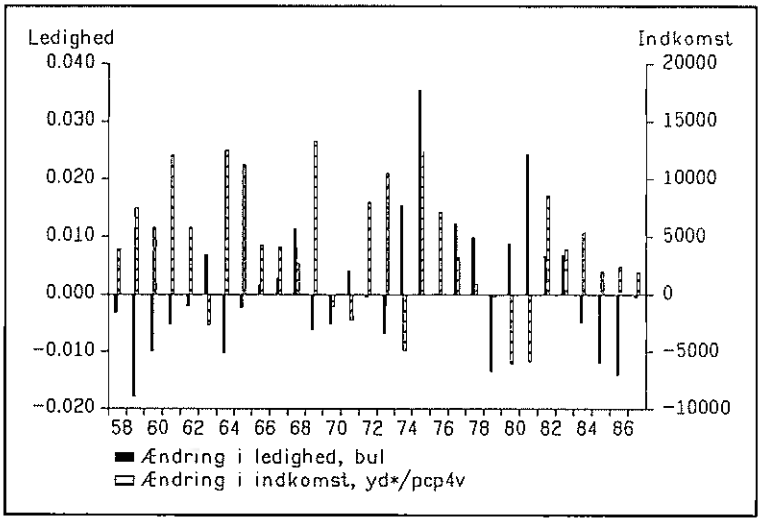
2 Ændringen i ledigheden - hvad er der galt ?

Det blev i JS 14/1-91 "Makroforbrug" v.hj.a. simulationer med hele ADAM vist, at der opstod svingninger i modellen, når ændringen i arbejdsløsheden inddrages i forbrugsfunktionen.

Umiddelbart kan den voldsomme påvirkning af de dynamiske egenskaber, når ændringen i ledigheden introduceres, forekomme overraskende. Naturligvis vil man forvente, at ledighed og forbrug kan spille destabiliserende sammen (øget ledighed → mindre forbrug → større ledighed). Til gengæld ville man også vente, at en væsentlig del af forklaringskraften fra ændringen i ledigheden blev taget fra ændringen i indkomsten, idet disse to variabler i vid udstrækning kan formodes at "forklare det samme" (konjunkturfølsomhed). Hvis ændringen i ledighed og ændring i indkomst i det store og hele "forklarer det samme", ville der derfor ikke være grund til, at de dynamiske egenskaber skulle ændres væsentligt ved introduktionen af ledigheden. Som det imidlertid fremgår af regressionerne i det foregående afsnit, har **begge** ændringer forklaringskraft, og selv om koefficienten til ændringen i indkomsten falder noget, når ændringen i ledigheden introduceres, er det altså for simpelt at påstå, at de to ændringer blot "forklarer det samme".

Den historiske sammenhæng mellem ændringen i ledighed og i indkomst fremgår af omstående graf.

FIGUR 2 Samvariation mellem ændring i ledighed og indkomst.



Der ses en relativ tydelig negativ samvarians mellem de to sæt søjler, og det kan derfor måske forekomme besynderligt, at den simple korrelations-koefficient mellem de to ændringer blot er -.26 (R^2=.07)[3].

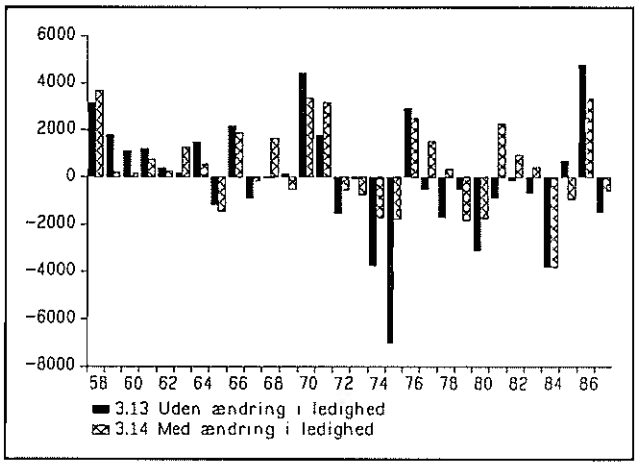
En enkelt observation - 1975 - bærer imidlertid en væsentlig del af ansvaret for den ringe korrelation, idet der dette år ses en samtidig stigning i indkomsten og i ledigheden.[4] At 1975 var et atypisk år for sammenhængen mellem ændring i ledighed og i indkomst, bekræftes af, at R^2 i regressionen af Δbul på Δyd*/pcp4v og en konstant øges fra de nævnte .07 til .51, når der introduceres en dummy for dette år.

Ved at kigge nærmere på estimationerne af forbrugsfunktionen underbygges formodningen om, at 1975 var et specielt år. Således er der en meget stor negativ residual i 1975, når ændringen i ledigheden ikke indgår blandt de forklarende variabler, mens residualen dette år nærmest er under middel når Δbul introduceres. Omstående figur illustrerer dette for regressionerne 3.13 og 3.14.

[3]Foretages regressionen af Δbul på Δyd*/pcp4v, Δbul_{-1}, $\Delta yd^*/pcp4v_{-1}$ og en konstant fås en R^2 på .26; den lille korrelationskoefficient er således ikke blot et udtryk for lidt forskellig dynamik i de to serier.

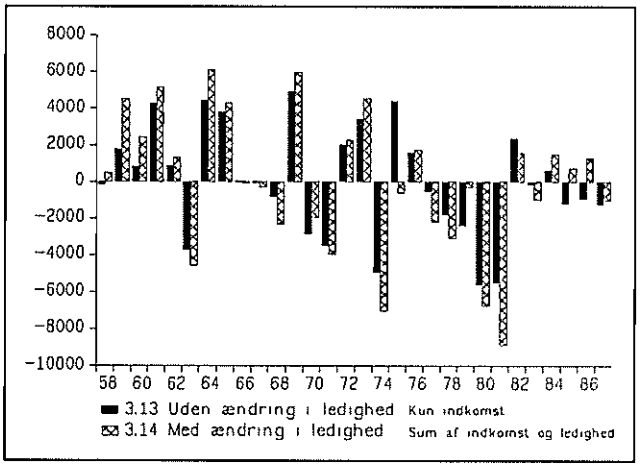
[4]Der er to forklaringer på den atypiske positive samvariation mellem disponibel indkomst og ledighed i 1975. For det første var mande-produktivitetsstigningerne meget store i 1975 - 11% i fremstillingsektoren - hvilket nok dels var udtryk for tilpasning oven på oliekrisen og dels reaktion på arbejdstidsnedsættelserne i starten af halvfjerdserne; de store produktivitetsstigningerne gav alt andet lige anledning til en ekstraordinær stigning i ledigheden. For det andet blev den direkte skatteprocent sat voldsomt ned - et fald i den gennemsnitlige direkte indkomstskatte-sats på 6 procentpoint; skattesænkningen øgede alt andet lige den disponible indkomst.

FIGUR 3 Residualer fra regression 3.13 og 3.14.



I nedenstående figur 4 vises hhv. forklaringsbidraget fra ændringen i indkomsten i regression 3.13 og summen af forklaringsbidragene fra ændringen i indkomsten og ledigheden i regression 3.14[5].

FIGUR 4 Forklaringsbidrag fra ændring i indkomst (3.13) og fra sum af ændring i indkomst og ændring i ledighed (3.14).



Generelt ses, at forklaringsbidraget fra summen af ændringerne i 3.14 er lidt større end bidraget fra indkomsten alene i 3.13. Dette kan tolkes således, at forbruget jf. regression 3.14 er lidt mere følsomt overfor "konjunkturen" end i regression 3.13, hvor ændringen i ledigheden ikke indgår. Bortset fra lidt rod i 1985-86 er der dog med en enkelt undtagelse tale om, at bidraget fra "konjunkturen" har samme fortegn og trods alt af nogenlunde samme

[5]Hvis ændringen i ledigheden forklarede præcis "det samme" som ændringen i indkomsten i regression 3.14, ville vi forvente, at forklaringsbidraget fra summen af disse variabler skulle være nøjagtig det samme som forklaringsbidraget fra indkomsten alene i 3.13.

størrelsesorden. Undtagelsen er 1975, hvor ændringen i indkomsten giver et klart positivt bidrag til forbrugsudviklingen (jf. søjlen for 3.13), men hvor den store stigning i ledigheden samme år trækker modsat. Det samlede bidrag fra indkomst og ledighed er således næsten nul i 1975.

Alt i alt efterlades en mistanke om, at ændringen i ledigheden i nogen udstrækning har karakter af en dummy-variabel, der (blot) fanger en ekstraordinær udvikling i 1975. Tages udgangspunkt i regression 3.14 og introduceres en dummy i 1975, observeres et fald i koefficienten til ændringen i arbejdsløsheden fra 146.000 til 110.000[6], og t-værdien for Δbul reduceres fra 4.4 til 2.6. Hvorvidt denne "dummy-karakter" af Δbul bør lede til, at man dropper variablen, er naturligvis ikke givet.

Endelig kan det bemærkes, at forklaringskraften fra Δbul i meget stor udstrækning hænger på, at det er den ulaggede værdi, der indgår. Hvis man eksempelvis lagger ændringen i ledighed i 3.14 1 periode falder koefficienten til -36.000 og t-værdien bliver klart insignifikant.[7]

3 Simulationer

I omstående figurer er effekten på forbrugskvoten (Cp4/Yd*) og formue-indkomstforholdet (Wcp4/Yd*) af et temporært stød til forbrugsfunktionen illustreret, når der simuleres med hele ADAM. Effekten på disse to kvoter burde som langsigtsresulatat være nul, men hvis forbrugsfunktionen ikke overholder homogenitetsrestriktionen, kan der imødeses problemer på dette felt. I figurerne illustreres effekten på kvoterne under anvendelse af hhv. 3.11 og 3.13 som forbrugsfunktion, og til sammenligning vises endvidere resultatet, når ADAMs nuværende forbrugsfunktion anvendes. I både 3.11 og 3.13 indgår ledigheden på langt sigt i form af krydsproduktet mellem Y og bul, mens ledigheden i ændringer ikke indgår. Mens homogenitetsrestriktionen er pålagt 3.13, er dette ikke tilfældet for 3.11.

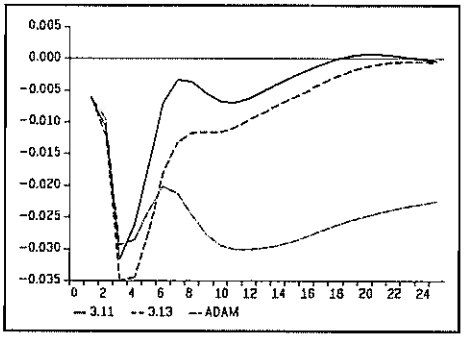
---

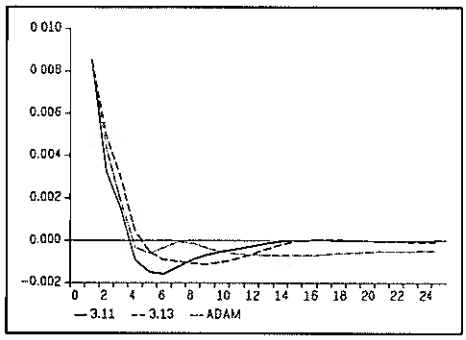
[6]Indlægges dummies for de øvrige år svinger koeffcienter til Δbul mellem 139.000 og 162.000. Også i de øvrige regressioner i tabel 3 reduceres koefficienten til Δbul, når en dummy for 1975 introduceres.

[7]Hvis ændringen i ledigheden kun lagges en halv, fås en koefficient på -145.000 - altså det samme som koefficienten til den ulaggede ændring i ledigheden - (-146.000 jf. regression 3.14); spredningen øges dog noget ved at gå fra ulagget til lagget en halv - fra 1911 til 2225.

FIGUR 5 og 6 Temporært stød til forbrugsfunktion, (Jcp4 = 4000 i år 1)

Formue-indkomst forhold[8] **Forbrugskvote**



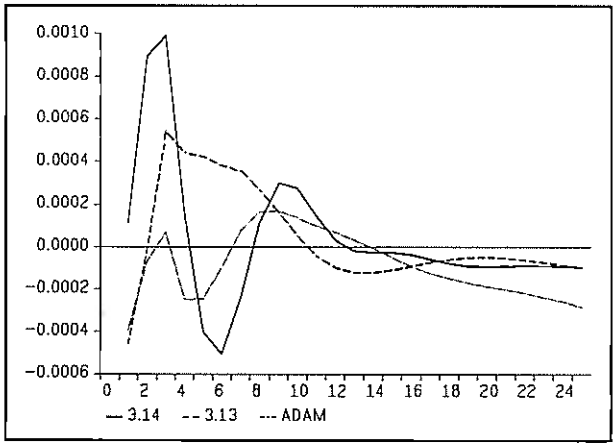


Det ses af figurerne, at bekymringen for langsigtsegenskaberne tilsyneladende er ubegrundet; der er øjensynligt ikke stor forskel på, om der pålægges homogenitet (3.13) eller ej (3.11). Således har både 3.11 og 3.13 pæne langtsigtsegenskaber, idet effekten på både formue-indkomst forholdet og forbrugskvoten er forsvindende på langt sigt. Derimod ses det, at den nuværende forbrugsfunktion (der overholder homogenitetsbetingelsen) ikke har nær de samme kønne langtsigtsegenskaber, for så vidt angår formuekvoten (Wcp4/Yd7). Det er ikke undersøgt nærmere, hvorfor der er den store forskel i langtsigtseffekter på formue-indkomst forholdet mellem 3.11 og 3.13 på den ene side og den nuværende forbrugsfunktion på den anden. Der er dog ikke meget, der taler for, at det er inddragelsen af ledighedsniveuaet, der skulle forklare forskellene i egenskaber; således er langtsigtseffekten på formue-indkomst forholdet med anvendelse af 3.1 (uden ledighed) helt svarende til 3.11/3.13. Tilbage står som mulige forklaringer dels de ændrede indkomst- og formueafgrænsninger og dels ændrede koefficientstørrelser.

I omstående figur 7 vises effekten på forbrugskvoten af et eksperiment, hvor der foretages et permanent ekspansivt stød. Effekterne er illustreret under anvendelse af regressionerne 3.13 og 3.14 som forbrugsfunktion. Begge er pålagt homogenitetsbetingelsen, og ledigheden indgår på langt sigt i form af krydsproduktet mellem Y og bul. Forskellen på de to er, at i 3.14 indgår ændringen i ledigheden endvidere på kort sigt. Til sammenligning vises også effekten under anvendelse af ADAMs nuværende forbrugsfunktion.

[8]For 3.11 og 3.13 er illustreret effekten på Wcp4/Yd*, mens der for ADAMs nuværende forbrugsfunktion er vist effekten på Wcp4/Yd7. Det bemærkes, at det er Wcp5, der indgår i forbrugsfunktioerne 3.11 og 3.14.

FIGUR 7 Permanent ekspansivt stød, (Jdfxov = 1000 i år 1)
Effekt på forbrugskvote



På kort og mellemlangtsigt ses 3 ret forskellige udviklinger i forbrugskvoten. Det ses, at forbrugskvoten med anvendelse af ADAMs nuværende forbrugsfunktion på langt sigt har en faldende tendens i eksperimentet. Heroverfor står forbrugsfunktionerne 3.13 og 3.14, hvor langtsigtseffekten på forbrugskvoten er ret konstant og tæt på nul[9]. Ved sammenligning af 3.13 og 3.14 er det åbenlyst, at introduktionen af ændringen i ledigheden i 3.14 giver anledning til svingninger i forbrugskvoten på kort og mellemlangt sigt. Disse svingninger, der ses i forbrugskvoten, genfindes også i selve forbruget, hvilket bl.a. ses i efterfølgende tabel 5. Det bemærkes, at anvendes en forbrugsfunktion, hvor ændringen i ledigheden lagges en halv (jf. fodnote 7) fås svinginger med stort set samme amplitude, som når ledigheden indgår ulagget (3.14), blot forskudt ca. 1 år.

I omstående tabel 5 er det forsøgt, at dekomponere de forskellige effekter, der påvirker forbruget, når ændringen i ledigheden indgår, jf. regression 3.14

[9]Anvendes 3.11 (altså uden homogenitet) følger forbrugskvoten stort set forløbet svarende til 3.13 med en langtsigtseffekt der er meget tæt på nul.

TABEL 5 Dekomponering af multiplikator på forbruget. Regression 3.14. Permanent ekspansivt stød, (Jdfxov = 1000 år 1)

	Multiplikator		Bidrag fra			
	Cp4/pcp4v	ΔCp4/pcp4v	ΔYd*/pcp4v	$\Delta Wcp5_{t-1}$/pcp4v	fejlled	Δbul
1	372	372	192	24	0	156
2	623	251	29	40	28	154
3	616	-7	-20	29	4	-20
4	346	-269	-29	-100	-4	-136
5	241	-105	25	15	17	-162
6	321	80	63	110	11	-104
7	508	187	63	149	-5	-20
8	673	165	37	97	-17	48
9	731	58	3	13	-17	59
10	681	-50	-25	-53	-7	35
11	582	-99	-36	-79	5	11
12	495	-88	-30	-66	11	-3
13	446	-49	-18	-38	11	-4
14	429	-17	-8	-16	7	0
15	424	-5	-2	8	4	1
16	420	-4	0	6	2	0
17	415	-5	2	6	2	-3
18	412	-3	3	-4	2	-4
19	412	4	4	1	1	-4
20	416	4	3	2	0	-1
21	419	3	2	1	0	0
22	418	-1	-1	-2	0	2
23	412	-6	-3	-5	1	1
24	399	-12	-6	-8	1	1
25	381	-19	-9	-10	1	-1

Anm. Bidraget fra de forklarende variabler er beregnet som ændring i variabel gange koefficient i 3.14.

I tabellen ses i første søjle effekten på forbruget i niveau af det ekspansive stød til det offentlige varekøb. Det ses, at de svingninger, der sås i forbrugskvoten på kort og mellemlangt sigt (figur 7) også ses i forbruget (Cp4/pcp4v ≈ fCp4). Den langsigtede effekt på forbruget er positiv; også den disponible realindkomst og den reale formue forøges permanent, hvilket ikke er vist, men fremgår af summen af bidragene fra ændringen i de to variabler (summen er positiv). I søjle nr. 2 ses multiplikatoren på **ændringen** i forbruget, der naturligvis blot er differensen af søjle 1. De sidste 4 søjler viser bidraget fra hhv. ændringen i disponibel realindkomst, ændringen i realformuen, fra fejlledet og fra ændringen i arbejdsløsheden. Disse 4 søjler summer op til den samlede multiplikator på ændringen i forbruget.

Det ses, at første-års påvirkningen af (ændringen i) forbruget forårsages i nogenlunde lige stor grad af ændringen i indkomsten og ændringen i ledigheden. Ved at betragte fejlledets bidrag det efterfølgende år ses, at kortsigtseffekten på forbruget er lidt mindre end det, langssigtssammenhængen tilsiger.

Fejlledet er således negativt i år 2 (forbruget er "for lille" i år 1 i forhold til indkomst, formue og ledighed) og bidrager derfor med en lille positiv størrelse. Generelt ses dog ved at løbe ned over søjlen over fejlledets bidrag, at fejlledet ikke bidrager meget til udviklingen i forbruget; med andre ord er kortsigts- og langtsigtseffekterne af nogenlunde samme størrelsesorden.

Andet år er bidraget fra ændringen i ledigheden den altdominerende faktor i forbrugsudviklingen. Allerede fra det tredie år bliver bidraget fra ændringen i ledigheden imidlertid negativt (ledigheden stiger). Det negative bidrag fra Δbul er ganske betydeligt i år 4-6, og er derfor kraftigt medvirkende til svinget i multiplikatoren for forbruget.

Da der i den samlede model er stort set fuld crowding-out målt på ledigheden på langt sigt, må det akkumulerede bidrag fra Δbul være tæt på 0. Det er derfor nærmest en definitionssag, at ændringen i ledigheden som modvægt til de positive bidrag de første år på et eller andet tidspunkt skal give negative bidrag. Imidlertid er det **hurtige** skift i ledighedsniveauet (store positive ændringer) i årene 4-6 stærkt medvirkende til det kraftige fald i forbrugs-multiplikatoren. Baggrunden for den stigende ledighed på mellemlangt sigt er naturligvis primært ændringer i den samlede produktion, selv om den samlede produktivitetsudvikling (produktivitetsstigningstakten) også giver anledning ændringer i ledigheden. Stærkt medvirkende til svingene i den samlede produktion er udviklingen i investeringerne[10].

En anden bemærkelsesværdig udvikling er bidraget fra formuen. Det ses, at ændringen i formuen ikke bidrager ret meget de første 3 år. Efter et voldsomt dyk i det fjerde år bidrager formuen ret betydeligt til forbrugsvæksten i år 6-7, hvorefter ændringen i formuen er hovedansvarlig for faldet i effekten på forbruget i årene 10-14 (fra knap 700 til godt 400). Dekomponeres effekten fra ændringen i realformuen yderligere, finder man, at de små bidrag fra ΔW i årene 2-3 og det negative bidrag i år 4 bl.a. skyldes en stigende inflationsrate, der modvejer udviklingen i bl.a. kontantprisen og investeringspriserne. Omvendt er en faldende inflationstakt kraftigt medvirkende til de positive bidrag fra ændringen i realformuen i årene 6-7.

[10]Eksogeniseres flpm, flpb og flhn1 (erhvervs- og boliginvesteringer) forsvinder det volatile præg praktisk taget, selv om regression 3.14 (med ændringen i ledigheden) anvendes som forbrugsfunktion.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

John Smidt

5/3 1991

Sammenhænge mellem forbrug, indkomst og formue

Resumé:

I dette papir forsøges det at samle op på nogle af de principielle spørgsmål, som JS 14.01.91 "Makroforbrug" lod stå åbne.
Der opstilles en simpel lineær model, hvor den definitoriske sammenhæng mellem indkomst, forbrug og formue overholdes, og hvor forbruget forklares af indkomst og formue. I denne model vises, at betingelsen for steady state egenskaber er, at konstantleddet bindes til nul. Videre vises, at den langsigtede marginale forbrugskvote er een. Endelig argumenteres, at koefficienten til formuen ikke kan tolkes som den langsigtede forbrugstilbøjelighed ud af formue. Koefficienten har primært betydning hastigheden, hvormed man tilpasser sig den langsigtede ønskede formue. Dernæst anvendes logaritmer i forbrugsfunktionen, men der afdækkes ingen grundlæggende forskelle mellem den linære og den log-lineære specifikation af forbrugsfunktionen.
Specifikationer, hvor arbejdsløsheden inddrages, søges udledt, således at de langsigtede egenskaber ikke ødelægges. Det er afgørende, om øget arbejdsløshed antages at øge den ønskede langsigtede formue med en absolut eller en relativ størrelse.
Endelig argumenteres, at en opdeling af den samlede indkomst i løn- og restindkomst med forskellig umiddelbar forbrugstilbøjelighed ikke vil påvirke de langsigtede egenskaber.

C:\wp\makro2.wp

Nøgleord: forbrug, modelegenskaber, formue, indkomst

1 En simpel lineær model

Betragt en simpel lineær model, hvor den definitoriske sammenhæng mellem indkomst, forbrug og formue iagttages:

(1) $C = \alpha + \beta Y + \gamma W$
(2) $W = W_{t-1} + (Y-C)$

hvor C er realforbruget
Y er realindkomsten
W er realformuen

Alle størrelser måles realt. Den teoretisk baggrund for forbrugsfunktionen (1) kan påstås at være livscykelhypotesen. Det teoretiske fundament skal imidlertid ikke diskuteres i dette papir, der vil koncentrere sig om, hvilke langsigtede egenskaber denne postulerede forbrugsfunktion har i sammenhæng med den dynamiske definitionsligning for formuen.

I den dynamiske formuedefinition (2) ses bort fra kapitalgevinster, idet vi antager, at vi befinder os i en steady state; i steady state kan der ikke være kapitalgevinster, da disse opstår som følge af ændrede relative priser og/eller renteændringer. Der antages en strengt positiv vækstrate, $g>0$, og at vi har været i denne steady state siden tidspunkt 0 (som er lang tid siden). Herved kan vi betragte formuen som den akkumulerede opsparing, og vi får et udtryk for steady state formuen:

$$
\begin{aligned}
(3) \quad W_t &= W_0 + (Y_t - C_t) + (Y_{t-1} - C_{t-1}) + (Y_{t-2} - C_{t-2}) \ldots \\
&= W_0 + (Y_t - C_t) + (Y_t - C_t)/(1+g) + (Y_t - C_t)/(1+g)^2 \ldots \\
&= W_0 + (Y_t - C_t) \times [(1+g)/g] \\
&\approx (Y_t - C_t) \times [(1+g)/g]
\end{aligned}
$$

Det ses, at formuen i steady state er proportional med opsparingen, idet vi pga. væksten kan se bort fra initialformuen. Det bemærkes, at vi ikke kan udlede noget simpelt udtryk for formuen, hvis $g=0$, da den uendelige sum i så fald ikke konvergerer; restriktionen $Y=C$ er da den eneste mulige steady state.

Indsubstitueres udtrykket for steady state formuen fra (3) i (1) fås en steady state forbrugsfunktion, hvor forbruget udelukkende er en funktion af indkomsten, de originale parametre og steady state vækstraten[1]:

[1] Alternativt kan den langsigtede forbrugsfunktion fås ved at bortsubstituere Y, hvorved man får steady state forbrugsfunktionen $C = a' + b' \times W$, hvor a' og b' er linear-kombinationer af de grundlæggende parametere α og β samt steady state vækstraten g. I en **given** steady state er det således tilstrækkeligt at betragte forbruget som en funktion af **enten** indkomst **eller** formue.

(4) $C = a + bY$

hvor $a=\alpha/[1+\gamma(1+g)/g]$
$b=[\beta+\gamma(1+g)/g]/[1+\gamma(1+g)/g]$

En anden ganske instruktiv måde at skrive langsigtsforbrugsfunktionen er at indsætte (1) i (3), løse W som en funktion af Y, og introducere denne løsning, W' i (1):

(5) $C = \alpha' + \beta'Y + \gamma'(W-W')$,

hvor $\alpha' = a = \alpha/[1+\gamma(1+g)/g]$
$\beta' = b = [\beta + \gamma(1+g)/g]/[1+\gamma(1+g)/g]$
$\gamma' = \gamma/[1+\gamma(1+g)/g]$
$W' = -\alpha[(1+g)/g]/[1+\gamma(1+g)/g]+[[(1-\beta)(1+g)/g]/[1+\gamma(1+g)/g]]\times Y$
= steady state formuen

Ligning (5) består af to led, nemlig langsigts steady state sammenhængen mellem Y og C ($C = \alpha' + \beta'Y$), og et fejlkorrektionsled, ($W-W'$). Dette sidste led indebærer, at forbruget er større end det, langsigtssammenhængen mellem indkomst og forbrug tilsiger, når formuen er større end steady state formuen. Konsekvensen af et øget forbrug vil være en gradvis nedbygning af den "for store" formue, indtil formuen er lig den ønskede = W'.

Betragter vi de to relationer (3) og (4) er det klart, at hvis vi ønsker kønne langsigtsegenskaber, så er restriktionen $\alpha=0$ en oplagt kandidat. Hvis $\alpha=0$ (og dermed $a=0$) fås en **konstant steady state forbrugskvote** = b, og vi får en **elasticitet i forbruget m.h.t. indkomsten lig 1.**[2] Fra (3) ses endvidere, at når forbrugskvoten er konstant (dvs. både C og Y vokser med g), så vokser også formuen med steady state vækstraten, og forholdet mellem formue og indkomst vil derfor også være konstant.

En interessant egenskab er, at den **langsigtede marginale forbrugskvote er præcis 1.** Dette kan indses ved at indsubstituere (1) i (2) og løse for W_t:

(6) $W_t = 1/(1+\gamma)\times W_{t-1} + (1-\beta)/(1+\gamma)\times Y_t - \alpha/(1+\gamma)$

Idet en "*" indikerer løsningen, når Y_t øges med 1 (dvs $Y_t^* = Y_t + 1$) fås:

(7) $W_t^* = 1/(1+\gamma)\times W_{t-1}^* + (1-\beta)/(1+\gamma)\times Y_t^* - \alpha/(1+\gamma)$
$= 1/(1+\gamma)\times W_{t-1}^* + (1-\beta)/(1+\gamma)\times Y_t - [\alpha-(1-\beta)]/(1+\gamma)$

Trækkes (6) fra (7) fås effekten på formuen som følge af en ændring i Y på 1:

---

[2] Hvis vi accepterer asymptotiske argumenter, vil dette også gælde selvom $\alpha\neq0$ for t gående mod uendelig, idet konstantleddet i så fald domineres totalt af de trendede variabler Y og C.

$$(8) \qquad W_t^* - W_t = 1/(1+\gamma) \times (W_{t-1}^* - W_{t-1}) + (1-ß)/(1+\gamma)$$

som er en almindelig 1. ordens differensligning med løsningen:

$$(9) \qquad W_t^* - W_t = A^t \times [(W_0^* - W_0) - B/(1-A)] + B/(1-A)$$

hvor $A = 1/(1+\gamma)$, og $B = (1-ß)/(1+\gamma)$

Da A er mindre end een, når formuen indgår i forbrugsfunktionen ($\gamma > 0$), går det første led mod nul for t gående mod uendelig, og langsigtsløsningen bliver:

$$(10) \qquad W_t^* - W_t = B/(1-A) = (1-ß)/\gamma$$

der altså er den langsigtede ændring i formuen som følge af en permanent ændring i Y på 1. Indsættes dette i (1) fås langsigtseffekten på forbruget:

$$\begin{aligned} (11) \qquad C_t^* - C_t &= (\alpha + ßY_t^* + \gamma W_t^*) - (\alpha + ßY_t + \gamma W_t) \\ &= ß(Y_t^* - Y_t) + \gamma(W_t^* - W_t) \\ &= ß + \gamma \times [(1-ß)/\gamma] \\ &= 1 \end{aligned}$$

Som det ses, er den langsigtede marginale forbrugskvote lig 1, uafhængigt af specifikke parameterværdier i forbrugsfunktionen; resultatet følger direkte af den dynamiske definitionsligning for formuen (og $\gamma > 0$). Bl.a. er resultatet uafhængigt af konstantleddet.

Det er med ovenstående in mente klart, at man ikke bør tolke parameteren γ som "den langsigtede forbrugstilbøjelighed ud af formue". Dette skyldes den endogene bestemmelse af formuen. Kun for eksogen formuedannelse kan parameteren γ direkte tolkes som den langsigtede forbrugstilbøjelighed ud af formue. Når formuen bestemmes endogent, jf. (2), er parameteren til formuen i forbrugsfunktionen udtryk for, hvor hurtig systemet bevæger sig mod "langsigtsligevægten", hvilket lettest ses ved at betragte (5): Antag at indkomsten eksogent hæves. Umiddelbart vil dette give anledning til en større opsparing (idet det antages at $ß < 1$). Dette giver i de følgende perioder anledning til et højere forbrug på grund af den større formue. Jo større γ (og dermed større γ' i (5)), jo større er forbrugstilbøjeligheden ud af den øgede formue. Herved stiger effekten på forbruget hastigt fra kortsigtseffekten på ß til langsigtseffekten på 1. Omvendt vil en lav γ betyde, at tilpasningen til ligevægt vil være langsom. Eftersom en langsom tilpasning vil betyde, at den øgede opsparing på kort sigt, får lov til at akkumulere gennem lang tid, vil den langsigtede effekt på formuen af en stigning i indkomsten være stor (jf. (10), når γ er lille.

Det bemærkes, at den "akkumulerede forbrugstilbøjelighed ud af initialformuen" er een. Øges initialformuen med 1 (fx som følge af en kapitalgevinst), vil forbruget permanent ligge over grundforløbet indtil formuen er blevet nedbragt til det oprindelige niveau; dette fremgår bl.a. af (5). Kapital-

gevinster har altså ingen permanent effekt på hverken forbrug eller formue, da de fuldt og helt vil blive "spist op", blot $\gamma > 0$. Størrelsen af γ har heller ikke her nogen betydning for slutresultatet, men blot for hastigheden, hvormed dette nås.

2 Logaritmer

Vi kan alternativt betragte modellen fra afsnit 1, når forbrugsfunktionen formuleres log-lineært:

$$(12) \qquad \log(C) = \alpha + \beta\log(Y) + \gamma\log(W)$$

Indsættes udtrykket for formuen i steady state, (3) i relation (12) og total-differentieres fås:

$$(13) \qquad \partial C/C = \beta\partial Y/Y + [\gamma/(Y-C)]\times[\partial Y-\partial C]$$

der efter lidt omskrivninger giver et udtryk for elasticiteten:

$$(14) \qquad (\partial C/C)/(\partial Y/Y) = [(\beta+\gamma)\times(Y-C) + \gamma C]/[Y-C+\gamma C]$$
$$= 1 \quad \text{for } (\beta+\gamma)=1$$

som udtrykker betingelsen for homogenitet, nemlig at summen af koefficienterne til indkomst og formue skal være een. Vi ser altså den sædvanlige analogi mellem den lineære og den log-lineære specifikation, at homogenitet pålægges ved hhv. at binde konstantleddet til 0 i den linære og binde summen af koefficienterne til een i den log-lineære model.

Hvad angår den langsigtede marginale forbrugskvote i modellen bestående af (12) og (2) gælder, at den er een, når homogenitetsbetingelsen pålægges - men **ikke** hvis $(\beta+\gamma) \neq 1$.[3]

Det forekommer vanskeligt at komme med principielle argumenter for, at logaritmer skulle være at foretrække fremfor en lineær specifikation.

3 Homogenitet

Umiddelbart synes det oplagt, at homogenitetsbetingelsen skal pålægges, hvad enten den lineære eller log-lineære specifikation vælges. Hvis vi forlanger, at der skal eksistere en langsigtssammenhæng, hvor både **indkomst/formue-forholdet og forbrugskvoten er konstant**, så er en forbrugsfunktion, hvor restriktionen ikke er pålagt, ikke mulig. Indsættes $Y/W = k_1$, $C/Y = k_2$ i den lineære specifikation fås:

$$k_2 = C/Y = [\alpha + \beta Y + (Y/k_1)^\gamma]/Y = \alpha/Y + [\beta+(1+/k_1)^\gamma]$$

[3]Baseret på simulationseksperimenter; formentlig kan det også vises matematisk.

Forbrugskvoten, k_1, kan kun være konstant for $\alpha = 0$[4], idet højresiden varierer med Y, hvis α er forskellig fra 0.

Hvorvidt denne restriktion er overholdt i data er naturligvis en anden ting. Da der er tale om en egenskab, der bør være opfyldt på meget langt sigt, er det naturligvis ikke givet, at restriktionen vil være overholdt i en given estimationsperiode. En andet problem kan være kvaliteten af data, hvor der specielt kan være grund til at mistænke konstruktionen af formuen.

Hvis man ønsker at bibeholde konstantleddet kan man evt. indfortolke konstantleddet i formuen. Betragt det omdefinerede formuebegreb, hvor en (ukendt) konstant formuestørrelse er lagt til formuen i løbende priser:

(15) $W^* = W_{løb} + UF \times p$

Den Ukendte Formuestørrelse inflateres i henhold til (15) med et generelt prisindeks. UF kan betragtes som en formue (målt i faste priser), der ikke eksplicit indeholdes i W, og hvor der i en eller anden forstand ligger en antagelse om køb=afskrivninger; evt. kan både køb og afskrivninger begge være lig 0. Det er næppe formålstjenligt at tolke UF alt for konkret (da dette straks ville åbne op for forslag om bedre approksimationer eller indekseringer) - men hvis eksempelvis Wcp5 anvendes som formuebegreb kan i flæng nævnes: jord, varige forbrugsgoder, (real)formue ejet af det offentlige, tilbagediskonteret værdi af offentlige transfereringer osv. Denne tolkning af α i den lineære specifikation kan altså anvendes til at forsvare afvigelse fra homogenitet. Estimationsmæssigt har tolkningen ingen konsekvenser i den lineære specifikation, hvis prisindekset der anvendes til at inflatere UF er det samme som bruges til at deflatere den samlede formue i løbende priser W^*[5]. Hvis vi vælger en konkret tolkning af UF som f ex **jord** og følgelig vælger at inflatere UF med et andet prisindeks end det generelle prisindeks, som anvendes til at deflatere formuen, kan UF ikke beregnes fra den frie estimation med konstantled, da estimationsligningen derved ændrer udseende.

4 Inddragelse af arbejdsløsheden

Det skal nu forsøges at give et bud på, hvorledes arbejdsløsheden vil kunne introduceres på en måde, der ikke bryder de resultater, der er udledt i det forudgående.

Arbejdsløshedens rolle i forbrugsfunktionen antages at være at repræsentere

---

[4] I den log-linære specifikation fås:

$$k_2 = C/Y = [\alpha Y^{\beta}(Y/k_1)^{\gamma}]/Y = [(\alpha/k_1^{\gamma})Y^{(\beta+\gamma)}]/Y$$

som kun kan være opfyldt for $(\beta+\gamma)=1$.

[5] Den lineære estimationsligning er: $C = \alpha + \beta Y + \gamma W <=> C = \beta Y + \gamma(W_{løb}+UF \times p)/p$, hvor $UF = \alpha/\gamma$. Koefficientestimaterne er derfor identiske.

I den log-lineære specifikation påvirker omdefinitionen af formuen estimationsresultatet.

usikkerhed, og som udgangspunkt antages, at vi befinder os i en steady state med vækst. Hvis **arbejdsløsheden øges permanent** vil en rimelig reaktion være, at folk ønsker at opbygge en større formue for at tage højde for den øgede ledighedsrisiko. Når arbejdsløsheden øges permanent må derfor også **formuen øges permanent.** Formueopbygningen vil kunne ske ved en **nedsættelse af forbruget.** Om denne nedsættelse af forbruget vil være temporær eller permanent vil afhænge af, om den ønskede formueopbygning er en **absolut eller en relativ** størrelse. I det første tilfælde vil formuen efter et stykke tid med lavere forbrug være øget til det nye niveau, og der er ikke længere grund til at have et unormalt lavt forbrug. **På langt sigt vil vi derfor forvente uændret forbrug,** hvis den ønskede formue ændres med en **absolut** størrelse. I det andet tilfælde, hvor der ønskes en **relativt større formue, må forbruget nedsættes permanent.** Den grundlæggende vækst i formuen vil nemlig kræve en fortsat løbende opsparing for at sikre, at formuen kan øges med en konstant relativ størrelse.

Hvis det antages, at den ønskede formueopbygning er en absolut størrelse vil vi kunne opnå det skitserede forløb ved at inddrage arbejdsløsheden i niveau i en relation som (1):

(16) $C = \alpha + \beta Y + \gamma W + \eta U$

hvor U er arbejdsløsheden[6] og $\eta < 0$.

Ved at gentage øvelserne svarende til relation (6)-(11) fås, at den langsigtede effekt på formuen af en ændring i U på 1 er $-\gamma/\eta$, hvilket indsubstitueret i (16)
indebærer, at forbruget ikke påvirkes på lang sigt af en ændring i U. En forbrugsfunktion svarende til (16) vil altså sammen med den dynamiske formuedefinition (2) give anledning til et forløb som skitseret med en permanent højere formue, og et på langt sigt uændret forbrug.

Et problem ved formuleringen (16) er imidlertid, at det er vanskeligt at tage stilling til homogenitetsegenskaberne. Kræves eksistens af steady state egenskaber (konstant indkomst/formue-forhold og konstant forbrugskvote) bliver restriktionen, at $\alpha+\eta U=0$, hvilket er en restriktion, der ikke umiddelbart kan pålægges, da den kræver kendskab til steady state arbejdsløsheden. Hvis denne formulering vælges må vi altså enten undlade homogenitetsrestriktionen (og læne os op ad asymptotiske egenskaber) eller postulere en ligevægtsledighed på f.eks. 200.000 og pålægge restriktionen $-\alpha/\eta=200.000$.

Et følge af antagelsen om, at formuen øges med en konstant ($=-\gamma/\eta$) som følge af en stigning i arbejsløsheden er, at den relative betydning af ledigheden på grund af steady state væksten vil gå imod nul som tiden går.

---

[6]Det antages i det følgende, at arbejdsløsheden er en stationær variabel eller mere præcist, at arbejdsløsheden er konstant i steady state.

Antages alternativt, at den skitserede stigning i formuen skal være konstant relativt til formuen (altså x%), kan følgende specifikation anvendes:

(17) $C = \alpha + \beta Y + \gamma^* W$

hvor $\gamma^* = (\gamma' + \eta' U)$[7]

Effekten fra ledigheden på forbruget, $=\eta' \times W$, følger den generelle vækst via sin afhængighed af formuen. Er ledigheden konstant vil resultaterne fra de tidligere afsnit holde, idet koefficienten til formuen, da vil være konstant, og vi kan beregne effekten på forbruget af ændret ledighed ved f.eks. at anvende (4) for forskellige værdier af γ^*. Fra udtrykket for steady state formuen (W' i relation (5)) fås, at formuen øges, når ledigheden stiger (fordi γ^* falder). Tilsvarende følger det af (4), at den langsigtede forbrugskvote vil falde, når arbejdsløsheden øges permanent.

Fordelen ved en specifikation som (17) er dels, at effekten af ledigheden ikke forsvinder (relativt) over tid, og dels, at restriktionen om homogenitet bliver let at undersøge/pålægge. Muligvis vil man betragte det som en ulempe, at (17) indebærer et krydsprodukt af ledighed og formue, $U \times W$, som kan være vanskeligt at tolke isoleret.

5 Restindkomstens rolle

Vi kan betragte en lidt mere generel udgave af den lineære model ved at dele indkomsten op i arbejdsindkomst og en restindkomst, og tilade forskellig umiddelbar forbrugstilbøjelighed ud af de to typer indkomst:

(18) $C = \alpha + \beta_1 YL + \beta_2 YR + \gamma W$
(19) $W = W_{t-1} + (YL + YR - C)$

hvor YL er arbejdsindkomst (løn)
YR er restindkomst (afkast af formue, som den er defineret ved W)

Restriktionen $\beta_1 = \beta_2$ giver relation (1), mens $\beta_2 = 0$ implicerer, at der ingen umiddelbar forbrugseffekt er ud af restindkomst. I afsnit 1 vistes det imidlertid, at den langsigtede marginale forbrugstilbøjelighed ud af indkomst er een **uanset** parametrene, der knytter sig til indkomsten. Konkret i forhold til (18) indebærer dette, at restriktionen $\beta_2 = 0$ (eller for den sags skyld $\beta_1 = \beta_2$) ikke har konsekvenser for de beskrevne langsigtede egenskaber.

Idet $W = YR/r$, hvor r er (real)renten, fås under anvendelse af steady state formueudtrykket fra (3) samt definitionen $Y = YL + YR$ følgende steady state forbrugsfunktion:

---

[7]Naturligvis kunne vi lige så godt formulert β som en funktion af ledigheden, dvs. $\beta^* = (\beta' + \eta' U)$.

$$
\begin{aligned}
(20)\ C &= \alpha + \beta_1 YL + \beta_2 YR + \gamma W \\
&= \alpha + \beta_1(Y - rW) + \beta_2 rW + \gamma W \\
&= \alpha + \beta_1(Y - r[(Y-C)\times(1+g)/g] + \beta_2 r[(Y-C)\times(1+g)/g] \\
&\quad + \gamma[(Y-C)\times(1+g)/g] \\
&= a + bY
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
\text{hvor } a &= \alpha / [1 - \beta_1 r(1+g)/g + \beta_2 r(1+g)/g + \gamma(1+g)/g] \\
b &= [\beta_1(1 - r(1+g)g) + \beta_2(r(1+g)g) + \gamma(1+g)/g] / \\
&\quad [1 - \beta_1 r(1+g)/g + \beta_2 r(1+g)/g + \gamma(1+g)/g]
\end{aligned}
$$

Som specialtilfælde har vi $\beta_1 = \beta_2$, der ikke overraskende reducerer (20) til relation (4), idet alle led, hvor r optræder netter ud. Restriktionen $\beta_2 = 0$ ændrer ikke basalt på udseendet af (20) i forhold til (4), bortset fra, at den langsigtede forbrugskvote vil variere med realrenten. Dette kan dog ikke siges at være nogen central forskel, idet det samme ville opnås ved direkte i (1) (eller (18)) at gøre ß (β_1) afhængig af renten.

Vi kan således konkludere, at spørgsmålet om restindkomsten direkte inddrages i forbrugsfunktionen eller ej ikke påvirker de langsigtede karakteristika for forbrugsudviklingen.

6 Fejlkorrektion

De foranstående ræsonnementer er alle foretaget med en statisk forbrugsfunktion. I praksis vil vi foretrække en fejlkorrektionsspecifikation af typen:

$$(21)\ \Delta C = \mu + \eta \Delta Y + \lambda \Delta W - \psi(C_{t-1} - \alpha - \beta Y_{t-1} - \gamma W_{t-1})$$

Denne specifikation kan imidlertid under antagelse om steady state - dvs. under anvendelse af $C = (1+g)C_{t-1}$, $Y = (1+g)Y_{t-1}$, $W = (1+g)W_{t-1}$) omskrives til

$$(22)\ C = \alpha^* + \beta^* Y + \gamma^* W$$

$$
\begin{aligned}
\text{hvor } \alpha^* &= [\mu + \psi\alpha]/[(g+\psi)/(1+g)] \\
\beta^* &= [\eta g + \psi\beta]/[g+\psi] \\
\gamma^* &= [\lambda g + \psi\gamma]/[g+\psi]
\end{aligned}
$$

Med disse omskrivninger holder alle de foregående resultater[8].

Det bemærkes, at inddragelse af kun ændringen i ledigheden vil indebære et fald i forbruget på kort sigt som følge af en (permanent) øget arbejdsløshed. Herved vil formuen øges, og forbruget vil (via fejlkorrektionsleddet) falde tilbage. På langt sigt vil både forbrug og formue være upåvirket af en permanent øget ledighed.

---

[8] For det log-lineære tilfælde indfortolkes kortsigtsdynamikken blot i konstantleddet, da differenserne er konstante i steady state, så heller ikke her ændres egenskaberne.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

John Smidt

Arbejdspapir*

14/1/91

MAKROFORBRUG

Resumé:

Den nuværende makroforbrugsfunktion, der blev estimeret til maj 1987 versionen af ADAM præsenteres. Relationen lider ikke af statistisk sammenbrud, når de seneste år inddrages i estimationsperioden, men forudsigelsesegenskaberne i den sidste halvdel af 1980'erne er på den anden side heller ikke overbevisende. Et andet blødt punkt er kointegrationsegenskaberne i langsigtsrelationen.
Det vises, at et formuebegreb, der inkluderer værdien af erhvervenes realkapital, og et indkomstbegreb, der inkluderer alle former for restindkomst, giver bedre statistiske egenskaber end de nuværende formue- og indkomstdefinitioner. Der opnås således både bedre historisk beskrivelse og bedre kointegrationsegenskaber.
Det argumenteres, at den ofte fremførte hypotese, om at afkastet af formuen ikke kan inddrages i forbrugsfunktionen samtidig med selve formuen måske mere har været empirisk end teoretisk betinget. Med de anvendte metoder bliver hypotesen ikke eftervist empirisk i dette papir - tværtimod.
Det forsøges at inddrage arbejdsløsheden som forklarende variabel i forbrugsfunktionen. Argumentet for inddragelsen er usikkerhed om de forventede fremtidige indkomster. Det vises, at arbejdsløsheden kan indgå både i niveau i kointegrationsrelationen og i ændringer i fejlkorrektionsmodellen; introduktionen giver således både en mere stationær langsigtsammenhæng og et bedre beskrivelse i fejlkorrektionsmodellen. Koefficienten til arbejdsløsheden i kointegrationsrelationen udviser dog et klart skift i 1. halvdel af 1970'erne. Afslutningsvis illustreres de samlede modelegenskaber i de estimerede relationer. Det vises, at introduktionen af arbejdsløsheden gør den samlede model betydelig mere volatil.

C:\WP\MAKRO.JS

Nøgleord: forbrug, indkomst, formue, data, multiplikator, kointegration

1. Makroforbrugsfunktionen, maj 1987/nov. 1989

Makroforbrugsfunktionen i ADAM er estimeret til maj 1987 versionen.[1] Forbrugsfunktionen estimeres som en fejlkorrektionsmodel v.hj.a. Granger-Engles to-trins procedure. Langsigtssammenhængen mellem forbrug, indkomst og formue fastlægges i 1. trin:

$$(1)\quad c4 = -.10 + .946\times y7 + .054\times w4$$
$$\qquad\qquad (.005)\quad (.014)$$
$$n=1957\text{-}83\quad s=.0202\quad R^2=.993\quad DW=.92\quad DF=2.6$$

hvorefter selve makroforbrugsfunktionen estimeres som en fejlkorrektions-model, idet residualerne fra 1. trin anvendes som fejlled:

$$(2)^2\quad \Delta c4 = .0044 - .49\times uhat1(-1) + .62\times\Delta y7 + .13\times\Delta w4$$
$$\qquad\qquad (.0039)\quad (.14)\qquad\qquad (.08)\qquad\quad (.04)$$

$$n=1958\text{-}83\quad s=.0136\quad R^2=.79\quad DW=1.50\quad LM_2=3.7$$

hvor

c4	er log(Cp4/pcp4v) = privat forbrug
y7	er log(Yd7/pcp4v) = disponibel indkomst
w4	er log(Wcp4(-1)/pcp4v) = privat sektors formue
uhat1	er residualerne fra 1. trins regressionen (1)

Koefficienterne til y7 og w4 er bundet til at summe til 1 i (1). Denne restriktion er klart i overensstemmelse med data, men i fri estimation får koefficienten til formuen en "t-værdi" på under 2. Fra DW- og DF-teststør-relserne ses det, at relationen ligger på kanten m.h.t. accept af kointegration, men da antallet af observationer er begrænset, er det erfaringsmæssigt vanskeligt at få entydige svar på kointegrationsspørgsmålet.

I fejlkorrektionsmodellen, (2), er kortsigtseffekten af en ændring i formuen næsten tre gange så stor som langsigtseffekten; i arbejdsnotat nr. 24 anføres

---

[1] Jf. arbejdsnotat nr. 24, kap. 4.

[2] En simpel reestimation frem til 1987 giver følgende resultat:

$$(1')\quad c4 = -.10 + .931*y7 + .069*w4$$
$$\qquad\qquad (.005)\quad (.012)$$
$$n=1957\text{-}87\quad s=.0211\quad R^2=.993\quad DW=.85\quad DF=2.8$$

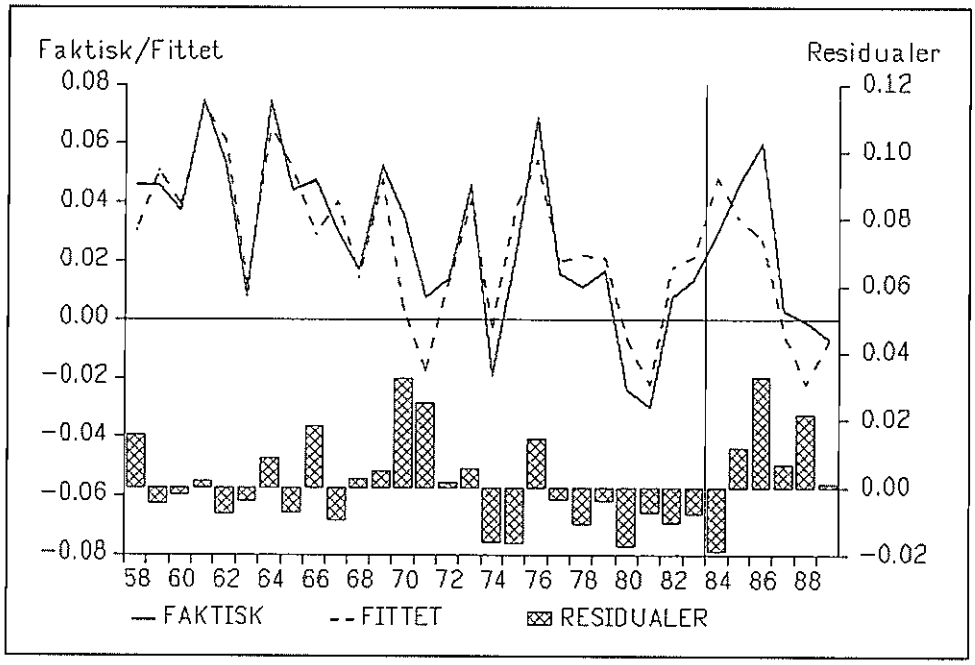
$$(2')\quad \Delta c4 = .004 - .40*uhat1'(-1) + .64*\Delta y7 + .13*\Delta w4$$
$$\qquad\qquad (.004)\ (.14)\qquad\qquad (.09)\qquad\quad (.04)$$
$$n=1958\text{-}87\ s=.0150\quad R^2=.73\quad DW=1.61$$

Udvides estimationsperioden til 1989 ses kun små ændringer med koefficienterne, og spred-ning (faktisk falder s marginalt både i kointegrationsligningen og fejlkorrektionsmodellen).

likviditetsbegrænsninger som mulig forklaring. Den lave DW-værdi kunne tyde på problemer med autokorrelation, hvilket dog ikke bekræftes af LM-testet for autokorrelation op til 2. orden, der ikke er signifikant.

I nedenstående figur 1 er makroforbrugsfunktionens historiske beskrivelse og residualer for perioden 1958-1989 illustreret. Iøjnefaldende er den lange serie af negative residualer i perioden 1977-84, efterfulgt af positive residualer frem til 1989. 1986.

Fig 1. Rel. (2), faktisk og fittet samt residualer,



De følgende figurer viser v.hj.a. rekursive regressioner stabilitetsegenskaberne i relation (2), idet estimationsperioden for relation (1) er fastholdt:

Fig 2.
Rel. (2), rekursiv estimation.
Koeff. til ændring i indkomst

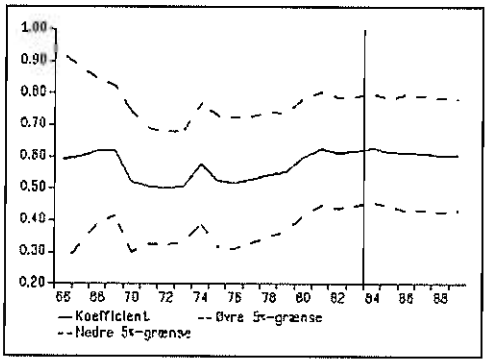


Fig 3.
Rel. (2), rekursiv estimation.
Koeff. til ændring i formue

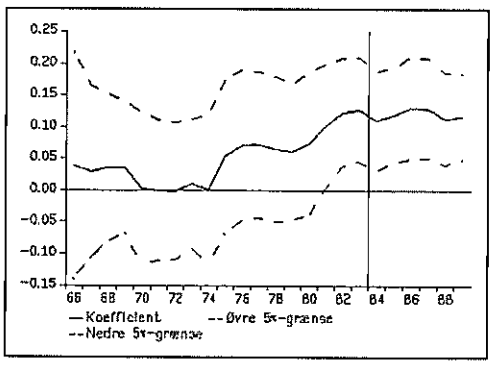
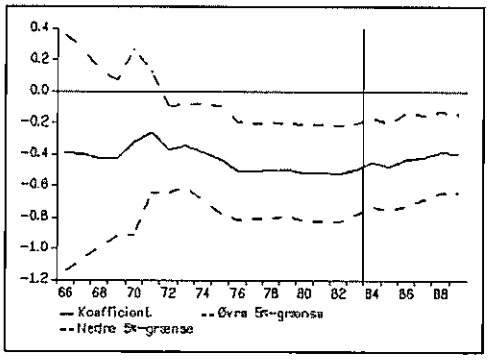


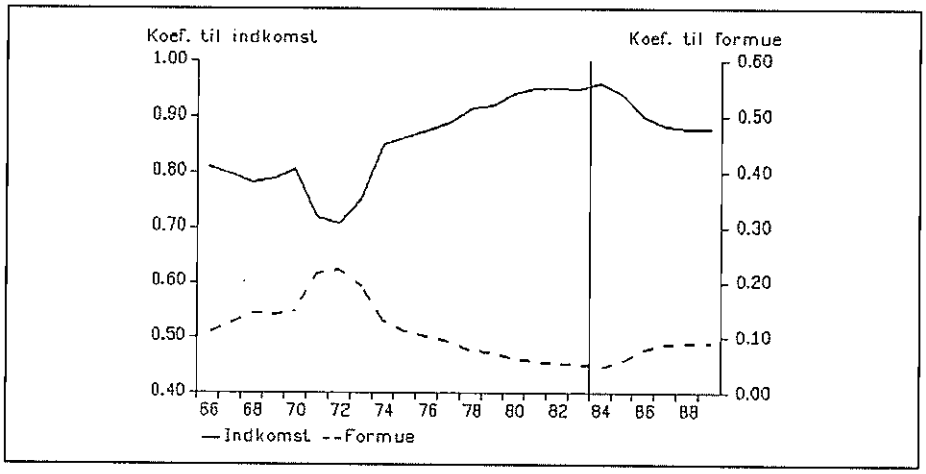
Fig 4. Rel. (2), rekursiv estimation.
Koeff. til fejlkorrektionsled



Det ses, at koefficienterne til ændringen i indkomsten (fig 2) samt til fejlkorrektionsleddet (fig 4) begge er pænt stabile. Derimod er der visse problemer med koefficienten til ændringen i formuen (fig 3), som er insignifikant frem til 1981 og udviser en stigende numerisk størrelse fra midt i 1970'erne; tilsyneladende er denne drift dog ophørt omkring den nuværende estimationsperiodes udløb. Foretages løbende 1 trins Chow-test for strukturelle brud, fås test-værdier der indikerer signifikante 1-periode-forudsigelsesfejl i 1970, 1974, 1975 og 1986 (på 5%-niveau).

Stabilitetsegenskaberne i langsigtssammenhængen (1) illustreres i følgende figur 5, hvor der foretages en rekursiv estimation (uden restriktionen, at koefficienterne til indkomsten og formuen skal summe til 1[3]).

Fig 5. Rel. (1), rekursiv estimation.



[3]Udviklingen i koefficienterne er praktisk taget den samme, når sumrestriktionen pålægges. Dog er udsvingene i koefficienterne numerisk lidt mindre.

Den negative samvariation mellem koefficienterne til indkomsten og formuen (der indebærer, at summen af koefficienterne er ret stabil) er iøjnefaldende. Dette afspejler en høj grad af positiv muko, hvilket ikke overrasker i en ren niveauestimation. Betragtes udviklingen i koefficienten til formuen, ses det lidt overraskende billede, at koefficienten falder fra begyndelsen af 1970'erne frem til begyndelsen af 1980'erne, hvor den når sit absolutte lavpunkt; faktisk er 1983 tæt på, at være "WCEP" - Worst Choice of Estimation Period - hvis ønsket er en høj koefficient til formuen på langt sigt! Denne tendens til faldende betydning af formuen på langt sigt er modsat resultatet for så vidt angår det korte sigt (jf. fig 3) og også i modstrid med forestillingen om friere kapitalmarkeder og lettere belåningsmuligheder. Fra 1984 synes der dog at være en tendens til stigende koefficient til formuen.

En række kommentarer kan knyttes til den nuværende forbrugsfunktion:

1. **Kointegration.** Spørgsmålet om, hvorvidt forbrug, indkomst og formue er kointegreret kan ikke besvares definitivt på det foreliggende grundlag. De formelle test af 1. trins estimationen er ikke eentydige, og det er muligt, at inddragelse af andre forklarende variabler og/eller ændring af indkomst- og formueafgrænsning vil hjælpe på stationaritetsproblemet.

2. **Forudsigelsesegenskaber/residualer.** Den historiske beskrivelse er - selv om det måske ikke er overbevisende - acceptabelt med en spredning på forbrugsudviklingen i estimationsperioden på godt 2% og forudsigelsesfejl i samme størrelsesorden i perioden 1983-89. Dog tyder de negative residualer i perioden 1977-84 efterfulgt af permanent undervurdering af forbrugsstigningen fra 1985 og frem på problemer. Dette kan være ren dynamik, eller det kan være problemer med langsigtssammenhængen, der er ude af niveau. De ret store residualer i 1986 og 1988 er naturligvis ubehagelige, men man fristes til at sige, at det lige så meget er den stedfundne udvikling, der er vanskelig at forstå, som det er relationens forudsigelser, der er dårlige.

3. **Egenskaber.**
   Formuen: Som nævnt i arbejdsnotat nr. 24, er det et problem, at formuebegrebet ikke inkluderer værdien af realkapitalen i erhvervene. Dette giver bl.a. uheldige multiplikatoregenskaber, idet øgede private investeringer påvirker den private sektors finansielle netto-stilling og dermed formuebegrebet i forbrugsfunktionen negativt, mens der ikke findes nogen tilsvarende positiv effekt på formuen fra det øgede kapitalapparat. I dette papir anvendes foruden det nuværende formuebegreb den konstruktion, der er foreslået i arbejdsnotat nr. 24, hvor de akkumulerede netto-investeringer tillægges det nuværende formuebegreb. M.h.t formueeffekterne er det endvidere fremført, at forholdet mellem effekten af formuen på kort hhv. langt sigt - trods evt. effekter af likviditetsrestriktioner - ikke er plausibelt. Det er i den forbindelse antydet, at langsigtseffekten er for lille. En forøgelse af formuen på 100

mill. kr. øger forbruget med godt 2 mill. kr. på langt sigt (men knap 6 mill. kr. på kort sigt - beregnet i 1989).
Indkomsten: Afgrænsningen af den disponible indkomst kan altid diskuteres! I dette papir koncentreres diskussionen primært om rest-indkomstens rolle i forbrugsfunktionen samtidig med at formuen indgår.
Ekstra variabler: Arbejdsløsheden som proxy for usikkerhed synes, der teoretisk at være plads til i en forbrugsfunktion baseret på livscykel-hypotesen. Ledigheden indgår bl.a. i både SMECs og MONAs forbrugs-funktioner.

2. Polynomier i tiden, Wcp5 og et alternativt indkomstbegreb.

I et forsøg på at blive klogere er det i omstående tabel 1 forsøgt at introducere tiden i 1., 2., 3. og 4. potens som forklarende variabler i rene niveauestima-tioner med c4 som afhængig variabel.

For at få et indtryk af betydningen af indkomst- og formueafgrænsninger anvendes foruden y7 og w4 yderligere et indkomst- og et formuebegreb. Som alternativt formuebegreb anvendes det i arbejdsnotat nr. 24 foreslåede formuebegreb, der inkluderer et mål for værdien af erhvervenes realkapital:

$$Wcp5 = Wcp4 + pipb \times Kb + pipm \times Km$$

hvor Kb = Kb(-1) + fIpnb, og Km = Km(-1) + fIpnm. For kontruktionen af initialbeholdninger Km og Kb henvises til arbejdsnotat nr. 24.

Som alternativt indkomstbegreb anvendes:

$$Yd^* = Yw - Typri + Ty - (Sd - Sds - Sdr + Sagb + Saso) + .53 \cdot Ydr^* + .33 \cdot Ydr^* \times pcp4v/pcp4v(-1) + .14 \cdot Ydr^*(-2) \times pcp4v/pcp4v(-2)$$

hvor

$$Ydr^* = Yrp + Yrs + Yrh + Tipp2 - Sds - .9 \times (pipb \times fIpvb + pipm \times fIpm2)$$

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

$$= Tipp1 - Yfqi - Tibn$$

Det alternative indkomstbegreb, Yd*, er identisk med det i april 1986 versionen anvendte, Yd6, bortset fra to mindre justeringer.

For det første anvendes Ty ("Indkomstoverførsler til husholdninger, ialt") i stedet for Tyn ("Indkomstoverførsler til husholdningerne, netto"). Forskellen på Ty og Tyn er betydningsløs, og det er foreslået at sløjfe denne skelnen mellem brutto- og netto-overførsler, der i øvrigt hviler på vanskeligt tilgænge-ligt "internt arbejdsmateriale" i Danmarks Statistik. Den anden justering er anvendelsen af Tipp2 i stedet for Tipp1. Forskellen på disse begreber for den "Private ikke-finansielle sektors renteindtægter" er anvendelsen af Tibn ("Pengeinstitutters mv. netto-renteindtægter m.v.") i stedet for -Yfqi ("BFI i

imputerede finansielle tjenester"). Denne konstruktion for rentemarginalen i pengeinstitutterne anvendes bl.a. også i PB 31.01.91 "Skattepligtig indkomst II".

Forskellen på det gamle indkomstbegreb, Yd6, og den nuværende indkomstdefinition Yd7 er, at der i Yd7 er fratrukket restindkomst i boligbenyttelse (Yrh) samt renteindtægter (Tippl).

TABEL 1. Effekt af inddragelse af tidspolynomium ved forskellige indkomst og formueafgrænsninger. Kointegrationsrelation.

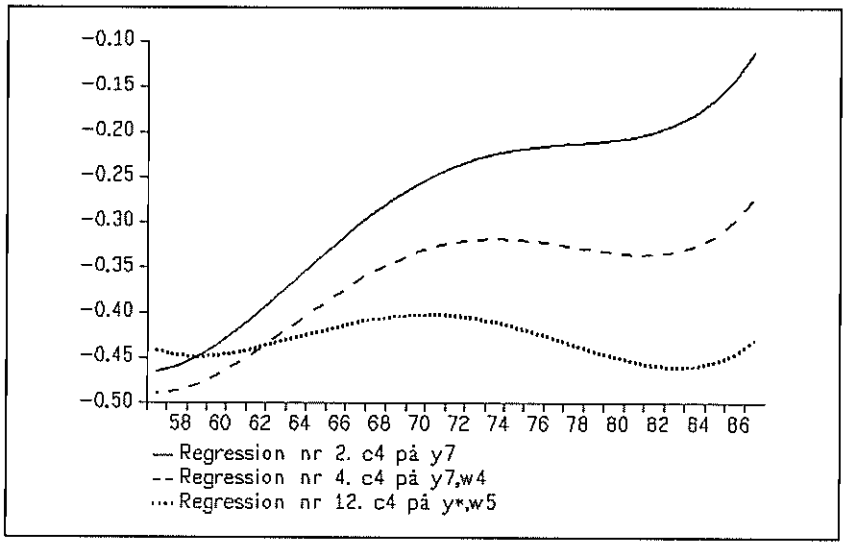
Regression	Højresidevariabler							
	y7	y*	w4	w5	tid	DW	s	DF
1	X					.90	.0247	2.8
2	X				X	1.27	.0170	3.7
3	X		X			.79	.0212	2.6
4	X		X		X	1.54	.0138	4.3
5	X			X		.76	.0203	2.6
6	X			X	X	1.63	.0125	4.5
7		X				.85	.0254	2.4
8		X			X	1.20	.0170	3.6
9		X	X			.94	.0183	2.8
10		X	X		X	1.62	.0130	4.5
11		X		X		.91	.0173	2.8
12		X		X	X	1.75	.0114	4.8

Anm: Venstresidevariablen er c4. Estimationsperiode: 1957-1987
Et kryds indikerer, at den pågældende variabel er inkluderet som forklarende variabel ("tid" indikerer, at "tiden" i 1., 2., 3. og 4. potens er inkluderet).
y*=log((yd*/pcp4v) = disponibel indkomst (inkl. restindkomst i boligbenyttelse og renteindtægter)
w5=log(wcp5(-1)/pcp4v) = privat formue (inkl. værdi af real erhvervskapital).
DW er Durbin-Watson, s er spredningen og DF er Dickey-Fuller test.

Generelt ses, at DW- og DF-teststørrelserne stiger kraftigt i størrelse, når tidspolynomiet inddrages, hvilket dog skal ses i sammenhæng med, at der anvendes 4 ekstra variabler, når tidspolynomiet introduceres; samtidig bedres den historiske beskrivelse markant, jf. den faldende værdi af s. De højere værdier af DW- og DF-værdierne kan tolkes således, at den rene niveausammenhæng bliver mere stationær, når der "korrigeres" for tidspolynomiet, og kan måske være tegn på, at der mangler en forklarende (mere eller mindre ikke-stationær) variabel. Den markant bedre historiske beskrivelse og højere grad af stationaritet opnås med begge indkomst- og formue-begreber og er i øvrigt robust over for, om graden af tidspolynomiet sættes til 3 eller 5. Der ses endvidere en tendens til bedre forudsigelsesegenskaber, når y* anvendes fremfor y7 og/eller w5 anvendes fremfor w4. Derimod peger de formelle kointegrationstest ikke overbevisende på den ene indkomst-/formuedefinition frem for den anden.

I omstående figur er forklaringsbidraget fra tidspolynomiet (dvs. polynomium gange koefficienter hertil) illustreret for regression nr. 2, 4 og 12.

Fig 6. Forklaringsbidrag fra tidspolynomium af 4. grad.



Ved at betragte graferne for regression 2 og 4 ses, at forklaringsbidraget fra tidspolynomiet er trendet (ikke-stationært), hvilket er i overensstemmelse med, at DF- og DW-teststørrelserne vokser markant i værdi, når tidspolynomiet inddrages i regressionerne. Det ses endvidere, at tidspolynomiet i regression 4, hvor formuen inddrages ved siden af indkomsten, har et mindre trendet udseende, end i regression 2, hvor indkomsten alene forklarer ikke-stationariteten i forbruget. Dette er en indikation af, at man ved at inddrage formuen opnår en højere grad af kointegrationen. Imidlertid synes formuens bidrag ikke tilstrækkelig til at sikre fuld stationaritet, jf. grafens tendens til trendmæssig udvikling. Ændringen i indkomst-/formueafgrænsningen i regression 12 giver et noget andet billede. Her udviser tidspolynomiets forklaringsbidrag ikke den samme tendens til ikke-stationaritet, hvilket kan tolkes i retning af en mere stationær sammenhæng mellem c4, y* og w5 end mellem c4, y7 og w4.

Betydningen af indkomst- og formueafgrænsningen i fejlkorrektionsmodellen fremgår af nedenstående tabel, hvor indkomst- og formuebegreber er kombineret på forskellig vis på både kort og langt sigt:

TABEL 2. **Spredning i fejlkorrektionsmodel ved forskellige indkomst- og formueafgrænsninger på kort og langt sigt.**

2. trin - KORT sigt	1. trin - LANGT sigt y7,w4	y7,w5	y*,w4	y*,w5
y7,w4	.0151	.0150	.0149	.0145
y7,w5	.0140	.0138	.0139	.0134
y*,w4	.0149	.0149	.0145	.0144
y*,w5	.0136	.0135	.0134	.0131

Anm. De viste tal er den estimerede spredning i fejlkorrektionsmodellen (Granger-Engle 2. trin). Estimationsperioden er 1958-87.

Det ses af tabel 2, at anvendelsen af w5 fremfor w4 og af y* fremfor y7 på både kort og langt sigt giver mindre spredning i fejlkorrektionsmodellen. Der er endvidere mindre autokorrelation, når w5 anvendes fremfor w4 på kort sigt (DW ligger mellem 1.47 og 1.71 med w4, og mellem 1.69 og 1.96 når w5 anvendes). Estimationsresultatet med anvendelse af y* og w5 på både kort og langt sigt (svarende til nederste, højre hjørne af tabel 2) er som følger:

(3) $c4 = .608 + .743 \times y^* + .183 \times w5$
$\quad\quad\quad (.334) \quad (.060) \quad\quad (.031)$
$n=1957\text{-}87 \quad s=.0173 \quad R^2=.996 \quad DW=.91 \quad DF=2.8$

(4) $\Delta c4 = -0.001 - .414 \times uhat3(-1) + .524 \times \Delta y^* + .324 \times \Delta w5$
$\quad\quad\quad\quad (0.004) \quad (.150) \quad\quad\quad (.080) \quad\quad\quad (.078)$
$n=1958\text{-}87 \quad s=.0131 \quad R^2=.792 \quad DW=1.79$

hvor uhat3 er residualerne fra relation (3). Det bemærkes, at restriktionen om, at koefficienterne til formuen og indkomsten skal summe til 1 i langsigtsrelationen, ikke er pålagt.[4] Sammenlignet med ADAMs nuværende forbrugsfunktion reestimeret frem til 1987 ((1') og (2') i fodnote 2), ses - foruden den noget bedre historiske beskrivelse - en væsentlig højere koefficient til formuen på både kort og langt sigt, hvorimod indkomstelasticiteten falder. Den højere formueelasticitet skal dog ses i sammenhæng med et væsentligt højere niveau af Wcp5 relativt til Wcp4. Således er effekten på forbruget af en stigning i formuen på 100 mill. kr. nogenlunde den samme i (2') og i (4), nemlig ca. 3 mill. på kort sigt og ca. 6 mill. på langt sigt.

En foreløbig konklusion må være, at anvendelsen af Wcp5 fremfor Wcp4 er at foretrække. For det første forbedres den historiske beskrivelse marginalt, både jf. tabel 1 og tabel 2. For det andet indikerer figur 6, at anvendelsen af w5 (i sammenhæng med y*) fremfor de nuværende w4 og y7 efterlader mindre ikke-stationaritet i den estimerede langsigtssammenhæng, hvilket dog ikke underbygges (eller modsiges) af de formelle kointegrationstest i tabel 1. Endelig for det tredie er det teoretisk tilfredstillende, at et (eller andet) udtryk for værdien af erhvervenes realkapital indgår i formuebegrebet.

Hvad angår indkomstafgrænsningen, ser det lidt overraskende ud til, at den er af en vis betydning, både hvad angår langsigtssammenhængen, og hvad angår kortsigtsdynamikken. Det anvendte alternative indkomstbegreb, Yd*, ser ud til at være Yd7 overlegent, hvad angår den historiske beskrivelse, og synes også at påvirke kointegrationsegenskaberne positivt. Dette er i overensstemmelse med resultatet i arbejdsnotat nr. 24, hvor det angives, at anvendelsen af Yd6 sammen med Wcp5 giver bedre resultater end Yd7 sammen med Wcp4.

---

[4]Pålægges denne restriktion fås en lidt højere DW-værdi i 1. trin og en højere spredning (s=.0187). I anden trin forværres spredningen også (s=.0133).

3. Afgrænsning af den disponibel indkomst

Afgrænsningen af den disponible indkomst er i tidens løb blevet diskuteret. Man kan på baggrund af a priori overvejelser have stærke meninger om den mest hensigtsmæssige definition, der naturligvis må ses i sammenhæng med øvrige dele af modellen, herunder ikke mindst skattedelen. Et eksempel er behandlingen af den private sektors netto-renteindtægter, der i den nuværende afgrænsning ikke indgår i indkomstbegrebet Yd7, men som giver fradrag i skattepligtig indkomst. Dette giver vanskeligt tolkelige multiplikatoregenskaber, da en stigning i renten og dermed i den private sektors renteudgifter fører til en **større** disponibel indkomst, fordi den betalte skat falder.[5]

I forbindelse med inddragelsen af formuen i forbrugsbestemmelsen er det blevet diskuteret, hvorvidt afkastet af formuen bør indgå i indkomstbegrebet, eller om den evt. forbrugseffekt af afkastet bliver fanget af formuen i sig selv. Det er denne problemstilling, der har ført til, at restindkomst i boligbenyttelse (Yrh) og den private sektors renteindtægter (Tippl) ikke indgår i Yd7. Argumentet er, at disse to indkomstarter fanges af hhv. værdien af boligbeholdningen og af den private sektors finansielle netto-stilling, der begge indgår i Wcp4[6]. Problemstillingen forstærkes naturligvis, hvis formuebegrebet udvides til at inkludere værdien af erhvervskapitalen, hvorefter der kunne argumenteres for, at restindkomst overhovedet ikke bør indgå i begrebet for disponibel indkomst. Det er dog tvivlsomt om den foreslåede formuekonstruktion (bl.a. jf. EH. 04.02.88 "Realkapital og samlet privat forbrug"), måler værdien af erhvervenes realkapital (der ikke er opgjort til markedsværdi) tilstrækkelig godt til helt at foranledige udelukkelse af restindkomsten.

Det kan imidlertid fremføres, at argumentet om, at afkast af formuen ikke skal med i indkomsten, måske snarere kan være af empirisk end af teoretisk karakter. En praktisk formulering af livscykelhypotesen kunne være:[7]

---

[5]I JS 4.10.89 "Multiplikatorer frem til 2009" gives et eksempel, hvor et ekspansivt eksperiment medfører en stigende rente, og hvor der opstår et gab mellem "før-" og "efter-skat" indkomst. Det tilsvarende eksperiment med eksogen rente udviser derimod en parallel udvikling i indkomsten før og efter skat.

[6]Det er ikke særlig slagkraftigt fremført i EH 23.02.87 "Makroforbrug og formue" p. 12.

[7]Fx Modigliani, F: "The Life Cycle Hypothesis of Saving Twenty Years Later". Optrykt i The Collected Papers of Franco Modigliani, Vol. 2, 1980, MIT press. Det bemærkes, at omstående relation (*) ikke er nogen "dyb", teoretisk velfunderet sammenhæng, men snarere en operationalisering af den aggregerede forbrugsfunktion, der kan siges at være udledt af livscykelhypotesen: $C_t=\alpha_t YL_t+\delta_t A_t$. I denne formulering er både α_t og δ_t (indviklede) funktioner af bl.a. forventet vækst, demografi samt "renten" (rate of return on assets). Den konkrete funktionsform er ukendt (uden yderligere antagelser), men Modigliani foreslår, at α_t antages konstant = α, og at δ_t kan beskrives ved $(\delta^*+\mu\times r_t)$, hvilket leder frem til (*).

(*) $C_t = \alpha YL_t + (\delta^* + \mu r_t)A_t$

hvor C er forbrug
YL er arbejdsindkomst (efter skat)
r er realrenten efter skat
A er formuen

Størrelsen r_tA_t - realafkastet af formuen - kan tolkes som den langsigtede, forventede profit, men man bør være varsom med at fortolke parameteren μ som "forbrugstilbøjeligheden ud af profit"[8]. Alligevel kan (*) nok legitimere, at (et udtryk for) restindkomsten inkluderes samtidig med formuen[9]. Som specialtilfælde ($\mu \approx \alpha$, som det antydes hos Modigliani) fås i øvrigt:

(*') $C_t = \alpha Y_t + \delta^* A_t$

hvor $Y = YL + r \times A$ = lønindkomst + "restindkomst" = samlet indkomst.

I EH 23.02.87 estimeres (*) i forskellige transformationer og med forskellige definitioner af de indgående variabler, og resultatet er insignifikante (og negative) værdier af μ. Dette kan betragtes som et empirisk argument for at udelade restindkomsten fra definitionen af disponibel indkomst.

Spørgsmålet om $\mu = \alpha$ (jf. (*')) har stærke paralleller til, hvorvidt forbrugstilbøjeligheden ud af lønindkomst contra restindkomst er den samme. Med den nuværende definition, Yd7, antages det, at den samlede forbrugseffekt er uafhængig af indkomstart på langt sigt, men at den marginale elasticitet på kort sigt er størst, hvis en given indkomststigning skyldes øget lønindkomst; dette opnås ved et fordelt lag i restindkomsten. I forbindelse med udvidelsen af formuebegrebet bliver behandlingen af løn- og restindkomst og herunder specielt distinktionen mellem Yrp (personlig restindkomst, der evt. kan tolkes som imputeret løn til de selvstændige) og Yrs (restindkomst i selskaber) aktualiseret. Hvis udgangspunktet imidlertid er en "ren" livscykelhypotese, hvor der ikke skelnes mellem kapitalister og lønmodtagere, forekommer det på baggrund af ovenstående vanskeligt at have stærke a priori forestillinger om, at denne skelnen er væsentlig.

Omstående tabel 3 viser nogle konsekvenser for forbrugsfunktionen af at ændre indkomstafgrænsningen. Dette bør ikke tages som noget stærkt argument for at vælge een definition frem for en anden, men det kan jo være meget rart at vide, at en given specifikation ikke er i direkte modstrid med data. Det skal

---

[8]Jf. Modigliani (opt. cit.), hvor det understreges, at forbruget påvirkes forskelligt af ændringer i profitten, afhængig af om det er r eller A, der forårsager denne ændring.

[9]Herudover må kapitalmarkedsimperfektioner og/eller usikkerhed koblet med risikoaversion kunne være tilstrækkeligt til, at afkastet af formuen kan have en selvstændig effekt i forbrugsfunktionen.

TABEL 3 Forbrugsfunktion, forskellige indkomstdefinitioner.

NR	Kointegrationsrelation: Koefficient til Indkomst	Formue	Konstant	DW	s	R^2	DF	Fejlkorrektionsmodel: Koefficient til ΔIndkomst	ΔFormue	Konstant	Fejlled	DW	s	R^2
1	0.743	0.183	0.608	0.91	0.0173	0.996	2.8	0.524	0.324	0.001	-0.414	1.79	0.0131	0.792
	(.060)	(.031)	(.334)					(.080)	(.078)	(.004)	(.150)			
2	0.758	0.173	0.555	0.89	0.0179	0.995	2.8	0.518	0.319	0.001	-0.405	1.77	0.0132	0.789
	(.063)	(.033)	(.352)					(.080)	(.079)	(.005)	(.147)			
3	0.748	0.185	0.632	0.97	0.0177	0.995	3.0	0.495	0.332	0.001	-0.445	1.73	0.0134	0.782
	(.061)	(.032)	(.342)					(.080)	(.080)	(.005)	(.148)			
4	0.767	0.166	0.531	1.02	0.0164	0.996	3.1	0.579	0.293	0.001	-0.475	1.82	0.0137	0.772
	(.058)	(.031)	(.320)					(.096)	(.084)	(.005)	(.163)			
5	0.762	0.170	0.541	0.99	0.0166	0.996	3.0	0.562	0.302	0.001	-0.465	1.80	0.0135	0.779
	(.058)	(.031)	(.333)					(.091)	(.082)	(.005)	(.159)			
6	0.559	0.160	3.334	0.47	0.0288	0.987	2.0	0.364	0.406	0.005	-0.244	1.80	0.0167	0.665
	(.091)	(.066)	(.260)					(.086)	(.099)	(.006)	(.111)			
7	0.797	0.150	0.381	0.76	0.0204	0.994	2.6	0.528	0.341	0.002	-0.341	1.83	0.0138	0.771
	(.041)	(.078)	(.429)					(.086)	(.081)	(.005)	(.130)			
8	0.771	0.101	1.290	0.67	0.0207	0.994	2.3	0.569	0.326	0.005	-0.282	1.90	0.0138	0.771
	(.077)	(.047)	(.351)					(.090)	(.082)	(.005)	(.130)			
9	0.722	0.195	0.695	0.95	0.0185	0.995	2.9	0.462	0.340	0.000	-0.423	1.69	0.0132	0.789
	(.063)	(.033)	(.354)					(.071)	(.078)	(.005)	(.141)			

Anm.: Estimationsperioden er 1957-87. Relationerne er log-lineære, uden restriktioner på koefficienterne til indkomst og formue i kointegrationsligningen.
Indkomstbegrebet i de 9 regressioner er defineret som følger:

1. y*
2. Som 1., dog med Tyn og Tipp1 anvendt i stedet for Ty og Tipp2
3. Som 1., dog med lag i restindkomst = .60 .20 .20 i stedet for .53 .33 .14
4. Som 1., dog med lag i restindkomst = .40 .30 .30 i stedet for .53 .33 .14
5. Som 1., dog med lag i restindkomst = .33 .33 .34 i stedet for .53 .33 .14
6. Som 1., dog med lag i restindkomst = .00 .00 .00 i stedet for .53 .33 .14
7. Som 1., dog uden Tipp2 og Yrh i restindkomst
8. Som 1., dog uden Tipp2 i restindkomst
9. Som 1., dog Yrp ikke indgår i restindkomst, men på lige fod med Yw m.m, (dvs ikke i fordelt lag).

Formuebegrebet er i alle regressioner w5.

understreges, at det må være den samlede models egenskaber, der skal være kriteriet for valg af indkomstafgrænsning.

Det fremgår af tabel 3, at der med de anvendte indkomstdefinitioner ikke er nogle lette gevinster at hente, hvad angår spredning; regression 1, hvor Y* anvendes, må udfra de angivne statistiske kriterier betragtes som den bedste, og der skal blot knyttes få kommentarer til tabellen.

Regression 2 viser, at anvendelsen af Ty og Tipp2 i stedet for Tyn og Tipp1 giver en lavere spredning. Det er (ikke vist) Tipp2, der gør forskellen, idet brugen af Ty faktisk er marginalt ringere end Tyn.

Regressionerne 3-5 antyder, at et mere jævnt lag i restindkomsten end den nuværende (.53 .33 .14), ville forbedre langsigtsrelationens historiske beskrivelse og kointegrationsegenskaber marginalt. Fejlkorrektionsmodellens spredning stiger imidlertid, når lagpolynomiets vægt på denne måde forskydes bagud i tiden, så der kan næppe på dette grundlag gøres noget case ud af, at lagget i restindkomsten bør ændres.

I regression 6 er restindkomsten (og afskrivninger samt selskabsskat) helt udeladt, hvilket forøger spredningen markant både på langt sigt og i fejlkorrektionsmodellen. Denne specifikation, der driver argumentet om, at formueafkast ikke skal inkluderes samtidig med formuen, til det ekstreme, giver altså ikke noget empirisk belæg for denne hypotese.

I regression 7 udelades Tipp2 og Yrh fra restindkomstbegrebet, hvilket giver en indkomstdefinition, der til forveksling ligner den nuværende, Yd7, (med den marginale forskel, at Ty anvendes i stedet for Tyn). Dette er som tidligere nævnt ikke nogen forbedring. Det er det heller ikke blot at udelade Tipp2 (men beholde Yrh), jf. regression 8.

Endelig indikerer regression 9, at der ikke umiddelbart er noget at hente ved, at lade personlig restindkomst, Yrp, indgå ulagget på linie med løn- og transfereringsindkomst. Supplerende regressioner (ikke viste) tyder i øvrigt på, at Yrs, restindkomst i selskaber, generelt har større (og mere signifikante) koefficienter end Yrp.

4. Arbejdsløshed som ekstra forklarende variabel.

Som nævnt i afsnit 1 er der teoretisk plads til arbejdsløsheden i en makroforbrugsfunktion, også hvis den er baseret på livscykelhypotesen.

Argumentet for arbejdsløsheden er, at man herigennem kan fange en effekt af usikkerhed. Større/øget arbejdsløshed kan betragtes som indikation af større usikkerhed om de fremtidige indtægter og måske endda som en indikation af lavere, forventet fremtidigt indtægtsniveau. Dette vil i følge livcykelhypotesen få folk til at mindske forbruget. Spørgsmålet er, om det er **øget** arbejdsløshed, altså **ændringen** arbejdsløsheden, der skal indgå, eller om det er **niveauet** af

arbejdsløsheden, der er relevant. Hvis, der primært argumenteres på usikkerhed (og risikoaversion) må det være **ændringen**, der er relevant, mens det er **niveauet**, der skal med, hvis der fokuseres en lavere forventet fremtidig indkomst. I både SMEC og MONA indgår kun ændringen i arbejdsløsheden[10], jf. variablerne NLAG og ULTAB nedenfor.

Den konkrete funktionsform for arbejdsløsheden, herunder hvorvidt der er tale om ændringer og/eller niveau, kan måske betragtes som et empirisk problem. I hvert fald skal det i det følgende simpelt forsøges, at introducere arbejdsløsheden i et par transformationer som en ekstra variabel i makroforbrugsfunktionen. De betragtede transformationer er:

A	Ul	Arbejdsløsheden i antal personer
B	bul	Arbejdsløshedsprocenten (i % af lønmodtagere)
C	NLAG	Forventningsvariablen anvendt i SMEC: $= \Delta Q_t \times bul_{t-1} + \Delta Q_{t-1} \times bul_{t-2} + \Delta Q_{t-2} \times bul_{t-3}$
D	ULTAB	Forventet realt indkomsttab som følge af ændret arbejdsløshed anvendt i MONA: $= \Delta(((lna \times (1-btyd) \times (1-tss0u) \times Q)/pcp4v) \times bul)$

M.h.t. punkt A og B er det vist et uafklaret mysterium om arbejdsløsheden bedst betragtes som en stationær eller en ikke-stationær variabel. Formelle univariate test giver typisk anledning til at betragte arbejdsløsheden som ikke-stationær; DF-test for stationaritet baseret på ADAMBK giver **positive** t-værdier, altså klart indikerende ikke-stationaritet. Det skal forsøges både at inkludere Ul hhv. bul i niveau i kointegrationsrelationen og i ændringer i fejlkorrektionsrelationen.

I konstruktionen NLAG, der anvendes i SMEC som proxy for usikkerhed og "forventningsskift", indgår summen af de seneste tre års ændringer i beskæftigelsen vægtet med forrige års arbejdsløshedsprocent. Da ændringen i Q indgår i alle led, vil NLAG blive lig nul på langt sigt i fravær af vækst; i tilfælde af vækst vil NLAG nærmest blive konstant. Variablen NLAG må derfor karakteriseres som en ændringsvariabel, der må forventes primært at bide direkte i fejlkorrektionsmodellen og altså ikke i kointegrationsrelationen.

Konstruktionen ULTAB indgår i MONAs forbrugsfunktion. Argumentet for denne variabel går vist på opbygning af en "stødpude-kapital". Når arbejdsløsheden stiger, ønsker folk at opbygge en større formue, fordi sandsynligheden for, at de lider et indkomstab som følge af ledighed er blevet større. Denne stødpudekapital antages opbygget inden for et givet tidsrum (her 1 år), hvilket indebærer, at det kun er ændringen af det forventede indkomsttab, der optræder. Det bemærkes, at hvis der er fuld kompensation ved arbejdsløshed, btyd=1, bortfalder argumentet om at arbejdsløsheden giver øget usikkerhed,

[10] I SMEC er det konkret ændringen i beskæftigelsen, der indgår i forbrugsfunktionen.

og ULTAB bliver lig 0. ULTAB er klart en ændringsvariabel, der på samme måde som NLAG må forventes at skulle indgå i fejlkorrektionsmodellen.

I nedenstående tabel 4 er arbejdsløsheden jf. punkt A-D forsøgt inkluderet i makroforbrugsfunktionen.

TABEL 4 Forbrugsfunktion med arbejdsløshed.

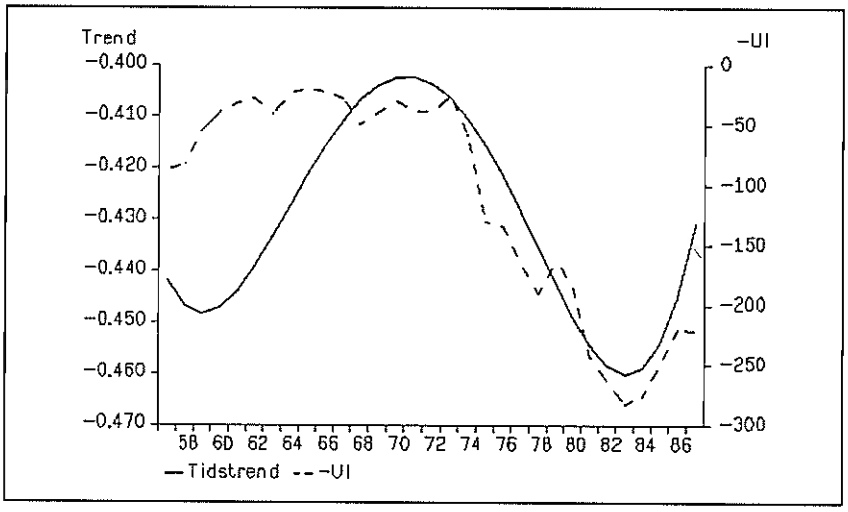
	Kointegrationsrelation					Fejlkorrektionsmodel					
NR	Ekstra variabler		DW	s	DF	Ekstra variabler				DW	s
	Ul	bul				ΔUl	Δbul	NLAG	ULTAB		
1			.91	.0173	2.8					1.79	.0131
2	X		1.15	.0122	3.6					1.82	.0134
3	X		1.15	.0122	3.6	X				1.64	.0102
4		X	1.08	.0128	3.5					1.85	.0132
5		X	1.08	.0128	3.5		X			1.62	.0105
6			.91	.0173	2.8	X				1.66	.0110
7			.91	.0173	2.8		X			1.65	.0114
8			.91	.0173	2.8			X		1.83	.0129
9			.91	.0173	2.8				X	1.73	.0116

Anm: I estimationerne forklares c4 af y*,w5 hhv. Δc4 af Δy*,Δw5 og ekstra variabler som indikeret ved X. Estimationsperioden er 1957(58)-1987.

Det ses - jf. tabel 4's venstre halvdel regression nr 2-5 - at introduktionen af Ul hhv. bul i langsigtsrelationen giver en væsentligt lavere spredning, jf. de sammenlignet med nr 1 lavere værdier af s; samtidig ses en lidt mere stationær sammenhæng, jf. DW og DF. Da arbejdsløsheden indgår i niveau, indebærer regressionerne 2-5, at en permanent stigning i arbejdsløsheden, vil føre til et permanent lavere forbrug. Det ses, at Ul er marginalt bedre end bul.

Som en lille indskudt kommentar kan nedenstående figur 7, der viser forklaringsbidraget af tidspolynomiet af fjerde grad i regressionen af c4 på y* og w5 (jf. regression 12 i tabel 1 og fig 6), give et indtryk af, hvorfor arbejdsløsheden (det er -Ul, der er vist) kan indgå i kointegrationsrelationen. Arbejdsløsheden har således bortset fra de første 10 år og de allersidste år nøjagtig de samme egenskaber som forklaringsbidraget af tidspolynomiet.

Fig 7. Tidspolynomiets lighed med arbejdsløsheden.



Vender vi tilbage til tabel 4, og betragter fejlkorrektionsmodellen, ses en markant lavere spredning, når ændringen i arbejdsløshden (Ul eller bul) inddrages. Dette gælder uanset om langsigtsrelationen er specificeret med eller uden arbejdsløshedsvariablen (jf. nr. 3 vs. 6, hhv. nr. 5 vs. 7). Igen ses en tendens til, at Ul er marginalt bedre end bul. Også ULTAB kommer fint ind i fejlkorrektionsmodellen, jf. nr 9., hvorimod NLAG ikke kan inddrages på overbevisende både jf. regression 8.

Det ringe bidrag fra NLAG kan forekomme lidt overrasende, når denne variabel indgår i SMEC. Her bør det dog erindres, at formuen ikke indgår i SMEC, og at estimationsperioden er kortere end den her anvendt. En anden forskel er estimationsmetoderne, idet forbrugsfunktionen i SMEC er estimeret direkte (i et trin).

Vurderet på tabel 4 ser det ud til, at den simple løsning at inkludere Ul som ekstra variabel i både kointegrationsrelationen og i fejlkorrektionsmodellen er den bedste[11]. Estimationerne i række nr 3 i tabel 4 har følgende udseende:

$$(5)\quad c4 = \underset{(.26)}{1.12} + \underset{(.056)}{.544}\times y^* + \underset{(.035)}{.327}\times w5 - \underset{(.00005)}{.00027}\times Ul$$

$$n=1957\text{-}87 \quad s=.0122 \quad R^2=.998 \quad DW=1.15 \quad DF=3.6$$

og idet residualerner herfra kaldes uhat5:

$$(6)\quad Dc4 = \underset{(.0042)}{.0070} - \underset{(.164)}{.653}\times uhat5(-1) + \underset{(.064)}{.434}\times \Delta y^* + \underset{(.067)}{.247}\times \Delta w5 - \underset{(.00009)}{.00041}\times \Delta Ul$$

$$n=1958\text{-}87 \quad s=.0102 \quad R^2=.88 \quad DW=1.64$$

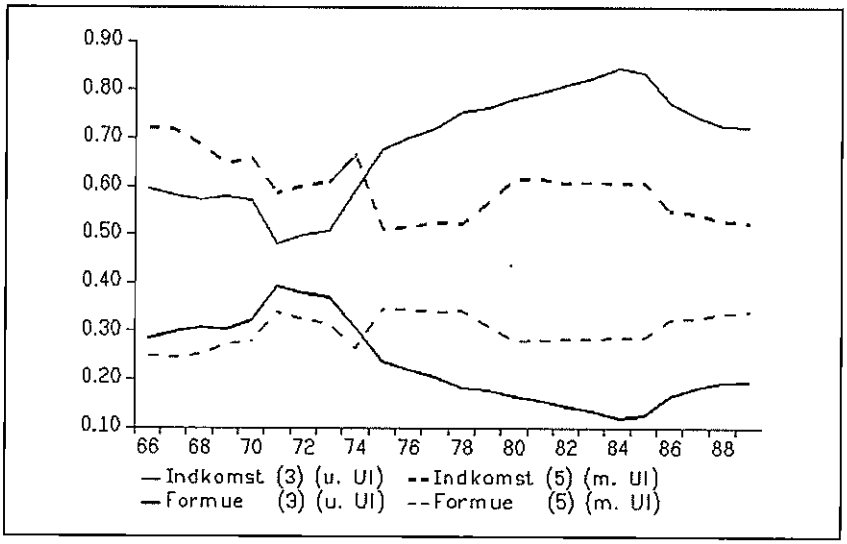
Sammenlignes disse relationer med regressionerne uden arbejdsløsheden ((3) og (4)), bemærkes flere forskelle. **For det første** giver introduktionen af arbejdsløsheden som nævnt en væsentligt lavere spredning, både i kointegrationsrelationen og i selve fejlkorrektionsmodellen, og langsigtsrelationen bliver mere stationær. **For det andet** falder koefficienten til indkomsten både på kort og på langt sigt. **For det tredie** øges langsigtselasticiteten m.h.t. formuen til næsten det dobbelte, hvorimod kortsigtselasticiteten falder betragteligt; dette indebærer, at størrelsesforholdet mellem kort og langt sigt ændres, således at elasticiteten bliver større på lang end på kort sigt. Effekten på forbruget af en stigning i formuen på 100 mill. kr. er ca. 4,5 mill. på kort sigt og ca. 6 på langt sigt. Endelig **for det fjerde** øges koefficienten til fejlkorrektionsleddet med mere end 50% i numerisk værdi. Koefficienterne til arbejdsløsheden indebærer, at en stigning i ledigheden på 10.000 personer sænker forbruget med 3 promille på langt sigt og med 4 på kort sigt.

---

[11]Konstruktionen ULTAB giver dog anledning til at overveje om, en transformation af ændringen i arbejdsløsheden bør foretrækkes. Dette må indtil videre stå åbent.

I de følgende figurer foretages rekursive estimationer for at illustrere relationernes stabilitetsegenskaber.

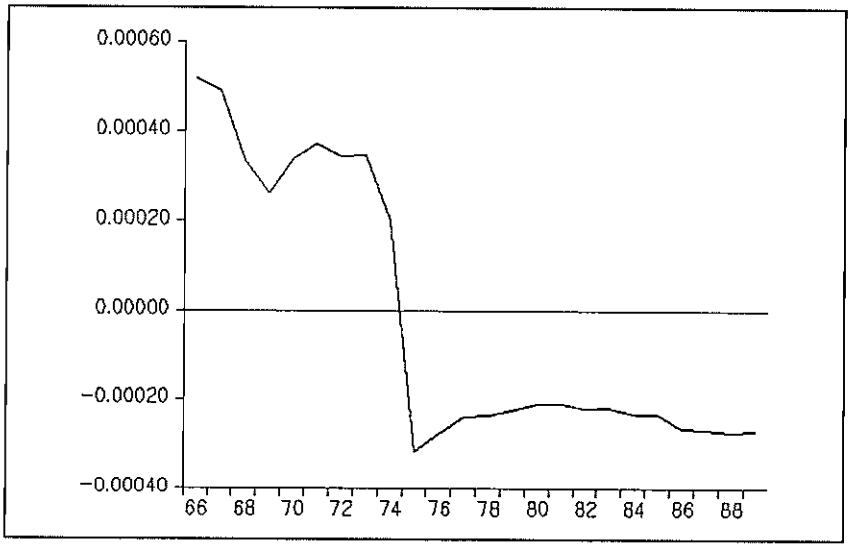
Fig 8 Rekursiv estimation af kointegrationsrelationerne (3) og (5) Koefficienter til indkomst og formue.



Figur 8 viser koefficientene til hhv. indkomst og formue i kointegrationsrelationerne med og uden arbejdsløshed - relation (3) og (5). Det ses, at koefficienterne i relation (5) - de stiplede kurver - ikke udviser den tendens til drift fra starten af 1970'erne til midt i 80'erne, som ses i relation (3) (og som også ses i den nuværende specifikation, jf. fig 5).

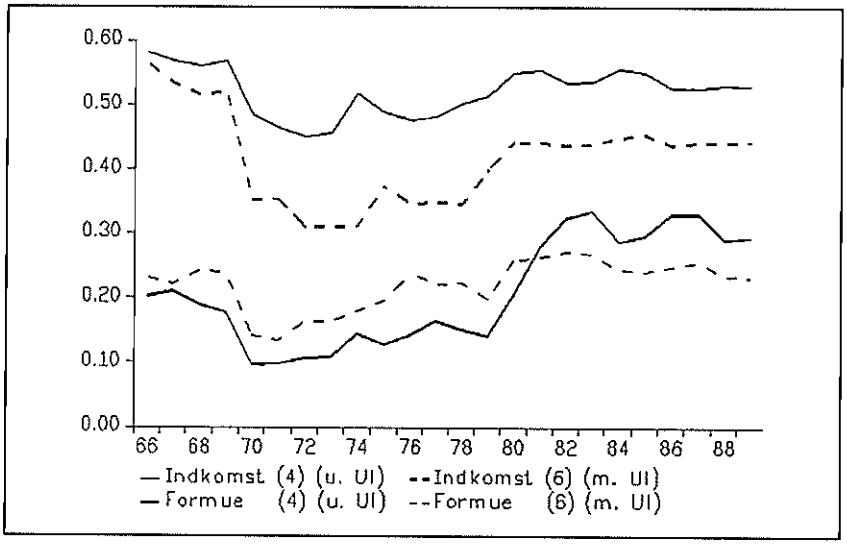
Nedenstående figur 9 er noget af en gyser!

Fig 9 Rekursiv estimation af kointegrationsrelation (5) Koefficienten til arbejdsløsheden.



Der ses i figur 9 et dramatisk fald i koefficienten til arbejdsløsheden i relation (5) omkring første oliekrises voldsomme stigning i arbejdsløsheden. Det kan imidlertid argumenteres, at der før denne stigning i ledigheden ikke er tilstrækkelig information i datamaterialet til at estimere en fornuftig effekt af arbejdsløsheden i kointegrationsrelationen; først med oliekrisen bliver der tilstrækkelig spræl i serien til, at den meningsfuldt kan indgå sammen med de øvrige ikke-stationære variabler, og man kan derfor måske tillade sig at se bort fra perioden før midten af 1970'erne. Til fordel for ledigheden taler vel under alle omstændigheder, at koefficienten synes ganske stabil fra midt i 1970'erne og frem. Endvidere er det vel interessant, at den voldsomme ændring i koefficienten til arbejdsløsheden kun giver anledning til beskedne ændringer i koefficienterne til indkomsten og formuen, jf. fig. 8.

Fig 10 Rekursiv estimation af fejlkorrektionsmodellerne (4) og (6)
Koefficienter til ændringen i indkomsten og i formuen



I figur 10 sammenlignes koefficienterne til ændringen indkomsten og til ændringen i formuen i relationerne (4) (uden arbejdsløsheden) og (6) (med arbejdsløshed). Der synes en tendens til, at koefficienten til ændringen i formuen er mere stabil, når arbejdsløsheden inddrages, hvorimod det modsatte gør sig gældende for koefficienten til ændringen i indkomsten.

Omstående illustreres i figur 11-14 koefficienter og signifikansgrænser for de indgående variabler (undtagen konstantleddet) i relation (6). Det gennemgående træk er, at alle koefficienterne i fejlkorrektionsmodellen forekommer stabile[12] - nok så interessant gælder dette også koefficienten til ændringen i arbejdsløsheden, der altså ikke lider af samme problem som niveauet i kointegrationsrelationen.

[12]De generelt stabile koefficienter afspejler sig også ved, at der ikke fås signifikante 1-periode-forudsigelsesfejl (5%), når der testes ved 1 trins Chow-test.

Fig 11.
Rel. (6), rekursiv estimation.
Koeff. til ændring i indkomst

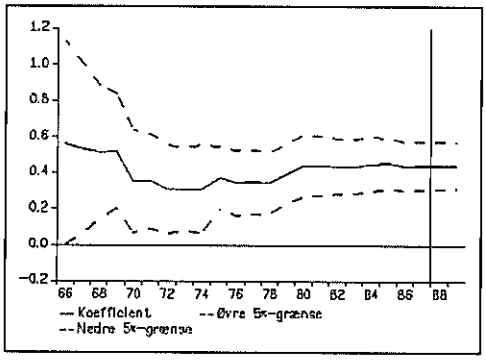


Fig 12.
Rel. (6), rekursiv estimation.
Koeff. til ændring i formue

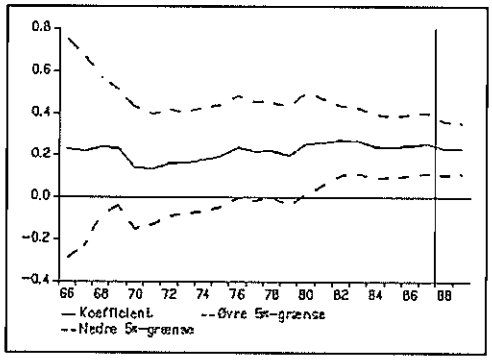


Fig 13.
Rel. (6), rekursiv estimation.
Koeff. til ændring i arbejdsløshed

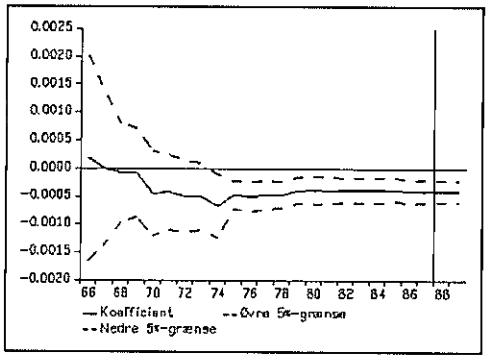
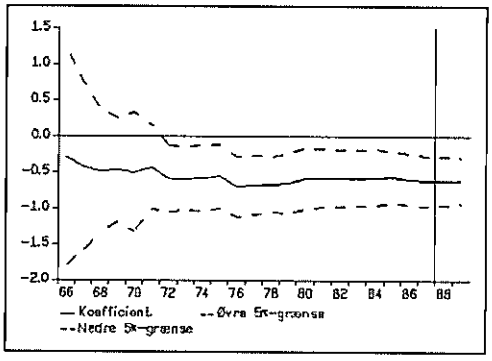


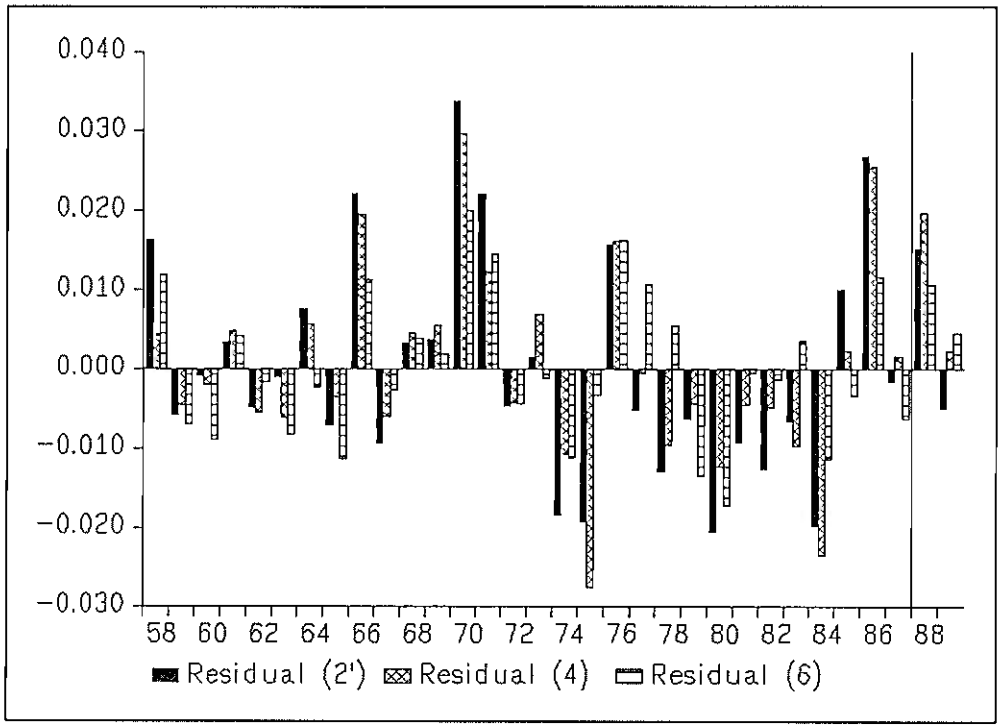
Fig 14.
Rel. (6), rekursiv estimation.
Koeff. til fejlled



Endelig illustreres i omstående figur 15, hvorledes residualerne fra henholdsvis relation (2') - ADAMs nuværende forbrugsfunktion reestimeret til 1987 - fra relation (4) og fra relation (6) ser ud. Sammenlignes residualerne fra relation (6) - diagonalt skraveret, længst til højre - med residualerne fra relation (2') - helt mørke, længst til venstre - ses generelt en mindre spredning. Det ses bl.a., hvorledes relation (6) har væsentlig mindre residualer 66, 70, 75, 84, og 86, hvor ret store residualer i (2') nærmest halveres eller mere. Omvendt skal der ledes grundigt for at finde betydningsfulde fejlskud med relation (6) i forhold til (2'). Residualerne fra relation (4) ses ikke overraskende i flere tilfælde, at ligge mellem residualerne fra (2') og (6).

Sammenfattende må det siges, at relation (5)/(6) statistisk har en række pæne egenskaber, der taler for disse relationer fremfor (1')/(2') og (3)/(4). Stationaritetsegenskaberne i (5) er således marginalt bedre og spredningen er i (6) mere end 30% mindre end i (2') og mere end 20% mindre end i (4). Ikke mindst de generelt mindre residualer i 1980'erne, herunder bl.a en kraftig reduktion af fejlskønnet i 1984 og 1986, taler for relation (6) som den "bedste relation".

Fig 15 Residualer fra relationerne (2'), (4) og (6).



6. Multiplikatoregenskaber

Afslutningsvis skal det forsøges at give et bud på nogle samlede model-egenskaber.

Introduktionen af arbejdsløsheden i forbrugsfunktionen må formodes at give anledning til en mere volatil model: et eksogent positivt stød til forbruget vil øge den samlede efterspørgsel og derigennem sænke arbejdsløsheden, hvilket yderligere vil øge forbruget; både indkomsten og formuen (via kontantprisen) har i øvrigt samme selvforstærkende effekt i forbrugsfunktionen. Introduktionen af arbejdsløsheden vil således øge den generelle multiplikator i hvert fald på kort sigt.

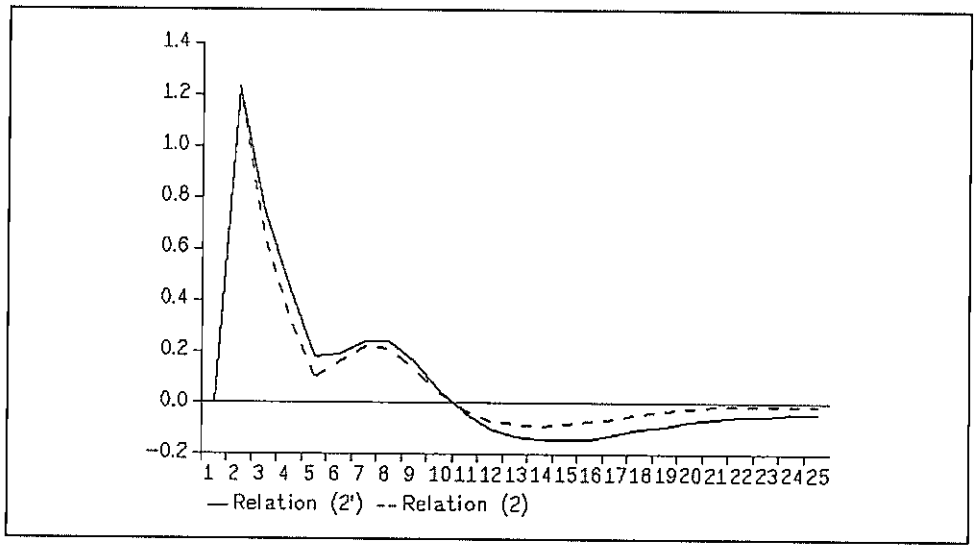
I samme retning trækker den større koefficient til formuen i relation (6), idet et eksogent stød til forbruget, via kontantprisrelationen vil øge formuens markedsværdi. I samme åndedrag bør det imidlertid erindres, at det ændrede formuebegreb, Wcp5, må anses for mindre følsomt overfor kontantpris-ændringer på grund af "dødvægten" fra erhvervenes realkapital, og det er derfor ikke sikkert at den samlede effekt af en større formueelasticitet og en ændret formueafgrænsning er destabiliserende. På langt sigt virker den større formuefølsomhed stabiliserende ("integral kontrol").

Den mindre koefficient til indkomsten både på kort og på langt sigt vil trække i retning af en mindre generel multiplikator. Den ændrede definition af indkomsten i relation (6), har næppe den store betydning i denne forbindelse.

I eksperimenter, hvor renten ændres, kan man dog forvente mere fornuftige resultater, jf. den mere symetriske behandling af renteudgifter i indkomstdefinitionen og skattedelen.

I nedenstående figurer illustreres effekten på det samlede forbrug af et eksogent stød til forbruget det første år på 1 %. Kurverne viser multiplikatorer med den samlede model, under anvendelse af forskellige versioner af makroforbrugsfunktioner.

Fig 16. Effekt på fCp
Temporært stød til forbrugsfunktionen (jdlcp4 = .01, år 2)
ADAMs nuværende forbrugsfunktion (2) og reestimeret til 1987 (2')

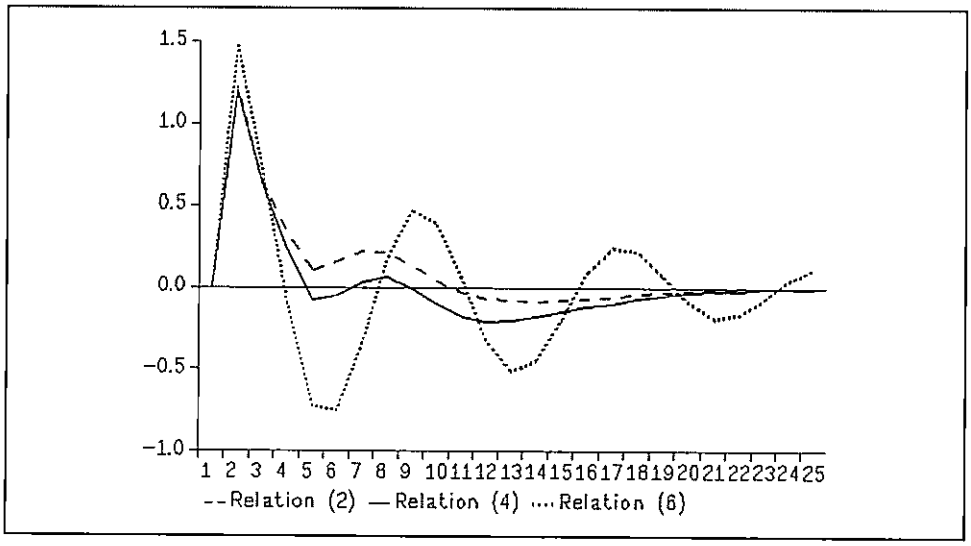


Det ses at reestimationen af den nuværende forbrugsfunktion ikke giver anledning til nogen nævneværdig ændring i multiplikatoregenskaber. Den numerisk lidt mindre koefficient til fejlkorrektionsleddet ses, dog at give anledning til en lidt langsommere tilpasning til ligevægt (=0).

I omstående figur 17 sammenlignes effekten på fCp under anvendelse af de 3 forbrugsfunktioner (2'), (4) og (6)[13]. Ved sammenligning af grafen for relation (2') og for relation (4) ses kun begrænsede forskelle. Dog forekommer relation (4) at give et lidt mere glidende forløb, hvilket formentlig kan tilskrives den mindre koefficient til ændringen i indkomsten. Det bemærkes i øvrigt, at formueudtrykket Wcp5, der anvendes i relation (4) påvirkes procentuelt mindre end Wcp4 (typisk under det halve), hvilket som nævnt må tilskrives den mindre følsomhed overfor ændringer i phk.

[13]Det bemærkes, at indkomstdefinitionen i relation (4) og (6) konkret anvender Tipp1 i stedet for Tipp2, og Tyn i stedet for Ty. Dette må imidlertid være betydningsløst.

Fig 17. Effekt på fCp
Temporært stød til forbrugsfunktionen (jdlcp4, = .01 år 2)
Relationerne (2'), (4) og (6)



Overfor disse ret ens forløb står relation (6), hvor det mest slående er de store svingninger, der dog klart er dæmpede. Det ses også, at 1. årseffekten er noget større. Baggrunden for dette er uden tvivl introduktionen af arbejdsløsheden. Første år falder ledigheden (med omkring 7000), hvilket øger forbruget, og dette bidrag er altså tilstrækkeligt til at 1. årseffekten (trods den mindre kortsigtselasticitet m.h.t. indkomsten) er større med relation (6) end de øvrige relationer. Den dynamik, som arbejdsløsheden forårsager, giver altså anledning til "overshooting", jf. det voldsomme dyk i multiplikatoren på mellemlangt (4-7 år) sigt, og tilpasningen mod ligevægt bliver således cyklisk[14].

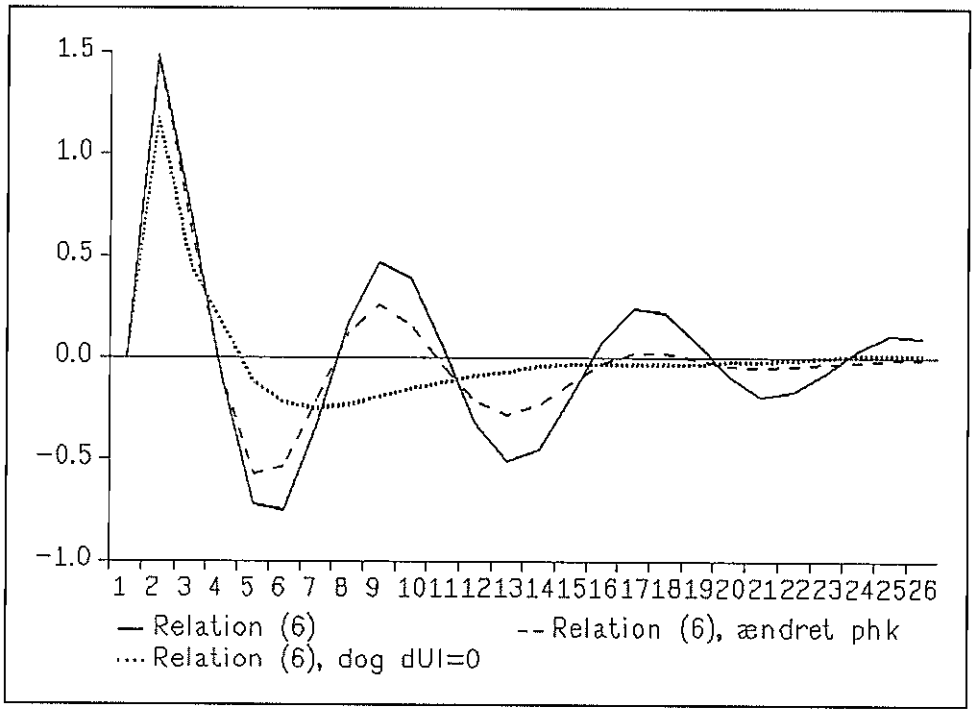
Samtidig med det volatile præg ved relation (6), der også ses i andre reale størrelser som fx fY eller Ul, er det bemærkelsesværdigt, at den samlede models (langsigtede) ligevægtskræfter synes at være mindst lige så store med relation (6) som med fx relation (2'). Eksempelvis er der en tendens til at variabler som fx phk (kontantprisen) eller Wpqkpc (den privte ikke-finansielle sektors finansielle formue til kursværdi) med relation (2') ikke helt finder tilbage til ligevægtsniveauet (en effekt på 0) selv på 25 års sigt. Med relation (6) synes dette at ske med større "træfsikkerhed" - dog med betydeligt større sving. Det bemærkes, at relation (4) også på dette punkt synes at indtage en midterstilling mellem (2') og (6).

Afslutningsvis er det i omstående figur 18 forsøgt at undersøge, hvilke koefficienter der er afgørende for multiplikatoregenskaberne. De viste grafer illustrerer dels effekten af at sætte koefficienten til ændringen i arbejdsløsheden

[14]Også i et eksperiment, hvor der permanent stødes ekspansivt (konkret v.hj.a jdfxov), ses kraftige cykliske bevægelser, når relation (6) anvendes.

til 0 (uden at reestimere de øvrige koefficienter[15]), og dels af at ændre indkomstelasticiteten i relationen for phk 1. Baggrunden for det sidste er, at den nuværende elasticitet på 2.6 må betragtes som for høj, og som et potentielt destabiliserende element i modellen[16].

Fig 18. Effekt på fCp
Temporært stød til forbrugsfunktionen (jdlcp4, = .01 år 2)
Relation (6) med koefficienten til ΔUl = 0 og relation (6), med indkomst-elasticitet i phk-relation = 1



Det ses, at en lavere indkomstelasticitet i phk-relationen virker stabiliserende på modellens egenskaber, men at det ikke er tilstrækkeligt til at undgå det cykliske forløb.

Ændringen i arbejdsløsheden synes derimod afgørende for det dynamiske forløb. Den dynamiske tilpasning mod ligevægt er således væsentligt roligere,

---

[15]Gøres dette øges koefficienten til ændringen i indkomsten (til .49). Dette er ikke overraskende, da ændringen i arbejdsløsheden og i indkomsten må formodes at være tæt korrellerede. Koefficienten til ændringen i formuen øges endvidere kraftigt.

[16]Det er også undersøgt - i relation (6) - , at sætte koefficienten til Ul på langt sigt til 0, at sænke koefficienten til Δw5 til 0.1 (fra .25), og at ændre koefficienten til fejlkorrektions-leddet til -.40 (fra -.65). Disse ændringer giver ikke anledning til større ændringer i det generelle billede af multiplikatoren i det betragtede eksperiment; de cykliske sving synes således ikke forårsaget hverken af introduktionen af arbejdsløsheden på langt sigt, af den relativt høje formueelasticitet på kort sigt eller af den ret stærke fejlkorrektionsmekanisme i relation (6).

når ΔUl ikke indgår i forbrugsfunktionen. Der kan således nok være grund til at undersøge arbejdsløshedens rolle lidt nøjere, herunder hvorvidt transformationer af ændringen (måske à la ULTAB) giver mindre volatile multiplikatoregenskaber.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

John Smidt

Arbejdspapir*

16. august 1990.

Sammenligning af to lønrelationer: ADAM vs. MONA

Resumé:

I papiret sammenlignes ADAMs og MONAs lønrelationer. Til formålet omskrives MONAs lønrelation fra kvartals- til årsspecifikation. Indledningsvis beskrives de to lønrelationer dels isoleret og dels i sammenhæng med prismodellen i ADAM. Det vises bl.a., at lønrelationen i ADAM giver anledning til en stærkere lønpris-spiral end MONAs lønrelation, hvilket dels hænger sammen med koefficient-størrelser og dels med anvendelsen af forskellige prisindeks. En anden forskel ligger i forskellige langsigtsegenskaber. I en lønpris-model uden realt feed-back har ADAMs lønrelation teoretisk kønne langsigtseffekter, mens MONAs lønrelation giver uplausible resultater. Derefter foretages en række multiplikatoreksperimenter med ADAM, november 1989 dels i den officielle version og dels med MONAs omskrevne lønrelation indsubstiuteret for ADAMs originale lønrelation. Disse eksperimenter bekræfter, at ADAMs lønrelation implicerer en stærkere lønpris-spiral. Det fremgår af eksperimenterne, at de reale feedback-mekanismer, der optræder i ADAM, virker stabiliserende på MONAs lønrelation. Med ADAMs lønrelation genererer den samlede model dæmpede svingninger, når lønrelationens stabiliserende kræfter kombineres med reale effekter. Den stærkere lønpris-spiral, der opnås med anvendelse af ADAMs lønrelation, medfører en hurtigere crowding-out.

F:\WP\JS\160890.JS

Kodeord: løn, priser, multiplikator, MONA

ADAMs OG MONAs LØNRELATIONER

Lønrelationen i ADAM, november 1989 har følgende udseende[1]:

$$\begin{aligned}Dlog(lna) = &-.1130 + .9416*Dlog(pyfn)_{-1/2} + .2408*Dlog(pcp/pyfn)_{-1/2} \\ &- .2408*Dlog(1-tss0u)_{-1/2} + .4866*Dlog(kqyfn)_{-1/2} \\ &- .6574*bul_{-1} + .0909*btyd_{-1} - .2746*log(lnak/(pyfn*kqyfn))_{-2}\end{aligned}$$

hvor	lna	er timelønnen for arbejdere i fremstillingerhverv
	pyfn	er BFI-deflatoren i fremstillingserhverv
	pcp	er forbrugsdeflatoren
	tss0u	er gennemsnitlig indkomstskattesats
	kqyfn	er timeproduktiviteten i fremstillingserhverv
	bul	er arbejdsløshedsprocenten (i % af lønmodtagere)
	btyd	er arbejdsløshedsdagpengenes kompensationsgrad
	lnak	er timelønnen inkl. indirekte lønomkostninger

ADAMs lønrelation er af fejlkorrektionstypen, hvori et langsigtet lønniveau bestemmes af et trade-off mellem lønkvote, arbejdsløshed og kompensationsgrad. På kort sigt påvirkes lønstigningstakten af ændringer i BFI-deflatoren, i produktiviteten, i forholdet mellem forbrugerpriser og BFI-deflatoren samt i de direkte skatter.

Til sammenligning har lønrelationen i MONA efter omskrivning til årsniveau og med anvendelse af ADAMs variabler (se evt. appendiks) følgende udseende:

$$\begin{aligned}Dlog(lna) = &.0477 + .4152*Dlog(pcpn) - .6494*Dlog(Ha) + .1878*log(btyd) \\ &- .7444*(Ul/Ua)\end{aligned}$$

hvor	pcpn	er forbrugsdeflatoren ekskl. indirekte skatter (nettoprisindeks)
	Ha	er den aftalte årlige arbejdstid
	Ul	er antal arbejdsløse
	Ua	er antal i arbejdsstyrken

MONAs lønrelation er en mere **traditionel udvidet Phillipskurve** uden noget veldefineret niveau for lønnen på langt sigt. Lønstigningstakten påvirkes permanent af arbejdsløshedsniveauet samt af kompensationsgraden; implicit defineres derfor et langsigtet trade-off mellem arbejdsløshed og kompensationsgrad, der er uafhængigt af lønniveauet. Endvidere påvirkes lønstigningstakten af ændringer i nettopriserne samt i den aftalte arbejdstid.

De direkte effekter af ændringer i højreside-variablerne i de to lønrelationer fremgår af omstående tabel:

---

[1] KS 22.08.89

TABEL 1 Løneffekter

Ændring på	ADAM			MONA	
	1. år	2. år	Lang	1. år	Lang
	effekt på lønniveau i %				
1 % i					
BFI-deflatoren	0.35	0.70	1.00	.	.
forbrugerpriserne	0.12	0.24	0.00	.	.
nettopriserne	.	.	.	0.42	0.42
(1 - direkte skattesats)	0.12	0.24	0.00	0.00	0.00
produktiviteten	0.24	0.49	1.00	0.00	0.00
aftalt arbejdstid	0.00	0.00	0.00	0.65	0.65
1 %-point i					
arbejdsløshedsprocent	0.00	-0.66	-2.39	-0.74	$-\infty$
kompensationsgraden	0.00	0.09	0.33	0.28	$+\infty$

Anm: Effekten af en ændring i kompensationsgraden i MONAs lønrelation er afhængig af kompensationsgradens niveau; effekten er angivet for 1985.

Effekten på både kort og langt sigt fra **kompensationsgraden**, btyd, er væsentlig større i MONAs end i ADAMs lønrelation. Formuleringen i MONAs løn-relation indebærer stadige stigninger i lønniveauet som følge af et permanent skift i niveauet for dagpengenes kompensationsgrad.

Koefficienten til **arbejdsløshedsniveauet**, bul, er central for de samlede modelegenskaber, idet en numerisk større koefficient alt andet lige vil indebære en kraftigere/hurtigere crowding-out. På kort sigt er effekterne næsten lige store med en semi-elasticitet på ca. 0.7; effekten i ADAMs lønrelation optræder dog med eet års lag, mens gennemslaget er øjeblikkeligt i MONAs. På langt sigt er effekten størst i MONAs, idet et permanent skift i arbejdsløsheden giver anledning til stadige stigninger i lønnen; herved fås indirekte et "naturligt" ledighedsniveau. I ADAMs lønrelation er effekten fra arbejdsløsheden - på grund af fejlkorrektionsspecifikationen - endelig også på langt sigt.

På kort sigt optræder **produktivitetsændringer**, kqyfn, i ADAMs lønrelation, mens modstykket hertil er ændringer i den aftalte **arbejdstid**, Ha, i MONAs. Mens der er gode teoretiske argumenter for produktivitetens rolle i løndannelse, er det vanskeligere at forklare, hvorfor den aftalte arbejdstids skulle have effekt på lønnen på langt sigt.

I ADAMs lønrelation optræder en effekt fra de **direkte skatter**, tss0u, således at lønnen på kort sigt stiger, når skatte-satsen øges. Koefficientens størrelse indebærer, at en stigning i tss0u fra 50 til 51% øger lønnen ca. ½% over to år. Baggrunden for denne effekt er, at det til en vis grad er udviklingen i den disponible realløn, der er afgørende for den nominelle lønudvikling; mere præcis antages, at den nominelle lønstigningstakt påvirkes af **forholdet mellem**

disponibel realløn og produktlønnen[2] - i litteraturen kaldet **wedgen**. Dette indebærer, at effekten på lønstigningstakten af en given stigning i den disponible realløn er den samme uanset om stigningen er forårsaget af en sænkning af de direkte skatter eller af et fald i forbrugerprisindekset, f.eks. forårsaget af faldende indirekte skatter. Den symmetri, der således pålægges, giver sig udslag i restriktionen, at koefficienten til ændringen i (1-tss0u) og til ændringen i (pcp/pyfn) er ens med modsat fortegn.

På kort sigt er der i ADAMs lønrelation således delvis **overvæltning** af skatterne på lønnen, mens der ingen overvæltning finder sted på langt sigt. Hvad angår de indirekte lønomkostninger er der via lnak-konstruktionen i fejlkorrektionsleddet fuld **nedvæltning** af indirekte lønomkostningerpå langt sigt, og lønmodtagerne bærer derfor på langt sigt den fulde byrde ved skattestigninger uanset deres art. I MONAs lønrelation eksisterer effekten fra de direkte skatter ikke og relationen indeholder heller ikke effekter fra hverken indirekte skatter eller indirekte lønomkostninger. MONAs lønrelation implicerer således ingen overvæltning og ingen nedvæltning på både kort og langt sigt, og giver på denne måde noget utroværdigt mulighed for at påvirke de samlede lønomkostninger ved at hæve een type skat (direkte eller indirekte skatter) og sænke en anden (arbejdsgiverafgifter).

Pris-effekterne har forskellig styrke i de to relationer, hvilket dels afspejles i forskelle i koefficient-størrelserne og dels skyldes anvendelse af **forskellige prisindeks**.

I **ADAMs lønrelation** er det centrale prisindeks både på kort og langt sigt **BFI-deflatoren** i fremstillingsvirksomhed, pyfn. Gennemslaget af en stigning i pyfn er 1 på langt sigt og ca. ½ det første år. Herudover indgår med begrænset gennemslagskraft på kort sigt forholdet mellem forbrugerpriserne og BFI-deflatoren, jf wedgen. Denne kombination af prisindeks indebærer, at stigninger i importpriserne og i de indirekte skatter umiddelbart kun har en begrænset effekt på løndannelsen og kun på kort sigt.

MONAs lønrelation er bygget op omkring **nettoprisindekset**, pcpn, hvilket inde-bærer, at stigninger i BFI-deflatoren og i importpriserne via nettopriserne påvirker lønnen. Derimod indgår de indirekte skatter ikke i løndannelsen. Anvendelsen af nettoprisindekset indebærer således en asymmetri mellem effekten af ændringer i importpriser og i de indirekte skatter, der ikke er let at forklare.

Brugen af forskellige prisindeks gør det umiddelbart vanskeligt at sammenligne priseffekterne i de to lønrelationer. I omstående tabel 2 er effekterne imidlertid gjort sammenlignelige ved at anvende følgende stiliserede sammenhænge:

---

[2]Produktlønnen er her defineret som de totale lønudgifter - dvs. inkl. indirekte lønomkostninger deflateret med BFI-deflatoren. Produktlønnen kan således ses som reallønnen set med producentøjne, og wedgen bliver derved forholdet mellem lønnen set som indtægt (disponibel realløn) og som omkostning (produktløn).

pcp = (1+ti)*pcpn, hvor ti er den indirekte skattesats, og:
pcpn = α*pm + (1-α)*pyfn, hvor pm er et importprisindeks. Herved fås følgende sammenlignelige effekter:

TABEL 2 Løneffekter m. endogen pcp,pcpn.

	ADAM			MONA	
	1.år	2. år	∞	1. år	∞
	---------- effekt på lønniveau i % ----------				
Ændring på 1 % i					
pyfn	.43	.87	1	.29	.29
pm	.04	.07	0	.13	.13
pyfn og pm	.47	.94	1	.42	.42

Anm. *Det antages, at importens direkte og indirekte andel af privatforbruget (α) er lig .30 (i-o vægt i 1985). Elasticiteterne gælder kun approksimativt.*

Det ses, at ADAMs lønrelation indebærer generelt **stærkere priseffekter** både på kort og på langt sigt. Det ses endvidere, hvorledes MONAs lønrelation ikke opfylder homogenitetsbetingelsen hverken på kort eller langt sigt: når alle eksogene priser stiger 1 %, så stiger den endogene løn væsentligt mindre end 1 %. Heroverfor står ADAMs lønrelation med - via fejlkorrektionsleddet - veldefinerede langsigtsegenskaber, der opfylder kravet om homogenitet.

EN LØNPRIS-MODEL

For en mere fuldstændig vurdering af løndannelsen er det nødvendigt at tage højde for den endogene bestemmelse af pyfn. Herved kan den samlede **lønpris-spiral**, som de to lønrelationer giver anledning til, beskrives. Til dette formål er en fuldstændig lønpris-model opstillet med hhv. ADAMs og MONAs lønrelation og med de relevante ligninger fra ADAM, november 1989 til modellering af pris-delen[3]. De centrale eksogene variabler i denne model er importpriserne, samt de primært reale variabler, der optræder i lønrelationerne - herunder arbejdsløsheden.

Omstående figur 1 viser effekten i denne lønpris-model af et **temporært, eksogent chok til lønrelationen** det første år.

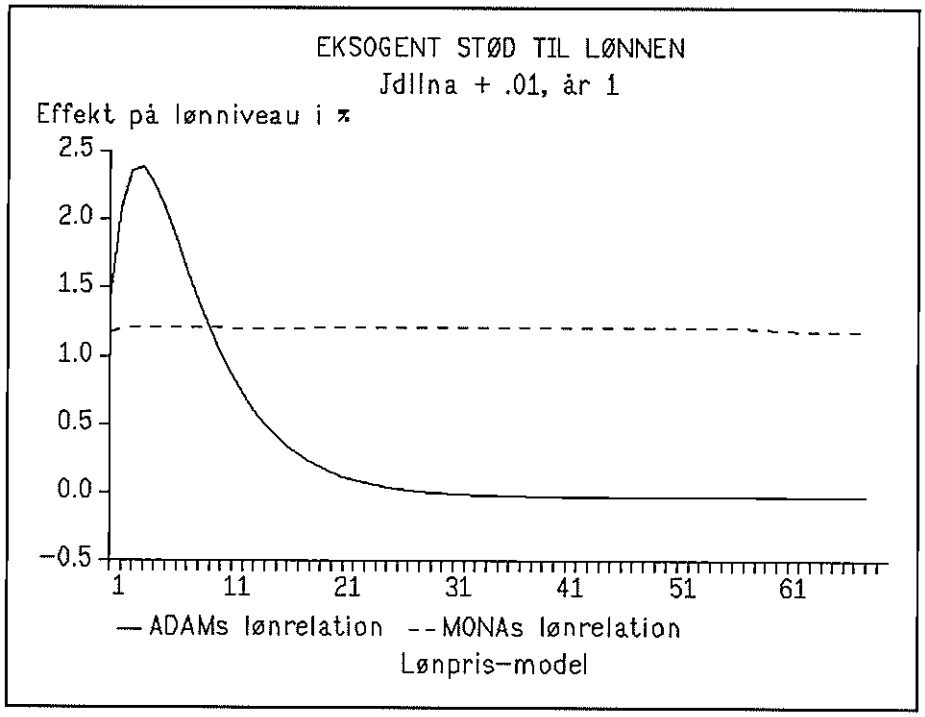
(SE FIGUR 1)

Figuren illustrerer to centrale forskelle mellem ADAMs og MONAs lønrelation. For det første ses en væsentligt **stærkere lønpris-spiral med ADAMs**

[3]Lønpris-modellen består foruden af lønligningerne af ligningerne til bestemmelse af forbrugerpriserne, nettopriserne, outputpriserne og enhedslønomkostningerne. Endvidere indgår til bestemmlese af pyfn ligningerne til bestemmelse af erhvervenes BFI og råvareforbrug i løbende priser samt til formålet konstruerede hjælpeligninger til at endogenisere erhvervenes moms (Sigx<i> antages proportional med Xmx<i>).

lønrelation. Det ses, hvorledes det initiale stød til lønnen bliver forstærket via denne spiral. Effekten på lønnen topper 4. år, hvorefter effekten fra fejlkorrektionsleddet begynder at dominere, og en nedadgående lønpris-spiral, der konvergerer mod 0, startes. Heroverfor står MONAs lønrelation, der indgår i en mere begrænset løn-pris-spiral, hvor næsten den fulde effekt ses 1. år.

FIGUR 1



For det andet ses forskellen i **langsigtsegenskaber**. Det ses, hvorledes fejlkorrektionsleddet i ADAMs lønrelation trækker lønnen ned mod den teoretiske langsigtseffekt på 0; det ses dog, at denne tilpasning tager meget lang tid. MONAs lønrelation besidder derimod ingen stabiliserende effekter i en ren lønpris-model uden real feed-back, og derfor har et temporært stød til lønnen permanente effekter.

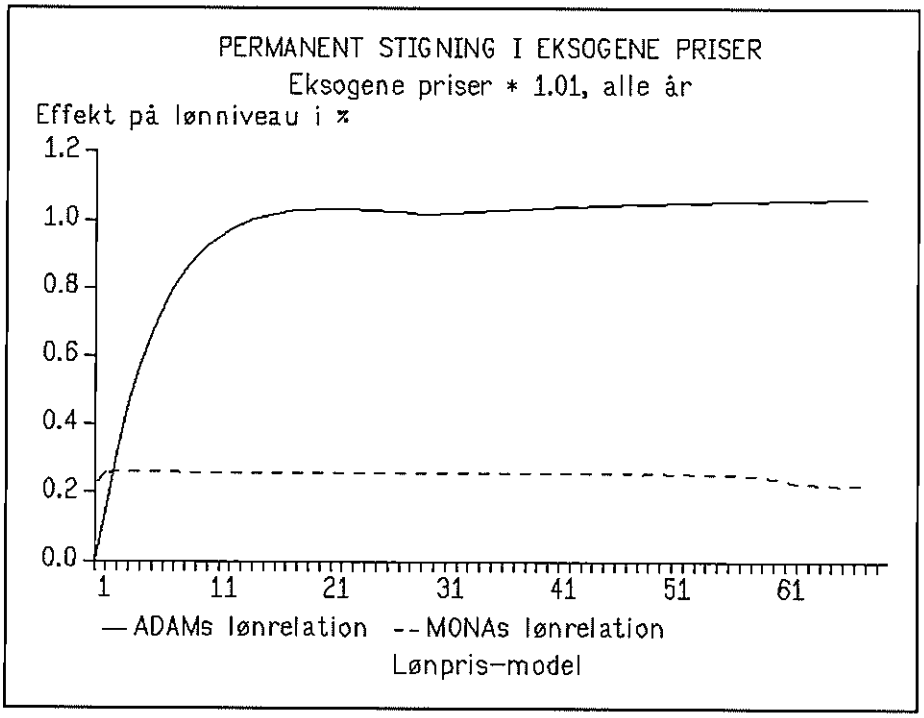
Omstående figur 2 viser effekterne af en permanent stigning i de eksogene priser.

(SE FIGUR 2)

I figuren ses igen **forskellen i langsigtsegenskaber**. ADAMs lønrelation implicerer via fejlkorrektionsleddet homogenitet, og dette ses i vid udstrækning også

at gælde i den samlede lønpris-model[4]. Anvendelsen af MONAs lønrelation resulterer derimod i et klart brud med homogeniteten. **På kort sigt** er det bemærkelsesværdigt, at lønnen - trods den generelt stærkere lønpris-spiral - påvirkes mindst med ADAMs lønrelation (også jf tabel 2). Baggrunden er anvendelsen af forskellige prisindeks. I **MONAs lønrelation** påvirker de eksogene priser ret umiddelbart lønnen via det direkte importindhold i netto-prisindekset, og de fulde effekter opnås næsten øjeblikkeligt. Med **ADAMs lønrelation** findes denne effekt også, men i mere begrænset omfang (jf koefficienterne til pcp/pyfn hhv. pcpn). På helt kort sigt er der imidlertid også en modsatrettet effekt på lønnen via BFI-deflatoren. I første omgang stiger erhvervenes råvareforbrug i løbende priser mere end output-priserne, hvilket definitorisk trækker BFI-deflatoren nedad - profitten klemmes på kort sigt. Løneffekten på 0.00 det første år er således resultatet af to modsatrettede effekter, der ophæver hinanden.

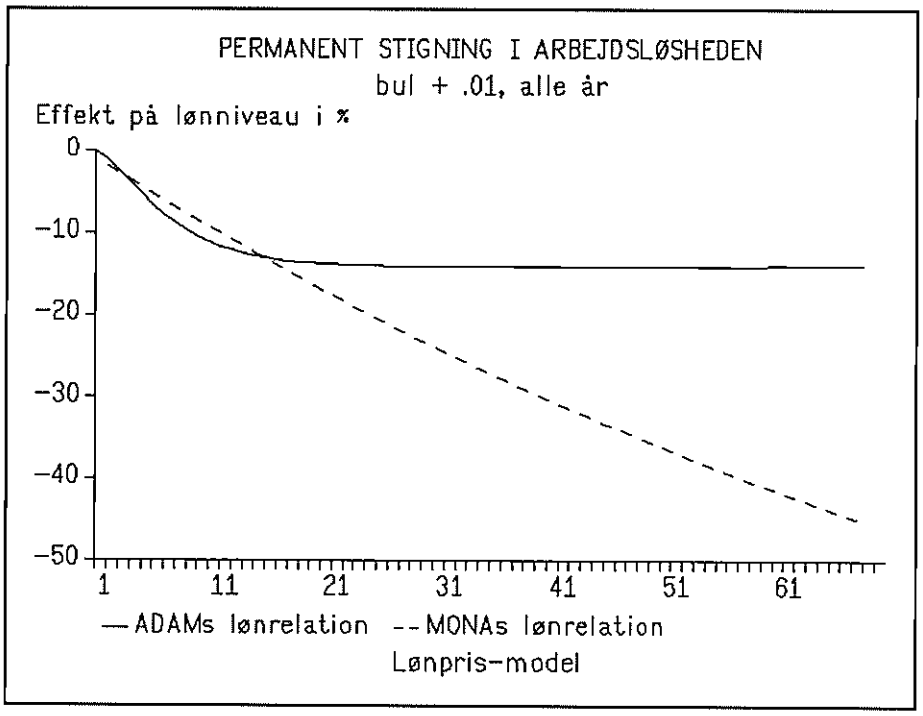
FIGUR 2



Figur 3 på næste side viser effekterne af en permanent stigning i arbejdsløsheden.

[4]Bemærk, at ADAMs prisligninger ikke er pålagt noget strikt krav om homogenitet. Konstruktionen af eksperimentet med bl.a. konstante punktafgifter, moms- og toldsatser, ikke-varetilknyttede afgifter og indirekte lønomkostninger gør endvidere, at eksperimentet ikke kan forventes at give præcis 1 % stigning i alle endogene priser.

FIGUR 3



Igen illustreres de to fundamentale forskelle mellem de to lønrelationer. Med **MONAs lønrelation** sættes en relativt behersket lønpris-spiral i gang, der sænker lønnen med en lille procent pr år. Da der imidlertid mangler stabiliserende effekter fortsætter denne proces i det uendelige. I **ADAMs lønrelation** optræder effekten på lønnen af en stigning i arbejdsløsheden først med et års lag. Herefter sættes fart i lønpris-spiralen, der allerede efter 4 år har "indhentet og overhalet" MONA. Efter ca. 10 år begynder effekterne at klinge af, og vi bevæger os ind mod en ny ligevægt med permanent lavere løn.

Det er åbenlyst, at de to lønrelationer har klart forskellige egenskaber.

På **kort sigt** er det centralt, at den **samlede lønpris-spiral er kraftigst med ADAMs lønrelation**, hvilket alt andet lige vil give anledning til hurtigere crowding-out. Baggrunden for den stærkere lønpris-spiral er kun delvis forskelle i koefficientstørrelser. Forskellen i lønpris-sprialens styrke er også et resultat af ADAMs anvendelse af BFI-deflatoren fremfor MONAs nettoprisindeks. Det større lønindhold i BFI-deflatoren giver anledning til at forskellen i spiralens styrke er større end koefficienterne til de respektive prisindeks umiddelbart giver indtryk af.

På **langt sigt** er **fejlkorrektionsleddets rolle i ADAMs lønrelation** central. Via fejlleddet bindes langsigtsegenskaberne i forbindelse med en endogen prisbestemmelse på en teoretisk tilfredsstillende måde; to væsentlige implikationer af fejlleddet er således homogenitet, sådan at løn og priser påvirkes med en elasticitet på een af en ændring i de eksogene priser, og at et temporært stød til lønnen ikke har permanente effekter. MONAs lønrelation implicerer

ikke disse ønskværdige langsigtsegenskaber i en ren lønpris-model, idet der ikke optræder nogen stabiliserende effekter. Dette betyder dog ikke nødvendigvis, at man ikke kan få acceptable langsigts-multiplikatorer med anvendelse af MONAs lønrelation, idet arbejdsløsheden - via prisernes og lønningernes påvirkning af konkurrenceevne og udenrigshandel - i en samlet model vil kunne virke som en **overordnet fejlkorrektionsmekanisme**, der kan bringe langsigtsegenskaberne på plads. Det kan således argumenteres, at langsigtsegenskaberne ikke nødvendigvis skal indbygges direkte i lønrelationen, men at de - som de følgende multiplikatoreksperimenter med hele ADAM vil vise - kan være et resultat af samspillet mellem løn, priser, udenrigshandel og arbejdsløshed. Et synspunkt må dog være, at grundlæggende sammenhænge med fordel bør gøres eksplicitte, hvad enten de optræder i den ene eller den anden relation.

MULTIPLIKATOR EKSPERIMENTER - SAMLET MODEL

I de følgende afsnit foretages simulationer med hele ADAM, november 1989 over en periode på 25 år. Der foretages en række eksperimenter dels med ADAMs egen lønrelation - i det følgende blot kaldet ADAM - og dels med MONAs - kaldet MONA.

EKSOGENT STØD TIL LØNNEN

Effekterne af et eksogent, temporært stød til lønnen - svarende til eksperimentet illustreret i figur 1 - fremgår af følgende tabel 3:

Tabel 3 Temporært stød til lønnen; Jdllna + .01, første år.

	ADAM	MONA	ADAM	MONA	ADAM	MONA	ADAM	MONA
	lna		pcp		fE-fM		Ul	
År								
1	1.42	0.94	0.51	0.34	- 553	-369	2.77	1.85
2	1.90	0.86	0.72	0.34	-1166	-618	6.28	3.48
3	1.85	0.77	0.71	0.30	-1558	-736	7.51	3.54
4	1.50	0.69	0.58	0.27	-1627	-759	6.24	2.78
5	1.07	0.63	0.42	0.25	-1389	-704	4.44	2.40
10	-0.25	0.36	-0.10	0.14	- 294	-456	-0.12	1.65
20	0.02	0.11	0.01	0.04	19	-150	0.28	0.66
25	-0.03	0.04	-0.02	0.01	70	- 56	0.05	0.43

Anm. *Effekterne for lna og pcp er angivet i procentvis afvigelse fra grundforløb, for fE-fM i mio. kr. og for Ul i antal 1000.*
I bilag 2 findes mere fyldestgørende tabeller.

Den stærkere **lønpris-spiral** i ADAM, giver anledning til klart større løn- og prisstigninger de første år, end når MONAs lønrelation anvendes. I begge tilfælde øges ledigheden pga. faldet i netto-eksporten, hvilket virker stabiliserende på lønninger og priser, og ADAMs større løn- og prisstigninger dæmpes efterhånden, således at løn- og prisniveauet er det samme med de to lønrelationer efter 6-7 år. På grund af dynamikken i lønpris-spiralen samt den

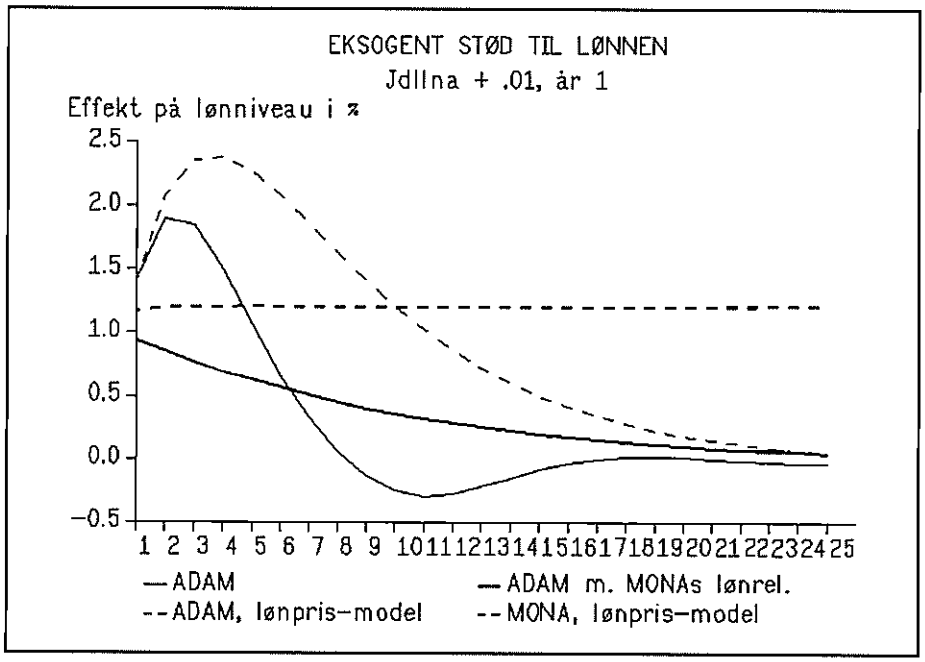
reale feedback bliver pris- og løneffekterne herefter væsentlig hurtigere mindre i ADAM, og resultatet bliver, at løn- og prisniveau efter 9 år er lavere end i udgangskørslen. Overfor disse dæmpede svingninger står den monotone, men meget langsomme indsvingning i MONA.

Som det ses af tabellen er spejlbilledet af pris- og løn-udviklingen **reale bevægelser**. Det højere lønpris-niveau i ADAM de første 6 år giver anledning til større påvirkning af de reale størrelser, hvorefter de reale forstyrrelser er størst i MONA. På denne måde bliver de reale bevægelser, der er nødvendige for at bringe modellen tilbage til en langsigtet ligevægt, trukket ud over et betydeligt antal år, når MONAs lønrelation anvendes. I ADAM tages en væsentlig del af den reale tilpasning i de første år.

I forhold til den rene lønpris-model ses en række interessante forskelle. **For det første** ses generelt mindre effekter på løn- og priser, når der simuleres med den fulde model. Årsagen er, at den reale feedback fra arbejdsløsheden eentydigt virker stabiliserende. **For det andet** ses, at de reale effekter giver anledning til, at de uacceptable langsigtsegenskaber ved anvendelsen af MONAs lønrelation bliver næsten identiske med dem, der fås ved anvedelsen af ADAMs fejlkorrektionsspecifikation. Baggrunden er, at arbejdsløsheden i en samlet model virker som en slags overordnet fejlkorrektion. **For det tredie** ses, hvorledes ADAMs stærke lønpris-spiral giver anledning til så kraftige reale reaktioner, at den monotone bevægelse mod langsigtsligevægten i den rene lønpris-model bliver afløst af dæmpede svingninger ind imod ligevægten.

Nedenstående figur opsummerer forskellene mellem lønrelationerne.

FIGUR 4.



De to fuldt optrukne kurver viser effekterne når der simuleres med hele ADAM med hhv. ADAMs lønrelation (normal) og med MONAs (fed), jf tabel 3. Til sammenligning er indlagt to stiplede kurver - svarende til figur 1 - der viser effekterne, når der simuleres ved den rene lønpris-model. Ved at sammenholde de fuldt optrukne med de stiplede grafer fås et indtryk af, hvorledes det reale feedback påvirker lønudviklingen.

STIGNING I MOMSEN

Effekterne af en forøgelse af momssatsen med 1 procent-point fremgår af nedenstående tabel 4:

Tabel 4 Permanent stigning i momsen; tg + .01, alle år.

	ADAM	MONA	ADAM	MONA	ADAM	MONA	ADAM	MONA
	lna		pcp		fE-fM		ul	
År								
1	0.09	-0.02	0.65	0.61	557	603	2.74	2.52
2	0.14	-0.15	0.68	0.57	709	872	6.39	5.59
3	-0.07	-0.34	0.60	0.50	955	1226	8.28	7.13
4	-0.46	-0.53	0.48	0.41	1118	1331	8.06	7.30
5	-0.91	-0.70	0.26	0.33	1384	1450	6.34	6.50
10	-1.81	-1.18	-0.12	0.12	2499	1955	0.12	2.48
20	-1.05	-1.39	0.05	0.02	2085	2649	1.60	0.05
25	-1.04	-1.37	0.05	0.02	2279	2882	1.24	-0.32

Anm. I bilag 2 findes mere fyldestgørende tabeller.

En forøgelse af momssatsen påvirker i **ADAM** lønnen ad to kanaler. For det første bevirker en højere moms, at forbrugerpriserne øges, hvilket via leddet Dlog(pcp/pyfn) hæver lønnen. For det andet leder de øgede forbrugerpriser til fald i den disponible realindkomst, faldende forbrug og øget ledighed, hvilket virker negativt ind på lønnen. I ADAM er der således tale om to modsatrettede effekter, hvoraf den positive effekt fra forholdet mellem forbrugerpriser og BFI-deflator dominerer på 1-2 års sigt. På længere sigt forsvinder den positive effekt helt, og allerede efter 3 år er effekten fra ledigheden så stor, at lønnen falder ned under udgangsforløbet. Den maksimale negative effekt på lønnen nås efter 9-10 år.

I **MONA** ses på kort sigt den modsatte effekt på lønnen, idet lønnen allerede fra første år falder. Dette skyldes naturligvis, at den positive effekt fra den relative forbrugerpris ikke findes i denne lønrelation, og der er således intet til at modvirke den negative effekt fra ledigheden. Lønnen falder på længere sigt jævnt mod et niveau omkring 1.4 procent under udgangsniveauet, hvilket er en noget kraftigere effekt end i ADAM[5].

[5]Et eksperiment, hvor de direkte skatter øges giver resultater, der ligner dette eksperiment meget. På kort sigt fås en stigning i lønnen med ADAMs lønrelation på grund af skattestigningen, mens langsigtseffekten er negativ på grund af en permanent forøgelse af ledigheden. Med MONAs lønrelation er

På længere (20-25 års) sigt ses i ADAM noget, der ligner det tradeoff mellem lønniveau og ledighed, der impliceres af lønrelationens fejlkorrektionsled. I forhold til lønrelationen vil en permanent højere ledighed og lavere lønniveau således være forenelig med en stabil ligevægt[6]. I MONA er der ikke nogen sammenhæng mellem lønniveau og ledighed. Set isoleret i forhold til MONAs lønrelation må en stabil ligevægt kræve uændret ledighed, mens lønniveauet er ubestemt. Med MONAs lønrelation er lønniveauet grundlæggende bestemt som summen af de historiske lønstigninger og som sådan en funktion af dels den historiske inflation og dels af den historiske udvikling i ledighedsniveauet; derimod er der ingen speciel sammenhæng mellem lønniveauet og det aktuelle ledighedsniveau. Denne **forskel i langsigtsegenskaber** afspejler sig i, at den sammenhæng mellem lønniveau og ledighed, der ses i ADAM, ikke er til stede når MONAs lønrelation anvendes; tværtimod ses efter 25 år en negativ effekt på både ledighed og lønniveau.

FORØGELSE AF DET OFFENTLIGES VAREKØB

Effekterne af en permanent forøgelse af det offentliges varekøb på 1 mia. fremgår af tabel 5:

Tabel 5 Permanent forøgelse af offentligt varekøb; Jdfxov + 1000 første år.

	ADAM	MONA	ADAM	MONA	ADAM	MONA	ADAM	MONA
	lna		pcp		fE-fM		Ul	
År								
1	0.02	0.04	-0.03	-0.02	-508	-518	-2.33	-2.29
2	0.13	0.16	0.02	0.04	-645	-672	-4.42	-4.31
3	0.35	0.27	0.12	0.09	-763	-753	-4.06	-4.10
4	0.61	0.36	0.23	0.14	-827	-715	-2.61	-3.14
5	0.82	0.41	0.31	0.16	-984	-738	-1.09	-2.20
10	0.88	0.56	0.34	0.22	-1307	-966	0.60	-0.74
20	0.57	0.62	0.23	0.25	-1122	-1228	-0.22	0.06
25	0.53	0.60	0.21	0.24	-1168	-1295	-0.07	0.24

Anm. I bilag 2 findes mere fyldestgørende tabeller.

En permanent finanspolitisk ekspansion giver på kort sigt anledning til et kraftigt fald i ledigheden, der hæver lønnen. Effekten på ledigheden mindskes dog hurtigt på grund af crowding-out primært via udenrigshandlen. Det ses, hvorledes løneffekterne er marginalt størst i MONA på helt kort sigt, hvilket skyldes, at ledigheden her optræder ulagget i modsætning til i ADAM. Den

---

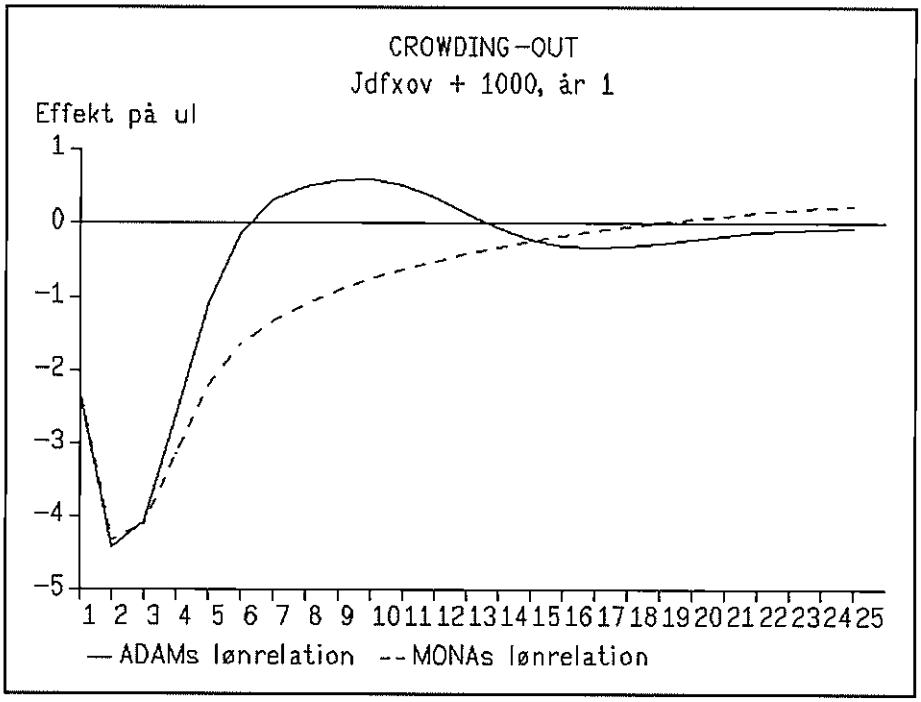
der ingen direkte effekter af en skattestigning, hvorfor der på kort sigt fås modsat fortegn på lønnen.

[6]Det er klart, at lønniveauet i en samlet model på lang sigt bl.a. bliver bestemt af forholdet til udlandet. Man kunne argumentere, at et permanent lavere lønniveau ville indebære en permanent forbedring af betalingsbalancen, der enten via kapitalindstrømning og deraf følgende rentefald eller via formueopbygning og deraf følgende forbrugsudvidelse, ultimativt ville indebære en redressering af ledighed og lønniveau. I ADAM er disse kræfter imidlertid ikke overvældende stærke.

kraftigere prisløn-spiral i ADAM giver imidlertid hurtigt større løneffekter, der topper med en lønstigning på 1 procent efter 7 år, hvorefter effekten langsomt bevæger sig mod et niveau på godt ½ procent over udgangsniveauet efter 25 år. I MONA ses en næsten monoton bevægelse mod det samme niveau efter 25 år.

Det ses, hvorledes ADAM giver væsentligt større crowding-out på mellemlangt sigt, hvilket er en selvfølgelig konsekvens af den kraftigere lønpris-spiral. Allerede efter 7 år er der således fuld crowding-out - målt på arbejdsløsheden[7] - med ADAMs lønrelation, mens det tager 19 år med MONAs lønrelation. Nedenstående graf illustrer crowdig-out egenskaberne.

FIG 5



[7]Det bemærkes, at på grund af skift i efterspørgslen og dermed i produktionsstrukturen sker der en ændring i den aggregerede produktivitet. Dette medfører, at der ikke er nogen simpel sammenhæng mellem samlet BNP og ledigheden.

APPENDIKS

Omskrivning af MONAs lønrelation

MONAs lønrelation har følgende udseende[8]

Dlog(lna) = - .1861*ul/u + 0.4152*Dlog(ncp)- .6495*Dlog(maxtid2) + .0469*log(komp) + .0477

Variabel-navnene er MONAs, men kan uden at gøre meget vold omsættes til ADAMs nomenklatur som følger:

MONA	ADAM	Bemærkning
lna	lna	Der er en proportionalitets-faktor uden betydning til forskel.
ul	Ul	Ubetydelige afvigelser
u	Ua	Mindre afvigelser
ncp	pcpn	Ubetydelige afvigelser
maxtid2	Ha	Ubetydelige afvigelser
komp	btyd	Mindre afvigelser

Omskrivningen fra kvartals- til årsniveau er sket ved at bibeholde koefficienterne til variablerne i ændringer og multiplicere koefficienterne til variabler i niveau med 4:

Dlog(lna) = - .7444*(Ul/Ua) + .4152*Dlog(pcpn) - .6495*Dlog(Ha) + .1878*log(btyd) + .1908

[8]Mona, august 1989, Nationalbankens forskningsgruppe.

BILAG 1

Tabel svarende til figur 1.

Eksogent stød til lønnen, 1% op 1. år.

	ADAM		MONA	
	effekt på lønniveau i %			
	lna	pcp	lna	pcp
1. år	1.41	0.46	1.17	0.38
2. år	2.09	0.75	1.20	0.45
3. år	2.36	0.87	1.21	0.46
4. år	2.38	0.89	1.21	0.46
5. år	2.27	0.86	1.21	0.46
10. år	1.21	0.46	1.21	0.46
20. år	0.18	0.07	1.21	0.46
30. år	0.00	0.00	1.21	0.47

Tabel svarende til figur 2

Alle eksogene priser op permanent 1 %.

	ADAM		MONA	
	effekt på lønniveau i %			
	lna	pcp	lna	pcp
1. år	0.00	0.42	0.23	0.49
2. år	0.15	0.51	0.26	0.56
3. år	0.32	0.58	0.26	0.57
4. år	0.46	0.64	0.26	0.57
5. år	0.58	0.68	0.26	0.57
10. år	0.89	0.81	0.26	0.57
20. år	1.03	0.86	0.26	0.57
30. år	1.02	0.85	0.26	0.56

Tabel svarende til figur 3

Arbejdsløshedsprocenten permanent op 1 %-point.

	ADAM		MONA	
	effekt på lønniveau i %			
	lna	pcp	lna	pcp
1. år	0.00	0.00	-0.86	-0.28
2. år	- 0.92	- 0.30	-1.74	-0.61
3. år	- 2.26	- 0.78	-2.61	-0.94
4. år	- 3.73	- 1.32	-3.47	-1.27
5. år	- 5.19	- 1.86	-4.32	-1.59
10. år	-10.49	- 3.87	-8.48	-3.19
20. år	-13.66	- 5.09	-16.20	-6.19
30. år	-14.06	- 5.25	-23.22	-8.96

Bilag 2

Tabel 1, JDLLNA + 0.01, første år, ADAM's lønrelation

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
												- ABSOLUT FORSKEL -													
FY	-611	-1039	-932	-604	-402	-394	-422	-329	-137	54	167	196	167	114	55	2	-42	-74	-93	-98	-94	-85	-74	-64	-58
FM	194	273	296	350	317	184	46	-23	-25	-3	7	-1	-15	-28	-37	-40	-42	-43	-42	-40	-38	-36	-34	-34	-34
FE	-359	-893	-1262	-1277	-1072	-783	-498	-249	-43	114	214	255	242	196	136	78	30	-2	-18	-21	-14	-2	12	25	36
FCP	125	542	1158	1336	1133	693	298	45	-92	-180	-252	-296	-298	-263	-208	-151	-103	-69	-49	-40	-42	-50	-61	-73	-86
FCO	2	3	2	1	0	1	2	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
FIP	-59	-239	-460	-397	-306	-264	-274	-213	-82	73	193	252	255	223	175	123	75	35	6	-10	-16	-14	-8	0	6
FIH	-51	-10	68	125	115	67	17	-13	-25	-30	-38	-46	-54	-59	-61	-63	-64	-64	-63	-62	-60	-58	-56	-55	-53
FIL	-75	-168	-142	-42	45	76	78	78	80	74	56	31	6	-13	-23	-25	-23	-17	-11	-5	0	4	6	6	5
YW	5360	6945	6745	5682	4184	2587	1105	-104	-963	-1460	-1624	-1522	-1240	-872	-502	-193	16	115	116	42	-78	-213	-344	-454	-532
YR	-442	-58	322	505	448	254	74	-1	-15	-16	-30	-49	-60	-62	-57	-50	-48	-48	-50	-53	-60	-66	-76	-87	-99
SD	2984	3559	2864	2981	2732	2167	1417	694	143	-223	-452	-586	-632	-594	-490	-351	-214	-102	-26	12	17	-3	-42	-86	-128
TFOU	2903	5071	5673	5143	4044	2875	1847	942	150	-469	-840	-943	-823	-562	-242	72	337	532	653	708	713	693	663	641	642
TFOI	3626	4675	4310	4418	3895	2920	1787	777	37	-452	-756	-914	-936	-838	-660	-452	-260	-115	-25	10	-2	-43	-105	-170	-228
ENL	383	25	-607	-1112	-1273	-1104	-833	-653	-588	-566	-525	-466	-417	-403	-427	-480	-550	-626	-707	-787	-864	-938	-1011	-1082	-1153
IWBZ	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
UL	2.77	6.28	7.51	6.24	4.47	3.29	2.64	1.90	0.89	-0.12	-0.81	-1.08	-1.01	-0.76	-0.46	-0.18	0.03	0.18	0.26	0.28	0.26	0.21	0.15	0.09	0.05
												- PROCENTVIS FORSKEL -													
PCP	0.51	0.72	0.71	0.58	0.42	0.27	0.14	0.03	-0.05	-0.10	-0.12	-0.12	-0.09	-0.07	-0.04	-0.02	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00	0.00	-0.01	-0.01	-0.02
LNA	1.42	1.90	1.85	1.50	1.07	0.66	0.33	0.06	-0.13	-0.25	-0.30	-0.28	-0.22	-0.15	-0.08	-0.03	0.00	0.02	0.02	0.02	0.00	-0.01	-0.02	-0.03	-0.03

Tabel 1m, JDLLNA + 0.01, første år, MONA's lønrelation

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
												- ABSOLUT FORSKEL -													
FY	-408	-539	-394	-274	-291	-371	-403	-353	-286	-246	-233	-229	-222	-212	-202	-193	-184	-176	-169	-162	-157	-153	-150	-148	-147
FM	129	121	123	182	177	124	90	94	111	115	104	88	74	63	54	46	39	32	26	19	13	7	1	-4	-10
FE	-240	-497	-613	-577	-527	-486	-450	-413	-375	-341	-313	-290	-266	-244	-222	-201	-182	-164	-147	-131	-116	-103	-90	-77	-66
FCP	83	313	605	594	501	375	323	309	300	272	230	194	164	140	118	97	79	62	46	30	16	1	-14	-27	-41
FCO	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
FIP	-40	-149	-253	-164	-146	-168	-203	-174	-123	-78	-51	-39	-31	-23	-16	-10	-5	0	3	6	9	10	10	10	10
FIH	-33	7	43	58	42	22	10	6	5	0	-8	-16	-23	-29	-35	-40	-45	-49	-52	-54	-57	-59	-61	-62	-64
FIL	-50	-93	-54	-4	16	9	7	12	17	17	12	8	7	7	7	6	6	6	5	5	5	4	4	4	3
YW	3587	3146	2885	2839	2755	2562	2317	2140	2038	1964	1878	1773	1660	1549	1440	1334	1230	1128	1029	931	834	736	636	534	431
YR	-297	80	197	195	121	52	24	37	44	40	29	21	13	4	-6	-17	-27	-38	-49	-60	-72	-84	-99	-112	-128
SD	1997	1583	1157	1737	1776	1650	1471	1364	1320	1273	1198	1110	1031	966	905	845	784	726	668	612	556	500	445	388	332
TFOU	1945	2608	2600	2466	2348	2283	2217	2105	1978	1870	1790	1729	1674	1621	1569	1521	1476	1436	1400	1370	1344	1323	1306	1292	1281
TFOI	2426	2141	1840	2415	2398	2193	1968	1840	1783	1717	1613	1497	1393	1303	1218	1133	1050	969	891	814	738	663	587	511	436
ENL	258	-80	-380	-538	-556	-498	-476	-520	-586	-633	-654	-671	-694	-725	-761	-800	-843	-891	-943	-999	-1060	-1125	-1194	-1268	-1348
IWBZ	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
UL	1.85	3.48	3.54	2.78	2.40	2.43	2.50	2.30	1.95	1.65	1.46	1.35	1.25	1.15	1.05	0.96	0.88	0.80	0.73	0.66	0.60	0.55	0.51	0.47	0.43
												- PROCENTVIS FORSKEL -													
PCP	0.34	0.34	0.30	0.27	0.25	0.23	0.21	0.18	0.16	0.14	0.13	0.12	0.10	0.09	0.08	0.07	0.06	0.06	0.05	0.04	0.04	0.03	0.03	0.02	0.02
LNA	0.94	0.86	0.77	0.69	0.63	0.57	0.51	0.45	0.40	0.36	0.32	0.29	0.26	0.23	0.20	0.18	0.16	0.14	0.12	0.11	0.09	0.08	0.07	0.06	0.04

Tabel 2, TG + 0.01, alle år, ADAM's lønrelation

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
	- ABSOLUT FORSKEL -																								
FY	-1301	-1959	-2377	-2270	-2025	-1796	-1658	-1548	-1440	-1348	-1308	-1335	-1425	-1544	-1664	-1770	-1856	-1919	-1963	-1991	-2013	-2032	-2054	-2079	-2109
FM	-635	-888	-1144	-1149	-1126	-1110	-1129	-1140	-1128	-1098	-1071	-1057	-1060	-1070	-1083	-1095	-1105	-1114	-1123	-1133	-1144	-1158	-1175	-1195	-1217
FE	-78	-179	-189	-31	258	600	916	1160	1320	1401	1415	1378	1297	1201	1107	1030	976	947	941	952	972	997	1022	1044	1062
FCP	-1318	-1630	-1971	-2057	-2283	-2611	-2977	-3258	-3423	-3496	-3519	-3518	-3502	-3479	-3459	-3454	-3471	-3512	-3572	-3650	-3742	-3842	-3947	-4053	-4159
FCO	5	7	8	8	7	7	7	7	6	6	5	5	6	6	6	7	7	7	7	8	8	8	8	9	9
FIP	-243	-520	-739	-716	-539	-310	-114	49	190	306	379	397	361	290	207	130	68	27	4	-2	4	17	32	47	59
FIH	-180	-407	-540	-618	-668	-708	-737	-748	-739	-716	-688	-658	-628	-598	-569	-540	-511	-483	-456	-430	-403	-378	-352	-327	-301
FIL	-121	-118	-90	-5	74	117	120	102	78	54	28	3	-19	-34	-39	-37	-29	-20	-10	-2	4	6	7	6	4
YW	-135	-636	-1951	-3759	-5670	-7415	-8831	-9838	-10433	-10671	-10640	-10445	-10190	-9975	-9878	-9948	-10203	-10631	-11202	-11876	-12614	-13384	-14166	-14950	-15737
YR	-722	-842	-1040	-1074	-1178	-1325	-1497	-1626	-1711	-1771	-1834	-1910	-1998	-2095	-2197	-2304	-2421	-2542	-2670	-2805	-2948	-3096	-3249	-3407	-3569
SD	67	-386	-1161	-1844	-2523	-3197	-3901	-4546	-5053	-5384	-5562	-5640	-5661	-5660	-5660	-5688	-5772	-5927	-6159	-6465	-6831	-7248	-7701	-8176	-8661
TFOU	975	1488	1309	382	-1069	-2625	-4006	-5097	-5912	-6486	-6852	-7045	-7128	-7188	-7307	-7552	-7963	-8555	-9320	-10237	-11276	-12407	-13604	-14851	-16133
TFOI	2665	2083	1071	197	-765	-1760	-2760	-3601	-4179	-4468	-4520	-4412	-4208	-3963	-3715	-3508	-3380	-3347	-3412	-3564	-3784	-4052	-4347	-4650	-4948
ENL	1105	1510	1859	1903	2029	2295	2720	3183	3618	4020	4425	4857	5325	5820	6340	6891	7487	8139	8860	9660	10548	11530	12610	13792	15084
IWBZ	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.003	-0.003	-0.003	-0.003
UL	2.74	6.39	8.28	8.06	6.34	4.39	2.80	1.65	0.77	0.12	-0.23	-0.27	-0.01	0.41	0.85	1.21	1.46	1.59	1.63	1.60	1.52	1.44	1.36	1.29	1.24
	- PROCENTVIS FORSKEL -																								
PCP	0.65	0.68	0.60	0.44	0.26	0.10	-0.02	-0.09	-0.12	-0.12	-0.09	-0.04	0.01	0.06	0.11	0.14	0.16	0.17	0.18	0.17	0.17	0.17	0.17	0.17	0.17
LNA	0.09	0.14	-0.07	-0.46	-0.91	-1.31	-1.60	-1.76	-1.83	-1.81	-1.72	-1.60	-1.47	-1.33	-1.23	-1.14	-1.09	-1.07	-1.05	-1.05	-1.06	-1.06	-1.06	-1.05	-1.04

Tabel 2m, TG + 0.01, alle år, MONA's lønrelation

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
	- ABSOLUT FORSKEL -																								
FY	-1254	-1814	-2229	-2237	-2154	-2039	-1954	-1876	-1811	-1759	-1725	-1702	-1691	-1683	-1678	-1674	-1673	-1674	-1677	-1681	-1688	-1697	-1707	-1716	-1724
FM	-653	-943	-1213	-1208	-1168	-1111	-1089	-1081	-1086	-1098	-1117	-1139	-1163	-1185	-1204	-1222	-1239	-1257	-1275	-1292	-1310	-1329	-1348	-1366	-1384
FE	-50	-71	-13	123	282	434	565	677	773	857	933	1002	1060	1113	1162	1208	1249	1288	1324	1357	1389	1418	1446	1473	1498
FCP	-1331	-1698	-2140	-2274	-2426	-2568	-2732	-2881	-3021	-3152	-3281	-3402	-3514	-3617	-3714	-3809	-3902	-3993	-4083	-4171	-4260	-4351	-4441	-4530	-4619
FCO	5	6	8	8	8	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	8	8	8
FIP	-239	-496	-682	-655	-527	-356	-207	-80	20	96	147	180	198	208	214	217	220	221	222	223	223	222	222	222	223
FIH	-176	-402	-550	-647	-701	-730	-739	-735	-721	-702	-680	-655	-627	-597	-566	-533	-501	-467	-434	-400	-366	-331	-297	-261	-224
FIL	-115	-96	-64	0	44	63	62	54	45	37	31	26	21	18	16	14	13	12	11	10	9	8	7	7	7
YW	-563	-1804	-3066	-4210	-5122	-5920	-6663	-7386	-8093	-8796	-9507	-10234	-10971	-11712	-12460	-13218	-13992	-14786	-15602	-16442	-17310	-18211	-19146	-20118	-21126
YR	-691	-799	-1108	-1240	-1382	-1480	-1572	-1641	-1710	-1788	-1878	-1975	-2078	-2186	-2297	-2409	-2523	-2637	-2753	-2870	-2989	-3106	-3224	-3339	-3450
SD	-171	-1011	-1676	-2031	-2383	-2749	-3178	-3615	-4039	-4444	-4840	-5237	-5632	-6022	-6409	-6801	-7203	-7616	-8039	-8472	-8915	-9371	-9837	-10312	-10791
TFOU	751	795	499	-49	-754	-1481	-2197	-2892	-3578	-4261	-4948	-5647	-6367	-7119	-7908	-8736	-9605	-10518	-11478	-12487	-13546	-14656	-15816	-17026	-18281
TFOI	2395	1351	446	-4	-431	-847	-1318	-1774	-2198	-2587	-2957	-3314	-3660	-3993	-4314	-4632	-4950	-5272	-5596	-5923	-6254	-6592	-6934	-7276	-7615
ENL	1081	1487	1968	2153	2351	2553	2830	3144	3500	3895	4336	4819	5346	5914	6526	7190	7909	8690	9539	10459	11460	12549	13732	15014	16406
IWBZ	0.000	0.000	0.000	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.003	-0.003	-0.003	-0.003
UL	2.52	5.59	7.13	7.30	6.50	5.50	4.57	3.77	3.07	2.48	1.99	1.60	1.29	1.03	0.81	0.61	0.44	0.29	0.16	0.05	-0.05	-0.13	-0.20	-0.27	-0.32
	- PROCENTVIS FORSKEL -																								
PCP	0.61	0.57	0.50	0.41	0.33	0.27	0.22	0.18	0.15	0.12	0.10	0.09	0.07	0.06	0.05	0.04	0.03	0.03	0.03	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
LNA	-0.02	-0.15	-0.34	-0.53	-0.70	-0.84	-0.95	-1.05	-1.12	-1.18	-1.23	-1.27	-1.30	-1.33	-1.35	-1.36	-1.38	-1.38	-1.39	-1.39	-1.39	-1.39	-1.39	-1.38	-1.37

Tabel 3, JDFXOV 1000, første år, ADAM's lønrelation

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
	- ABSOLUT FORSKEL -																								
FY	965	1121	1010	693	484	386	356	330	301	283	290	315	353	388	410	420	418	409	395	378	362	347	334	325	315
FM	514	629	653	550	515	522	546	553	544	530	520	517	519	522	523	523	522	521	520	520	521	522	523	526	528
FE	6	-16	-110	-277	-469	-632	-737	-787	-795	-777	-743	-701	-657	-619	-592	-577	-574	-579	-590	-602	-615	-625	-633	-637	-640
FCP	208	309	371	351	496	675	813	864	854	817	774	732	693	658	631	615	609	611	620	631	643	655	665	674	679
FCO	913	904	900	905	909	912	915	919	923	926	930	933	937	941	944	948	952	955	959	963	967	971	975	978	982
FIP	236	407	431	271	98	-29	-98	-141	-171	-188	-184	-160	-124	-85	-53	-31	-20	-18	-22	-30	-40	-50	-58	-64	-69
FIH	36	85	70	53	47	54	59	56	48	37	26	16	7	-2	-11	-21	-30	-39	-48	-58	-67	-77	-86	-96	-107
FIL	79	62	-1	-60	-81	-73	-50	-29	-13	-2	6	12	16	17	13	9	3	-1	-4	-5	-6	-5	-5	-3	-2
YW	530	1383	2346	3328	4147	4723	5047	5159	5121	4998	4849	4723	4653	4663	4761	4943	5192	5488	5811	6143	6472	6789	7095	7393	7687
YR	686	596	618	581	634	701	755	772	768	760	759	765	774	784	795	807	820	832	845	858	870	878	886	891	891
SD	168	713	1186	1537	1863	2179	2483	2708	2832	2875	2879	2877	2887	2920	2980	3072	3200	3363	3555	3770	4000	4237	4478	4719	4957
TFOU	1439	1492	2115	3072	4067	4864	5421	5791	6054	6257	6434	6610	6820	7095	7459	7917	8468	9099	9797	10547	11338	12159	13006	13875	14767
TFOI	645	1343	1968	2449	2971	3479	3925	4226	4378	4425	4427	4429	4451	4512	4619	4778	4992	5257	5563	5901	6261	6632	7011	7396	7782
ENL	-756	-964	-1036	-953	-1058	-1285	-1562	-1804	-2006	-2189	-2382	-2592	-2820	-3064	-3325	-3609	-3921	-4267	-4649	-5071	-5533	-6037	-6585	-7181	-7822
IWBZ	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.002
UL	-2.33	-4.42	-4.06	-2.61	-1.09	-0.13	0.32	0.50	0.58	0.60	0.51	0.35	0.13	-0.07	-0.22	-0.30	-0.32	-0.31	-0.27	-0.22	-0.17	-0.12	-0.09	-0.08	-0.07
	- PROCENTVIS FORSKEL -																								
PCP	-0.03	0.02	0.12	0.23	0.31	0.36	0.38	0.38	0.36	0.34	0.31	0.29	0.26	0.24	0.23	0.23	0.22	0.22	0.22	0.23	0.23	0.22	0.22	0.22	0.21
LNA	0.02	0.13	0.35	0.61	0.82	0.95	1.00	0.99	0.94	0.88	0.81	0.74	0.68	0.63	0.60	0.58	0.58	0.57	0.57	0.57	0.57	0.56	0.55	0.54	0.53

Tabel 3m, JDFXOV 1000, første år, MONA's lønrelation

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
	- ABSOLUT FORSKEL -																								
FY	957	1104	1034	802	674	606	572	537	510	491	476	457	438	418	401	384	368	351	335	319	303	287	271	254	236
FM	519	641	650	519	462	446	459	470	483	497	511	520	528	533	538	543	548	552	556	559	562	566	568	570	571
FE	1	-31	-103	-196	-276	-334	-376	-409	-439	-469	-497	-524	-547	-569	-589	-608	-625	-641	-655	-669	-682	-694	-705	-715	-724
FCP	212	322	382	311	354	414	471	508	544	578	609	633	651	667	682	697	712	724	735	747	757	766	774	782	789
FCO	913	904	900	904	908	912	915	918	922	926	929	933	937	940	944	948	951	955	959	963	967	971	975	979	983
FIP	236	405	427	283	148	54	5	-30	-51	-64	-70	-74	-77	-81	-84	-87	-90	-92	-94	-97	-99	-101	-103	-105	-108
FIH	36	86	76	61	50	45	41	36	31	27	23	17	10	2	-7	-16	-27	-37	-48	-60	-72	-85	-98	-113	-128
FIL	78	59	2	-43	-49	-38	-25	-17	-12	-10	-9	-9	-8	-8	-7	-7	-6	-6	-6	-5	-5	-5	-5	-5	-4
YW	620	1547	2109	2437	2652	2887	3150	3427	3709	4002	4309	4623	4938	5251	5565	5883	6208	6540	6877	7223	7577	7940	8312	8693	9083
YR	684	601	670	657	688	698	705	706	719	738	760	781	800	818	834	849	863	873	882	889	893	894	890	883	870
SD	218	801	1053	1102	1208	1402	1637	1847	2033	2214	2401	2591	2780	2968	3156	3351	3552	3756	3963	4173	4387	4604	4822	5040	5258
TFOU	1496	1607	2036	2561	3068	3511	3923	4332	4752	5183	5632	6101	6595	7113	7656	8222	8813	9431	10078	10753	11458	12191	12953	13741	14556
TFOI	708	1460	1823	1900	2076	2351	2670	2960	3231	3501	3782	4065	4348	4632	4921	5220	5529	5845	6169	6502	6845	7198	7559	7927	8303
ENL	-754	-973	-1089	-1017	-1076	-1197	-1362	-1531	-1716	-1920	-2141	-2376	-2625	-2893	-3183	-3499	-3841	-4210	-4609	-5043	-5512	-6020	-6569	-7164	-7806
IWBZ	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002
UL	-2.29	-4.31	-4.10	-3.14	-2.20	-1.64	-1.32	-1.09	-0.90	-0.74	-0.62	-0.51	-0.41	-0.32	-0.23	-0.16	-0.10	-0.04	0.01	0.06	0.10	0.14	0.18	0.21	0.24
	- PROCENTVIS FORSKEL -																								
PCP	-0.02	0.04	0.09	0.14	0.16	0.18	0.19	0.20	0.21	0.22	0.23	0.23	0.24	0.24	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.24
LNA	0.04	0.16	0.27	0.36	0.41	0.46	0.49	0.52	0.54	0.56	0.57	0.59	0.60	0.60	0.61	0.61	0.62	0.62	0.62	0.62	0.61	0.61	0.61	0.60	0.60

John Smidt
Danmarks Statistik
Modelgruppen

Marts 1990

Boligmarkedet i en makroøkonomisk model, ADAM

Boligmarkedet kan med fordel analyseres indenfor rammerne af en makroøkonomisk model. Herved fokuseres på de grundlæggende økonomiske faktorer, der påvirker adfærden på boligmarkedet, mens sociale eller demografiske forhold kun inddrages i det omfang de virker gennem relevante økonomiske kanaler. Ved at betragte boligmarkedet som en integreret del af samfundsøkonomien opnås ikke alene en beskrivelse af, hvorledes de generelle økonomiske forhold påvirker adfærden på boligmarkedet, men samtidig tages der højde for, hvorledes boligmarkedet virker tilbage på den øvrige økonomi.

I det følgende beskrives i første del, hvorledes boligmarkedet er behandlet i den danske makroøkonomiske model, ADAM. De to centrale variabler, der bestemmes i del-modellen, er boliginvesteringerne og salgsprisen på eksisterende ejerboliger. Boliginvesteringerne bestemmes i henhold til Tobins Q, mens boligprisen bestemmes på baggrund af udbud og efterspørgsel. I andet afsnit vises, hvorledes ADAM kan anvendes til at forudsige boliginvesteringer og boligpris. Det vises, hvorledes antagelser om vækst, rente og demografi påvirker forudsigelserne. Endelig illustreres, hvorledes centrale parametre i adfærdsrelationerne på boligmarkedet er afgørende for resultaterne.

Boligmarkedet i ADAM

Beskrivelsen af boligmarkedet i ADAM baseres grundlæggende på udbud og efterspørgsel. Efterspørgslen efter boliger bestemmes både på kort og på langt sigt af en række økonomiske faktorer, hvoraf forventet disponibel realindkomst, renten og prisen på boliger er de centrale. Udbudet af boliger antages på kort sigt konstant, og det antages, at prisen på eksisterende boliger er tilstrækkelig fleksibel til at skabe ligevægt. På lang sigt antages boligudbudet - via boliginvesteringerne - fuldstændigt at tilpasse sig efterspørgslen. Boliginvesteringerne, antages bestemt af forholdet mellem prisen på eksisterende boliger og investeringsprisen - Tobins Q.

Boligmarkedets funktionsmåde beskrives lettest ved et eksempel.[1] Antag, at boligefterspørgslen stiger, fx fordi den forventede realindkomst øges, eller fordi renten falder. På kort sigt kan den øgede efter-

[1] De centrale ligninger i ADAMs boligmodel fremgår af appendixet.

spørgsel ikke tilfredsstilles, da udbudet af boliger er givet ved primobeholdningen. Efterspørgselsstigningen betyder derfor, at prisen på boliger - forstået som salgsprisen på eksisterende ejerboliger - øges. Herved elimineres overefterspørgslen, og boligmarkedet finder en midlertidig ligevægt.

De højere priser på eksisterende boliger giver - i henhold til Tobin's Q teori - anledning til en ændret investeringsadfærd. Stigningen i salgsprisen gør det nemlig mere profitabelt at opføre nye boliger, og de øgede bygherregevinster sætter derfor gang i boliginvesteringerne. De større investeringer er startskuddet til en dynamisk tilpasningsproces, der over tiden tilpasser boligudbudet til den øgede efterspørgsel.

Stigningen i boliginvesteringerne indebærer en stigning i boligbeholdningen, og dermed næste periodes udbud. Herved dæmpes stigningen i boligprisen, og boligmarkedet finder en ny midlertidig ligevægt. Både boligpris og investeringer vil dog pga. langsom tilpasning i flere perioder ligge over det niveau, der ville have været gældende, hvis efterspørgslen ikke var steget. Som følge af de større investeringer vil boligbeholdningen således fortsat stige, og denne proces med højere prisniveau, større investeringer og deraf følgende voksende boligbeholdning vil fortsætte indtil boligudbudet er vokset så meget, at prisen på eksisterende boliger er faldet tilbage til udgangsniveauet. I den nye langsigts ligevægt vil boligpris og boliginvesteringer være uforandrede og hele tilpasningen til den ændrede efterspørgsel vil være sket ved en større beholdning.

Det beskrevne boligmarked er et marked, hvor udbud og efterspørgsel hersker uden direkte offentlig indblanding. Denne beskrivelse er dækkende for det danske ejerboligmarked, der udgør mere end halvdelen af det totale boligmarked. Den anden halvdel af boligmarkedet - lejemarkedet - er ikke eksplicit beskrevet i ADAM, hvilket hænger sammen med, at dette marked i høj grad er under offentlig regulering.

Offentlige reguleringer af pris (husleje) og mængder (byggekvoter) bevirker, at lejemarkedet kan karakteriseres som et marked med permanent overefterspørgsel. Dette indebærer, at der konstant er et antal ikke-tilfredsstillede efterspørgere på lejemarkedet. Det kan antages, at disse efterspørgere udøver et vist efterspørgselspres på det frie ejermarked.

Under antagelse om permanent overefterspørgsel på lejemarkedet vil en ændring i prisen imidlertid ikke påvirke antallet af ikke-tilfredsstillede efterspørgere nævneværdigt, og spill-over effekterne på ejermarkedet må antages at være ret begrænsede. Tilsvarende vil en stigning i den samlede boligefterspørgsel fx pga. en indkomstfremgang primært berøre forholdene på ejermarkedet, eftersom lejemarkedet er næsten rent udbuds-

bestemt, både hvad angår pris og mængde. Herved er ejermarkedet det, set fra en makroøkonomisk synsvinkel, mest interessante marked, og dette er baggrunden for, at lejemarkedet ikke inddrages i beskrivelsen af boligmarkedet i ADAM.

På et andet punkt får de offentlige reguleringer på lejemarkedet imidlertid (indirekte) indflydelse på det frie ejermarked. Byggekvoter for almennyttigt lejebyggeri påvirker - i det omfang de udnyttes - boliginvesteringerne, der alt andet lige vil øges, hvis byggekvoterne forhøjes; denne effekt er jf. appendixet indarbejdet i ADAM's relation for boliginvesteringer. Forhøjede kvoter leder via boliginvesteringerne til en øget boligbeholdning, der til trods for, at der er tale om lejeboliger, antages at påvirke prisen på det frie ejermarked. Baggrunden er, at der ved et større udbud af almennyttige eller andre offentligt støttede boliger vil være færre ikke-tilfredsstillede efterspørgere på lejemarkedet. Dette begrænser efterspørgslen på ejermarkedet, og sænker dermed prisen på eksisterende ejerboliger. En effekt heraf vil være, at boliginvesteringerne (mere præcis de private ikke-støttede boliginvesteringer) mindskes, hvilket dæmper væksten i boligbeholdningen. På langt sigt vil resultatet af større byggekvoter derfor blot være, at det offentligt støttede byggeri udkonkurrerer det private ikke-støttede, således at både boligbeholdning og boligpris er uforandrede.

Som nævnt indgår boligmarkedet i ADAM i en simultan bestemmelse af alle de centrale økonomiske størrelser. Dette indebærer stærke effekter fra boligmarkedet til den øvrige del af økonomien og vice versa.

Et centralt bindeled i denne forbindelse er boliginvesteringernes placering i indkomstdannelsen. Øgede boliginvesteringer giver på keynesiansk vis anledning til større indkomst og beskæftigelse og derigennem fås multiplikator-effekter, der spreder sig i systemet og påvirker de generelle økonomiske forhold. De påvirkninger, som boliginvesteringer giver anledning til, vender for en dels vedkommende tilbage til boligmarkedet - nogle selvforstærkende (acceleratoreffekter) og andre modificerende (fx priseffekter).

Et andet bindeled mellem boligmarkedet og den øvrige økonomi er værdien af boligmassen, der indgår i den forbrugsbestemmende formue. Herved kommer udviklingen i den fysiske beholdning af boliger og ikke mindst i prisen herpå (salgsprisen på eksisterende boliger) til at spille en væsentlig rolle i bestemmelsen af det private forbrug. Sammenkædningen mellem de rentefølsomme ejendomspriser og det private forbrug er således en vigtig mekanisme i transmissionen mellem den finansielle og den reale sektor. Boligmarkedet påvirker endvidere via kreditmarkedet, direkte den finansielle sektor, herunder rentedannelsen.

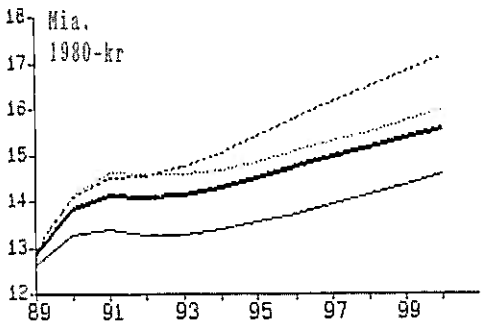
Bestemmelsen af de centrale økonomiske størrelser, der påvirker boligmarkedet - disponibel indkomst, rente og investeringspris - foregår i et samspil af en lang række eksogene faktorer, hvoraf påvirkninger fra udlandet, fra den offentlige sektor samt udviklingen i arbejdsstyrken kan nævnes. Specielt er udlandets påvirkning vigtig, hvilket naturligvis blot illustrerer, at Danmark er en "lille åben økonomi". Dette indebærer, at de nævnte størrelser i væsentlig grad påvirkes af faktorer uden for landets grænser. Man kan således sige at adfærden på boligmarkedet foregår inden for nogle økonomiske rammer, der er bestemt af f.eks. den udenlandske efterspørgsel efter dansk eksport eller den udenlandske rente.

I det omfang det offentlige kan påvirke nogle af de centrale størrelser i økonomien vil dette naturligvis have konsekvenser for forholdene på boligmarkedet. Eksempelvis kan nævnes skattepolitikken, der kan tilrettelægges således, at de relevante efter-skat renter påvirkes, eller den generelle økonomiske politik - f.eks. finanspolitikken - kan tilrettelægges ekspansivt med (i det mindste midlertidigt) større indkomster til følge. Sådanne indgreb vil selvsagt ikke alene have indflydelse på boligmarkedet men også mere generelt i økonomien, hvilket naturligvis begrænser deres anvendelighed til regulering af forholdene på boligmarkedet.

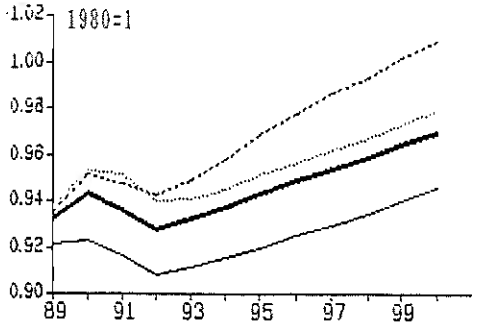
Prognoser og konsekvensberegninger

ADAM kan anvendes til at foretage fremskrivninger og konsekvensberegninger med relevans for boligmarkedet. Sådanne analyser af boligmarkedet baseret på fremskrivninger med ADAM er imidlertid forbundet med en række usikkerheder. Et væsentligt problem er i denne forbindelse, at modelbrugeren må fodre modellen med relevante oplysninger om de eksogene variabler, hvortil der naturligvis er knyttet en vis usikkerhed.

Alle eksogene er ikke lige centrale for forholdene på boligmarkedet. I de nedenstående grafer er illustreret, hvorledes fremskrivningen af boligmarkedet påvirkes af ændrede antagelser om nogle af de centrale eksogene variabler.



Figur 1
Fremskrivning af nettoinvesteringer, fIhn1
Alternative eksogene antagelser.



Figur 2
Fremskrivning af relativ boligpris, phk/pih
Alternative eksogene antagelser.

Den fede graf angiver et eksempel på en fremskrivning til år 2000, og skal i det følgende anvendes som reference-forløb. Det ses, at fremskrivningen indebærer en tendens til stigende relativ boligpris,[2] hvilket afspejler en vis vækst i realindkomsten; i henhold til ADAM's boliginvesteringsrelation følger investeringer forløbet for den relative boligpris. I hele perioden er der positive nettoinvesteringer, hvilket naturligvis giver anledning til en vækst i boligbeholdningen. Denne vækst, der gennemsnitlig er i størrelsesordnen 2% p.a., skyldes kun delvis den økonomiske vækst i fremskrivningsperioden; stigningen i boligbeholdningen er også et resultat af, at udgangssituationen ikke kan betragtes som en langsigtet ligevægt (hvilket bl.a. afspejles af positive nettoinvesteringer).

Den stiplede (øverste) graf indikerer, hvorledes fremskrivningen ville se ud under antagelse om, at væksten i eksporten er 1% højere hvert år. En højere eksportvækst giver naturligvis anledning til et generelt mere ekspansivt forløb med bl.a. højere indkomster og deraf større efterspørgsel. På boligmarkedet betyder dette højere priser og dermed større boliginvesteringer. De større investeringer akkumuleres i boligbeholdningen, hvilket dæmper stigningen i den relative boligpris. Da der imidlertid er tale om en vedvarende efterspørgselsstigning, kan boligbyggeriet ikke "følge med". Derfor stiger den relative boligpris i forhold til referenceforløbet i hele den illustrerede periode. I år 2000 er netto-boliginvesteringerne 10% større end i reference-forløbet, og boligbeholdningen godt 1% større.

Den prikkede graf illustrerer effekten af en forøgelse af befolkningen og arbejdsstyrken på 1% relativt til referenceforløbet, alle år. Dette giver lige som eksportstigningen anledning til et mere ekspansivt forløb. En af årsagerne hertil er, at den større arbejdsstyrke øger arbejdsløsheden, hvilket dæmper lønninger og priser. Den heraf følgende forbedring af konkurrenceevnen øger eksporten og sænker importen, hvilket øger indkomst og efterspørgsel. På boligmarkedet slår den øgede efterspørgsel ud i højere priser og større investeringer (og dermed voksende boligbeholdning). Det er værd at bemærke, at den større boligefterspørgsel ikke direkte følger af en større befolkning. Større efterspørgsel kræver større indkomst, som kun er et indirekte resultat en en større befolkning.

Endelig illustrerer den fuldt optrukne graf, hvorledes fremskrivningen for boligmarkedet ville se ud, hvis den udenlandske rente var et procent point højere end i referenceforløbet. En højere udenlandsk rente giver i ADAM umiddelbart anledning til højere indenlandsk

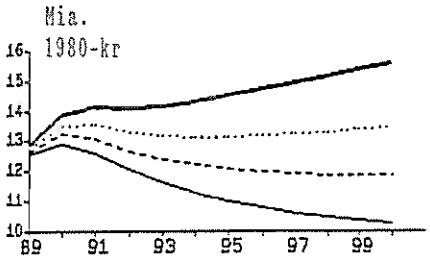
---

[2] Både boligpris og investeringspris er indeks med 1980=1. Derfor kan man ikke tolke det absolutte niveau for q, og specifikt har q=1 ingen særskilt betydning.

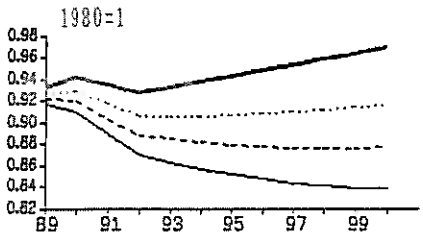
obligationsrente, der direkte indgår i user-cost på boligmarkedet. Samtidig virker en rentestigning dæmpende på indkomsten, og det er derfor ikke overraskende at boligprisen falder relativt til referenceforløbet. Dermed dæmpes boliginvesteringerne og væksten i boligbeholdningen holdes nede. I år 2000 er boligbeholdningen godt 1% lavere end i referenceforløbet og investeringer ligger godt 6% under.

En anden form for usikkerhed i forbindelse med anvendelsen af ADAM knytter sig til fastlæggelsen af de estimerede parametre i modellen. En central parameter på boligmarkedet er boligefterspørgslens indkomstelasticitet, der i ADAM er estimeret til 2.6. En så høj elasticitet indebærer, at boligefterspørgslen vokser væsentligt kraftigere end indkomsten.

I nedenstående figurer er illustreret, hvorledes boligmarkedet reagerer under forskellige antagelser om boligefterspørgslens indkomstelasticitet. Den fede graf illustrerer referenceforløbet fra figur 1 og 2, mens den prikkede, den stiplede, hhv. den fuldt optrukne indikerer forløbet, hvor indkomstelasticiteten i boligefterspørgslen er 2, 1,5, hhv. 1. I alle forløbene er de eksogene variabler fastholdt som i referenceforløbet, og forskellene mellem graferne er således udelukkende udtryk for forskellige indkomstelasticiteter.[3]



Figur 3
Fremskrivning af nettoinvesteringer, fIhn1
Alternative antagelser om indkomstelasticitet.



Figur 4
Fremskrivning af relativ boligpris, phk/pih
Alternative antagelser om indkomstelasticitet.

Det ses af figurerne, hvorledes en mindre indkomstelasticitet medfører en lavere relativ boligpris og mindre investeringer. Den heraf følgende mindre stigning i boligbeholdningen betyder, at denne er knap 4 ½% mindre i tilfældet, hvor indkomstelasticiteten er 1 end, hvor elasticiteten er 2.6 (referenceforløbet); boliginvesteringerne er ca. 1/3 mindre.

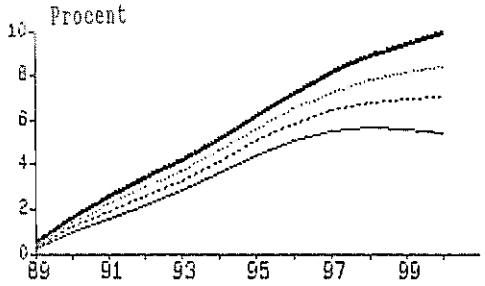
Det ses således, hvor afgørende denne ene centrale parameter - boligefterspørgslens indkomstelasticitet - er i en model som ADAM. Dette er værd at holde sig for

[3] De forskellige grafer er (ved at modjustere i konstantleddet) konstrueret således, at hvis realindkomsten havde været konstant i forløbet, da ville boligefterspørgslen være identisk uanset indkomstelasticitet.

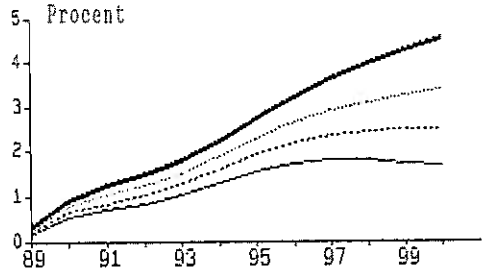
øje ikke blot i forbindelse med fremskrivninger. Også når man skal foretage konsekvensberegninger er denne størrelse af betydning.

I nedenstående figurer er effekten på de centrale størrelser på boligmarkedet af en permanent 1 % højere eksportvækst illustreret. Graferne illustrerer forskellen i forhold til et grundforløb under forskellige antagelser om boligefterspørgslens indkomstelasticitet. Den fede graf indikerer effekten i den officielle version af ADAM, dvs elastisticiteten = 2.6,[4] mens den prikkede, den stiplede hhv. den fuldt optrukne viser effekten ved indkomstelasticitet lig 2, 1,5 hhv. 1.

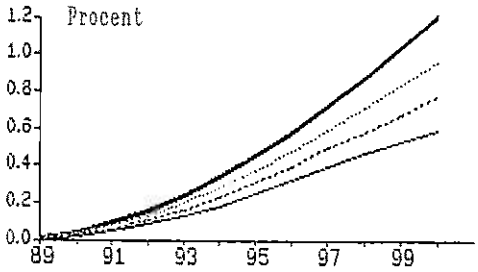
Øget eksportvækst



Figur 5
Effekt på nettoinvesteringer, fIhn1
Alternative antagelser om indkomstelasticitet.



Figur 6
Effekt på relativ boligpris, phk/pih
Alternative antagelser om indkomstelasticitet.



Figur 7
Effekt på boligbeholdning, Kh
Alternative antagelser om indkomstelasticitet.

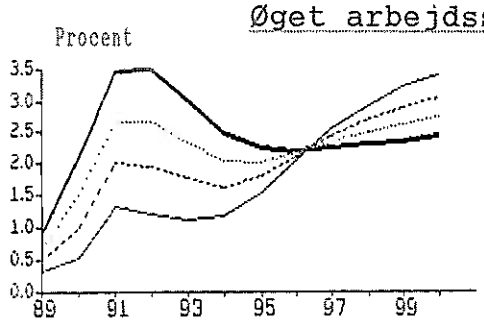
Det ses, hvorledes den ekspansive effekt af eksportstigningen, omsættes til en kraftigere stigning i den relative boligpris jo højere boligefterspørgslens indkomstelasticitet er. Naturligvis afspejles dette forhold også i effekten på boliginvesteringerne og boligbeholdningen, og det ses, hvorledes effekternes størrelse approximativt er proportional med indkomstelasticitetens størrelse.

[4] Den fede graf i disse figurer illustrerer således forskellen mellem den fede og den stiplede graf i figurerne 1 og 2.

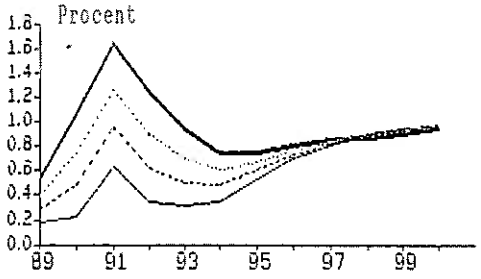
Som tidligere nævnt er den teoretiske langsigtseffekt af et permanent niveauskift i indkomsten, at den relativ boligpris og boliginvesteringerne er upåvirkede, mens hele tilpasningen sker ved en ændret boligbeholdning. Det ses, at dette ikke er tilfældet indenfor den betragtede tidshorisont, selv om der for indkomstelasticiteten lig 1 (den fuldt optrukne graf) er en tendens til, at effekten på den relative boligpris og investeringerne bliver mindre sidst i perioden. De ret store langsigtede effekter er bl.a et resultat af langsom tilpasning til ændrede indkomstforhold både specifikt på boligmarkedet[5] og generelt i ADAM. En anden årsag til de store langsigtseffekter er, at eksperimentet indebærer en vedvarende stigning (dvs ikke bare et niveau-skift) i indkomsten.

Afslutningsvis vises i de følgende 3 figurer effekten af 1 % højere befolkning og arbejdsstyrke for forskellige antagelser om boligefterspørgslens indkomstelasticitet.

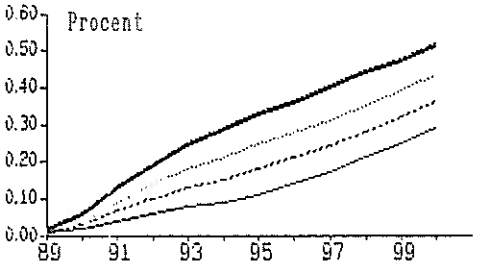
Øget arbejdsstyrke og befolkning



Figur 8
Effekt på nettoinvesteringer, fIhn1
Alternative antagelser om indkomstelasticitet.



Figur 9
Effekt på relativ boligpris, phk/pih
Alternative antagelser om indkomstelasticitet.



Figur 10
Effekt på boligbeholdning, Kh
Alternative antagelser om indkomstelasticitet.

Den fede graf indikerer effekten i den officielle version af ADAM, dvs elastisticiteten = 2.6,[6] mens den

[5] Dette skyldes dels en begrænset koefficient til q i boliginvesteringsrelationen, og dels tilstedeværelsen af den laggede endogene i samme relation.

[6] Den fede graf i disse figurer illustrerer således forskellen mellem den fede og den prikkede graf i figurerne 1 og 2.

prikkede, den stiplede hhv. den fuldt optrukne viser effekten ved indkomstelasticitet lig 2, 1,5 hhv. 1.

Igen ses den største effekt på den relative boligpris ved den højeste indkomstelasticitet på kort og mellemlangt sigt; det noget ujævne forløb i de første 2-3 år skyldes dynamikken i ADAM uden for boligmarkedet. Påvirkningen af den relative boligpris giver anledning til en tilsvarende udvikling i boliginvesteringerne og en vækst i boligbeholdningen. Også i dette eksperiment ses effekten på boligbeholdningen at være nogenlunde proportional med indkomstelasticiteten.

Det ses, at den langsigtede effekt (dvs 10-12 årseffekten) på den relative boligpris er ret uafhængig af indkomstelasticiteten, men heller ikke i dette eksperiment spores nogen klar tendens til, at effekten på boligprisen går imod nul på lang sigt. For boliginvesteringernes vedkommende ses en lidt spøjs udvikling, idet den langsigtede effekt er størst for indkomstelasticiteten lig 1. Dette kan virke lidt kontraintuitivt, men skal ses på baggrund af, at boliginvesteringerne i dette tilfælde i de første år er langt mindre end ved større indkomstelasticiteter. Herved er boligbeholdningen væsentligt mindre, og der er derfor ikke det samme pres nedad på boligprisen som ved de højere indkomstkomstelasticiter. Det lidt usædvanlige forløb kan således tilskrives dynamik, og er ikke afgørende for de teoretiske langsigts effekter, der for både relativ boligpris og investeringer uanset dynamikken er nul.

Afslutning

I ADAM fokuseres i forbindelse med boligmarkedet på grundlæggende, økonomiske sammenhænge. ADAM kan betragtes som et værdifuldt værktøj, der kan skitsere de overordnede konsekvenser af generelle økonomiskpolitiske tiltag eller af eksogene forstyrrelser fx fra udlandet. ADAM er således velegnet til at beskrive de generelle rammer, indenfor hvilke adfærden på boligmarkedet må udfolde sig; derimod er ADAM næppe velegnet til detailplanlægning eller lign. Som det er illustreret, er vurderingen af disse rammer og konsekvenser beklageligvis forbundet med betragtelige usikkerheder. Beskrivelsen af boligmarkedet i ADAM er baseret på et frit fungerende marked drevet af udbud og efterspørgsel. De mekanismer, der derved fokuseres på, er centrale, også i forbindelse med analyse af mere regulerede markeder; man kan naturligvis ikke forvente en fornuftig styring af et marked uden forståelse af de grundlæggende kræfter man ønsker at styre.

Appendix Centrale ligninger i ADAM's boligmodel

$$(1)\quad \log\left(\frac{phk}{pcp4xh}\right) = -1.37\cdot\log(Kh_{-1}) - 4.7\cdot uih + 3.59\cdot LYdhdf + \ldots.$$

$$(2)\quad fIhn1 = .44\cdot(fIhn1 - .45\cdot nbs)_{-1} + .45\cdot nbs + 26242\cdot\frac{phk}{.8\cdot pih + .2\cdot phgk} + \ldots.$$

$$(3)\quad Kh = Kh_{-1} + fIhn1$$

hvor phk er salgsprisen for eksisterende ejerboliger (indeks)
pcp4xh er forbrugsdeflatoren (indeks)
Kh er boligbeholdningen, ultimodateret (faste priser)
uih er usercost, hvor efter-skat renten er den centrale komponent
LYdhdf er logaritmen til den forventede disponible realindkomst
fIhn1 er boliginvesteringerne, netto, faste priser
nbs er antallet af offentligt støttede boliger under opførelse
pih er investeringsprisen for boliger (indeks)
phgk er grundprisen (indeks)
.... angiver en række supplerende forklarende variabler af mindre betydning.

Boligmodellen er inden for den enkelte periode strengt rekursiv: I første trin bestemmes boligudbudet ved den givne primo-beholdning. I andet trin fastlægges den pris på eksisterende boliger, phk, der clearer udbud og efterspørgsel. 1. og 2. trin beskrives ved ligning (1). Tredie trin består i en fastlæggelse af boliginvesteringerne, jf ligning (2). Endelig består fjerde trin, jf. ligning (3), af en dynamisk sammenkædning af primo beholdning, boliginvesteringer og ultimo beholdning, hvorved udbudet af boliger i den følgende periode bestemmes.

Størrelsesordnen af parametrene indebærer, at boligefterspørgslens indkomstelasticitet er 2.6, og priselasticiteten er 0.7; boligefterspørgslen falder ca. 3%, hvis efter-skat renten øges 1 pct. point. I investeringsrelationen indebærer en stigning på 1% i den relative boligpris en stigning i boliginvesteringerne på ca. 0.4 mia. 1980 kr. (= ca. 4% af 1988-niveauet). Endelig svarer koefficienten til nbs, til en nybygningspris for offentligt støttede boliger på knap 1/2 mill. 1980 kr., under antagelse om en byggetid på 1 år.

Danmarks Statistik
Modelgruppen

9. februar 1990
JOHN1/090290js.dok
JS/cj

SAMMENLIGNING AF TO ADAM-VERSIONER

I det følgende skal forsøges en forhåbentlig pædagoisk sammenligning af de to seneste modelversioner, ADAM, maj 1987 og november 1989. Idéen er, at de to modelversioner kan illustreres i simple diagrammer i 3 centrale variabler - Y, P, r. I disse simple diagrammer af IS/LM-typen lader de 2 vigtigste modelændringer - respecifikationen af ligningen for udlandets obligationsefterspørgsel og introduktionen af en Phillipskurve - sig let indpasse. Resultatet af disse 2 ændringer i modelspecifikationen er generelt mindre renteeffekter og større pris-effekter, hvilket også fremgår af de sammenlignende multiplikatoranalyser, der er foretaget på de 2 modeller.

Vi skal tage udgangspunkt i følgende forenklede "ADAM"-model:

(1)	$Y = S^*(P) \Leftrightarrow P = S(Y)$	$S_Y \geq 0$
(2)	$Y = D(r,P) + G$	$D_r, D_P < 0$
(3)	$M = L(Y,r,P)$	$L_Y, L_P > 0 \; L_r < 0$

Y real output,
P prisniveau,
r rente,
G eksogen efterspørgsel
M eksogent "penge"-udbud

Relation (1) beskriver sammenhængen mellem Y og P på udbudssiden eller om man vil arbejdsmarkedet. I maj 1987 er der næsten ingen sammenhæng mellem prisniveau og aktivitet - $S_Y \approx 0$. Med indlæggelsen af Phillipskurven i november 1989 introduceres denne sammenhæng, således at S_Y bliver effektivt større end 0.

Relation (2) beskriver ligevægtsbetingelsen på varemarkedet. Specifikationen af efterspørgslen er stort set ens i de to modelversioner. Således er D_r numerisk ret lille - svarende til en ret rente-uelastisk efterspørgsel - i både maj 1987 og november 1989. Efterspørgslens prisfølsomhed stammer primært fra udenrigshandlen.

Relation (3) beskriver ligevægten på de finansielle markeder og er specificeret som en traditionel pengeefterspørgselsfunktion. Maj 1987 er karakteriseret ved en numerisk lille værdi af L_r - svarende til en meget rente-uelastisk fordringsefterspørgsel. Omvendt har november 1989 med respecifikationen af udlandets obligationsefterspørgsel fået en meget rente-elastisk obligationsefterspørgsel, der på lang sigt nærmer sig uendelig.

Vi kan nu illustrere denne ekstremt forsimplede 3-ligningers udgave af ADAM. Den øverste del af de nedenstående figurer er traditionelle IS/LM-diagrammer, hvortil der i den nederste del er koblet en pris-mængde sammenbinding i form af en AS-kurve. IS-kurven, der illustrerer ligevægten på varemarkedet i (Y,r)-planet, er fremkommet ved indsubstitution af relation (1) i ligning (2). Tilsvarende illustrerer LM-kurven ligevægten på de finansielle markeder, idet relation (1) også her er anvendt til at eliminere P. AS-kurven er ganske simpelt ligning (1), der angiver sammenhængen mellem Y og P.

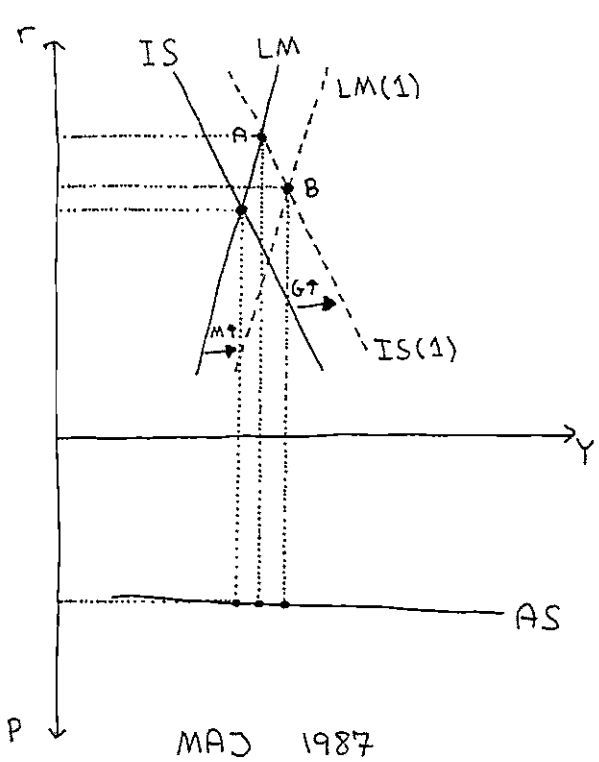
Efter totaldifferentiering er de enkelte kurver givet ved:

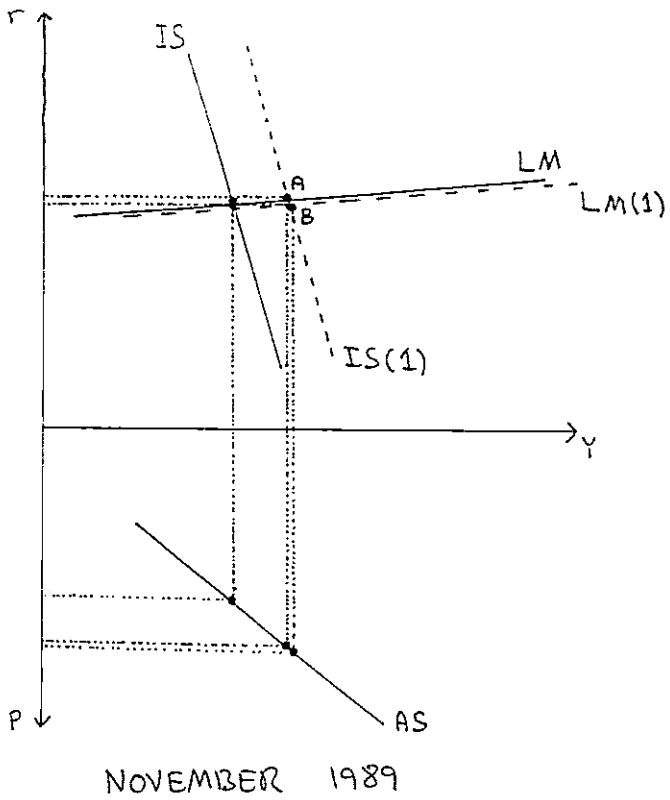
$$IS: \quad dr = \underset{(-)}{\frac{(1-S_Y D_P)}{D_r}} dY + \underset{(+)}{\frac{-1}{D_r}} dG$$

$$LM: \quad dr = \underset{(+)}{\frac{(-L_Y - L_P S_Y)}{L_r}} dY + \underset{(-)}{\frac{1}{L_r}} dM$$

$$AS: \quad dP = \underset{(+)}{S_Y} dY$$

Som nævnt øges S_Y og L_r numerisk i november 1989. Dette ses ubetinget, at øge hældningen på AS-kurven i forhold til maj 1987; også hældningen på IS-kurven øges hvilket dog ikke er så afgørende i denne sammenhæng. Umiddelbart kan det ikke siges, hvorledes hældningen på LM-kurven ændres. På baggrund af numeriske multiplikatoranalyser kan det dog antages, at hældningen på LM-kurven reduceres dramatisk.





De illustrerede forskelle i hældninger giver væsentligt forskellige modelegenskaber, hvilket let ses ved at betragte et eksogent efterspørgselschok. Et sådant positivt chok, der fx kunne hidrøre fra en ekspansiv finanspolitik, rykker helt traditionelt IS-kurven udad (IS(1)). Efterspørgselschoket giver anledning til større Y og r, idet vi rykker op og ud ad den konstante LM-kurve til punktet A. Det ses, hvorledes renteeffekten er klart størst i maj 1987, hvor LM-kurven er væsentligt stejlere. Samtidig ser vi i den nederste halvdel af figuren, hvorledes vi får en prisøgende effekt af stigningen i Y i november 1989.

BNP-multiplikatoren mht. den offentlige efterspørgsel er givet ved:

$$\frac{dY}{dG} = \frac{1}{1 + \frac{(L_Y + L_P S_Y) D_r}{L_r} - S_Y D_P} > 0$$

Det andet led i nævneren indikerer graden af crowding-out fra de finansielle markeder. Med en fuldstændig renteelastisk fordringsefterspørgsel svarende til november 1989 forsvinder dette led ud, og vi får ingen

crowding out via renten ($L_r \to \infty$). Omvendt vil renten virke som en relativt effektiv mekanisme for crowding out jo mindre L_r (numerisk) er. En L_r tæt ved nul vil således give anledning til store renteeffekter og dermed en lille multiplikator. Graden af crowding out via denne kanal vil dog også afhænge af efterspørgslens renteelasticitet, D_r, der i ADAM er ret begrænset. Det tredie led i nævneren vedrører den crowding out, der sker via priserne. Det ses, at jo mere priserne reagerer på aktivitetsniveauet (S_Y stor) jo mere crowding out fra denne kilde. I maj 1987 er S_Y næsten nul, hvorfor disse effekter nærmest er ikke eksisterende.

Ændringerne i S_Y og L_r giver således anledning til modsatrettede effekter på BNP-multiplikatoren og vi kan derfor ikke sige noget håndfast om BNP-multiplikatorens størrelse i de to modelversioner. Derimod er det helt centralt, at de kanaler, hvor igennnem der sker crowding out er væsentligt forskellige i de 2 model- versioner. I november 1989 er der praktisk taget ingen crowding out via renten (det andet led i nævneren er næsten nul), mens Phillipskurven er af afgørende betydning. Omvendt er renteeffekterne i maj 1987 betragtelige, mens det tredie led i nævneren, crowding out via priserne, er nærmest lig nul.

Sluttelig kan det anskueliggøres, hvorfor maj 1987 er meget følsom overfor antagelsen om, hvorledes det offentlige finansierer sit underskud, mens dette ikke er afgørende i november 1989. Ovenstående så vi, hvordan et øget G gav anledning til ændringer i Y og r, når vi holdt LM-kurven fast. Dette svarer til en obligationsfinansieret offentlig ekspansion. Antages det i stedet, at det offentlige finansierer ved hjælp af penge vil LM-kurven rykke mod højre (LM(1)).

I maj 1987 vil dette betyde, at den rentestigning, der sås ved obligationsfinansieringen, modificeres jf. punktet B. Dette betyder at crowding out mekanismerne begrænses og vi får en væsentligt større effekt på Y. I november 1989 vil LM-kurven nærmest "forskydes i sig selv", når det offentlige pengefinansierer, hvorved billedet stort set er det samme som ved obligationsfinansiering, punkterne A og B er stort set sammenfaldende. Således er crowding out mekanismerne, der foregår via priserne, og effekten på Y næsten den samme, uanset finansieringsform i november 1989.

Danmarks Statistik
Modelgruppen

29. januar 1990
JOHN1/290190.dok
JS/cj

SAMMENLIGNENDE MULTIPLIKATORANALYSER ADAM, NOVEMVER 1989 OG ADAM, MAJ 1987

Til belysning af modelegenskaberne i ADAM, november 1989 er der blevet foretaget en række multiplikatoreksperimenter dels med denne modelversion og dels med ADAM, maj 1987. I det følgende foretages en sammenligning af de to modelversioners egenskaber.

Eksperimenterne er foretaget på baggrund af grundkørsler med de to modelversioner på perioden 1989-2000. Det er tilstræbt at gøre de to grundkørsler sammenlignelige, hvilket indebærer, at de eksogene variabler som hovedregel er de samme i de to kørsler. Denne hovedregel er kun fraveget i to tilfælde. For det første er J-leddet i relationen for lna i maj 1987 fastlagt således, at lønudviklingen i denne version svarer til den endogent bestemte løn i november 1989. For det andet er der i maj 1987 justeret i JWfbz og JWbbz således, at obligationsrenten er stort set identisk med renten i november 1989.

I begge modelversioner er for de pengepolitiske reaktioner antaget:

krea2 = krea3 = krea4 = krea6 = 0, krea5 = 1

og for renteforventningsdannelsen:

kiw1 = 0

For eksportrelationerne er følgende vægte indlagt:

$wpe_j1 = 0.40$ og $wpe_j2 = 0.20$

og for priselasticiteterne:

ze0 = -0.53	ze1 = -0.98	ze2 = -0.85
ze5 = -1.19	ze6 = -1.56	ze7q = -1.25
ze7y = -1.25	ze8 = -0.78	zet = -1.20

I maj 1987 er dyrtidsreguleringen sat ud af kraft og det kommunale forbrug og investeringer eksogeniseret.

Generelt kan om de følgende multiplikatoranalyser siges, at forskelle i multiplikatorernes størrelse primært kan henføres til de to centrale modelændringer, der er sket til november 1989. Dette drejer sig om indlægning af en Phillipskurve og ændringen af Wfbz-ligningen. Disse to ændringer er helt centrale for egenskaberne på længere sigt, mens modelversionerne udviser store ligheder de første 1-3 år. Dette overordnede indtryk fås let ved at betragte de følgende figurer, der for de to modelversioner illustrerer effekten på BNP af en række eksperimenter. Et mere detaljeret billede fås ved at betragte tabellerne i bilaget.

En række generelle kommentarer kan indledningsvis gøres. Med den nye Phillipskurve fås i november 1989 en sammenhæng mellem den reale del af modellen og løn- og prisdannelsen, der ikke er til stede i maj 1987. Den nye sammenhæng mellem aktivitet og priser har ikke mindst betydning på længere sigt, hvor priseffekterne via udenrigshandlen virker stabiliserende tilbage på den reale del, og der er hermed opnået en helt central ny mekanisme for crowding-out.[1]

November 1989 udmærker sig endvidere ved at have langt mindre effekter på renten. Årsagen hertil er naturligvis den nye Wfbz-ligning, der på en ganske effektiv måde binder den danske obligationsrente til den tyske rente. Den nye specifikation af denne ligning indebærer, at der kun skal ganske små renteændringer til for, at obligationsefterspørgslen tilpasser sig selv ret store ændringer i udbuddet af fx statsobligationer. Når renteeffekterne på denne både bliver væsentligt

[1] Disse effekters størrelse er naturligvis bl.a. afhængig af de indlagte priselasticiteter i eksporten.

mindre reduceres den finansielle sektors rolle i forhold til crowding-out.[2] Der er således tale om helt forskellige kanaler for crowding-out i de to modelversioner: Mens det meste crowding-out i maj 1987 foregår via renten og den renteføl somme del af efterspørgslen - primært investeringer og forbrug - så foregår næsten al crowding-out i november 1989 via priserne og den prisfølsomme del af efterspørgslen - primært import og eksport. Denne forskel i crowding-out mekanismerne er helt central for forståelsen af forskellen mellem de to modelversioner.

November 1989 har udover ændrede crowding-out egenskaber endvidere en lettere påvirkelig indkomstfordeling. Det forekommer umiddelbart naturligt, at fordelingen mellem løn og restindkomst bliver mere volatil i en model med endogen løndannelse end i en model uden. Dette skal dog ses i sammenhæng med, at både prisligningernes mark-up og lønrelationens fejlkorrektion trækker imod en konstant indkomstfordeling. Trods disse effekter, er det dog på baggrund af de følgende eksperimenter tydeligt, at november 1989 ikke har en konstant indkomstfordeling på det betragtede sigt.[3]

Et andet interessant forhold i november 1989 er samspillet mellem den endogene løn- og prisdannelse og de eksogene importpriser. Dette samspil leder let til et ændret efterspørgselsmønster. Typisk sker der det, at et eksogent chok af den ene eller anden grund sætter en indenlandsk løn-pris-spiral i gang. På grund af de upåvirkede udenlandske priser stiger forbrugerpriserne mindre end den indenlandske indkomst, hvorved den forbrugsbestemmende realindkomst og dermed forbruget øges. Som følge af stigningen i det indenlandske prisniveau mindskes eksporten til gengæld. I flere af de følgende eksperimenter ses

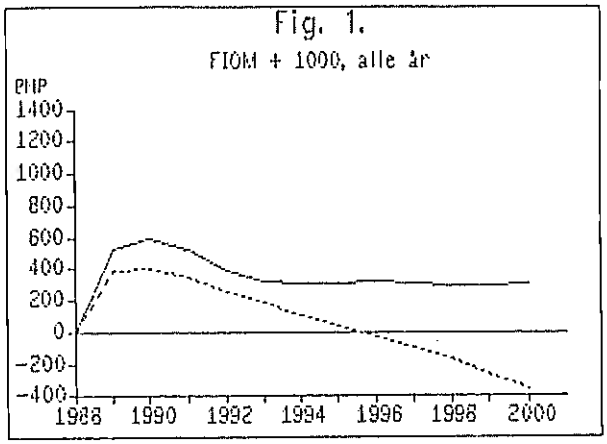
---

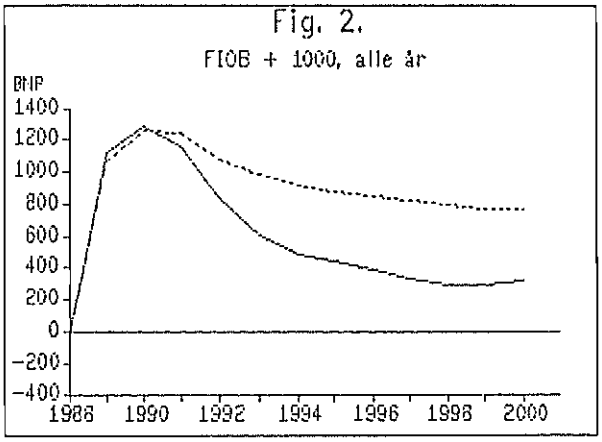
[2]Det kan i øvrigt bemærkes, at dette betyder, at november 1989 er langt mindre følsom overfor antagelserne om de pengepolitiske reaktioner samt overfor antagelsen om renteforventningerne.

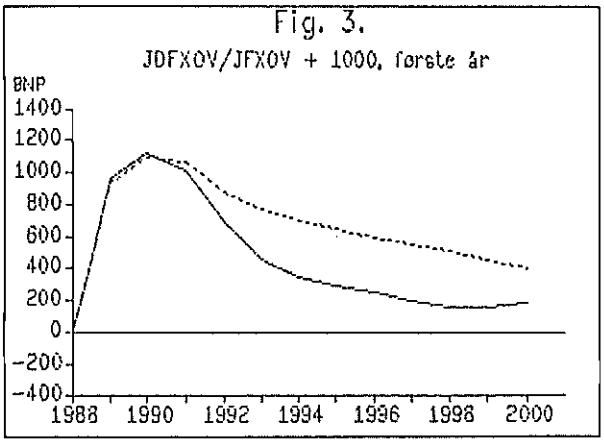
[3]Beklageligvis har der indsneget sig en uhensigtsmæssighed ved fastlæggelsen af de eksogene variabler blnf og bloh i grundkørslen med november 1989, hvor de er fremskrevet i hele simulationsperioden med deres 1988-værdi hhv. 1.15 og 1.29. En værdi forskellig fra een indebærer, at funktionærlønninger og lønninger i det offentlige ikke bevæger sig parallelt med den centrale lønsats i ADAM: lna. Dette har naturligvis konsekvenser for de numeriske multiplikatorer, hvorimod de overordnede modelegenskaber tilsyneladende ikke ændres afgørende. Hvis blnf og bloh antog værdien 1 ville tendensen til indkomstomfordeling dog være mindre.

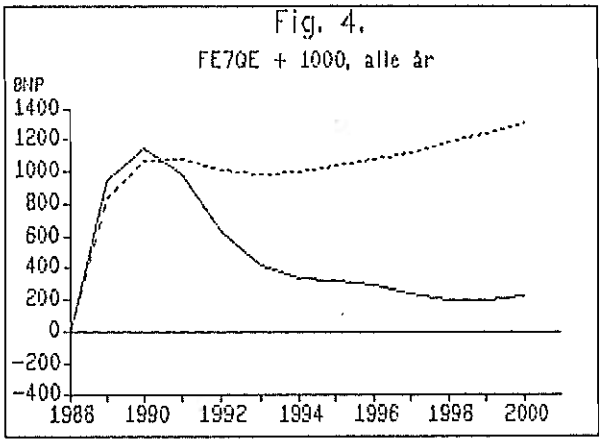
således, at der sker relativt store ændringer i de enkelte efterspørgselskomponenter, mens samlet BNP ikke nødvendigvis ændres væsentligt.

I nedenstående figurer 1-4 og de tilsvarende tabeller i bilaget ses effekterne på BNP af forskellige former for eksogene efterspørgselschok.









Anm: I disse og alle de følgende figurer, angiver den fuldt optrukne graf effekten på BNP i november 1989. Den stiplede graf angiver effekten i maj 1987.

Af figurerne ses, hvorledes de to modelversioner udviser de samme træk de første år, hvorefter forskellene bliver dominerende på længere sigt. I alle 4 eksperimenter ses en initial stigning i BNP, hvor størrelsen af denne stigning afspejler bl.a. importindholdet i det eksogene efterspørgselschok. På længere sigt ses en vis crowding-out, men der tegner sig ikke noget klart billede af, hvorvidt denne crowding-out er størst i november 1989 eller maj 1987. Der er derimod en klar tendens til, at november 1989 hurtigere finder et stabilt niveau for BNP-multiplikatoren. Således synes "langsigts-effekten", der er i nogenlunde samme størrelsesorden i alle 4 eksperimenter, at nås efter ca. 5 år. I maj 1987 ses derimod ikke samme tendens til, at multiplikatoren stabiliseres.

Betragtes konkret effekterne af en permanent stigning i det offentliges maskininvesteringer illustreres i figur 1 og tabellerne 1A og 1B en række af de gjorte generelle kommentarer. For det første ses, hvorledes den reale del af modellen påvirker løn- og prisniveau i november 1989. Således stiger både lønninger og priser, og det ses, at disse effekter er mere betydende på længere sigt end på det korte sigt. For det andet er det tydeligt, at renteeffekterne, der primært fremkommer som et resultat af antagelsen om obligationsfinansiering af det offentlige budget, er langt mindre i november 1989 end i maj 1987; i maj 1987 forekommer rentestigningen helt urealistisk, med "over"-crowding-out til følge. For det tredie ses, hvorledes endogeniseringen af løndannelsen i november 1989 giver anledning til et skift i indkomstfordelingen til fordel for lønindkomst; dette skift er specielt tydeligt på længere sigt. For det fjerde indikeres i november 1989 en stigning i den forbrugsbestemmende realindkomst, der fremkommer ved en kombination af stigende indkomst (lønsum) og kun svagt stigende forbrugerpriser. Endelig ses for det femte, at de enkelte efterspørgselskomponenter på længere sigt påvirkes forskelligt i de to modelversioner, hvilket bl.a. afspejler de forskellige crowding-out mekanismer. I november 1989 falder eksporten som følge af forværringen af konkurrenceevnen , mens forbruget øges pga.

stigningen i realindkomsten. I maj 1987 påvirkes konkurrenceevnen ikke, hvorfor eksporten lades uforandret. Til gengæld falder de øvrige efterspørgselskomponenter bl.a. i lyset af rentestigningen, hvilket på længere sigt bevirker, at BNP falder under grundforløbet.

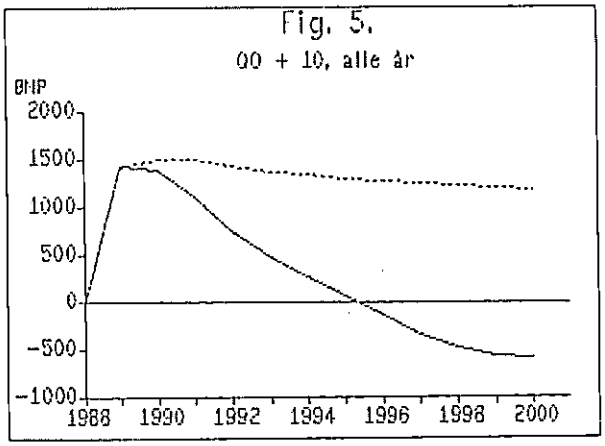
I figur 2 og tabellerne 2A og 2B ses effekten af en permanent stigning i de offentlige bygningsinvesteringer. Da det direkte importindhold i bygningsinvesteringer er væsentligt lavere end i maskininvesteringer fås initialt en væsentligt større effekt på BNP. Dette giver i begge modelversioner anledning til, at den offentlige budget saldo ikke forværres så meget som i det forrige eksperiment. Obligationsudbuddet øges derfor ikke så meget, og dermed bliver rentestigningen i maj 1987 langt mindre markant og påvirkningen af de indenlandske efterspørgselskomponenter tilsvarende mindre. Da der således er mindre crowding-out fås en større BNP-effekt også på længere sigt. I november 1989 er BNP-effekten på længere sigt den samme som i fIom-eksperimentet, hvilket dog dækker over en væsentligt kraftigere stigning i forbruget og et kraftigere fald i eksporten. Dette større efterspørgselsvrid skal formentlig ses på baggrund af, at den initiale effekt på BNP og dermed arbejdsløsheden er størst i det her betragtede eksperiment. Dette giver anledning til større løn- og prisstigninger end i fIom-eksperimentet. Det højere løn- og prisniveau forårsager en større reduktion i eksporten, men giver forbrugerne en højere realindkomst (pga. dødvægten fra importen i forbrugerpriserne), og dermed et større privat forbrug. Det bemærkes i øvrigt, at dette vrid i efterspørgslen - mindre eksport og større forbrug - giver anledning til et skift i produktionen mod erhverv med mindre beskæftigelsesindhold. Herved fremkommer det kontraintuitive billede på lang sigt af både større BNP og større arbejdsløshed.

Eksperimentet med en permanent stigning i det offentliges varekøb, der ses i figur 3 og tabellerne 3A og 3B, svarer i vid udstrækning til de to forudgående eksperimenter; specielt er ligheden med fIob-eksperimentet stor, hvilket naturligvis skyl-

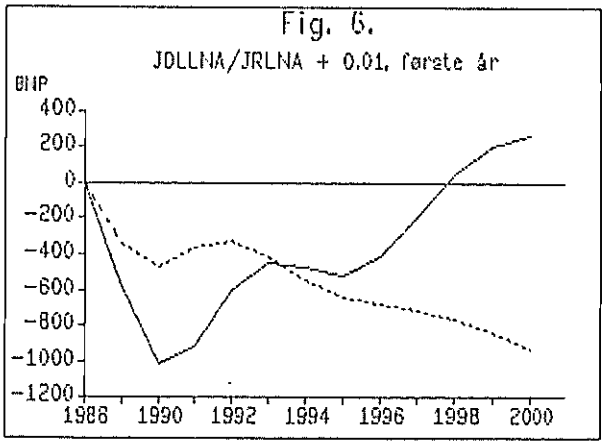
des, at den initiale påvirkning af BNP er i den samme størrelsesorden.

En eksogen stigning i eksporten giver væsentligt forskellige resultater i de to modelversioner, hvilket fremgår af figur 4 og tabellerne 4A og 4B. I november 1989 er billedet grundlæggende det samme som ved en stigning i den offentlige efterspørgsel: Initialt øges den indenlandske produktion og arbejdsløsheden falder. Dette forårsager løn- og prisstigninger, som hen ad vejen crowder eksporten ud; på 12 års sigt er stigningen i eksporten således kun en fjerde del af den initiale impuls. I modsætning hertil reagerer maj 1987 væsentligt anderledes på den eksogene eksportstigning end på ændringer i den offentlige efterspørgsel. Forskellen ligger i, at det offentliges budget grundet stigningen i aktiviteten påvirkes positivt af en eksportstigning. Budgetforbedringen - i modsætning til de forrige eksperimenters budgetforværring - giver anledning til rentefald med ekspansive effekter på forbrug og investeringer til følge. Resultatet er på langt sigt et væsentligt mere ekspansivt forløb i maj 1987 end i november 1989. Som en sidebemærkning kan det nævnes, at på 1-2 års sigt er effekten på BNP marginalt større i november 1989 end i maj 1987, og samtidig ses en lidt mindre stigning i importen; dette kan forklares af de lidt mindre konjunkturled i importrelationerne i den nye modelversion.

Fig. 5.



En stigning i den offentlige beskæftigelse giver anledning til resultaterne vist i figur 5 samt tabellerne 5A og 5B. I begge modelversioner øges BNP på kort sigt, forårsaget af stigningen i det offentlige forbrug. I maj 1987 påvirkes de øvrige efterspørgselskomponenter kun meget lidt, og selv på længere sigt er det næsten udelukkende ændringen i det offentlige forbrug, der påvirker BNP. November 1989 udmærker sig derimod ved efter ret få år at generere betydelige udsving i de øvrige efterspørgselskomponenter. Således falder eksporten kraftigt, induceret af højere priser, mens forbruget stiger næsten tilsvarende forårsaget af en stigende realindkomst. På 8 års sigt overstiger de negative effekter fra primært eksporten forøgelsen af det offentlige forbrug, og BNP falder under grundforløbet. Denne "over"-crowding-out hænger formentlig sammen med, at beskæftigelsesindholdet i offentlig forbrug er væsentligt større end i den efterspørgsel, der crowdes ud. Skiftet i efterspørgslens sammensætning giver derved anledning til en lavere arbejdsløshed ved et uændret BNP. En sådan situation vil være karakteriseret ved lønstigninger, og dermed vil der være en tendens til at BNP må falde yderligere, hvilket svarer til den observerede "over"-crowding-out.



Eksperimentet med en eksogen forøgelse af lønstigningstakten, på 1 pct. point i det første år, fremgår af figur 6 og tabellerne 6A og 6B. Det bemærkes, at dette eksperiment ikke umiddelbart er sammenligneligt, pga. lønrelationernes forskel-

lige udseende i de to modelversioner. I november 1989 er der tale om en lønrelation af fejlkorrektionstypen, og eksperimentet svarer derfor til et stød, der i princippet gradvist vil dø ud. I modsætning hertil er der i maj 1987 tale om et permanent løft i lønniveauet. Effekten i maj 1987 er derfor af mere blivende karakter, idet det højere lønniveau, via udenrigshandlen, giver anledning til en vedvarende lavere aktivitet. Der er endda en tendens til at faldet i BNP forstærkes, som følge af den rentestigning, der fremkommer pga. underskuddet på de offentlige budgetter. November 1989 giver de første 4-5 år anledning til et mere depressivt forløb end maj 1987. Dette skyldes, at lønnen pga. løn-pris-spiralen øges væsentligt mere på dette relativt korte sigt, og eksporten falder derfor kraftigere. På længere sigt modificeres den initiale stigning i lønnen dels via fejlkorrektionsmekanismen i Phillipskurven, og dels via arbejdsløshedens løndæmpende effekt. Disse dæmpende effekter er så kraftige, at lønnen efter 9-10 år ligger under grundkørslens niveau mens BNP ligger over . Med lidt god vilje kan forløbet karakterisere som "dæmpede svingninger", men svingningerne, der optræder i november 1989 synes dog - trods tendensen til dæmpning - at være rigeligt lange. Effekterne det sidste år i simulationsperioden - 12 år efter det temporære chok i lønnen - forekommer således i overkanten.

Fig. 7.

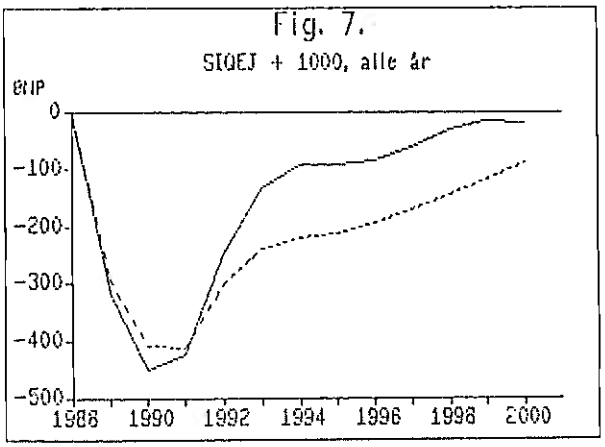
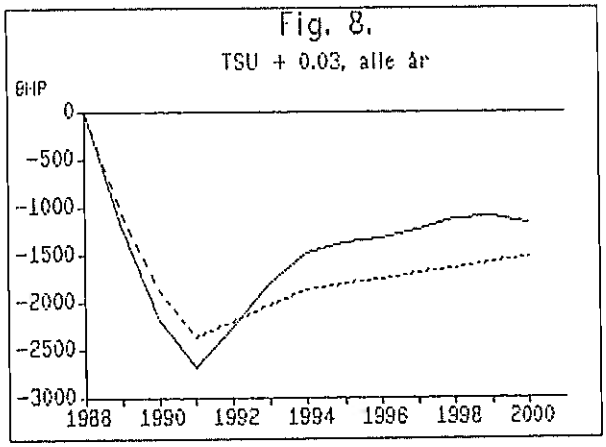
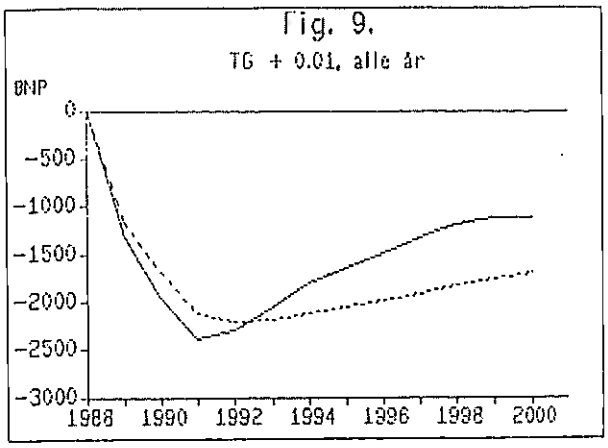


Fig. 8.

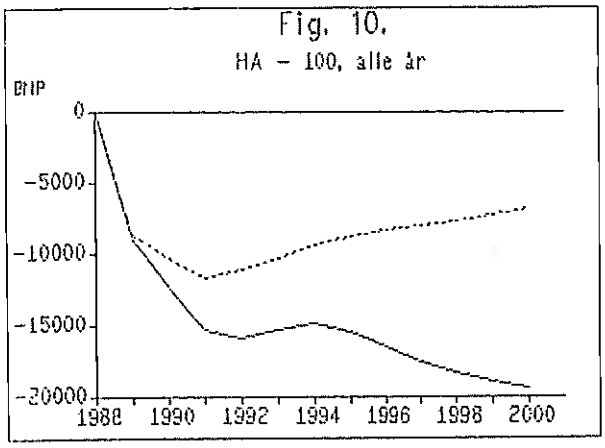




Effekten af en forøgelse af skatterne fremgår af figurerne 7-9 og de tilsvarende tabeller i bilaget. Fællesnævneren for disse 3 forsøg er - uanset modelversion og skattetype - en negativ effekt på BNP, en deraf afledt forbedret betalingsbalance samt en forbedring af den offentlige saldo. For alle 3 eksperimenter gælder, at den faldende aktivitet initieres af en faldende disponibel realindkomst: Eksperimentet med ejendomsskatterne sænker den disponible indkomst gennem påvirkning af restindkomsten, eksperimentet med udskrivningsprocenten virker via de direkte skatter, og eksperimentet med momssatsen sænker den disponible realindkomst ved at øge forbrugerpriserne. Et fællestræk ved eksperimenterne er endvidere, at den største effekt på BNP opnås efter ca. 3 år, hvorefter effekten langsomt mindskes dog uden på noget tidspunkt at forsvinde. Det ses af figurerne, at denne aftrapning foregår stærkest i november 1989, således at effekten på BNP på længere sigt er mindst i denne version.

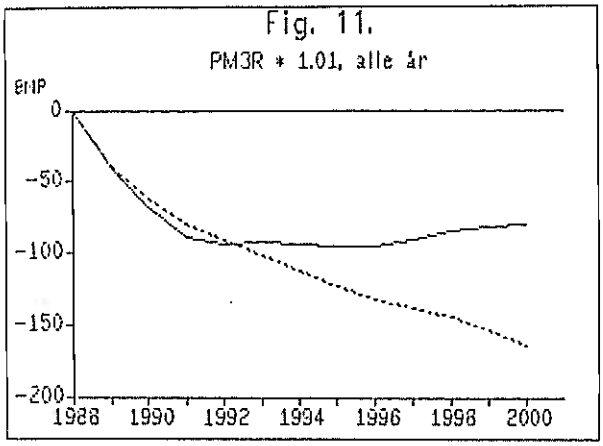
I november 1989 giver det depressive forløb anledning til, at priserne efter få års forløb falder; i eksperimentet med momsforøgelsen stiger forbrugerpriserne initialt, men efter nogle år dominerer effekten fra Phillipskurven. Afledt af faldet i priserne øges eksporten, men den samlede aktivitetsvirkning domineres af faldet i det private forbrug. Det bemærkes, hvorledes skiftet i efterspørgslens sammensætning bevirker, at

arbejdsløsheden efter 6-9 år er mindre end i grundforløbet på trods af, at den samlede produktion falder. Virkningerne på BNP i maj 1987 er i forhold til november 1989 lidt mindre på kort sigt og lidt større på lang sigt. Man bemærker, at det i denne modelversion næsten udelukkende er privatforbruget, der påvirkes af disse skatteeksperimenter, mens de øvrige efterspørgselskomponenter påvirkes langt mindre end tilfældet er i november 1989.



En nedsættelse af arbejdstiden illustreres af figur 10 samt af tabellerne 10A og 10B. Forløbet i november 1989 er på én gang depressivt og inflationært. Den initiale nedgang i BNP forårsages ikke mindst af, at den offentlig produktion falder i som følge af nedgangen i det samlede input af arbejdstimer. Trods faldet i BNP stiger beskæftigelsen kraftigt grundet arbejdstidsnedsættelsen, hvilket sætter en løn-pris-spiral i opadgående retning i gang. På helt kort sigt er der dog tale om et mindre prisfald, der skyldes ADAMs antagelse om produktivitetsstigninger (og deraf følgende fald i enhedslønomkostningerne) i kølvandet på arbejdstidsnedsættelser. De kraftige effekter fra Phillipskurven reducerer på sigt yderligere BNP ikke mindst via udenrigshandlen; nedgangen i aktiviteten modificeres kun i mindre udstrækning af det begrænsede rentefald, der følger af, at den offentlige saldo de første 4-5 år er bedre end i grundforløbet. På længere sigt giver arbejdstidsnedsættelsen således kun anledning til en meget begrænset

effekt på arbejdsløsheden. I modsætning hertil er resultatet i maj 1987 en permanent reduktion af arbejdsløsheden. At dette er muligt skyldes naturligvis fraværet af Phillipskurven, hvilket betyder, at de negative effekter på udenrigshandlen udebliver. Den manglende Phillipskurve indebærer således, at prisniveauet grundet lavere enhedslønomkostninger er lavere end i grundkørslen, hvilket i sammenhæng med et betydeligt rentefald modificerer den negative påvirkning af BNP i maj 1987.



En permanent stigning i energiprisen bevirker umiddelbart et fald i BNP, højere arbejdsløshed, en forværret betalingsbalance samt højere indenlandske priser. Dette fremgår af figur 11 og tabellerne 11A og 11B. I november 1989 leder de højere priser de første år til lønstigninger. Disse modificeres imidlertid af den større arbejdsløshed, og efter 6 år er lønniveauet presset ned under grundforløbet. På længere sigt er denne effekt tilstrækkelig til at øge eksporten, hvilket modificerer faldet i BNP. I maj 1987 eksisterer denne modificerede effekt ikke. Tværtimod giver den lavere aktivitet og højere priser anledning til underskud på de offentlige budgetter, hvilket hæver renten; herved forstærkes den negative påvirkning af BNP, som efter 12 år er faldet ca. dobbelt så meget som i november 1989.