

Valg af ny boligmodel

Resumé:

VIGTIGT: Dette papir er baseret på fejlagtige data, og estimationsresultaterne er derfor ikke gyldige. Papiret erstattes af THJ23908.

I dette papir opstilles der fire forslag til en ny kontantprisrelation. Udover den simple reestimation er der forsøgt at inkludere en ydelses- og en afdragsvariabel i modellen, samt at frigive parameteren til ρ i $pche$. Alle alternativer forbedrer residualerne i 2004-2006, men der ses bort fra den sidstnævnte da den har dårlige egenskaber.

Hvis man ønsker en væsentlig forbedring af residualerne i 2004-2006 viser det sig at der reelt kun er to alternativer – nemlig modellen med enten ydelses- eller afdragsvariablen. Egenskabsmæssigt er det modellen med ydelsesvariablen der mest ligner den nuværende model, mens relationen med afdragsvariablen giver den samlede model mindre, men længere svingninger.

THJ11408

Nøgleord: kontantpris, boligmodel, reestimation

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

I dette papir er der opstillet fire forslag til den nye kontantprisrelation. Den første mulighed er at beholde den oprindelige model og estimere den frem til 2003, men dette løser ikke de forklaringsproblemer som den nuværende relation lider under (*afsnit 1*).

De to næste modeller tager udgangspunkt i den nuværende model og inkluderer henholdsvis en ydelses- og en afdragsvariabel (*afsnit 2 og 3*). Disse nye variable er dannet på baggrund af data fra Realkredit Danmark og går tilbage til 1977. Det har dog vist sig, at det ikke er muligt at få disse variable ind i modellen på en fornuftig måde hvis man kun estimerer fra 1977, hvorfor det har været nødvendigt at forlænge serierne tilbage til 1956. Dette er dokumenteret i afsnit 2.1. Det sidste forslag er at frigive parameteren på *rpibhe* (forventet stigning i investeringsprisen for boliger) som indgår i *pche* (prisen på boligforbrug). Afsnit 5 samler op på de gennemførte estimationer, og sammenligner dem kort. I afsnit 6 er der gennemført diverse modeleksperimenter for at se hvordan de forskellige *modeller* påvirker ADAM's samlede egenskaber.

I appendiks A gives der et forslag til hvordan man eventuelt kan indføre den nye ydelses/afdragsvariabel i modellen, og i appendiks B estimeres kontantprisrelationen med den laggede endogene i kortsigtsdelen. Denne estimation er ikke medtaget i selve papiret da det ikke betragtes som et reelt alternativ til den nye boligmodel.

For en beskrivelse af den nuværende relation henvises til THV01806¹, hvor der i øvrigt også er forslag til forbedringer af boligmodellen.

1. Den nuværende kontantprisrelation

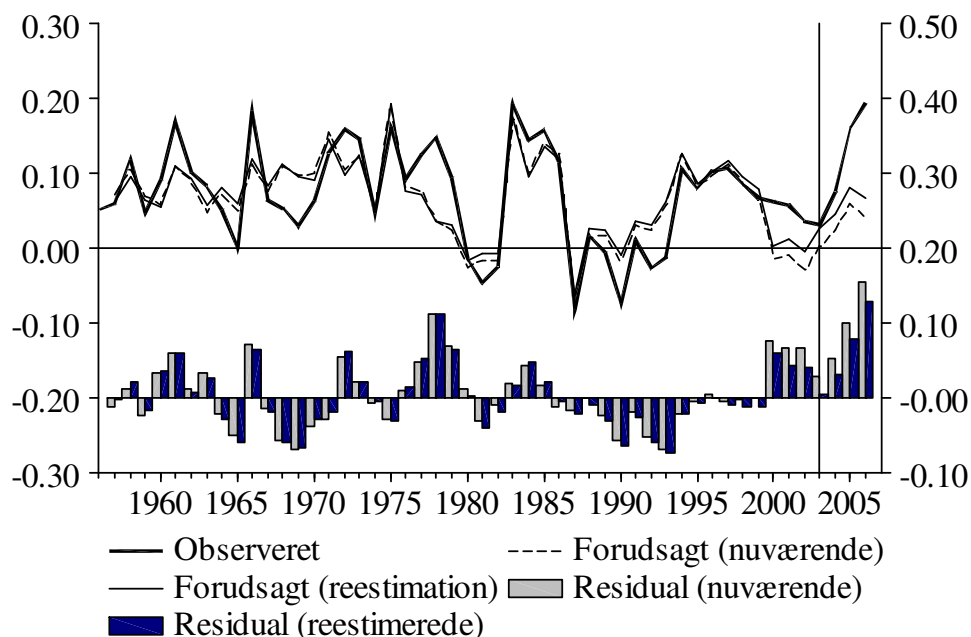
Tabel 1 Reestimation af kontantprisrelationen

			Nuværende		Reestimerede	
			<i>Estimat</i>	<i>std.fejl</i>	<i>Estimat</i>	<i>std.fejl</i>
Kort sigt	Realforbrug pr. capita	$dlog(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1,1490	0,3551	1,0848	0,3520
	Usercost	$dlog((pche/phk)/pcp4xhv1)$	-0,3879	0,0549	-0,3765	0,0545
	Fejlkorrektion	$log(fkbh_{,1}/fkbhw_{,1})$	-0,6369	0,1521	-0,5302	0,1350
Lang sigt	Realforbrug pr. capita	$log(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1,0322	0,2153	1,1861	0,2508
	Usercost	$log(pche/pcp4xhv1)$	-0,5338	0,1097	-0,5567	0,1336
	Logistisk trend		0,3344	0,0971	0,2703	0,1123
	Konstant		1,3119	0,8293	0,7343	0,9682
R²			0,6388		0,6162	
Estimationsperiode			1956-2000		1956-2003	

Bem.: parameterestimerne fra den nuværende model stammer fra en estimation af kontantprisrelationen og stemmer dermed ikke helt overens med dem der indgår i modellen, da disse er fundet ved systemestimation (kontantprisrelationen forbrugsfunktionen).

Umiddelbart er fejlkorrktionsparametren (numerisk) mindre i reestimationen, men ellers har den ikke haft den store betydning for modellen. Dermed vil residualerne også ligne sig selv, hvilket bekræftes af figur 1 hvor den *nye* og *gamle* estimation er sammenlignet.

¹ Tina Saaby Tvolbøl, Jes Ager Olsen og Grane Høegh – ”Prisudviklingen på det danske boligmarked”.

Figur 1 – Reestimation af boligmodellen

Figur 1 viser at modellens forklaringsproblemer groft set kan opdeles i fire perioder.

- Før 1970: modellen har svært ved at fange udsvingene i kontantprisen.
- Slutningen af 1970'erne: relationen undervurderer prisudviklingen.
- Fra midten af 1980'erne til starten af 1990'erne: en periode på næsten ti år hvor kontantprisen overvurderes.
- Efter 2003: en kraftig undervurdering af prisudviklingen.

Mulige forklaringer på disse problemer kan findes i den udvikling som realkreditlovgivningen har gennemgået².

Fra slutningen af 1950'erne frem til 1970 foregik låneprocessen efter den såkaldte 3. lagsprioritering, hvor der blev optaget lån i tre forskellige realkreditinstitutter. Usikkerheden omkring finansieringen blev yderligere styrket af at vilkårene for realkrediten var forskellige alt efter hvor man befandt sig i Danmark³. Desuden var lovgivningen meget omskiftelig i denne periode, hvilket er med til at vanskeliggøre en generel beskrivelse af boligmarkedet.

Men i 1970 blev der indført en ny realkreditlovgivning som indebar at man i Danmark gik over til enhedsprioritering, samt at konkurrenceforholdene blev normaliseret gennem fusioner af de eksisterende realkreditinstitutter⁴. Samlet set betød det at markedet blev mere homogent og dermed nemmere at beskrive. Modellen har dog stadig svært ved at forklare udviklingen frem til 1980, hvor der bliver gennemført en ny realkreditreform, som bl.a. ophæver sondringen

² se evt. oversigten over realkreditlovgivningen i arbejdspapiret af Tina S. Hvolbøl, Asger Olsen og Grane Høegh: "prisudviklingen på det danske boligmarked".

³ se evt. Danske Banks historie bag "Realkredit Danmark"

⁴ Realkreditrådets "Realkredit finansiering i Danmark"

mellem almindelig og særlig realkredit. Herefter klarer kontantprisrelationen sig nogenlunde indtil midten af 1980'erne, hvor den som nævnt har negative residualer i næsten ti år i træk. Dette kan skyldes indførslen af mix-lånet, som kom sammen med kartoffelkuren i 1986. Mixlånet kan ses som en form for tvungen opsparing, og vil derfor virke dæmpende på boligefterspørgslen, hvilket modellen ikke ser ud til at fange.

Den sidste periode med store residualer er efter 2003, hvilket var året hvor man indførte det afdragsfrie lån. Teoretisk set burde det ikke få indflydelse på boligefterspørgslen, så længe boligkøberne ikke er kreditrationeret. Dette kan dog være svært at afgøre. De store residualer kan også skyldes spekulativ adfærd blandt køberne, samt at disse år er udenfor estimationsperioden (større usikkerhed ved ekstrapolation).

Med baggrund i ovenstående er der derfor foretaget to estimationer fra henholdsvis 1970 og 1980 til 2003 for at se hvilken indvirken det vil have på modellen. Det er desuden forsøgt at estimere fra 1968-2003 og 1978-2003 for at kunne sammenligne parameterestimerne med andre estimationer. Resultaterne ses i tabel 2.

Forkortes estimationsperioden så den går fra (1968/) 1970 til 2003 får det ikke den helt store betydning for estimerne. Den parameter der har ændret sig mest er den lang sigtede indkomstelasticitet, som dog stadig ligger indenfor to standardafvigelser af den *oprindelige* værdi.

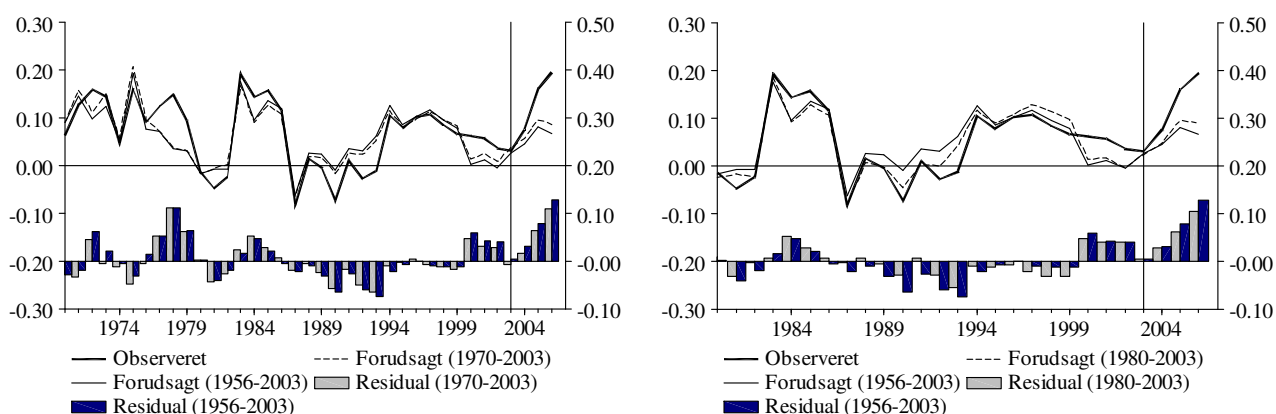
Forklaringsgraden er steget, men det skyldes i høj grad at man har skåret den del af perioden væk som modellen havde svært ved at beskrive – hvilket fremgår af grafen til højre i figur 2.

I den *korte* estimation er det fejlkorrigeringsparameteren og den langsigtede priselasticitet der har ændret sig mest. Forklaringsmæssigt har modellen forbedret sig fra omkring 1990 til 1995, men residualerne sidst i perioden ligner til forveksling dem fra tidligere estimationer – jf. figur 2.

Tabel 2 Estimation med forskellige perioder

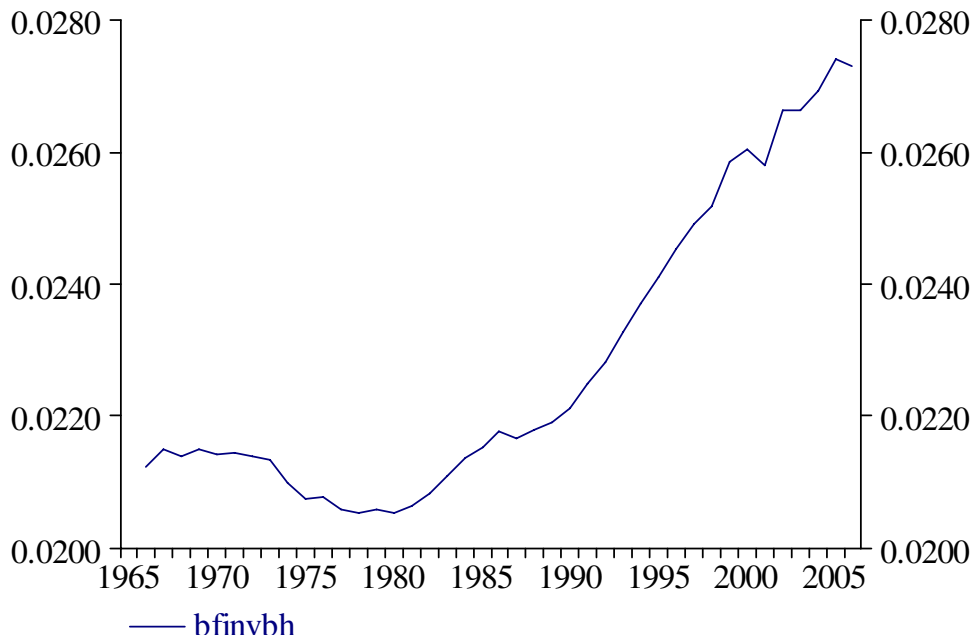
		Kort sigt			Lang sigt				R ²
		Realforbrug pr. capita	Usercost	Fejl-korrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Logistisk trend	Kontant	
1956-2003	<i>Estimat</i>	1,0848	-0,3765	-0,5302	1,1861	-0,5567	0,2703	0,7343	0,6162
	<i>Std. fejl</i>	0,3520	0,0545	0,1350	0,2508	0,1336	0,1123	0,9682	
1968-2003	<i>Estimat</i>	1,0563	-0,3917	-0,6093	1,0674	-0,4822	0,3832	1,1296	0,6587
	<i>Std. fejl</i>	0,4649	0,0611	0,1850	0,2560	0,1484	0,1513	0,9657	
1970-2003	<i>Estimat</i>	1,0844	-0,3519	-0,5137	1,3922	-0,5077	-*	0,1048	0,7097
	<i>Std. fejl</i>	0,4312	0,0556	0,1230	0,1595	0,1450	-	0,6768	
1978-2003	<i>Estimat</i>	1,4934	-0,4419	-1,5287	1,0511	-0,2197	-*	1,5245	0,8393
	<i>Std. fejl</i>	0,4361	0,0558	0,2777	0,0584	0,0466	-	0,2476	
1980-2003	<i>Estimat</i>	1,1634	-0,4331	-1,0141	1,2345	-0,3542	-*	0,7464	0,8579
	<i>Std. fejl</i>	0,4608	0,0529	0,3622	0,1755	0,1342	-	0,7438	

* den logistiske trend estimeres insignifikant og er derfor udeladt af modellen.

Figur 2 – Reestimation af boligmodellen

Samlet set har de nye estimationsperioder ikke forbedret modellens evne til at forklare udviklingen i kontantprisen. Man opnår blot en højere R^2 ved at fjerne noget af det uforklarlige. Det ses dog at den kortere estimationsperiode forbedrer de store residualer sidst i perioden en smule.

En mulig forklaring på hvorfor modellen ikke fanger de sidste år kan ligge i data. Afskrivningsraten, som er vist i figur 3, er steget med ca. 30 procent siden 1980, hvilket umiddelbart virker voldsomt. En for høj afskrivningsrate vil betyde at prisen på boligforbrug (pche) er overvurderet, hvilket betyder at boligefterspørgslen, og dermed boligpriserne på kortsigt, er undervurderet.

Figur 3 – Udviklingen i afskrivningsraten på boliger

De ovenstående estimationer er udført med den gamle trend, hvorfor man kan forvente at opnå en endnu bedre forklaringsgrad ved at tilpasse den logistiske trend, som har følgende udseende:

$$1/(1+(Cpuxh/(U \cdot pcpxh)/Exp(T2))^{T1})$$

Tidligere er T1 og T2 bundet til henholdsvis -20 og 4.08 – den nye tilpasning er sket ved grid search.

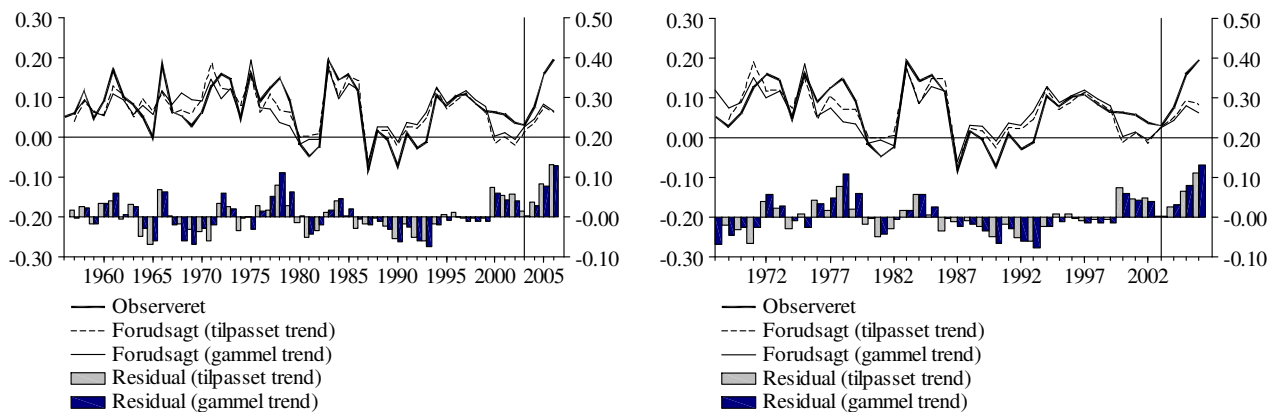
Tabel 3 Tilpasning af trenden

		Kort sigt			Lang sigt				Trend		
		Realforbrug pr. capita	Usercost	Fejl-korrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Logistisk trend	Kontant	T1	T2	R ²
1956-2003	<i>Estimat</i>	1,4927	-0,3639	-0,7041	1*	-0,3695	0,2839	1,4807	-68	4,10	0,6844
	<i>Std. fejl</i>	0,2975	0,0465	0,1275		0,0545	0,0252	0,0233			
1968-2003	<i>Estimat</i>	1,7263	-0,3702	0,7308	1*	-0,3004	0,3051	1,4543	-70	4,10	0,7422
	<i>Std. fejl</i>	0,3912	0,0484	0,1420		0,0788	0,0356	0,0354			
1970-2003	<i>Estimat</i>	1,2818	-0,3426	-0,7134	1*	-0,3295	-0,1092	1,6608	-886	4,14	0,7439
	<i>Std. fejl</i>	0,3874	0,0498	0,1513		0,0834	0,0244	0,0267			

Det er ikke lykkedes at tilpasse trenden når estimationsperioden går fra 1978 og 1980 til 2003. Desuden så får trenden en negativ parameter når der estimeres fra 1970, hvilket bekræfter at den ikke skal med i modellen i dette tilfælde – præcis som i tabel 2.

Forklaringmæssigt er der lidt at hente ved tilpasningen af trenden i de øvrige estimationer, men til gengæld ændrer parameterestimerterne sig en del. En forklaring kan være at den langsigtede indkomstelasticitet bindes til 1, hvilket presser den kort sigtede indkomstelasticitet op på grund af multikollinearitet. Figur 4 viser hvor tilpasningen af trenden har forbedret modellens evne til at forklare prisudviklingen.

Figur 4 – Kontantprisrelationen med tilpasset trend



Det fremgår tydeligt af figurerne at modellen nu fanger prisudviklingen bedre i slutningen af 1960'erne og 1970'erne. Derimod er residualerne i slutningen af perioden stort set uændret.

Samlet set må konklusionen være at det er estimationen fra 1956 til 2003 med tilpasset trend der er den pæneste. Dette selvom den korte estimation i tabel 2 har en høj R², men som figur 2 afslører så forklarer den kun udviklingen marginal bedre i perioden 1980-2006.

2. Kontantprisrelationen med ydelsesvariablen

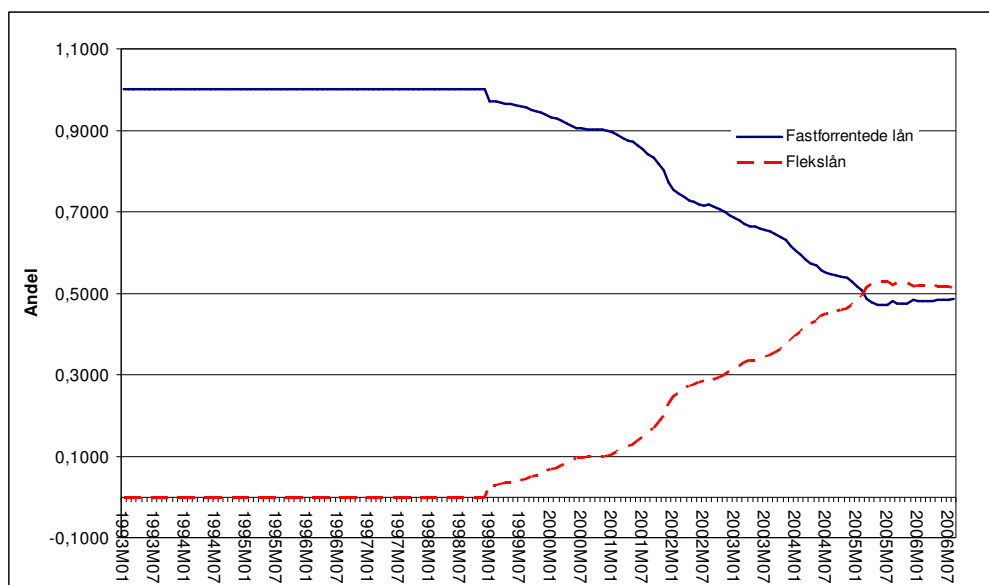
Det forsøges nu at inkludere en ydelsesvariabel i kontantprisrelationen. Det er tanken at denne nye variabel skal fange de effekter der er forårsaget af ændringer i realkreditforudsætningerne, f.eks. indførelse af flekslån og det afdragsfrie lån. Denne ydelsesvariabel er defineret som den mindste førsteårsydelse en boligkøber kan opnå ift. kontantprisen. Denne konstruktion bygger på en antagelse om, at boligkøberne er likviditetsbegrænset og derfor altid vil foretrække det lån med den mindste førsteårsydelse.

Det skal bemærkes at der er foretaget to ændringer i den oprindelige serie fra Realkredit Danmark. For det første er realkredit-betingelserne ændret så de stemmer overens med dem for nybyggeri, da lovgivningen på dette punkt tilgodeså nybyggeri fremfor ejerskifte. For det andet er rentetilpasningslånet først medregnet fra 1999 selvom det blev indført i 1996. Grunden til dette er, at der tilsyneladende først blev optaget rentetilpasningslån fra 1999 – jf. figur 4.

De første estimationer går kun tilbage til 1977, da ydelsesserien ikke går længere tilbage. De er karakteriseret ved:

- den logistiske trend bliver insignifikant
- man skal estimere til 2004, 2005 eller 2006 for at få ydelsen signifikant ind i modellen
- ydelsen vil kun ind i langsigtets niveauet

Figur 4 Fastforrentede lån vs. rentetilpasningslån



Kilde: statistikbanken.dk - tabel MPK56

Grunden til der skal estimeres længere end til 2003 for at på ydelsen ind i modellen kan være at det afdragsfrie lån først indføres sidst i 2003. Derfor er det nødvendigt at estimere helt frem til 2006 for at fange effekten af disse nye lånemuligheder – dvs. når modellen estimeres med afdragsandel eller ydelsesserien.

Tabel 4 Kontantprisrelationen med ydelsesvariablen

		Kort sigt			Lang sigt				R ²
		Realforbrug pr. capita	Usercost	Fejl- korrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Ydelse	Kontant	
1978-2003	<i>Estimat</i>	1,115	-0,4870	-1,3488	0,8269	-0,1728	-0,1194	2,1526	0,8720
	<i>Std. fejl</i>	0,4351	0,0550	0,2670	0,1316	0,0521	0,0653	0,4099	
1978-2004	<i>Estimat</i>	1,1093	-0,4861	-1,3564	0,8322	-0,1748	-0,1162	2,1386	0,8726
	<i>Std. fejl</i>	0,4237	0,0529	0,2502	0,1169	0,0469	0,0556	0,3737	
1978-2005	<i>Estimat</i>	1,1921	-0,4689	-1,4013	0,9036	-0,1925	-0,0779	1,9398	0,8768
	<i>Std. fejl</i>	0,4143	0,0497	0,2455	0,0820	0,0423	0,0324	0,2914	
1978-2006	<i>Estimat</i>	1,1906	-0,4718	-1,3989	0,8857	-0,1856	-0,0871	1,9905	0,8882
	<i>Std. fejl</i>	0,4093	0,0490	0,2426	0,0778	0,0403	0,0302	0,2802	
1980-2006	<i>Estimat</i>	0,7189	-0,4643	-0,7914	0,9975	-0,3617	-0,1720	1,2868	0,9185
	<i>Std. fejl</i>	0,4032	-0,0426	0,2942	0,1359	0,1401	0,0810	0,6264	

I alle tilfælde bliver den langsigtede indkomstelasticitet estimeret til under 1, som dog stadig ligger indenfor to standard afvigelser. Lang mere interessant er det at er den høje fejlkorrektionsparameter og den lave lang sigtede indkomstelasticitet. Erfaringen viser at det giver den samlede model uheldige egenskaber, hvor tilpasningen efter chok til system ligefrem er divergerende. Set i forhold til den simple reestimation i tabel 2 (1978-2003) så lider estimationen i dette tilfælde af samme problem. Det fremgår også af tabellen at man løser problemet ved at afkorte estimationsperioden så den kun går fra 1980. Resultatet bliver det samme med ydelsesvariablen, men til gengæld bliver den kort sigtede indkomstelasticitet insignifikant.

I næste afsnit er det forsøgt at tilbageføre ydelsen til 1956 for at kunne estimere på den oprindelige periode, og måske komme nogle af de ovenstående problemer til livs.

2.1 Tilbageførsel af ydelsen

Der er to grundlæggende problemer når ydelsesserien skal tilbageføres. For det første er realkreditlovgivningen tilbage i tiden meget skiftende, samt dårligt dokumenteret. For det andet har det været svært at finde renteserier der passer med dem der anvendes i Realkredit Danmarks beregning af ydelserne. Der vil i de to følgende afsnit blive redegjort for hvordan disse problemer er forsøgt løst.

2.1.1 Realkreditlovgivningen

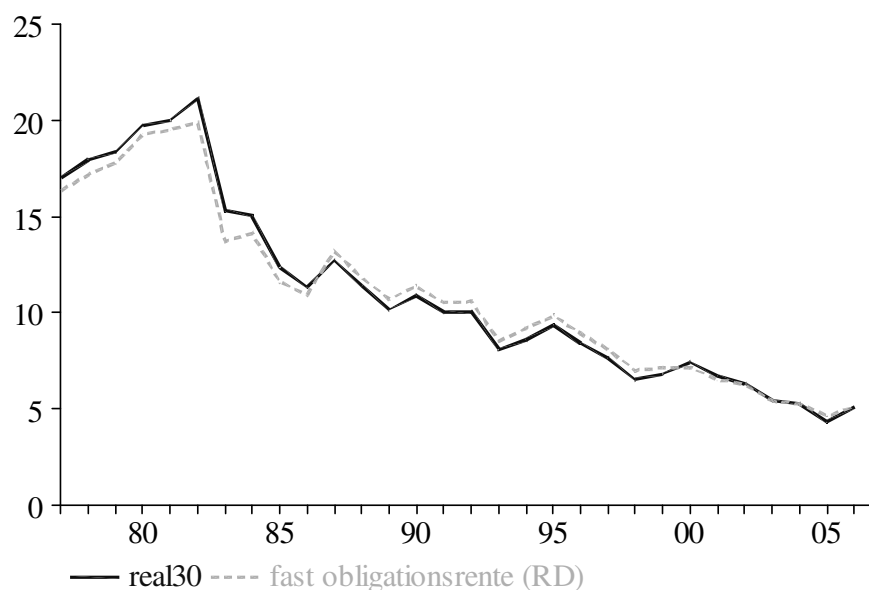
I første omgang er den tilbageført uændret, dvs. løbetider, grænser for obligationsfinansiering mm. fra slutningen er 1970'erne er brugt som beregningsgrundlag for ydelsen før 1977.

2.1.2 Tilbageførsel af renter

Der indgår fire renter i Realkredit Danmarks udregning af ydelserne – en fast og en fleks obligationsrente, en pantebrevsrente og en bankrente. Flexrenten er det naturligvis ikke nødvendigt at tilbageføre, da flekslånene først blev indført i 1996.

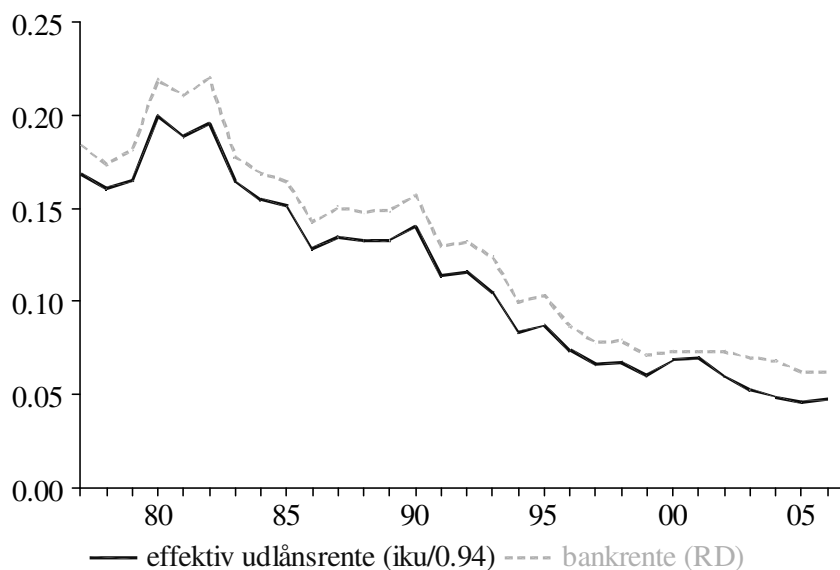
Som erstatning for den faste rente er brugt en serie kaldet real30, som Asger/Tina har skabt. Det er desuden også denne rente som man ønsker at medtage i pche i stedet for *iwbz*. I figur 5 sammenlignes de to serier.

Figur 5 – Sammenligning af faste obligationsrenter



Som den nye bankrente er brugt *iwlo*, pengeinstitutternes effektive udlånsrente, som findes i Adams databank. I figur 8 er den vist sammen med den bankrente som Realkredit Danmark har anvendt.

Figur 6 – Sammenligning af bankrenter

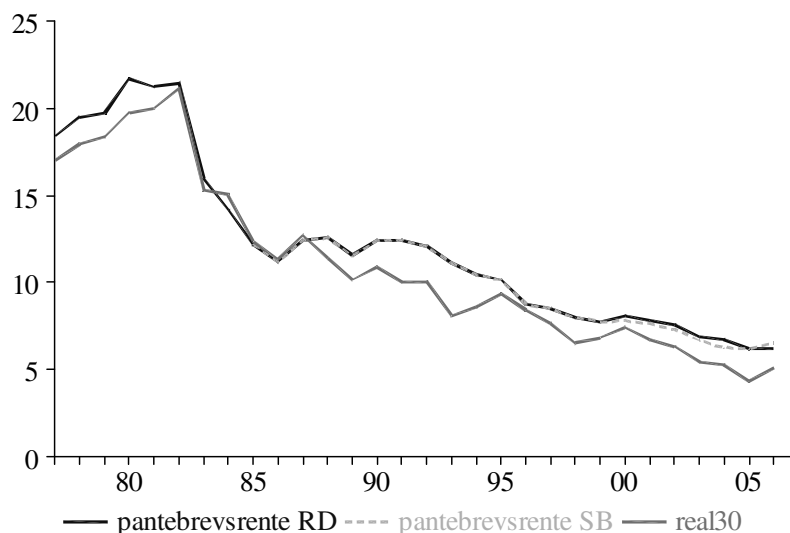


*Det var ikke muligt at finde en serie for iwlo der gik langt nok tilbage, så derfor har jeg skabt skabt en serie ud fra iku, som pr. definition er $kiku * iwlo$ ($kiku=0,94$)*

Som figurerne viser, så følger begge de nye renter de eksisterende, og kan derfor erstatte dem i beregningerne af ydelsesserierne.

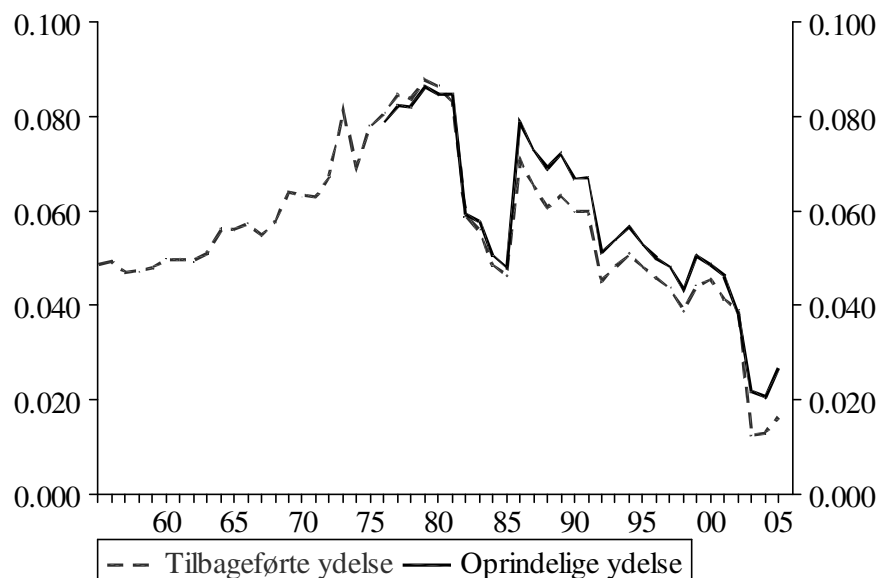
Det helt store og hovedpinefremkaldende problem er at finde en rente som kan erstatte pantebrevsrenten. Det har vist sig vanskeligt, og der er af denne grund taget lidt kreative metoder i brug. Den kreative del består i, at pantebrevsrente bliver splicet med real30, som den til en vis grænse følger i perioden 1977 til 2006 – jf. figur 7.

Figur 7 – Sammenligning af pantebrevsrenter og real30



Udover pantebrevsrenten fra Realkredit Danmark (RD) og vores egen faste obligationsrente real30, så er der også vist en pantebrevsrente fra Statistikbanken (SB). Som det fremgår af figuren så følger den perfekt udviklingen i Realkredit Danmarks Rente, men går desværre kun tilbage til 1985. Det har været umuligt at finde tal længere tilbage gennem de anførte kilder, men serien kan da i det mindste bruges hvis der er behov for at føre ydelsesserien frem i tiden.

Figur 8 – Sammenligning af ny og gammel ydelse



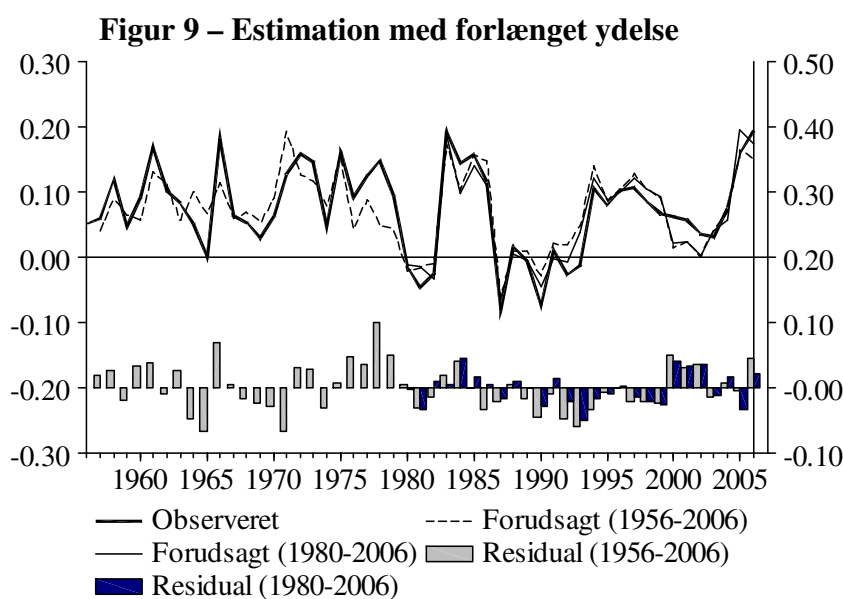
I figur 8 er den nye ydelsesserie afbilledet sammen med den oprindelige serie. Det skal nævnes at der i stedet for Realkredit Danmarks prisindeks er brugt phk i den nye ydelse.

I estimationen med den lange ydelsesserie er trenden også tilpasset, og resultaterne ses i tabel 5. I dette tilfældet er man tvunget til at estimere helt frem til 2006 hvis man vil have ydelsen med ind i modellen, hvor man før kunne nøjes med at estimere til 2004 eller 2005. De eneste brugbare resultater fås i den lange og i den korte estimation, og som det var tilfældet før, så forklarer begge estimationer prisudviklingen fra 1980 til 2006 nogenlunde lidt godt – jf. figur 9. Af denne grund foretrækkes den estimation hvor der er estimeret fra 1956 til 2006.

Tabel 5 Kontantprisrelationen med tilbageført ydelse og tilpasset trend

		Kort sigt			Lang sigt					Trend		
		Realforbrug pr. capita	Usercost	Fejl-korrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Logistisk trend	Ydelse	Kontant	T1	T2	R ²
1956-2003	<i>Estimat</i>	1,3585	-0,3841	-0,6943	1,1138	-0,4252	0,2511	-0,0324	0,9377	-82	4.10	0,6988
	<i>Std. fejl</i>	0,3230	0,0496	0,1245	0,1401	0,0913	0,0536	0,0552	0,4912			
1956-2006	<i>Estimat</i>	1,4520	-0,3954	-0,6740	1,0541	-0,3797	0,2805	-0,0967	0,9851	-88	4.10	0,7086
	<i>Std. fejl</i>	0,3175	0,0485	0,1220	0,1348	0,0862	0,0507	0,0968	0,4974			
1968-2006	<i>Estimat</i>	1,4492	-0,3787	-0,5721	1,0166	-0,3519	0,3437	-0,1219	1,0144	-86	4.09	0,7676
	<i>Std. fejl</i>	0,4228	0,0497	0,1474	0,2325	0,1157	0,0849	0,0894	0,7533			
1970-2006	<i>Estimat</i>	1,5778	-0,3818	-0,6050	1,0043	-0,3287	1,6518	-0,1084	-0,2076	-84	4.07	0,7392
	<i>Std. fejl</i>	0,4697	0,0522	0,1612	0,2279	0,1150	0,5853	0,0865	0,6441			
1978-2006	<i>Estimat</i>	1,3186	-0,4680	-1,4298	0,8987	-0,1822	0*	-0,0717	1,9760			0,8738
	<i>Std. fejl</i>	0,4295	0,0520	0,2570	0,0826	0,0417		0,0285	0,3015			
1980-2006	<i>Estimat</i>	0,8706	-0,4606	-0,8444	1,0072	-0,3382	0*	-0,1366	1,3400			0,9011
	<i>Std. fejl</i>	0,4391	0,0470	0,3228	0,1445	0,1364		0,0699	0,6424			

* den logistiske trend er udeladt af modellen.



3. Kontantprisrelationen med afdragsvariablen

Tanken var at afdragsandelen skulle indgå som et *tillæg* til *usercost*. Forskellen mellem et traditionelt *usercost*-begreb og 1. års ydelsen ligger primært i afdragsandelen - vi har altså følgende sammenhæng:

$$y = \text{usercost} + \text{afdragsandel}$$

hvilket kan omskrives til:

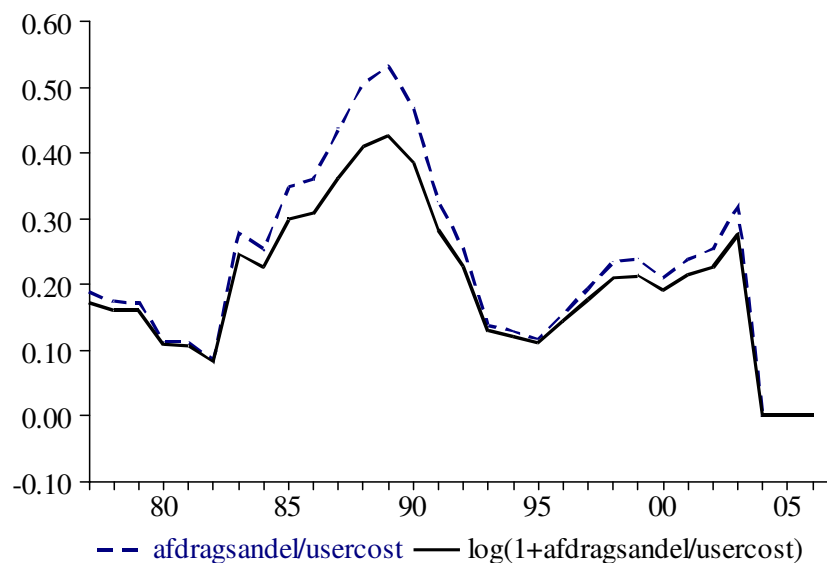
$$y = \left(1 + \frac{\text{afdragsandel}}{\text{usercost}}\right) \text{usercost} \Leftrightarrow$$

$$\log(y) = \log\left(1 + \frac{\text{afdragsandel}}{\text{usercost}}\right) + \log(\text{usercost}) \Leftrightarrow$$

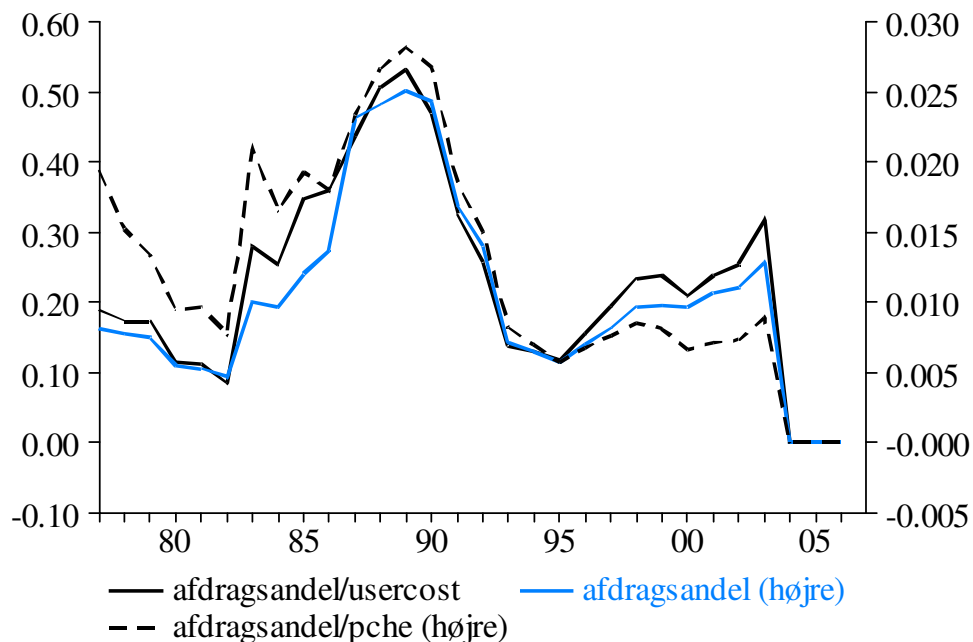
$$\log(y) \approx \frac{\text{afdragsandel}}{\text{usercost}} + \log(\text{usercost})$$

for små værdier af afdragsandelen/*usercost*. Som det ses på figur 10 er approksimationen ganske god.

Figur 10 Log approksimation



Figur 11 viser at udviklingen i afdragsandelen ift. henholdsvis *usercost* og *pche* er forholdsvis ens, hvilket retfærdiggør brugen af *afdragsandel/pche*. Det ses yderligere at denne serie stort set svarer til afdragsandelen alene, hvorfor denne bruges som *proxy* for den oprindelige serie – *afdragsandel/usercost*.

Figur 11 Usercost, pche og afdragsandel

På den måde får vi en model, hvor der kun er en rente-effekt gennem pche, mens der før var en effekt fra både ydelsen og pche. Afdragsandelen er taget direkte ind i den oprindelige model, så der i stedet for $\log(pche)$ er tilføjet et ekstra led. Vi har at

$$\log(y) \approx afdragsandel + \log(pche)$$

som indgår i stedet for $\log(pche)$ i den oprindelige model \rightarrow

$$\log\left(\frac{y}{pcp4xhv1}\right) =$$

$$\log(y) - \log(pcp4xhv1) \approx$$

$$afdragsandel + \log(pche) - \log(pcp4xhv1) =$$

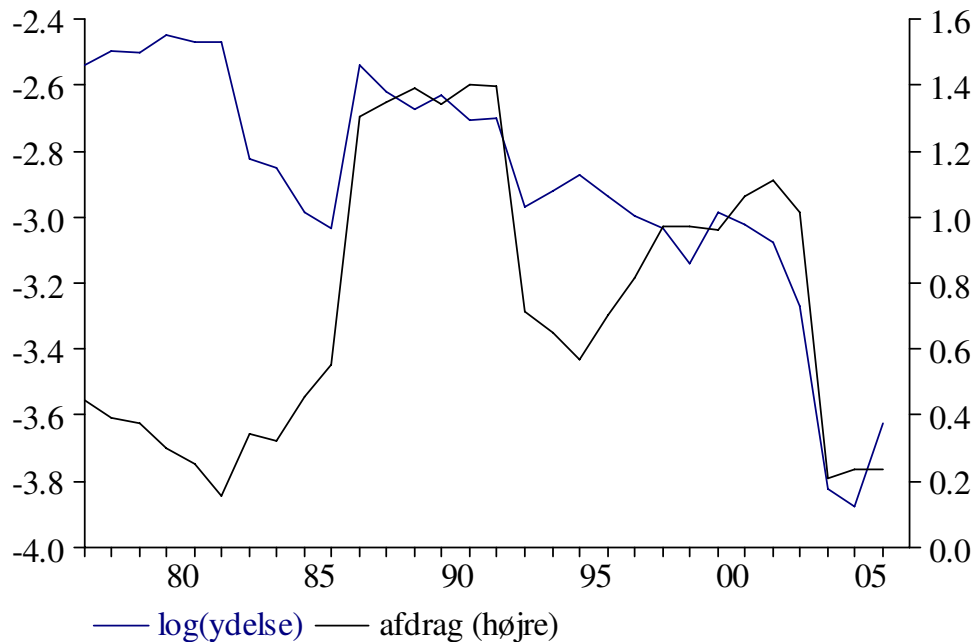
$$afdragsandel + \log\left(\frac{pche}{pcp4xhv1}\right)$$

Det sidste led indgår i den oprindelige models langsigtede efterspørgselsrelationen, mens afdragsandelen er det nye led. Der kan laves tilsvarende nummer i kortsigtsrelationen.

Det har vist sig umuligt at få (den oprindelige) afdragsvariabel ind i modellen, også selvom der blev estimeret til 2006. Figur 12 giver en mulig forklaring på dette. I starten af 1980'erne hvor afdragsandelen er stigende, da stiger boligpriserne også, hvilket er i modstrid med den intuitive sammenhæng mellem kontantpris og afdrag. Modsat kan man se at ydelsen er faldende, hvilken kan være forklaringen på hvorfor den bidrager signifikant til forklaringen. Grunden til at afdrags- og ydelsesvariabel bevæger sig modsat skyldes hovedsageligt relativt store rentefald i disse år. Dette får ydelsen til at

falde da rentebetalingerne bliver mindre, men det betyder også at afdraget kommer til at udgøre en relativt større andel af ydelsen.

Figur 12 Ydelse versus afdragsandel



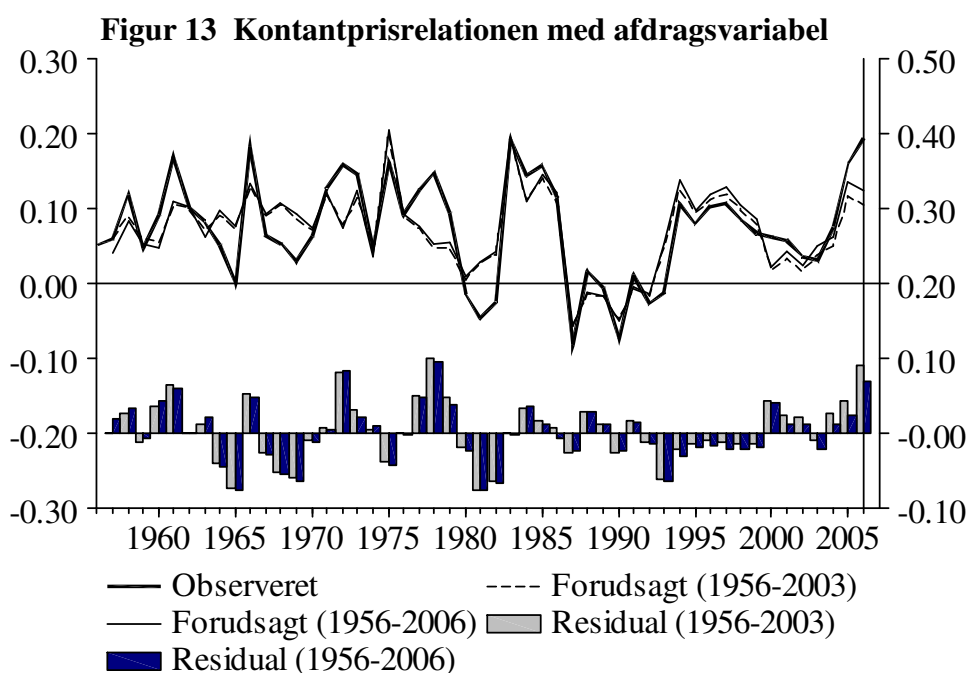
Det er derfor også forsøgt med den lange afdragsserie, som blev skabt sammen med tilbageførslen af ydelsen, jf. forrige afsnit. I dette tilfælde er det de oprindelige realkreditforudsætninger fra Realkredit Danmark der giver de bedste resultater.

Generelt er resultaterne ikke så kønne når man inddrager afdragsvariablen. For det første er det vanskeligt at tilpasse en ny trend, og når man kommer til de korte estimationsperioder bliver en eller flere af parameterne insignifikante. Umiddelbart er det de to første estimationer hvor den lang sigtede indkomstelasticitet er bundet til 1 som giver de bedste resultater, og deres fit kan ses i figur 13. Som forventet fanger den estimation hvor der er estimeret til 2006 de seneste års prisstigninger bedst, og er derfor at foretrække.

Tabel 6 Kontantprisrelationen med afdragsandel og tilpasset trend

		Kort sigt			Lang sigt					Trend		
		Realforbrug pr. capita	Usercost	Fejl-korrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Logistisk trend	Afdragsandel	Kontant	T1	T2	R ²
1956-2003	<i>Estimat</i>	1,3525	-0,3334	-0,6288	1*	-0,3976	0,2483	-0,0361	1,5687	-61	4.10	0,7137
	<i>Std. fejl</i>	0,2621	0,0479	0,1327		0,0623	0,0338	0,0212				
1956-2003	<i>Estimat</i>	0,9087	-0,3146	-0,3424	1,4904	-0,6946	0*	-0,0982	-0,1528			0,6565
	<i>Std. fejl</i>	0,3127	0,548	0,0964	0,1784	0,1682		0,0449	0,7935			
1956-2006	<i>Estimat</i>	1,6183	-0,3237	-0,5302	1*	-0,3520	0,2335	-0,0559	1,6196	-73	4.10	0,6860
	<i>Std. fejl</i>	0,2992	0,0505	0,1330		0,0722	0,0424	0,0287	0,0802			
1956-2006	<i>Estimat</i>	1,1402	-0,3186	-0,3335	1,4982	-0,6367	0*	-0,1092	-0,1658			0,6570
	<i>Std. fejl</i>	0,2940	0,0556	0,0977	0,1844	0,1681		0,0486	0,8218			
1968-2006	<i>Estimat</i>	1,9862	-0,3237	-0,6383	1*	-0,1973	0,2764	-0,0497	1,5470	-92	4.10	0,7852
	<i>Std. fejl</i>	0,3311	0,0479	0,1286		0,0663	0,0396	0,0209	0,0591			
1968-2006	<i>Estimat</i>	1,1475	-0,3127	-0,3673	1,5254	-0,4879	0*	-0,1089	-0,2983			0,7175
	<i>Std. fejl</i>	0,3701	0,0572	0,1104	0,2004	0,1742		0,0466	0,8711			
1970-2006	<i>Estimat</i>	1,3700	-0,3113	-0,4943	1,3550	-0,3656	0*	-0,0692	0,3516			0,7687
	<i>Std. fejl</i>	0,3575	0,0537	0,01135	0,1543	0,1249		0,0291	0,6671			
1978-2006	<i>Estimat</i>	1,9230	-0,4154	-1,2560	1,0787	-0,1882	0*	-0,0114	1,4212			0,8332
	<i>Std. fejl</i>	0,4193	0,0689	0,3666	0,0788	0,0558		0,0126	0,3300			
1980-2006	<i>Estimat</i>	1,4860	-0,3787	-0,4672	1,6076	-0,5028	0*	-0,0523	-0,7753			0,8620
	<i>Std. fejl</i>	0,4511	0,0658	0,4854	0,8131	0,4926		0,0746	3,3526			

* bundet parameter



4. Fri parameter på rpibhe

Rpibhe er forventningen til investeringsprisen for boliger, og indgår med en koefficient på 0,5 i prisen på boligforbrug, pche. Det er denne koefficient der forsøges estimeret frit i følgende afsnit. Grundet manglende data kan der kun estimeres fra 1968. Estimationen fra 1980-2003 er udeladt da resultaterne er ubrugelige.

Tabel 7 Kontantprisrelationen med fri parameter på rpibhe

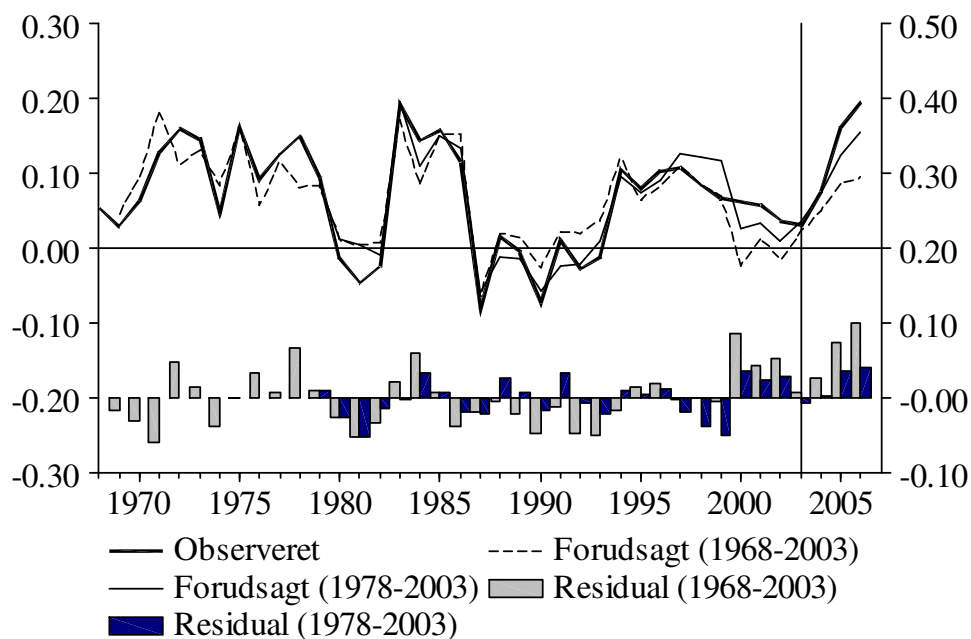
		Kort sigt			Lang sigt				Rpibhe	R ²
		Realforbrug pr. capita	Usercost	Fejl-korrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Logistisk trend	Konstant		
1968-2003	<i>Estimat</i>	1,4267	-0,3225	-0,8105	1*	-0,3396	0,4901	1,2643	0,6268	0,7048
	<i>Std. fejl</i>	0,4380	0,0607	0,1835		0,0844	0,0576	0,0606	0,0593	
1970-2003	<i>Estimat</i>	1,4668	-0,3168	-0,7598	1*	-0,3370	0,4332	1,3237	0,6117	0,7097
	<i>Std. fejl</i>	0,4639	0,0641	0,2022		-0,0938	0,1159	0,1248	0,0760	
1978-2003	<i>Estimat</i>	1,6881	-0,3078	-0,9933	1,5617	-0,3057	—**	-0,7193	0,7402	0,8667
	<i>Std. fejl</i>	0,4501	0,0661	0,3420	0,3449	-0,0885		1,5085	0,0904	

* bundet parameter

** estimeret med negativ koefficient, og derfor udeladt af estimationen

En generel tendens er at den langsigtede indkomstelasticitet er estimeres større end 1, hvorfor den bindes i de estimationer hvor den logistiske trend indgår. Den kort sigtede indkomstelasticitet estimeres desuden også til at være relativ stor, og det hjælper ikke at tilpasse trenden – tværtimod.

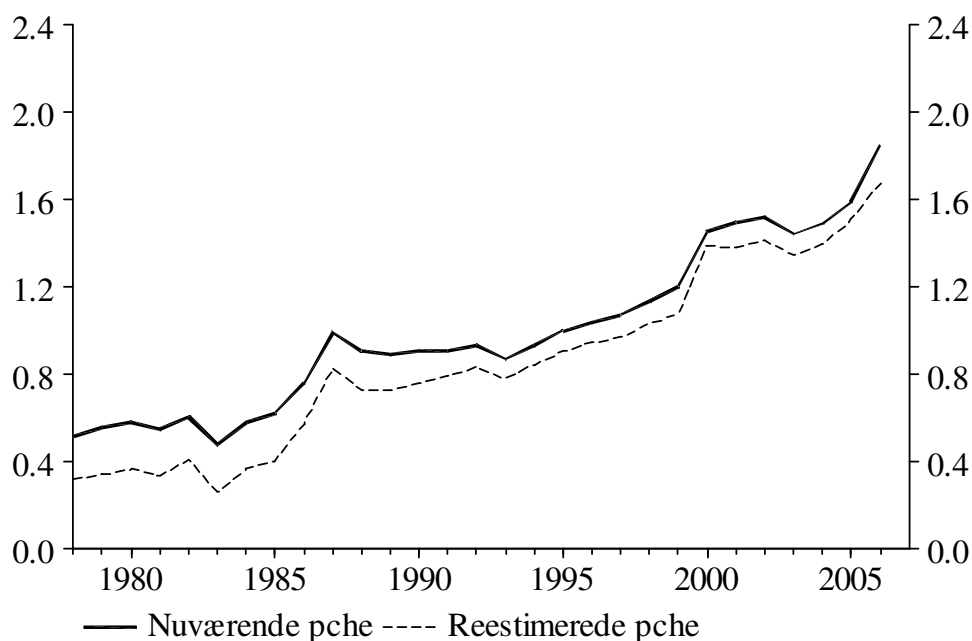
Figur 14 Kontantprisrelationen med fri parameter på rpibhe



Det er ikke noget specielt ved estimationen fra 1968, men tilgængæld sker der en væsentlig forbedring når estimationsperioden går fra 1978. Her har

reestimationen betyder at pche er faldet i hele perioden, hvilket kan være med til at forklare hvorfor den fanger prisstigningerne bedre i 2004-2006 – se eventuelt figur 15.

Figur 15 Sammenligning af pche



Når pche falder vil boligefterspørgslen alt andet lige stige, hvilke vil få modellen til at forudsige større boligpriser. En del af denne effekt bliver dog modvirket af en relativ lille priselasticitet. Dog giver dette et stærkere incitament til at få undersøgt afskrivningsraten, da man kan forvente at et eventuelt fald i denne vil kunne skabe nogenlunde de samme resultater – jf. diskussionen afsnit 1.

Problemet med denne estimation er først og fremmest at den bryder sammen når der estimeres fra 1980. Tilpasningsparameteren samt den langsigtede indkomst- og priselasticitet bliver insignifikante. Derudover er indkomstelasticiteterne relativt store.

5. Opsamling

Tabel 8 opsummerer de fire kandidater til den nye boligmodel. Når man sammenligner de forskellige muligheder skal der ikke lægges for meget vægt på R^2 da estimationsperioderne varierer. Det er derimod langt vigtigere hvordan modellerne forklarer prisudviklingen i 2004-2006, samt hvordan de påvirker den samlede models egenskaber når den udsætter for choks. Residualerne sammenlignes i figur 16, mens egenskaberne analyseres i de næste afsnit.

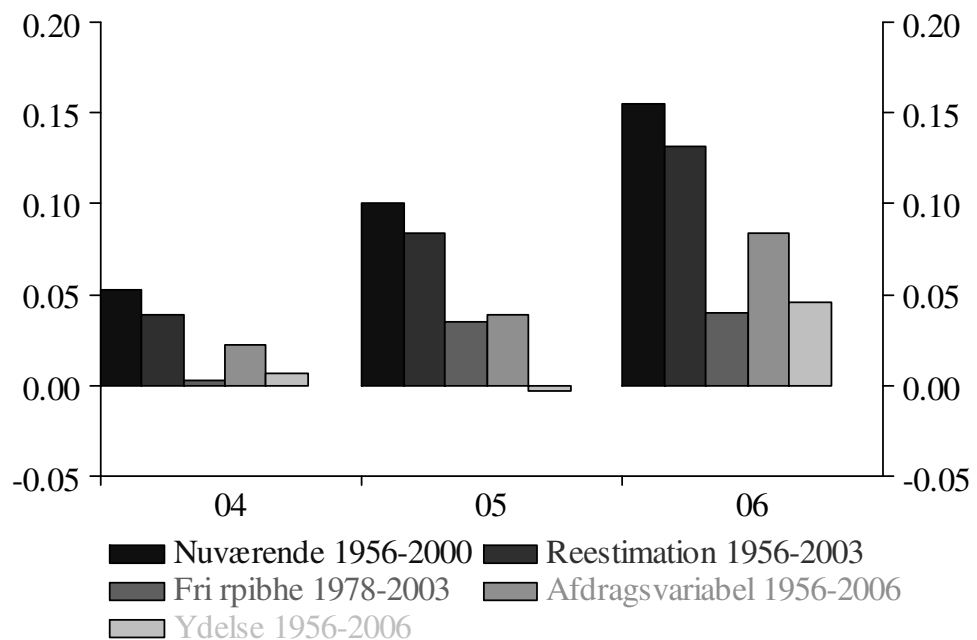
Tabel 8 Opsamling

		Kort sigt			Lang sigt					R ²
		Realforbrug pr. capita	Usercost	Fejl- korrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Logistisk trend	Afdrag/ Ydelse	Konstant	
<i>Simpel reestimation</i>										
1956-2003	<i>Estimat</i>	1,4927	-0,3639	-0,7041	1*	-0,3695	0,2839**		1,4807	0,6844
	<i>Std. fejl</i>	0,2975	0,0465	0,1275		0,0545	0,0252		0,0233	
<i>Ydelsesvariabel</i>										
1956-2006	<i>Estimat</i>	1,4520	-0,3954	-0,6740	1,0541	-0,3797	0,2805	-0,0967	0,9851	0,7086
	<i>Std. fejl</i>	0,3175	0,0485	0,1220	0,1348	0,0862	0,0507	0,0968	0,4974	**
<i>Afdragsvariabel</i>										
1956-2006	<i>Estimat</i>	1,1402	-0,3186	-0,3335	1,4982	-0,6367	0*	-0,1092	-0,1658	0,6570
	<i>Std. fejl</i>	0,2940	0,0556	0,0977	0,1844	0,1681		0,0486	0,8218	
<i>Fri parameter på rpibhe</i>										
1978-2003	<i>Estimat</i>	1,6881	-0,3078	-0,9933	1,5617	-0,3057	0*		-0,7193	0,8667
	<i>Std. fejl</i>	0,4501	0,0661	0,3420	0,3449	-0,0885			1,5085	***

* bundet parameter

** tilpasset trend

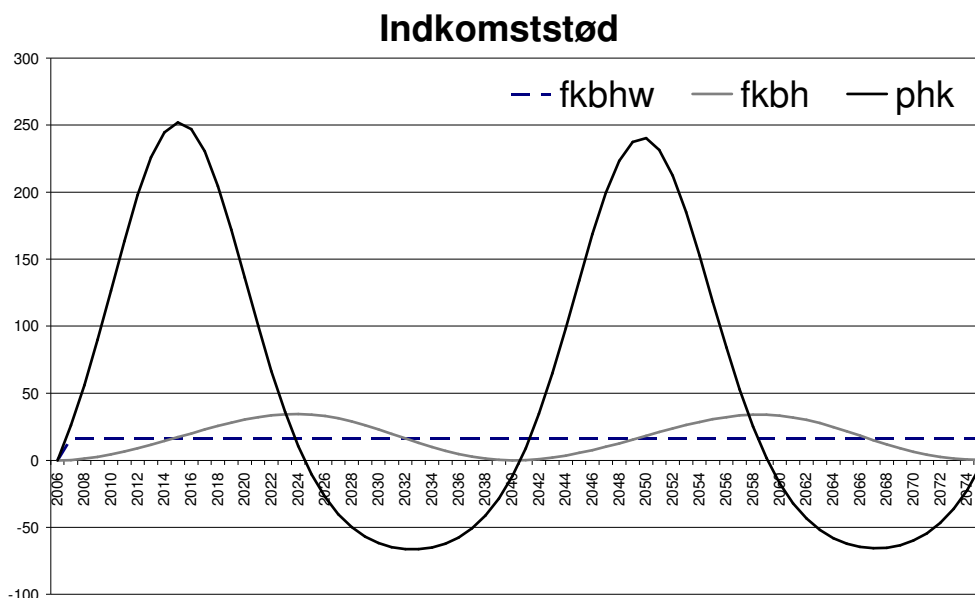
*** parameteren på rpibhe er 0.7402 i stedet for de sædvanlige 0.5

Figur 16 Sammenligning af residualer

6. Multiplikatoreksperimenter i delmodel

Det første eksperiment der udføres er indkomststød, hvor $cp4xh1$ øges permanent med 10 pct. Til at starte med ses udelukkende på modellen med en fri parameter på $rpibhe$.

Figur 17 Indkomststød i modellen med fri parameter på $rpibhe$

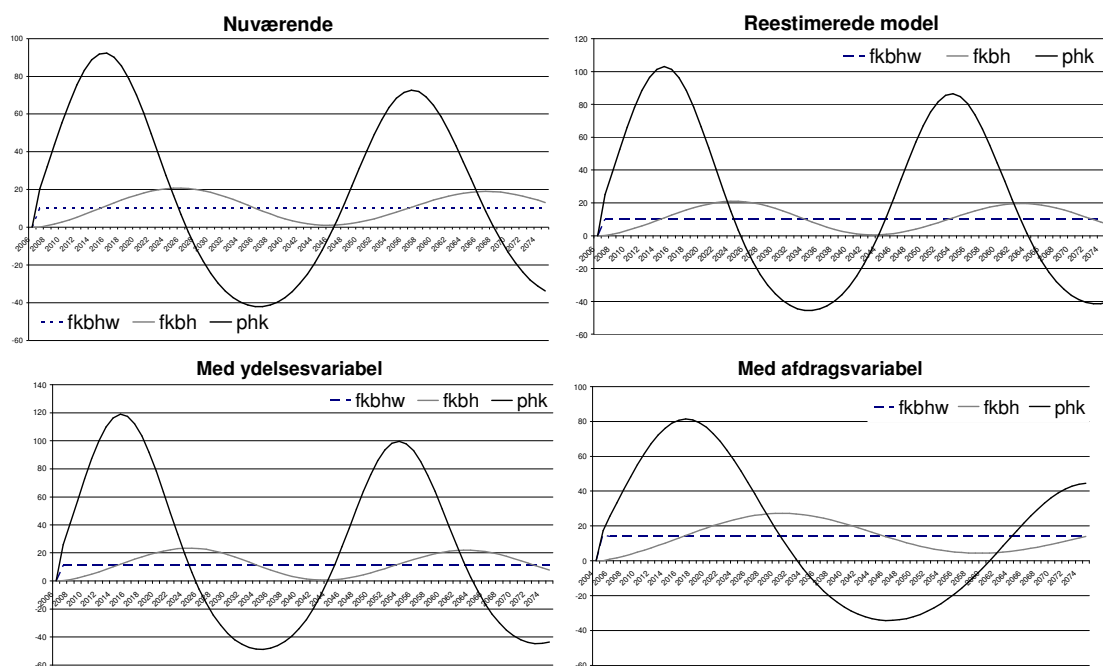


Som det fremgår af figuren så udviser modellen urimelig store svingningerne, hvilket skyldes de store indkomstelasticiteter samt den store fejlkorrektionsparameter. Der er desuden udført et tilsvarende eksperiment i den samlede model hvor modellen ligeledes havde dårlige egenskaber. Af denne grund ses der nu bort for denne version af kontantprisrelationen, og multiplikatoreksperimenterne vises kun for de resterende tre, samt den nuværende. Forslag til hvordan ydelses- og afdragsparametre kan inddrages i modellen kan ses i bilag A.

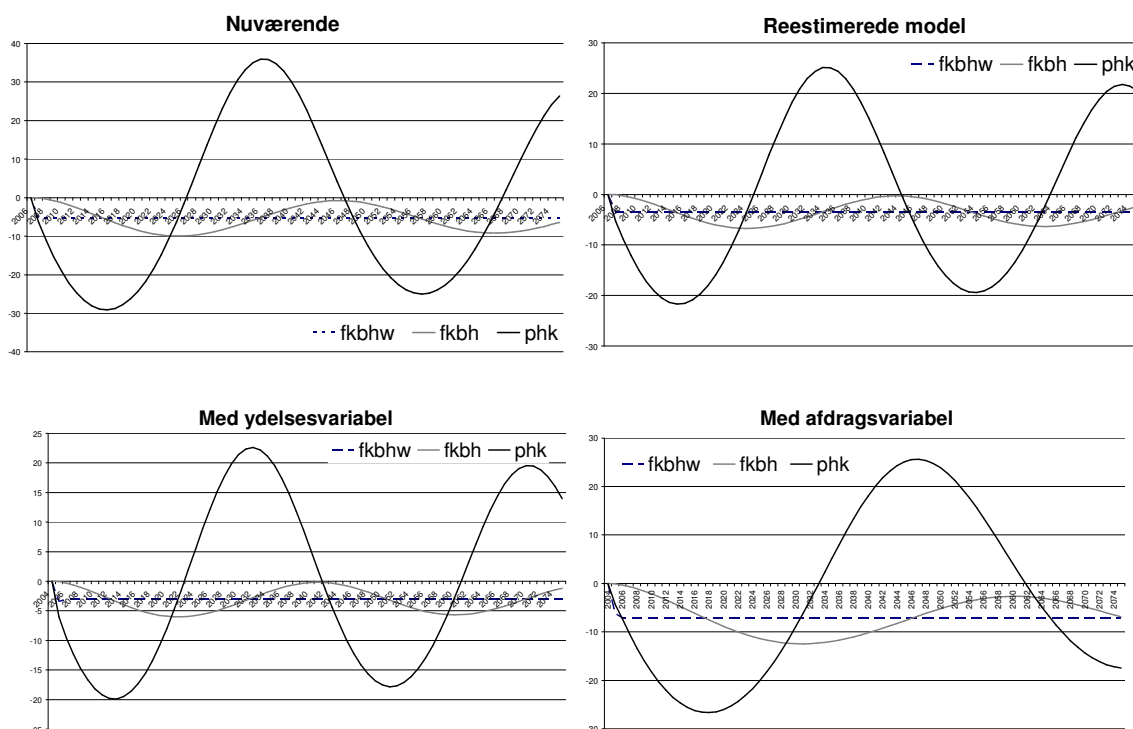
I tabel 18 ses modeleksperimentet for de andre modeller. En stigning i indkomsten slår øjeblikkeligt ud i et højere ønsket boligforbrug, og da stødet er permanent, er stigningen i $fkbhw$ det også. Modsat er tilpasningen i boligudbudet trægt, og det betyder at man umiddelbart efter choket har et underudbud af boliger, hvilket presser prisen opad. Priserne fortsætter med at stige indtil der er ligevægt mellem det ønskede og det faktiske boligudbud. Herefter begynder de at falde da de høje priser får udbudet til at overstige det ønskede niveau.

Umiddelbart er der ikke den store forskel på de tre første modeller, hvilket heller ikke er tilfældet i det næste eksperiment hvor der stødes til prisen på boligforbrug ($pche$). Der er igen tale om en permanent stigning på 10 pct. Det ser ud til at modellen med afdragsvariabel har længere svingninger.

Figur 18 Indkomststød i delmodel



Figur 19 Prisstød i delmodel

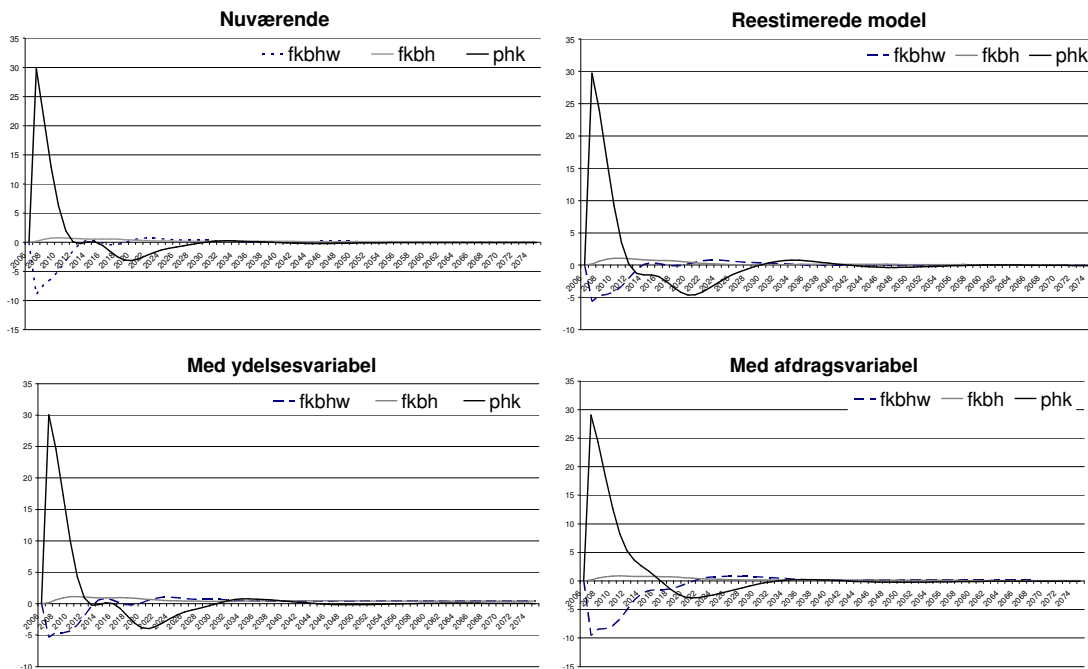


7. Multiplikatoreksperimenter i den samlede model (april 2004)

I det første forsøg i den samlede model stødes der direkte til kontantprisen, men denne gang er det kun et midlertidigt stød. Stødet forårsager en stigning i

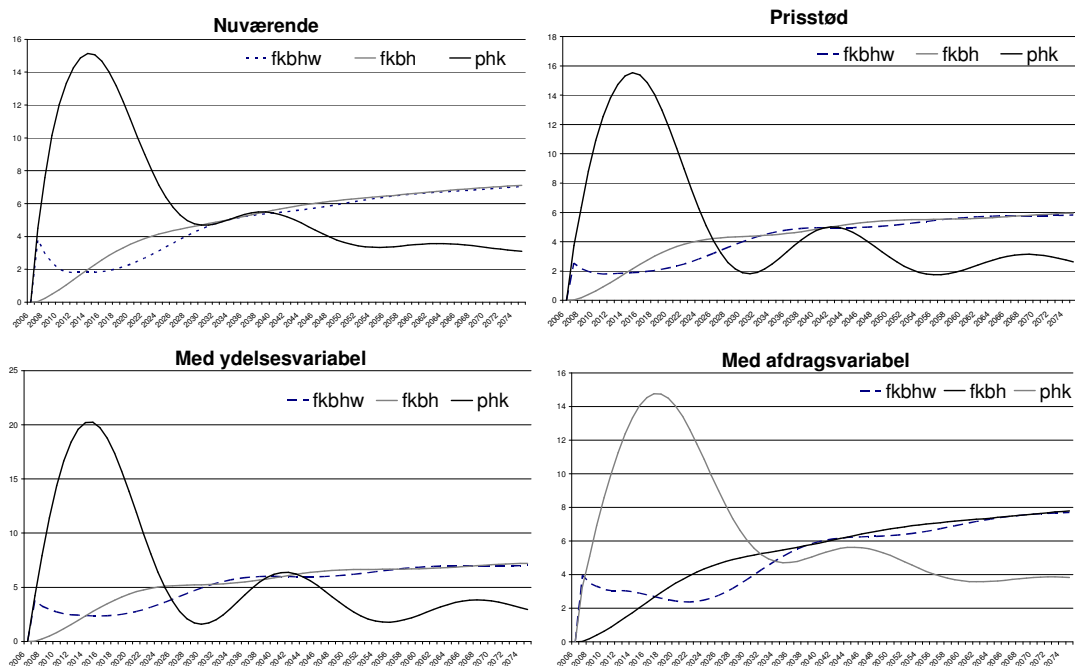
boligmængden og et fald i den ønskede boligmængde. Dette overudbud presser prisen nedad, og samlet set er effekten stort set forsvundet efter 30 år. Igen er der ikke den store forskel på hvordan de fire modeller reagerer på chokket.

Figur 20 Stød til kontantprisen



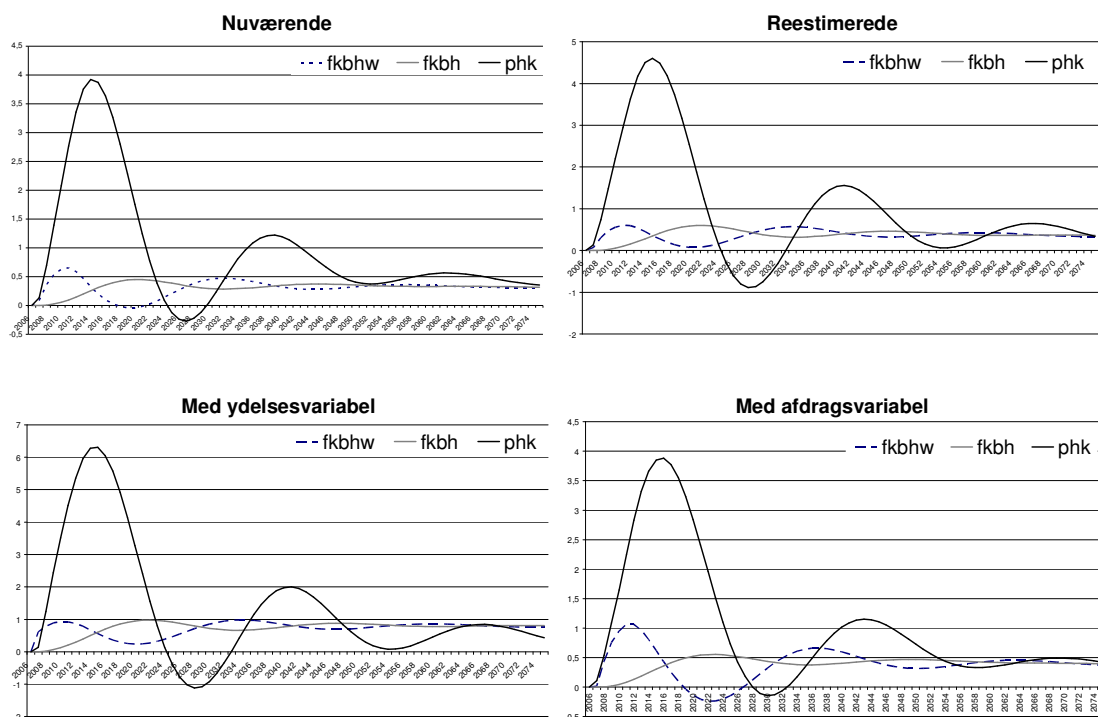
Det næste eksperiment er et permanent rentefald, og skal ses som en analog til pche-stødet i delmodellen. Et rentefald vil få pche til at falde, og dermed vil det umiddelbart øge kontantprisen og den ønskede boligmængde, mens boligbeholdningen tilpasses langsomt.

Figur 21 Rentestød



Det sidste modeleksperiment er en stigning (midlertidig) i det offentlige materialeforbrug, hvilket er ment som et indkomststød. Den kvalitative effekt vil være nogenlunde den samme som ved rentefaldet i ovenstående eksperiment. Renten er eksogeniseret i dette modelforsøg.

Figur 21 Indkomststød



8. Afsluttende kommentarer

Når alt kommer til alt er der kun to muligheder hvis man ønsker en væsentlig forbedring i residualerne i 2004-2006, nemlig modellerne med enten afdrags- eller ydelsesvariablen. Ser man på figur 16 så ses det at sidstnævnte ligefrem overvurderer prisudviklingen i 2005, hvilket taler til afdragmodellens fordel.

Egenskabsmæssigt ligner de to første modeller (simpel reestimation og ydelsesvarianten) den nuværende model meget, mens relationen med afdragsvariablen giver mindre svingninger, men langsommere tilpasning. Valget af den nye boligmodel bliver derfor et tradeoff mellem *pæne residualer* og *pæne modelegenskaber*.

Bilag A – Forslag til ligning for ydelses- og afdragsvariabel

Udgangspunktet er et forenklet udtryk for ydelsen (y):

$$y = \alpha \cdot y_{\text{realkredit}} + (1-\alpha) \cdot y_{\text{bank}}$$

hvor

$$y_i = -\overbrace{\frac{r}{(1+r)^{-t} - 1}}^{\text{annuitetsfaktor}} \cdot \text{hovedstol}$$

og hvor α er den maksimale andel af lånet der må finansieres med obligationer, r er den relevante rente og t er lånets løbetid. Dermed kan man opskrive førsteårsydelsen på et realkreditlån som

$$y_{\text{realkredit}} = -\overbrace{\frac{iwbz}{(1+iwbz)^{-t} - 1} \cdot \text{hovedstol}}^{\text{afdrag}} - iwbz \cdot \text{hovedstol} + \overbrace{(1-tsuih) \cdot iwbz \cdot \text{hovedstol}}^{\text{nettorenter}} \Leftrightarrow$$

$$y_{\text{realkredit}} = \left(-\frac{iwbz}{(1+iwbz)^{-t} - 1} - iwbz + (1-tsuih) \cdot iwbz \right) \cdot \text{hovedstol} \Leftrightarrow$$

$$y_{\text{realkredit}} = \gamma(iwbw, tsuih, t) \cdot \text{hovedstol}$$

$$\text{hvor } \gamma(iwbw, tsuih, t) = -\frac{iwbz}{(1+iwbz)^{-t} - 1} - iwbz + (1-tsuih) \cdot iwbz$$

Et tilsvarende udtryk kan findes for banklånet, hvilket betyder at den samlede ydelse kan skrives som:

$$y = \alpha \cdot \gamma(iwbw, tsuih, t) \cdot \text{hovedstol} + (1-\alpha) \cdot \gamma(iku, tsuih, t) \cdot \text{hovedstol} \Leftrightarrow$$

$$y = [\alpha \cdot \gamma(iwbw, tsuih, t) + (1-\alpha) \cdot \gamma(iku, tsuih, t)] \cdot \text{hovedstol}$$

Da modelvariablen er defineret som den mindste førsteårsydelse ift. kontantprisen, kan den skrives som:

$$Y = \frac{y}{\text{kontantpris}} = [\alpha \cdot \gamma(iwbw, tsuih, t) + (1-\alpha) \cdot \gamma(iku, tsuih, t)] \cdot \frac{\text{hovedstol}}{\text{kontantpris}}$$

Hvis man ser bort fra administrationsomkostninger, gebyrer o.lign. så vil hovedstolen svare til kontantprisen i det første år af låneperioden. Derfor kan udtrykket reduceres til

$$(*) \quad Y = \frac{y}{\text{kontantpris}} = \alpha \cdot \gamma(iwbw, tsuih, t) + (1-\alpha) \cdot \gamma(iku, tsuih, t)$$

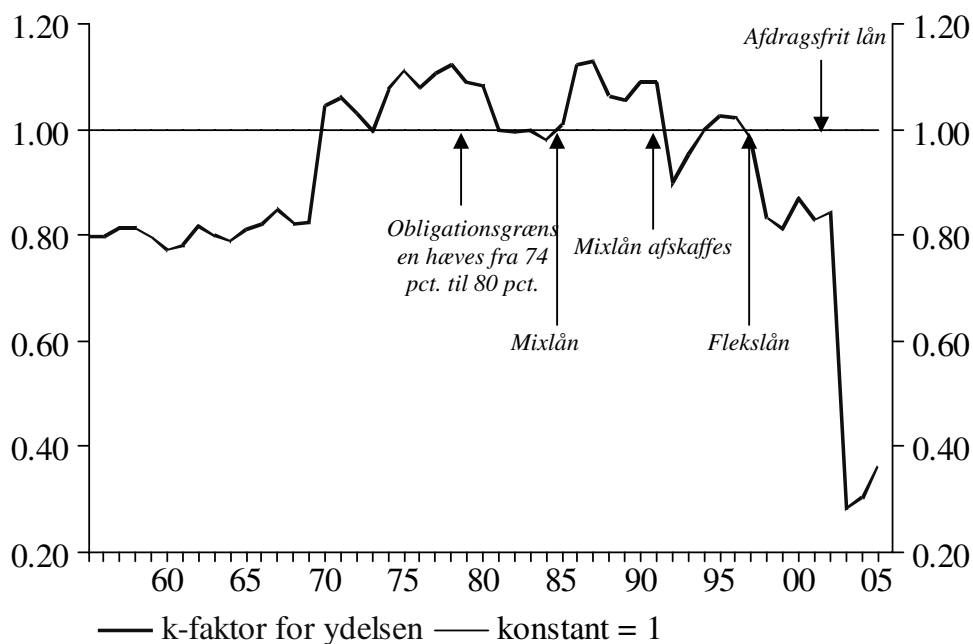
Sættes $t=30$ og $\alpha=0.80$ så har man et udtryk som kun afhænger af allerede eksisterende ADAM-variable. Bruges denne ligning til at beregne ydelsesserien, så vil den naturligvis ikke ramme den serie som der er estimeret

på, da den ikke fanger ændringer i realkreditforudsætningerne. Dette vil f.eks. gælde indførelsen af flekslånet og det afdragsfrie lån. En løsning er at indføre en k-faktor i ligningen, således at

$$Y_{\text{Realkredit Danmark}} = k_{\text{yd}} \cdot Y_{\text{ADAM}} \leftrightarrow k_{\text{yd}} = Y_{\text{Realkredit Danmark}} / Y_{\text{ADAM}}$$

Ved at se på k-faktorerne får man et indtryk af hvor godt (*) rammer den oprindelige serie, jf. figur 13.

Figur A1 – F-faktorer for ydelsen (kyd)



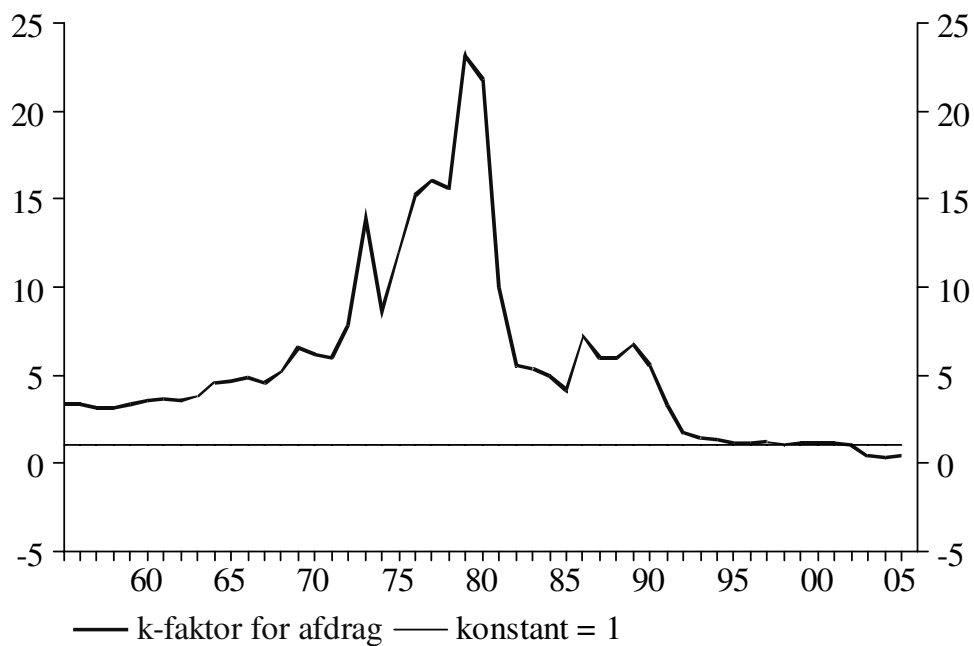
Årsagen til at relationen rammer så skidt før 1980 skyldes to ting. For det første er grænsen for obligationslån ved boligkøb kun 74 procent, mens den i ligningen er fastsat til 80 procent. For det andet tager relationen ikke hensyn til pantebrevsfinansiering, og da løbetiden på pantebreve var væsentligt lavere end på obligationslån, vil Realkredit Danmarks ydelse være større end den der er brugt i modellen. Dette sker da kortere løbetid betyder større ydelse. Efter 1980 kan afvigelserne i relationen hovedsageligt tilskrives ændringer i realkreditforudsætningerne. Størst betydning har indførelsen af det afdragsfrie lån, hvilket (*) ikke har mulighed for at fange. En løsning på dette problem kunne være at indbygge en dummy i relationen.

Der kan laves en tilsvarende udledning for afdragsvariablen, hvis k-faktorer er afbilledet i figur 14. Det er mere vanskeligt at beskrive afdragsserien med et udtryk $a_{la} (*)$, da den er beregnet på baggrund af den oprindelige serie for Realkredit Danmark, hvor der er større variation i α og t – dvs. ændringer i løbetider og grænsen for obligationslån. Dette problem kunne løses ved at indføre de to serier i ADAMs databank.

De store afvigelser før 1995 skyldes hovedsageligt at obligationslånenes løbetid er 20 år før 1991 og obligationslånegrænsen er 30 procent før 1980, hvilket ligger langt fra de antagede værdier ($t=30$ og $\alpha=0,80$). Man ser da også at relationen ser fornuftig ud i den sidste del af perioden, hvor

reakreditforudsætningerne er normaliseret i den forstand at de ligner dem der er antaget i modellen.

Figur A2 – F-faktorer for afdragsandelen



Man kunne eventuelt overveje at lade t og α (løbetid og grænsen for obligationslån) indgå i ADAMs databank, hvilket vil øge de foreslåede ligningers forklaringssevne. Begge serier er nemt tilgængelige, og det vil umiddelbart ikke kræve så meget at holde dem opdateret.

Bilag B – Den laggede endogene i kortsigtsrelationen

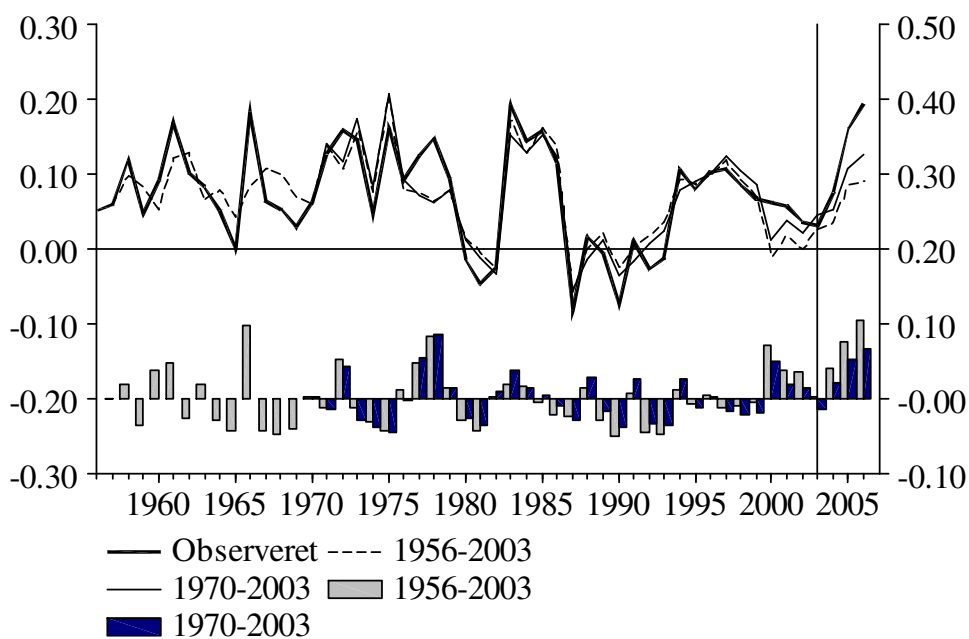
Det er i dette bilag forsøgt inkludere den laggede endogene i kortsigtsrelationen.

Tabel B1 Kontantprisrelationen med den laggede endogene

		Kort sigt				Lang sigt				R ²
		Realforbrug pr. capita	Usercost	Lag	Fejl-korrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Logistisk trend	Konstant	
1956-2003	<i>Estimat</i>	0,9991	-0,3949	0,3048	-0,3508	1*	-0,5763	0,3718	1,4077	0,7111
	<i>Std. fejl</i>	0,2887	0,0481	0,0957	0,1281		0,1387	0,0651	0,0578	
1970-2003	<i>Estimat</i>	0,9184	-0,3728	0,3852	-0,3310	1,4894	-0,5480	0*	-0,3461	0,8131
	<i>Std. fejl</i>	0,3549	0,0457	0,0996	0,1110	0,2053	0,1884		0,8715	
1980-2003	<i>Estimat</i>	0,9171	-0,4407	0,3017	-0,3933	1,6204	-0,6177	0*	-0,9122	0,8686
	<i>Std. fejl</i>	0,4183	0,0468	0,1216	0,4058	0,7812	0,5676		3,3791	

* bundet parameter

Figur B1 – Kontantprisrelationen med den laggede



Der er sket en væsentlig forbedring af residualerne sidst i 2004-2006 når der estimeres fra 1970 til 2003. Det vil naturligvis se endnu bedre ud hvis der estimeres helt frem til 2006.

Tabel B2 Kontantprisrelationen med den laggede endogene estimeret til 2006

		Kort sigt				Lang sigt				R ²
		Realforbrug pr. capita	Usercost	Lag	Fejl-korrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Logistisk trend	Konstant	
1956-2006	<i>Estimat</i>	1,2695	-0,3970	0,3729	-0,2583	1*	-0,5111	0,4042	1,3800	0,6871
	<i>Std. fejl</i>	0,2866	0,0507	0,0978	0,1307		0,1788	0,0996	0,0864	
1970-2006	<i>Estimat</i>	1,1743	-0,3846	0,4243	-0,3238	1,5703	-0,4364	0*	-0,7018	0,8151
	<i>Std. fejl</i>	0,3255	0,0455	0,0968	0,1117	0,2124	0,1722		0,8970	
1980-2006	<i>Estimat</i>	1,2498	-0,4525	0,3930	-0,2254	2,0723	-0,6857	0*	-2,8715	0,8943
	<i>Std. fejl</i>	0,4043	0,0484	0,1191	0,4140	2,2212	1,1514		9,5381	

Figur B2 – Kontantprisrelationen med den laggede endogene