

Den nye kontantprisrelation og forbrugsrelationen

Resumé:

I dette papir foretages en række rettelser i den nuværende kontantprisrelation, der desuden estimeres på kædedata for første gang. Estimationen viser at disse ændringer, sammen med den nye estimationsperiode, betyder at den langsigtede priselasticitet bliver meget lille. Det er derfor nødvendigt at binde denne koefficient.

Efterfølgende indføres der en afdragsvariabel i modellen, og det viser sig at den kompenserer for den forringelse ovennævnte restriktion har medført. Dog er den nye variabel også afhængig af denne binding, da den ellers ikke vil signifikant ind i modellen når der kun estimeres til 2004.

Alt i alt fås en model der fanger de seneste års prisudviklingen væsentlig bedre end hidtil, men samtidig forudsiger at prisstigningerne fortsætter i 2008 og 2009. Da kontantprisrelationen estimeres i et system med forbrugsrelationen, så indeholder papiret også den reestimerede forbrugsligning (bilag G). I bilag I er investeringsrelationen reestimeret.

Dette papir skal ses som en erstatning for både THJ11408 og THJ17408, da begge papirer bygger på fejlagtige data.

I dokumentation af den nye kontantprisrelation bliver der ofte henvist til THV01806, der endnu ikke er publiceret. Interesserede kan dog få tilsendt et udkast ved at henvende sig til Modelgruppen.

THJ23908

Nøgleord: kontantpris, boligmodel, afdragsandel, forbrugsfunktion, 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.

Der har i de seneste år været store stigninger i boligpriserne, en udvikling der til dels kan tilskrives faldende renter, stigende indkomster mm. I THV01806 gives en uddybende beskrivelse af disse faktorer, samt hvordan de påvirker kontantprisen.

Den nuværende boligmodel (april07) har svært ved at forklare denne udvikling, hvilket kommer til udtryk ved at kontantprisrelationen har positive residualer fra 2000 og frem. En mulig forklaring kan være at modellen ikke tager hensyn til udviklingen i realkreditlovgivningen, der gennem boligkøbernes adgang til kredit vil påvirke boligefterspørgslen, og dermed kontantprisen da udbudet på kort sigt er konstant. En anden mulig forklaring kan være spekulativ adfærd blandt køberne, der har forårsaget en boble på boligmarkedet. Dette papir vil fokusere på den førstnævnte af disse muligheder. I THV01806 forsøgte man at fange disse *realkrediteffekter* ved at inkludere en første års ydelse som ekstra forklarende variabel, men det faldt til jorden da det viste sig at den var for korreleret med *pche* (prisen på boligforbrug) til at komme signifikant ind i modellen. Forklaringen på dette er at begge variable drives af renten, se evt. figur 5 i THV01806.

I alle de estimationer der præsenteres i dette papir er kontantprisrelationen estimeret i et system sammen med forbrugsrelationen, som det hidtil har været tilfældet.

1. Den korrekte trend og byggeboomet i 1970'erne

I THV01806 blev det påpeget at den logistiske trend der indgår i modellen er misspecificeret. For det første er det ikke det samlede makroforbrug der indgår, men derimod forbruget eksklusiv boliger, og det er en fejl¹. Desuden er trendparametrene ikke blevet estimeret frit i de seneste reestimationer, hvilket de naturlig bør.

Det vil endvidere være teoretisk mest korrekt at binde den langsigtede indkomstelasticitet til 1, da denne restriktion udspringer direkte fra udledningen af kontantprisrelationen. I den nuværende model har det ikke været nødvendigt at gennemtvinge dette, da den ved fri estimation blev estimeret til 1. Men i reestimation bliver den estimeret til omkring 0.9, hvorfor den i resten af papiret er bundet til 1.

En korrekt specifikation af trenden betyder et stort fald i den langsigtede priselasticitet der går fra -0,56 til -0,36, jf. tabel 1. Derudover fordobles fejlkorrigeringsparameteren så den i stedet for at være -0,58 nu er -1.14. Normalt vil man ikke bryde sig om at denne parameter er numerisk større end 1, da det vil give en eksplosiv ligning. I dette tilfælde fejlkorrigerer boligprisen dog på uligevægt mellem den ønskede og faktiske boligmængde, og ikke mod et langsigtsniveau for prisen, hvorfor man sagtens kan acceptere en parameter af denne størrelsesorden.

I den nye model version er man gået over til kædeindeks, hvilket i sig selv ikke har den store betydning for estimationsresultaterne, jf. tabel 2. Men da de nye kædede serier kun er ført tilbage til 1967 kan der kun estimeres fra 1968. Den kortere estimationsperiode betyder at den kortsigtede forbrugselasticitet (til

¹ se eventuelt GRH06807 for en forklaring på hvorfor det skal være det samlede forbrug og ikke det samlede forbrug uden boligforbrug der skal indgå i den logistiske trend.

hverdag omtalt som indkomstelasticitet) stiger kraftigt, og samtidig sker der et yderligere fald i den langsigtede priselasticitet, så den nu er nede på -0.23.

Tabel 1 Estimation på fastbase serier

			Nuværende		Korrekt trend*		Ændret periode**	
			Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl
Kort sigt	Realforbrug pr. capita	$dlog(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1.1544	0.3170	1.2608	0.2517	1.8155	0.3499
	Usercost	$dlog((pche/phk)/pcp4xhv1)$	-0.4079	0.0503	-0.4417	0.0460	-0.4149	0.0442
	Fejlkorrektion	$log(fkbh_{,t}/fkbhw_{,t})$	-0.5765	0.1367	-1.1407	0.1797	-1.1783	0.1819
Lang sigt	Realforbrug pr. capita	$log(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1.0083	0.2084	1	-	1	-
	Usercost	$log(pche/pcp4xhv1)$	-0.5647	0.1071	-0.3599	0.0346	-0.2291	0.0518
	Logistisk trend		0.3448	0.0953	0.2649	0.0148	0.2958	0.0314
	Konstant		1.4068	0.8025	1.4827	0.0130	1.4481	0.0286
R^2			0.6605		0.7710		0.8090	
Estimationsperiode			1956-2000		1956-2000		1968-2004	

* trenden er rettet og trendparametrene er estimeret frit til at være henholdsvis $\beta_1 = -39$ [9.59] og $\mu = 4.46$ [0.01], hvor de før var bundet til -20 og 4.08. Tallene i parenteserne er standard afvigelse.

** trenden er rettet som før, og trendparametrene er estimeret til $\beta_1 = -41$ [12.40] og $\mu = 4.45$ [0.01].

Selve overgangen til kædetal har ikke den store betydning for estimaterne, men det er dog værd at bemærke at den langsigtede priselasticitet har fået et yderligere nøk nedad.

Tabel 2 Estimation på kædetal

			Kædetal*		Kædetal**	
			Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl
Kort sigt	Realforbrug pr. capita	$dlog(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1.9286	0.3219	1.7038	0.3479
	Usercost	$dlog((pche/phk)/pcp4xhv1)$	-0.4366	0.0514	-0.4877	0.0540
	Fejlkorrektion	$log(fkbh_{,t}/fkbhw_{,t})$	-1.0575	0.2401	-1.1458	0.2542
Lang sigt	Realforbrug pr. capita	$log(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1	-	1	-
	Usercost	$log(pche/pcp4xhv1)$	-0.1488	0.0551	-0.1897	0.0565
	Logistisk trend		0.2222	0.0320	0.2303	0.0247
	Konstant		1.5322	0.0364	1.5181	0.0309
R^2			0.7944		0.7507	
Estimationsperiode			1968-2004		1968-2004	

* trendparametrene er estimeret frit til at være henholdsvis $\beta_1 = -57$ [27.19] og $\mu = 4.29$ [0.01].

** trendparametrene er bundet til $\beta_1 = -25$ og $\mu = 4.30$.

Den logistiske trend der indgår i modellen har følgende udseende

$$\log(e_h) = \frac{\beta_2}{1 + \exp(\beta_1 (\log(\Omega) - \mu))} = \frac{\beta_2}{1 + (\Omega / \exp(\mu))^{\beta_1}} \quad (1)$$

hvor Ω er det reale per capita forbrug². Denne funktion har en vendetangent i μ , og hastigheden ved denne er β_1 . Fortolkningen af (1) er, at folk med en lav

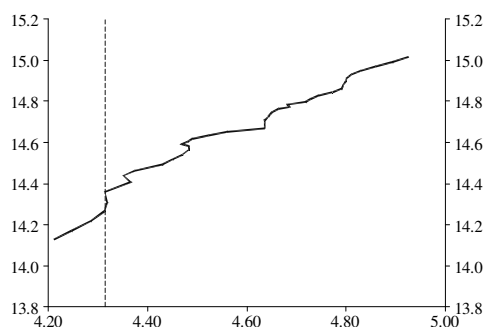
² I april08 versionen $\Omega = \frac{cpu}{pcpu \cdot U}$

indkomst (lavt forbrug) bruger en relativt lille andel af deres indkomst på boligforbrug, men i takt med at indkomsten stiger vil de forbruge mere og mere bolig (indkomstelasticiteten stiger med indkomsten). I denne fortolkning ligger implicit en antagelse om at boligforbrug er et luksusgode, dvs. man først forbruger det når alle de basale behov er dækket. Indkomstelasticiteten vil fortsætter med at stige indtil forbrugeren når et *mætningspunkt*, svarende til punktet μ . Herefter vil indkomstelasticiteten være faldende i indkomsten, hvilket kan tolkes som at forbrugeren har opnået sit ønskede boligforbrug og nu begynder at forbruge andre luksusgoder for sin ekstra indkomst.

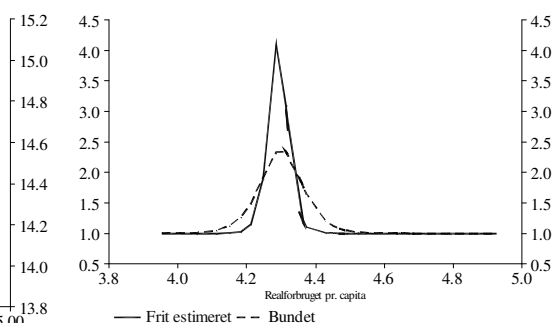
β_1 fortæller hvor følsom indkomstelasticiteten er omkring *mætningspunktet*, dvs. hvor kraftigt den reagerer på indkomststigninger i dette punkt.

Ovenstående vil vise sig som en s-formet kurve for forholdet mellem boligbeholdningen og per capita forbruget. Dette er vist i figur 1A, hvor man med lidt god vilje kan se en vendetangent omkring $\log(\Omega) = 4.3$, hvilket svarer til at *mætningspunktet* ca. er 74.000 2000-kroner. Dette er i overensstemmelse med estimationen fra tabel 2, hvor μ i fri estimation blev fundet til 4.29.

Figur 1A – Forholdet mellem $\log(\text{fkbh})$ og $\log(\Omega)$

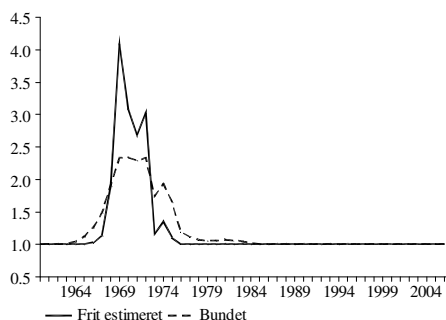


Figur 1B – Forbrugselasticiteten som funktion af Ω

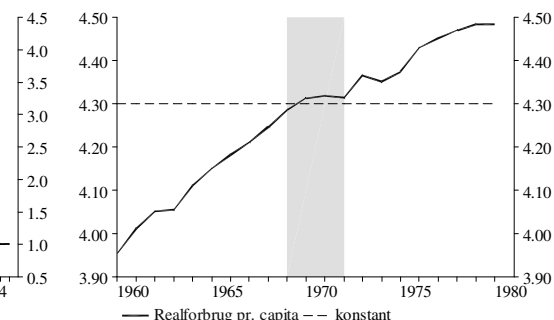


Figur 1B viser forbrugselasticiteten³ som funktion af realforbruget, og illustrerer problemet med at estimere trenden frit. I det tilfælde estimeres β_1 til at være forholdsvis stor, hvilket betyder at indkomstelasticiteten bliver meget følsom overfor forbrugsændringer omkring mætningspunktet, og får derfor denne *spidse* form. Problemet er at den mere får karakter af en dummy, end det den egentligt var tiltænkt, nemlig en variabel forbrugselasticitet. Det ses endnu tydeligere hvis man betragter forbrugselasticiteten over tid (figur 2).

Figur 2 – Indkomstelasticiteten over tid



Figur 3 – Realforbruget over tid

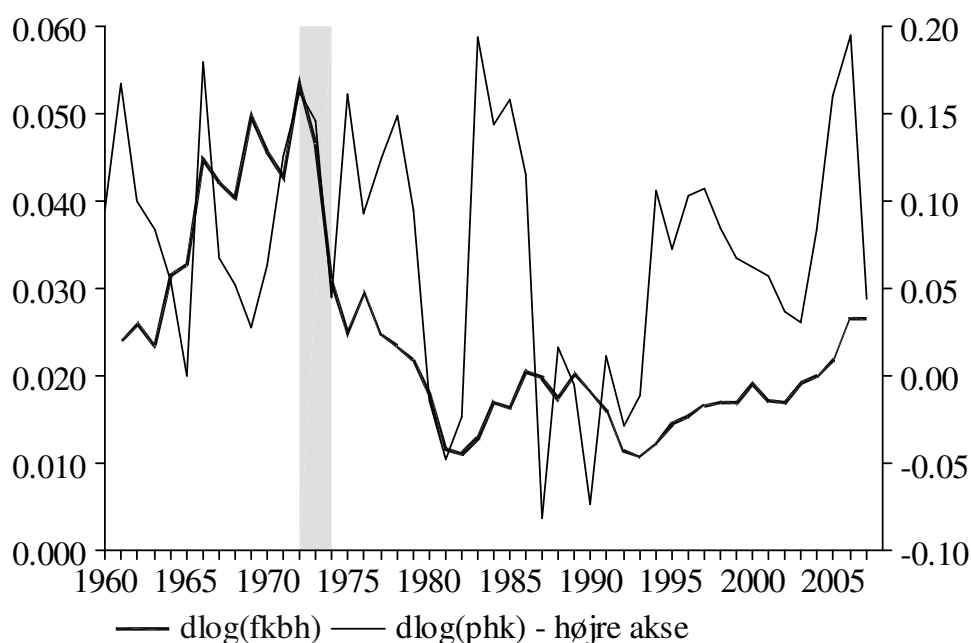


³ i bilag A udledes forbrugselasticiteten

Trenden kommer til at virke som en dummy for årene 1969-1972, hvilket er årene hvor forbruget *passerer mætningspunktet* – se eventuelt figur 3. Her ses det yderligere at realforbruget ligger lige omkring de 4.3 i denne periode, hvilket forklarer den høje elasticitet disse år.

Grunden til at der er en variabel forbrugselasticitet i modellen, er et ønske om at modellere byggeboomet fra midt i 1960'erne til slutningen af 1970'erne. I tidligere modelversionen har kontantprisrelationen haft en dummy til at forklare dette. Meningen med denne dummy var at den skulle fange den stigning i boligefterspørgslen i 1972-1974 der var afledt af aftrapningen af momsrefusion på boligbyggeri⁴ - markeret med gråt i figur 4.

Figur 4 – Udviklingen i boligbeholdningen (fkbh) og kontantprisen (phk)



Bem.: Boligbeholdningen (f_kbh) er ført tilbage fra 1965 til 1960 med vækstraterne fra $fkbh$ fra adambanken fra 2005 ($adbk0405$).

Det ses tydeligt på figuren, at både væksten i efterspørgslen og kapitalmængden falder kraftigt i denne periode. Ved at indføre dummyerne har man således valgt at modellere dette, mens man med trenden ønsker at forklare den store boligefterspørgsel med at indkomstelasticiteten var ekstraordinært stor i disse år. Den frit estimerede trend fanger dog kun 1969-1972, men byggeboomet varede fra midten af 1960'erne til midten eller slutningen af 1970'erne. Ved at binde *hastighedsparameteren* β_1 til -25, hvilket er indenfor to standardafvigelser af det frie estimat, så får man en *blødere* klokkeformet indkomstelasticitet, som vist i figur 1B og 2. Samtidig bindes *mætningsparameteren*, μ , til 4.3, hvilket svarer til resultatet af den fri estimation. Resultatet er at trenden nu bedre fanger den ekstraordinære store

⁴ DST1988 side 150. Dummyen ($d72n$) antog værdierne $\{1972, 1973, 1974\} = \{1, 0.67, 0.33\}$ og 0 ellers. Der var en tilsvarende dummy i boliginvesteringsrelationen ($d19723$) der skulle fange samme indgreb, samt en ekstra dummy i 1976 der skulle fange den midlertidige momsnedsettelse samt forlængelsen af løbetiderne på realkreditlån til enfamiliehuse påbegyndt inden 1. april 1976 – side 153-154 DST1988.

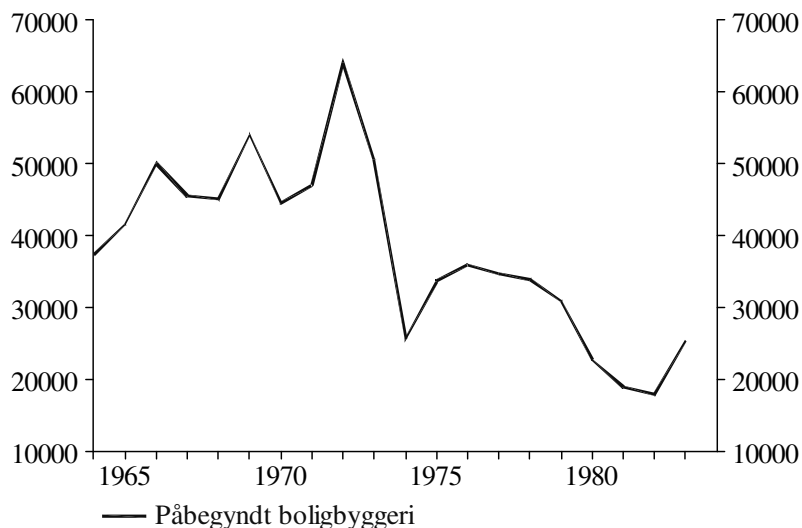
boligefterspørgsel i 1960'erne og 1970'erne, hvilket samtidig forklarer byggeboomet med at forbrugselasticiteten (\approx indkomstelasticiteten) steg i denne periode. Tabel 2 viser at denne restriktion ikke får den helt store betydning for parameterestimerne.

Det har dog nok været kombinationen af en lang række andre faktorer der udløste den store byggeaktivitet. Den betydelig økonomiske fremgang i denne periode har uden tvivl har virket stimulerende på efterspørgslen. Dertil kommer at kvindernes erhvervsfrekvens var stigende, hvilket betød at husholdningerne i højere grad havde to indkomster, hvor de før måtte klare sig for mændenes løn⁵.

Endvidere gjorde den høje inflation og de gunstige fradragsregler i 1970'erne at efter-skat realrenten i flere år var negativ, hvilket naturligvis har været et kraftigt incitament til at investere i nye boliger. Desuden talte finansieringsforholdene til nybyggeriets fordel sammenlignet med ejerskifte. Et eksempel er at den maksimale løbetid for et realkreditlån til nybyggeri (*særlig realkredit*) i 1970 var 20 år, mens den for ejerskifte (*almindelig realkredit*) blot var 10 år⁶.

Boligbyggeriet var desuden underlagt en stram kvantitativ regulering frem til starten/midten af 1960'erne, hvor man gradvist begyndte at afvikle disse begrænsninger af byggeriet. Reguleringen betød at udbudet ikke havde haft mulighed for at tilpasse sig til den stigende efterspørgsel, og at der så at sige var en ophobet efterspørgsel der gradvist blev *realiseret* i takt med at reguleringen ophørte. Det store byggeri i 1960'erne kan derfor være et udtryk for denne *frigivelse* af udbudet.

Figur 5 – Påbegyndt boligbyggeri



Bem.: før 1980 er tallene hentet fra Økonomiske Oversigt fra perioden, men de fra 1981-1983 er hentet fra Statistikbanken. Tallene er forskellige før 1973, hvilket skyldes at opgørelsen i Statistikbanken ikke dækker hele landet.

⁵ Christoffersen 1999, side 80-82

⁶ jf. THV01806s tabel i bilag A

Men selvom de kvantitative begrænsninger blev fjernet betød det ikke at boligmarkedet var frit, men derimod blot at kontrollen foregik gennem realkreditmarkedet og de øvrige finansieringskilder. Se eventuelt bilag B, som er en oversigt over de politiske indgreb og aftaler der kan have påvirket boligbyggeriet i denne periode. Det lader dog ikke til at finansieringskontrollen har været lige så hæmmende for byggeriet som de kvantitative reguleringer, da der i denne perioden blev påbegyndt flere boliger end normalt. I figur 5 kan dette være forklaringen på stigningen frem til 1966, hvor der blev indført obligationsrationering. Herefter ligger niveauet for det påbegyndte byggeri nogenlunde stabilt (højt) frem til starten af 1970'erne, hvor det stiger yderlige således at der i 1972 blev påbegyndt omkring 64.000 boliger. Til en sammenligning kan det siges at der fra januar 1994 til juni 2008 gennemsnitligt er påbegyndt lidt over 21.000 boliger årligt. Specielt to politiske indgreb kan have forårsaget dette.

I 1969 blev der foretaget en stramning af realkreditlovgivningen, men en særlig regel gjorde at man kunne finansiere sit byggeri efter de gamle regler hvis man ansøgte før 7. december og boligen stod færdig seneste den 1. april 1971. Derudover blev reglerne for momsrefusion revideret i 1971, gældende fra midt i 1972. Ændringen betød at der blev sat et loft på hvor stor et areal af boligen der var berettiget til momsrefusion. Disse to indgreb har uden tvivl flyttet planlagt byggeri frem i tiden, og kan derfor også til dels forklare hvorfor det falder så kraftigt efter 1972. Andre forklaringer kan være at man i oktober 1972 igen indførte regulering af nyt boligbyggeri, samt at den første oliekrise i 1973 har virket hæmmende på byggelysten.

2. Kontantprisrelationen

Udover de allerede nævnte ændringer i kontantprisrelationen (tilpasset trend og bundet langsigtet forbrugselasticitet) er der i THV01806 foreslået at man:

- fjerner u fra forbrugsudtrykket i kortsigtdynamikken.
- bestemmer den reale kontantpris, $phk/pcpuxh$.
- genindfører boligbeholdningen i forbrugsudtrykket på kort sigt – dette er på nuværende tidspunkt udeladt da udbudet på kort sigt er fast eller trægt.

Med disse rettelser får kontantprisrelationen følgende udseende.

$$\begin{aligned} \log(fKbhw/U) = & \text{Log}(Cpuxh/(U \cdot pcpxh)) \\ & + \beta_2 / (1 + (Cpu/(U \cdot pcpu)/\text{Exp}(4.30))^{-25}) \\ & + \beta_3 \cdot \text{Log}(pche / pcpxh) + \kappa \end{aligned} \quad (2)$$

hvor

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

Dynamikken i modellen er givet ved følgende ligning

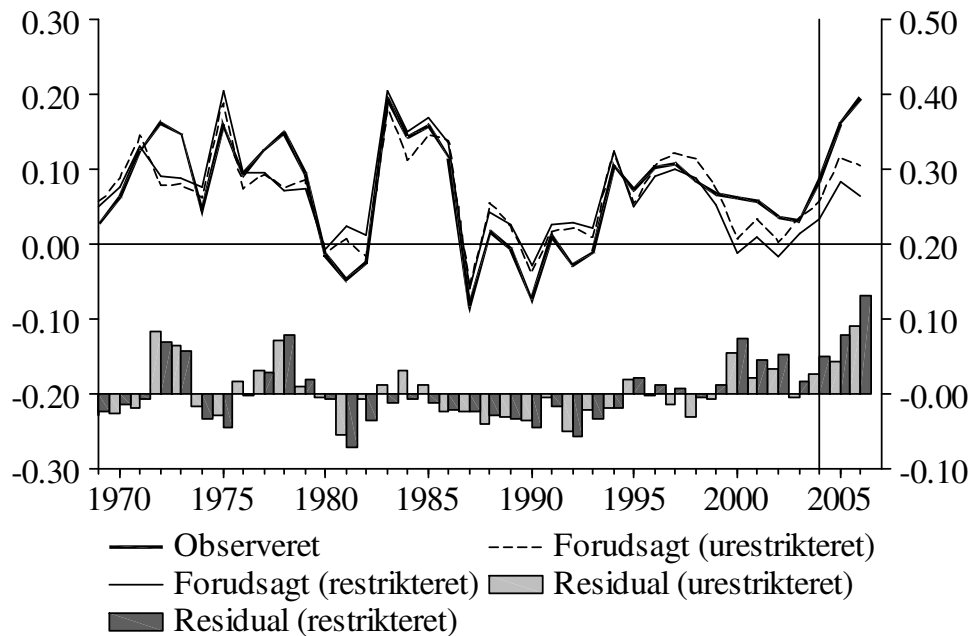
$$\begin{aligned} D \log(phk) = & \alpha_1 \cdot D \log(Cpuxh / (pcpuxh \cdot fkbh)) \\ & + \alpha_2 \cdot D \log(pche / phk) + D \log(pcpuxh) \\ & + \alpha_3 \cdot \text{Log}(fKbh_{-1} / fKbh_{-1}) \end{aligned} \quad (3)$$

Ændringerne er medtaget i modelversionen April 2008. Estimationsresultaterne ses i tabel 3. Forklaringsmæssigt ligner den nye model⁷ den gamle, mens der ikke helt er samme overensstemmelse i parameterestimerne.

Tabel 3 Estimation af den nye kontantprisrelation

			Urestrikteret		Restrikeret	
			<i>Estimat</i>	<i>std.fejl</i>	<i>Estimat</i>	<i>std.fejl</i>
Kort sigt	Relative forbrug	$d \log(fcpuxh/fkbh)$	1.7668	0.2777	1.3398	0.2682
	Usercost	$d \log(pche/phk)$	-0.4723	0.0479	-0.4605	0.0529
	Forbrugerpris	$d \log(pcpuxh)$	1	-	1	-
	Fejlkorrektion	$\log(fkbh_{-1}/fkbh_{-1})$	-1.4261	0.2246	-1.0377	0.1997
Lang sigt	Realforbrug pr. capita	$\log(fcpuxh/U)$	1	-	1	-
	Usercost	$\log(pche/pcpuxh)$	-0.1717	0.0347	-0.3	-
	Logistisk trend		0.1960	0.0200	0.2254	0.0268
	Konstant		1.5586	0.0248	1.5000	0.0257
R²			0.7728		0.7193	
Estimationsperiode			1968-2004		1968-2004	

Figur 6 – Modellens forklaringssevne med restrikeret og urestrikeret kortsigtet priselastisitet



⁷ se eventuelt figur C1 i bilag C der sammenligner den nye models og den gamle models forklaringssevne

Så selvom modellens evne til at forklare prisudviklingen er tilfredsstillende, eller i hvert fald som forventet, så giver *de nye* parametre problemer i den samlede model. Med problemer menes der store svingninger⁸, hvilket hovedsageligt skyldes den (numerisk) lave langsigtede priselasticitet, der samtidig betyder en høj kortsigtet indkomstelasticitet (det kan vises at den kortsigtede indkomstelasticitet svarer til den reciprokke langsigtede priselasticitet). Det er med til at forværre problemer yderligere, hvorfor det er nødvendigt at binde priselasticiteten ned til -0.3. Statistisk kan det være svært at forsvare da det ligger udenfor to standardafvigelser af det frie estimat, men det er en nødvendighed for at få modellen til at snurre rundt.

Resultatet heraf ses i den anden søjle i tabel 3. Den kortsigtede indkomstelasticitet falder som forudsagt, og samtidig falder fejlkorrektionsparameteren til omkring -1. Modellen har nu pænere egenskaber⁹, men stadig langt fra så pæne som den nuværende model (april 2007). Samtidig betyder det at autokorrelationen i fejllenede øges (negative fra 1980 til 1994) og at residualerne bliver større fra 2000 og frem.

En del af forklaringen på den store afhængighed i residualerne kan findes på realkreditmarkedet. I 1986 blev mix-lånet indført sammen med kartoffelkuren, der blandt andet også reducerede skatteværdien af rentefradraget. Sidstnævnte tages der højde for gennem *pche*, prisen på boligforbrug, men modellen har ingen mulighed for at fange de ændrede finansieringsvilkår. Man kan se mix-lånet som en tvungen opsparring, da kravet om 40 procent serielån skyder afdragene frem i tiden. Dette vil alt andet lige hæmme efterspørgslen (hvis boligkøberne er kreditrationerede), og dermed prisen på kort sigt da boligudbudet er trægt i tilpasningen. Da modellen ikke tager højde for dette vil den overvurdere prisen, hvilket ses på de negative residualer fra 1986 og frem til 1993, hvor kravet om mixlån forsvinder.

Nogenlunde samme ræsonnement med modsat fortegn kan laves med hensyn til det afdragsfrie låns indførelse sidst i 2003. Såfremt at realkreditinstitutterne tillader det, så vil det afdragsfrie lån øge kreditrationerede boligkøberes boligefterspørgsel, og vil derfor have en ekspansiv effekt på priserne. Dette kan forklare de store residualer i den sidste del af perioden. I næste afsnit forsøges der at tage højde for disse ændringer i kreditvilkårene.

Det er problematisk at de ændringer vi har foretaget alle trækker i retning af en lavere langsigtet priselasticitet. Umiddelbart så skyldes det den nye trend og den kortere estimationsperiode, mens at overgangen til kædede serier synes mindre vigtig – illustreret af tabel 1 og 2. Specielt den nye trend ser ud til at have betydning for priselasticiteten, da den falder fra 0.56 til 0.36 når den nye korrekte trend indføres.

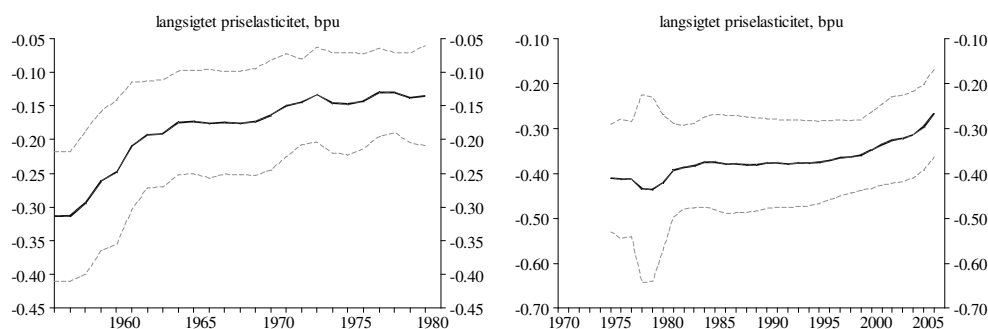
For at illustrere *problemet* med den kortere estimationsperiode er der foretaget en rekursiv estimation¹⁰. Figur 7a viser at den (numerisk) store langsigtede priselasticitet er afhængig af at man estimerer fra tidligere end 1960. Derudover ses det i 7b at den bliver endnu mindre når man øger estimationsperioden udover 2000.

⁸ Se eventuelt varekøbeksperimentet i bilag C - dette illustrerer problemet.

⁹ Se igen bilag C.

¹⁰ foretaget som enkelt-ligning estimation, hvor kædeserierne er ført tilbage til 1956 med vækstraterne fra fastbaseserierne.

Figur 7a – Backward rekursiv estimation **Figur 7b – Forward rekursiv estimation**



Bem.: basisperioderne er henholdsvis 1980-2004 (backward) og 1956-1975 (forward).

3. Kontantprisrelationen med afdragsvariabel

Som nævnt i THV01806 har vi forsøgt at inkludere en første års nettoydelse som ekstra forklarende variabel i modellen. Denne nye variabel skulle være et mål for hvor likviditetsbegrænsede boligkøberne er, og burde derfor fange de ændringer i realkreditlovgivningen som modellen på nuværende tidspunkt ikke er i stand til, jf. forrige afsnit. Det har dog vist sig at variabelen var for korreleret med prisen på boligforbrug (*pche*) til at man kunne få den signifikant ind i modellen. Dette skyldes at de begge i mere eller mindre grad drives af udviklingen i renten (*iwbz*)¹¹.

I stedet er det forsøgt at inkludere en afdragsvariabel, svarende til første års afdraget i forhold til gælden – den er konstrueret i overensstemmelse med ydelsesvariablen. Dette skal ses som et forsøg på at gøre den nye variabel mindre rentefølsom, selvom den dog stadig være have en vis korrelation med renten¹². Når renten stiger vil den samlede gæld stige, og afdragsandelen vil derfor være mindre. I forhold til ydelsesvariablen så vil den ikke fange introduktionen af flekslåne i 1996, men ellers vil den fortsat afspejle forholdene på realkreditmarkedet. I næste afsnit redegøres der for konstruktionen af afdragsvariablen, og der vil endvidere bliver redegjort for de vigtigste regelændringer og deres indflydelse på serien.

3.1 Afdragsvariablen

Udgangspunktet for afdragsserien er et regneark fra Realkredit Danmark, som indeholder kvartalsdata fra 1977 til 2005. På baggrund af en rentesats og en løbetid beregnes den kvartalsvise ydelse for henholdsvis et fast forrentet lån, et rentetilpasnings lån, et pantebrevs lån samt et banklån. Hovedstolen, som er 300.000 kr. i udgangspunkt (1. kvartal i 1977), ændres i henhold til et ejendomsprisindeks, således at lånets størrelse følger udviklingen i boligpriserne. Næste skridt er at opdele ydelserne for de fire låntyper i afdrag og rentebetaling, og efterskat-rentebetalingerne beregnes på baggrund af en skattesats. Ved at lægge afdragene til dette beløb, så findes nettoydelsen.

¹¹ i bilag D er estimationerne af boligrelationen med henholdsvis en ydelses- og afdragsvariabel dokumenteret.

¹² Korrelationskoefficienten for renten og ydelsen er 0.9079, mens den for afdragsvariablen og renten er -0.2857.

Den samlede kvartalvise nettoydelse findes ved at anvende de gældende grænser for obligationsfinansiering mm. Først antages det at boligkøberen finansierer så stor en andel som muligt med obligationslån, herefter pantebrev og den resterende del med at banklån. I 2005 svarer det til 80 procent obligationsfinansiering, 0.7 procent pantebrev og 19.3 procent banklån. Da der historisk set ikke er den store forskel på pantebrevsrente og bankernes udlånsrente, så har det ikke den store betydning for serien hvorvidt man skelner mellem pantebrev og banklån. De kvartalsvise serier gøres årlige ved at multiplicere dem med 4. Den mindste ydelse findes ved at vælge det obligationslån med den mindste nettoydelse, og så kombinere det med de to øvrige låntyper.

Afdragsvariablen bygger alene på det fastforrentede lån, pantebrevslånet og banklånet, og tager, som tidligere nævnt, derfor ikke hensyn til flekslånets indførelse. For at få det som en andel sættes afdraget i forhold til lånets størrelse, der i det første år svarer til boligens pris. Med andre ord kan afdragsvariablen skrives som

$$\text{afdragsandel} = \frac{\text{1. års afdrag}}{\text{phk}} \quad (4)$$

Da serierne fra Realkredit Danmark kun går fra 1977 til 2005 har det naturligvis været nødvendigt at forlænge dem eller erstatte dem med nye. Nedenfor beskrives de enkelte serier der indgår i konstruktionen af afdragsvariablen¹³.

Fast obligationsrente: Realkredit Danmarks serie erstattes af renten på en 30-årig realkreditobligation. Det er denne rente som THV foreslår som erstatning for *iwbz* i user cost, jf. THV01806.

Fleksrente: er hentet fra Realkredit Rådets hjemmeside, men er ikke relevant for afdragsandelen.

Pantebrevsrenten: Det har været et problem at finde en pantebrevsrente der går tilbage til 1966. Den serie der ligger i statistikbanken matcher den som Realkredit Danmark har brugt, bort set fra nogle små afvigelser i starten af 2000. For at få data tilbage til 1966 tilbageføres serien fra statistikbanken/Realkredit Danmark med vækstraterne i den faste obligationsrente.

Man bør måske ved lejlighed se nærmere på dette, men umiddelbart bør det ikke få den store betydning for serien da pantebrevsandelen kun er 30 procent før 1977.

Bankrenten: *iwlo*, pengeinstitutternes effektive udlånsrente, er fra ADAM-banken.

Løbetiderne for de forskellige låntyper er ført uændret tilbage, således at det er værdien fra 1977 der er gjort gældende for de forrige år. Dette er også tilfældet for grænserne for pantebrevs- og obligationsfinansiering samt

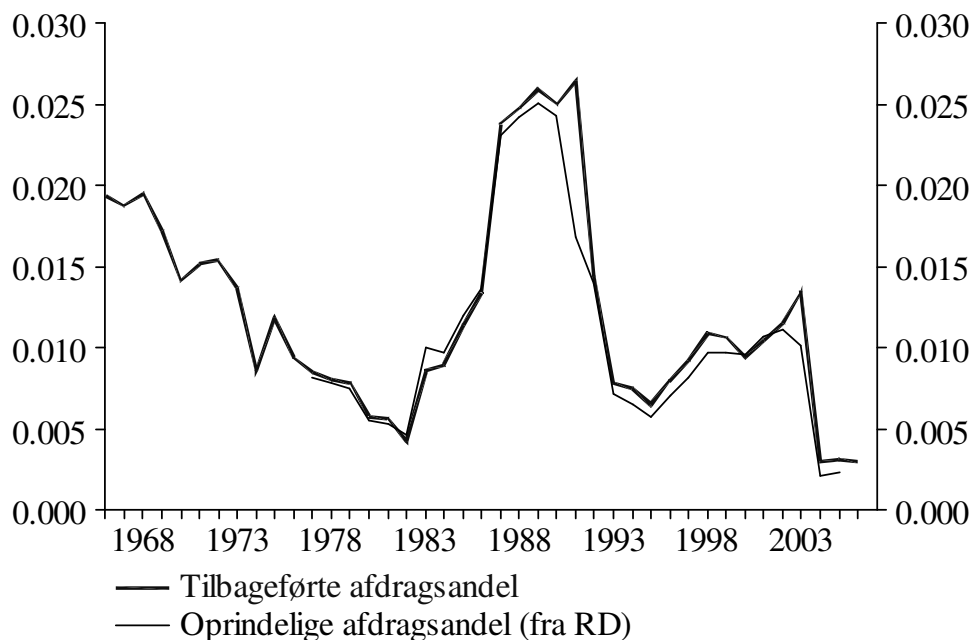
¹³ For yderligere information om tilbageførsel af afdragsandelen (ydelsen) se THJ11408.

rentefradragsatsen. Derudover er Realkredit Danmarks boligprisindeks erstattet med *phk*.

Grunden til denne simple tilbageførsel er at realkreditmarkedet tilbage i tiden var meget uoverskueligt og omskifteligt, hvilket Realkreditloven fra 1970 til dels fik rettet op på. Dog blev der fortsat skelnet mellem almindelig og særlig realkredit, hvor sidstnævnte blev givet til nybyggeri og havde mere lempelige vilkår end den almindelige realkredit. Det kan derfor være svært f.eks. at sætte en generel løbetid for realkredit, da den f.eks. i 1970 var 10 år for ejerskifte (almindelig realkredit) men 20 år for nybyggeri (særlig realkredit), jf. THV01806.

Figur 8 sammenligner den oprindelige afdragsvariabel fra Realkredit Danmark og den nye tilbageførte. Der er ikke umiddelbart den store forskel på de to serier.

Figur 8 – Sammenligning af afdragsvariable



Den store stigning fra 1986 til 1987 skyldes indførslen af mixlånet, som indebar at 40 procent af realkreditlånet skulle være serielån. Da serielån har lige store afdrag over hele låneperioden og annuitetslåne har stigende afdrag, så betød det at folk var tvunget til at afdrag mere de første år end de hidtil havde gjort. Det tilsvarende fald i afdragsandelen i 1992 og 1993 har to forklaringer. For det første blev løbetiden forlænget fra 20 år til 30 år 1992, mens kravet om mixlån blev ophævet i 1993.

I 2004 sker der igen et stort fald i afdragsvariablen da det afdragsfrie lån blev indført. Muligheden for afdragsfrihed blev dog allerede indført i oktober 2003, men da det er en årlig serie slår det først igennem i 2004. Bag dette fald ligger der en antagelse om at boligkøberne er kreditrationeret, som nævnt i indledningen i dette afsnit, og derfor altid vil optage det lån med det mindst mulige afdrag. Grunden til at den ikke går helt i 0 er at der stadig afdrages på pantebrevs- og banklån.

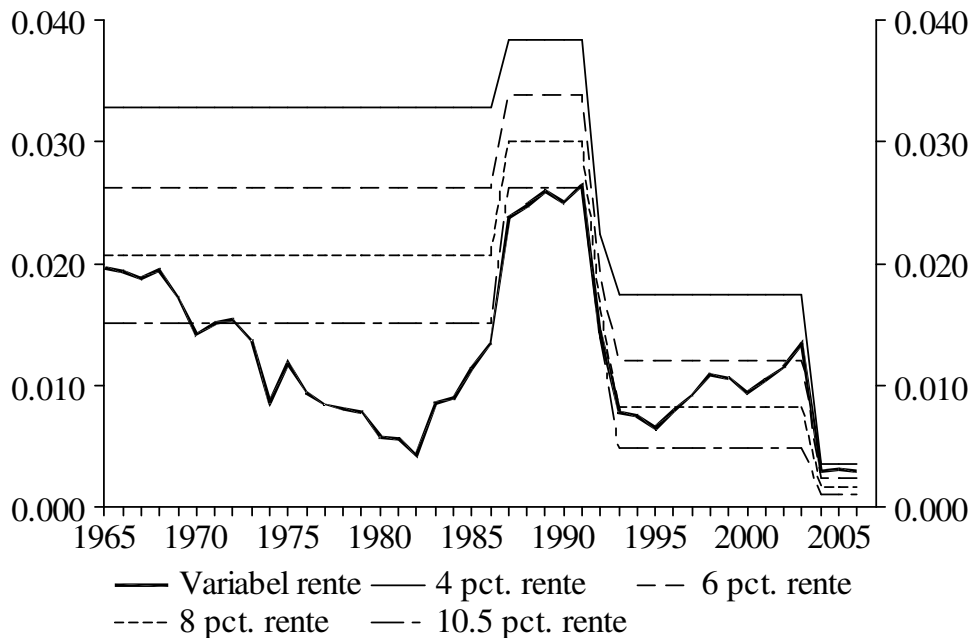
Umiddelbart giver estimationerne med afdragsvariablen ikke et entydigt svar på, om den nye variabel bidrager til forklaringen af udviklingen i

kontantprisen. Dette er nogenlunde det samme resultat som Økonomi og Erhvervsministeriet samt Det Økonomisk Råd har fået, da de forsøgte at inkludere en afdragsvariabel i deres respektive boligmodeller. Robert Wagner (ØEM) fandt ingen entydig effekt fra afdragene på boligpriserne (ØEM2005), mens DØRS konkluderede af afdragene ikke bidrog til forklaringen af prisudviklingen (DØRS2003).

Det kan derfor tyde på at der fortsat er for stor korrelation med *pche*, hvilket er grunden til at vi har valgt at fastlåse renten til 6 procent. På denne måde fjernes enhver renteeffekt fra serien. Grunden til at vi lige netop har valgt 6 procent er, at det er et realistisk bud på renten de kommende år. I hvert fald mere realistisk end de 10,5 procent som er rentegennemsnittet over perioden (1955-2006).

Figur 9 viser afdragsandelen med forskellige niveauer for den faste rente. Det er værd at bemærke, at desto større rente jo mindre betydning får indførslen af det afdragsfrie lån. Modsat får indgrebene i 1987 og 1993 større betydning. Resultatmæssigt har valget af renteniveau kun en marginal betydning for de øvrige estimater i modellen, mens koefficienten til og signifikansen af afdragsvariablen stiger med renten¹⁴. Man kan dog argumentere mod det rimelige i at have en fast rente i hele perioden, specielt set i lyset af fastkurspolitikens indtog i 1982 der forårsagede et niveauskifte i renten¹⁵. Men når alt kommer til alt så har det ikke den store betydning hvilken rente der vælges.

Figur 9 – Afdragsvariablen med fast rente



¹⁴ med en rente på 4 pct. bliver koefficienten -2.40 og med 10.5 procent -2.96.

¹⁵ fra 1982 til 1983 falder renten fra ca. 21 procent til 15 procent. Fastkurs politik betyder større sikkerhed omkring fremtidige kurser, og derfor skal investorer kompenseres mindre.

3.2 Afdragsvariablen i modellen

Tanken er at afdragsandelen skal indgå som et tillæg til *usercost*. Forskellen mellem et traditionelt *usercost*-begreb og 1. års ydelsen ligger primært i afdraget¹⁶ – vi har altså at

$$ydelse = usercost + afdrag \quad (5)$$

Ved hjælp af en lille omformulering kan dette udtrykkes ved hjælp af afdragsandelen defineret i (4).

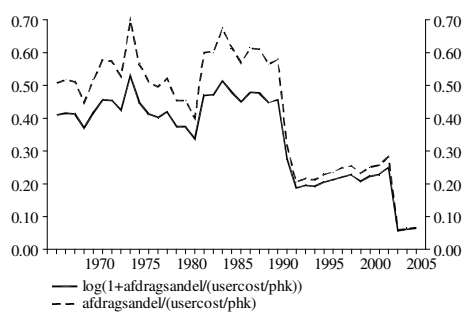
$$\begin{aligned} ydelse &= usercost + afdrag \frac{phk}{phk} \\ &= \left[1 + \frac{afdrag \cdot phk}{usercost \cdot phk} \right] \cdot usercost \\ &= \left[1 + \frac{afdrag/phk}{usercost/phk} \right] \cdot usercost \\ &= \left[1 + \frac{afdragsandel}{usercost/phk} \right] \cdot usercost \end{aligned}$$

Log-transformeres dette udtryk får man at *ydelsen* kan skrives som

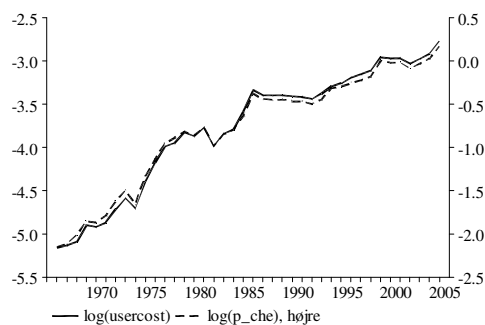
$$\log(ydelse) = \log\left(1 + \frac{afdragsandel}{usercost/phk}\right) + \log(usercost) \quad (6)$$

Brøken i det første led er et udtryk for hvor stort første års afdraget er i forhold til *usercost*, som primært er rentebetalinger. Da det første udtryk i parentesen i (6) er tæt på 1, så kan man bruge følgende approksimation $\log\left(1 + \frac{afdragsandel}{usercost/phk}\right) \approx \frac{afdragsandel}{usercost/phk}$. Figur 10 viser at denne tilnærmelse er acceptabel, selvom der ser ud til at være en lille niveauforskel før 1990.

Figur 10 – log approksimation



Figur 11 – Usercost og pche



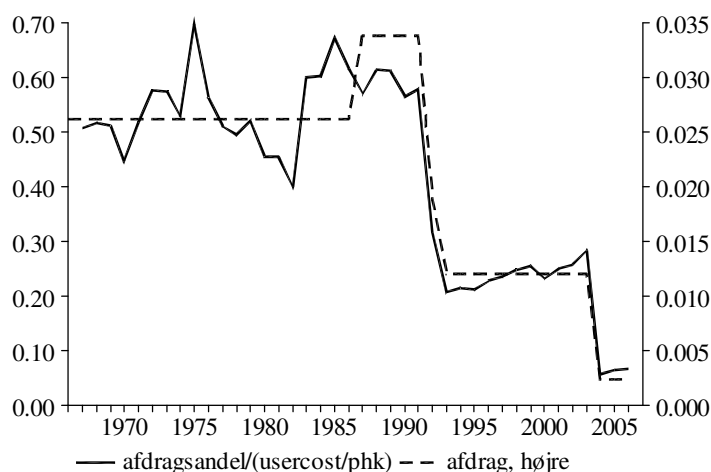
¹⁶ *usercost* er beregnet som *chelfkbhe*.1, dvs. boligforbrug/boligmængde

Det er som bekendt ikke *usercost* der indgår i modellen, men i stedet *pche*, prisen på boligforbrug. Det eneste der adskiller de to serier er niveauet, hvorfor man umiddelbart kan erstatte $\log(\text{usercost}/\text{pcpuxh})$ med $\log(\text{pche}/\text{pcpuxh}) + \text{konstant}$, jf. figur 11. Indsættes dette i (6) får man at

$$\log(\text{ydelse}) = \frac{\text{afdragsandel}}{\text{usercost}/\text{phk}} + \log(\text{pche}) + \text{konstant}$$

Men ved at bruge $\text{afdragsandel}/(\text{usercost}/\text{phk})$ som ekstra forklarende variabel, så genindføres problemet med samvariation mellem *pche* og afdragsleddet. Det viser sig dog at dette led med rimelighed kan erstattes af *afdragsandelen* alene plus en *konstant*, jf. figur 12. Denne approksimation svarer nogenlunde til den der blev lavet sidst i afsnit 3.1.

Figur 12 – Afdragsandelen



Dermed får man følgende udtryk, der kan erstatte $\log(\text{pche})$ i (2).

$$\log(\text{ydelse}) = \text{afdragsandel} + \log(\text{pche}) + \text{konstant} \quad (7)$$

Det nye led bliver derfor

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{\text{ydelse}}{\text{pcpuxh}}\right) &= \log(\text{ydelse}) - \log(\text{pcpuxh}) \\ &\approx \text{afdragsandel} + \log(\text{pche}) + \text{konstant} - \log(\text{pcpuxh}) \\ &\approx \text{afdragsandel} + \log\left(\frac{\text{pche}}{\text{pcpuxh}}\right) + \text{konstant} \end{aligned}$$

Det nye konstantled *forsvinder* ind i det gamle, hvorfor det blot svarer til at tilføje afdragsandelen til den nuværende models langsigtssdel. Det samme

nummer kan laves i kortsigtsdelen, hvor man tilføjer $diff(afdragsandel)$ som den nye variabel.

3.3 Estimationsresultater

Afdragsandelen er udeladt af kortsigtsdelen, da den ikke er fundet signifikant i nogle de udførte estimationer.

Umiddelbart vil afdragsandelen ikke signifikant ind i langsigtssdelen når der estimeres til 2004, men til gengæld bliver den langsigtede priselasticitet (numerisk) større end i de øvrige estimationer (tabel 3 og D2). Hvis der estimeres frem til 2006 bliver afdragsvariablen dog signifikant, og en smule større¹⁷. De øvrige parametre påvirkes ikke nævneværdigt af dette.

Tabel 4 Kontantprisrelationen med afdragsvariablen

			Fri lang sigtet priselasticitet		Bundet lang sigtet priselasticitet	
			<i>Estimat</i>	<i>std.fejl</i>	<i>Estimat</i>	<i>std.fejl</i>
Kort sigt	Relative forbrug	$dlog(fcpuxh/fkbh)$	1.3547	0.3004	1.1132	0.2336
	Usercost	$dlog(pche/phk)$	-0.4495	0.0462	-0.4396	0.0458
	Forbrugerpris	$dlog(pcpuxh)$	1	-	1	-
	Fejlkorrektion	$log(fkbh_{i-1}/fkbhw_{i-1})$	-1.2123	0.2373	-1.0468	0.1718
Lang sigt	Realforbrug pr. capita	$log(fcpuxh/U)$	1	-	1	-
	Usercost	$log(pche/pcpuxh)$	-0.2345	0.0522	-0.3	-
	Afdrag	$diff(afdrag)$	-1.6647	0.9438	-2.5500	0.8123
	Logistisk trend*		0.2035	0.0220	0.2149	0.0237
	Konstant		1.5737	0.0299	1.5669	0.0342
R^2			0.7979		0.7896	
Estimationsperiode			1968-2004		1968-2004	

* trendparametrene er bundet til $\beta_1=-25$ og $\mu =4.30$.

I modellen uden afdragsandel skete der en væsentlig forringelse af modellens evne til at forklare prisudviklingen når man bandt den langsigtede priselasticitet. Men når man inkluderer afdragsvariablen så bliver denne restriktionen mindre betydningsfuld for forklaringsevnen, som det tydeligt fremgår af både tabel 4 og figur 13a-13b.

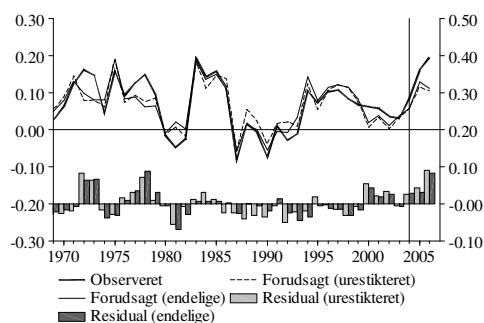
Figur 13a viser at der er stor lighed mellem den urestrikerede model uden afdragsvariablen og den restrikerede model med afdragsvariablen. Det tyder derfor på at afdragsvariablen kompenserer for det tab man får ved at binde den langsigtede priselasticitet. Figur 13b viser med alt tydelighed at modellen med afdragsvariablen klarer sig lang bedre end den uden når man indfører restriktionen. Forbedringer sker primært i perioderne med mixlåne (1986-1993) og de afdragsfrie lån (2004-), som det var forventet.

Tidligere modeller har haft problemer med autokorrelation, og umiddelbart ser det ikke ud til at det har ændret sig. Figur 6 viser at residualerne overordnet set alle er negative fra omkring 1985 til 1995, og derefter positive fra 2000 og

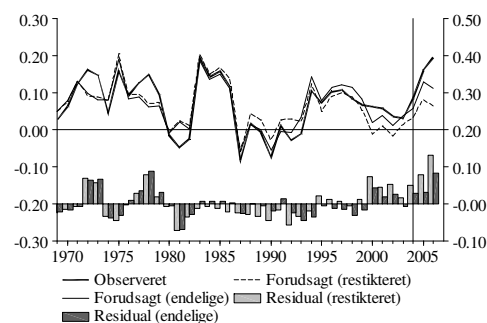
¹⁷ afdragsvariablen bliver estimeret til -1.85286 [0.9549] og -2.0501 [1.004] når der estimeres til henholdsvis 2005 og 2006 med urestrikerede priselasticitet.

perioden ud. Introduktionen af afdragsvariablen ser ud til at hjælpe på problemet, men det fjerner det ikke.

Figur 13a – Modellens forklaringssevne med og uden afdragsandel



Figur 13b – Modellens forklaringssevne med og uden afdragsandel, og bundet priselasticitet



Figur 13a: endelig svarer til den sidste estimation i tabel 4, mens urestrikeret svarer til den første estimation i tabel 3 – dvs. den simple reestimation.

Figur 13b: endelig svarer til den sidste estimation i tabel 4, mens restrikeret svarer til den sidste estimation i tabel 3 – dvs. den simple reestimation med bundet langsigtet priselasticitet.

Tabel 5 viser LM tests for autokorrelation op til tredje orden. Testene bekræfter det som der kunne konkluderes på baggrund af graferne, nemlig at residualerne er stærkt korreleret. Konklusionen er det samme for det F-ækvivalente test, der har bedre *small sample* egenskaber end LM-testet i tabel 5.

Tabel 5 Tests for autokorrelation

	DW	LM test for max. p 'te orden autokorrelation		
		$p=1$	$p=2$	$p=3$
Uden afdragsandel	0.8520	13.6210	14.9651	16.4504
Med afdragsandel	1.1480	8.1296	13.3685	17.5552
Kritisk værdi, $\chi^2(p)$		3.8415	5.9915	7.8147

Bem.: Testene er foretaget for kontantprisrelationen alene, og ikke i et system. Signifikansniveauet er 0.05.

Som tidligere nævnt ser det ud til at afdragsandelen hjælper på autokorrelations-problemet, men man er stadig langt fra at kunne afvise tilstedeværelsen af autokorrelation. Problemet bliver desuden forstærket når man estimerer helt frem til 2006.

Det er således flere ting der taler for og imod at inkludere afdragsvariablen i modellen.

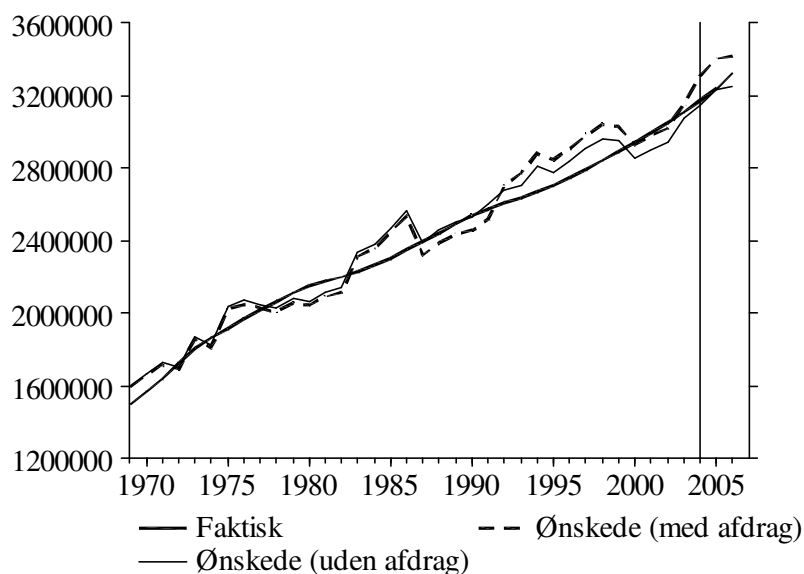
Det kønne ved denne model er at vi kun estimerer frem til 2004, hvor vi før har estimeret til 2006 for at få hele effekten af det afdragsfrie lån med. Dertil kommer at den nye variabel forbedrer modellens forklaringssevne i de perioder hvor det var tiltænkt, nemlig årene med mixlånet og det afdragsfrie lån. Desuden ser det ikke ud til at de øvrige parametre ændrer sig væsentligt når afdragsandelen medtages i modellen.

Til gengæld er det ikke så kønt at den ikke vil ind i kortsigtssiden, og at den kun er signifikant når den langsigtede priselasticitet bindes. Sidstnævnte er dog nødvendigt for at sikre pæne egenskaber i den samlede model, og desuden er

denne restriktion ikke nødvendigt for at opnå et signifikant resultat når der estimeres til 2005 eller 2006. Det vil sige, at den med stor sandsynlighed ikke vil være afhængig af at den langsigtede priselasticitet bindes ved næste reestimation.

Endnu en uheldig egenskab er at modellen med afdragsandelen forudsiger store prisstigninger de kommende år, hvilket skyldes at den ønskede kapitalmængde ligger over den faktisk – jf. figur 14. Som det fremgår af figuren så har afdragsandelen presset den ønskede boligsmængde relativt højt op, når man sammenligner det med modellen uden afdragsandel.

Figur 14 – Den faktiske og ønskede boligsmængde



En mulig løsning på dette kunne være at tvinge afdragsandelen ind i kortsigtdelen. Det vil betyde at man får en umiddelbar effekt af ændringer i afdragsvariablen, og at hele tilpasningen derfor ikke vil foregå gennem fejlkorrektionsleddet. Dette vil formentlig sænke niveauet for den ønskede boligsmængde, og dermed give mindre pres på prisen i de kommende år.

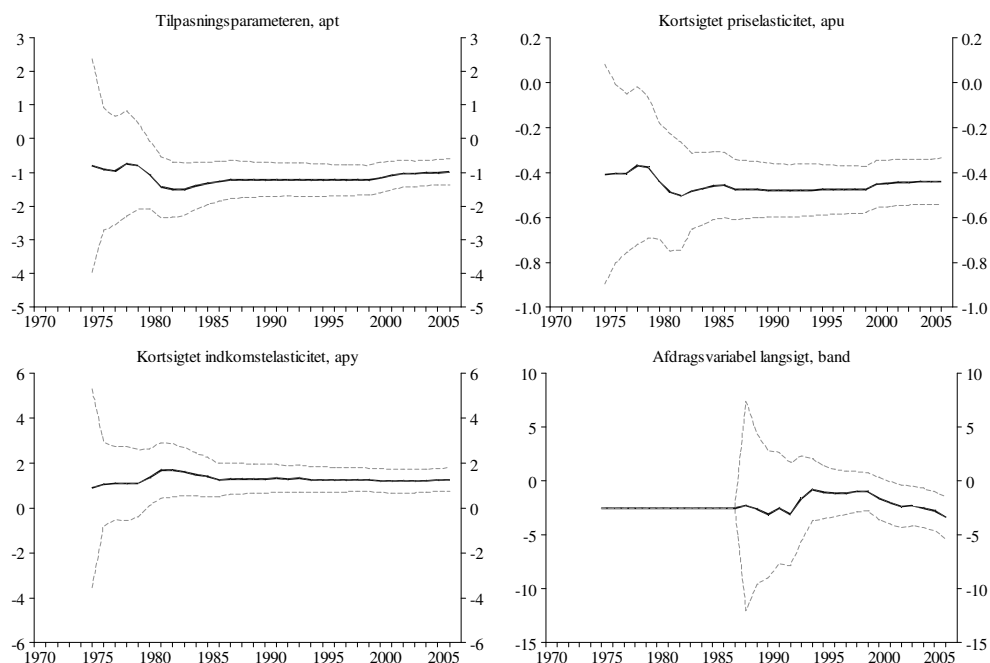
Der eksisterer altså et trade-off mellem pæne modelegenskaber, god forklaringsevne og gode forudsigelsesegenskaber. Da de to første prioriteres højest, så er modellen med afdragsandelen valgt.

Af naturlige årsager prioriteres den samlede models egenskaber højest, hvilket indebærer at vi må binde den langsigtede priselasticitet. Isoleret set betyder det at kontantprisrelationens forklaringsevne forringes, men indførslen af afdragsvariablen opvejer den *forringelse* som restriktionen har medført. Tilmed giver det en pænere fordeling af residualerne, selvom de stadig har en betydelig korrelation.

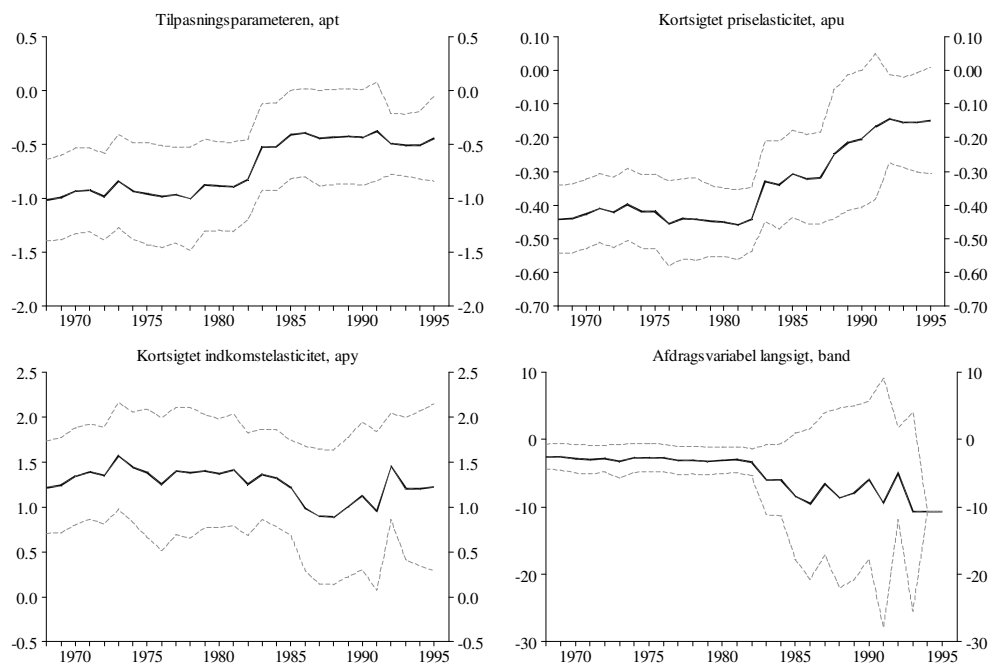
3.4 Rekursiv estimation

I dette afsnit testes parameterstabiliteten. For den fremadrettede rekursive estimation er basisperioden 1968-1975, mens den for den bagudrettede er 1995-2004.

Figur 15 – Forward rekursiv estimation



Figur 16 – Backward rekursiv estimation



Grunden til at grafen for parameteren til afdragsandelen i figur 15 ser lidt mærkelig ud, er at man skal helt frem til 1988 før at parameteren kan estimeres. Dette er ikke så mærkeligt, da serien er konstant før 1986 jf. figur 9.

Fremadrettet ser det fornuftigt ud, mens der er lidt mere støj i de *bagudrettede estimationer*. Specielt omkring 1982 ser der ud til at ske noget, hvilket kan skyldes introduktionen af fastkurspolitikken der, som før nævnt, medførte et niveauskifte i renten.

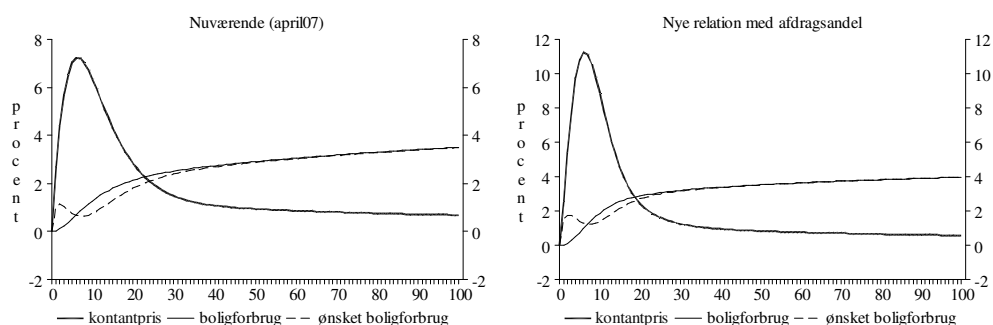
4. Multiplikatoreksperimenter

I dette afsnit udføres der en række multiplikatoreksperimenter i henholdsvis den samlede model, samt en isoleret *boligmodel*.

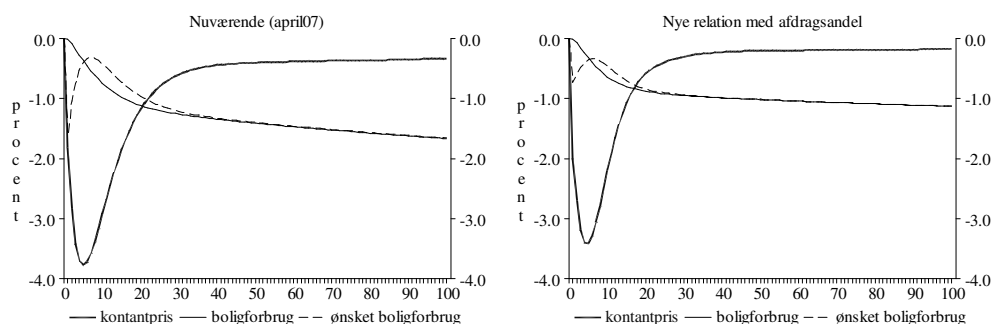
4.1 En isoleret delmodel

I indkomsteksperimentet stødes der permanent til den disponible indkomst, og den umiddelbare effekt er en del større i den nye model sammenlignet med den nuværende. Til gengæld foregår tilpasningen hurtigere i den nye relation, således at der næsten er fuld tilpasning efter 20 år, mens det tager 30 år i den nuværende.

Figur 17 – Indkomststød



Figur 18 – Rentestød

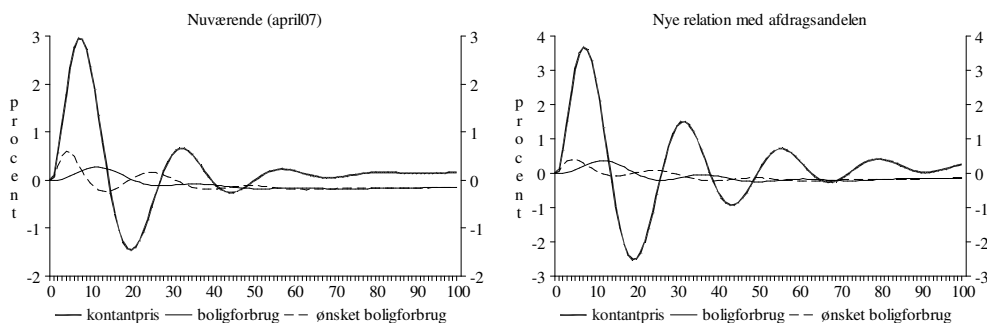


I renteforsøget, hvor der stødes til obligationsrenten, er effekterne nogenlunde ens på kortsigt, men den nye model konvergerer igen hurtigere end den gamle. I det tilsvarende renteeksperiment i modellen uden afdragsandel og uden bundet priselasticitet, svarende til den første estimation i tabel 3, er resultatet nogenlunde det samme. Indkomststødet forårsager dog større kortsigtede effekter, og har til gengæld en tilsvarende hurtigere tilpasning.

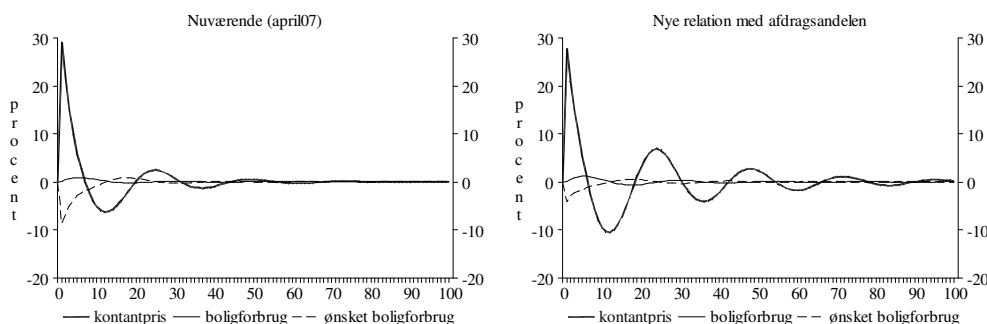
4.2 Den samlede model (april 2007)

Det første forsøg er et standard varekøbseksperiment, som skal ses som en analog til indkomststødet i delmodellen. Det andet eksperiment der er vist er et eksogent stød til kontantprisen, hvor lønnen er eksogeniseret.

Figur 19 – Varekøbseksperiment



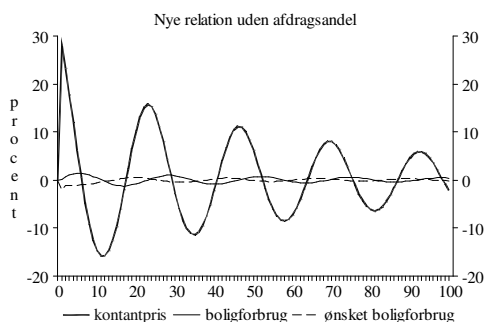
Figur 19 – Eksogent stød til kontantprisen



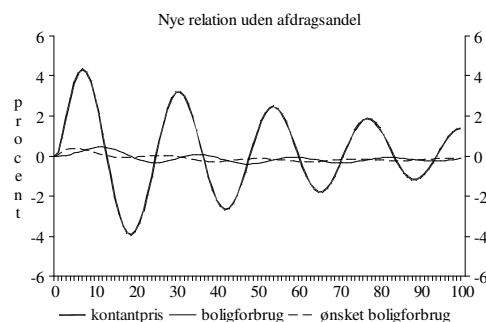
Det er tydeligt at den nye model har langt flere svingninger end den nuværende, på trods af at den havde hurtigere tilpasningen i delmodellen. Dette kommer dog ikke som nogen overraskelse, da det er den samme konklusion der er opnået ved tidligere multiplikatoreksperimenter.

Det mest interessante er måske resultatet for modellen uden afdragsandel og uden restriktion på den langsigtede priselasticitet. De tilsvarende forsøg med denne relation ses i figur 20a og 20b. Sammenlignet med ovenstående, så er de kortsigtede effekter nogenlunde ens, men modellen har tydeligvis vanskeligere ved at konvergere. Det bekræfter nødvendigheden af at binde priselasticiteten på langsigt.

Figur 20a – Varekøbseksperiment



Figur 20b – Eksogent stød til kontantprisen



5. Andre estimationsresultater

I stedet for at medtage afdragsandelen i modellen er udført to andre eksperimenter.

Først er det forsøgt at inkludere den laggede endogene i relationens dynamiske del¹⁸. Koefficienten bliver ikke overraskende signifikant, og estimeres til henholdsvis 0.29 og 0.24 alt efter om afdragsandelen er inkluderet. Korrelationen i residualerne mindskes, men LM-testet og F-testet giver forskellige resultater af testet for autokorrelation. Forklaringsevnen målt på R^2 stiger *kun* fra 0.79 til 0.83. Umiddelbart er det derfor ikke klart om man bør medtage den laggede endogene i modellen.

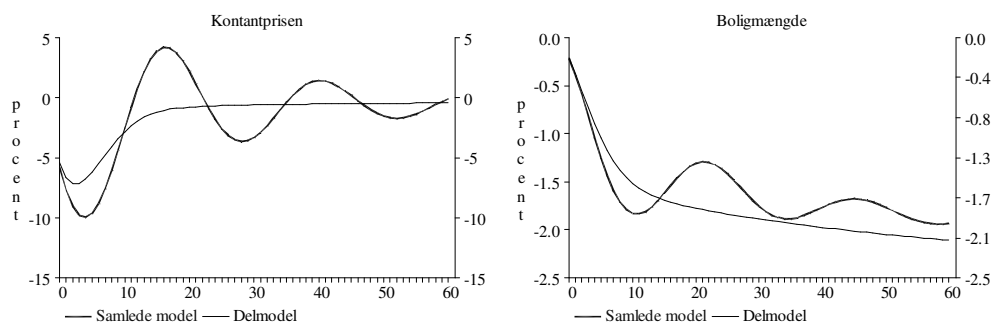
Det andet eksperiment er at frigive parameteren på *rpibhe*, den forventede stigning i investeringsprisen, der i udgangspunkt indgå med en faktor på 0.5 i *pche*¹⁹. Men i fri estimation hopper parameteren blot lidt op eller lidt ned i forhold til de 0.5, alt afhængig af hvorvidt afdragsvariablen er med i modellen. Ingen af de to estimationer hævdede den lave langsigtede priselasticitet.

Som tidligere nævnt estimeres kontantprisrelationen i et system med forbrugsfunktionen, hvis estimater er vist i bilag G. Umiddelbart sker der ikke de store ændringer ved reestimationen, men pga. den ændrede estimationsperiode bliver forklaringsevnen en smule forringet.

6. Effekten af de afdragsfrie lån

I dette afsnit udføres et modeleksperiment hvor afdragsandelen stiger med 0.01, svarende til det fald man oplevede da det afdragsfrie lån blev indført.

Figur 21 – Effekten af det afdragsfrie lån



Når afdragsandelen øges så falder den ønskede boligmængde, hvilket presser prisen nedad. Den kortsigtede effekt bliver et fald på henholdsvis 7 procent eller 10 procent, alt efter om man ser på den samlede model eller delmodellen. Efterhånden som prisen og efterspørgslen falder, så sker der en tilpasning i den faktiske boligmængde og prisen presses op igen. På langt sigt betyder det at prisen er uændret, og at hele tilpasningen er sket i kapitalmængden.

¹⁸ Se resultaterne i bilag E.

¹⁹ Se resultaterne i bilag F.

Sidstnævnte afhænger dog af hvorvidt man har tilladt en tilsvarende tilpasning i antallet af lejeboliger. Er dette ikke tilfældet vil boligmengden ikke tilpasse sig fuldstændig, og der vil derfor være en lille effekt på langsiget. Man kan altså konkludere, at de afdragsfrie lån, ifølge modellen, har været årsag til en stigning på mellem 7 og 10 procent i kontantprisen.

7. Afsluttende kommentarer

Rettelserne og tilføjelserne til den nuværende kontantprisrelation har haft størst betydning for fejlkorrigeringsparameteren og den langsigtede priselasticitet, jf. tabel 6. Fokus har været rettet mod den meget lille priselasticitet, da det viste sig at den fik afgørende indflydelse på ADAMs samlede egenskaber. Det har derfor været nødvendigt at binde denne parameter. Forklaringsmæssigt betød det at modellen havde vanskeligere ved at fange prisudviklingen efter 2000. Løsningen var at indføre en afdragsvariabel, hvilket stort set ikke har haft indflydelse på de øvrige estimater i modellen. Til gengæld sker der en betydelig forbedring af modellens evne til at forklare prisudviklingen.

Tabel 6 Opsummering af kontantprisrelationen

			April 2007		April 2008	
			<i>Estimat</i>	<i>std.fejl</i>	<i>Estimat</i>	<i>std.fejl</i>
Kort sigt	Relative forbrug	$dlog(fcpuxh/fkbh)$	1.1544	0.3170	1.1132	0.2336
	Usercost	$dlog(pche/phk)$	-0.4079	0.0503	-0.4396	0.0458
	Forbrugerpris	$dlog(pcpuxh)$	-	-	1	-
	Fejlkorrektion	$log(fkbh_t/fkbhw_{t-1})$	-0.5765	0.1367	1.0468	0.1718
Lang sigt	Realforbrug pr. capita	$log(fcpuxh/U)$	1.0083	0.2048	1	-
	Usercost	$log(pche/pcpuxh)$	-0.5647	0.1071	-0.3	-
	Afdrag	$diff(afdrag)$	-	-	-2.5500	0.8123
	Logistisk trend		0.3448	0.0953	0.2149	0.0237
	Konstant		1.4068	0.8025	1.5669	0.0342
R²			0.6605		0.7896	
Estimationsperiode			1956-2000		1968-2004	

I forbindelse med test af afdragsvariablen kan det diskuteres hvorvidt der skal udføres enkeltsidet signifikanstests i stedet for de tosidet. Men først og fremmest bør man nok kurere modellen for autokorrelation, før man begynder på andet.

I det videre arbejde med kontantprisrelationen vil der blive forsøgt med asymmetrisk tilpasning, således at *phk* er mere træg nedadtil end opadtil. Man kan da heller ikke udelukke at den laggede endogene bliver inkluderet i relationen, måske som et ekstra led i usercost. Dette kan måske fange de irrationelle forventninger til prisudviklingen, som boligmarkedet (måske) har oplevet de seneste år. En mulig sidegevinst kunne være at residualerne bliver mindre korreleret, og man derfor entydigt ville kunne afvise tilstedeværelsen af autokorrelation. Alternativt kan der forsøges med en rho-konstruktion for at komme problemet til livs. Desuden vil *phk* blive undersøgt for eventuelle databrud og fejl (se TTQ27808).

Det skal bemærkes at afdragsandelen i dette papir er angivet som decimaltal, men i april 2008-versionen er den angivet i procent. Dette er dog kun et skaleringsproblem og det har derfor ingen indflydelse på de øvrige estimater. Det betyder blot at koefficienten til afdragsvariablen bliver 0.0255 i stedet for 2.5500, som er angivet i tabel 4.

Litteraturliste

- THV01806 ”Prisudviklingen på det danske boligmarked” 1. august 2006, Tina Saaby Hvolbøl, Jes Asger Olsen og Grane Høegh.
- GRH06807 ”Modellering af boliger, samlet forbrug og restforbrug” 6. august 2007, Grane Høegh.
- DST1988 ”Privat forbrug og boliginvesteringer i ADAM”, arbejdsnotet nr. 24, Danmarks Statistik 1988
- Christoffersen1999 ”Danmarks økonomiske historie efter 1960”, Systime 1999, Henrik Christoffersen
- ØEM2005 ”En model for de danske ejerboligpriser”, Økonomi og Erhvervsministeriets arbejdsrapport nr. 1/2005, Robert Wagner
- DØRS2003 ”Dansk økonomi, forår 2003”, Det økonomiske Råd forår 2003
- THJ11408 ”Valg af ny boligmodel”, 11. april 2008, Thomas Jacobsen og Tina Saaby Hvolbøl.
- THJ17408 ”Kontantprisrelationen estimeret på kædetal”, 17. april 2008, Thomas Jacobsen
- TTQ27808 ”Tjek af prisindekset på enfamiliehuse”, 27. august 2008, Tanja Tan Quach.

Bilag A – Udedning af forbrugselasticiteten

De tages udgangspunkt i (2), hvor $fbkh^* = fkbhw/U$ isoleres og $\Omega = \frac{cpu}{pcpu \cdot U}$ indsættes. Defineres $\Omega_{xh} = \frac{cpuxh}{pcpuxh \cdot U}$ som per capita realforbruget undtaget boligforbrug, kan det ønskede boligmængde udtrykkes som

$$fbkh^* = \exp\left(\text{Log}(\Omega_{xh}) + \beta_2 / (1 + (\Omega/\text{Exp}(\mu))^{\beta_1}) + \beta_3 \cdot \text{Log}(pche / pcpuxh) + \kappa\right) \quad (\text{A1})$$

Per definition er forbrugselasticiteten givet ved $\eta = \frac{\partial fbkh^* / fbkh^*}{\partial \Omega / \Omega}$, hvorfor man får

$$\eta_{fbkh^*, \Omega} = \exp\left(\text{Log}(\Omega_{xh}) + \beta_2 / (1 + (\Omega/\text{Exp}(\mu))^{\beta_1}) + \beta_3 \cdot \text{Log}(pche / pcpuxh) + \kappa\right) \cdot \left[\frac{\partial \text{Log}(\Omega_{xh})}{\partial \Omega} + \beta_2 (-1) (1 + (\Omega/\text{Exp}(\mu))^{\beta_1})^{-2} \beta_1 (\Omega/\text{Exp}(\mu))^{\beta_1 - 1} \frac{1}{\text{Exp}(\mu)} \right] \frac{1 / fbkh^*}{1 / \Omega}$$

Ved at bruge (A1) reduceres dette udtryk til

$$\eta_{fbkh^*, \Omega} = \left[\frac{\partial \text{Log}(\Omega_{xh})}{\partial \Omega} + \beta_2 (-1) (1 + (\Omega/\text{Exp}(\mu))^{\beta_1})^{-2} \beta_1 (\Omega/\text{Exp}(\mu))^{\beta_1 - 1} \frac{\Omega}{\text{Exp}(\mu)} \right] = \frac{\partial \text{Log}(\Omega_{xh})}{\partial \Omega} - \beta_1 \beta_2 \frac{(\Omega/\text{Exp}(\mu))^{\beta_1}}{(1 + (\Omega/\text{Exp}(\mu))^{\beta_1})^2}$$

Da boligforbruget excl. boligforbrug er det samlede boligforbrug fratrukket boligbenyttelse, må der gælde at $\frac{\partial \text{Log}(\Omega_{xh})}{\partial \Omega} = 1$. Dermed kan forbrugselasticiteten skrives som

$$\eta_{fbkh^*, \Omega} = 1 - \beta_1 \beta_2 \frac{(\Omega/\text{Exp}(\mu))^{\beta_1}}{(1 + (\Omega/\text{Exp}(\mu))^{\beta_1})^2} = 1 - \beta_1 \beta_2 \frac{\exp(\beta_1 (\log(\Omega) - \mu))}{(1 + \exp(\beta_1 (\log(\Omega) - \mu)))^2}$$

Bilag B – Politiske indgreb som kan have påvirket boligbyggeriet

Følgende oversigt er dannet på baggrund af *Økonomisk oversigt* fra Det økonomiske sekretariat fra perioden.

1958: Markedsbaseret realkredit, hvor finansieringen før foregik ved rationerede statslån (Christoffersen1999).

1965: deponeringsforpligtelsen som indebar at 20 procent af stigningerne i indlåne, i forhold til et basislån i 1964/1965, skulle deponeres på en særlig konto i Nationalbanken.

Forringelser af nettostilligen overfor udlandet skulle modsvaret af en deponering af samme størrelse i Nationalbanken. Der var desuden strafrenter for ekstraordinære store lån i Nationalbanken, hvilket sammenlagt begrænsede boligbyggeriets adgang til kredit.

1966: aftale mellem Nationalbanken og Realkreditinstitutterne om begrænsning af udstedelse af obligationer.

1968: Obligationsrationeringen blev ophævet.

1969: Aftale mellem Nationalbanken og de private banker om udlånsloft. Desuden strammes realkreditlovgivningen, men en særlig regel gør at man kan opnå finansiering efter de gamle og mere lempelige regler hvis man har ansøgt inden 7. december og boligen er færdig senest 1. april 1971.

1971: Revidering af reglerne for godtgørelse for momsafgifter, gældende fra 1. juli 1972. Der indføres en maxgrænse på 100 m² på de boliger der kan modtage momsgodtgørelse. Dette kan have flyttet boliginvesteringerne frem.

1972: (oktober) genindførtes regulering af påbegyndelsen af nye boligbyggeri, sommerhuse og visse erhvervsejendomme.

1973: Skærpelse af reguleringen af det private boligbyggeri. De enkelte kommuner måtte kun give så mange byggetilladelser (til ustøttede byggeri) som svarende til halvdelen af antallet af påbegyndte lejligheder i perioden 1. april 1930 til 1. april 1931.

Første oliekrise – OPEC beslutter at skære produktionen ned og hæve prisen. Fra oktober til december næsten firedobles olieprisen.

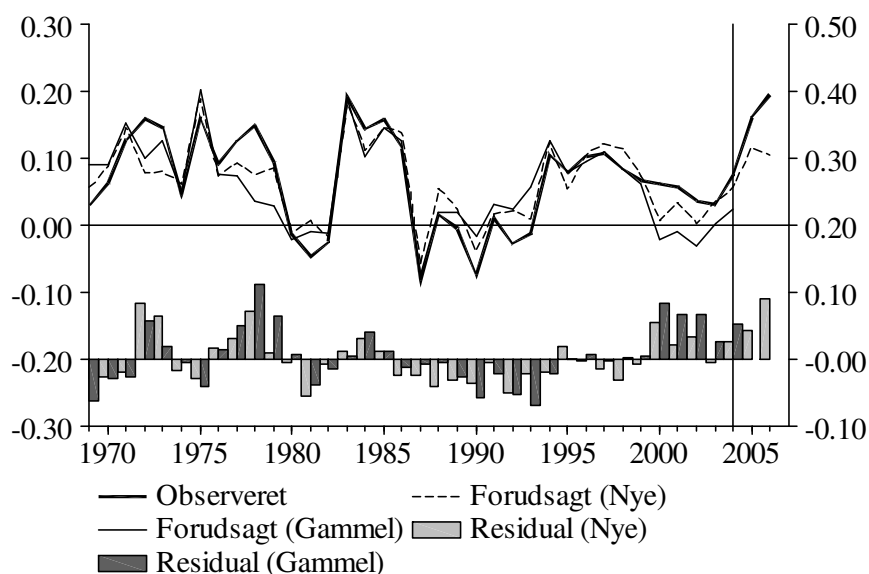
1974: ved boligforliget i juni blev det aftalt at man skulle tilstræbe et årligt byggeri på 40.000 – i 1972 og 1973 blev der påbegyndt henholdsvis 64.000 og 50.000 boliger.

1975: Løbetiden på særligrealkredit hæves fra 20 år til 30 år for en-families huse der påbegyndes inden 1. april 1976.

1978-1979: anden oliekrise - oktober 1978 til juni 1979 stiger prisen for en tønde olie fra 12,70 til 36.

Bilag C – Den nye models forklaringssevne og modelegenskaber

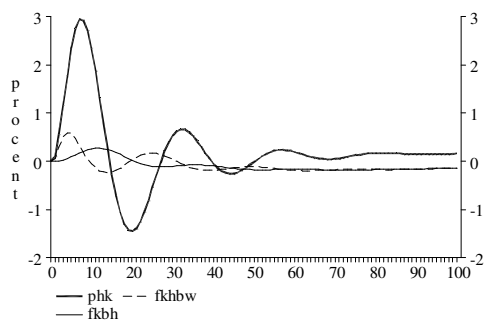
Figur C1 – Den nye og den gamle models forklaringssevne



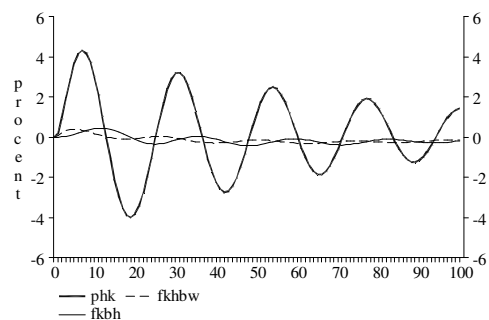
Bem.: Den gamle model svarer til den første estimation i tabel 1, mens den nye model svarer til den første estimation i tabel 3.

Figur C2 og C3 viser multiplikatorerne for et varekøbseksperiment, hvor det offentlige materiale forbrug (f_{vmo}) 10 milliarder i 2007.

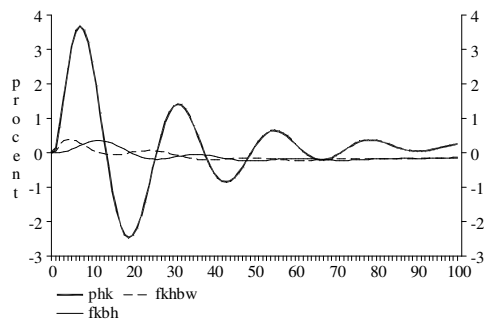
Figur C2 – Varekøbseksperiment i den nuværende model (april 2007)



Figur C3 – Varekøbseksperiment med reestimeret kontantprisrelation



Figur C4 – Varekøbseksperiment med reestimeret kontantprisrelation og bundet priselasticitet



Bilag D – Estimation med ydelses og afdragsvariabel

I dette bilag vises estimationen af den rettede kontantprisrelation med henholdsvis en ydelses- og en afdragsvariabel. Parametre markeret med fed er insignifikante.

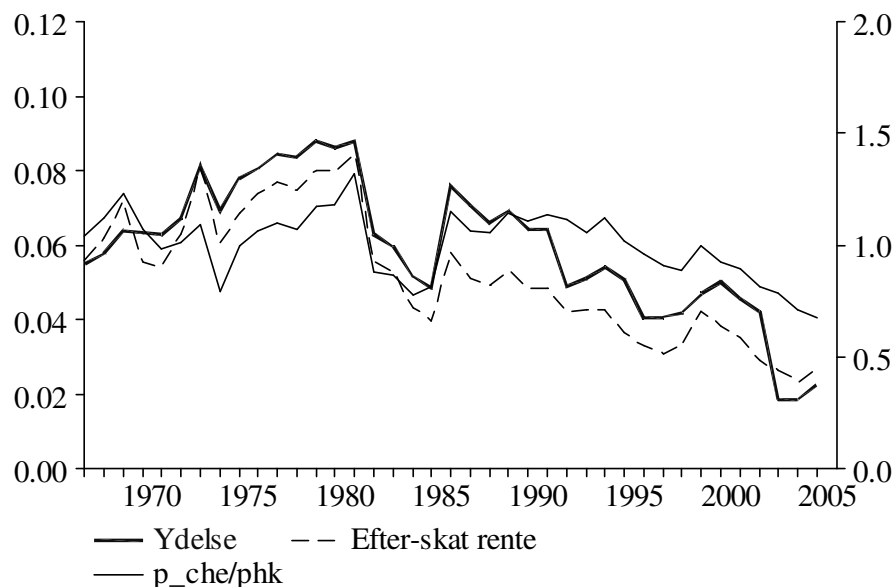
Tabel D1 Kontantprisrelationen med ydelsesvariablen

			Uden ydelse*		Med ydelse*	
			Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl
Kort sigt	Relative forbrug	$dlog(fcpuxh/fkbh)$	1.3398	0.2682	1.5670	0.3623
	Usercost	$dlog(pche/phk)$	-0.4605	0.0529	-0.4582	0.0556
	Forbrugerpris	$dlog(pcpuxh)$	1	-	1	-
	Ydelse	$dlog(ydelse)$	-	-	-0.0166	0.0387
	Fejlkorrektion	$log(fkbh_{i-1}/fkbhw_{i-1})$	-1.0377	0.1997	-1.3220	0.3004
Lang sigt	Realforbrug pr. capita	$log(fcpuxh/U)$	1	-	1	-
	Usercost	$log(pche/pcpuxh)$	-0.3	-	-0.1917	0.0480
	Ydelse	$log(ydelse)$	-	-	-0.0167	0.0300
	Logistisk trend		0.2254	0.0268	0.2007	0.0220
	Konstant		1.5000	0.0257	1.5023	0.0990
R ²			0.7193		0.7787	
Estimationsperiode			1968-2004		1968-2004	

* trendparametrene er bundet til $\beta_1 = -25$ og $\mu = 4.30$.

Ydelsen vil heller ikke signifikant ind selvom der estimeres helt frem til 2006, men det hjælper til gengæld når den langsigtede priselasticitet bindes til -0.3 (ydelsesparameteren estimeres til -0.0715 med en t-værdi på -2).

Figur D1 – Samvariation mellem rente, prisen på boligforbrug og ydelsesvariablen



Som tidligere nævnt så skyldes ydelsesvariablens manglende signifikans den store korrelation den har med $pche$, prisen på boligforbrug. Dette skyldes i høj grad at de begge drives af renten, som det tydeligt er illustreret i figur D1. Dette kommer også til udtryk ved, at den langsigtede priselasticitet, som den

eneste variabel, bliver væsentlig mere usikkert bestemt når man introducerer ydelsen i modellen.

Hvis man erstatter ydelsesvariablen med en afdragsvariabel så bliver bidraget fra den nye variabel signifikant på langsiget, men det er fortsat insignifikant på kortsigt. Modsat tilfældet med ydelsen, så bliver afdraget mindre betydningsfuldt når man indfører restriktionen på den langsigtede priselasticitet. Dette problem kan løses ved at estimere helt frem til 2006, og argumentet kunne være at man ønskede at estimere den fulde effekt af de afdragsfrie lån²⁰. Det indebærer dog at man skal estimere på ikke-endelige tal, hvilket man umiddelbart bør undgå.

Tabel D2 Kontantprisrelationen med afdragsvariablen

			<i>Estimat</i>	<i>std.fejl</i>	<i>Estimat</i>	<i>std.fejl</i>
Kort sigt	Relative forbrug	$dlog(fcpxh/fkbh)$	1.6810	0.2631	1.2532	0.2587
	Usercost	$dlog(pche/phk)$	-0.4562	0.0465	-0.4445	0.0521
	Forbrugerpris	$dlog(pcpuxh)$	1	-	1	-
	Afdrag	$afdrag$	-0.7925	1.4680	-0.7953	1.6489
	Fejlkorrektion	$log(fkbh_{i-1}/fkbhw_{i-1})$	-1.4383	0.2145	-1.0494	0.1948
Lang sigt	Realforbrug pr. capita	$log(fcpxh/U)$	1	-	1	-
	Usercost	$log(pche/pcpuxh)$	-0.1728	0.0325	-0.3	-
	Afdrag	$diff(afdrag)$	-1.4490	0.6800	-1.9633	1.0648
	Logistisk trend*		0.1882	0.0195	0.2144	0.0268
	Konstant		1.5833	0.0271	1.5342	0.0332
R^2			0.7975		0.7476	
Estimationsperiode			1968-2004		1968-2004	

* trendparametrene er bundet til $\beta_1 = -25$ og $\mu = 4.30$.

²⁰ estimeres der frem til 2006 bliver koefficienten til afdragsandelen på kortsigt -0.0109 [0.0184], mens den langsigtet parameter estimeres til -0.0310 [0.0129].

Bilag E – Kontantprisrelationen med den laggede endogene

Det er forsøgt at medtage den laggede endogene i kortsigtsdelen, hvilket gav følgende resultat.

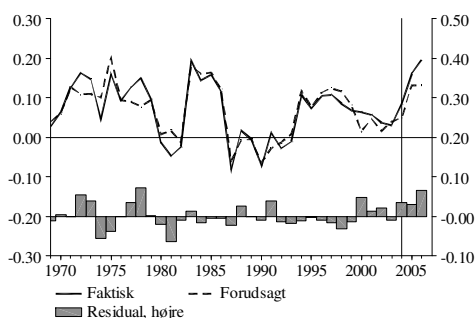
Tabel E1 Kontantprisrelationen med den laggede endogene

			<i>Estimat</i>	<i>std.fejl</i>	<i>Estimat</i>	<i>std.fejl</i>
Kort sigt	Relative forbrug	$dlog(fcpuxh/fkbh)$	1.2258	0.2390	1.0529	0.2106
	Usercost	$dlog(pche/phk)$	-0.4739	0.0467	0.4534	0.0412
	Forbrugerpris	$dlog(pcpuxh)$	1	-	1	-
	Lag	$dlog(phk_{-1})$	0.2893	0.0883	0.2374	0.0785
	Fejlkorrektion	$log(fkbh_{-1}/fkbhw_{-1})$	-0.7988	0.1902	-0.8484	0.1663
Lang sigt	Realforbrug pr. capita	$log(fcpuxh/U)$	1	-	1	-
	Usercost	$log(pche/pcpuxh)$	-0.3	-	-0.3	-
	Afdrag	$diff(afdrag)$	-	-	-2.6878	0.9127
	Logistisk trend*		0.2290	0.0305	0.2171	0.0261
	Konstant		1.4781	0.0294	1.5536	0.0369
R²			0.7878		0.8321	
Estimationsperiode			1968-2004		1968-2004	

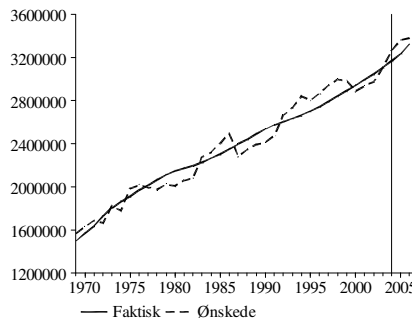
* trendparametrene er bundet til $\beta_1=-25$ og $\mu=4.30$.

Ikke overraskende vil den laggede gerne ind i modellen, og der sker da også en lille forbedring af forklaringsvnen. Derudover er der sket en lille forbedring residualerne, men LM testet afviser fortsat nulhypotesen om ingen autokorrelation (en teststørrelse på omkring 5 for $p=1$). Dog kan det ækvivalente F-test ikke afvise denne hypotese (en teststørrelse på 3.87 med en kritisk værdi på 4.26).

Figur E1 – Modellens forklaringssevne



Figur E2 – Det faktiske og ønskede boligforbrug



Bem.: Det er den sidste estimation i tabel E1 der ligger til grund for graferne.

Derudover må det også formodes at den laggede endogene vil forårsage større svingninger i modellen.

På den positive side så der det ikke ud til at det ønskede boligmængde er så langt fra det faktiske, hvorfor man må kunne forvente bedre forudsigelser end i modellen uden den laggede endogene.

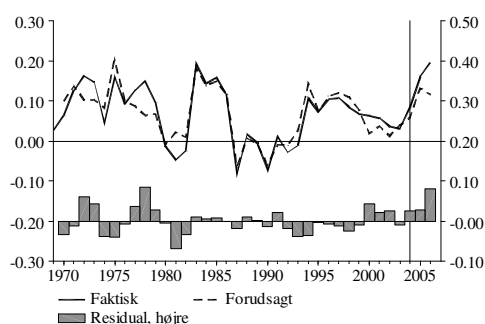
Bilag F – Estimation med fri parameter til *rpibhe* i *pche*

I følgende estimation er parameteren til *rpibhe* frigivet, hvor den før var bundet til 0.5. Men som tabel F1 afslører så ligger parameterestimaterne i begge tilfælde indenfor to standardafvigelser af de 0.5, hvorfor der ikke er det store at hente ved at frigive parameteren.

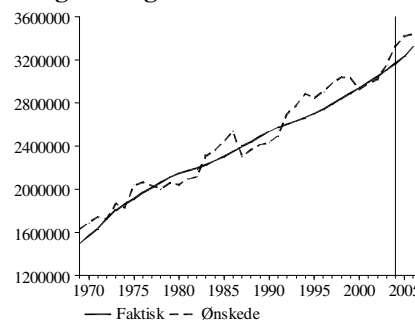
Tabel F1 Kontantprisrelationen med fri parameter på *rpibhe*

			<i>Estimat</i>	<i>std.fejl</i>	<i>Estimat</i>	<i>std.fejl</i>
Kort sigt	Relative forbrug	$dlog(fcpuxh/fkbh)$	1.5365	0.2856	1.2371	0.2523
	Usercost	$dlog(pche/phk)$	-0.4343	0.0540	-0.4278	0.0469
	Forbrugerpris	$dlog(pcpuxh)$	1	-	1	-
	Fejlkorrekti	$log(fkbh_t/fkbhw_{t-1})$	-0.9488	0.2095	-0.9636	0.1786
Lang sigt	Realforbrug pr. capita	$log(fcpuxh/U)$	1	-	1	.
	Usercost	$log(pche/pcpuxh)$	-0.3	-	-0.3	-
	Afdrag	$diff(afdrag)$	-	-	-3.0596	1.0564
	Logistisk trend*		0.1613	0.0539	0.1642	0.0490
	Konstant		1.5779	0.0636	1.6228	0.0614
<i>rpibhe</i>			0.5613	0.0440	0.4755	0.0502
R^2			0.7401		0.8033	
Estimationsperiode			1968-2004		1968-2004	

Figur F1 – Modellens forklaringssevne



Figur F2 – Det faktiske og ønskede boligforbrug



Bilag G – Estimation af forbrugsfunktionen

Forbrugsfunktionen har følgende udseende:

$$\begin{aligned} \log(cpuxhw / pcpxh) &= \beta_1 \cdot \log(ydpl1 / pcpu) + (1 - \beta_1) \cdot \log(wcp_{-1} / pcpu) \\ &\quad + \beta_2 \cdot \log(pcpxh / pcpu) + \kappa \\ d\log(cpuxh / pcpxh) &= \alpha_1 \cdot d\log(ydphk2) + \alpha_2 \cdot d\log(wcp3_{-1}) + \alpha_3 \cdot d\log(pcpxh) \\ &\quad + \alpha_4 \cdot d\log(pchu) + \alpha_5 \cdot \log\left(\frac{cpuxh_{-1} / pcpxh_{-1}}{cpuxhw_{-1} / pcpxh_{-1}}\right) \end{aligned}$$

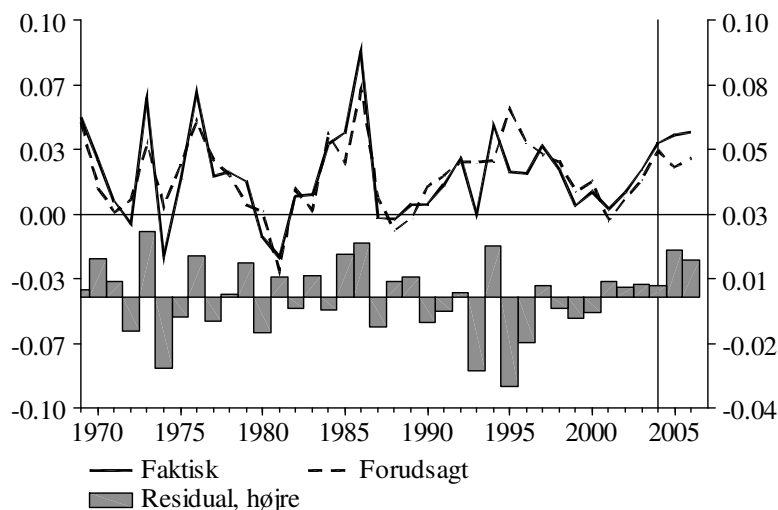
hvor

<i>cpuxhw</i>	ønsker forbrug eksklusiv boligforbrug
<i>cpuxh</i>	forbrug eksklusiv boligforbrug
<i>pcpxh</i>	prisudtryk for cpuxh
<i>ydpl1</i>	disponibelt indkomst (langsig)
<i>wcp</i>	formueudtryk
<i>pcpu</i>	prisudtryk for cpu (samlet privatforbrug)
<i>ydphk2</i>	disponibelt indkomst (kortsigt)

Tabel G1 Forbrugsrelationen estimeret i system (med afdragsandel)

			Nuværende		Reestimation	
			Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl
Kort sigt	Disp. indkomst, kortsigt	$d\log(ydphk2)$	0.3830	0.0640	0.3658	0.0760
	Formue	$d\log(wcp_{-1})$	0.1112	0.0934	0.0974	0.1018
	Priser ex. bolig	$d\log(pcpxh)$	-0.5605	0.1087	-0.5315	0.1152
	Priser incl. bolig	$d\log(pchu)$	0.0801	0.0271	0.0771	0.0343
	Fejlkorrektion		-0.2952	0.0724	-0.3471	0.0746
Lang sigt	Disp. indkomst, langsig	$\log(ydpl1/pcpu)$	0.8705	0.0503	0.8722	0.0975
	Formue	$\log(wcp3_{-1}/pcpu)$	1-0.8705		1-0.8722	
	Relative priser	$\log(pcpxh/pcpu)$	-0.5647	0.1071	-0.3	-
	Konstant		-0.2692	0.0921	-0.2926	0.1737
R ²			0.7544		0.6857	
Estimationsperiode			1956-2000		1968-2004	

Figur G1 – Forbrugsfunktionens forklaringsevne



H – Kontantprisrelationen og forbrugsrelationen

$$\begin{aligned} \text{FRML_DJRD fKbh} &= U * \text{Exp}(1.0000 * \text{Log}(\text{Cpuxh}/(U * \text{pcpuxh})) \\ &\quad + .214899 / (1 + (\text{Cpu}/(U * \text{pcpu}) / \text{Exp}(4.3))^{**}(-25)) \\ &\quad - 0.30000 * \text{Log}(\text{pche}/\text{pcpuxh}) - 0.025500 * \text{bafd} \\ &\quad + 1.56692) \$ \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{FRML_SJR} \text{Dlog(phk)} &= 1.11319 * \text{Dlog}((\text{Cpuxh}/\text{pcpuxh})/\text{fkbh}) \\ &\quad - .439594 * \text{Dlog}(\text{pche}/\text{phk}) + \text{Dlog}(\text{pcpuxh}) \\ &\quad - 1.04680 * \text{Log}(\text{fKbh}(-1)/\text{fKbh}(-1)) \$ \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{FRML_DJRDFZ} \text{Log(Cpuxhw)} &= 0.872167 * \text{Log}(\text{Ydpl1}/\text{pcpu}) \\ &\quad + (1 - 0.872167) * \text{Log}(\text{Wcp}(-1)/\text{pcpu}) \\ &\quad - 0.300000 * \text{Log}(\text{pcpuxh}/\text{pcpu}) \\ &\quad - 0.292620 \\ &\quad + \text{Log}(\text{pcpuxh}) \$ \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{FRML_S_FZ} \text{Cpuxh} &= (1 - \text{Dfcp}) \\ &\quad * (\text{Exp} \\ &\quad (0.365845 * \text{Dlog}(\text{Ydphk2}) \\ &\quad + 0.097410 * \text{Dlog}(\text{Wcp}(-1)) \\ &\quad - 0.531462 * \text{Dlog}(\text{pcpuxh}) + 0.077129 * \text{Dlog}(\text{pchu}) \\ &\quad - 0.347112 * \text{Log}(\text{Cpuxh}(-1)/\text{Cpuxhw}(-1)) \\ &\quad + \text{Log}(\text{Cpuxh}(-1)/\text{pcpuxh}(-1)) + \text{Log}(\text{pcpuxh}) \\ &\quad + \text{JRcpuxh}) \\ &\quad + \text{Jcpuxh} \\ &\quad + \text{Dfcp} * (\text{Zfcp} * \text{pcp} - \text{fCb} * \text{pcb} + \text{fCb} * \text{pcbu} - \text{fCh} * \text{pch}) \$ \end{aligned}$$

Bilag I – Investeringsrelationen

Investeringsrelationen fejlkorregerer på forskelle i den ønskede og faktiske boligmængde, hvilket er grunden til at $fkbh_w$, som bliver fundet når kontantprisrelationen estimeres, indgår.

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

hvor

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

ρ er fastsat til 0.6. Parameteren til boliger under opførelse er mere en fordoblet, men ellers ligner estimaterne sig selv. Bemærk desuden at fejlkorrektionsparameteren er blevet signifikant, modsat den seneste reestimation.

Tabel 3 Sammenligning af estimationer

			Nuværende		Reestimerede	
			Estimat	std.fejl	Estimat	std.fejl
Kort sigt	Kontantpris	$phk/(0.8 \cdot pibh + 0.2 \cdot phgk)$	0,0308	0,0098	0.0255	0.0072
	Bolig under opførelse	$nbs / fkbh_{-1}$	1,1730	0,2387	2.9121	0.3336
	Fejlkorrektion		0,0218	0,0114	0.0354	0.0155
	Konstant		0,0074	0,0024	0.1010	0.0025
Lang sigt	Realforbrug pr. capita	$\log(cp4xh1/(U \times pcp4xhv1))$	1,0082*		1*	
	Usercost	$\log(pche/pcp4xhv1)$	-0,5647*		-0.3*	
	Logistisk trend		0,3448*		0.2149*	
	Afdragsandel				-2.5500	
	Konstant $fkbh_w$		1,4068*		1.5669*	
R^2			0,9013		0.9368	
Estimationsperiode			1956-2000		1968-2004	

Forklaringsmæssigt er den reestimerede udgave en lille smule bedre end den nuværende, og har den har stort set ingen residualer i de seneste år, jf. figur II.

Figur II – Boliginvesteringerne