

## Kontantprisrelationen estimeret på kædetal

### Resumé:

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

*I dette papir opstilles der en række forslag til den nye kontantprisrelation. Først forsøges det at tilpasse den nuværende relation, og de bedste resultater opnås med en simpel reestimation eller ved at inddrage en afdragsandel i langsigtsdelen. Parametermæssigt adskiller disse modeller sig ikke meget fra hinanden, men modellen med afdragsvariablen fanger prisudviklingen fra midten af 1980'erne til 1990'erne, og årene 2004-2006, væsentlig bedre.*

*Dernæst foretages to ændringer i kontantprisrelationen, som foreslået i THV01806. Dette ændrer ikke de tidligere konklusioner – valget står mellem en simpel reestimation eller en model med afdragsandelen.*

*Desuden reestimeres forbrugsfunktionen, som estimeres i et system med kontantprisrelationen, og relationen for boliginvesteringerne.*

---

THJ17408

Nøgleord: kontantpris, boligmodel, reestimation, boliginvestering, forbrug

*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.*

Dette papir kan opsplittes i to dele; afsnit 2-9 som indeholder estimationer mm. med den nuværende kontantprisrelation, mens der i afsnit 10-16 er foretaget to ændringer i relationen.

I det første afsnit gives en kort opsummering af modellen, mens der i de efterfølgende afsnit foretages diverse estimationer og forsøg med relationen.

afsnit 2 – en simpel reestimation

afsnit 3 – der forsøges med en ydelsesvariabel i modellen

afsnit 4 – ydelsesvariablen erstattes med en afdragsandel

afsnit 5 – den laggede endogene inkluderes i kortsigtdynamikken

I afsnit 6 samles der op på forsøgene, og i de to næste afsnit (7 og 8) udføres der modeleksperimenter i henholdsvis en isoleret delmodel og i hele modellen (april 2007). Afsnit 9 samler kort op på første halvdel af papiret. Det har vist sig at der reelt kun er to alternativer til den nuværende kontantprisrelation – nemlig en reestimation eller en model med afdragsvariablen.

I afsnit 10 foretages der to ændringer i modellen, som det er foreslået i THV01806. Trenden bliver tilpasset så det ikke længere er forbruget excl. boligforbrug der indgår, men i stedet det samlede forbrug – dvs. *cpuxh* erstattes af *cpu* i den logistiske trend. Den anden ændring er at befolkningen, *U*, fjernes fra forbrugsudtrykket i kortsigtdelen, så det ikke længere er pr. capita forbrug, men det samlede som indgår.

Afsnit 11 og 12 indeholder estimationerne med henholdsvis ydelses- og afdragsvariablen. Præcis som tidligere har det ikke været muligt at få ydelsesvariablen fornuftigt ind i modellen, mens det ser lovende ud med afdragsvariablen. Det næste afsnit (afsnit 13) estimeres relationen i et system med forbrugsrelationen, som den plejer. Umiddelbart ændrer det ikke parameterestimerne væsentligt.

I afsnit 14 gennemføres modeleksperimenter i den samlede model (april 2007) – disse eksperimenter svarer til dem der blev udført med den oprindelige model i afsnit 8. Forsøgene viser at rettelserne i kontantprisrelationen har givet modellen større svingninger, og at der ikke er den store forskel på om afdragsandelen udelades eller inkluderes. Til sidst samles der op i afsnit 15, hvor der også er vist et eksperiment i den seneste modelversion (april 2008). Svingningerne i disse modelforsøg er stort set forsvundet, hvilket hovedsageligt kan tilskrives den nye lønrelation.

I bilag E er der desuden en reestimation af boliginvesteringsrelationen, som relaterer til kontantprisrelationen gennem *fkbbhw* (og *phk*), dvs. den ønskede boligbeholdning (og kontantpris).

## 1. Opsummering af kontantprisrelationen

Først en hurtig opsummering af boligmodellen – se eventuelt THV01806 for yderligere information. Den langsigtede boligefterspørgsel er givet ved

$$\begin{aligned} \log(fKbhw/U) &= \beta_1 \cdot \text{Log}(Cpuxh/(U \cdot pcpuxh)) \\ &+ \beta_2 / (1 + (Cpuxh/(U \cdot pcpuxh) / \text{Exp}(4.08))^{-20}) \\ &+ \beta_3 \cdot \text{Log}(pche / pcpuxh) + \kappa \end{aligned}$$

hvor

$fKbhw$	Ønsket boligbeholdning
$fKbh$	Boligbeholdning
$phk$	Kontanpris på enfamiliehus
$pche$	Pris på boligforbrug, ejer
$U$	Befolkningstal
$Cpuxh$	Privat forbrug undtagen boligydelse
$pcpuxh$	Prisudtryk for $Cpuxh$

Dynamikken i modellen er givet ved følgende ligning

$$\begin{aligned} D \log(phk) &= \alpha_1 \cdot D \log(Cpuxh/(U \cdot pcpuxh)) \\ &+ \alpha_2 \cdot D \log((pche / phk) / pcpuxh) + \alpha_3 \cdot \text{Log}(fKbh_{-1} / fKbhw_{-1}) . \end{aligned}$$

Normalt estimeres boligrelationen i systemestimation med forbrugsrelationen, men resultaterne i dette papir er fra estimation af kontantprisrelationen alene.

## 2. Reestimation af den nuværende kontantprisrelation

Til at begynde med sammenlignes estimationerne på de gamle serier og på de nye kædede serier, for at se hvordan estimationsresultaterne har ændret sig. På nuværende tidspunkt findes de kædede serier tilbage til 1967, hvilket vil sige at der kan estimeres fra 1968.

**Tabel 1 Sammenligning af estimationer**

			Nuværende		Fastbase		Kæde	
			Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl
<b>Kort sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$dlog(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1,1490	0,3551	1,1135	0,4520	1,7644	0,4265
	Usercost	$dlog((pche/phk)/pcp4xhv1)$	-0,3879	0,0549	-0,3913	0,0605	-0,4501	0,0632
	Fejlkorrektion	$log(fkbh_{-1}/fkbhw_{-1})$	-0,6369	0,1521	-0,5933	0,1816	-0,9768	0,2800
<b>Lang sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$log(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1,0322	0,2153	1,0986	0,2591	0,8441	0,0845
	Usercost	$log(pche/pcp4xhv1)$	-0,5338	0,1097	-0,4749	0,1493	<b>-0,1393</b>	<b>0,0873</b>
	Logistisk trend		0,3344	0,0971	0,3703	0,1540	0,3205	0,0555
	Konstant		1,3119	0,8293	1,0101	0,9757	2,1324	0,3446
$R^2$			0,6388		0,6540		0,7112	
Estimationsperiode			1956-2000		1968-2004		1968-2004	

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

*Insignifikante variable er markeret med fed (ser bort fra konstanten), og \* betyder at parameteren er bundet.*

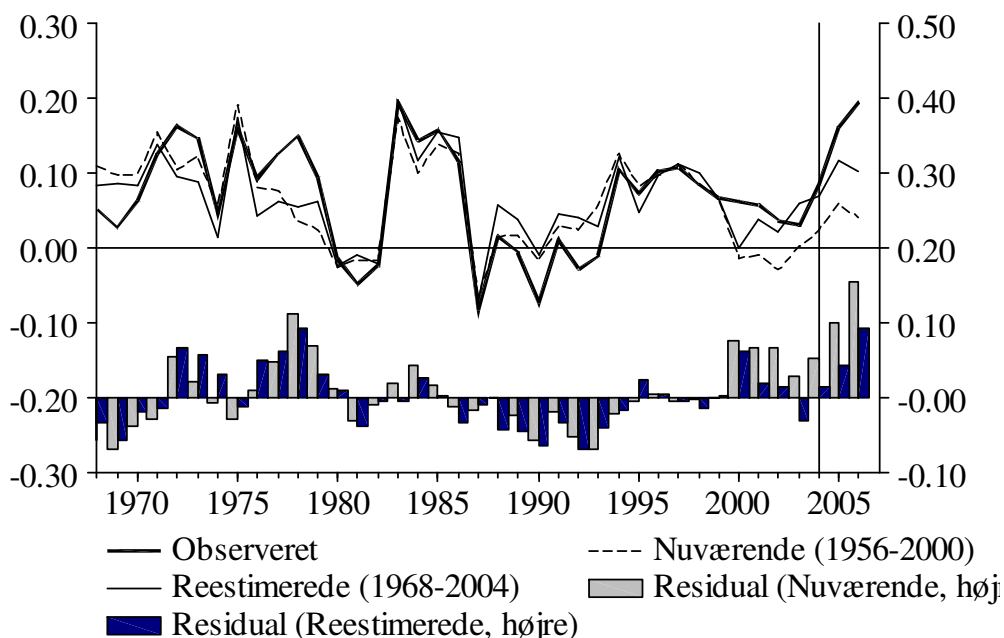
Der er ikke den store forskel på den nuværende estimation og estimationen med de ikke-kædede serier, men det er også kun perioden der adskiller disse. Derimod er der både skift af basisår og overgangen fra fastbase serier til kædede serier til forskel på den anden og tredje estimation i tabel 1. Denne overgang får parameterne til at ændre sig - specielt den kortsigtede indkomstelasticitet, fejlkorrektionsparameteren og den langsigtede priselasticitet ændres betydeligt.

Ved at binde den langsigtede indkomstelasticitet til 1 (ligger indenfor to standardafvigelse) fås resultaterne i tabel 2. Resultaterne adskiller sig stadig fra dem hvor der blev estimeret på fastbase tal. Se eventuelt i appendiks A hvor der gives en mulig forklaring på dette.

**Tabel 2 Simpel reestimation**

			Kæde	
			Estimat	std.fejl
<b>Kort sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$dlog(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1,4092	0,3779
	Usercost	$dlog((pche/phk)/pcp4xhv1)$	-0,4563	0,0648
	Fejlkorrektion	$log(fkbh_{,t}/fkbhw_{,t-1})$	0,7689	0,2567
<b>Lang sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$log(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1*	
	Usercost	$log(pche/pcp4xhv1)$	-0,2599	0,0921
	Logistisk trend		0,2469	0,0487
	Konstant		1,5008	0,0569
R <sup>2</sup>			0,6851	
Estimationsperiode			1968-2004	

**Figur 1 – Kontantprisrelationens forklaringsvne**



Som det fremgår af figur 1 så forbedrer den simple reestimation på kædetal residualerne i 2004-2006 væsentligt. Dette skyldes to ting. For det første er det en anden estimationsperiode, og for det andet sker der en forbedring alene fordi man går fra fastbase serier til kædede serier.

I THJ11408 argumenteres der for at den omskifterlig realkreditlovgivning kan have vanskeliggjort en generel beskrivelse af boligmarkedet, hvorfor det er interessant at se hvordan kontantprisrelationen opfører sig hvis man ændrer estimationsperioden.

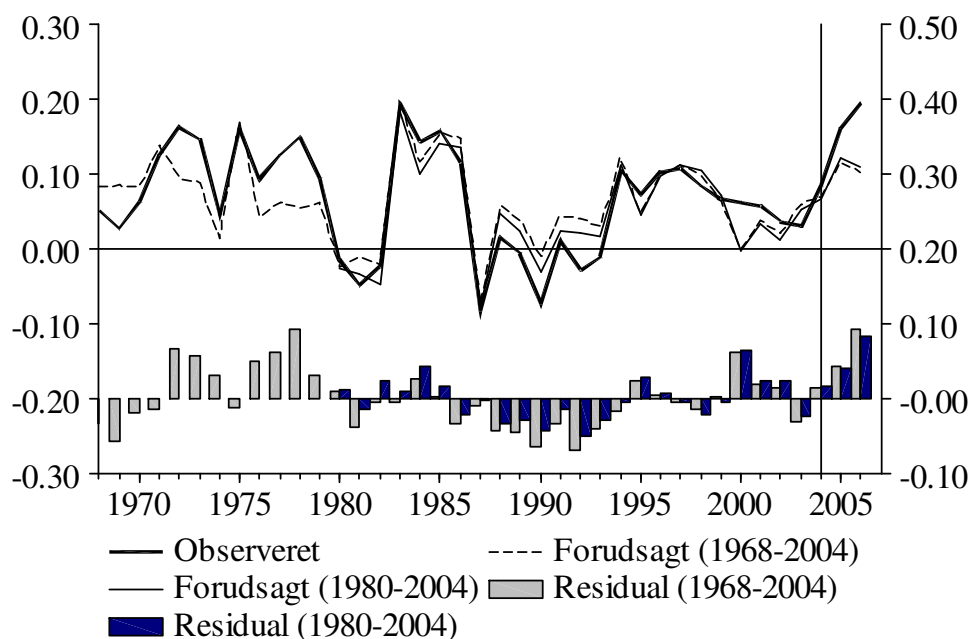
**Tabel 3 Estimation med forskellige perioder**

		Kort sigt			Lang sigt				R <sup>2</sup>
		Realforbrug pr. capita	Usercost	Fejl-korrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Logistisk trend	Kontant	
1968-2004	<i>Estimat</i>	1,7644	-0,4501	-0,9768	0,8441	-0,1393	0,3205	2,1324	0,7112
	<i>Std. fejl</i>	0,4265	0,0632	0,2800	0,0845	0,0873	0,0555	0,3446	
1968-2004	<i>Estimat</i>	1,4092	-0,4563	-0,7689	1*	-0,2599	0,2469	1,5008	0,6851
	<i>Std. fejl</i>	0,3779	0,0648	0,2567		0,0922	0,0487	0,0569	
1970-2004	<i>Estimat</i>	1,5937	-0,3886	-0,5475	1,0216	<b>-0,2191</b>	0**	1,6584	0,7320
	<i>Std. fejl</i>	0,3917	0,0591	0,1676	0,1126	<b>0,1470</b>			
1978-2004	<i>Estimat</i>	1,8555	-0,4971	-1,4902	0,9310	-0,1231	0*	2,0618	0,8168
	<i>Std. fejl</i>	0,4337	0,0697	0,3688	0,0461	0,0499			
1978-2004	<i>Estimat</i>	1,6434	-0,5008	-1,2708	1*	-0,1698	0*	1,7497	0,8009
	<i>Std. fejl</i>	0,4120	0,0709	0,3374		0,0464			
1980-2004	<i>Estimat</i>	1,4316	-0,4913	-1,0813	1,0520	-0,2265	0*	1,5064	0,8476
	<i>Std. fejl</i>	0,4519	0,0639	0,3850	0,1083	0,1020		0,4949	

\* bundet

\*\* bundet/insignifikant når den langsigtede indkomstelasticitet bindes til 1, og udelades derfor

**Figur 2 – Kontantprisrelationen estimeret på forskellige perioder**



Tabel 3 viser at visse parameterestimer er rimelig følsom overfor ændringer i estimationsperioden. Både når estimationen ændres fra 1968-2004 til 1970-2004, og når den ændres fra 1978-2004 til 1980-2004, så har det relativ stor effekt på estimerne. En mulig forklaring kunne være realkreditreformerne i 1970 og 1980. En anden forklaring kunne være at når man går fra at estimere fra 1968 til at estimere fra 1970 så udelades trenden.

Figur 2 viser desuden at man ikke vinder meget ved at estimere fra 1980 – forbedringerne sker midt i 1980'erne, og residualerne i 2004-2006 er stort set uændret.

Alle de ovenstående estimationer er udført med en gammel trend – dvs. gamle værdier for T1 og T2 i den logistiske trend, der har følgende udseende:

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

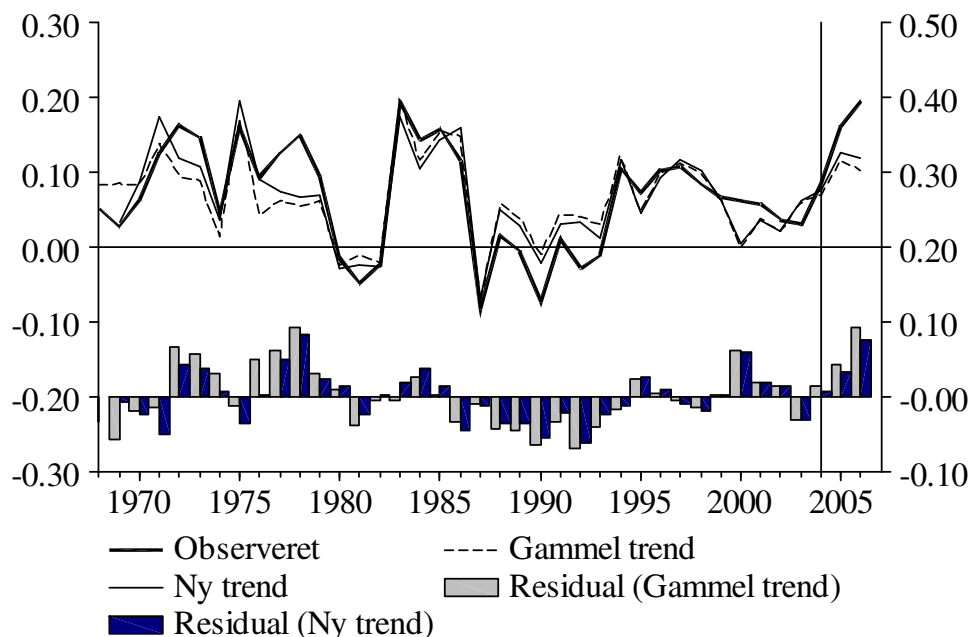
Det er derfor forsøgt at tilpasse en ny trend vha. grid search. Det er ikke lykkedes at tilpasse trenden i estimationen fra 1970-2004, men den blev også tidligere fundet insignifikant med denne estimationsperiode.

**Tabel 4 Tilpasning af trenden**

		Kort sigt			Lang sigt				Trend		
		Realforbrug pr. capita	Usercost	Fejl-korrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Logistisk trend	Kontant	T1	T2	R <sup>2</sup>
1968-2004	<i>Estimat</i>	1,4092	-0,4563	-0,7689	1*	-0,2599	0,2469	1,5008	-20	4,08	0,6851
	<i>Std. fejl</i>	0,3779	0,0648	0,2567		0,0922	0,0487	0,0569			
1968-2004	<i>Estimat</i>	1,7812	-0,4254	-0,9504	1*	-0,1773	0,2332	1,5186	-68	4,08	0,7770
	<i>Std. fejl</i>	0,3317	0,0488	0,1958		0,0584	0,0293	0,0342			

\* bundet

**Figur 3 – Tilpasning af trenden**



Der er sket en stor forbedring af  $R^2$ , men residualer i 2004-2006 er stort set uændret. Figur 3 viser at det er de første 10 år af estimationsperioden hvor modellen nu forklarer prisudviklingen bedre, men tilgængelig er den kortsigtede indkomstelasticitet blevet *stor*. Erfaringen viser at en stor tilpasningsparameter kombineret med en lille langsigtede priselasticitet vil give modellen store, og til tider accelererende, svingninger. Derfor bør man i første omgang se bort fra denne estimation. Så umiddelbart er den simple reestimation fra 1968 til 2004 at foretrække.

### 3. Kontantprisrelationen med ydelsesvariablen

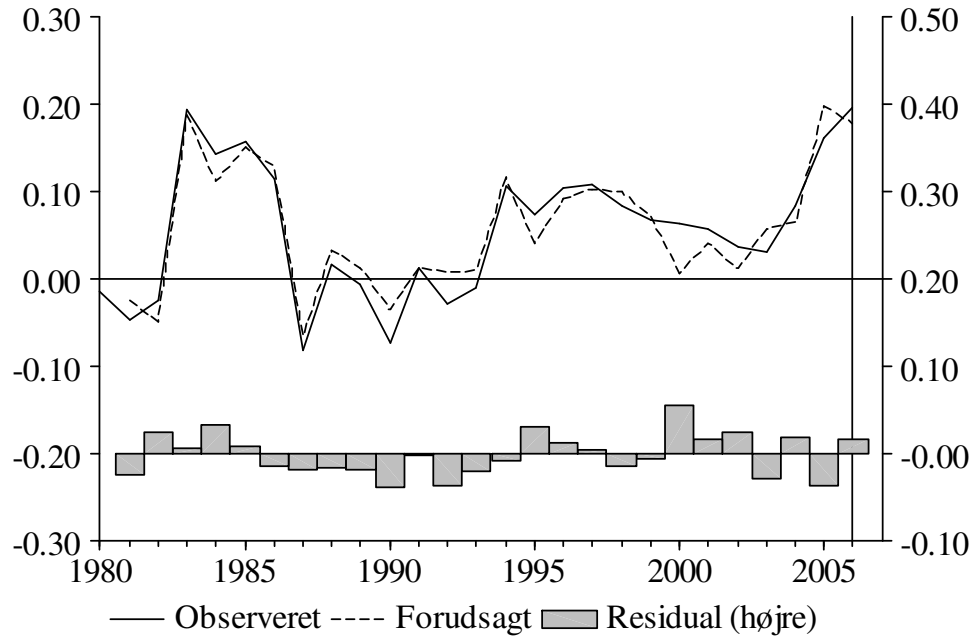
I første omgang er det forsøgt at inkludere den oprindelige ydelsesserie fra Realkredit Danmark, som dog er korrigeret så realkreditbetingelserne stemmer overens med dem for nybyggere og hvor flekslånet først er medtaget fra 1999. Se eventuelt THJ11408 for yderligere information.

Når den logistiske trend er med i modellen så vil ydelsen ikke ind – selv hvis der estimeres til 2005 eller 2006, eller trenden tilpasses. Fjernes trenden lykkedes det at få ydelsen signifikant ind i langsigtsdelen, men estimerne bliver ikke *pæne*. Den langsigtede priselasticitet bliver meget lav (omkring -0,10), mens tilpasningsparameteren (omkring -1,3) bliver meget stor. Erfaringen viser at denne kombination giver modellen store svingninger, hvorfor estimationerne er ubrugelige. Desuden estimeres den langsigtede indkomstelasticitet til at være signifikant forskellig fra 1 (omkring 0,80). Disse resultaterne gælder uanset om der estimeres til 2004 eller 2006.

Det er derfor forsøgt at estimere på den tilbageførte ydelsesserie for forskellige perioder. Bemærk at der estimeres helt frem til 2006 for at få hele effekten af det afdragsfrie lån med.

**Tabel 5 Kontantprisrelationen med ydelsesvariablen**

		Kort sigt			Lang sigt					R <sup>2</sup>
		Realforbrug pr. capita	Usercost	Fejl- korrektio n	Realforbrug pr. capita	Usercost	Logistisk trend	Ydelse	Kontant	
1968-2006	<i>Estimat</i>	1,5453	-0,4484	-0,7570	0,5383	<b>-0,0873</b>	0,4764	<b>-0,1527</b>	2,9107	0,7683
	<i>Std. fejl</i>	0,4170	0,0591	0,2781	0,2138	<b>0,0985</b>	0,1187	<b>0,0881</b>	0,6414	
1970-2006	<i>Estimat</i>	1,6233	-0,4246	-0,7061	0,6081	<b>-0,0922</b>	0,3465	<b>-0,1438</b>	2,7548	0,7923
	<i>Std. fejl</i>	0,4099	0,0592	0,2795	0,2099	<b>0,1048</b>	0,1285	<b>0,900</b>	0,6442	
1970-2006	<i>Estimat</i>	1,5280	-0,4243	-0,5888	1*	<b>-0,2350</b>	<b>0,0717</b>	<b>-0,0719</b>	1,4790	0,7556
	<i>Std. fejl</i>	0,4350	0,0632	0,2930		<b>0,1350</b>	<b>0,1267</b>	<b>0,0784</b>	0,1938	
1978-2006	<i>Estimat</i>	1,4961	-0,5118	-1,3773	0,8076	-0,1073	0*	-0,0703	1,4125	0,8669
	<i>Std. fejl</i>	0,4421	0,0640	0,3424	0,0747	0,0476		0,00330	0,2671	
1978-2006	<i>Estimat</i>	1,6231	-0,5103	-1,1669	1*	-0,1674	0*	<b>-0,0255</b>	1,6797	0,8197
	<i>Std. fejl</i>	0,5005	0,0728	0,3802		0,0604		<b>0,0295</b>	0,0892	
1980-2006	<i>Estimat</i>	0,9998	-0,5068	-0,9286	0,8822	-0,2284	0*	<b>-0,1145</b>	1,9149	0,9010
	<i>Std. fejl</i>	0,4408	0,0562	0,3446	0,0997	0,1037		<b>0,0591</b>	0,4349	
1980-2006	<i>Estimat</i>	0,9048	-0,5050	-0,7670	1*	-0,3173	0*	<b>-0,4485</b>	1,3866	0,8954
	<i>Std. fejl</i>	0,4329	0,0564	0,3101		0,1178		<b>0,0732</b>	0,2251	

**Figur 4 – Kontantprisrelationen med ydelsesvariablen**

På figuren er der vist estimationen fra 1980 til 2006. Ydelsesvariablen er dog lige akkurat insignifikant i denne estimation med en t-værdi på -1,94. Man kan desuden diskutere det kunne i at modellen overvurderer prisniveauet i 2005 – det udelukker i hvert fald at der skulle være en bobel på boligmarkedet i 2005-2006.

#### 4. Kontantprisrelationen med afdragsvariablen

Hvis man udskifter ydelsesvariablen med afdragsvariablen så bliver bidraget til modellens forklaring af kontantprisen signifikant. Se THJ11408 for yderligere information om afdragsvariablen. Estimeres der på den oprindelige serie fra Realkredit Danmark får man at

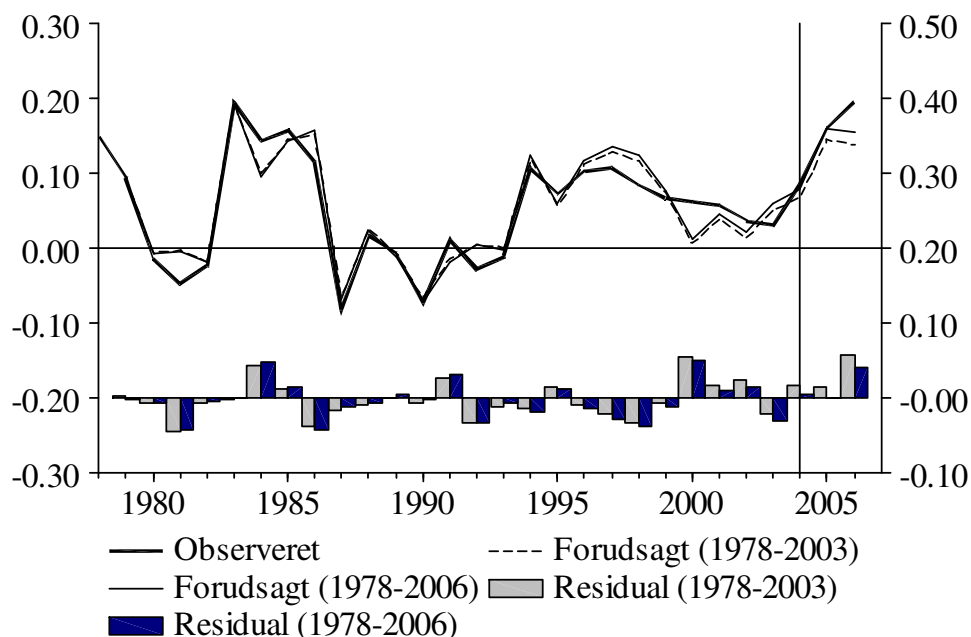
- så længe trenden er med i modellen bliver afdragsandelen insignifikant – det er ligegyldigt om der estimeres til 2004 eller 2006.
- det hjælper ikke at tilpasse trenden
- udelades trenden bliver afdragsvariabel signifikant i langsigtsdelen.

**Tabel 6 Kontantprisrelationen med afdragsvariabel**

			Kæde		Kæde	
			Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl
<b>Kort sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$dlog(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1,6850	0,3826	1,8506	0,3676
	Usercost	$dlog((pche/phk)/pcp4xhv1)$	-0,4489	0,0631	-0,4466	0,0639
	Fejlkorrektion	$log(fkbh_{-1}/fkbhw_{-1})$	-1,3094	0,3276	-1,3102	0,3311
<b>Lang sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$log(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	0,9485	0,0470	0,9585	0,0474
	Usercost	$log(pche/pcp4xhv1)$	-0,1414	0,0505	-0,1233	0,0489
	Afdragsandel		-0,0220	0,0105	-0,0246	0,0108
	Konstant		2,0091	0,2103	1,9717	0,2122
R <sup>2</sup>			0,8678		0,8776	
Estimationsperiode			1978-2004		1978-2006	

Man kan binde den lang sigtede indkomstelasticitet uden at det får den helt store betydning for estimationsresultaterne.



**Figur 5 – Kontantprisrelationen med afdragsvariabel**

Som tidligere nævnt giver den store fejlkorrektionsparameter og den lave langsigtede priselasticitet store svingninger, så umiddelbart er disse resultater ikke brugbare. Der er derfor forsøgt at estimere på den tilbageførte afdragsserie.

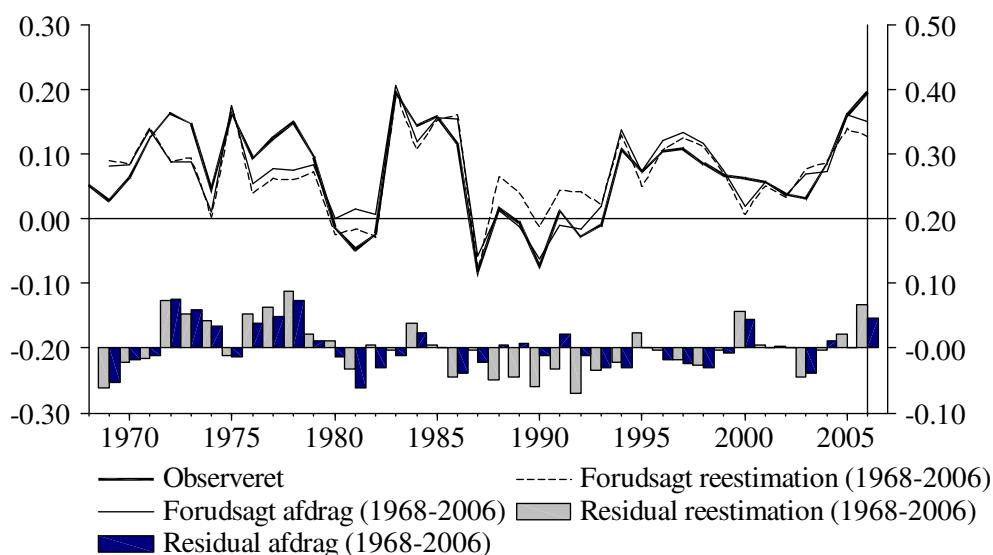
**Tabel 7 Kontantprisrelationen med den tilbageførte afdragsvariabel**

		Kort sigt			Lang sigt					R <sup>2</sup>
		Realforbrug pr. capita	Usercost	Fejlkorrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Logistisk trend	Afdrag	Kontant	
1968-2006	<i>Estimat</i>	1,7072	-0,4038	-0,9520	0,9080	<b>-0,1378</b>	0,2530	-0,0416	1,9749	0,7985
	<i>Std. fejl</i>	0,3662	0,0573	0,2454	0,0769	<b>0,0771</b>	0,0533	0,0769	0,3084	
1968-2006	<i>Estimat</i>	1,4556	-0,4039	-0,8260	1*	-0,2072	0,2027	-0,0497	1,6198	0,7909
	<i>Std. fejl</i>	0,2963	0,0575	0,2165		0,0612	0,0411	0,0184	0,0602	
1970-2006	<i>Estimat</i>	1,5910	-0,3538	-0,6487	1,0478	<b>-0,1883</b>	0*	-0,0609	1,6282	0,8277
	<i>Std. fejl</i>	0,3142	0,0506	0,1381	0,0778	<b>0,0994</b>		0,0191	0,3604	
1970-2006	<i>Estimat</i>	1,6718	-0,3421	-0,6259	1*	-0,1456	0*	-0,0631	1,8502	0,8256
	<i>Std. fejl</i>	0,2806	0,0461	0,1314		0,0706		0,0195	0,0329	
1978-2006	<i>Estimat</i>	1,8689	-0,4328	-1,2248	0,9682	-0,1224	0*	-0,0259	1,933	0,8858
	<i>Std. fejl</i>	0,3523	0,0626	0,3244	0,0501	0,0503		0,0112	0,2228	
1978-2006	<i>Estimat</i>	1,7698	-0,4314	-1,1334	1*	-0,1442	0*	-0,0289	1,7937	0,8839
	<i>Std. fejl</i>	0,3061	0,0616	0,2816		0,0381		0,0114	0,0193	
1980-2006	<i>Estimat</i>	1,4584	-0,4245	-0,8051	1,1530	-0,2583	0*	-0,0410	1,1110	0,9181
	<i>Std. fejl</i>	0,3462	0,0541	0,3184	0,1509	0,1181		0,0209	0,6649	
1980-2006	<i>Estimat</i>	1,7771	-0,4305	-1,0971	1*	-0,1456	0*	-0,0281	1,7900	0,9094
	<i>Std. fejl</i>	0,2750	0,0554	0,2536		0,0356		0,0104	0,0176	

Som det fremgår af tabel 7 så bliver afdragsvariablen signifikant i alle estimationer, mens den kortsigtede priselasticitet bliver insignifikant i to af dem. Figur 6 viser estimationen fra 1968 til 2006 med bundet langsigtede indkomstelasticitet (forbrugselasticitet).

Et generelt træk ved alle estimationerne er at priselasticiteterne er væsentlig lavere end de nuværende, samt at den kortsigtede indkomstelasticitet er relativt stor.

**Figur 6 – Kontantprisrelationen med den tilbageførte afdragsvariabel**



## 5. Kontantprisrelationen med den laggede endogene

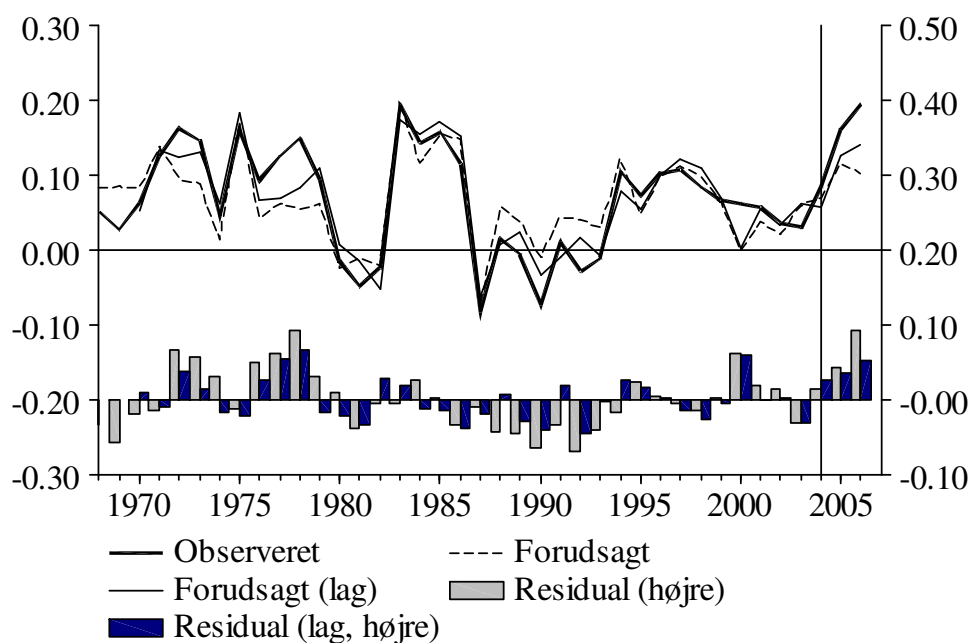
Medtages den laggede endogene i kortsigtsrelationen vil det modellere en bobel, da kontantprisen bliver påvirket af prisen i forrige periode. Dette vil uden tvivl forbedre residualerne i 2005 og 2006, men vil samtidig betyde at modellen med stor sandsynlighed vil overvurdere prisen når den begynder at falde igen.

**Tabel 8 Kontantprisrelationen med den laggede endogene**

			Kæde	
			Estimat	std.fejl
<b>Kort sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$dlog(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1,1267	0,2937
	Usercost	$dlog((pche/phk)/pcp4xhv1)$	-0,4545	0,0496
	Fejlkorrektion	$log(fkbh_{-1}/fkbhw_{-1})$	-0,5334	0,2004
<b>Lang sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$log(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1*	
	Usercost	$log(pche/pcp4xhv1)$	-0,2203	0,0968
	Laggede endogene	$dlog(phk_{-1})$	0,4180	0,0859
	Logistisk trend		0,2314	0,0640
	Konstant		1,4949	0,0722
R <sup>2</sup>			0,8314	
Estimationsperiode			1969-2004	

Figur 7 viser at residualerne er forbedret i stort set hele perioden, men specielt i 2006 er forudsigelsen blevet væsentligt bedre. Der sammenlignes med den simple reestimation fra 1968 til 2004.

Figur 7 – Kontantprisrelationen med den laggede endogene

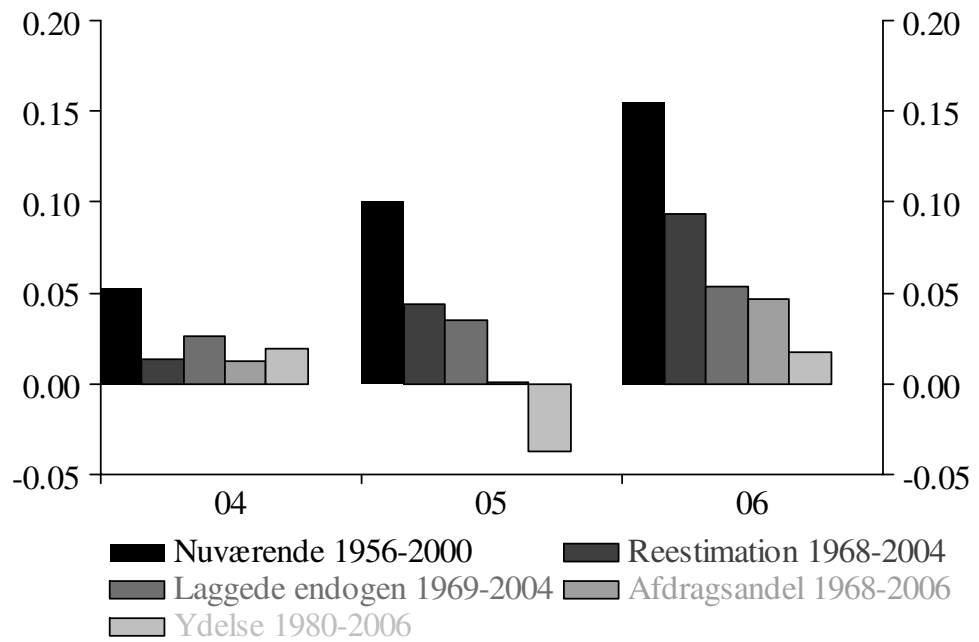


## 6. Opsamling

Tabel 9 sammenligner de bedste estimationer fra de foregående fire afsnit, mens figur 8 sammenligner deres residualer i 2004-2006.

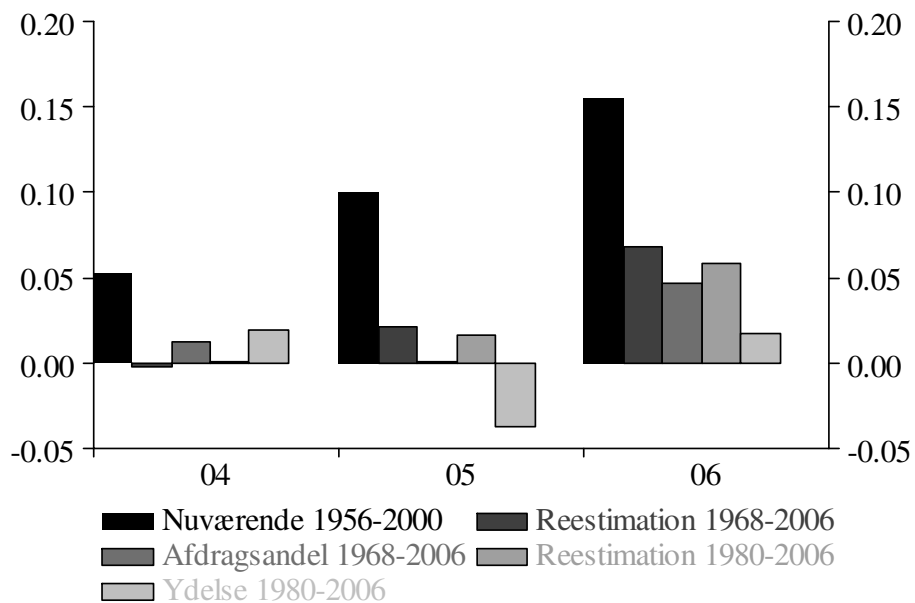
**Tabel 9            Opsamling**

		Kort sigt			Lang sigt				R <sup>2</sup>	
		Realforbrug pr. capita	Usercost	Fejl-korrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Logistisk trend	Afdrag/Ydelse/Endogen(-1)		Konstant
<i>Simpel reestimation</i>										
1968-2004	<i>Estimat</i>	1,4092	-0,4563	-0,7689	1*	-0,2599	0,2469	1,5008	0,6851	
	<i>Std. fejl</i>	0,3779	0,0648	0,2567		0,0922	0,0487	0,0569		
<i>Ydelsesvariabel</i>										
1980-2006	<i>Estimat</i>	0,9998	-0,5068	-0,9286	0,8822	-0,2284	0*	<b>-0,1145</b>	1,9149	0,9010
	<i>Std. fejl</i>	0,4408	0,0562	0,3446	0,0997	0,1037		<b>0,0591</b>	0,4349	
<i>Afdragsvariabel</i>										
1968-2006	<i>Estimat</i>	1,4556	-0,4039	-0,8260	1*	-0,2072	0,2027	-0,0497	1,6198	0,7909
	<i>Std. fejl</i>	0,2963	0,0575	0,2165		0,0612	0,0411	0,0184	0,0602	
<i>Laggede endogene</i>										
1969-2004	<i>Estimat</i>	1,1267	-0,4545	-0,5334	1*	-0,2203	0,2314	0,4180	1,4949	0,8314
	<i>Std. fejl</i>	0,2937	0,0496	0,2004		0,0968	0,0640	0,0859	0,0722	

**Figur 8A – Sammenligning af residualer**

Set ud fra estimaterne er det estimationerne med ydelsesvariablen og den laggede endogene der giver de bedste resultater. Problemet med ydelsesvariablen er at den ligger på den forkerte side af signifikansgrænsen, mens det der taler mod den laggede endogene er et spørgsmål om fortolkning og udseende.

Ser man på residualerne så er det modellen med ydelsesvariablen der klarer sig bedst, men man kan diskutere hvor *realistisk* det er at den overvurderer prisen i 2005, jf. bobeldiskussionen. Det ses desuden at modellen med den laggede endogene og modellen med afdragsvariablen klarer sig nogenlunde lige godt, hvilket taler til sidstnævntes fordel.

**Figur 8B – Sammenligning af residualer**

Figur 8B sammenligner residualer fra henholdsvis modellen med afdrags- og ydelsesvariablen med simple reestimationer hvor estimationsperioderne er de samme. Figuren tyder på at der ikke er det store at vinde på residualerne i 2004-2006 ved at indføre enten afdrags- eller ydelsesvariablen i modellen. Problemet med de simple reestimationer er at den kort sigtede indkomstelasticitet bliver meget stor og at den kortsigtede priselasticitet bliver lille. Desuden bliver fejlkorrektionsparameteren for stor når der estimeres fra 1980 til 2006. Se eventuelt estimationsresultaterne i bilag B.

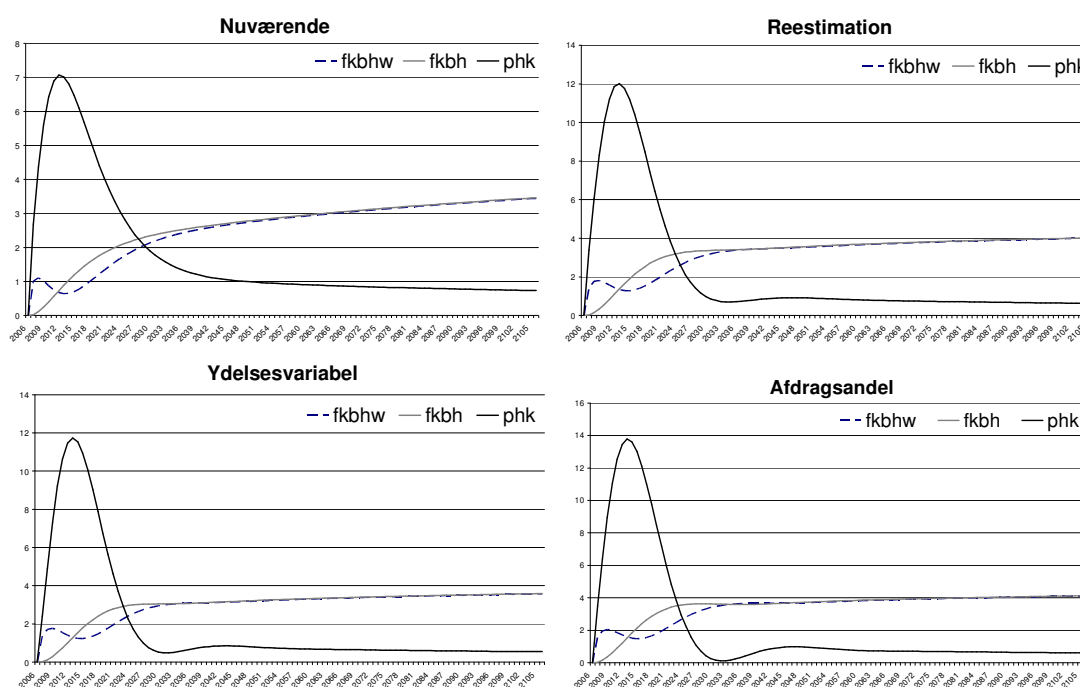
I de næste to afsnit foretages multilikatoreksperimenter i hhv. den isoleret delmodel og i den samlede model for at undersøge de fire modellers egenskaber. Det viser sig at modellen med den laggede endogene giver den samlede model grimme egenskaber, og den er derfor ikke længere et alternativ. Derfor er der kun vist multiplikatorer for de tre øvrige modeller, samt den nuværende model.

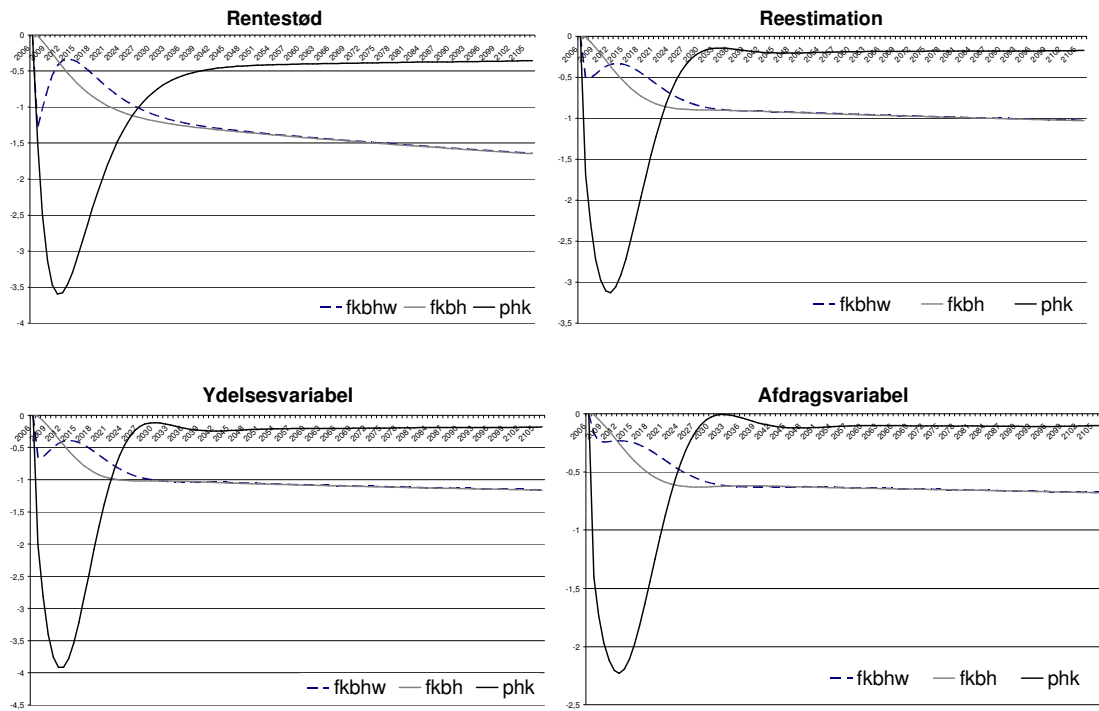
## 7. Multiplikatoreksperimenter i delmodel

Det første eksperiment er et indkomststød hvor den disponible indkomst øges permanent med 5 procent. En stigning i indkomsten betyder en umiddelbar stigning i det ønskede boligforbrug, hvilket får kontantprisen til at stige pga. den træge tilpasning i den faktiske bolig mængde. Stigningen fortsætter indtil der er ligevægt mellem den faktiske og ønskede bolig mængde, hvorefter prisen begynder at falde da den faktiske boligstock har oversteget den ønskede.

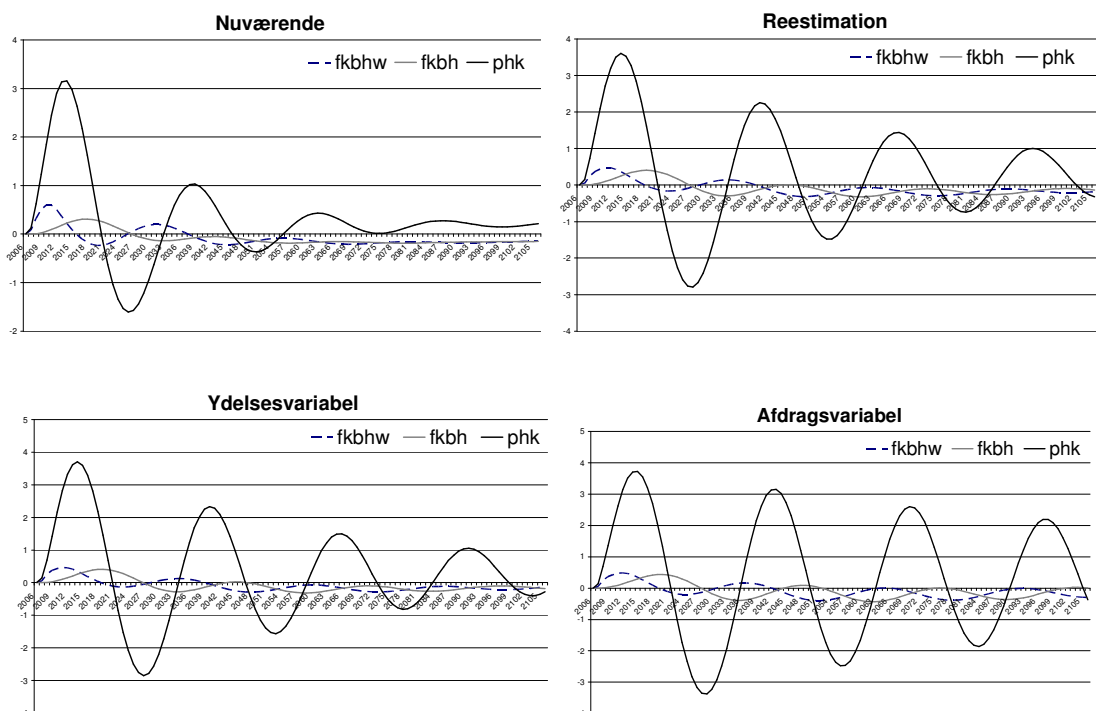
Det næste eksperiment er et stød til renten (iwbz), som stiger permanent med 10 pct.

**Figur 9 – Indkomststød**

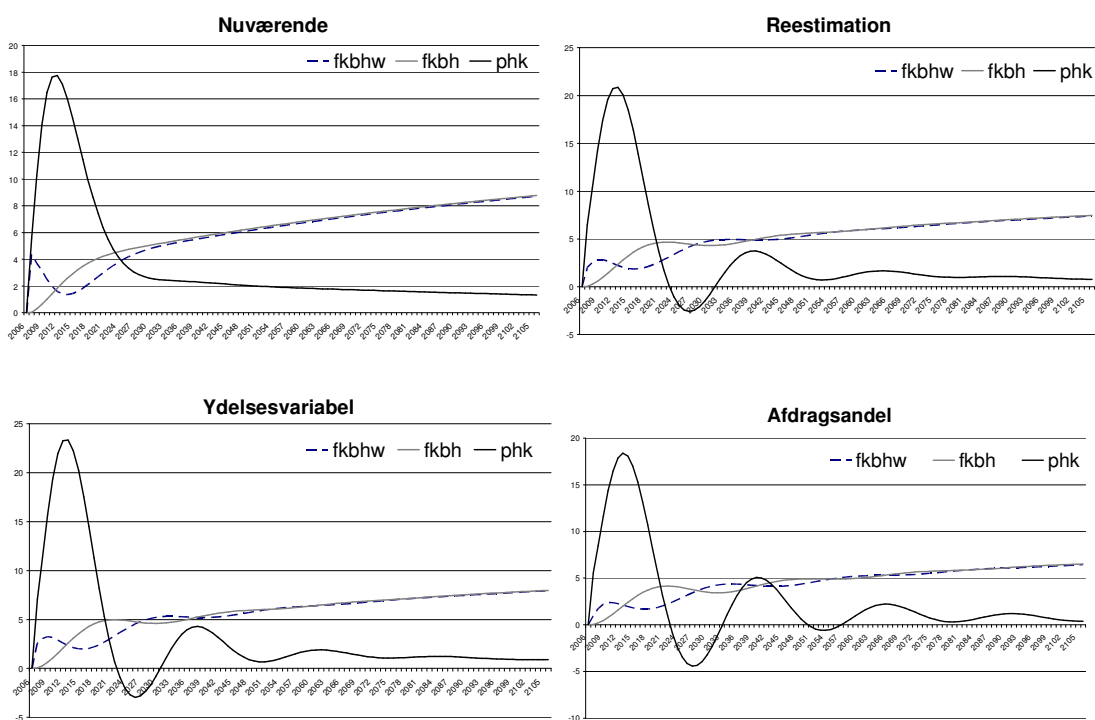


**Figur 10 – Rentestød****8. Multiplikatoreksperimenter i ADAM (april 2007)**

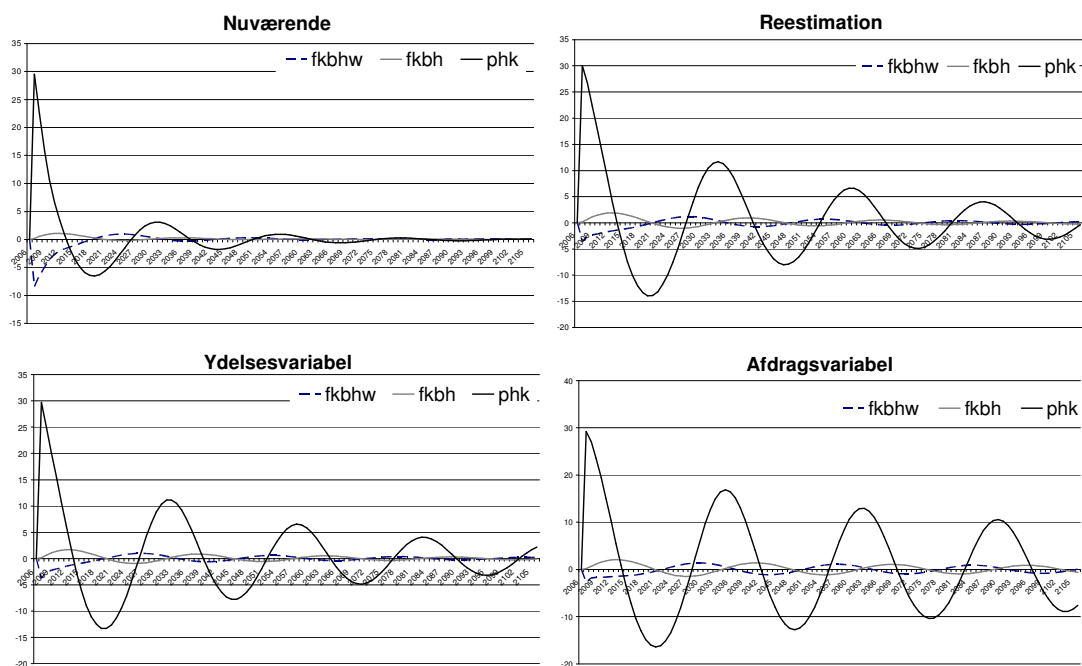
I det første eksperiment stødes der til det offentlige materialeforbrug, og skal ses som en analog til indkomststødet i forrige afsnit. Dernæste foretages der et rentestød, og til sidst et eksogent stød til kontantprisen. I renteeksperimentet er lønnen eksogeneret.

**Figur 11 – Indkomststød**

Figur 12 – Rentestød



Figur 13 – Eksogent stød til kontantprisen



Egenskabsmæssigt ligner den simple reestimation modellen med ydelsesvariablen utroligt meget - stort set lige store svinginger og samme tilpasningstid. Sammenlignet med modellen med afdragsvariablen har disse to modeller større umiddelbare effekter, men er tilgængelig hurtigere til at konvergerer.

I forhold til den nuværende model har alle alternativer dårligere egenskaber.

## 9. Kommentarer

Det ser ud til at det er den simple reestimation eller modellen med afdragsvariablen der vinder modelkonkurrence og titlen som den nye kontantprisrelation.

- Modellen med ydelsesvariablen afvises fordi det ikke er muligt at få ydelsen signifikant ind i modellen og samtidig få pæne estimationsresultater.
- Modellen med den laggede endogene har måske de pæneste resultater, men egenskaberne er forfærdelige.

Parameterestimerne i den simple reestimation og i modellen med afdragsvariablen ligner hinanden til forveksling, jf. tabel 9. Egenskabsmæssigt er reestimationen den pæneste, men forklaringsmæssigt er modellen med afdragsvariablen klart den bedste. Ikke blot i 2005 og 2006, men i særdeleshed i slutningen af 1980'erne og starten af 1990'erne. Valget bliver derfor et tradeoff mellem gode forklaringssevne og pæne egenskaber.

Som i THJ11408 er der forsøgt med en fri parameter på  $rpibhe$  i  $pche$ , men dette gav intet brugbart. Der arbejdes dog stadig med denne ide. Desuden vil det blive forsøgt at tilbageføre de relevante serie så der kan estimeres fra 1956. Derudover vil man forsøge at indarbejde et nyt forventningsled i  $pche$  (prisen på boligforbrug) så den ikke kun afhænger af den forventede prisstigning i investeringsprisen, men også en form for forventet kontantprisstigning.

## 10. Ændringer i kontantprisrelationen

På baggrund af diskussionen i THV01806 er der foretaget to ændringer i kontantprisrelationen;

- i stedet for at det er forbruget uden boligforbrug der indgår i den logistiske trend ( $cpuxh$ ), så er det nu det samlede forbrug,  $cpu$ .
- $u$  er fjernet fra forbrugsudtrykket i kortsigtdynamikken.

Disse rettelser betyder at kontantprisrelationen nu har følgende udseende

$$\begin{aligned} \log(fKbh_w/U) &= \beta_1 \cdot \text{Log}(Cpuxh/(U \cdot pcpxh)) \\ &+ \beta_2 / (1 + (Cpu/(U \cdot pcpxh) / \text{Exp}(4.08))^{-20}) \\ &+ \beta_3 \cdot \text{Log}(pche / pcpxh) + \kappa \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} D \log(phk) &= \alpha_1 \cdot D \log(Cpuxh / pcpxh) \\ &+ \alpha_2 \cdot D \log((pche / phk) / pcpxh) + \alpha_3 \cdot \text{Log}(fKbh_{-1} / fKbh_{-1}). \end{aligned}$$

I tabel 10 kan man se hvad disse ændringer betyder for parameterestimerne.



**Tabel 10 Sammenligning af estimationer**

			Gamle relation		Nye relation	
			Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl
<b>Kort sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$dlog(cp4xh1/pcp4xhv1)$	1,4092	0,3779	1,5536	0,3473
	Usercost	$dlog((pche/phk)/pcp4xhv1)$	-0,4563	0,0648	-0,4038	0,0530
	Fejlkorrektion	$log(fkbh_{,t}/fkbhw_{,t})$	0,7689	0,2567	-0,5910	0,1758
<b>Lang sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$log(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1*		1*	
	Usercost	$log(pche/pcp4xhv1)$	-0,2599	0,0921	-0,2308	0,1058
	Logistisk trend		0,2469	0,0487	1,1327	0,2493
	Konstant		1,5008	0,0569	0,6115	0,2545
<b>R<sup>2</sup></b>			0,6851		0,7313	
Estimationsperiode			1968-2004		1968-2004	

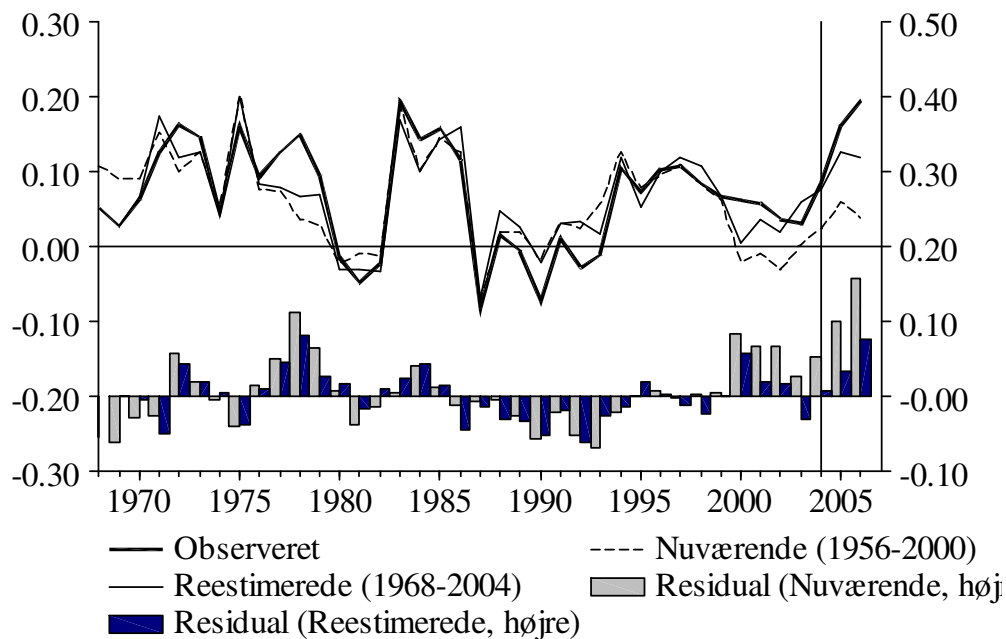
De største ændringer sker i den kort sigtede forbrugselasticitet, tilpasningsparameteren og parameteren til den logistiske trend. Denne estimation er foretaget med de gamle trendparametre, hvorfor man bliver nødt til at tilpasse disse.

**Tabel 11 Sammenligning af estimationer**

			Nye relation		Nye relation	
			Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl
<b>Kort sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$dlog(cp4xh1/pcp4xhv1)$	1,7089	0,3218	1,7090	0,3121
	Usercost	$dlog((pche/phk)/pcp4xhv1)$	-0,4261	0,0555	-0,4333	0,0479
	Fejlkorrektion	$log(fkbh_{,t}/fkbhw_{,t})$	-1,0078	0,2585	-1,0578	0,2141
<b>Lang sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$log(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1*		1*	
	Usercost	$log(pche/pcp4xhv1)$	-0,1893	0,0556	-0,1893	0,0506
	Logistisk trend		0,2375	0,0399	0,2291	0,0245
	Konstant		1,5079		1,5162	0,0292
	T1		-45,544	0,2194	-46*	
	T2		4,2252	0,0142	4,23*	
	<b>R<sup>2</sup></b>			0,7902		0,7891
Estimationsperiode			1968-2004		1968-2004	

Når trenden er tilpasset så er det faktisk *kun* den kortsigtede forbrugselasticitet og den langsigtede priselasticitet der ændres – tilgængæld er ændringer også markante.

Der er naturligvis også foretaget nye estimationer i modellerne med afdrags- og ydelsesvariablen. Resultaterne heraf ses i afsnit 11 og 12.

**Figur 14 – Kontantprisrelationen med den nye trend**

### 11. Den nye kontantprisrelation med ydelsesvariablen

I de første estimationer er den langsigtede forbrugselasticitet bundet til 1 (tabel 12), men frigivet i den næste (tabel 13).

**Tabel 12 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 <sup>2</sup>
1968-2006	<i>Estimat</i>	1,4418	-0,4272	-0,5312	1*	<b>-0,2662</b>	1,1997	<b>-0,0861</b>	0,3015	-20	4,08	0,7493
	<i>Std. fejl</i>	0,4083	0,0543	0,1890		<b>0,1472</b>	0,2990	<b>0,0689</b>	0,4293			
1968-2006	<i>Estimat</i>	1,6980	-0,4319	-0,8975	1*	-0,1865	0,2509	<b>-0,0327</b>	1,4055	-48	4,22	0,7959
	<i>Std. fejl</i>	0,3799	0,0490	0,2151		0,0727	0,0332	<b>0,0325</b>	0,1138			
1970-2006	<i>Estimat</i>	1,6962	-0,4495	-0,9486	1*	-0,1979	2,0410	<b>-0,0271</b>	-0,3699	-20	4,08	0,7834
	<i>Std. fejl</i>	0,4080	0,0555	0,3033		0,0743	0,5558	<b>0,0352</b>	0,05456			
1970-2006	<i>Estimat</i>	1,7112	-0,4344	-0,9363	1*	-0,1861	5,3282	<b>-0,0293</b>	-3,6620	-31	4,10	0,7942
	<i>Std. fejl</i>	0,3946	0,0514	0,2612		0,0723	1,3065	<b>0,0332</b>	1,3024			
1978-2006	<i>Estimat</i>	1,5806	-0,5102	-1,1085	1*	-0,1768	0*	<b>-0,0275</b>	1,6696			0,8189
	<i>Std. fejl</i>	0,4907	0,0730	0,3799		0,0626		<b>0,0313</b>	0,0945			
1980-2006	<i>Estimat</i>	0,8708	-0,5051	-0,7333	1*	-0,3337	0*	<b>-0,1252</b>	1,3623			0,8945
	<i>Std. fejl</i>	0,4251	0,0566	0,3084		0,1247		<b>0,0781</b>	0,2406			

\* bundet

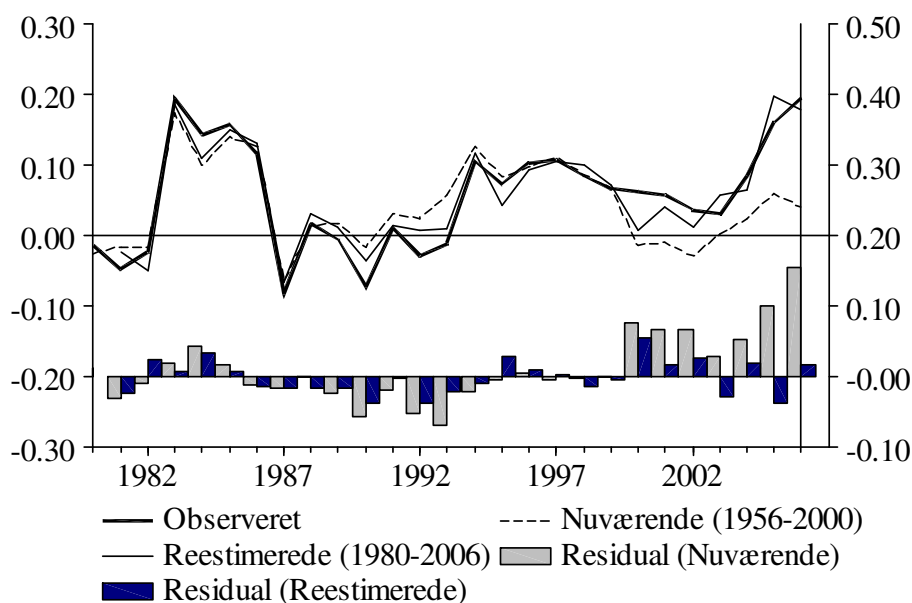
**Tabel 13 Kontantprisrelationen med tilbageført ydelse og tilpasset trend**

		Kort sigt			Lang sigt					Trend		
		Realforbrug pr. capita	Usercost	Fejl-korrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Logistisk trend	Ydelse	Kontant	T1	T2	R <sup>2</sup>
1968-2006	<i>Estimat</i>	1,7878	-0,4183	-0,9784	0,7544	<b>-0,0929</b>	0,3340	<b>-0,0900</b>	2,2584	-34	4,23	0,8379
	<i>Std. fejl</i>	0,3492	0,0480	0,2376	0,1065	<b>0,0637</b>	0,0532	<b>0,0469</b>	0,3292			
1970-2006	<i>Estimat</i>	1,7801	-0,4158	-0,9721	0,7330	<b>-0,0928</b>	3,5134	<b>-0,0936</b>	-0,8354	-20	4,08	0,8343
	<i>Std. fejl</i>	0,3640	0,0506	0,2700	0,1145	<b>0,0668</b>	0,6955	<b>0,0501</b>	0,4827			
1970-2006	<i>Estimat</i>	1,7952	-0,4162	-0,9913	0,7501	<b>-0,0894</b>	0,5398	<b>-0,0923</b>	2,0739	-27	4,20	0,8373
	<i>Std. fejl</i>	0,3612	0,0502	0,2682	0,1088	<b>0,0481</b>	0,1035	<b>0,0649</b>	0,3148			
1978-2006	<i>Estimat</i>	1,5127	-0,5093	-1,3377	0,7904	-0,1048	0*	-0,0740	2,4759			0,8721
	<i>Std. fejl</i>	0,4222	0,0627	0,3351	0,0768	0,0478		0,0332	0,2756			
1980-2006	<i>Estimat</i>	1,0161	-0,5061	-0,9224	0,8614	-0,2222	0*	-0,1171	2,0180			0,9021
	<i>Std. fejl</i>	0,4366	0,0559	0,3416	0,1009	0,1032		0,0592	0,4357			

\* bundet

I estimationen fra 1968-2006 med de gamle trendparametre bliver ydelsen også insignifikant, ligesom de fleste andre parametre. Dette er grunden til at den ikke indgår i tabellen.

Konklusionen er nogenlunde den samme som tidligere. Det er stort set umuligt at få ydelsen fornuftigt ind i modellen, men det er muligt hvis man kun estimerer fra 1978 eller 1980 og uden restriktion på den langsigtede forbrugselasticitet (~indkomstelasticitet). Figur 15 viser estimationen fra 1980-2006.

**Figur 15 Kontantprisrelationen med ydelsesvariablen**

## 12. Den nye kontantprisrelation med afdragsvariablen

Modsat ydelsen så indgår afdragsvariablen stort set signifikant i alle estimationer, og desuden bliver den langsigtede forbrugselasticitet estimeret til at være tæt på en. Da der ikke er den store forskel på estimaterne vælges den længste estimation hvor trenden er tilpasset.

**Tabel 14 Kontantprisrelationen med tilbageført afdragsvariabel og tilpasset trend**

		Kort sigt			Lang sigt					Trend		R <sup>2</sup>
		Realforbrug pr. capita	Usercost	Fejl-korrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Logistisk trend	Ydelse	Kontant	T1	T2	
1968-2006	<i>Estimat</i>	1,5756	-0,3639	-0,6647	1,0191	<b>-0,1885</b>	0,8711	-0,0592	0,8960	-20	4.08	0,8223
	<i>Std. fejl</i>	0,3131	0,0509	0,1539	0,0801	<b>0,0971</b>	0,2446	0,0198	0,3171			
1968-2006	<i>Estimat</i>	1,8083	-0,3671	-0,9555	0,9719	-0,1354	0,2247	-0,0362	1,7036	-47	4.22	0,8615
	<i>Std. fejl</i>	0,2871	0,0450	0,1654	0,0517	0,0608	0,0311	0,0114	0,2200			
1970-2006	<i>Estimat</i>	1,8918	-0,3829	-1,0807	0,9376	-0,1259	2,1622	-0,0312	-0,0876	-20	4.08	0,8580
	<i>Std. fejl</i>	0,3141	0,0485	0,2368	0,0533	0,0572	0,5363	0,0118	0,4476			
1970-2006	<i>Estimat</i>	1,8476	-0,3709	-1,0213	0,9599	-0,1300	0,8974	-0,0333	1,0802	-31	4.16	0,8625
	<i>Std. fejl</i>	0,2997	0,0466	0,2045	0,0517	0,0589	0,2201	0,0118	0,2326			
1978-2006	<i>Estimat</i>	1,5678	-0,3505	-0,5855	1,0496	<b>-0,2018</b>	0*	-0,0679	1,6229			0,8277
	<i>Std. fejl</i>	0,3094	0,0506	0,1386	0,0860	<b>0,1086</b>		0,0220	0,3984			
1980-2006	<i>Estimat</i>	1,4466	-0,4250	-0,7920	1,1376	-0,2578	0*	<b>-0,0417</b>	1,1763			0,9146
	<i>Std. fejl</i>	0,3594	0,0553	0,3248	0,1548	0,1238		<b>0,0220</b>	0,6828			
1980-2006	<i>Estimat</i>	1,7371	-0,4296	-1,0367	1*	-0,1543	0*	-0,0300	1,7873			0,9083
	<i>Std. fejl</i>	0,2714	0,0557	0,2577		0,0396		0,0115	0,0182			

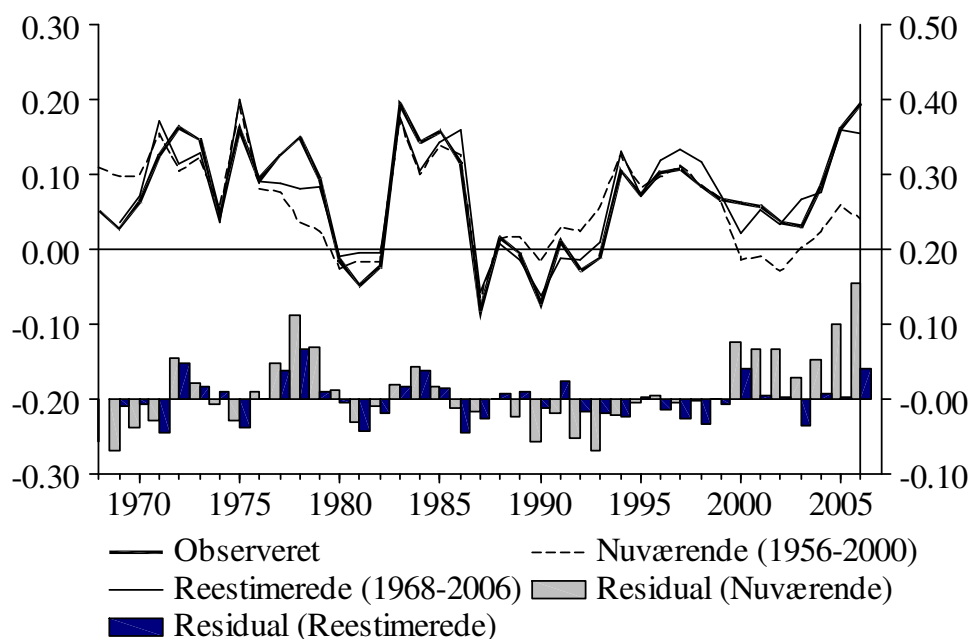
\* bundet

Sammenligner man med den simple reestimation så ses det at de øvrige parameterestimater ikke ændres synderligt meget når afdragsvariablen inkluderes i modellen – jf. tabel 15. Alle estimationer lider af de samme *problemer* – stor kortsigtede forbrugselasticitet og lille langsigtede priselasticitet.

**Tabel 15 Kontantprisrelationen med tilbageført afdragsvariabel og tilpasset trend**

		Kort sigt			Lang sigt					Trend		R <sup>2</sup>
		Realforbrug pr. capita	Usercost	Fejl-korrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Logistisk trend	Afdrags-andel	Kontant	T1	T2	
1968-2004	<i>Estimat</i>	1,7090	-0,4333	-1,0578	1*	-0,1893	0,2291		1,5162	-46	4,23	0,7891
	<i>Std. fejl</i>	0,3121	0,0479	0,2141		0,0506	0,0245		0,0292			
1968-2006	<i>Estimat</i>	1,8083	-0,3671	-0,9555	0,9719	-0,1354	0,2247	-0,0362	1,7036	-47	4.22	0,8615
	<i>Std. fejl</i>	0,2871	0,0450	0,1654	0,0517	0,0608	0,0311	0,0114	0,2200			
1968-2006	<i>Estimat</i>	1,7304	-0,3754	-0,9545	1*	-0,1600	0,2149	-0,0366	1,5859	-47	4.22	0,8602
	<i>Std. fejl</i>	0,2464	0,0418	0,1636		0,0409	0,0249	0,0114	0,0343			

\* bundet

**Figur 16 Kontantprisrelationen med afdragsvariablen**

Forklaringsmæssigt er der meget at hente ved at inkludere afdragsvariablen, hvilket figur 16 bekræfter.

Sammenlignet med den simple reestimation med den nye trend, så er det specielt i slutningen af 1980'erne og starten af 1990'erne at modellen nu forklarer prisudviklingen bedre. Problemet med autokorrelation mindskes også ved indførsel af afdragsandelen, hvilket tydeligt fremgår hvis man sammenligner figur 14 og 16.

### 13. Systemestimation

Kontantprisrelationen estimeres normalt i et system med forbrugsfunktionen, som har følgende udseende:

$$\log(cpuxhw / pcpxh) = \beta_1 \cdot \log(ydpl1 / pcpu) + (1 - \beta_1) \cdot \log(wcp3_{-1} / pcpu) + \beta_2 \cdot \log(pcpxh / pcpu) + \kappa$$

$$d\log(cpuxh / pcpxh) = \alpha_1 \cdot d\log(ydphk2) + \alpha_2 \cdot d\log(wcp3_{-1}) + \alpha_3 \cdot d\log(pcpxh) + \alpha_4 \cdot d\log(pchu) + \alpha_5 \cdot \log\left(\frac{cpuxh_{-1} / pcpxh_{-1}}{cpuxhw_{-1} / pcpxh_{-1}}\right)$$

hvor

cpuxhw	ønsker forbrug eksklusiv boligforbrug
cpuxh	forbrug eksklusiv boligforbrug
pcpxh	prisudtryk for cpuxh
ydpl1	disponibelt indkomst (langssigt)
wcp3	formueudtryk
pcpu	prisudtryk for cpu (samlet privatforbrug)
ydphk2	disponibelt indkomst (kortsigt)

Først foretages systemestimation uden afdragsandelen – som det fremgår af tabel 16 så ændres parameterestimererne ikke væsentligt.

**Tabel 16 Kontantprisrelationen estimeret i system (uden afdragsandel)**

			Almindelig		System	
			Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl
<b>Kort sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$dlog(cp4xh1/pcp4xhv1)$	1,7090	0,3121	1,7582	0,2878
	Usercost	$dlog((pche/phk)/pcp4xhv1)$	-0,4333	0,0479	-0,4279	0,0438
	Fejlkorrektion	$log(fkbh_{,t}/fkbhw_{,t})$	-1,0578	0,2141	-1,0074	0,1925
<b>Lang sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$log(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1*		1*	
	Usercost	$log(pche/pcp4xhv1)$	-0,1893	0,0506	-0,1845	0,0486
	Logistisk trend		0,2291	0,0245	0,2584	0,0316
	Konstant		1,5162	0,0292	1,4874	0,0352
	T1		-46*		-41*	
	T2		4,23*		4,22*	
		$R^2$		0,7891		0,7910
Estimationsperiode			1968-2004		1968-2004	

\* bundet

For forbrugsrelationens vedkommende så har reestimation ikke haft den store betydning for estimererne. Den største forskel på de nuværende parametre og de reestimerede findes i den langsigtede priselasticitet, som er mere end halveret. Ellers ligner resten sig selv. Bemærk at den langsigtede priselasticitet bliver positiv (og insignifikant) i den *almindelige* estimation.

**Tabel 17 Forbrugsrelationen estimeret i system (uden afdragsandel)**

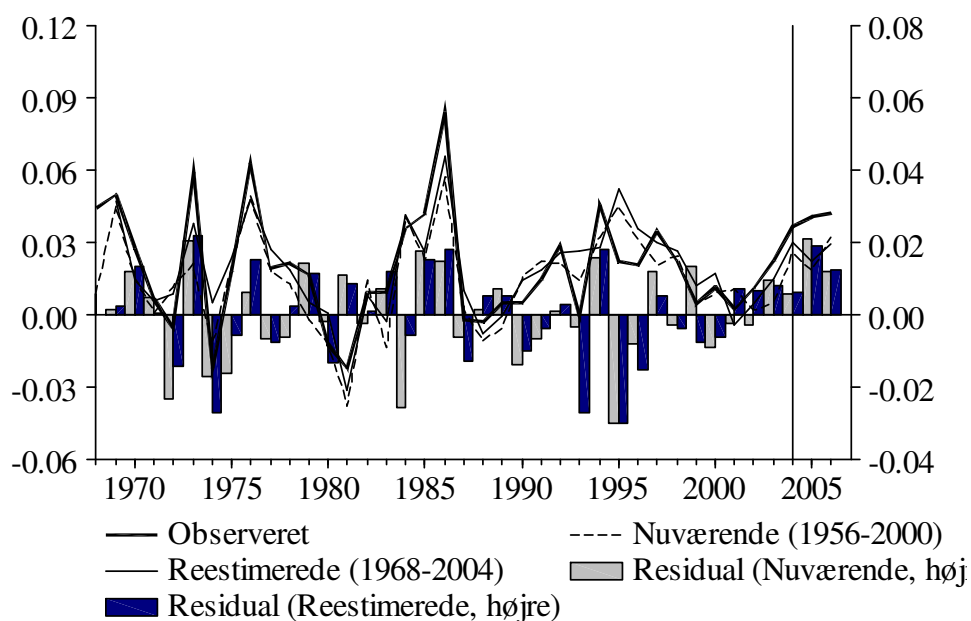
			Nuværende		Almindelig		System	
			Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl
<b>Kort sigt</b>	Disp. indkomst, kortsigt	$dlog(ydphk2)$	0,3830	0,0640	0,3282	0,0909	0,3484	0,0774
	Formue	$dlog(wcp3_{,t})$	<b>0,1112</b>	<b>0,0934</b>	<b>0,1424</b>	<b>0,1249</b>	<b>0,01141</b>	<b>0,1068</b>
	Priser ex. bolig	$dlog(pcpuxh)$	-0,5605	0,1087	-0,5552	0,1278	-0,5382	0,1134
	Priser incl. bolig	$dlog(pchu)$	0,0801	0,0271	<b>0,0635</b>	<b>0,0424</b>	0,0736	0,0368
	Fejlkorrektion		-0,2952	0,0724	-0,2918	0,0905	-0,3144	0,0778
<b>Lang sigt</b>	Disp. indkomst, langsigt	$log(ydpl1/pcpu)$	0,8705	0,0503	0,8022	0,1741	0,8943	0,1107
	Formue	$log(wcp3_{,t}/pcpu)$	1-0,8705		1-0,8022		1-0,8943	
	Relative priser	$log(pcpuxh/pcpu)$	-0,5647	0,1071	<b>0,3756</b>	<b>0,7430</b>	-0,1845	0,0499
	Konstant		-0,2692	0,0921	-0,4295		-0,2579	0,1962
	$R^2$		0,7544		0,6907		0,6831	
Estimationsperiode			1956-2000		1968-2004		1968-2004	

Tabel 18 viser system-estimationen hvor afdragsandelen er medtaget i kontantprisen. Umiddelbart får det heller ikke her den store betydning når der *system-estimeres*. Hvis man ønsker at se estimationsresultaterne for forbrugsrelationen findes de i bilag D.

Dermed er der to alternativer til den nye kontantprisrelation, og for at teste deres egenskaber så udføres samme modeleksperimenter som i afsnit 8.

**Tabel 18 Kontantprisrelationen estimeret i system (med afdragsandel)**

			Almindelig		System	
			Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl
<b>Kort sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$dlog(cp4xh1/pcp4xhv1)$	1,7304	0,2464	1,7610	0,2252
	Usercost	$dlog((pche/phk)/pcp4xhv1)$	-0,3754	0,0418	-0,3754	0,0382
	Fejlkorrektion	$log(fkbh_t/fkbhw_t)$	-0,9545	0,1636	-0,9587	0,1526
<b>Lang sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$log(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1*		1*	
	Usercost	$log(pche/pcp4xhv1)$	-0,1600	0,0409	-0,1568	0,0371
	Logistisk trend		0,2149	0,0249	0,2222	0,0283
	Afdragsandel		-0,0362	0,0114	-0,0363	0,0104
	Konstant		1,5859	0,0343	1,5783	0,0363
	T1		-47*		-49*	
	T2		4,22*		4,22*	
R <sup>2</sup>			0,8602		0,8610	
Estimationsperiode			1968-2006		1968-2006	

**Figur 17 Forbrugsrelationen (systemestimation)**

#### 14. Modeleksperimenter i den samlede model

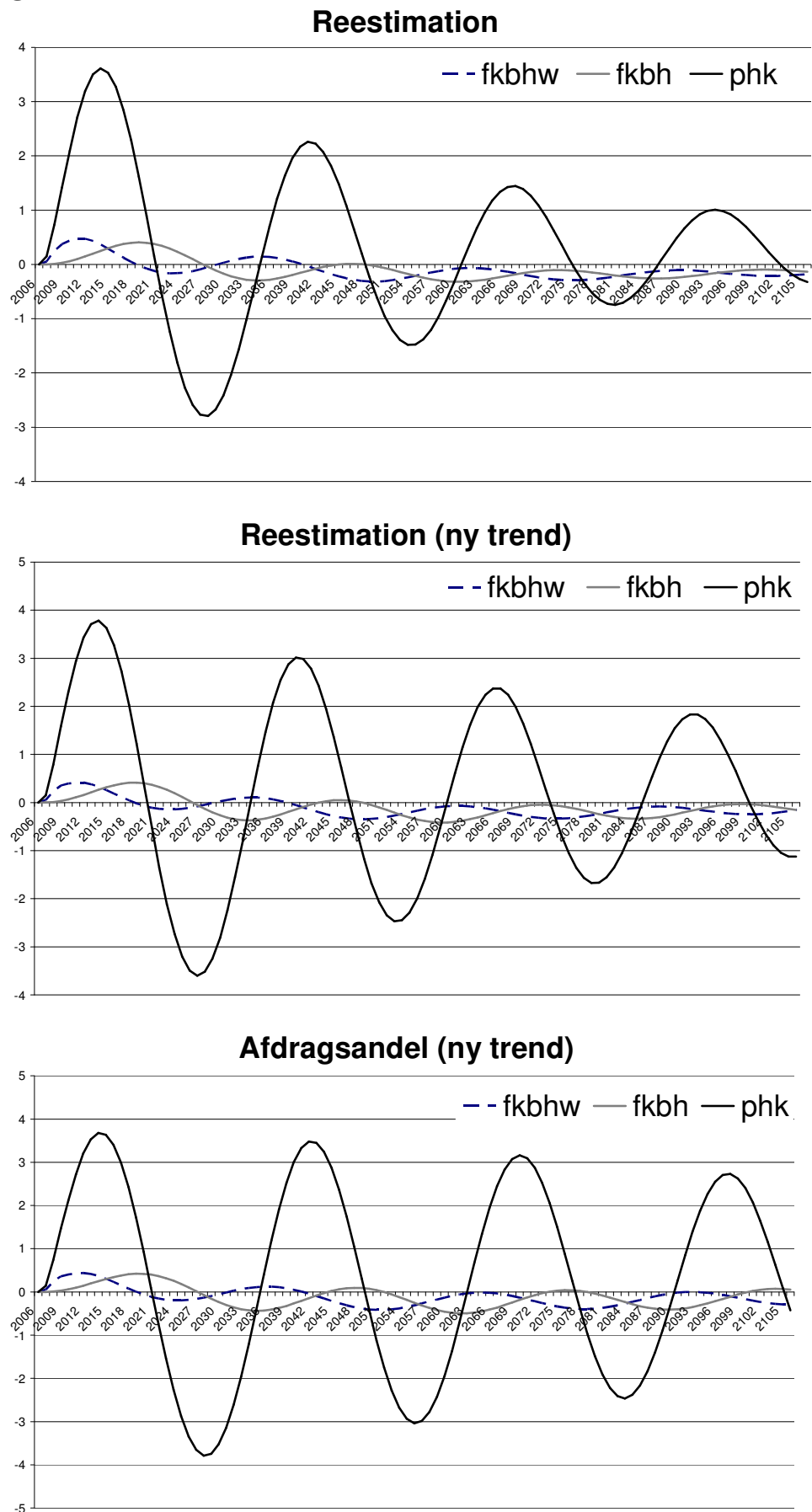
Der er udført modeleksperimenter i den samme model som i afsnit 8, dvs. april 2007. Der er brugt estimaterne fra systemestimationerne.

For at have et sammenligningsgrundlag er eksperimenterne for den simple reestimation i den oprindelige relationen medtaget – dvs. figurerne fra afsnit 8.

Helt generelt kan man sige at de nye modellerne nogenlunde har de samme effekter på kortsigt som den gamle model, men at det tager længere tid for dem at konvergere.

Ser man isoleret på de to nye relationer, så er modellen med afdragsandelen længst tid om at tilpasse sig, mens de umiddelbare effekter stort set er ens.

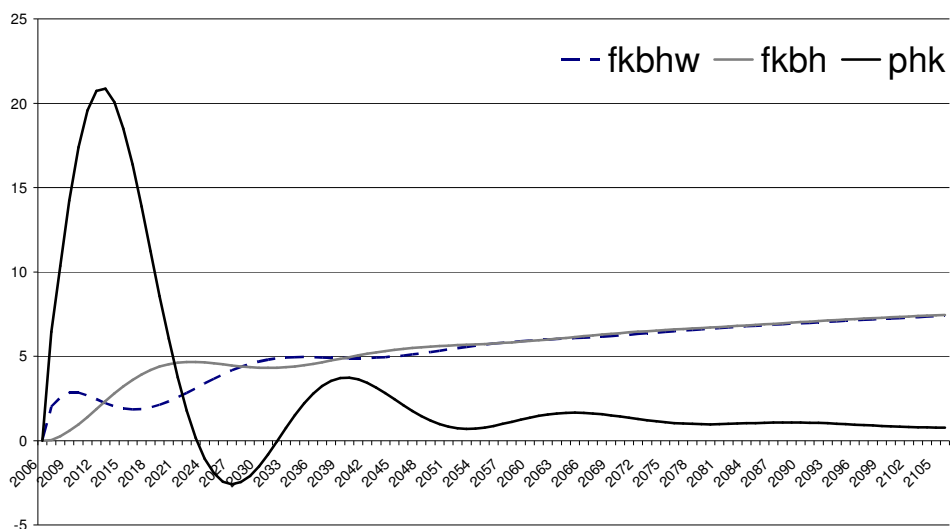
Figur 18 Indkomststød



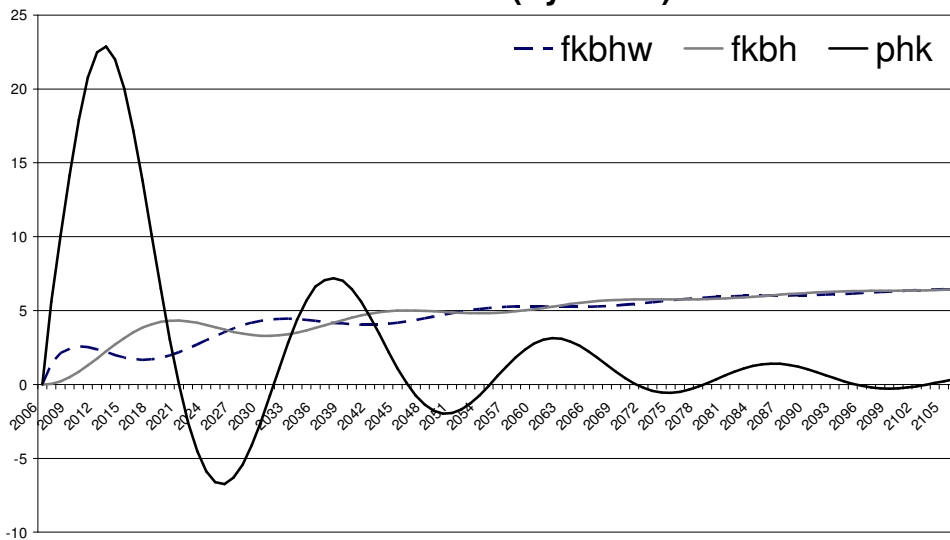


**Figur 19 Rentestød (eksogen løn)**

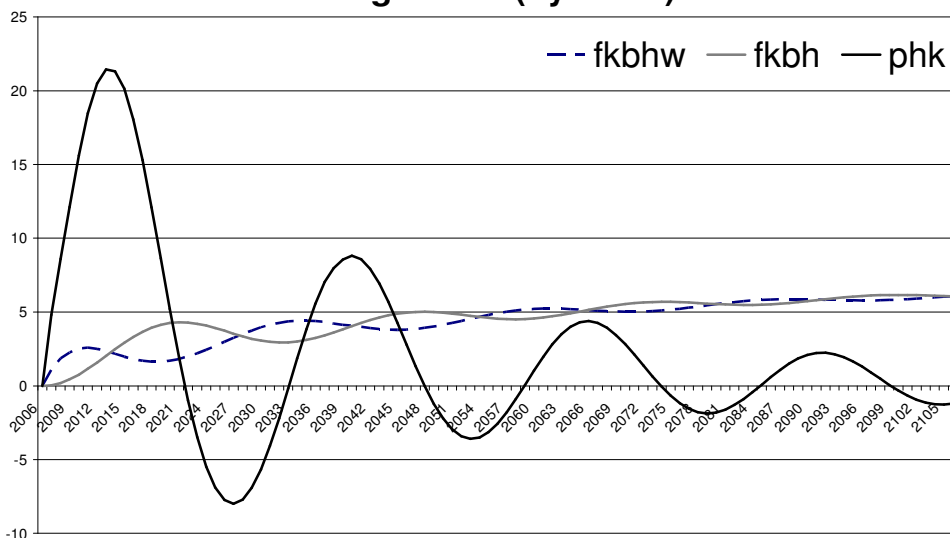
**Reestimation**

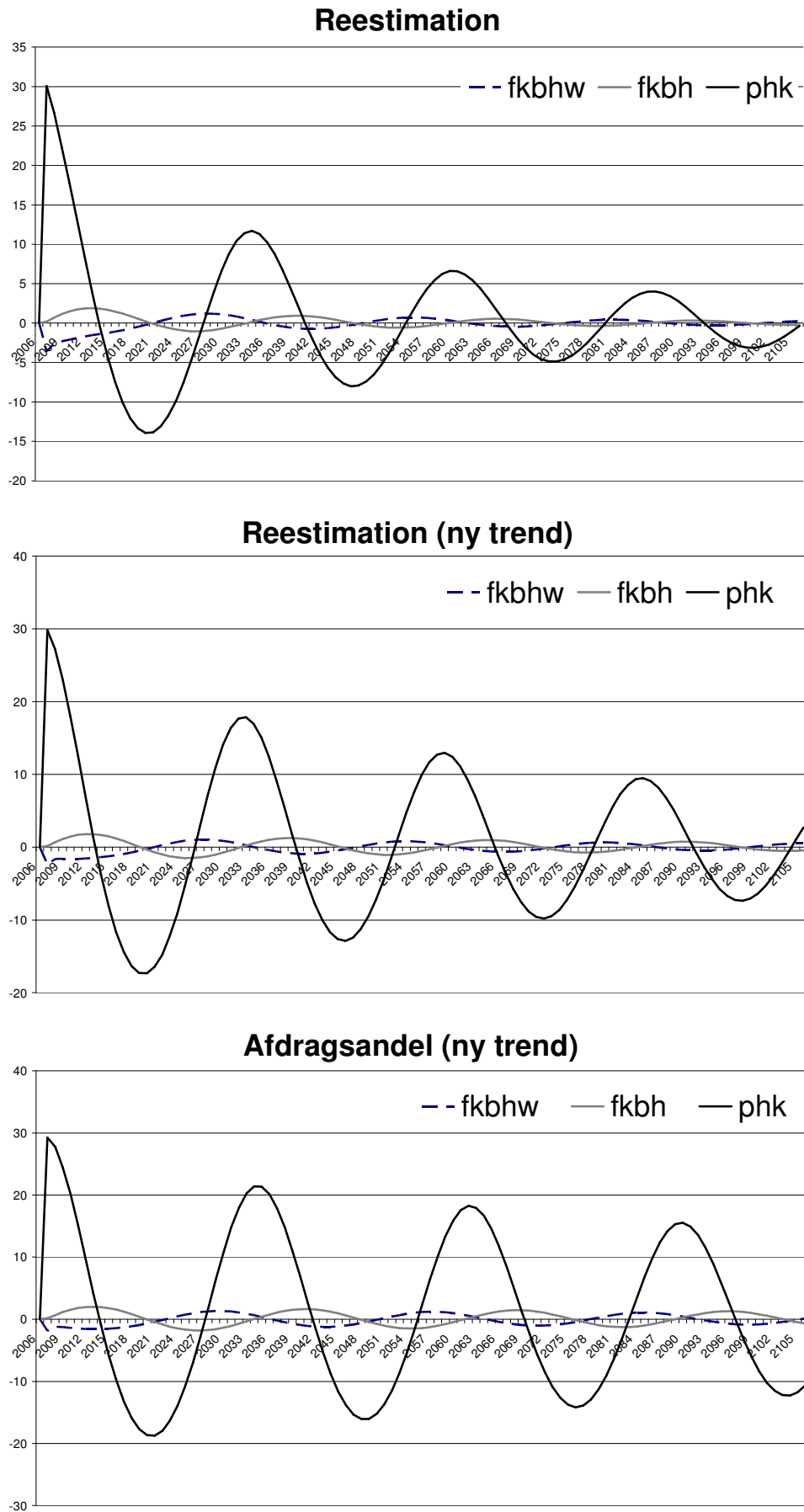


**Reestimation (ny trend)**



**Afdragsandel (ny trend)**



**Figur 20 Eksogent stød til kontantprisen**

## 15. Afsluttende kommentarer

De konklusioner der blev draget i den oprindelige model kan videreføres til den tilpassede version af kontantprisrelationen. Valget kommer til at stå mellem en simpel reestimation og en model med afdragsandelen, mens ydelsesvariablen ikke kunne inkluderes på nogen fornuftig måde.

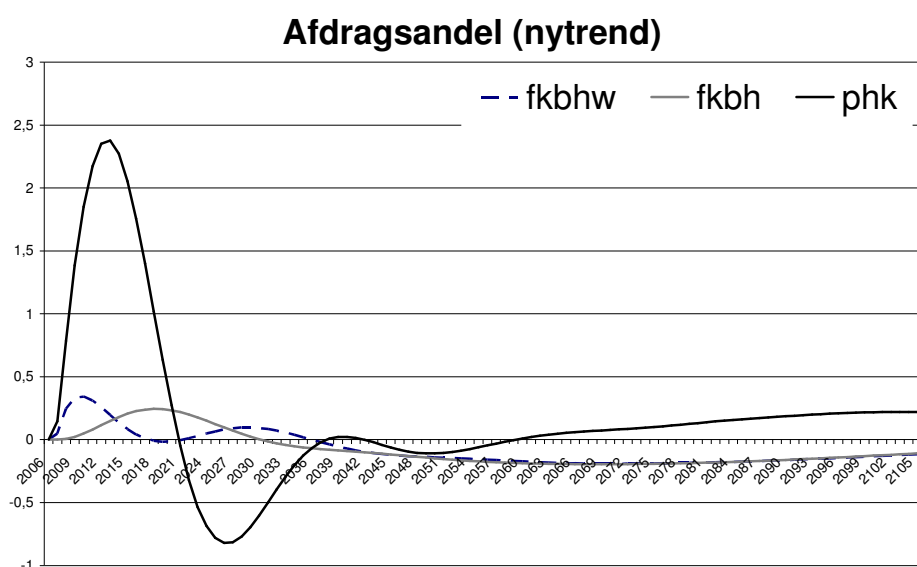
Reestimationen i sig selv forbedrer residualerne i 2004-2006 væsentligt, hvilket taler til dennes fordel. Man er heller ikke tvunget til at estimere på ikke endelige tal i dette tilfælde, hvilket man er i modellen med afdragsandelen, hvor der estimeres til 2006. Hvad der taler til relationen med afdragsvariablen fordel er, at den ikke blot fanger prisudviklingen i 2004-2006 bedre, men også udviklingen fra midten af 1980'erne frem til midten af 1990'erne. Desuden er residualerne heller ikke lige så korrelerede i denne model som i den simple reestimation, hvilket er et yderligere plus.

Forklaringen på at afdragsandelen fanger de nævnte perioder bedre ligger højest sandsynligt i de politiske indgreb der blev gennemført disse år. Først indførslen af mixlånet (1986-1993) og siden det afdragsfrie lån (2003-). Begge indgreb har påvirket boligfinansiering, hvilket modellen ikke tidligere har kunne fange, men nu har mulighed for gennem afdragsvariablen.

Egenskabsmæssigt har modeleksperimenterne vist, at rettelserne i afsnit 10 giver modellen større svingninger, hvilket øges en smule når afdragsvariablen inkluderes. Selvom eksperimenterne i sig selv ikke ser så lovende ud, så skal man huske på at den modelversion hvor kontantprisrelationen skal indgå har fået en ny lønrelation og reestimerede investeringsrelation. Dette kan være med til at dæmpe svingningerne.

Figur 21 viser et indkomststød i april 2008 versionen– det samme eksperiment som blev udført i foregående afsnit. Se de to sidste eksperimenter i bilag F. Set i forhold til før så er der stort set ingen svingninger, hvilket skyldes den nye lønrelation. Der skulle derfor ikke være nogle problemer med at inkludere afdragsvariablen i kontantprisrelationen.

**Figur 21 Indkomststød**



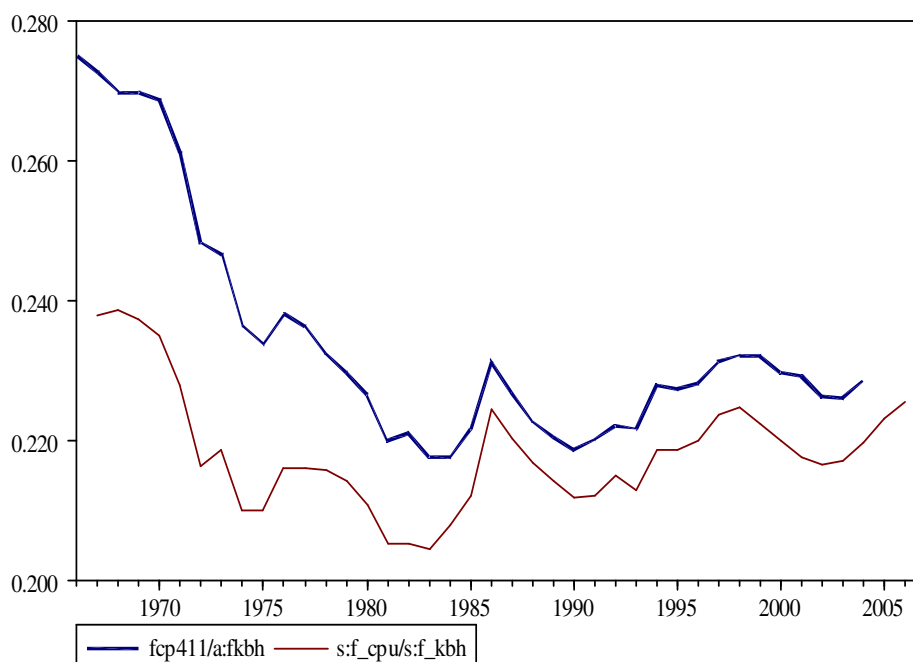
**Litteratur**

- THV01806      *Prisudviklingen på det danske boligmarked*  
1. august 2006  
Tina Saaby Hvolbøl, Jes Asger Olsen og Grane Høegh
- THJ11408      *Valg af ny boligmodel*  
17. april 2008  
Thomas Jacobsen, Tina Saaby Hvolbøl

## Appendiks A – Kædede versus fastbase serier

På lang sigt er kontantpris (bl.a.) bestemt af forholdet mellem forbruget og boligmassen, men som figur A1 afslører så har dette forhold ændret ved overgangen fra fastbase tal til kædede serier (og skift af basisår). Ideelt set burde de to forhold have samme udvikling, hvilket ikke ser ud til at være tilfældet. F.eks. i midten af 1970'erne er forholdet på kædede serier stort set konstant, mens forholdet i fastbase serier er faldende.

**Figur A1 – Forbrug og boligmasse**



*Den øverste graf (uden bundstreg) er de gamle fastbase serier, mens den nederst (med bundstreg) er de nye kædede serier.*

Dette kan være forklaringen på de forskelle som der ses i tabel 1.

**Tabel A1 Estimation med forskellige perioder**

			Kort sigt			Lang sigt				R <sup>2</sup>
			Realforbrug pr. capita	Usercost	Fejl-korrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Logistisk trend	Kontant	
1968-2004	Fastbase	Estimat	1,1135	-0,3913	-0,5933	1,0986	-0,4749	0,3703	1,0101	0,6540
		Std. fejl	0,4520	0,0605	0,1816	0,2591	0,1493	0,1540	0,9757	
	Kæde	Estimat	1,7644	-0,4501	-0,9768	0,8441	-0,1393	0,3205	2,1324	0,7112
		Std. fejl	0,4265	0,0632	0,2800	0,0845	0,0873	0,0555	0,3446	
1978-2004	Fastbase	Estimat	1,6031	-0,4414	-1,4878	1,0568	-0,2124	0*	1,5001	0,8334
		Std. fejl	0,4171	0,0555	0,2728	0,0597	0,0465		0,2530	
	Kæde	Estimat	1,8555	-0,4971	-1,4902	0,9310	-0,1231	0*	2,0618	0,8168
		Std. fejl	0,4338	0,0697	0,3988	0,0461	0,0499		0,2092	

**Tabel A2 Estimation med forskellige perioder**

			<b>Kort sigt</b>			<b>Lang sigt</b>				
			Realforbrug pr. capita	Usercost	Fejl- korrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Logistisk trend	Kontant	R <sup>2</sup>
1980-2004	<b>Fastbase</b>	<i>Estimat</i>	1,2548	-0,4325	-0,9684	1,2534	-0,3529	0*	0,6663	0,8538
		<i>Std. fejl</i>	0,4427	0,0525	0,3545	0,1864	0,1388		0,7899	
	<b>Kæde</b>	<i>Estimat</i>	1,4316	-0,4913	-1,0813	1,0520	-0,2265	0*	1,5064	0,8476
		<i>Std. fejl</i>	0,4529	0,0639	0,3850	0,1083	0,1019		0,4949	
1982-2004	<b>Fastbase</b>	<i>Estimat</i>	1,1733	-0,4359	-1,0096	1,2111	-0,3312	0*	0,8488	0,8458
		<i>Std. fejl</i>	0,4704	0,0539	0,4608	0,2554	0,1840		1,0854	
	<b>Kæde</b>	<i>Estimat</i>	1,3310	-0,3026	-0,9434	1,1442	-0,3026	0*	1,0808	0,8424
		<i>Std. fejl</i>	0,4678	-0,1681	0,4099	0,1947	0,1681		0,8947	
1984-2004	<b>Fastbase</b>	<i>Estimat</i>	1,2056	-0,4237	-1,0019	1,2029	-0,3260	0*	1,8841	0,8005
		<i>Std. fejl</i>	0,5180	0,0896	0,5298	0,3139	0,2116		0,1368	
	<b>Kæde</b>	<i>Estimat</i>	1,3143	-0,5118	-1,0825	1,2571	-0,3544	0*	0,5623	0,8267
		<i>Std. fejl</i>	0,4670	0,0899	0,4230	0,2131	0,1617		0,9782	

Tabel A1 og A2 understøtter denne forklaring. Før 1980 er der stor forskel på parameterestimerne, mens de ligner hinanden mere efter 1980.

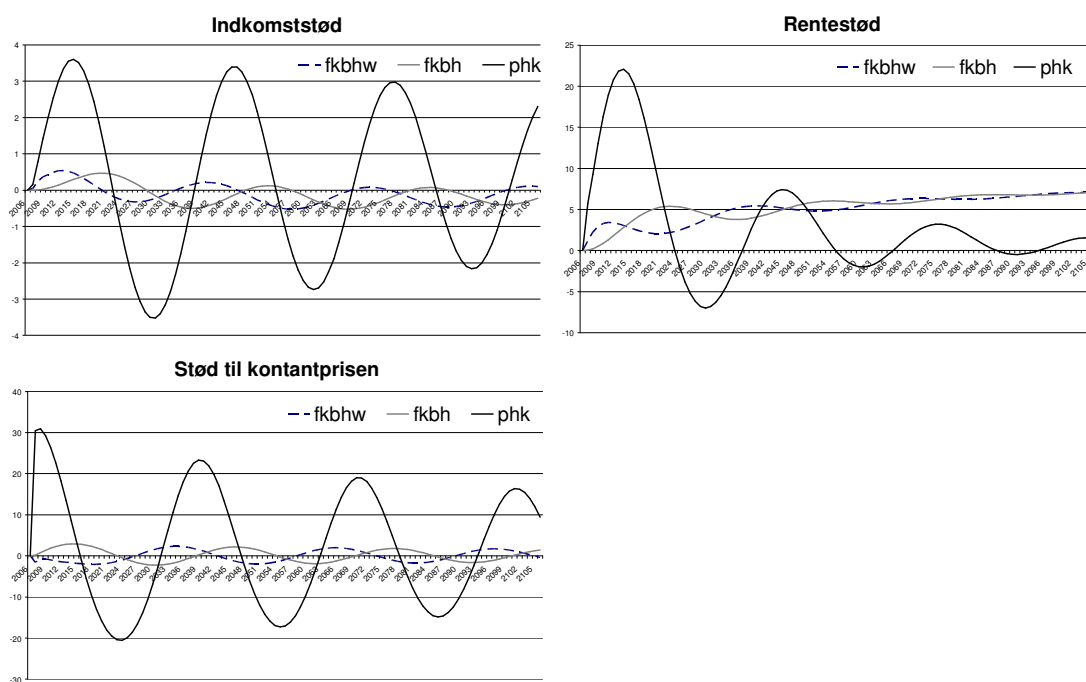
## Bilag B – Simple reestimationer

**Tabel B1 Sammenligning af estimationer**

			1970-2006		1980-2006	
			Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl
<b>Kort sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$dlog(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1,8649	0,3777	1,8205	0,4524
	Usercost	$dlog((pche/phk)/pcp4xhv1)$	-0,4024	0,0605	-0,5000	0,0689
	Fejlkorrektion	$log(fkbh_{-1}/fkbhw_{-1})$	-0,6146	0,1676	-1,1578	0,4144
<b>Lang sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$log(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1,0502	0,1010	1,0458	0,1076
	Usercost	$log(pche/pcp4xhv1)$	-0,1415	0,1280	<b>-0,1660</b>	<b>0,0865</b>
	Konstant		1,5479	0,4631	1,5457	0,4888
$R^2$			0,7307		0,8437	

Understående modeleksperimenter viser hvorfor den første estimation ikke er noget alternativ til den nye kontantprisrelation. De viste eksperimenter er de samme som dem der er udført i afsnit 8.

**Figur B1 – Multiplikatoreksperimenter**



### Bilag C – Estimationer med den oprindelige ydelse

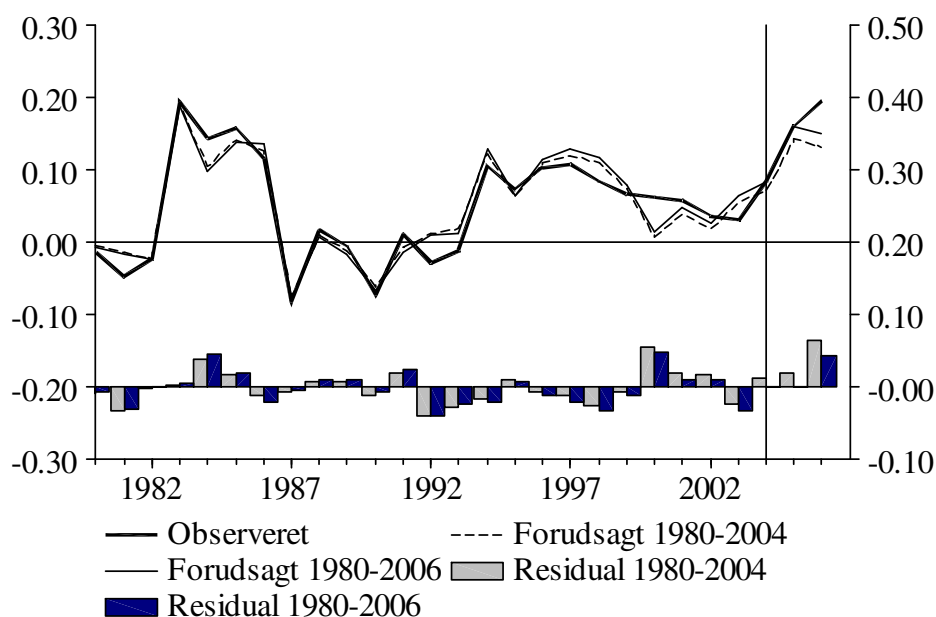
Dette bilag skal ses som en forlængelse af 4, hvor det er forsøgt at inkludere en afdragsvariabel i modellen. I denne *tillægsestimati*on er der forsøgt at estimere fra 1980 til 2004/2006 med afdragsvariablen fra den oprindelige serie fra Realkredit Danmark. Årsagen findes i konklusionen i bilag A, hvor det fremgår at serierne på kædeindeks opfører sig anderledes end dem på fastbase før (ca.) 1980. Et mere formelt argument kunne være realkreditreformen i 1980, jf. THJ11408.

**Tabel C1 Estimation med den oprindelige afdragsvariabel**

		Kort sigt			Lang sigt				R <sup>2</sup>
		Realforbrug pr. capita	Usercost	Fejl-korrektion	Realforbrug pr. capita	Usercost	Afdrag	Kontant	
1980-2004	<i>Estimat</i>	1,2548	-0,4428	-0,8960	1,1045	-0,2764	<b>-0,0322</b>	1,3060	0,9037
	<i>Std. fejl</i>	0,3738	0,0543	0,3195	0,1221	0,1141	<b>0,0165</b>	0,5453	
1980-2004	<i>Estimat</i>	1,4905	-0,4457	-1,1131	1*	-0,1897	-0,0247	1,7744	0,8973
	<i>Std. fejl</i>	0,3073	0,0545	0,2519		0,0403	0,0103	0,0160	
1980-2006	<i>Estimat</i>	1,4783	-0,4410	-0,9279	1,1020	-0,2313	-0,0352	1,3302	0,9054
	<i>Std. fejl</i>	0,3829	0,0573	0,3364	0,1234	0,1021	0,1021	0,5477	
1980-2006	<i>Estimat</i>	1,7224	-0,4440	-1,1473	1*	-0,1541	-0,0274	1,7850	0,9002
	<i>Std. fejl</i>	0,2724	0,0574	0,2645		0,0358	0,0358	0,0165	

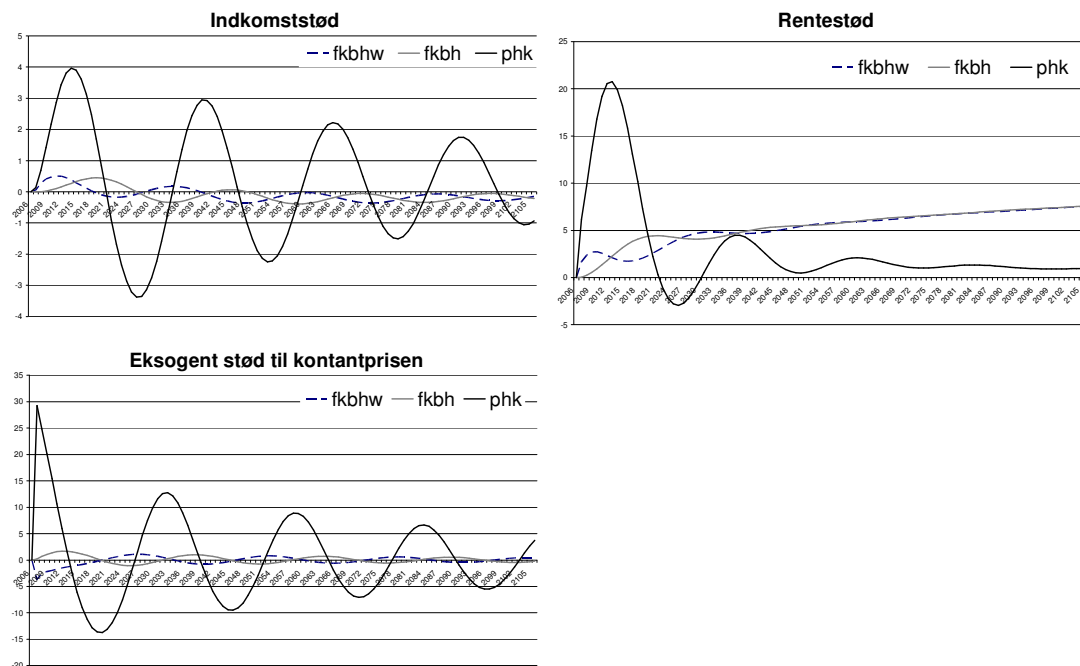
Afdragsandelen er på grænsen til at være signifikant i den første estimation med en t-værdi på -1,95. Umiddelbart giver den estimation nogle af de pæneste estimationsresultater der er præsenteret i dette papir. Figur C1 viser denne estimations forklaringssevne. Multiplikatoreksperimenterne viser at den har nogenlunde de samme egenskaber som den simple reestimation.

**Figur C1 – Kontantprisrelationens forklaringssevne**

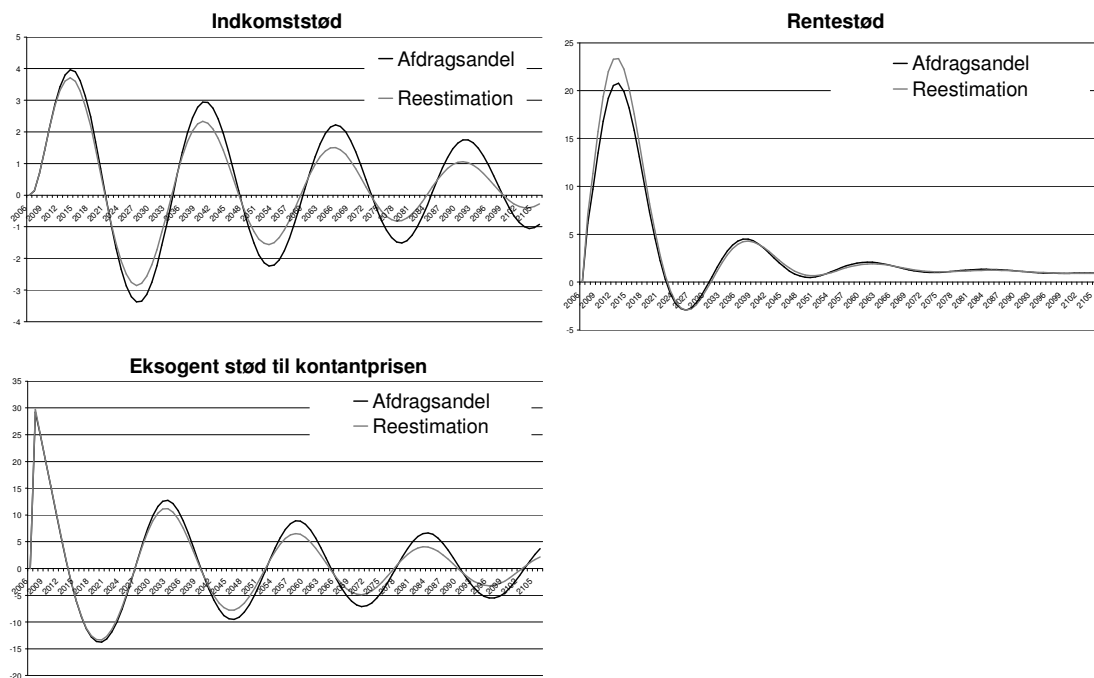




**Figur C2 – Multiplikatoreksperimenter**



**Figur C3 – Sammenlignet med den simple reestimation**



### Bilag D Forbrugsrelationen estimeret i system med kontantprisrelationen

Tabel D1 viser estimationen af forbrugsrelationen, som er estimeret i et system med kontantprisrelationen, der i dette tilfælde indeholder afdragsandelen i langsigtssdelen.

**Tabel D1 Forbrugsrelationen estimeret i system (med afdragsandel)**

			Nuværende		Almindelig		System	
			Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl
<b>Kort sigt</b>	Disp. indkomst, kortsigt	$dlog(ydphk2)$	0,3830	0,0640	0,3426	0,0913	0,3466	0,0778
	Formue	$dlog(wcp3_{,1})$	<b>0,1112</b>	<b>0,0934</b>	<b>0,1683</b>	<b>0,1179</b>	<b>0,1580</b>	<b>0,0968</b>
	Priser ex. bolig	$dlog(pcpuxh)$	-0,5605	0,1087	-0,5777	0,1245	-0,5699	0,1091
	Priser incl. bolig	$dlog(pchu)$	0,0801	0,0271	<b>0,0696</b>	<b>0,0427</b>	0,0734	0,0371
	Fejlkorrektion		-0,2952	0,0724	-0,3138	0,0903	-0,3194	0,0777
<b>Lang sigt</b>	Disp. indkomst, langsigt	$log(ydpl1/pcpu)$	0,8705	0,0503	0,8125	0,1619	0,8418	0,0973
	Formue	$log(wcp3_{,1}/pcpu)$	1-0,8705		1-0,8125		1-0,8418	
	Relative priser	$log(pcpuxh/pcpu)$	-0,5647	0,1071	<b>-0,0059</b>	<b>0,6120</b>	-0,1568	0,0371
	Konstant		-0,2692	0,0921	-0,4009	0,2933	-0,3472	0,1730
<b>R<sup>2</sup></b>			0,7544		0,6786		0,6779	
Estimationsperiode			1956-2000		1968-2006		1968-2006	

### Bilag E – Reestimation af investeringsrelationen

$$\begin{aligned} \text{dlog}(fkbh) = & 0.3 \cdot \alpha_1 \cdot \text{dlog}\left(\frac{\text{phk}}{0.8 \cdot \text{pibh} + 0.2 \cdot \text{phgk}}\right) + \alpha_1 \cdot \log\left(\frac{\text{phk}_{-1}}{0.8 \cdot \text{pibh}_{-1} + 0.2 \cdot \text{phgk}_{-1}}\right) \\ & + \alpha_2 \cdot \frac{\text{nbs}}{fkbh_{-1}} + \alpha_3 \cdot \log\left(\frac{fkbhw_{-1}}{fkbh_{-1}}\right) + \kappa \\ & + \rho \cdot \left( \begin{aligned} & 0.3 \cdot \alpha_1 \cdot \text{dlog}\left(\frac{\text{phk}_{-1}}{0.8 \cdot \text{pibh}_{-1} + 0.2 \cdot \text{phgk}_{-1}}\right) + \alpha_1 \cdot \log\left(\frac{\text{phk}_{-2}}{0.8 \cdot \text{pibh}_{-2} + 0.2 \cdot \text{phgk}_{-2}}\right) \\ & + \alpha_2 \cdot \frac{\text{nbs}_{-1}}{fkbh_{-2}} + \alpha_3 \cdot \log\left(\frac{fkbhw_{-2}}{fkbh_{-2}}\right) + \kappa - \text{dlog}(fkbh_{-1}) \end{aligned} \right) \end{aligned}$$

hvor

fkbh	boligmængde
phk	kontantpris
pibh	investeringsprisen på boliger
phgk	kontantpris på byggegrunde
nbs	antallet af boliger under opførelse med offentlig støtte

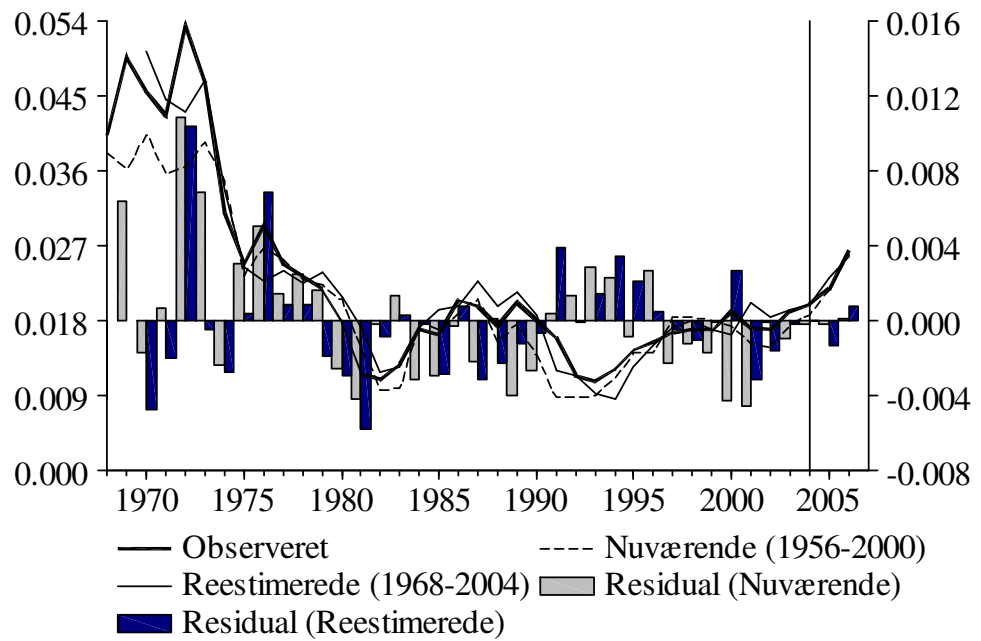
$\rho$  er fastsat til 0.6.

**Tabel 3 Sammenligning af estimationer**

			Nuværende		Reestimerede	
			Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl
<b>Kort sigt</b>	Kontantpris	$\text{phk}/(0.8 \cdot \text{pibh} + 0.2 \cdot \text{phgk})$	0,0308	0,0098	0,0273	0,0077
	Bolig under opførelse	$\text{nbs} / \text{fkbh}_{-1}$	1,1730	0,2387	2,8960	0,3582
	Fejlkorrektion		<b>0,0218</b>	<b>0,0114</b>	<b>0,0123</b>	<b>0,0189</b>
	Konstant		0,0074	0,0024	0,0118	0,0027
<b>Lang sigt</b>	Realforbrug pr. capita	$\log(\text{cp4xh1}/(\text{U} \times \text{pcp4xhv1}))$	1,0082*		1*	
	Usercost	$\log(\text{pche}/\text{pcp4xhv1})$	-0,5647*		-0,1568*	
	Logistisk trend		0,3448*		0,2222*	
	Afdragsandel				-0,0363*	
	Konstant fkbhw		1,4068*		1,5783*	
<b>R<sup>2</sup></b>			0,9013		0,9283	
Estimationsperiode			1956-2000		1968-2004	

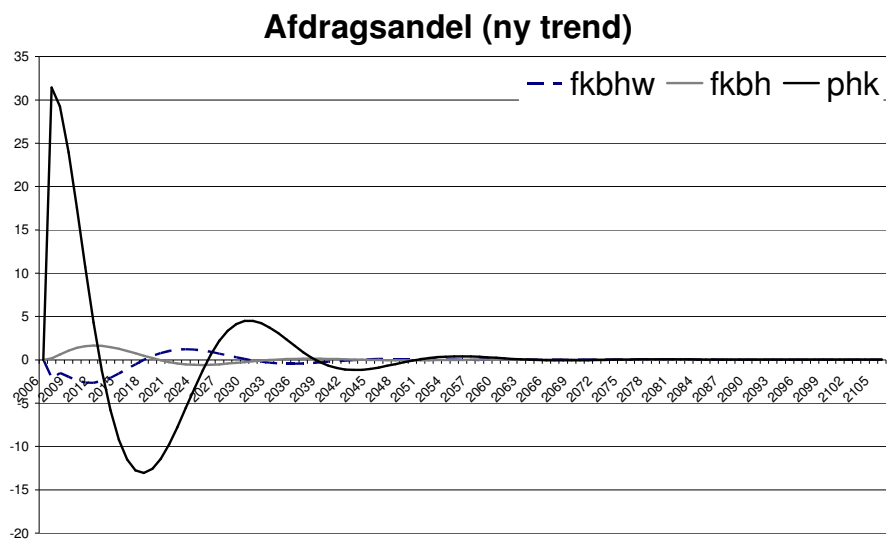
Der er brugt fkbhw med den tilpassede trend og afdragsvariablen. Modellen indeholder en pho-konstruktion, hvor rho er sat til 0.60.

**Figur E1 – Boliginvesteringerne**



## Bilg F – modeksperimenter i april 2008

**Figur F1 – Eksogent stød til kontantprisen**



**Figur F2 – Rentestød (eksogen løn)**

