

Skattepolitikken og ejerboligmarkedet – teori og empiri

Torben M. Andersen
Økonomisk Institut, Aarhus Universitet

Hans Jørgen Jacobsen
Økonomisk Institut, Københavns Universitet

Carsten Koch
Arbejderbevægelsens Erhvervsråd

Henrik Olejasz Larsen
BRF Kredit

Peter Birch Sørensen
Institut for Nationaløkonomi, Handelshøjskolen i København

SUMMARY: The tax reform proposals from the Danish Tax Reform Committee have sparked off a debate on the effects of changes in the capital income tax rate on the price of owner-occupied dwellings. This paper develops a general model of price formation in the market for owner-occupied housing and tests the model against empirical data for Denmark. The model predicts that the tax reform proposals of the Tax Reform Committee will have only modest effects on housing prices, contrary to the predictions of a simplified user-cost model which turns out to have no empirical basis at all.

Indledning

Boligmarkedet har traditionelt nydt en særlig politisk bevågenhed på grund af de store velfærds- og fordelingsmæssige konsekvenser, som udsving på dette marked kan have. Specielt har udviklingen indenfor de sidste 10-15 år vist, hvor konjunkturfølsomt ejerboligmarkedet er, og hvor ubehagelige konsekvenserne kan være for de forbrugere, der træffer beslutning om ejerboligforbrug på grundlag af fejlagtige forventninger om den fremtidige udvikling i priser, indkomster og skatteforhold. På denne baggrund er det naturligt, at diskussionen om skattereformforslaget fra Personbeskatningsudvalget (1992) i høj grad har fokuseret på virkningerne af en skattereform på ejerboligmarkedet. På grund af det relativt store antal teknisk insolvente boligejere og den aktuelle pressede situation i den finansielle sektor har der især været udtrykt bekymring for, at Personbe-

Skattepolitikken og ejerboligmarkedet – teori og empiri

Torben M. Andersen
Økonomisk Institut, Aarhus Universitet

Hans Jørgen Jacobsen
Økonomisk Institut, Københavns Universitet

Carsten Koch
Arbejderbevægelsens Erhvervsråd

Henrik Olejasz Larsen
BRF Kredit

Peter Birch Sørensen
Institut for Nationaløkonomi, Handelshøjskolen i København

SUMMARY: The tax reform proposals from the Danish Tax Reform Committee have sparked off a debate on the effects of changes in the capital income tax rate on the price of owner-occupied dwellings. This paper develops a general model of price formation in the market for owner-occupied housing and tests the model against empirical data for Denmark. The model predicts that the tax reform proposals of the Tax Reform Committee will have only modest effects on housing prices, contrary to the predictions of a simplified user-cost model which turns out to have no empirical basis at all.

Indledning

Boligmarkedet har traditionelt nydt en særlig politisk bevågenhed på grund af de store velfærds- og fordelingsmæssige konsekvenser, som udsving på dette marked kan have. Specielt har udviklingen indenfor de sidste 10-15 år vist, hvor konjunkturfølsomt ejerboligmarkedet er, og hvor ubehagelige konsekvenserne kan være for de forbrugere, der træffer beslutning om ejerboligforbrug på grundlag af fejlagtige forventninger om den fremtidige udvikling i priser, indkomster og skatteforhold. På denne baggrund er det naturligt, at diskussionen om skattereformforslaget fra Personbeskatningsudvalget (1992) i høj grad har fokuseret på virkningerne af en skattereform på ejerboligmarkedet. På grund af det relativt store antal teknisk insolvente boligejere og den aktuelle pressede situation i den finansielle sektor har der især været udtrykt bekymring for, at Personbe-

skatningsudvalgets forslag om en reduktion af skattesatsen for skattepligtig indkomst (og dermed for negativ kapitalindkomst) med ca. 12 procentpoints over fem år vil føre til nye betydelige prisfald på ejerboliger. I den forbindelse har Jens Lunde (1992) kritiseret Personbeskatningsudvalgets forventning om et prisfald på maksimalt 5-6% for at være alt for optimistisk.

I denne artikel præsenteres en teoretisk og empirisk analyse af prisdannelsen på ejerboliger, og der redegøres nærmere for baggrunden for det skøn over prisvirkningen af en skattereform, som er indeholdt i Personbeskatningsudvalgets rapport. Vi opstiller en generel teoretisk boligprisdannelsesmodel, der indeholder den såkaldte simple ydelsesmodel som et specialtilfælde. Den model, som ligger til grund for det i Lunde (1992) præsenterede prisskøn, er en variant af den simple ydelsesmodel. Både den generelle prisdannelsesmodel (kaldet den dynamiske tilpasningsmodel) og den simple ydelsesmodel underkastes herefter empirisk estimation på danske data. Det viser sig, at ydelsesmodellen er helt uden empirisk forklaringskraft sammenholdt med den dynamiske tilpasningsmodel, mens sidstnævnte model bekræfter de skøn over prisvirkningerne af en skattereform, som fremlægges i Personbeskatningsudvalgets rapport.

En teoretisk boligmarkedsmodel

Ejerboliger kan betragtes som et kapitalgode, der indgår i husholdningernes produktion af boligydelse. Den typiske private boligejer har derfor en dobbeltrolle dels som efterspørger af boligydelse og dels som udbyder af boligydelse på grundlag af ejendomsbesiddelse. For en analyse af boligmarkedet er det hensigtsmæssigt at opretholde en sondring mellem den boligydelse, en bolig kaster af sig i en given periode (flow), og boligen som kapitalgode (stock). Der arbejdes derfor med separate markeder for boligydelse og boliger – selvom en sådan opsplittning rent fysisk kun kan observeres for lejerboliger.

Da ejerboligmarkedet fundamentalt set fungerer som ethvert andet marked for kapitalgoder, er en analyse af dette marked et eksempel på anvendt investeringsteori. Med udgangspunkt i nyere investeringsteori opstilles og analyseres derfor først en generel, dynamisk model for boligmarkedet, og det undersøges, under hvilke forudsætninger den såkaldte ydelsesmodel fremkommer som et specialtilfælde af den generelle model. Derefter udbygges analysen med en kvalitativ diskussion af betydningen af kapitalmarkedsimperfektioner og transaktionsomkostninger for prisdannelsen.

Markedet for boligydelse

Vi indleder med en undersøgelse af markedet for boligydelse indenfor en enkelt periode. Ved fastlæggelsen af sin efterspørgsel efter boligydelse må den enkelte husholdning afveje, hvor stor en del af indkomsten, der skal anvendes på boligforbrug fremfor andet forbrug.

På makroplan er det derfor rimeligt at antage, at efterspørgslen efter boligydelse b i periode t er en stigende funktion af periodens samlede realindkomst y og af prisen på øvrige forbrugsvarer pc i forhold til prisen på boligydelse pb :

$$b_t = b \left[\frac{pc_t}{pb_t}, y_t \right]$$

For ejerboliger forekommer der kun undtagelsesvis fysisk handel med boligydelse (ved udlejning), og pb er følgelig ikke en pris i normal forstand, men snarere en skyggepris, der afspejler husholdningernes subjektive vurdering af værdien af boligydelsen. Udbudet af boligydelse afhænger af den til enhver tid værende bestand af boliger. Da det tager tid at opføre boliger, kan bestanden af boliger ikke ændres på helt kort sigt, og det følger, at udbudet af boligydelse er givet. Det antages forenkende, at udbudet af boligydelse er proportionalt med bestanden af boliger, således at

$$b_t = aB_{t-1}$$

hvor B_{t-1} er boligbestanden ved slutningen af periode $t-1$.

Overensstemmelse mellem udbud og efterspørgsel efter boligydelse,

$$aB_{t-1} = b \left[\frac{pc_t}{pb_t}, y_t \right]$$

implicerer – idet eksistensen af en løsning antages – en (skygge)pris for boligydelse, der kan skrives som

$$pb_t = pc_t h(y_t, B_{t-1}) \tag{1}$$

Prisen på boligydelse vil som følge af antagelserne ovenfor være stigende i pc og y samt faldende i B .

Markedet for boliger

Lad prisen på en boligenhed i periode t være q_t . Boligenheden producerer en boligydelse a , som har en værdi $pb_t a$, og boligen kan efter afskrivning δ sælges til en forventet pris $E(q_{t+1} | I_t)$ ved begyndelsen af næste periode, hvor I_t er information til rådighed i periode t . Endvidere pålægges boligen lejeværdibeskatning med lejeværdisatsen l og ejendomsskat (grundskyld), hvor m betegner ejendomsskatten opgjort i forhold til den samlede ejendomsværdi. Det antages, at såvel boligydelsen som skatter mm. forfalder til

betaling ved slutningen af perioden. Hvis man forudsætter et perfekt kapitalmarked og risikoneutralitet samt abstraherer fra transaktionsomkostninger, må følgende arbitragebetingelse gælde:

$$q_t r(1-\tau) = pb_t a + E(q_{t+1} | I_t) (1-\delta) - q_t - l\tau q_t - mq_t \quad (2)$$

hvor r er den nominelle rente, og τ er skattesatsen for kapitalinkomst. Venstresiden af (2) angiver det renteafløb, der opnås ved investering af beløbet q_t i en obligation, mens højresiden angiver nettoafkastet ved investering af samme beløb i en ejerbolig, når der tages højde for den forventede kapitalgevinst (eller -tab) på ejerboligen. Ved indsættelse af udtrykket (1) for pb_t fås

$$q_t = \frac{pc_t h(y_t, B_{t-1}) a + E(q_{t+1} | I_t) (1-\delta)}{1 + r(1-\tau) + l\tau + m} \quad (3)$$

Hvis man forenkler antager konstante rente- og skattesatser og forudsætter, at boligprisen ikke forventes at »eksplodere«, kan (2) ved gentaget substitution omskrives til

$$q_t = \frac{a}{1 + r(1-\tau) + l\tau + m} \sum_{i=0}^{\infty} \left[\frac{1-\delta}{1 + r(1-\tau) + l\tau + m} \right]^i E(pb_{t+i} | I_t) \quad (4)$$

hvor $E(pb_{t+i} | I_t)$ er forventningen til værdien af boligydelsen på tidspunkt $t+i$, givet tilgængelig information på tidspunkt t . Tolkningen af (4) er, at boliger efterspørges som kapitalgode op til det punkt, hvor værdien af de fremtidige boligudbetalinger, tilbagediskonteret med $r(1-\tau) + l\tau + m$, er lig boligprisen q_t .

Prisrelationen (3) bestemmer på et givet tidspunkt prisen for boliger, givet indkomsten, forbrugerpriserne, boligbestanden samt forventningerne til den fremtidige boligpris. Eftersom boligbestanden ligger fast på kort sigt, er boligprisen i det korte løb bestemt af beholdningsefterspørgslen, der igen er bestemt via arbitragebetingelsen (2). Da boligbestanden imidlertid kan ændre sig over tiden, blandt andet afhængigt af udviklingen i boligpriserne, kan prisrelationen (3) dog ikke bruges til en dynamisk analyse af boligpristilpasningen til ændrede vilkår for boligmarkedet. Dette kræver en indarbejdelse af mekanismerne til bestemmelse af ændringerne i boligbestanden.

Ligning (3) fremhæver det væsentlige forhold, at den forventede fremtidige boligpris påvirker den aktuelle boligpris. Jo højere prisen på boliger forventes at være i morgen, desto højere vil prisen være i dag og omvendt. Dette har f.eks. betydning, såfremt boligpriserne forventes at være stigende over tid, idet den forventede fremtidige prisstigning

vil lægge en bund under de aktuelle priser. Omvendt vil forhold, der mindsker boligpriserne i fremtiden, allerede i dag påvirke boligprisen i nedadgående retning.

Boligbestanden udvikler sig over tiden som

$$B_t = (1 - \delta)B_{t-1} + J_t \quad (5)$$

hvor J er nyinvesteringer i boliger. Boligbestanden reduceres løbende med afskrivningsraten δ og øges med bruttoinvesteringsaktiviteten.

Incitamentet til at bygge et nyt hus afhænger af forholdet mellem prisen på eksisterende huse q og omkostningerne c ved at bygge nyt. Hvis byggesektoren havde en ubegrænset kapacitet, ville der hele tiden blive bygget så meget, at

$$q_t = kc_t \quad (6)$$

hvor størrelsen k afspejler kvalitetsforskellen mellem eksisterende og nye huse. I dette tilfælde kan der altså ikke være nogen systematisk forskel mellem prisen på nyt og gammelt. Imidlertid er der ikke en uendelig stor kapacitet i bygge- og anlægssektoren, og der kan derfor være betydelige afvigelser fra (6) på kort sigt. På længere sigt kan kapaciteten selvfølgelig ændres. Det antages, at byggeinvesteringerne er givet som

$$J_t = F \left[\frac{q_t}{c_t}, J_{t-1} \right] \quad (7)$$

hvor begge forklarende variable indvirker på investeringsaktiviteten. Når det aktuelle investeringsniveau afhænger af investeringsniveauet i den forudgående periode, skyldes det eksistensen af tilpasningsomkostninger i byggesektoren – jo højere investeringsniveau i sidste periode, desto større kapacitet, og desto mere kan der bygges i dag¹.

Langsigtslige vægt

Hvis udviklingen i indkomsten, forbrugerpriserne, renten og de forskellige skattesatser betragtes som eksogent givet, og hvis det antages, at der ikke begås systematiske forventningsfejl (rationelle forventninger), udgør ligningerne (3), (5) og (7) et differensligningssystem, der kan benyttes til en dynamisk, partiel ligevægtsanalyse af udviklingen i huspriserne, boligbestanden og investeringsaktiviteten. Før dynamikken i dette system undersøges, er det af interesse at betragte systemets steady state tilstand, hvor alle reale størrelser er de samme periode efter periode, således at

1. Antagelsen om tilpasningsomkostninger med henblik på sikring af en veldefineret investeringsfunktion er standard i den nyere investeringslitteratur, jvf. Hayashi (1982), Blanchard og Abel (1983), og Precious (1987).

$$B_t = B_{t-1} = B^*$$

$$J_t = J_{t-1} = J^* = \delta B^*$$

$$q_t = kc_t$$

hvor k er bestemt ved

$$J^* = F(k, J^*)$$

Idet det antages, at byggeomkostningerne c i steady state følger den almindelige prisudvikling pc , må det i langsigtligvægt gælde, at $q_{t+1} = (1+\pi)q_t$, hvor π er den konstante inflationstakt. Hvis man endvidere forudsætter konstant realindkomst y^* og benytter approksimationen $\pi\delta = 0$, får man fra (3), at

$$(r(1-\tau) + l\tau + m + \delta - \pi)Q^* = h(y^*, B^*)a \quad (8)$$

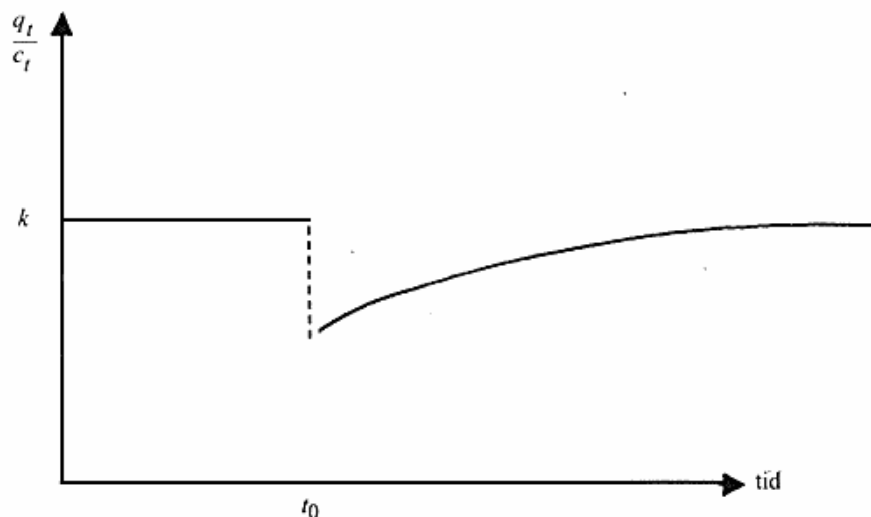
hvor Q^* er steady-state værdien af den reale ejerboligpris q_t / pc_t . Venstresiden angiver den reale user cost ved at besidde en bolig, mens højresiden angiver den reale steady-state værdi af boligydelser. Udtrykket siger således, at den marginale omkostning skal svare til den marginale værdi af boligbesiddelse. Da boligprisen er bestemt fra omkostningssiden, og y^* anses for eksogen, er det boligbestanden, der må ændre sig, indtil den balance er etableret.

Som sagt er boligpriserne på langt sigt alene bestemt af omkostningerne ved at bygge nyt, dvs. $q = kc$. Der er således en afgørende dikotomi mellem det korte og det lange sigt på boligmarkedet. På kort sigt er boligpriserne efterspørgselsbestemt givet boligbestanden, og på langt sigt er boligpriserne bestemt fra udbudssiden, medens størrelsen af boligbestanden er bestemt fra efterspørgselsiden.

Bemærk, at som del af steady-state tilstanden inkluderer man ofte betingelsen, at $q_t = c_t$, dvs. at prisen på eksisterende og nye huse skal være identiske. Dette er ingen nødvendighed. Det afgørende er, at der i steady state er et fast forhold mellem q og c , dvs. at q/c er konstant. Faktisk må man forvente, at der er en systematisk kvalitetsforskel mellem nye og eksisterende huse, således at $q < c$ er en nødvendig betingelse for langsigtligvægt.

Dynamisk analyse

Som nævnt er bestemmelsen af boligpriserne kvalitativt forskellig på kort og langt sigt, og derfor er en dynamisk analyse af boligpriserne tilpasning af interesse. Dette skal her gøres ved nogle eksempler, hvor kapitalindkomstskattesatsen τ nedsættes. Det anta-



Figur 1.

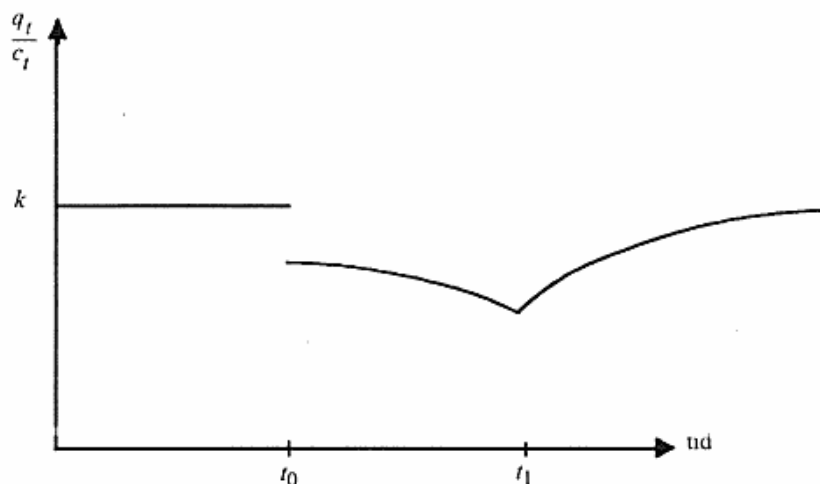
ges, at markedet i udgangssituationen befinder sig i en steady state tilstand, og de kvalitative egenskaber ved tilpasningen til den nye steady state analyseres under den forudsætning, at forventningerne til ejerboligpriserne er »fremadskuende« og rationelle².

Figur 1 viser tilpasningen til en uventet reduktion af beskattningen af kapitalindkomst. Det ses, at boligpriserne øjeblikkeligt falder, hvorefter priserne langsomt arbejder sig tilbage til steady state. Tilpasningsmekanismen er, at boligbestanden langsomt mindses via et fald i investeringsaktiviteten og den gradvise afskrivning af boligbestanden.

Figur 2 viser en situation, hvor den samme reduktion i kapitalindkomsts-katten indtræffer på tidspunkt t_1 , men allerede bliver kendt på tidspunkt t_0 ($< t_1$). Det ses, at boligpriserne falder allerede på det tidspunkt, skatteændringen bliver kendt, selvom den først bliver gennemført senere. Det skyldes, at de aktuelle priser afhænger af de (forventede) fremtidige priser, og da markedet får viden om en skatteændring, der vil betyde et fremtidigt fald i boligpriserne, spiller det over i de aktuelle boligpriser.

I figur 2 er det forudsat, at alle markedsdeltagere fra tidspunkt t_0 har fuld vished om, at skattesatsen for kapitalindkomst vil blive nedsat på tidspunkt t_1 . Betragt nu i stedet en situation, hvor der på tidspunkt t_0 er rygter om en skatteændring på tidspunkt t_1 . Ingen ved med sikkerhed om der kommer en ændring, men alle knytter en positiv sandsynlighed til en reduceret beskattning af kapitalindkomst. Figur 3 giver et eksempel på det til-

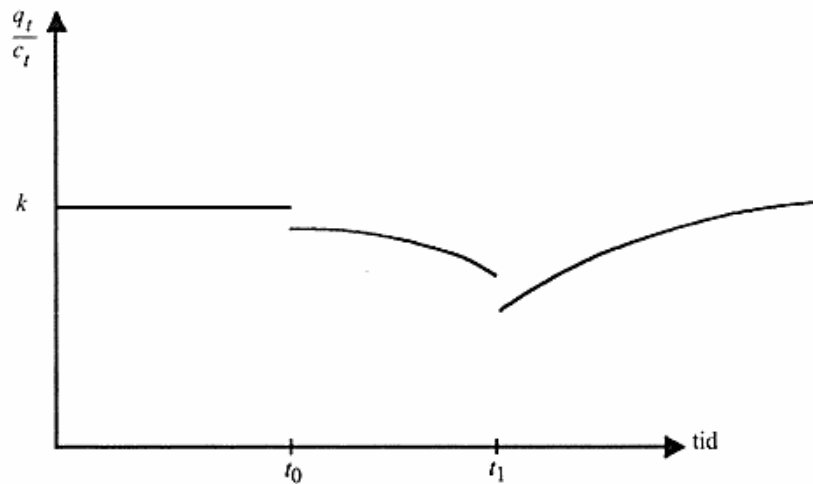
2. Vi skal senere argumentere for, at forventningsdannelsen på boligmarkedet ikke nødvendigvis indebærer en effektiv udnyttelse af al tilgængelig, relevant information. Alligevel kan det være nyttigt som et referencpunkt at arbejde med en antagelse om rationelle forventninger, før vi modificerer modellen ved introduktion af diverse imperfektioner.



Figur 2.

pasningsforløb, som kan følge. Det er givet, at der på tidspunkt t_0 vil komme et spring i priserne i nedadgående retning på grund af rygter, som alle knytter en vis tiltro til. Jo større tiltro, der er til rygter på tidspunkt t_0 , desto større er det umiddelbare prisfald, og omvendt. På tidspunkt t_1 , hvor skattesænkningen faktisk gennemføres, kan der som vist på figuren komme et yderligere prisfald som følge af, at enhver tvivl om realiteten i skatteændringen nu er fjernet. Hvis den faktiske sænkning af kapitalindkomstskattesatsen bliver mindre end størrelsen af den sænkning, som markedet tidligere knyttede en vis forventning til, kan der dog også fremkomme en prisstigning på tidspunkt t_1 , fordi markedet allerede har kapitaliseret en større forventet skattesatsreduktion end den faktisk gennemførte.

Tilpasningen til en ny langsigtligevægt på boligmarkedet sker som nævnt via ændringer i boligbestanden. Da bruttoinvesteringerne nødvendigvis må være ikke-negative, kan denne tilpasningsmekanisme blive bremset, såfremt boligmarkedet udsættes for en meget drastisk ændring, der nødvendiggør en stor tilpasning af boligbestanden i nedadgående retning. Da investeringerne ikke kan være negative, er det eneste, der i denne situation kan give en tilpasning, den nedslidning af boligbestanden, som hele tiden sker (afskrivningerne δ). I det tilfælde bliver tilpasningsprocessen forlænget, og resultatet bliver, at boligpriserne nødvendigvis må falde endnu mere på helt kort sigt. Der er her tale om de relative boligpriser, dvs. prisen i forhold til byggeomkostningerne. Udviklingen i de nominelle boligpriser afhænger selvfølgelig af den underliggende inflationstakt.



Figur 3.

Et specialtilfælde: Den simple ydelsesmodel

Den såkaldte »simple ydelsesmodel« for ejerboligprisdannelsen fremkommer som et specialtilfælde af den generelle model ovenfor. Det er varianter af den simple ydelsesmodel, som har ligget til grund for påstanden om, at Personbeskatningsudvalgets skatte-reformforslag vil føre til ejerboligprisfald i størrelsesordenen 18-20%; se f.eks. Lunde (1992).

Den simple ydelsesmodel har den egenskab, at ejerboligprisen i forbindelse med f.eks. en skatteændring øjeblikkeligt tilpasser sig sådan, at den reale nettoydelse på boligen er uændret. Ved den »reale nettoydelse« forstås her simpelthen den samlede reale user-cost, dvs. den reale efter-skat udgift til forrentning og afskrivning af den samlede boligkapital³. Ydelsesmodellen fås af den generelle model ved at antage, at

$$h(y_t, B_{t-1}) = \bar{g} \text{ for alle } t \quad (9)$$

$$pc_{t+1} = (1+\pi)pc_t, \text{ for alle } t \quad (10)$$

Disse forudsætninger betyder naturligvis i kraft af (1), at $pb_{t+i} = pc_{t+i} g = pc_t (1+\pi)^i \bar{g}$ for alle t , og det følger da af (4), at

3. Den simple ydelsesmodel kunne derfor også kaldes »den simple user-cost model«.

$$q_t = \frac{a}{1 + r(1 - \tau) + l\tau + m} \sum_{i=0}^{\infty} \left[\frac{(1 - \delta)(1 + \pi)}{1 + r(1 - \tau) + l\tau + m} \right]^i pc_i \cdot \bar{g} \quad (11)$$

$$= \frac{apc_i \cdot \bar{g}}{r(1 - \tau) + l\tau + m - \pi + \delta}$$

hvor approximationen $\pi\delta = 0$ igen er anvendt.

Ligning (11) er den simple ydelsesmodel, der som sagt hviler på antagelserne (9) og (10). Antagelsen (10) om en konstant underliggende inflationsrate er en uskyldig analytisk simplificering på linie med antagelserne om en konstant nominel rente, skattesats osv. Forudsætningen (9) er derimod kritisk. Ifølge (9) er den reale værdi af den boligydelse, som en boligenhed afkaster, konstant i alle fremtidige perioder. For en eksogent givet, konstant indkomst kan dette kun lade sig gøre, hvis boligbestanden er konstant, jvf. (1). I en partiel ligevægtsanalyse af boligmarkedet kan det være rimeligt at holde indkomsten konstant, men forudsætningen om en konstant boligbestand er kun holdbar i steady state, sådan som det fremgår af analysen ovenfor. Ydelsesmodellen er derfor implicit baseret på, at boligmarkedet hele tiden er i langsigtligevægt. *Modellen er dermed uanvendelig til dynamiske analyser, og følgelig er den også uegnet til at belyse de kortsigtede virkninger af ændringer i forhold af betydning for boligmarkedet.*

Det er endvidere værd at bemærke sig, at kausaliteten i den simple ydelsesmodel går i modsat retning af kausaliteten i steady-state relationen (8) fra den generelle boligmarkedsmode. Ifølge (8) er boligpriserne i steady state bestemt fra udbudssiden, og heraf følger, hvad værdien af boligydelse og dermed boligbestanden må være i steady state. I modsætning hertil benytter Lunde (1992) en ligning svarende til (11) til bestemmelse af boligpriserne ud fra en eksogent givet værdi af boligydelsen. Værdien af boligydelsen må rimeligvis afhænge af boligbestandens størrelse, og at anlægge den betragtning, at denne er upåvirkelig af boligpriserne i al fremtid, kan næppe siges at være et rimeligt udgangspunkt for en vurdering af boligpriseeffekterne. Selv ikke på kort sigt, hvor boligbestanden faktisk er konstant, vil ydelsesmodellen give et korrekt billede af prisvirkningen, fordi der ved en mekanisk anvendelse af modellen ses bort fra det forhold, at et boligprisfald i dag alt andet lige må føre til forventninger om prisstigninger i fremtiden, givet byggeomkostningernes rolle som »anker« for boligpriserne i det lange løb.

Dertil kommer, at såvel ydelsesmodellen som den tidligere opstillede mere generelle model ser bort fra en række forhold, som yderligere trækker i retning af at dæmpe den kortsigtede prisvirkning af skatteændringer. Disse forhold skal nu omtales nærmere.

Udvidelser af grundmodellen: Transaktionsomkostninger, likviditetsbegrænsninger og ineffektiv informationsudnyttelse

Den tidligere gennemførte teoretiske analyse af boligmarkedets dynamiske tilpasning forudsatte fremadskuende og »rationelle« forventninger. Det må imidlertid forventes, at privat information af relevans for prissætningen af ejerboliger er længere tid om at slå igennem på priserne end tilsvarende information på markeder for finansielle aktiver som f.eks. aktier og obligationer. Med andre ord må det forventes, at ejerboligpriserne ikke er »informationsmæssigt efficiente«, således at velinformerede boligkøbere og -sælgere har en fordel frem for andre aktører på ejerboligmarkedet.

Der er flere begrundelser for denne hypotese om en langsom tilpasning. For det første er ejerboliger ikke et standardiseret produkt, hvor der kan ske en enkel prissammenligning mellem én bolig og en anden. Den enkelte ejerbolig har en »pakke« af særlige karakteristika, der ikke nødvendigvis kan prissættes entydigt, fordi de ikke kan handles isoleret. Derfor kan den »rigtige« boligpris vanskeligt fastsættes alene ud fra en hypotese om fravær af arbitragemuligheder.

For det andet er handel med ejerboliger forbundet med meget store transaktionsomkostninger, typisk 7-10% af kontantprisen ved et samtidigt køb og salg. Transaktionsomkostninger betyder generelt, at der vil være et interval af priser, som er forenelige med fraværet af arbitragemuligheder, jævnfør f.eks. Dermody og Rockafellar (1991).

For det tredje er det generelt ikke muligt at »gå kort« i ejerboliger. Den, der har information af relevans for boligprisen, og som mener, at den aktuelle pris er for høj, har ikke mulighed for direkte at kommunikere dette ved sin adfærd på boligmarkedet, med mindre vedkommende ejer en bolig, og i dette tilfælde kan vedkommende kun sælge denne ene bolig. Det kan på denne baggrund forventes, at information, der bør lede til prisstigninger, vil slå hurtigere igennem på priserne end information, der bør lede til prisfald.

For det fjerde betyder skattereglerne, at det er vanskeligere at udnytte positiv privat information på boligmarkedet ud over ejerskabet af én ejerbolig.

For det femte betyder eksistensen af »moral-hazard«-problemer, at boligkøbere kan løbe ind i likviditetsbegrænsninger. En agent har f.eks. viden om, at en bestemt ejendom bør stige i værdi. Hvis agenten kun har ringe eller negativ egenkapital, kan det være vanskeligt at få adgang til at lånefinansiere boligkøbet, bl.a. fordi informationen netop er privat.

Ovenstående overvejelser sandsynliggør følgende scenario, som har en vis aktuel relevans:

Antag at en delgruppe af de potentielle og faktiske boligejere får information, som betyder, at ejerboligernes pris bør falde. Delgruppen kunne f.eks. bestå af dem, der følger den skattepolitiske debat. De, der ikke ejer boliger, har ikke mulighed for at »gå kort«. De, der ejer boliger, holdes i et vist omfang tilbage fra at sælge disse på grund af de høje

transaktionsomkostninger. Informationen spredes derfor ikke umiddelbart. Den spredes derimod over tid. Af de informerede agenter vil de, der ellers ville have købt boliger, ønske at udskyde købet. De, der planlægger at fraflytte en ejerbolig for at flytte i lejebolig, vil fremskynde dette for at drage fordel af det for høje prisniveau. Ad denne vej, dvs. gennem påvirkningen af timingen af køb og salg, spredes informationen. Dette må forventes at ske med nogen forsinkelse, idet de uinformerede boligkøbere ikke umiddelbart kan skelne denne adfærd fra den stokastik, der i øvrigt vil være i boligudbud og boligefterspørgsel.

Case og Shiller (1989) undersøger på data fra en række amerikanske byområder, om der er trends i boligprisindeks. De når frem til følgende konklusion: »We interpret these results as substantial evidence that there is inertia in housing prices«. Et overfladisk studium af prisudviklingen på ejerboliger i Danmark synes også at give belæg for, at der er en positiv autokorrelation i priserne, som ikke er forenelig med informationsmæssig efficiens.

Yderligere betragtninger om likviditetens betydning

Tilstedeværelsen af store transaktionsomkostninger ved boligomsætning og risikoen for ikke løbende at kunne optage ny gæld vil gøre, at boligkøberen vil lægge vægt på likviditeten i boligkøbet.

Som følge af de høje transaktionsomkostninger vil boligkøbere ønske at sikre sig, at de ikke tvinges til at sælge boligen i utide og dermed realisere det tab, transaktionsomkostningerne er udtryk for. Hvis indkomsten er behæftet med usikkerhed, vil boligkøberen erhverve en billigere bolig i lyset af transaktionsomkostningerne i forhold til en tænkt situation uden disse omkostninger.

Muligheden for likviditetsbegrænsninger trækker i samme retning. Da boligejeren ikke kan være sikker på at kunne foretage løbende låntagning, f.eks. p.gr.a. muligheden for prisfald på boligen, vil boligejeren ønske allerede fra tidspunktet for boligkøbet at sikre sig en ydelse, der med rimelig sandsynlighed kan betales af den løbende, usikre indkomst, og altså ikke forlade sig på muligheden for at låne yderligere eller sælge boligen. Derfor kan ydelsesforløbet på realkreditlån, som i praksis er den længstløbende, uopsigelige kredit, en boligkøber kan få, påvirke boligkøbene og dermed boligpriserne.

Endvidere vil muligheden for likviditetsbegrænsninger selvsagt forstærke effekten af ændringer i husholdningernes aktuelle, disponible indkomst på boligefterspørgslen og ejerboligpriserne.

Disse forhold er baggrunden for, at der i Personbeskatningsudvalgets rapport er lagt betydelig vægt på at beregne det ejerboligprisfald, der er nødvendigt for at sikre, at (nutidsværdien af) den samlede reale nettoboligydelse efter skat forbliver upåvirket af udvalgets forslag om en lavere skattesats for negativ nettokapitalindkomst. Man kan opfatte disse beregninger som et resultat af anvendelse af en »ejendomsrådgiverydelsesmo-

del«, der synes at have betydelig gennemslagskraft i praksis. Forskellen mellem »ejendoms­mæglermodellen« og den tidligere omtalte simple ydelsesmodel er, at user cost i sidstnævnte model alene inkluderer den del af terminsydelsen, der består af renter, hvorimod »ejendoms­mæglermodellen« også inkluderer den del af ydelsen, der består af afdrag. »Ejendoms­mæglermodellen« giver således et rationale for, at opstramningen af belåningsvilkårene for ejerboliger som led i den såkaldte »kartoffelkur« øjensynligt ind­virkede negativt på ejerboligpriserne.

Samspelet med markedet for lejerboliger

I den model for ejerboligmarkedet, som er opstillet ovenfor, har vi modelleret hus­holdningernes valg som resultat af en afvejning mellem ejerboligydelser og »øvrige for­brugsvarer«. Der er således ikke taget eksplicit hensyn til samspelet mellem markederne for ejer- og lejerboliger. Koblingen mellem de to markeder kan dog indbygges på en me­get rudimentær måde ved at antage, at de »øvrige forbrugsvarer« inkluderer lejerbolig­ydelse, således at vort forbrugerprisindeks pc inkluderer nettohuslejen i udlejningssek­to­ren. Det ses da af ligning (1), at en stigning i nettohuslejen i lejersektoren via en stig­ning i pc vil medføre en stigning i den implicitte pris på ejerboligydelser, fordi der indu­ceres en substitution over mod ejerboliger⁴.

Eksistensen af denne substitutionseffekt har betydning for vurderingen af virkningen på ejerboligpriserne af Personbeskatningsudvalgets forslag til en skattereform. Udvalget foreslår nemlig, at der som led i finansieringen af de foreslåede marginalskattelettelser indføres en udligningsskat på udlejningsejendomme, der procentuelt nogenlunde mod­svares den stigning i boligejernes nettoboligudgift, som følger af den lavere skattesats for negativ nettokapitalindkomst. En indførelse af en sådan udligningsskat vil selvsagt bidrage til at begrænse skattereformforslagets negative virkning på ejerboligpriserne; et forhold, der er blevet negligeret af Personbeskatningsudvalgets kritikere, herunder Lun­de (1992).

Sammenfatning af de teoretiske overvejelser

Vi har ovenfor opstillet en dynamisk, partiel ligevægtsmodel for ejerboligmarkedet med henblik på en teoretisk forklaring af tilpasningen i ejerboligpriserne. Vi så, at ejer­boligpriserne på kort sigt er bestemt alene fra markedets efterspørgselsside, mens de på langt sigt er bestemt af byggeomkostningerne, dvs. fra udbudssiden. Byggeomkostnin­gerne virker således som et »anker« for boligprisudviklingen: Et indgreb der på kort sigt presser prisen på eksisterende boliger væsentligt ned under byggeomkostningerne, vil i

4. Som det vil fremgå senere, antyder vore empiriske estimationer faktisk, at der er komplementaritet mel­lem ejerboligforbrug og »øvrigt forbrug«. Dette udelukker selvsagt ikke, at der kan være substitution mel­lem ejerboligforbrug og den delmængde af det »øvrige forbrug«, der består af lejerboligforbrug.

et fremadskuende marked føre til forventninger om fremtidige boligprisstigninger, og disse forventede fremtidige prisstigninger vil i sig selv lægge et »gulv« under det kortsigtede prisfald.

Vi så endvidere, at man under en række stærkt restriktive antagelser kan udlede den simple ydelsesmodel som et specialtilfælde af den mere generelle boligmarkedsmode. Det væsentligste principielle kritikpunkt mod den simple ydelsesmodel er, at den totalt undertrykker den dynamiske tilpasning på boligmarkedet ved at antage, at såvel boligbestanden som realværdien af ejerboliggydelser er konstante ikke bare på kort sigt, men også på langt sigt. Ydelsesmodellen vil derfor klart overvurdere den langsigtede prisseffekt af en ændret skattesats for kapitalindkomst, men også på kort sigt – hvor boligbestanden faktisk er konstant – vil ydelsesmodellen overvurdere kapitaliseringseffekten af en ændret skattesats, fordi modellen negligerer, at prisfald i dag vil tendere at give forventninger om prisstigninger i morgen p.gr.a. byggeomkostningernes rolle som langsigtet anker for boligpriserne.

Den simple ydelsesmodel overvurderer endvidere prisseffekten af skatteændringer ved at se helt bort fra transaktionsomkostninger, likviditetsbegrænsninger og ineffektiv informationsudnyttelse, idet disse forhold alle trækker i retning af trægheder i pristilpasningen. Vi argumenterede, at en hensyntagen til disse forhold snarere kunne begrunde anvendelse af den såkaldte »ejendomsmæglermodel«, hvor man ikke alene indregner renter, men også afdrag på boliggælden i den »user cost« for ejerboliger, der anvendes til beregning af den kortsigtede ligevægtspris på ejerboligmarkedet.

Som vi skal se i det følgende, underbygger en empirisk analyse den hypotese, at den simple ydelsesmodel giver stærkt vildledende forudsigelser om bestemmelsen af boligpriserne, hvorimod en estimeret version af den generelle, dynamiske tilpasningsmodel for boligmarkedet synes at have en rimelig forklaringskraft.

Test af prisdannelsesmodellerne

Den generelle boligprismodel

Udgangspunktet for en empirisk test af den generelle boligprismodel opstillet ovenfor er en sondring mellem mekanismerne bag prisdannelsen på kort og på langt sigt.

På kort sigt finder vi fra (3), at boligprisen for en given boligbestand er bestemt fra efterspørgselssiden. Idet vi generaliserer (3), får vi altså på kort sigt, at

$$q_1 = p(p c_t, y_t, B_{t-1}, 1+r(1-\tau) + l\tau+m, E(q_{t+1} | I_t), \delta) \quad (12)$$

mens prisen på langt sigt er bestemt fra udbudssiden og lig

$$q = kc \quad (13)$$

Tabel 1. Kointegrationsvektor.

Afhængig variabel $\log q$	
Konstant	0.05 ** (2.84)
$\log pih$	0.49 ** (10.24)
$\log phgk$	0.38 ** (12.49)
R^2	0.995
SSR	0.14
Augmented Dickey-Fuller test Statistic I(1)/I(0)	
1, uden konstantled og trend	-4.17 **
2, med konstantled, uden trend	-4.11 **
3, med konstantled og trend	-3.99 *

Anm.: Estimationsperiode 1955-91.

Note: * signifikant på 10%-niveau, **signifikant på 5%-niveau. Tal i parentes er t -værdier.

Ved estimation af modellen vil vi benytte Engle og Granger's (1987) to-trinsprocedure, hvor de langsigtede sammenhænge estimeres først, hvorefter kortsigtsdynamikken (tilpasningen til langsigtslige vægt) fastlægges. Vi starter således med at afprøve hypotesen om, at boligpriserne på langt sigt er bestemt fra udbudssiden. For at teste dette må vi specificere omkostningerne ved at bygge huse, og vi antager forenklede, at omkostningerne ved at bygge et hus afhænger af bygeomkostningerne pih og grundpriserne $phgk$, dvs.

$$c = f(pih, phgk)$$

Vi antager, at denne sammenhæng er log-lineær, så vi kan udtrykke den langsigtede boligpris ved

$$\log c = \alpha_0 + \alpha_1 \log pih + \alpha_2 \log phgk$$

En nødvendig – men ikke tilstrækkelig – betingelse for, at (13) holder på langt sigt er, at der kan findes en kointegrationsvektor for $\log q$ og $\log c$. Ved estimation af kointegrationsvektoren

$$\begin{aligned} \log q &= \log k + \log c_t + z \\ &= \rho_0 + \alpha_1 \log pih + \alpha_2 \log phgk + z \end{aligned}$$

hvor $\rho_0 = \log k + \alpha_0$, skal residualledet z altså være integreret af o 'te orden.

Tabel 1 viser resultatet af denne estimation. Det fremgår, at man ikke kan afvise hypotesen om den langsigtede sammenhæng mellem ejerboligpriser og byggeomkostninger.

Selvom boligpriserne på langt sigt er bestemt fra omkostningssiden, er det også klart, at priserne på kort sigt varierer betydeligt i forhold til omkostningsudviklingen. Problemet er derfor nu at finde en model til forklaring af afvigelserne i boligpriserne fra den langsigtede ligevægt. Vi skal med andre ord modellere den kortsigtede »uligevægt« og dermed tilpasningsprocessen på boligmarkedet, dvs. processen fra (12) til (13).

I en given periode, hvor vi ikke er i langsigtsligevægt, er der ifølge den netop gennemførte estimation en afvigelse mellem den aktuelle boligpris og den langsigtede boligpris på $ciu_t = \log q_t - (0.05 + 0.49 \log pih_t + 0.38 \log phgk_t)$. Markedet tilpasser sig for at eliminere denne »uligevægt«, men tilpasningsprocessen tager tid, da den virker gennem ændringer i boligbestanden. Vi kan formalisere denne tilpasningsproces ved en generaliseret udgave af den partielle tilpasningsmodel givet som

$$\Delta ciu = \alpha + \beta(B)ciu \quad (14)$$

hvor $\beta(B)$ er et polynomium i lag-operatoren B af formen $\beta_1 B + \beta_2 B^2 + \dots + \beta_n B^n$.

Fortolkningen af (14) er, at der hele tiden er en tilpasning i gang, til eliminering af uligevægte opstået i fortiden.

Tilpasningen mod langsigtsligevægten foregår imidlertid ikke uforstyrret. Der er hele tiden ændringer i forhold af betydning for prisdannelsen på boliger på kort sigt. Disse kan sammenfattes ved ændringerne i den kortsigtede ligevægtspris, jfr. (12), og dermed ved ændringerne i p -funktionen. Tages der højde for disse ændringer eller stød til boligmarkedet, får vi en dynamisk tilpasningsmodel med følgende udseende

$$\Delta ciu = \alpha + \beta(B)ciu + \gamma(B)\Delta \log p(\cdot) \quad (15)$$

hvor $\gamma(B)$ er et lagpolynomium i lag-operatoren af formen $\gamma_1 + \gamma_2 B + \dots + \gamma_n B^n$.

Ligningen (15) kan gives en tolkning som en udvidet fejlkorrigeringsmodel.

Ifølge (15) vil ændringer i »uligevægten« på boligmarkedet og dermed tilpasningen henimod den langsigtede ligevægt afhænge af »uligevægten« i fortiden samt af ændringer i variable af betydning for prisdannelsen på boliger på kort sigt. Der ligger heri en antagelse om, at tilpasningen på boligmarkedet til den langsigtede ligevægt tager tid, samt at der løbende er ændringer i forhold af relevans for boligmarkedet. Vi observerer derfor hele tiden et boligmarked i en tilpasningsproces henimod en langsigtet ligevægt, der løbende ændrer sig. Lagspecifikationen for ændringer i p -funktionen er endvidere valgt på en måde, som muliggør en tolkning, hvor prisen på boliger ikke øjeblikkeligt tilpasser

Tabel 2. Estimation af dynamisk tilpasningsmodel.

Afhængig variabel $Dciu_t$	Generel	Specifik
Konstant	-0.03 (-0.96)	-
ciu_{t-1}	0.38 (2.33)	-
ciu_{t-2}	-0.69 (-4.52)	-0.44 (-5.16)
$D \log B_{t-1}$	-1.86 (-1.28)	-0.44 (-5.16)
$D \log B_{t-2}$	1.76 (1.38)	-
$D \log (1+r(1-\tau)+\tau)_t$	-2.63 (-3.07)	-3.52 (-5.57)
$D \log (1+r(1-\tau)+\tau)_{t-1}$	1.28 (1.30)	-
$D \log y_t$	-0.17 (-0.67)	-
$D \log y_{t-1}$	1.09 (2.63)	0.47 (3.35)
$D \log pc_t$	-1.14 (-2.67)	-0.24 (-2.68)
$D \log pc_{t-1}$	1.11 (2.38)	-
R^2	0.82	0.74
SSR	0.019	0.03
SD	0.02	0.03
DW	2.15	1.51

Anm.: Estimationsperiode 1958-91.

Note: Tallene i parentes er t -værdier.

sig, så den ønskede boligbeholdning straks bringes i overensstemmelse med den til enhver tid givne boligbestand.

Afvigelsen mellem de kortsigtede og langsigtede boligpriser, eller hvad der kunne betegnes den kortsigtede »uligevægt« (ciu) på boligmarkedet, er ovenfor bestemt som

$$ciu_t = \log q_t - (0.05 + 0.49 \log pih_t + 0.38 \log phgk_t) \quad (16)$$

Vi skal nu søge at bestemme ciu_t på grundlag af de faktorer, der ifølge ligning (12) er

bestemmende for de kortsigtede udsving i boligpriserne. Vi vælger derfor at estimere følgende konkrete model

$$\begin{aligned} \Delta ciu = & a_0 + a_1 ciu_{t-1} + a_2 ciu_{t-2} + b_1 \Delta \log B_{t-1} \\ & + b_2 \Delta \log B_{t-2} + b_3 \Delta \log (1+r(1-\tau)+\tau l)_t + b_2 \Delta \log (1+r(1-\tau)+\tau l)_{t-1} \\ & + b_7 \Delta \log y_t + b_8 \Delta \log y_{t-1} + b_9 \Delta \log pc_t + b_{10} \Delta \log pc_{t-1} \end{aligned} \quad (17)$$

hvor lag-længden i polynomierne $\beta(B)$ og $\gamma(B)$ er begrænset for ikke at udtømme antallet af frihedsgrader. Bemærk, at det er den *nominelle* user cost $r(1-\tau)+\tau l^5$, der indgår på højresiden af (17), mens ændringerne i forbrugerpriserne indgår som et selvstændigt led, da de både påvirker den reale user cost (via realrenten) og udviklingen i værdien af boligydelse.

Ved estimation af (17) benyttes data fra ADAM's databank, herunder databankens udtryk for den nominelle user cost, der bygger på et skøn over den gennemsnitlige kapitalindkomstskattesats. Der startes med estimation af den generelle formulering i (17), hvorefter variable, som ikke er signifikante på et 5%-niveau, successivt udelades. Resultatet af denne »general to specific«-metode (Hendry's metode) fremgår af tabel 2. Idet vi koncentrerer os om den specifikke model, ser vi at

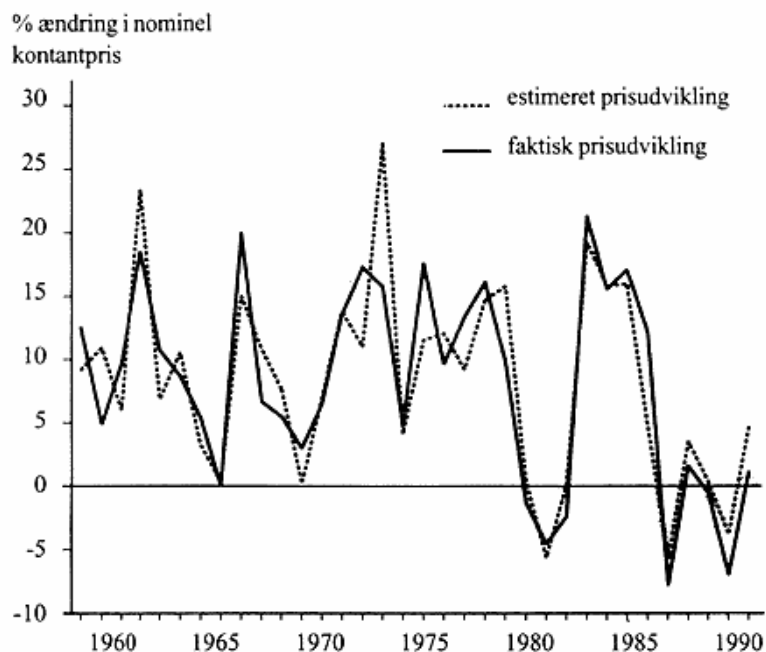
i) tilpasningsdynamikken virker: Uligevægte vil langsomt blive elimineret, jævnfør den negative koefficient til laggede uligevægte *ciu*. Endvidere ses, at konstantleddet er insignifikant. Steady-state løsningen af modellens specifikke form indebærer dermed at $ciu=0$, hvilket er konsistent med den underliggende teori

ii) ændringer i boligbestanden er ikke signifikante. Dette kan opfattes som et problem for modellen, der netop har denne variabel med. Reelt er det dog næppe noget problem, da modellen samtidig implicerer, at ændringer i boligbestanden netop er bestemt af *ciu*, der jo er en indikator for profitabiliteten ved at bygge nyt. Estimation af en boliginvesteringsrelation i Andersen (1991) viste da også, at *ciu* forklarer ejerboliginvesteringerne meget pænt. Når boligbestanden glider ud i prismodellens specifikke form, skyldes det derfor formodentlig multikollinearitet

iii) den nominelle user cost er klart signifikant med det korrekte fortegn, og det samme er indkomsten. Prisen på andet forbrug har en negativ koefficient, hvilket kan tolkes sådan, at der er komplementaritet mellem boligforbrug og andet forbrug.

Figur 4 illustrerer den faktiske årlige ændring i de nominelle ejerboligpriser sammenholdt med de ændringer, der kan beregnes ved hjælp af den estimerede specifikke mo-

5. Ejendomsskatter er udeladt fra user-cost udtrykket, idet vi har valgt at benytte de »officielle« user-cost data fra ADAM's databank, hvor ejendomsskatter ikke indgår.



Figur 4. Ændringer i kontantprisen på ejerboliger – faktiske og ifølge dynamisk tilpasningsmodel.

del. Sammenfattende kan det konkluderes fra tabel 2 og figur 4, at den estimerede dynamiske tilpasningsmodel for ejerboligpriserne synes at have en rimelig forklaringskraft⁶.

Test af den simple ydelsesmodel

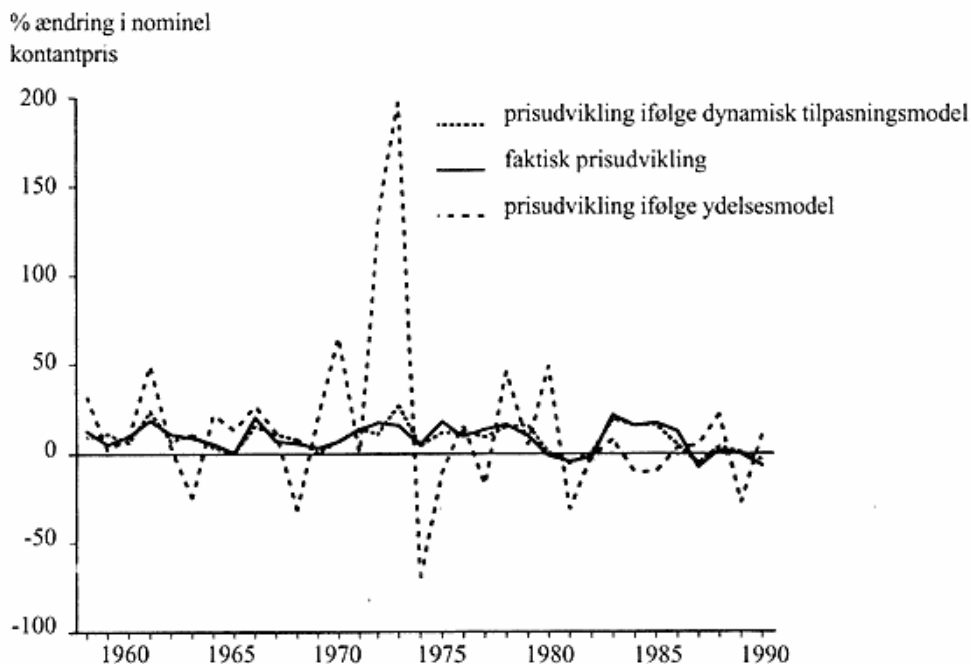
Ifølge den simple ydelsesmodel (11) har vi, at

$$Q_t = \frac{q_t}{pc_t} = \frac{\bar{g}^a}{u_t} \quad (18)$$

hvor Q er den reale ejerboligpris, og u betegner reale user cost $u_t = r(1-\tau) + 1\tau + m + \delta - \pi$. (18) implicerer

$$\frac{Q_t}{Q_{t-1}} = \frac{u_{t-1}}{u_t} \quad (19)$$

6. Der er gennemført en række standardtests for misspecifikation af den dynamiske tilpasningsmodel. Disse viser, at modellen ikke synes at lide af fejlspecifikation.



Figur 5. Faktiske og estimerede ændringer i kontantprisen for ejerboliger.

En direkte konfrontation med data fås derfor ved at beregne henholdsvis højre- og venstresiden af dette udtryk og sammenligne disse: Er modellen korrekt, må der ikke være systematiske afvigelser mellem de to serier.

Inden dette gøres, må der påpeges et problem, der allerede i sig selv stiller et stort spørgsmålstejn ved ydelsesmodellen: Ved anvendelse af data for nominelle user costs og forbrugerprisstigninger fra ADAM's databank finder man, at de *reale* user costs i en periode i 70'erne bliver negative, såfremt man benytter en bygningsafskrivningsrate på 2% (ejendomsskatter m er sat til $1/2\%$). Negative user costs implicerer ifølge ydelsesmodellen negative ejendomspriser, hvilket vi tillader os at betragte som urealistisk. Der er derfor i det følgende arbejdet med den antagelse, at summen af ejendomsskatter og afskrivninger er 6.5%, hvilket sikrer, at de reale user costs er positive i hele observationsperioden⁷.

Figur 5 viser igen de faktiske årlige ændringer i de nominelle huspriser sammenholdt med de ændringer, der forudsiges af henholdsvis den simple ydelsesmodel (19) og den dynamiske tilpasningsmodel. Det fremgår, at ydelsesmodellen implicerer væsentligt større udsving i priserne, end der faktisk er observeret. Modellen overreagerer simpelt-

7. For at sikre positive værdier af reale user cost ville en værdi på 3.5% være tilstrækkelig. Dette vil imidlertid betyde en værdi af user cost tæt på nul i visse år. Såvel ændringen i som den logaritmiske værdi af user costs i disse år vil derfor antage en ekstrem værdi, hvilket vil »forurene« estimationerne betragteligt. Sådanne estimationer har været forsøgt, og i alle tilfælde kom user cost ud stærkt insignifikant. Tallet 6.5% er valgt ved en skønmæssig afvejning mellem at løse dette tekniske problem og ikke (implicit) at sætte en meget stor afskrivningsrate på boliger.

Tabel 3. Test af den simple ydelsesmodel.

Estimationsperiode 1959 – 91

Version 1: Real ændringsmodel

$$Q_t / Q_{t-1} = 1.02 - 0.01 (u_{t-1}/u_t); R^2 = 0.994, \text{RSS} = 0.20, \text{DW} = 1.41$$

(0.05) (0.05)

Version 2: Real loglineær model

$$\log Q_t = -0.46 - 0.13 \log u_t; R^2 = 0.38, \text{RSS} = 0.46, \text{DW} = 0.53$$

(0.17) (0.06)

Version 3: Nominel loglineær model med inflationseffekt

$$\log q_t = -0.46 - 0.14 \log u_t + 1.07 \log pc_t; R^2 = 0.988, \text{RSS} = 0.37, \text{DW} = 0.72$$

(0.15) (0.05) (0.03)

Note: Tallene i parentes er standardafvigelser.

hen i forhold til de faktiske udsving i priserne, sådan som man også skulle forvente på baggrund af de tidligere gjorte teoretiske overvejelser.

Figuren udgør ikke noget egentligt test af ydelsesmodellen, men et sådant kan konstrueres på følgende måde. Estimér

$$\frac{Q_t}{Q_{t-1}} = a_0 + a_1 \left[\frac{u_{t-1}}{u_t} \right] \quad (20)$$

Såfremt ydelsesmodellen er korrekt, vil det implicere, at

$$a_0 = 0 \wedge a_1 = 1$$

Ligning (20) er i tabel 3 betegnet som en »Real ændringsmodel«. Alternativt kunne vi fra (18) vælge en logaritmisk formulering og estimere

$$\log Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log u_t \quad (21)$$

Ydelsesmodellen implicerer nu, at

$$\alpha_1 = -1$$

I tabel 3 er (21) betegnet som en »Real loglineær model«.

Som et alternativ til disse modeller til bestemmelse af den *reale* ejerboligpris kunne man endelig ud fra (18) samt definitionen af den reale boligpris estimere følgende relation (i tabel 3 betegnet som en »Nominel loglineær model med inflationseffekt«) til bestemmelse af den *nominelle* boligpris:

$$\log q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log u_t + \alpha_2 \log p_c t \quad (22)$$

Såfremt den simple reale ydelsesmodel er korrekt, skulle vi i (22) få at $\alpha_1 = -1$ og $\alpha_2 = 1$.

Tabel 3 gengiver resultatet af estimationer af de tre udgaver af ydelsesmodellen. Det ses, at effekten af user cost er insignifikant i den modelvariant, der er formuleret i ændringer (ligning (20)), da signifikans på et 5%-niveau kræver, at koefficientestimatet numerisk er mindst dobbelt så stort som standardafvigelsen. Estimationerne i logaritmisk form viser derimod en signifikant negativ effekt af user costs, men denne effekt (koefficient) er dog samtidig signifikant mindre end én. Den afgørende restriktion til støtte for den simple ydelsesmodel, at koefficienten til user cost er lig med minus én, er således ikke opfyldt i nogen af estimationerne.

Udover problemerne med at finde en signifikant effekt fra user cost, der blot tilnærmelsesvis svarer til ydelsesmodellens forudsigelser, skal det bemærkes, at samtlige regressioner rapporteret ovenfor tyder på fejlspecifikationer, og især er der problemer med autokorrelation⁸.

Det må således konkluderes, at den simple ydelsesmodel ikke har nogen empirisk støtte overhovedet.

Skattepolitikens virkninger på ejerboligpriserne

Som en del af en samlet skattereform har Personbeskatningsudvalget foreslået, at proportionalsskatten for skattepligtig indkomst og dermed for negativ nettokapitalindkomst sænkes fra de nuværende ca. 52% (i en gennemsnitskommune) til 40%. Formålet hermed er at sikre marginalsattesænkninger for alle indkomstgrupper. Hvis man forestillede sig en sådan reduktion af kapitalindkomstskatten på 12 procentpoints gennemført med øjeblikkelig virkning, ville det ifølge den estimerede generelle boligprismodel isoleret set medføre et kortsigtet ejerboligprisfald på godt 6%. Der er imidlertid flere grunde til, at dette skøn formentlig overvurderer den negative prisvirkning af Personskatteudvalgets forslag:

For det første foreslår udvalget, at skattesatsen for negativ kapitalindkomst tilpasses gradvist nedad over en femårig overgangsperiode. Den gradvise tilpasning vil dæmpe det kortsigtede prisfald, omend størstedelen af det samlede prisfald givetvis vil indtræffe med det samme, på grund af fremadskuende adfærd på boligmarkedet.

For det andet foreslår udvalget, at man bevarer progressionen i beskatningen af positiv nettokapitalindkomst. Boligejere med en positiv samlet nettokapitalindkomst vil derfor kun i meget begrænset omfang opleve et fald i kapitalindkomstskattesatsen, således at

8. For at løse dette problem blev en generel dynamisk version af modelversionerne 1 og 2 estimeret. I ingen af tilfældene blev user cost signifikante.

det *gennemsnitlige* fald i kapitalindkomstskattesatsen for hele gruppen af aktuelle og potentielle boligejere bliver mindre end de omtalte 12 procentpoints.

For det tredje er der ikke i beregningen taget hensyn til den af udvalget foreslåede ud-ligningsskat på udlejningsejendomme, som vil mindske substitutionen over mod lejerboliger og dermed dæmpe prislefaldet på ejerboliger.

For det fjerde tyder meget på, at ejerboligmarkedet allerede i et vist omfang har kapitaliseret en forventning om en fremtidig reduktion af rentefradragets skatteværdi.

F.eks. lå kontantpriserne på ejerboliger ultimo 1991 godt 9% lavere end det niveau, der kan forklares af den ovenfor estimerede generelle boligprisdannelsesmodel. Hvis markedet faktisk allerede har taget forskud på en fremtidig reduktion af kapitalindkomstskattesatsen, er det klart, at ejerboligprislefaldet vil blive mindre end forudsat af den estimerede model, der jo bygger på, at den aktuelle boligpris bestemmes af den aktuelle user cost og dermed af de aktuelle skatteregler.

Disse betragtninger er baggrunden for, at *det omtalte ejerboligprislefald på ca. 6% efter Personbeskatningsudvalgets opfattelse angiver en overgrænse for, hvor meget priserne kan tænkes at falde. Faktisk synes det mere realistisk at regne med, at prislefaldet bliver noget mindre eller måske endog helt kan undgås.*

I det refererede skøn over prisvirkningen er udviklingen i realindkomsterne taget for givet. Hvis der faktisk forekommer et prislefald, vil det isoleret set virke kontraktivt, hvorved prislefaldet efterfølgende vil blive forstærket af en svækket udvikling i realindkomsten. Derfor foreslås i Personbeskatningsudvalgets rapport, at den potentielle kontraktive effekt neutraliseres via en midlertidig lempelse i finanspolitikken, f.eks. ved at man i skattereformens overgangsperiode nedtrapper marginalskatten på arbejdsindkomst hurtigere end man nedtrapper skattesatsen for negativ nettokapitalindkomst.

Det er interessant at notere, at den tidligere omtalte simple »ejendomsmæglermodel« forudsiger en ejerboligprislefald på ca. 5% som følge af Personbeskatningsudvalgets forslag, dvs. en prisvirkning af stort set samme størrelsesorden som forudsagt af den estimerede generelle boligprisdannelsesmodel. Dette tyder på, at »ejendomsmæglermodellen« giver et forholdsvis pålideligt indtryk af den *kortsigtede* effekt på boligpriserne, og derfor er der i Personbeskatningsudvalgets rapport udført en del beregninger baseret på denne »model«.

Konklusion

Vi har i denne artikel søgt at redegøre for de overvejelser, der har ligget til grund for Personbeskatningsudvalgets vurdering af virkningen af en skattereform på ejerboligpriserne. Vi opstillede først en generel, dynamisk model for prisdannelsen på ejerboliger. Det blev påvist, at den såkaldte simple ydelsesmodel – der ligger til grund for mange populære forestillinger om prisvirkningen af en skattereform – under stærkt restriktive forudsætninger fremkommer som et specialtilfælde af den mere generelle model. Hoved-

indvendingen mod den simple ydelsesmodel er, at den helt negligerer den dynamiske tilpasning på boligmarkedet. Derimod kan teoretiske overvejelser om kapitalmarkedsimperfektioner give en vis støtte til en simpel »ejendomsmæglermodel«, hvor de faktiske belåningsregler for boliger indvirker på boligpriserne.

Vi foretog herefter en empirisk estimation af henholdsvis den dynamiske tilpasningsmodel (den generelle model) og den simple ydelsesmodel. Resultatet var, at sidstnævnte model viser sig at være fuldstændig uden forklaringskraft, idet den stærkt overvurderer prisudsvingene på ejerboliger. Derimod fandt vi betydelig empirisk støtte for en tillempt version af den dynamiske tilpasningsmodel.

Når Lunde (1992) på grundlag af den simple ydelsesmodel forudsiger et ejerboligprisfald på knap 20% som følge af Personbeskatningsudvalgets skattereforfforslag, savner denne forudsigelse altså både teoretisk og empirisk belæg. På grundlag af den estimerede, dynamiske tilpasningsmodel og den simple »ejendomsmæglermodel« må det tværtimod vurderes, at Personbeskatningsudvalgets forslag maksimalt vil føre til et kortsigtet prisfald på 5-6% (og sandsynligvis endda mindre), og at dette prisfald kun vil indtræffe, såfremt markedet ikke allerede har foruddiskonteret en sænkning af rentefradragets skatteværdi.

Til støtte for ydelsesmodellens forudsigelser fremføres undertiden, at der faktisk er sket et betydeligt prisfald på ejerboliger siden sidste skattereform i 1987. Størstedelen af dette prisfald må imidlertid tilskrives afsvækkelsen af indkomstudviklingen samt den stigning i realrenten, der er fulgt i kølvandet på den stadigt faldende inflationstakt. Dertil kommer, at også »kartoffelkurens« opstramning af belåningsreglerne for ejerboliger har spillet en rolle, som nærmere forklaret i Personbeskatningsudvalgets rapport.

Litteratur

- Abel, A.B. og O.J. Blanchard. 1983. An Inter-temporal Model of Saving and Investment. *Econometrica*, 675-692.
- Andersen, Torben M. 1991. *80'ernes boligmarked – udvikling, påvirkning, konsekvenser og implikationer*. Realkreditrådet.
- Case, Karl E. og Robert J. Shiller. 1989. The efficiency of the Market for Single-Family Homes. *American Economic Review*, 79, 125-127.
- Dermody, Jaime C. og R. Tyrrell Rockafellar. 1991. Cash Stream Valuation in the Face of Transactions Costs and Taxes, *Mathematical Finance*, 1, 31-54.
- Engle, R.F. og C.W. Granger. 1987. Cointegration and error-correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, 251-76.
- Finansrådets Boligudvalg. 1990. *Boligmarkedet – slalom, styrtløb eller langrend*. København.
- Hayaishi, Fumio. 1982. Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation. *Econometrica*, 213-224.
- Lunde, Jens. 1992. Skattereform og ejerboligpriser: Drømme og realiteter. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, 130, 605-618.
- Precious, Mark. 1987. *Rational Expectations, Non-Model Clearing and Investment Theory*, Oxford.
- Poterba, James M. 1990. Taxation and Housing Markets: Preliminary Evidence on the Effects of Recent Tax Reforms. NBER Working Paper no 3270.
- Rapport fra Udvalget om Personbeskatning. 1992, København.

indvendingen mod den simple ydelsesmodel er, at den helt negligerer den dynamiske tilpasning på boligmarkedet. Derimod kan teoretiske overvejelser om kapitalmarkedsimperfektioner give en vis støtte til en simpel »ejendomsmæglermodel«, hvor de faktiske belåningsregler for boliger indvirker på boligpriserne.

Vi foretog herefter en empirisk estimation af henholdsvis den dynamiske tilpasningsmodel (den generelle model) og den simple ydelsesmodel. Resultatet var, at sidstnævnte model viser sig at være fuldstændig uden forklaringskraft, idet den stærkt overvurderer prisudsvingene på ejerboliger. Derimod fandt vi betydelig empirisk støtte for en tillempt version af den dynamiske tilpasningsmodel.

Når Lunde (1992) på grundlag af den simple ydelsesmodel forudsiger et ejerboligprisfald på knap 20% som følge af Personbeskatningsudvalgets skattereforfforslag, savner denne forudsigelse altså både teoretisk og empirisk belæg. På grundlag af den estimerede, dynamiske tilpasningsmodel og den simple »ejendomsmæglermodel« må det tværtimod vurderes, at Personbeskatningsudvalgets forslag maksimalt vil føre til et kortsigtet prisfald på 5-6% (og sandsynligvis endda mindre), og at dette prisfald kun vil indtræffe, såfremt markedet ikke allerede har foruddiskonteret en sænkning af rentefradragets skatteværdi.

Til støtte for ydelsesmodellens forudsigelser fremføres undertiden, at der faktisk er sket et betydeligt prisfald på ejerboliger siden sidste skattereform i 1987. Størstedelen af dette prisfald må imidlertid tilskrives afsvækkelsen af indkomstudviklingen samt den stigning i realrenten, der er fulgt i kølvandet på den stadigt faldende inflationstakt. Dertil kommer, at også »kartoffelkurens« opstramning af belåningsreglerne for ejerboliger har spillet en rolle, som nærmere forklaret i Personbeskatningsudvalgets rapport.

Litteratur

- Abel, A.B. og O.J. Blanchard. 1983. An Intertemporal Model of Saving and Investment. *Econometrica*, 675-692.
- Andersen, Torben M. 1991. *80'ernes boligmarked – udvikling, påvirkning, konsekvenser og implikationer*. Realkreditrådet.
- Case, Karl E. og Robert J. Shiller. 1989. The efficiency of the Market for Single-Family Homes. *American Economic Review*, 79, 125-127.
- Dermody, Jaime C. og R. Tyrrell Rockafellar. 1991. Cash Stream Valuation in the Face of Transactions Costs and Taxes, *Mathematical Finance*, 1, 31-54.
- Engle, R.F. og C.W. Granger. 1987. Cointegration and error-correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, 251-76.
- Finansrådets Boligudvalg. 1990. *Boligmarkedet – slalom, styrtløb eller langrend*. København.
- Hayaishi, Fumio. 1982. Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation. *Econometrica*, 213-224.
- Lunde, Jens. 1992. Skattereform og ejerboligpriser: Drømme og realiteter. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, 130, 605-618.
- Precious, Mark. 1987. *Rational Expectations, Non-Model Clearing and Investment Theory*, Oxford.
- Poterba, James M. 1990. Taxation and Housing Markets: Preliminary Evidence on the Effects of Recent Tax Reforms. NBER Working Paper no 3270.
- Rapport fra Udvalget om Personbeskatning. 1992, København.