

Estimation af boligmodel på nye kapitaltal

Resumé:

Der præsenteres estimationer på de nye (brutto) kapitaltal fra NR, der dækker perioden 1965-1992. Til sammenligning reestimeres den nuværende boligmodel på de hidtidige tal. Modelegenskaberne i den reestimerede boligmodel og boligmodellen estimeret på nye kapitaltal, sammenlignes med modelegenskaberne i den nuværende boligmodel, ADAM Marts 1995. Der er problemer med tilpasningstiden for kontantprisen, dvs. den tid det tager før kontantprisen er tilbage på grundkørsels værdi, i alle tre modeller. Størst er problemet i boligmodellen estimeret på nye kapitaltal. Der eksperimenteres med at nedbringe tilpasningstiden i boligmodellen, estimeret på nye kapitaltal, vha. (bla.) parameterrestriktioner.

G:\boligtal\genskab\boligtal.hco

Nøgleord: nye boligtal, kontantpris, boligmodel, modelegenskaber

Indledning.

Papiret reestimerer den nuværende boligmodel og estimerer en ny boligmodel baseret på nye boligbeholdningstal fra nationalregnskabet. Modelegenskaberne, specielt med henblik på kontantprisens tilpasningstid, sammenlignes i nuværende, reestimeret og ny boligmodel (afsnit 2 og 3). Udgangspunktet er at tilpasningstiden i den nuværende boligmodel er for lang. Der vurderes at det er nødvendigt at få kontantprisens tilpasningstid ned i ny boligmodel. Forskellige forslag til at bringe tilpasningstiden ned præsenteres (afsnit 4 og 5).¹

Samtidig med jeg har skrevet papiret har jeg haft stor nytte af at læse Svend Bangs hovedopgave "Boligefterspørgsel, kontantpriser og privat forbrug" (KU, 1996). Således har afsnittene om Boligbeholdningen i stock-flow-modellen og Usercost, risikopræmie og forbrug umiddelbar empirisk relevans. Afsnittet om boligbeholdningen er en gennemgang af forholdet mellem data for boligbeholdningen og den teoretiske boligmodel, og kan bla. begrunde om der skal vælges en brutto- eller nettoboligbeholdning. Afsnittet om usercost behandler mulige forbedringer af usercostbegrebet vha. en tidsvarierende risikopræmie og ikke mindst er der også beregnet en tidsserie for denne risikopræmie. Det skal nævnes at den beregnede serie for risikopræmien udviser et niveauskift opad efter 1980. Endelig skal nævnes, at opgaven også indeholder en sammenligning af en "teoretisk korrekt boligmodel" (Den teoretiske stock-flow-boligmodel), og ADAM's boligmodel, men der findes ikke nogen oplagte mangler i ADAM's boligmodel (så vidt jeg har forstået).

1. Nye boligbeholdningstal fra Nationalregnskabet.

Der er nye tal for boligstokken for både brutto- og nettokapitaltal fra 1965-1992. Forskellen på brutto og nettokapital er at "nettostokbegrebet vurderer kapitalens produktionspotentiale i restlevetiden (regnskabsmæssig bestand), mens bruttostokken opgør al kapitalen som om den var ny (produktionsmæssig bestand)".² Begrebsmæssigt svarer nettoboligbeholdningen nogenlunde til ejendomsvurderingen, hvorimod bruttoboligbeholdningen (mere) svarer til den fysiske bestand af boliger. Den hidtidige boligbeholdning i ADAM (Kh) svarer i store træk til et nettostokbegreb. Synsvinklen på valget af beholdningsbegreb i boligerhvervet er imidlertid helt sammenfaldende med dem der gøres i andre erhverv, dvs. kapitalen opfattes som input i en produktionsfunktion. I ADAM findes der også en produktionsfunktion for boligerhvervet. I denne antages blot at forbruget af boligydelse (dvs. husleje og imputeret husleje i ejerboliger) er proportionalt med boligbeholdningen. Valget af beholdningsbegreb i

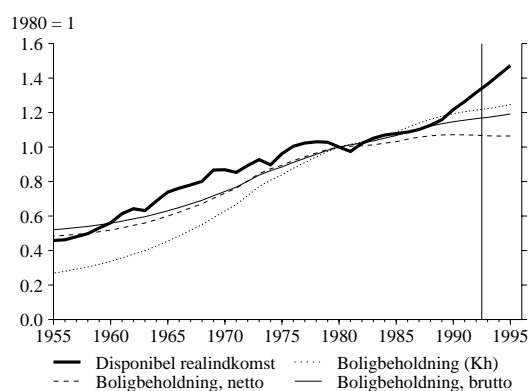
¹På langt sigt er kontantprisen i boligmodellen bestemt af investeringsprisen på boliger. Tilpasningstiden er derfor udtryk for hvor lang tid der går før kontantprisen (igen) er bestemt af investeringsprisen.

²Der er her og nedenfor refereret fra Svend Bangs ovennævnte opgave, s.57 og s.66-67.

boligerhvervet kan altså på linie med de øvrige erhverv gøres under hensyn til at beholdningen skal indgå i en produktionsfunktionens sammenhæng. Det rigtige mål for boligmassens produktionskapacitet må derfor være bruttobeholdningen, hvilket også gør sig gældende for de øvrige erhverv. Nettoboligbeholdningen kan så bruges i forbrugsfunktionens formueudtryk, ved opgørelsen af boligernes værdi.

Nedenfor er vist udviklingen i nye og gamle boligbeholdningstal sammenlignet med udviklingen i realindkomsten:

Figur 1. Udviklingen i disponibel realindkomst og boligbeholdning³



En vigtig antagelse i boligmodellen er, at boligefterspørgsels indkomstelasticitet kan restrikeres til netop 1. Antagelsen pålægges for at undgå at kontantpris og boliginvesteringer vokser for vildt i fremskrivninger. Figur 1 viser, at denne antagelse har været meget svær at opretholde med de hidtidige tal for boligbeholdningen (Kh), idet boligbeholdningen fra 1956-1978 voksede ca. dobbelt så hurtigt som indkomsten. Figuren indikerer dermed en indkomstelasticitet i denne periode på ca 2. Kun i perioden 1978-1988 voksede boligbeholdning og indkomst lige hurtigt, svarende til en indkomstelasticitet på 1. Med de nye bruttokapitaltal vokser boligbeholdning og realindkomst pænt i takt med hinanden i perioden 1965-1988; nettokapitaltallene følger realindkomsten mindre tæt. Uanset hvilken boligbeholdning, der vælges, ser boligbeholdningen ud til at vokse mindre end realindkomsten efter ca. 1988.

³Brutto og nettotallene er blevet forlænget både tilbage i tiden 1956-1964 og frem i tiden 1993-1995, metoden er beskrevet i "Data for boligbeholdning og afskrivninger" modelgruppepapir af LLR og HCO 30. september 1996.

2. Reestimation af den nuværende boligmodel.

Nedenfor er boliginvesterings og kontantprisrelationen reestimeret på gamle tal i perioden 1956-1992. Estimationsresultaterne kan evt. sammenlignes med ADAM's nuværende boligmodel estimeret i perioden 1956-1990, jf. ADAM-bogen s.64-67. Det fremgår ved reestimation af boligmodellen, at boligefterspørgslens kontantpriselasticitet øges (numerisk), hvorfor effekten på kontantprisen af stød til indkomsten mindskes. Tilpasningstiden for kontantprisen øges også, hvilket bla. følger af en mindre kontantprisfølsomhed i den reestimerede boliginvesteringsrelation⁴.

Boliginvesteringer.

Tabel 5.1. Ikke-lineær reestimation af boliginvesteringsrelationen⁵

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Netto-boliginvesteringer	<i>flhn1</i>		
Konstant		-16761	3406
Laggede (ikke-støttede) investeringer	<i>flhn1₋₁ - βnbs₋₁</i>	0.5071	0.0679
Antal off. støttede boliger	<i>nbs</i>	0.2914	0.1398
Relativ kontantpris (Tobins Q)	<i>phk/(0.8·pih+0.2·phgk)</i>	21638	3852
Dummy ¹	<i>d76</i>	6174	1509
Dummy ²	<i>d19723</i>	6155	1300

Anm. n = 1970-92 s = 1443 R² = 0.97 DW = 1.39 Chi(3) = 4.51

¹ Dummyen fanger effekten af den midlertidige momsnedsettelse i 1975-76.

² Dummyen fanger effekten af aftrapningen af refusion af moms på boligbyggeri, 1972-73.

NB. Relationen er estimeret i Aremos, estimeres relationen i stedet i Gauss fås følgende parametre: (-16768,0.5067,0.2930,21639,6178,6151)

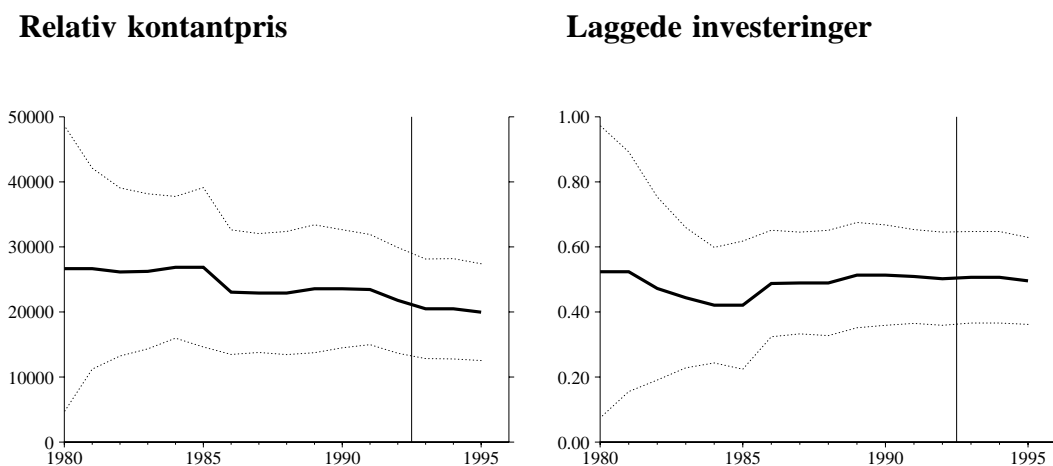
Boliginvesteringsrelationens statistiske egenskaber ændres ikke væsentligt ved

⁴I boligmodellen antager vi traditionelt, at den initiale effekt på kontantprisen af et stød (fx. på indkomsten) til boligefterspørgslen er bestemt af størrelsen af boligefterspørgslens kontantpriselasticitet. Kontantprisens tilpasningstid opfattes derimod som værende bestemt af boliginvesteringernes kontantprisfølsomhed. Man kan dog ved simulation eftervise at også kontantprisens tilpasningstid er påvirket af størrelsen af boligefterspørgslens kontantpriselasticitet; desto mindre (numerisk) kontantpriselasticitet, desto mindre er tilpasningstiden.

⁵Det bemærkes at både i Okt91 og Mar95 versionerne af boliginvesteringerne er denne fastlagt med forkerte initialværdier (forkert fortegn for initialværdien for koefficienten til *nbs*), hvilket påvirker de estimerede parametre en smule. Det skal også nævnes at Aremos ved estimationen angiver fejlmeddelelse (maximum lambda reached). Da det ikke er lykkedes mig at findes ud af hvorfor dette sker, angives også de tilsvarende estimerede værdier i Gauss.

reestimation. Parametrene ændres derimod noget. Således falder koefficienten til den relative kontantpris, hvilket som nævnt ovenfor trækker i retning af en langsommere tilpasning i boligmodellen.

Figur 2. Parameterstabilitet i boliginvesteringsrelation



Det bemærkes i figur 2, at koefficienten til den relative kontantpris skifter værdi omkring 1991, jf. også ovenfor.

Kontantprisen.

Tabel 5.2. Reestimation af kontantprisrelationen

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$\log(phk/pcp4xh)$		
Konstant ¹		0.1516	0.0665
Disponibel realindkomst	$\log(Yd9_{-1/2}/pcp4xh_{-1/2})$	0.8622	0.0558
Lagget boligbeholdning	$\log(Kh_{-1})$	-(0.8622)	(0.0558)
Usercost	$u1h1$	-6.6875	1.0873
Inflation	$Rlnae$	1.9146	0.4243
Real kontantpris lagget	$\log(phk_{-1}/pcp4xh_{-1})$	0.5198	0.0626

Anm. $n = 1956-92$ $s = 0.0483$ $R^2 = 0.94$ $DW = 0.99$ $Chi(3) = 21.55$

¹ Ud over konstanten indgår den ekstra "forklarende" variabel, $dtphk$ (med en koefficient på 1)

Det bemærkes at den reestimerede relation har ringe statistiske egenskaber således er DW-statistikken meget lav og relationen har store problemer med at forecaste, Chi(3)-testet er signifikant stort. Ved reestimationen er parametrene i relationen dog omtrent uændrede.

Det fremgår, at boligefterspørgslens indkomstelasticitet er bundet til 1 i tabel 5.2, idet koefficienten til indkomst og boligbeholdning er lige store. Nu er problemet at trenden, $dtphk$, der sikrer at boligefterspørgslens indkomstelasticitet kan bindes til en i hele estimationsperioden jf. problemerne i figur 1, også er estimeret. Trenden har følgende udseende⁶:

Fra 1956-1978:

$$dtphk = 0.1643 \cdot tid1 + 0.0452 \cdot tid1^2 \quad (1)$$

Fra 1979-1995:

$$dtphk = 0.1643 \cdot tid1_{1978} + 0.0452 \cdot tid1_{1978}^2 \quad (2)$$

$dtphk$ er altså et estimeret andengradspolynomium frem til 1978, hvorefter det fremskrives fladt, dvs. med værdien i 1978. Konkret er $dtphk$ estimeret med kontantprisrelationen i ADAM Okt91, dvs. estimationsperiode 1956-1987.⁷ Knæktidspunktet er fundet som det år der minimerer spredningen i relationen. Nu skulle man ikke tro at det betyder så meget at reestimere trenden da den alligevel har en konstant værdi fra 1978 – men det gør det jf. tabel 5.3 nedenfor:

Tabel 5.3. Reestimation af kontantprisrelation og trend

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$\log(phk/pcp4xh)$		
Konstant ¹		0.1268*	0.2011
Disponibel realindkomst	$\log(Yd9_{-1/2}/pcp4xh_{-1/2})$	0.3262*	0.2313
Lagget boligbeholdning	$\log(Kh_{-1})$	-(0.3262)*	(0.2313)
Usercost	$uih1$	-6.9304	1.0086
Inflation	$Rlnae$	2.2315	0.4071
Real kontantpris lagget	$\log(phk_{-1}/pcp4xh_{-1})$	0.6691	0.0892

Anm. $n = 1956-92$ $s = 0.0443$ $R^2 = 0.96$ $DW = 1.44$ $Chi(3) = 3.72$

¹ Den ny trend estimeres til: $dtphk1 = 0.0980 \cdot tid1 + 0.0159 \cdot tid1^2$, knæktidspunktet 1978 minimerer fortsat relationens spredning.

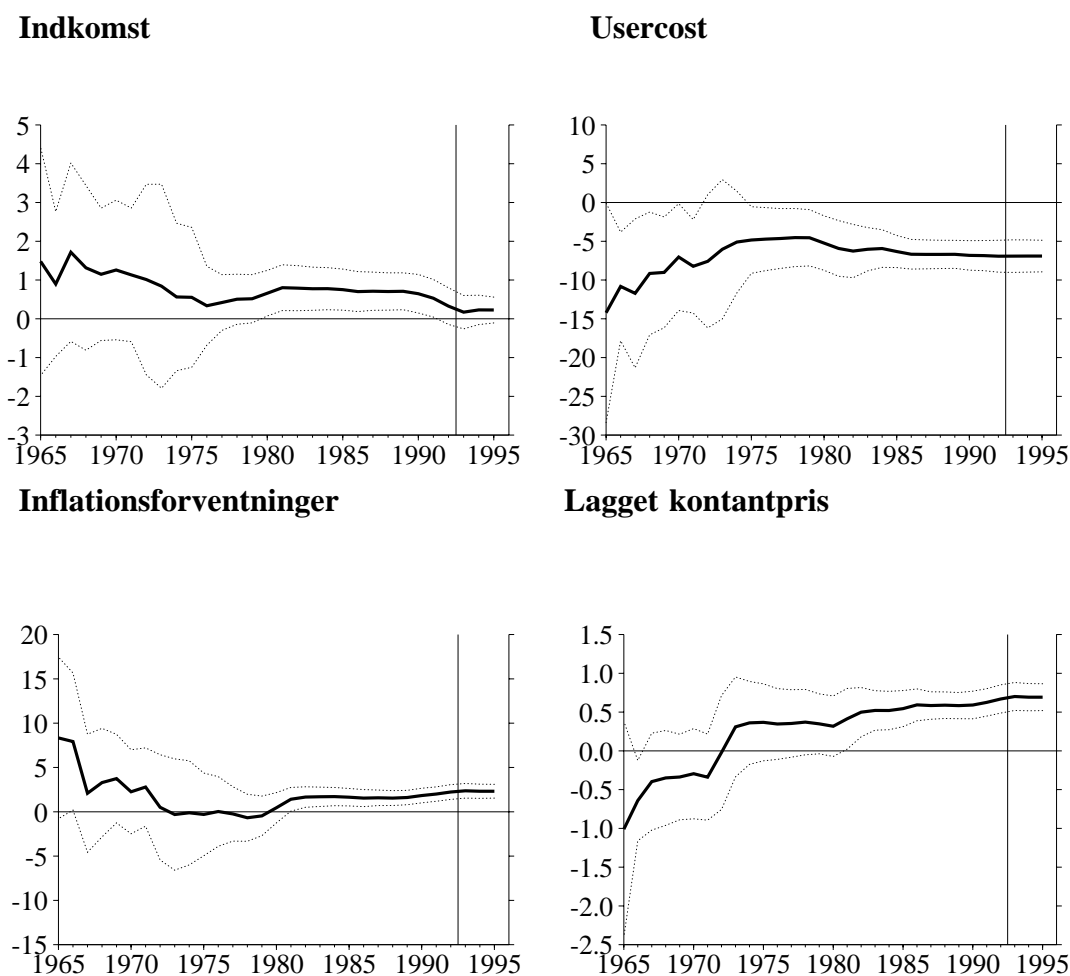
Det ses, i modsætning til tabel 5.2, at såvel DW-statistik som forecast test, Chi(3), nu er helt acceptable. Parametrene er imidlertid ikke stabile, det fremgår

⁶Af hensyn til størrelsesordenen af de estimerede parametre er $tid1$ defineret som: $tid0 = tid0_{-1} + 1$ med $tid0_{1948} = 1$ og $tid1 = tid0/10$.

⁷Det bemærkes at kontantprisrelationen i ADAM Okt91 svarer til Mar95, blot med udskiftet indkomstudtryk, $Yd9$ har erstattet $Yd8$.

især af koefficienten til indkomsten (og boligbeholdningen), der mere end halveres. Så grunden til, at vi observerer parameterstabilitet i kontantprisrelationen på trods af meget store residualer, tabel 5.2 sammenlignet med tabel 5.3, er at vi ikke har reestimeret trenden. Nedenfor er parameterstabiliteten vist, når også trend parametrene estimeres:

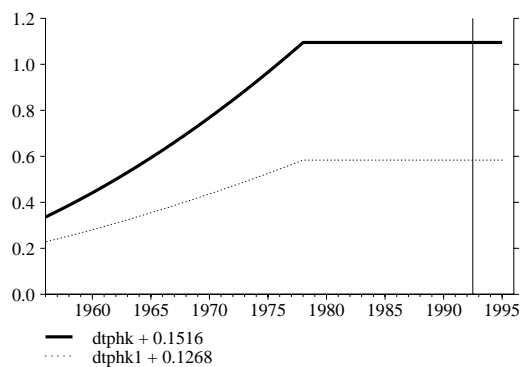
Figur 3. Parameterstabilitet i reestimeret kontantprisrelation



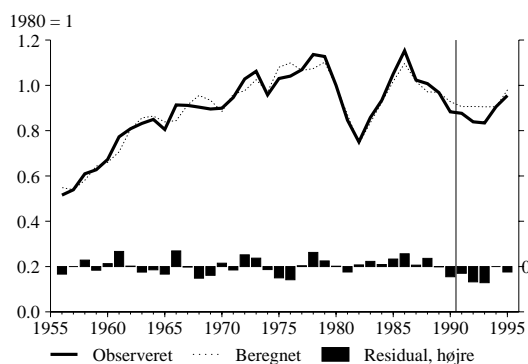
Først og fremmest er parameterstabiliteten mindre udtalt når trenden reestimeres (i modsætning til i ADAM-bogen, s. 69, hvor trenden er bundet). Dernæst ses, at skiftet i parameteren til indkomsten og boligbeholdningen forekommer i ca. 1991. Det er nærliggende at sammenligne med figur 1, der viste at efter 1988 vokser realindkomst og boligbeholdningen mere og mere fra hinanden; dermed er det vanskeligt at pålægge data en restriktion om, at indkomstelasticiteten i boligbeholdningen er en. At boligefterspørgsel og indkomst vokser fra hinanden, kunne man alternativt opfatte som en fejl i real-usercost udviklingen; denne vokser ikke tilstrækkeligt til at forklare, hvorfor boligefterspørgslen ikke kan følge med realindkomstudviklingen. Der ses dog ikke at være problemer med parameterstabiliteten i usercost og inflation.

Nedenfor er vist trenderne, når kontantprisrelationen reestimeres uden hhv. med reestimation af trendparametrene, jf. tabel 5.2 og 5.3. Det fremgår af trendernes forløb, dvs. trendparametrene, at disse også er afhængige af slutåret for estimationsperioden.

Figur 4. Trender i kontantprisrelationerne inklusiv konstantled



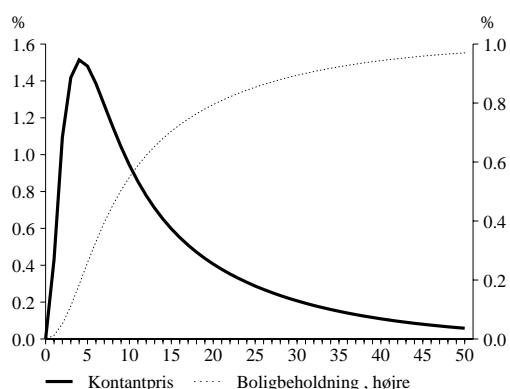
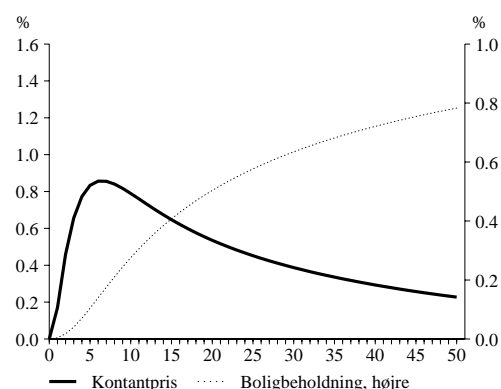
Figur 5. Historisk forklaringssevne i reestimeret kontantprisrelation.



Modelegenskaber i nuværende og reestimeret boligmodel

Nedenfor er vist modelegenskaberne i den nuværende boligmodel, jf. ADAM-bogen s. 63, og den reestimerede boligmodel. I den reestimerede boligmodel er ligningerne for boliginvesteringer og kontantpris erstattet af ligningerne i hhv. tabel 5.1 og tabel 5.3.⁸

⁸Grundforløbene er stationære, genereret med udgangspunkt i værdierne i 1995 i lang95 (med nulstillede J-led). Det bemærkes at de simulerede grundforløb ikke er helt ens, da boligmodellerne ikke er helt ens. Forskellene i grundforløb skulle imidlertid ikke betyde noget for sammenligningen af de relative/procentvise multiplikatorer, da kontantprisen er formuleret log-lineært.

Figur 6. Effekt af indkomststigning (Mar95)**Figur 7. Effekt af indkomststigning (Reestimeret)**

Det ses af figur 6, at tilpasningen i den nuværende boligmodel er langstrakt; således vender kontantprisen først tilbage til sit udgangsniveau efter ca. 50 år. Sammenlignes med fx. SMEC's boligmodel, hvor kontantprisen stiger med ca. 1% (efter ca. 5 år) og derefter vender tilbage til udgangsniveauet efter ca. 10-15 år, er kontantprisens tilpasningstid i ADAM's nuværende boligmodel for lang.⁹ Figur 7, viser at i den reestimerede boligmodel er problemerne med kontantprisens tilpasningstid endnu større end i den nuværende boligmodel; endvidere fremgår at indkomstens effekt på kontantprisen er mindre, jf. hhv. boliginvesteringernes mindskede kontantprisfølsomhed og den øgede (numeriske) kontantpriselasticitet i boligefterspørgslen.

Indkomstelasticitet og trend

Som det fremgik af figur 1 implicerer udviklingen i den nuværende boligbeholdning og realindkomst, at indkomstelasticiteten før 1978 estimeres til ca. 2, og efter 1978 ca. 1. Tidstrenden er derfor nødvendig for at kunne binde indkomstelasticiteten til 1. Det skal også nævnes, at uden tidstrenden får koefficienterne til indkomst og boligbeholdning forkert fortegn i kontantprisrelationen. Således giver en fri reestimation uden trend koefficienter til indkomst og boligbeholdning på hhv. 0.081 og 0.029, hvilket implicerer en indkomstelasticitet i boligefterspørgslen på -2.8 . Restrikeres indkomstelasticiteten til 1 bliver koefficienterne til indkomst og boligbeholdning i kontantprisrelationen hhv. -0.120 og 0.120 . Fortegnene på koefficienterne til indkomst og boligbeholdning er dog forkerte, idet de implicerer at boligefterspørgselsens kontantpriselasticitet er positiv.

⁹Jf. SMEC *Modeldokumentation og beregnede virkninger af økonomisk politik*, s.65, DØRS 1994.

3. Estimation af boligmodel på nye kapitaltal.

Nedenfor er boligmodellen estimeret på nye kapitaltal fra NR. Det fremgår at boligefterspørgslens kontantpriselasticitet bliver (numerisk) meget stor. Dette betyder bla. at effekten på kontantprisen af stød til indkomsten bliver utroværdig lille.

Boliginvesteringer.

Tabel 5.4. Ikke-lineær estimation af boliginvesteringsrelation på nye data

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Netto-boliginvesteringer	<i>bflhnr</i>		
Konstant		-15794	3103
Laggede (ikke-støttede) investeringer	<i>bflhnr₋₁ - βnbs₋₁</i>	0.4864(*)	0.0651
Antal off. støttede boliger	<i>nbs</i>	0.2191	0.1272
Relativ kontantpris (Tobins Q)	<i>phk/(0.8·pih+0.2·phgk)</i>	22164	3574
Dummy ¹	<i>d76</i>	6012	1409
Dummy ²	<i>d19723</i>	6164	1221

Anm. $n = 1970-92$ $s = 1349$ $R^2 = 0.97$ $DW = 1.48$ $Chi(3) = 4.21$

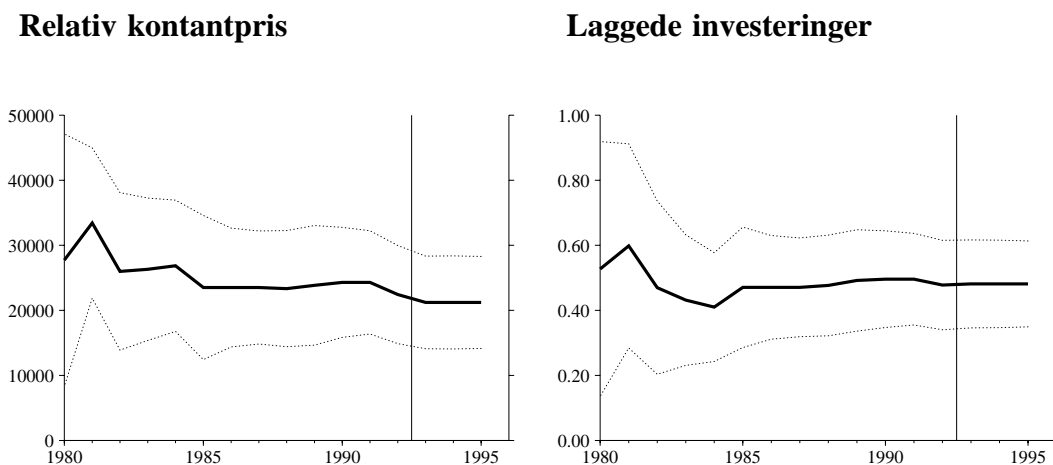
¹ Dummyen fanger effekten af den midlertidige momsnedsettelse i 1975-76.

² Dummyen fanger effekten af aftrapningen af refusion af moms på boligbyggeri, 1972-73.

NB. Koefficienten til den laggede endogene er på vippen til at være insignifikant.

NB. Relationen er estimeret i Aremos, estimeres relationen i stedet i Gauss fås følgende parametre: (-15854,0.4841,0.2246,22219,6025,6145)

Sammenlignes de statistiske egenskaber i tabel 5.4 med reestimationen, jf. tabel 5.1, fremgår der ikke at være de store forskelle. Det skal nævnes at spredningen er en smule mindre, når der estimeres på bruttoboligbeholdningen. Parametrene i den ny boliginvesteringsrelation er i store træk meget lig dem i den reestimerede relation. Positivt er det, at koefficienten til den relative kontantpris vokser en smule, når der estimeres på nye boligbeholdningstal. Isoleret set implicerer det jo en hurtigere tilpasning i den ny boligmodel.

Figur 8. Parameterstabilitet i ny boliginvesteringsrelation

Figur 8 svarer helt til figur 2, parameterstabilitet for den reestimerede relation.

Kontantpris.

Tabel 5.5. Estimation af kontantprisrelation og trend på nye data

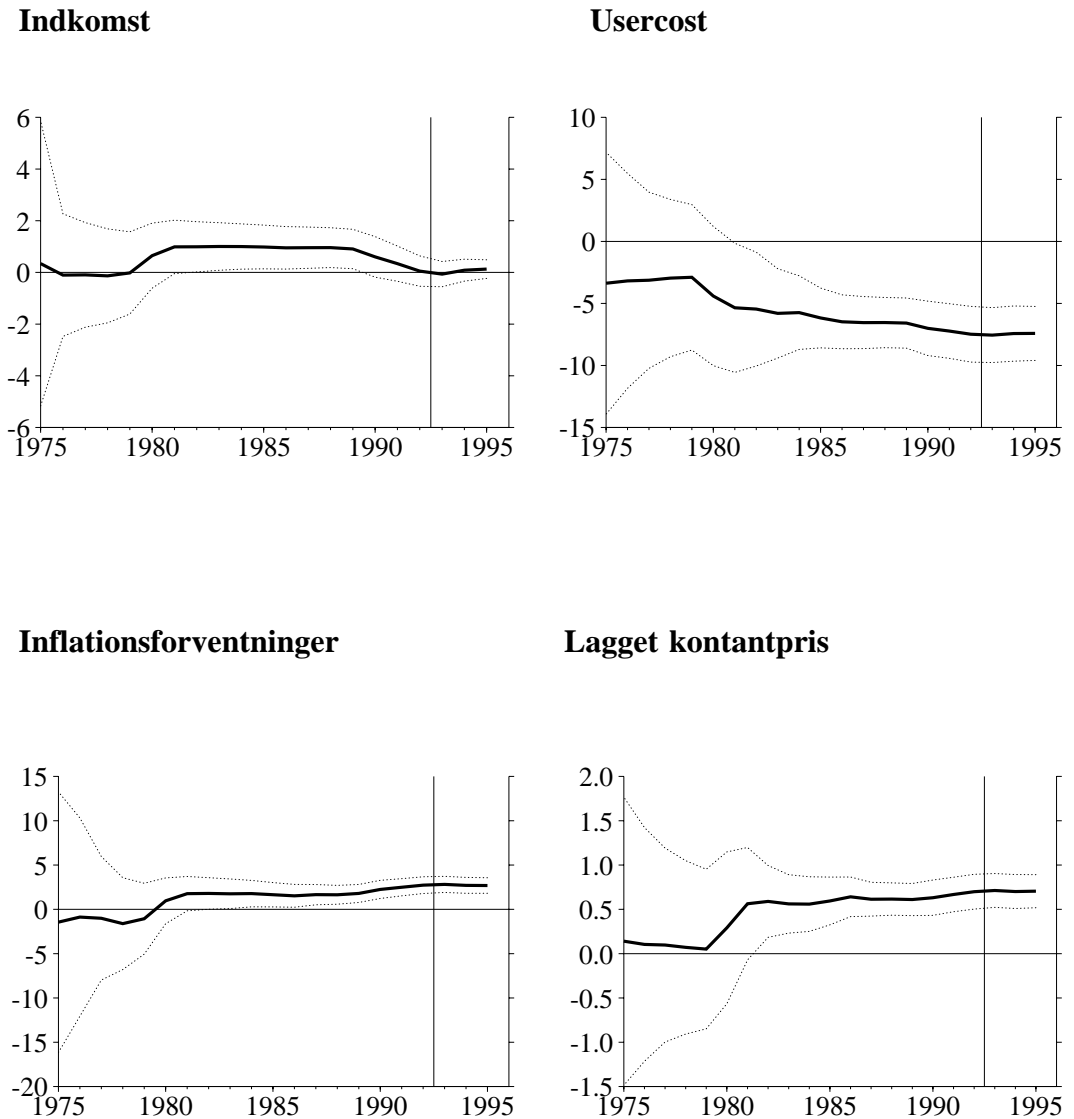
Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$\log(phk/pcp4xh)$		
Konstant ¹		0.6110*	0.6301
Disponibel realindkomst	$\log(Yd9_{-1/2}/pcp4xh_{-1/2})$	0.0520*	0.2825
Lagget boligbeholdning	$\log(bfKh_{-1})$	-(0.0520)*	(0.2825)
Usercost	<i>uih1</i>	-7.4834	1.0794
Inflation	<i>Rlnae</i>	2.7321	0.4540
Real kontantpris lagget	$\log(phk_{-1}/pcp4xh_{-1})$	0.6995	0.0944

Anm. $n = 1965-92$ $s = 0.0446$ $R^2 = 0.87$ $DW = 1.55$ $Chi(3) = 2.56$

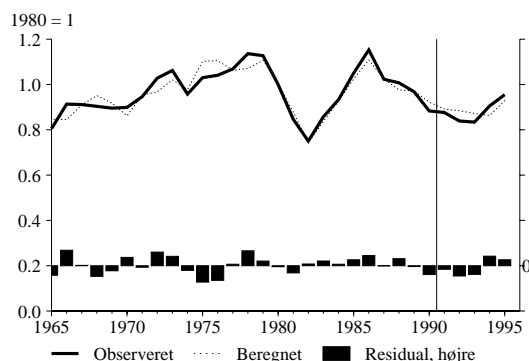
¹ Den ny trend estimeres til: $dtpkh2 = -0.3185 \cdot tid1 + 0.0750 \cdot tid1^2$, knæktidspunktet 1978 minimerer fortsat relationens spredning.

De statistiske egenskaber ser umiddelbart acceptable ud, både DW-statistik og Chi(3) test er acceptable. De statistiske egenskaber svarer stort set til dem vi fandt for den reestimerede kontantprisrelation, tabel 5.3. Parametrene er dog forskellige, væsentligst er at koefficienten til indkomst og boligbeholdning er insignifikant og tæt på nul.

**Figur 9. Parameterstabilitet i nyestimeret kontantprisrelation
(estimation af trend parametre)**

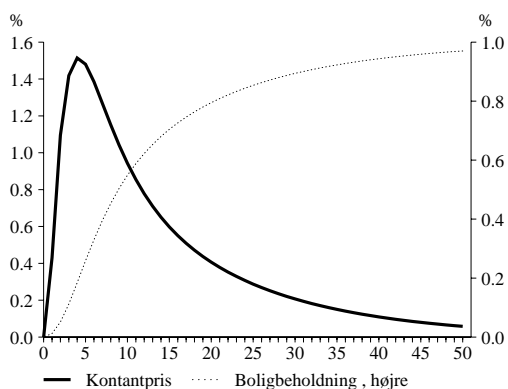
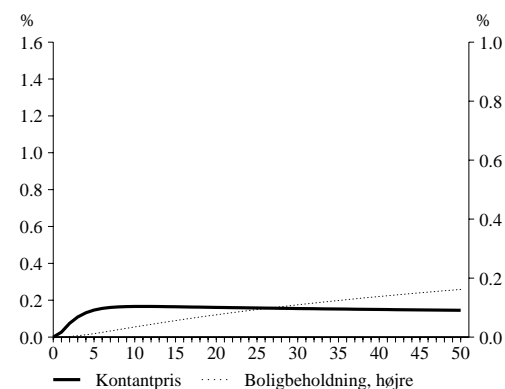


Figur 9 giver stort set det samme billede af parameterstabiliteten i perioden 1975-1995, som i figur 3, parameterstabiliteten for den reestimerede relation. Undtagelsen er koefficienten til indkomsten (og boligbeholdning), der i figur 9 falder fra ca. 1989, hvor koefficienten til indkomsten i figur 3 først falder fra ca. 1991. Et bud på hvorfor det er sådan, findes måske i figur 1, der viser at bruttoboligbeholdningen og realindkomsten vokser fra hinanden tidligere end tilfældet er for den nuværende boligbeholdning og realindkomst.

Figur 10. Historisk forklaringssevne i ny kontantprisrelation.**Modelegenskaber i nuværende og ny boligmodel**

Medens både boliginvesterings- og kontantprisrelation kunne estimeres uden stillingtagen til hvordan afskrivningerne historisk beregnes, kræver simulation med boligmodellen, at der er specificeret en ligning for boligafskrivningerne. Det skal dog nævnes, at specifikationen af ligningen for boligafskrivningerne, dvs. afskrivningsratens størrelse, ikke påvirker boligmodellens isolerede modelegenskaber herunder – herunder tilpasningstiden for kontantprisen. Afskrivningsratens størrelse har udelukkende betydning for størrelsesordenen af bruttoinvesteringerne, jf. at boligmodellens ligning for investeringer bestemmer nettoinvesteringerne (*fIhn1*). Den ny ligning for boligafskrivninger mv. fremgår af bilag 2.

Nedenfor er vist modelegenskaberne i den nuværende boligmodel og den nyestimerede boligmodel. I den nyestimerede boligmodel er ligningerne for boliginvesteringer og kontantpris erstattet af ligningerne i hhv. tabel 5.4 og tabel 5.5.

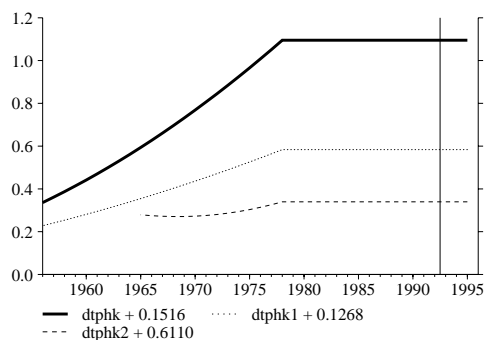
Figur 11. Effekt af indkomststigning (Mar95)**Figur 12. Effekt af indkomststigning (nyestimeret)**

Det fremgår ved sammenligning af figur 11 og 12, at modelegenskaberne i nuværende og ny boligmodel er noget forskellige. Man kan godt konkludere, at den ny boligmodel ikke umiddelbart kan bruges. Det skyldes både den langsomme tilpasning af kontantprisen, men også at indkomstens effekt på kontantprisen er utroværdig lille. Årsagen til indkomstens ringe effekt på kontantprisen skal alene søges i de små koefficienter, der estimeres til indkomst og boligbeholdning i kontantprisrelationen, dvs. en for stor (numerisk) kontantpriselasticitet i boligefterspørgslen.

Indkomstelasticitet og trend

I fri estimation og uden tidstrenden i tabel 5.5 giver koefficienterne til indkomst og boligbeholdning hhv. -0.1519 og 0.2280 hvilket implicerer en indkomstelasticitet i boligefterspørgslen på 0.66 . Fortegnene til indkomst og boligbeholdning i kontantprisrelationen er dog forkerte, idet de implicerer at boligefterspørgslens kontantpriselasticitet er positiv. Restrikeres indkomstelasticiteten til 1 bliver koefficienterne til indkomst og boligbeholdning i kontantprisrelationen, hhv. -0.325 og 0.325 , dvs. stadig forkerte. Man kan undre sig over, at det som figur 1 viser – at bruttoboligbeholdningen og realindkomsten vokser mere i takt med hinanden end den nuværende boligbeholdning og realindkomst – ikke helt viser sig i estimationerne. Af nedenstående figur 13 fremgår dog, at på ny boligbeholdningstal er der behov for en mindre trend.

Figur 13. Trender i kontantprisrelationerne inklusiv konstantled



4. Alternative kontantprisrelationer estimeret på nye kapitaltal.

I dette afsnit forsøger jeg at reparere på kontantprisrelationen estimeret på nye boligbeholdningstal, jf. tabel 5.5. Problemet med kontantprisrelationen estimeret på nye boligbeholdningstal er, at koefficienten til indkomst (og boligbeholdning) er for lille. Min fortolkning af problemet med koefficienten til indkomsten er, at restriktionen på boligefterspørgslens indkomstelasticitet ikke holder i den sidste del af estimationsperioden. En oplagt måde at klare dette problem på er at estimere en trend for hele estimationsperioden og ikke bare – som nu – at afkorte trenden fra 1978. En anden måde at klare problemet på kunne være at finde en fejl i usercost udtrykket, der kunne forklare, hvorfor boligefterspørgslen fra ca 1988 vokser mindre end realindkomst. Da sidstnævnte forslag ikke umiddelbart har givet gevinst, er der nedenfor arbejdet videre med tanken om at forlænge trenden i kontantprisen. Endvidere eksperimenteres der med at binde koefficienten til indkomst og boligbeholdning i kontantprisrelationen til noget større, for derigennem at få en mindre (numerisk) kontantpriselasticitet i boligefterspørgslen.¹⁰ Det fremgår at begge forslag kan øge indkomstens effekt på kontantprisen og mindske kontantprisens tilpasningstid.

Kontantpris med alternativ trendkonstruktion.

Der er arbejdet med et anden-, tredje- og fjerdegradstidspolynomium i kontantprisrelationen. Andengradspolynomiet blev forkastet da koefficienten til indkomst (og boligbeholdning) stadig var insignifikant og lille (0.278), derimod var estimationsresultaterne for tredje og fjerdegradspolynomiet nærmest identiske. Nedenfor er vist estimationsresultaterne for kontantprisen når trenden er et tredje grads polynomium:

¹⁰Det har blandt ført mig til at undersøge om ændringer i rentefradragsretten ved skattereformen i 1987 indgår rigtigt i kapitalindkomstbeskatningen i usercost, *tsuih*. Konstruktionen af *tsuih* er beskrevet i modelgruppepapir JSM 9 august 1991. Der er dog ikke rigtigt noget at hente og det er da også den skattesats der anvendes i SMEC og MONA (vistnok). Det skal nævnes at i modsætning til ADAM og SMEC indgår der i MONAs bolig usercost en beregnet serie for 1. års afdragsandelene, denne opfanger betydningen af ændrede løbetider mv. I følge Dan Knudsen hjælper det dog ikke på forklaringsevnen i MONA's boligmodel.

Tabel 5.6. Estimation af kontantprisrelation og alternativ trend på nye data

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$\log(phk/pcp4xh)$		
Konstant ¹		2.8292	1.1037
Disponibel realindkomst	$\log(Yd9_{-1/2}/pcp4xh_{-1/2})$	1.0426	0.3998
Lagget boligbeholdning	$\log(bfKh_{-1})$	-(1.0426)	(0.3998)
Usercost	<i>uih1</i>	-6.5780	0.9161
Inflation	<i>Rlnae</i>	1.8889	0.6295
Real kontantpris lagget	$\log(phk_{-1}/pcp4xh_{-1})$	0.6937	0.0788

Anm. $n = 1965-92$ $s = 0.0374$ $R^2 = 0.91$ $DW = 1.82$ $Chi(3) = 1.74$

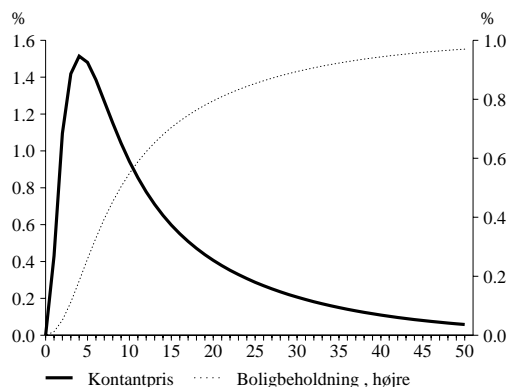
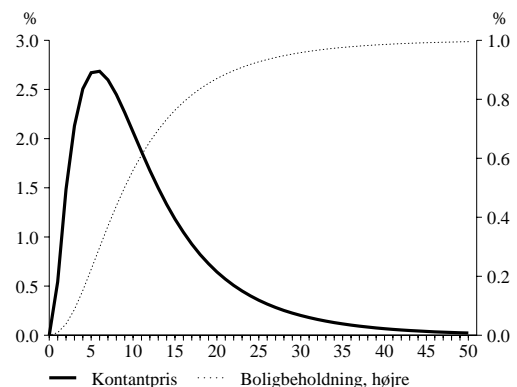
¹ Den ny trend estimeres til: $dtphk3 = -1.7197 \cdot tid1 + 0.6898 \cdot tid1^2 - 0.0825 \cdot tid1^3$

NB. Trenden er vist i bilag 1.

Alle parametre i tabel 5.6 er signifikante, sammenlignes med tabel 5.5 fremgår, at det ny tidspolynomium betyder, at koefficienten til indkomst (og boligbeholdning) stiger fra 0.052 til 1.043; både koefficienterne til usercost og inflation falder dog noget (der er ikke problemer med parameterstabilitet, bort set fra koefficienten til indkomst der er lidt ustabil før 1978).

Modelegenskaber i nuværende og ny boligmodel (med alternativ trendkonstruktion)

Nedenfor er vist modelegenskaberne i den nuværende boligmodel og i den ny boligmodel med alternativ trendkonstruktion i kontantprisen, jf. tabel 5.6. Ligningerne for boliginvesteringer er stadig tabel 5.4.

Figur 15. Effekt af indkomststigning (Mar95)**Figur 16. Effekt af indkomststigning (nyestimeret, alternativ trend)**

Figur 16 viser, at med alternativ trend i kontantprisen vender kontantprisen hurtigere tilbage til grundkørselens udgangsniveau, sammenlignet med kontantprisrelationen med den oprindelige trendkonstruktion, figur 12. Det fremgår også, når der sammenlignes med den nuværende boligmodel, figur 14, at indkomstens virkning på kontantprisen er næsten fordoblet, hvilket måske virker noget i overkanten. Så konklusionen er, at med en alternativ trendkonstruktion i kontantprisrelationen forøges koefficienten til indkomst (og boligbeholdning); dette forøger kontantprisens tilpasningshastighed, men har også en pris i form af at indkomstens effekt på kontantprisen øges.

Kontantpris med flere restriktioner.

Et alternativ til ovenstående trendkonstruktion kunne være at binde koefficienten til indkomsten i tabel 5.5 til den maksimale værdi den kan bindes til og så beholde den nuværende trendkonstruktion med en knækket trend. Estimationsresultaterne er vist nedenfor. Den maksimale værdi for koefficienten til indkomsten er fundet som øverste værdi i 95%-konfidensintervallet for koefficienten til indkomsten i tabel 5.5¹¹

Tabel 5.7. Estimation af kontantprisrelation med bundet koeff på nye data.

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$\log(phk/pcp4xh)$		
Konstant ¹		1.3974	0.5119
Disponibel realindkomst	$\log(Yd9_{-1/2}/pcp4xh_{-1/2})$	0.6	-
Lagget boligbeholdning	$\log(bfKh_{-1})$	-(0.6)	-
Usercost	$uih1$	-7.0264	1.1176
Inflation	$Rlnae$	2.5125	0.4665
Real kontantpris lagget	$\log(phk_{-1}/pcp4xh_{-1})$	0.6936	0.1001

Anm. $n = 1965-92$ $s = 0.0473$ $R^2 = 0.84$ $DW = 1.14$ $Chi(3) = 7.44$

¹ Den ny trend estimeres til: $dtpkh4 = -0.4717 \cdot tid1 + 0.1175 \cdot tid1^2$
1978 minimerer stadig relationens spredning.

NB. Trenden er vist i bilag 1.

Alle parametre i tabel 5.7 er signifikante, de statistiske egenskaber er dog ikke overraskende ringere end i tabel 5.6; således er DW-statistikken lav og forecast

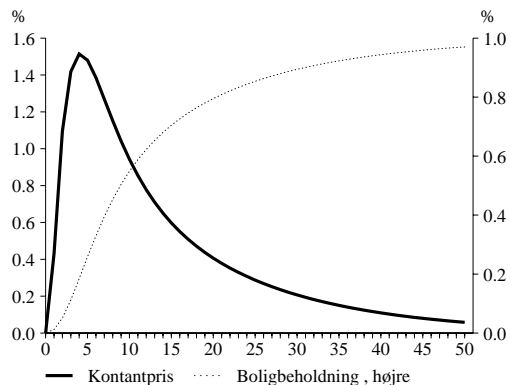
¹¹Jeg har regnet det ud som: $0.0520 + 0.0285 \cdot t_{0.025}(28-7) = 0.0520 + 0.0285 \cdot 2.080 = 0.64$.
Vi ser bort fra at forskellen mellem indkomst og boligbeholdning nok ikke er stationær og koefficienten til indkomsten derfor ikke t-fordelt.

testet, Chi(3) er næsten signifikant. Om koefficienterne bemærkes, at koefficienterne til inflation og usercost ikke er helt så lave som i tabel 5.6. (Parameterstabiliteten er rimelig – billedet er det samme som i afsnit 3).

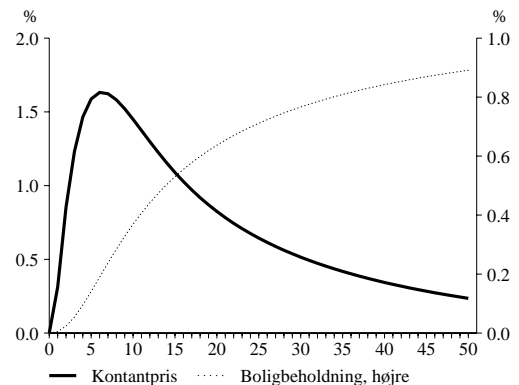
Modelegenskaber i nuværende og ny boligmodel (med bundet koef.)

Nedenfor er vist modelegenskaberne i den nuværende boligmodel og den ny boligmodel hvor koefficienten til indkomst (og boligbeholdning) er bundet til 0.6, jf. tabel 5.7. Ligningerne for boliginvesteringer er stadig tabel 5.4.

Figur 16. Effekt af indkomststigning (Mar95)



Figur 17. Effekt af indkomststigning (nyestimeret, bundet koef.)



Det fremgår af figur 17, at med bundet koefficient er indkomstens effekt på kontantprisen mindre og tilpasningstiden tilsvarende større end med alternativ trend, figur 15. Forklaringen er, at med alternativ trend estimeres en højere koefficient til indkomst (og boligbeholdning), end når koefficienten er bundet.

5. Alternativ boliginvesteringsrelation

Det sidste alternativ, der skal afprøves, er at binde koefficienten til den relative kontantpris i boliginvesteringsrelationen, tabel 5.4, til den maksimale værdi den kan bindes til i et 95%-konfidensinterval.¹² Nedenfor er estimationsresultaterne angivet når koefficienten til den relative kontantpris er bundet.

Boliginvesteringer med bundet koefficient.

¹²Den maksimale værdi er fundet som: $22164 + 3574 \cdot t_{0,025}(22-6) = 22164 + 3574 \cdot 2.120 = 29741$

Tabel 5.8. Ikke-lineær estimation af boliginvesteringsrelation på nye data

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Netto-boliginvesteringer	<i>bflhnr</i>		
Konstant		-22202	1232
Laggede (ikke-støttede) investeringer	<i>bflhnr₋₁ - bnbs₋₁</i>	0.4083	0.0592
Antal off. støttede boliger	<i>nbs</i>	0.2345*	0.1250
Relativ kontantpris (Tobins Q)	<i>phk/(0.8·pih+0.2·phgk)</i>	29741	-
Dummy ¹	<i>d76</i>	5822	15309
Dummy ²	<i>d19723</i>	5410	13091

Anm. $n = 1970-92$ $s = 1473$ $R^2 = 0.90$ $DW = 1.32$ $Chi(3) = 7.35$

¹ Dummyen fanger effekten af den midlertidige momsnedsettelse i 1975-76.

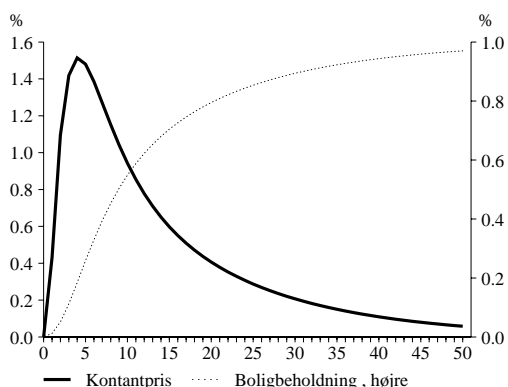
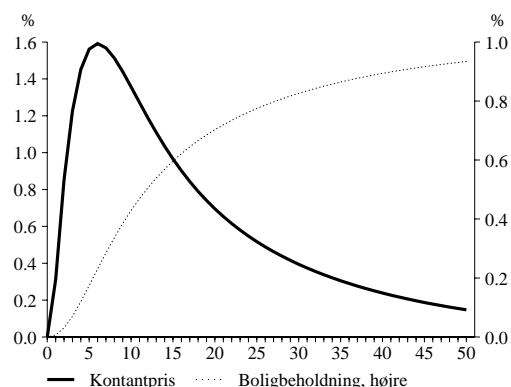
² Dummyen fanger effekten af aftrapningen af refusion af moms på boligbyggeri, 1972-73.

NB. Relationen er estimeret i Aremos, estimeres relationen i stedet i Gauss fås følgende parametre: (-22156,0.4056,0.2335,29741,5827,5435)

De statistiske egenskaber i boliginvesteringsrelationen i tabel 5.4 er ikke væsentligt forværret i forhold til tabel 5.4; det koster lidt på både spredning DW-test og forudsigelsesegenskaber, Chi(3) at binde koefficienten til den relative kontantpris. Alle parametre er signifikante undtagen koefficienten til de offentligt støttede boliger.

Modelegenskaber i nuværende og ny boligmodel (med bundet koefficient i boliginvesteringer og kontantprisrelation)

Nedenfor er vist modelegenskaberne i den nuværende boligmodel og den ny boligmodel hvor koefficienten til den relative kontantpris i boliginvesteringerne er bundet, jf. tabel 5.8. Ligeledes er koefficienten til kontantprisrelationen bundet til 0.6, jf. tabel 5.7.

Figur 18. Effekt af indkomststigning (Mar95)**Figur 19. Effekt af indkomststigning (nyestimeret bundet koef.)**

Af figur 19 fremgår, at resultatet af vores anstrengelser med at forbedre den ny boligmodel (hvis modelegenskaber blev vist i figur 12) vha. parameterrestriktioner, er at vi får en boligmodel der mht. tilpasningstid er en smule langsommere end den nuværende boligmodel, jf. figur 18. Det bemærkes at indkomstens effekt på kontantprisen er nærmest ens i de to modeller i figur 18 og 19.

6. Konklusion

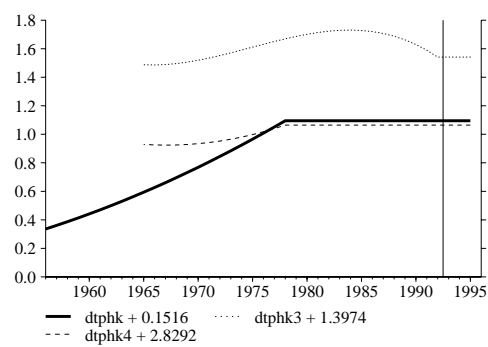
Papiret har vist, at i boligmodellen estimeret på nye kapitaltal er der store problemer med modelegenskaberne, idet kontantprisens tilpasningstid er for lang og indkomstens effekt på kontantprisen for lille, jf. afsnit 3. Problemerne skyldes ikke bare de nye kapitaltal, idet der også er problemer med modelegenskaberne i den reestimerede model, jf. afsnit 2. Problemerne skyldes, at realindkomsten fra ca. 1988 vokser fra boligbeholdningen, hvilket giver problemer med signifikansen af indkomst og boligbeholdning i kontantprisrelationen. Selv med moderate parameterrestriktioner er det ikke muligt at gøre tilpasningen i boligmodellen hurtigere end i den nuværende boligmodel, jf. afsnit 5. Man kan kun (tror jeg) få tilpasningen i boligmodellen til at gå hurtigere end i den nuværende boligmodel ved også at acceptere, at indkomsten har en væsentlig større effekt på kontantprisen (ved fx. at tillade et tredjegrads tidspolynomium som i afsnit 4), hvilket ikke umiddelbart virker acceptabelt af hensyn til de samlede modelegenskaber.

Forslag til hvordan vi forbedrer boligmodellen, herunder nedbringer dens tilpasningstid, modtages med taknemlighed. En mulighed kunne være at forsøge at forbedre usercostudtrykket (men jeg er ikke overbevist om at det lige er det, vi mangler). Man kan godt hævde at vi ikke opfanger løbetidsafkortning og evt. kreditliberaliseringer i vores usercostudtryk, men hvis vi antog at disse effekter var med, ville det så ikke blot betyde at vores usercost fra ca. 1990

skulle justeres nedad i stedet for opad ?

Bilag 1. Trender inkl. konstantled i alternative kontantprisrelationer

Nedenfor er vist trenderne i de to alternative kontantprisrelationer $dtphk3$ og $dtphk4$, jf. tabel 5.6 og tabel 5.7. Til sammenligning er i samme periode også vist den nuværende trend $dtphk$.

Figur 1. Trender i kontantprisrelationerne ($dtphk$, $dtphk3$ og $dtphk4$)

Bilag 2. Boligbeholdning (brutto), afskrivningsrate og nye identiteter.

Den nuværende ligning for boligafskrivninger har følgende udseende:

$$fIhv1 = 0.0099 \cdot Kh_{-1} \quad (1)$$

Dvs. antagelsen i ligningen for boligafskrivningerne er at afskrivningsraten udgør ca. 1% af boligbeholdningen. Ligning (1) fastlægger sammen med nettoinvesteringerne, $fIhn1$, bruttoboliginvesteringerne, $fIh (= fIhn1 + fIhv1)$.

For at definere en ny ligning for boligafskrivningerne skal der som udgangspunkt gøres en antagelse om afskrivningsratens størrelse. Da serierne for de nye boligafskrivninger, $bfIhvnr$, og bruttoboligbeholdningen, $bfKh$, er fastlagt fra 65-92, må bruttoafskrivningsraten umiddelbart kunne defineres som:

$$a = bfIhvnr/bfKh_{-1} \quad (2)$$

Afskrivningsraten er imidlertid ikke konstant, men varierer som følge af, at boligbeholdning og afskrivningstal ikke længere er modelberegnete.¹³ Det mest nærliggende er at fastlægge afskrivningsraten med værdien for sidste endelige år, dvs. 1992. Afskrivningsraten i 1992, a_{1992} er 0.0005, svarende til ca. 0.5% af boligbeholdningen (halveringen af afskrivningsraten skyldes at bruttoboligkapitalen er næsten dobbelt så stor som den nuværende boligbeholdning). Den nye ligning for afskrivninger og identiteterne for boligbeholdning og boliginvesteringer er:

$$bfIhvnr = a_{1992} \cdot bfKh_{-1} \quad (3)$$

$$fIh = bfIhnr + bfIhvnr \quad (4)$$

$$bfKh = bfIhnr + bfKh_{-1} \quad (5)$$

¹³Problemstillingen ved overgangen fra ADAM's nuværende data for boligbeholdning og afskrivninger til NR's nye kapitaltal, er nærmere beskrevet i "Data for boligbeholdning og afskrivninger" modelgruppepapir af LLR og HCO 30. September 1996.