

Boligmarkedet i uligevægt: En empirisk model

Hans Christiansen

Privatbanken A/S

SUMMARY: Danish empirical modeling of the housing market relies largely on the traditional stock-flow model. The stock market for housing is assumed in permanent equilibrium at market clearing prices, and residential investments are subsequently determined as a function of prices. This article demonstrates that the traditional model provides a too simple description of the market mechanism, and that prices are more rigid than usually assumed. An alternative model based on partial price adjustments is estimated. In this model housing starts are determined as a function not only of prices, but also of the degree of market disequilibrium at given prices.

1. Indledning

Der er ikke i Danmark nogen langvarig tradition for modellering af boligbyggeriet. Det skyldes især, at området i lang tid efter 2. verdenskrig var genstand for en omfattende regulering, som først helt blev afskaffet i 1974. Det første tiltag på området drejede sig udelukkende om prisdannelsen på boligmarkedet. Groes og Møller (1977) bidrog til diskussionen om de »uforklarlige« prisstigninger på ejerboliger ved at vise, at de kunne forklare stort set af de disponible indkomster alene.

Første samlede model for *boliginvesteringerne* blev lavet i forbindelse med Nationalbankens NATAN-model af Blomgren-Hansen og Knøsgaard (1978). I den er kontantprisen bestemt på beholdningsmarkedet og byggeaktiviteten bestemt af kontantpriserne på boliger. Denne model kan siges at have dannet skole, idet to efterfølgende modeller er af samme type.

Entreprenørforeningen og Institut for Fremtidsforskning har i fællesskab lavet en beslægtet model, som er dokumenteret i Entreprenørforeningen (1981). Modelgruppen i Danmarks Statistik har suppleret ADAM's nye version med en model for boliginvesteringerne (Heinesen 1988). Endelig har Nationalbanken i forbindelse med fremstillingen af en kvartalsmodel opstillet en ny model for prisdannelse og investeringer, som i sin nyeste version på væsentlige punkter bryder med den traditionelle specifikation (jf. Knudsen 1989).

Jeg er taknemmelig for forslag og konstruktiv kritik fra Ellen Andersen samt fra mine kolleger J. Asger Olsen og Henrik P. Nielsen.

Boligmarkedet i uligevægt: En empirisk model

Hans Christiansen

Privatbanken A/S

SUMMARY: Danish empirical modeling of the housing market relies largely on the traditional stock-flow model. The stock market for housing is assumed in permanent equilibrium at market clearing prices, and residential investments are subsequently determined as a function of prices. This article demonstrates that the traditional model provides a too simple description of the market mechanism, and that prices are more rigid than usually assumed. An alternative model based on partial price adjustments is estimated. In this model housing starts are determined as a function not only of prices, but also of the degree of market disequilibrium at given prices.

1. Indledning

Der er ikke i Danmark nogen langvarig tradition for modellering af boligbyggeriet. Det skyldes især, at området i lang tid efter 2. verdenskrig var genstand for en omfattende regulering, som først helt blev afskaffet i 1974. Det første tiltag på området drejede sig udelukkende om prisdannelsen på boligmarkedet. Groes og Møller (1977) bidrog til diskussionen om de »uforklarlige« prisstigninger på ejerboliger ved at vise, at de kunne forklare stort set af de disponible indkomster alene.

Første samlede model for *boliginvesteringerne* blev lavet i forbindelse med Nationalbankens NATAN-model af Blomgren-Hansen og Knøsgaard (1978). I den er kontantprisen bestemt på beholdningsmarkedet og byggeaktiviteten bestemt af kontantpriserne på boliger. Denne model kan siges at have dannet skole, idet to efterfølgende modeller er af samme type.

Entreprenørforeningen og Institut for Fremtidsforskning har i fællesskab lavet en beslægtet model, som er dokumenteret i Entreprenørforeningen (1981). Modelgruppen i Danmarks Statistik har suppleret ADAM's nye version med en model for boliginvesteringerne (Heinesen 1988). Endelig har Nationalbanken i forbindelse med fremstillingen af en kvartalsmodel opstillet en ny model for prisdannelse og investeringer, som i sin nyeste version på væsentlige punkter bryder med den traditionelle specifikation (jf. Knudsen 1989).

Jeg er taknemmelig for forslag og konstruktiv kritik fra Ellen Andersen samt fra mine kolleger J. Asger Olsen og Henrik P. Nielsen.

Fælles for de fire danske modeller er, at de tager sigte på at forklare boliginvesteringerne mens f.eks. amerikanske modeller¹ normalt har »housing starts« som afhængig variabel. Boliginvesteringer afhænger både af påbegyndelser og byggetiden, men sidstnævnte er temmelig invariant på kort sigt. Der er tre umiddelbare problemer ved at modellere direkte på investeringerne i stedet for på påbegyndelserne:

- a. Boliginvesteringerne er i forhold til påbegyndelserne en træg variabel², hvilket gør det lettere uforvarende at få »uvedkommende« variable ind på højresiden.
- b. Boliginvesteringerne er efterslæbende i forhold til de økonomiske dispositioner, adfærdsrelationen tager sigte mod at beskrive.
- c. En stor del af boliginvesteringerne vedrører byggeri med det offentlige eller boligforeninger som bygherre. Det er næppe frugtbart at opstille adfærdsrelationer herfor.

2. Den teoretiske model

På boligmarkedets efterspørgselsside er givet en funktion:

$$Dh = f(phk, fYd, ib, \dots) \quad (1)$$

hvor efterspørgslen efter bolig**tjenester** er en funktion af disponibel realindkomst (fYd), pris (phk), obligationsrente (ib) o.s.v.

Udbuddet af bolig**tjenester** er lig med mængden af tjenester, den eksisterende boligmasse kaster af sig. I praksis antager man proportionalitet mellem boligmasse og bolig**tjenester**:

$$Sh = \alpha \cdot Kh \quad (2)$$

hvor Kh betegner boligmassen. Man sætter i de fleste sammenhænge $\alpha=1$ og bruger begreberne Sh og Kh synonymt.

Ligevægt på boligmarkedet forudsætter dermed:

$$Kh = f(phk, fYd, ib, \dots) \quad (3)$$

Den traditionelle danske (og amerikanske) model suppleres på dette punkt med to antagelser:

1. Der er øjeblikkelig markedsclearing (i modeller i diskret tid: clearing inden for perioden).
2. Boligudbuddet er på kort sigt givet.

1. En oversigt over nyere amerikanske boligmodeller fås hos Smith et al. (1988).

2. Blandt andet fordi investeringerne tillige omfatter hovedreparationer, jf. Stetkær (1986).

Antagelse 2 begrundes normalt med, at det løbende byggeri kun udgør et par procent af den samlede boligmasse, som i Danmark ligger på omkring 2,3 mill. boligenheder.

Ligevægtsbetingelsen (3) omfatter kun een variabel, som kan antages endogen for boligmarkedet, nemlig kontantprisen phk , som dermed må cleare markedet.

I den traditionelle model bestemmes boliginvesteringerne, efter at boligpriserne er fastlagt ved følgende funktion:

$$I_t = g(\pi) \quad , \quad g'(\pi) > 0 \quad (4)$$

hvor π markerer bygherregevinsten (= profitten) ved at opføre en bolig, uanset om denne tilfalder den senere beboer eller professionelle bygherrer. Det bliver dog stadig mere ualmindeligt at opføre sin egen bolig, og (4) svarer derfor i realiteten til en påstand om rent udbudsbestemte boliginvesteringer.

I Blomgren-Hansen og Knøsgaards oprindelige model – på halvårstal – beregnes π som forskellen på kontant pris og byggeomkostninger i forhold til byggeomkostningerne: $(phk-pih)/pih$. Senere er det blevet populært (jf. f.eks. Heinesen (1988) og Smidt (1988)) i stedet at anvende phk/pih . Dermed kan investeringsrelationen betragtes som en variant af Tobins » Q «, idet phk/pih netop afspejler forholdet mellem kapitalgodets handels- og anskaffelsesværdi.

Hermed haves en simpel rekursiv model til bestemmelse af boligpriser og boliginvesteringer. Stigende efterspørgsel giver sig f.eks. umiddelbart udslag i stigende kontantpriser, som dernæst motiverer en forøgelse af boligbyggeriet. Modeller af denne type, hvor prisen dannes på stockmarkedet for boliger, mens investeringerne bestemmes på et flowmarked betegnes normalt STOCK-FLOW modeller.

Den beskrevne specifikation fungerede fint i de tre første danske boligmodeller, men da man i Nationalbanken gik over til at estimere på kvartaler, blev det nødvendigt at inddrage variable fra prisrelationen i investeringsfunktionen. Således var en af de vigtigste variable i Nationalbankens første boliginvesteringsrelation obligationsrenten (Smidt 1988), hvilket synes at antyde, at boliginvesteringerne reagerer på efterspørgselsimpulser, som ligger ud over, hvad der transmitteres via prismekanismen. Dette fænomen vil blive analyseret i det følgende.

3. Undersøgelse af kausaliteten

Datagrundlaget er kvartalsvise serier for byggeaktiviteten målt i antal boliger, fordi kvadratmeterstatistikken kun foreligger tilstrækkelig disaggregeret siden 1980 (BBR-registret). Der anvendes tidsserier for perioden 1970-86 begge år inklusive. Alle serier er sæsonkorrigerede. Der anvendes et udtryk: $ppriv$, for påbegyndte fritliggende enfamiliehuse plus række-, kæde- og dobbelthuse med privat bygherre. Der er desuden konstrueret en kvartalsserie for Q , defineret i overensstemmelse med ADAM's:

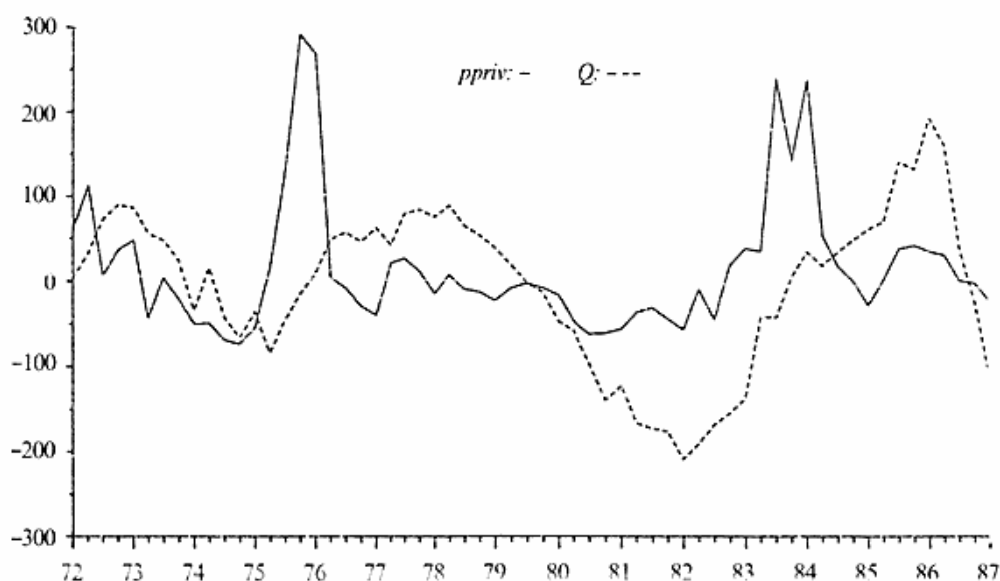


Fig. 1: Årsvækst i Q og $ppriv$.

$$Q = phk / (0.8pih + 0.2phgk)$$

Hvor $phgk$ betegner konstantpriserne på mindre byggegrunde. Data for phk og $phgk$ stammer fra D.S's kvartalsstatistik for salg af boliger i fri handel. Som udtryk for pih anvendes byggeomkostningsindekset for enfamiliehuse. Figur 1 sammenstiller årsvæksten i Q og $ppriv$, idet dog førstnævnte er multipliceret med 10 af hensyn til præsentationen.

Af figuren fremgår, at man ikke visuelt har nogen simpel sammenhæng fra Q til $ppriv$.

Tværtimod ser det ud til, at større udsving i $ppriv$ forekommer et par kvartaler før i Q -værdien. I næste skridt testes derfor en antagelse om, at Q overhovedet påvirker $ppriv$. Der til anvendes en version af Grangers kausalitetstest. Der estimeres først en AR(6)-model for $ppriv$:

$$ppriv = (0.55L + 0.28L^2 + 0.24L^3 - 0.16L^4 - 0.16L^5 + 0.07L^6) \cdot ppriv \quad (5)$$

RSS = 1853 $F = 18.6$

L betegner lagoperatoren.

Dernæst estimeres modellen med tilføjelse af lag 0-6 af Q -værdien:

$$ppriv = (0.40L + 0.26L^2 + 0.26L^3 - 0.07L^4 - 0.16L^5 - 0.04L^6) \cdot ppriv + (31.8 - 16.6L - 32.4L^2 - 3.2L^3 + 29.9L^4 + 10.2L^5 - 18.0L^6) \cdot Q \quad (6)$$

RSS = 1839 $F = 9.31$

hvor koefficienterne til Q er angivet i tusinder.

Man tester hvorvidt inddragelsen af lag 0-6 af Q i en endimensional AR(6)-model for $ppriv$ forbedrer forklaringsgraden. Denne hypotese tildeles værdien:

$$F(7,48) = 1.12$$

der på 5 pct.-niveau er klart insignifikant. Der er altså ikke her belæg for at antage, at Q er en årsag til $ppriv$ ³. En interessant observation fås ved at teste den modsatte hypotese: at det er $ppriv$, som forårsager Q . Dette kan ikke afvises på 5 pct.-niveau.

Et alternativt test er at estimere krydskorrelationer mellem Q og $ppriv$. Man finder, at de er klart korrelerede, men sådan at $ppriv$ reagerer 2-3 kvartaler før. En dokumentation af dette resultat findes hos Christiansen (1987). Dette er en noget »grovkornet« metode, eftersom de estimerede krydskorrelationer typisk vil være indbyrdes korrelerede. Det er bedre først at estimere en ARIMA-model i Q og så prewhitene $ppriv$ med den, før man beregner krydskorrelationer. Dette giver en signifikant krydskorrelation svarende til, at $ppriv$ bevæger sig 2 kvartaler før Q - altså næsten det samme resultat. Hovedresultatet er, at profitten ved at bygge enfamiliehuse reagerer efter igangsættelserne og dermed ikke umiddelbart kan siges at forårsage dem. Årsagen til at man ikke tidligere har opdaget den manglende sammenhæng fra priser til påbegyndelser er for det første, at man har arbejdet med boliginvesteringerne, for det andet at der er anvendt års- eller halvårstal, hvor en tidsforskydning på 2-3 kvartaler ikke altid lader sig registrere.

Når påbegyndelserne mindre afhænger af løbende end af senere værdier af Q , kan det forklares ved, at producenterne ikke alene lader sig motivere af prissignaler, men tillige af den forventede prisudvikling, svarende til at erstatte π i (4) med den forventede profit π^e . Antagelsen virker besnærende; byggeperioden er relativt lang - for enfamiliehuse ca. 3 kvartaler - og producenterne må tage hensyn til muligheden af ændringer i markedsprisen mens byggeprojektet er i gang⁴. Da Q -værdien systematisk reagerer efter påbegyndelserne, er det ikke frugtbart at antage adaptive forventninger. I stedet forsøges den stærkest tænkelige antagelse om graden af indsigt hos producenterne. Såfremt producenterne har fuld forudseenhed m.h.t. Q -værdien på fuldførelstidspunktet, og det varer 4 kvartaler at opføre en bolig vil påbegyndelserne afhænge af 4 kvartaler leadede Q -værdi samt et konstantled. Figur 2 viser faktiske og fittede værdier ved denne estimation.

Af figuren fremgår, at næste års Q -værdi ikke er tilstrækkelig til at forklare påbegyndelserne. Konjunktursvingene passer ganske vist nogenlunde, men de to seriers udsving i

3. Modellen kan forekomme overparametriseret. Det kan dog vises, at udeladelse af insignifikante lags ikke får betydning for resultatet. Heller ikke overgang til estimation på differenser rokker konklusionen.

4. En model, som eksplicit tager hensyn til usikkerheden om afsætningsvilkårene, er opstillet i Christiansen (1989).

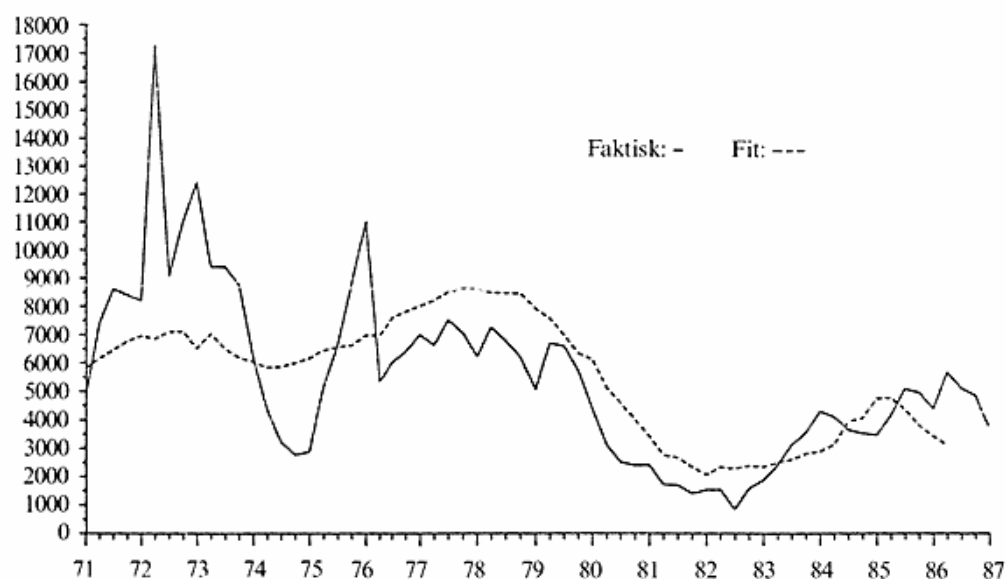


Fig. 2: Model: Påbegyndelser = Lead 4(Q) + Konst.

forskellige delperioder af konjunkturforløbet er langt fra i overensstemmelse. Således ses det blandt andet, at det store opsving i byggeaktiviteten i 1971-72 ledsagedes af meget begrænsede stigninger i Q -værdien. Dertil kommer, at påbegyndelserne udviser langt større kortsigtsvariation end Q -værdien. Også i tilfældet hvor producenterne har perfekt forudseenhed, er det dermed svært at finde en simpel sammenhæng fra den forventede Q -værdi til byggeaktiviteten.

4. Antagelsen om fuldkommen fleksible priser

Hvis antagelsen om ligevægt med markedsclearende priser på længere sigt er rigtig, må omsætningen forventes at være temmelig invariant, idet priserne forudsættes at udligne over- og underefterspørgsel inden for 1 år. Dette kan testes i praksis ved at betragte et plot af antal omsatte enfamiliehuse i fri handel, jf. figur 3.

Af figuren ses, at omsætningen viser kraftige enkeltstående udsving i 1974, 1983 og 1985. Det følger i alle tre tilfælde efter voldsomme udsving i den lange obligationsrente i det foregående kvartal. Dette kan ses som et resultat af prisernes stivhed på helt kort sigt. På den anden side viser figuren også en klar konjunkturfølgende afhængighed, som synes i modstrid med grundmodellen. Når f.eks. konjunkturtilbageslaget ved årsskiftet 1979/80 fører til et 3-årigt tilbageslag i omsætningen, er det i modstrid med antagelsen om, at prisen inden for 1 år falder tilstrækkeligt til at retablere markedsligevægten, med mindre denne 3-årige periode frembød stadige formindskelser af efterspørgslen.

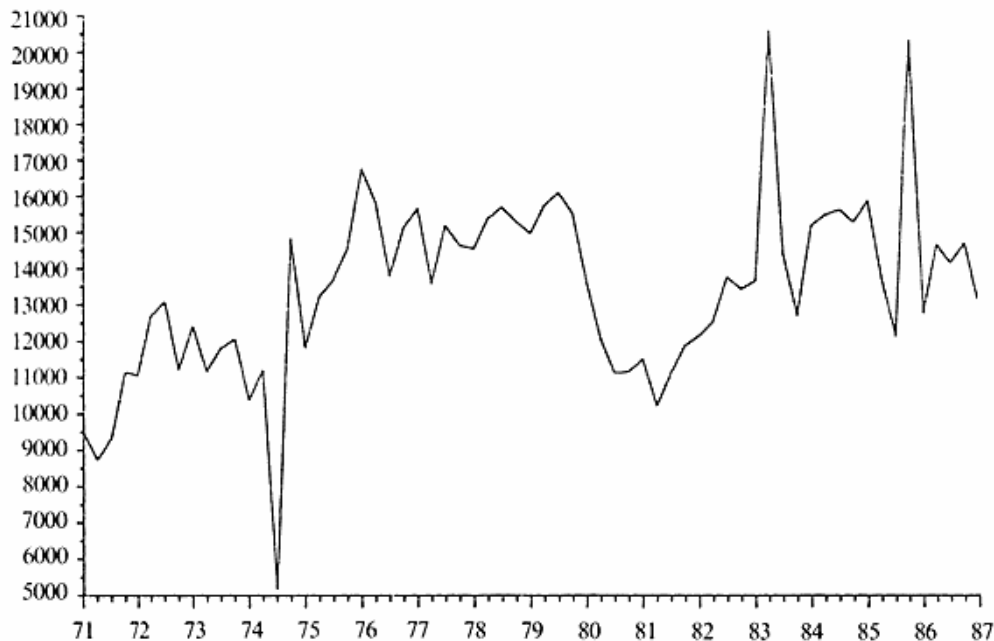


Fig. 3. Omsætning af enfamiliehuse i fri handel

Prisfleksibiliteten synes utilstrækkelig, sådan at der også på mellemlangt sigt er et element af mængdetilpasning på markedet for enfamiliehuse. Dette resultat svarer til, hvad der er påvist for amerikanske data af Case og Shiller (1989).

5. En empirisk model

Udgangspunktet er herefter, at udsving i efterspørgslen ganske vist får kontantpriserne til at bevæge sig i »markedsclarende retning«, men at priserne på kort og mellemlangt sigt er for lidt fleksible til alene at klare markedet. Derfor opstilles en relation for partiel pristilpasning til afløsning for ligevægtsbetingelsen (4):

$$R(phk) = \alpha_1 R(uc) + \alpha_2 R(pcp) + \alpha_3 ED \quad (7)$$

R -operatoren betegner relative ændringer. Relationen⁵ postulerer, at væksten i kontantpriserne er en lineær funktion af ændringer i user costs (uc), generel stigning i forbrugerpriserne $R(pcp)$ og overefterspørgsel ved givne priser (ED). User costs er beregnet som den nominelle lange obligationsrente efter skat⁶. En oversigt over de anvendte variable findes i øvrigt i appendiks. Tilføjelsen af leddene $R(uc)$ og $R(pcp)$ i (7) kan forekomme lidt ad-hoc

5. Relation (7) er inspireret af Knudsen (1989).

6. Beilin og Larsen (1989) eksperimenterer med et mere rummeligt user cost udtryk, som blandt andet omfatter energipriserne.

præget. Første led er tænkt som en adfærdsbeskrivelse for ejendomsmæglerne; det er velkendt, at ændringer i obligationsrenten umiddelbart slår igennem i boligpriserne, fordi førstegangsydelsen efter skat på kort sigt tenderer mod at være konstant. Inflationsleddet er medtaget som et forsøg på at undersøge, hvorvidt responsvariablen i pristilpasningsrelationen bør være boligprisen eller den reale boligpris.

Overskudsefterspørgslen kan udtrykkes ved:

$$ED = Dh - Kh \quad (8')$$

Eller man kan opstille en multiplikativ version, svarende til at bestemme graden af overefterspørgsel:

$$ED = Dh/Kh \quad (8'')$$

Det er i det efterfølgende valgt at arbejde videre med (8'').

Dh er en traditionel efterspørgselsrelation:

$$Dh = f(phk, fy_d, uc, \dots) \quad (9)$$

Motivet bag, at user costs optræder både som primær årsag til prisændringer og i ED relationen er som nævnt, at målvariablen i (7) er ændringer i kontantprisen. Eftersom startydelsen efter skat på kort sigt tenderer mod at være konstant, slår renten efter skat umiddelbart igennem.

Der gælder en traditionel voksende udbudskurve for nye boliger:

$$Sny = g(phk, pih) \quad (10)$$

Endelig kan boliginvesteringerne bestemmes ved interaktionen mellem udbud og overefterspørgsel ved givne priser. Altså haves et problem beslægtet med uligevægtsteori- en, hvor investeringerne kan udtrykkes som den effektive efterspørgsel:

$$fh = \min(ED, Sny) \quad (11)$$

Relation (11) må opfattes som en idealsituation. For den del af boligbyggeriet, som har den senere boligejer som bygherre, giver relationen givetvis en realistisk beskrivelse. Men en stadig større del af boligbyggeriet forestås af professionelle bygherrer med salg for øje, og (11) stiller ret store krav til deres markedsindsigt. Ganske vist vil producenter af nye boliger reagere på mængdesignaler, eftersom fremstilling af boliger, som ikke kan afsættes til givne priser, er en dyr fornøjelse, men de har ikke anden kilde til viden om graden af overefterspørgsel end afsætningstempoet blandt de netop opførte boliger.

Den pristilpasningsrelation, som skal estimeres, fås ved indsættelse af (8'') og (9) i (7). Det er valgt at foretage en logaritmisk transformation af (8'')



Fig. 4: Faktisk og fittet værdi af $R(phk)$

$$R(phk) = \alpha_1 R(uc) + \alpha_2 R(pcp) - \alpha_3 \ln(Kh) + \alpha_4 \ln(f(phk, fYd, uc, \dots)) \quad (12)$$

Efter lidt eksperimenteren med laglængder estimeres følgende udtryk:

$$R(phk_t) = 0.117(0.5 R(uc_t) + 0.5 R(uc_{t-1})) + 1.154 \sum_0^7 (1/8) \ln(fYdcap_{t-1}) \quad (13)$$

$$- 0.088 \ln(uc_{t-1}) - 0.120 \ln(phk_{t-1}/pcp_{t-1}) - 2.494 \ln(Kh_{t-1})$$

(2.9)

(2.2)

(3.0)

$$+ 1.80 \ln(pbe 20_{t-1}) + 1.625$$

(1.7)

(0.4)

Per.: 72:2-87:2

Sum Sq: 0.0171

Std Err: 0.0180

R^2 : 70.3

D.W. : 2.34

$F(5.55)$: 21.0

Tal i parentes er t -værdier

$pbe 20$ er den demografisk bestemte potentielle boligefterspørgsel beregnet af Ølgaardudvalget (Boligministeriet 1988) under antagelse om, at alle par samt alle enlige over 19 år potentielt efterspørger en boligenhed. $fYdcap$ er fYd normeret med $pbe 20$.

Overskudsefterspørgslen ED skal lagges med et kvartal. $R(pcp)$ er umulig at få signifikant ind, hvilket svarer til, hvad der er påvist af Smidt (1988). Desuden er det forsøgt at berige efterspørgselsfunktionen med udtryk for forventninger til inflation og kapitalgevinster, men det er ikke lykkedes. Relationens fit fremgår af figur 4.

Det fremgår, at (13) har pæne statistiske egenskaber; dog er den umiddelbare effekt af udsving i user costs mindre end forventet. Den numeriske værdi af koefficienten til $\ln(Kh)$ er tilpasningsparametren α_3 fra (7). At $\alpha_3 = 2.5$ svarer til, at en overefterspørgsel efter boliger på 1 pct. fører til en prisstigning på 2,5 pct. i det følgende kvartal.

Anvendelsen af overefterspørgslen i prisrelationen indebærer sammenbinding af ikke-stationære serier ved en kointegrerende vektor, og (13) kan derfor opfattes som en relation af fejlkorrektionsstypen. Fejlkorrektionsmodellerne er opstået som resultat af ønsket om en bedre beskrivelse af dynamikken i kvartalsmodeller, men det er en sjælden fornøjelse at kunne knytte en så åbenlys økonomisk fortolkning til fejlkorrektionsleddet som her.

Det er ikke problemfrit at bestemme kontantpriserne for enfamiliehuse ved hjælp af den samlede boligeferspørgsel. Andersen (1987) argumenterer for, at det fører til for store indkomstelasticiteter, eftersom økonomiens agenter er rationeret i deres efterspørgsel efter lejeboliger. En del af den estimerede indkomstelasticitet vil dermed være spill-over fra det rationerede lejerboligmarked.

Af (13) kan direkte udledes efterspørgselsfunktionen:

$$\ln(Dh) = 0.463 \sum_0^7 (1/8) \ln(fYdcap) - 0.048 \ln(phk/pcp) - 0.035 \ln(uc) + 0.722 \ln(pbe20) \quad (14)$$

Elasticiteten med hensyn til $pbe20$ kan ikke afvises at være lig med 1, hvilket svarer udmærket til, hvad man a priori ville forvente. De estimerede koefficienter til indkomst, relativ pris og user costs er meget lave. Indkomstelasticiteten ligger klart under, hvad der er fundet i samtlige andre empiriske studier, hvilket naturligvis skyldes, at boligmassen er opgjort som antal boliger. En user-cost elasticitet i efterspørgslen på 0.035 pct. svarer til 800 boligenheder, så rentefaldet siden 1980 har alene forårsaget en merefterspørgsel – og dermed efterhånden opførelse – af over 8.000 enfamiliehuse. Såvel Christiansen (1989) som Knudsen (1989) søger at opnå lidt større elasticiteter til user costs ved at lægge en konstant til renten efter skat, svarende til de faste løbende udgifter ved besiddelse af ejerbolig såsom vedligeholdelse, forsikring, opvarmning etc.

Forholdet mellem de estimerede koefficienter til priser og user costs er $0.035/0.048 = 0.73$, hvilket svarer til, at en stigning i user costs på en procent på mellemlangt sigt forårsager et fald i de reale kontantpriser på 0.73 pct. Hertil skal lægges den umiddelbare effekt på 0.12, så ifølge (13) overvælttes stigninger i user costs med 85 pct. i de reale kontantpriser, svarende til næsten fuld overvæltning. Dette svarer godt til, hvad man ville forvente.

Investeringsrelationen er estimeret efter mislykkede forsøg på at identificere regimer ud

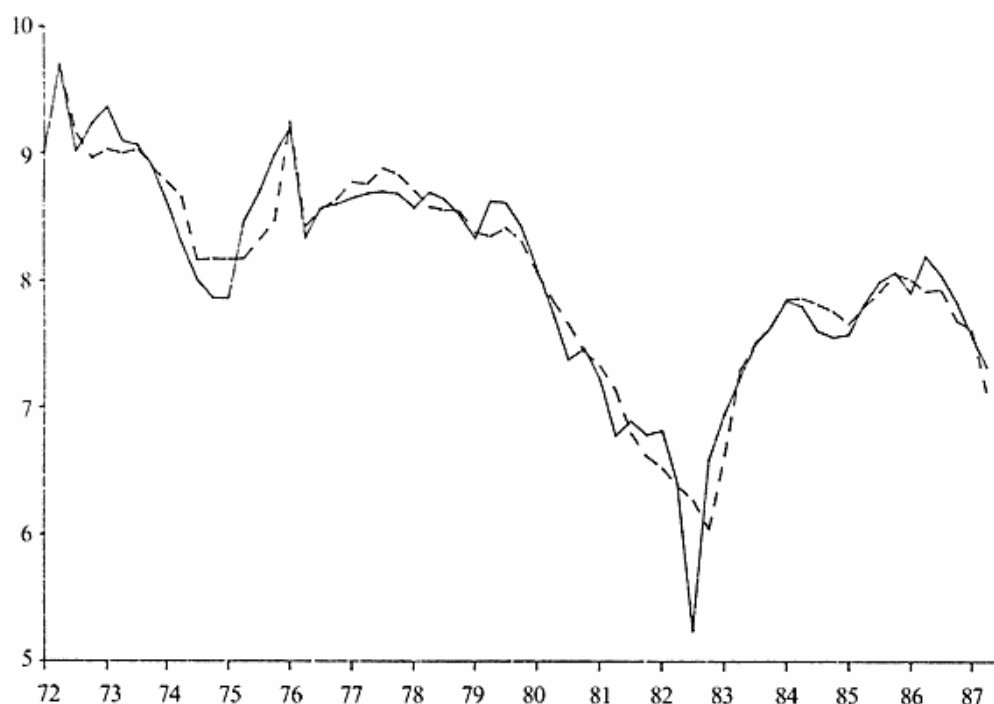


Fig. 5: Faktisk og fittet værdi af $\ln(pE)$

fra prisernes bevægelsesretning. Der synes ikke at være tilstrækkeligt lange delperioder, hvor udbudsargumenterne alene kan forklare boligbyggeriet. I denne omgang er det valgt blot at blande efterspørgsels- og udbudsargumenter i den estimerede relation. Som referencevariabel er valgt antallet af påbegyndte fritliggende enfamiliehuse pE . Der er igen valgt en logaritmisk specifikation:

$$\begin{aligned} \ln(pE_t) = & 0.438 \ln(pE_{t-1}) + 24.504 \ln(ED_t) + 0.754 \ln(phk_t) - & (15) \\ & (4.7) \quad (6.0) \quad (2.3) \\ & 0.740 \ln(pih_t) + 0.809 \text{dum } 72 + 0.592 \text{dum } 76 + 4.138 \\ & (2.4) \quad (3.0) \quad (2.5) \quad (4.3) \end{aligned}$$

Per.: 72:2-87:2

Sum Sq: 3.786

Std Err: 0.262

R_2 : 91.2

$F(6,55)$: 93.4

Tal i parentes er t -værdier

$\text{dum } 72$ og $\text{dum } 76$ er dummies for hhv. afskaffelsen af momsfritagelsen i 1972 og den delvise genindførelse i forbindelse med »mimsen« i 1976.

Det er ganske tilfredsstillende, at phk og pih har samme numeriske effekt, eftersom det

antyder, at den koefficientbinding, som ligger implicit i diverse andre modellens brug af Q -værdier, er forsvarlig. Modellens fit fremgår af figur 5.

Af (15) fremgår, at pE på kort sigt har en elasticitet med hensyn til graden af overefterspørgsel på 25 svarende til, at en »pludseligt« opstået overefterspørgsel på 1 pct. modsvarer af en stigning i antallet af påbegyndte enfamiliehuse på 25 pct. Det kan synes dramatisk, men f.eks. for perioden sidst i 70'erne svarer det til, at en stigning i boligefterspørgslen på 20.000 boliger i samme kvartal ville give anledning til en forøgelse af antallet af påbegyndte enfamiliehuse med 1.500 boligenheder. På længere sigt er elasticiteten m.h.t. overefterspørgsel i eet kvartal $24.5/(1-0.44) = 44$ pct. - hvortil formelt set skal lægges effekten af stigende phk svarende til relation (15), men den numeriske effekt heraf er ikke overvældende. En *permanent* overefterspørgsel af en given størrelse vil give anledning til uendelig meget byggeri, svarende til en vandret udbudskurve for nybyggede boliger på langt sigt.

Kortsigtselasticiteten med hensyn til Q -værdien phk/pih er 0.75, mens langsigtselasticiteten ligger på 1.3. Byggeaktiviteten er altså tillige ganske responsiv over for ændringer i bygherregevinsterne.

6. Konklusion

Hovedkonklusionen af nærværende artikel er, at boligmarkedet ikke synes at være tilstrækkeligt beskrevet ved den traditionelle stock-flow model. De bygherregevinster, som ifølge traditionel tankegang skulle være bestemmende for investeringerne, er efterslæbende i forhold til den variabel, de skulle forårsage. Dertil kommer, at antagelsen om permanent ligevægt på stockmarkedet ved markedsclarende priser synes at være for streng.

De seneste erfaringer antyder, at der i stedet foreligger et marked, som ofte er i uligevægt, i stadig tilpasning mod ligevægtpunktet. Som følge af prismekanismens relative træghed, kan markedsuligevægt ved givne priser i længere perioder præge boligmarkedet og dermed tvinge producenterne af nye boligenheder til at have afsætningsmuligheden som reaktionsfunktion snarere end en udbudskurve.

Appendiks: Anvendte variabelnavne

pE :	Antal påbegyndte fritliggende enfamiliehuse.
$ppriv$:	pE + antal påbegyndte række-, kæde- og dobbelthuse med privat bygherre.
fth :	Boliginvesteringer i faste priser.
pih :	Byggeomkostningsindekset for enfamiliehuse.
phk :	Gennemsnitlig kontantpris for enfamiliehuse i fri handel (indeks 1980 = 100).
$phgk$:	Gennemsnitlig kontantpris for grunde under 2.000 kvm. i fri handel (indeks 1980 = 100).
pcp :	Forbrugerprisindeks.

- Q*: *Q*-værdi svarende til ADAM. Beregnet som $phk/(0.8\pi h+0.2\pi h gk)$.
- pbe* 20: Potentiel boligefterspørgsel. Beregnet som antal ægteskaber plus antal papirløse forhold plus antal enlige over 19 år.
- Kh*: Samlede boligmasse målt i antal boligenheder.
- fyd*: Disponibel realindkomst. Beregnet ud fra ADAM's databank: $Yd7/pcp$. Serien er interpoleret ud på kvartaler med NARES' *fyd* som indikator.
- fydcap*: Disponibel realindkomst pr. boligsøgende enhed. Beregnet som fyd/pbe 20.
- ib*: lang effektiv obligationsrente.
- tsa*: Den gennemsnitlige marginale skattesats. Beregnet ud fra ADAM's databank som $tsa0+tsa1$.
- uc*: user costs på kapitalen. Beregnet som $ib(1-tsa)$.

Litteratur

- Andersen, E. 1987. Boligmarked og rationering (*upubl.*)
- Beilin, F. og R.B. Larsen. 1989. Forbrug, boligefterspørgsel og -investeringer. Foreløbige resultater. Arbejdsrapport fra Det Økonomiske Råd.
- Boligministeriet. 1988. *Boligmarkedet og boligpolitikken - et debatoplæg*. København 1988.
- Blomgren-hansen, N. og Knøsgaard, J.E. 1978. Boligmarkedet i den pengepolitiske transmissionsmekanisme. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, nr. 3, pp. 250-277.
- Case, K.E. og R.J. Shiller. 1989. The Efficiency of the Market for Single-Family Homes. *The American Economic Review*, vol. 79 nr. 1, pp. 125-137.
- Christiansen, H. 1987. ADAM's relation for boliginvesteringerne. Arbejdsrapport fra Privatbankens økonomiske sekretariat.
- Christiansen, H. 1989. En kvartalsmodel for boligbyggeriet. Afhandling ved det statsvidenskabelige studium, Københavns Universitet.
- Entreprenørforeningen. 1981. *Fremtidens boligbyggeri - Boligmodellen*. København.
- Groes, N. og Møller, M. 1977. Priser på huse og grunde. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, nr. 3, pp. 421-439.
- Heinesen, E. red. 1988. Privat forbrug og boliginvesteringer i ADAM. Arbejdsnotat fra Danmarks Statistik, nr. 24.
- Knudsen, D. 1989. Kontantpriser og boliginvesteringer. Arbejdsrapport fra Nationalbankens forskningsgruppe.
- Smidt, J. 1988. Boliginvesteringsrelation og boligmodel. Arbejdsrapport fra Nationalbankens forskningsgruppe.
- Smith, L.B., T.K. Rosen og G. Fallis. 1988. Recent Development in Economic Models of Housing Markets. *Journal of Economic Literature*, vol. XXVI, pp. 29-64.
- Stetkær, K. 1986. Beregningen af erhvervsfordelte investeringer i nationalregnskabet 1966-81. Danmarks Statistik - Nationalregnskabssektionen, arbejdsnotat nr. 14.

antyder, at den koefficientbinding, som ligger implicit i diverse andre modellens brug af Q -værdier, er forsvarlig. Modellens fit fremgår af figur 5.

Af (15) fremgår, at pE på kort sigt har en elasticitet med hensyn til graden af overefterspørgsel på 25 svarende til, at en »pludseligt« opstået overefterspørgsel på 1 pct. modsvarer af en stigning i antallet af påbegyndte enfamiliehuse på 25 pct. Det kan synes dramatisk, men f.eks. for perioden sidst i 70'erne svarer det til, at en stigning i boligefterspørgslen på 20.000 boliger i samme kvartal ville give anledning til en forøgelse af antallet af påbegyndte enfamiliehuse med 1.500 boligenheder. På længere sigt er elasticiteten m.h.t. overefterspørgsel i eet kvartal $24.5/(1-0.44) = 44$ pct. - hvortil formelt set skal lægges effekten af stigende phk svarende til relation (15), men den numeriske effekt heraf er ikke overvældende. En *permanent* overefterspørgsel af en given størrelse vil give anledning til uendelig meget byggeri, svarende til en vandret udbudskurve for nybyggede boliger på langt sigt.

Kortsigtselasticiteten med hensyn til Q -værdien phk/pih er 0.75, mens langsigtselasticiteten ligger på 1.3. Byggeaktiviteten er altså tillige ganske responsiv over for ændringer i bygherregevinsterne.

6. Konklusion

Hovedkonklusionen af nærværende artikel er, at boligmarkedet ikke synes at være tilstrækkeligt beskrevet ved den traditionelle stock-flow model. De bygherregevinster, som ifølge traditionel tankegang skulle være bestemmende for investeringerne, er efterslæbende i forhold til den variabel, de skulle forårsage. Dertil kommer, at antagelsen om permanent ligevægt på stockmarkedet ved markedsclarende priser synes at være for streng.

De seneste erfaringer antyder, at der i stedet foreligger et marked, som ofte er i uligevægt, i stadig tilpasning mod ligevægtpunktet. Som følge af prismekanismens relative træghed, kan markedsuligevægt ved givne priser i længere perioder præge boligmarkedet og dermed tvinge producenterne af nye boligenheder til at have afsætningsmuligheden som reaktionsfunktion snarere end en udbudskurve.

Appendiks: Anvendte variabelnavne

pE :	Antal påbegyndte fritliggende enfamiliehuse.
$ppriv$:	pE + antal påbegyndte række-, kæde- og dobbelthuse med privat bygherre.
fth :	Boliginvesteringer i faste priser.
pih :	Byggeomkostningsindekset for enfamiliehuse.
phk :	Gennemsnitlig kontantpris for enfamiliehuse i fri handel (indeks 1980 = 100).
$phgk$:	Gennemsnitlig kontantpris for grunde under 2.000 kvm. i fri handel (indeks 1980 = 100).
pcp :	Forbrugerprisindeks.

- Q*: *Q*-værdi svarende til ADAM. Beregnet som $phk/(0.8\pi h+0.2\pi h gk)$.
- pbe* 20: Potentiel boligefterspørgsel. Beregnet som antal ægteskaber plus antal papirløse forhold plus antal enlige over 19 år.
- Kh*: Samlede boligmasse målt i antal boligenheder.
- fyd*: Disponibel realindkomst. Beregnet ud fra ADAM's databank: $Yd7/pcp$. Serien er interpoleret ud på kvartaler med NARES' *fyd* som indikator.
- fydcap*: Disponibel realindkomst pr. boligsøgende enhed. Beregnet som fyd/pbe 20.
- ib*: lang effektiv obligationsrente.
- tsa*: Den gennemsnitlige marginale skattesats. Beregnet ud fra ADAM's databank som $tsa0+tsa1$.
- uc*: user costs på kapitalen. Beregnet som $ib(1-tsa)$.

Litteratur

- Andersen, E. 1987. Boligmarked og rationering (*upubl.*)
- Beilin, F. og R.B. Larsen. 1989. Forbrug, boligefterspørgsel og -investeringer. Foreløbige resultater. Arbejdsrapport fra Det Økonomiske Råd.
- Boligministeriet. 1988. *Boligmarkedet og boligpolitikken - et debatoplæg*. København 1988.
- Blomgren-hansen, N. og Knøsgaard, J.E. 1978. Boligmarkedet i den pengepolitiske transmissionsmekanisme. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, nr. 3, pp. 250-277.
- Case, K.E. og R.J. Shiller. 1989. The Efficiency of the Market for Single-Family Homes. *The American Economic Review*, vol. 79 nr. 1, pp. 125-137.
- Christiansen, H. 1987. ADAM's relation for boliginvesteringerne. Arbejdsrapport fra Privatbankens økonomiske sekretariat.
- Christiansen, H. 1989. En kvartalsmodel for boligbyggeriet. Afhandling ved det statsvidenskabelige studium, Københavns Universitet.
- Entreprenørforeningen. 1981. *Fremtidens boligbyggeri - Boligmodellen*. København.
- Groes, N. og Møller, M. 1977. Priser på huse og grunde. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, nr. 3, pp. 421-439.
- Heinesen, E. red. 1988. Privat forbrug og boliginvesteringer i ADAM. Arbejdsnotat fra Danmarks Statistik, nr. 24.
- Knudsen, D. 1989. Kontantpriser og boliginvesteringer. Arbejdsrapport fra Nationalbankens forskningsgruppe.
- Smidt, J. 1988. Boliginvesteringsrelation og boligmodel. Arbejdsrapport fra Nationalbankens forskningsgruppe.
- Smith, L.B., T.K. Rosen og G. Fallis. 1988. Recent Development in Economic Models of Housing Markets. *Journal of Economic Literature*, vol. XXVI, pp. 29-64.
- Stetkær, K. 1986. Beregningen af erhvervsfordelte investeringer i nationalregnskabet 1966-81. Danmarks Statistik - Nationalregnskabssektionen, arbejdsnotat nr. 14.