

Kan man filtrere ejerboligmarkedet for spatielle påvirkningseffekter?

Jørgen Lauridsen¹, Niels Nannerup² and Morten Skak²

¹Institut for Sundhedstjenesteforskning – Sundhedsøkonomi, Syddansk Universitet, jl@sam.sdu.dk

²Institut for Virksomhedsledelse og Økonomi, Syddansk Universitet, ma@sam.sdu.dk og mos@sam.sdu.dk

Resume.

Papiret beskæftiger sig med estimering af effekter af bestemmende faktorer på boligmarkedet. Disse faktorer inkluderer priser samt deres ændringer på kort og mellem- og lang sigt, offentlig regulering, konkurrence fra alternative boformer, social og demografisk sammensætning af befolkningen, økonomisk formåen og bolig- og befolkningstæthed. Studiet har særligt fokus på implikationer af spatielle påvirkningseffekter, hvis udeladelse er kendt for i betydelig grad at kunne skævvride modelresultater. Udover en traditionel parametriseret tilgang til kontrol for sådanne påvirkningseffekter anvendes en ikke-parametriseret tilgang, hvor de spatielle påvirkningseffekter filtreres ud af data før estimering af modellen. Fordele og ulemper ved de to tilgange samt forskelle i de opnåede resultater diskuteres.

Nøgleord: Boligmarked; SUR; Spatielle påvirkningseffekter; spatiel filtrering.

1. Indledning

Et tidligere studie (Lauridsen et al., 2006a) etablerede en økonomisk model for andelen af boliger som er beboet af ejere for perioden 1999 til 2004. Studiet opsummerede determinanter for efterspørgslen på boligmarkedet. Teoretiske determinanter inkluderer priser og deres kort- og mellem- og langsigtede ændringer, offentlig regulering (huslejerregulering, boligydelse og beskatning), konkurrence fra alternative boformer (målt ved andelen af almenbygget boligbyggeri), social sammensætning af befolkningen (alder, kontanthjælpsmodtagere, husstandssammensætning, civilstand, uddannelse og nationalitet), økonomisk formåen (indkomst) og boligstæthed (målt ved befolkningstæthed og grad af urbanisering). Spørgsmål relateret til anvendelsen af interpolerede tværsnitsdata blev videre diskuteret. Lauridsen et al. (2006a) inkluderede parametriseret ustabilitet over tid, justering for afhængighed som følge af gentagne observationer og identifikation af effekten af priser på boligmarkedet. Det blev fundet at parametriseret ustabilitet over tid kunne opfanges tilfredsstillende ved at tilføje interaktioner mellem modellens variable og en tidstrend.

Imidlertid ikke noget nyt i, at køb/salg af bolig har haft en negativ effekt på mobiliteten, og dermed har de største konsekvenser været for første-gangs købere, der har købt inden for de seneste par år og også vil sælge nu.

Den neoklassiske konvergensmodel har vist sig at være velegnet til at analysere udviklingen i de regionale boligpriser, og analyse viste at udviklingen i boligpriserne ikke har fremmet ligheden i det regionale Danmark: De områder, hvor priserne i forvejen var høje i 1995, har oplevet en kraftigere stigning i boligpriserne indtil nu, hvilket naturligvis også påvirker den regionale formuefordeling.

De kommende år skal vise, hvilket leje priserne stabiliserer sig ved, men det kan ikke overraskes, at priserne på bolig i områder med årlige prisstigningsstakster på omkring 25% også kan svinge i nedadgående retning.

Litteratur

- Abramovitz M. (1986), "Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind", *The Journal of Economic History*, Vol. 46, No. 2, pp. 385-406.
- Abramovitz M. (1993), "The Search for the Sources of Growth: Areas of Ignorance, Old and New", *The Journal of Economic History*, Vol. 53, No. 2, pp. 217-243.
- Barro, R.J. & Xavier Sala-i-Martin (1992), "Convergence", *The Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 2, pp. 223-251.
- Baumol, W. J. (1986), "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show", *The American Economic Review*, Vol. 76, No. 5, pp. 1072-1085.
- Dilling-Hansen, K.R. Petersen og Valdemar Smith (1994), "Growth and Convergence in Danish Regional Incomes", *Scandinavian Economic History Review*, Vol. XLII, No. 1, pp. 54-76.
- Lee, F. C. (1996), "Convergence in Canada", *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 29, pp. 331-336.
- Madsen, J. B. (2007a), "A Tobin's q Model of House Prices", WP, Monash University and EPRU University of Copenhagen.
- Madsen, J. B. (2007b), "An Affordability Model of House Prices", WP, Monash University.
- Poterba, James A. (1984), "Tax Subsidies to Owner-occupied Housing: An Asset Market Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 99, pp. 729-752
- Hjemmesider:**
www.brf.dk (grafisk illustration af den regionale udvikling i boligpriser)
www.dst.dk
www.edc.dk (beskrivelse af "Danmarkshuset")
<http://www.realkreditraadet.dk> (data for boligpriser og handler, 1995-2007)
www.statistikbanken.dk

Fra studier som beskæftiger sig med lokal variation vides at det er nødvendigt at kontrollere for spatielle påvirkningseffekter med henblik på at opnå holdbare konklusioner vedrørende effekter af de forklarende variable (Anselin, 1988; Anselin and Bera, 1998; Anselin, 2000). Et opfølgende studie (Lauridsen et al., 2006b) foreslog derfor at boligmarkedet ikke nødvendigvis er begrænset til at udfolde sig indenfor grænserne af en enkelt kommune, men at markedsbetingelser og markedsadfærd kunne tænkes at flyde på tværs af kommunegrænser. Følgelig vil misvisende konklusioner opstå hvis adfærd i en enkelt kommune alene betinges på de bestemmende faktorer i den pågældende kommune. Lauridsen et al. (2006b) fandt således at effekten af huspriser blev overestimeret, mens effekter af flere befolkningskarakteristika blev undervurderede, hvis der ikke blev kontrolleret for spatielle påvirkningseffekter.

Det foreliggende studie vil fokusere på kommunale variationer i ejerboligandele og derved bidrage til litteraturen om lokal variation og bestemmelse af de adfærdsmæssige relationer som ligger til grund for boligjerskab. Formålet med studiet er at analysere disse relationer idet der samtidig kontrolleres for spatielle effekter. I modsætning til Lauridsen et al. (2006b), som anvendte en parametriske tilgang, vil der blive anvendt en eksplorativ tilgang benævnt spatiel filtrering (Griffith, 1996; 2000; 2003). Fordelen ved denne metode er at spatielle påvirkningseffekter implicit kontrolleres for ved at de sigtes ud af variablene forud for analysen, frem for ved at blive eksplicit modelleret som del af en restriktiv parametriske formulering.

En uddybet behandling af det teoretiske grundlag kan findes i Lauridsen et al. (2006a, 2006b) vedrørende bestemmende faktorer for boligjerskab. De anvendte data beskrives kortfattet i afsnit 2, hvorefter afsnit 3 beskriver metodemæssige aspekter. Eftersom interpolerede data anvendes, argumenteres der for en Seemingly Unrelated Regression (SUR) ramme med henblik på en effektiv opfangning af dynamiske mønstre. Endvidere introduceres kontrol for spatielle påvirkningseffekter ved spatiel filtrering af modellens variable. Demæst præsenteres estimationsresultater i afsnit 4. Farene ved ikke at kontrollere simultant for dynamiske mønstre og spatielle påvirkningseffekter så vel som implikationer af at bruge forskellige tilgange til kontrol for spatielle påvirkningseffekter demonstreres, idet konklusioner vedrørende effekter af forklarende faktorer på boligjerskab varierer kraftigt på tværs af (parametriske og ikke-parametriske) justerede og ikke-justerede specifikationer. Afsnit 5 runder af med nogle konkluderende bemærkninger.

2. Data

Data til studiet er aggregerede tværsnitsdata observeret for 270 danske kommuner (de 5 bornholmske kommuner er udeladt på grund af problemer med databrud) årligt fra 1999 til 2004. Data stammer fra tre kilder: Statistikbanken ved Danmarks Statistik,

Indenrigsministeriets Kommunale Nøgletal og Told og Skats (2004) opgørelse over salgspriser på ejendomme. Tabel 1 (på sidste side i papiret) giver et overblik over de anvendte data, inklusive variabeldefinitioner og nogle beskrivende statistikker. Med hensyn til størrelse af kommunerne bemærkes, at 75 procent af kommunerne bebos af mindre end 20.000 indbyggere. Det er derfor relevant at betragte de danske kommuner som relativt små lokalområder, således at spatielle påvirkningseffekter ud over kommunegrænser meget vel kan tænkes at være i spil. Endvidere bemærkes de ret betydelige interkvartile range (dvs. afstandene mellem 25 procent og 75 procent percentilerne), som klart indikerer den betydelige spatielle variationer i data. Især bemærkes grundskyldsprofillen, som varierer substantielt med 8 og 15 promille som kvartiler.

3. Statistisk metode

Udgangspunktet er en lineær regressionsmodel defineret for $N=270$ kommuner for hvert enkelt årstal ved

$$(1) \quad y_i = X_i\beta + v_i, \quad v_i \sim N(0, \sigma^2 I)$$

hvor X_i er en N gange K dimensional matrice af K forklarende variable, y_i en N dimensional vektor af endogene observationer og β en K dimensional koefficientvektor. Eftersom interpolerede data for $T = 5$ år anvendes kan intrakommunal korrelation forefindes, dvs. at restled fra samme kommune for forskellige år kan være korrelerede. Endvidere kan variansen af restled være heterogene, idet de kan tænkes at variere over årene. Følgelig er kovariansen mellem restled fra to vilkårlige år udtrykt ved

$$(2) \quad E(v_i, v_s) = \sigma_v^2 \quad t, s = 1, \dots, T.$$

For at opnå statistisk effiente estimater for koefficienterne β anvendes Feasible Generalised Least Squares (F-GLS) estimation med det formål at opnå Zellner (1962) Seemingly Unrelated Regression (SUR) estimater for β .

En simple specifikation kan opnås hvis β , er konstant over tid. Lauridsen et al. (2006a) viste at denne antagelse er dækkende for det foreliggende tilfælde, idet variationer i β , kunne opsamles ved hjælp af interaktionsled mellem en tidstrend og modellens forklarende variable. Følgelig er β , erstattet med en fælles β i (1).

I lighed med enhver anden udeladelse af relevante variable kan manglende inddragelse af de spatielle påvirkningseffekter som nævnt føre til skæve estimater (Anselin, 1988). Der er en stærk tradition i litteraturen for at opnå kontrol med spatielle

påvirkningseffekter ved at tilføje spatielle parametre til modellen (Paelinck and Klaassen, 1979; Cliff and Ord, 1981; Anselin, 1988; Florax, 1992; Anselin, 2000). En operationel måde at kontrollere den endogene spatielle påvirkningseffekt på er ved at tilføje gennemsnittet af den afhængige variabel y_i i nabokommunerne (benævnt med y_i^w) som en ekstra forklarende variabel i (1) for at opnå den *spatielle autoregressive* (SAR) specifikation (Anselin, 1988)

$$(3) \quad y_i = y_i^w \lambda + X_i \beta + v_i,$$

hvor λ er en parameter hvis værdi specificerer størrelsen af påvirkningseffekten, som formelt begrænses til at ligge i intervallet mellem (-1) og (+1), men som for de fleste praktiske formål af indlysende grunde yderligere kan begrænses ved at ekskludere negative værdier. Tilsvarende kan eksogene spatielle påvirkningseffekter kontrolleres ved at tilføje gennemsnittene af de forklarende variable X_i i nabokommunerne (benævnt med X_i^w) som forklarende variable i (1) således at den *spatielle distribuerede lag* (SDL) specifikation opnås (Florax, 1992) som

$$(4) \quad y_i = X_i \beta + X_i^w \delta + v_i,$$

mens begge typer af påvirkningseffekter kan kontrolleres simultant ved simpelthen at tilføje både y_i^w og X_i^w og derved opnå en kombineret SAR-SDL specifikation.

Eftersom det imidlertid oftest er hensigten at kontrollere for spatielle påvirkningseffekter snarere end eksplicit at modellere dem som del af modellen, kan disse restriktive parametriske specifikationer meget vel i bedste fald være overflødige og i værste fald endda hæmme den tilstræbte effektive kontrol for spatielle påvirkningseffekter. Det foreliggende studie foreslår derfor anvendelse af spatiel filtrering som foreslået af Griffith (1996, 2000, 2003) med henblik på at opnå en ikke-parametriske separering af de spatielle og ikke-spatielle komponenter i dataene som ligger til grund for regressionen. Fremgangsmåden har sit udspring i dekomponering af en egenfunktion som foreslået af Griffith (1996, 2000). Filtrering hviler således på en dekomponering af Morans I (MI) statistik

$$(6) \quad MI = \frac{z_i' W z_i}{z_i' z_i},$$

som udgør et mål for den globale spatielle autokorrelationsstruktur, hvor z_i er den middelværdikorrigerede udgave af en variabel som skal undersøges. En intuitiv forståelse af Morans I er at den er ækvivalent til regressionskoefficienten som ville opnås fra en regression af gennemsnittet af z_i i de tilstødende regioner (dvs. det

spatielle lag $W z_i$) på z_i . Morans I kan udtrykkes som en vægget sum af egenværdierne for matricen

$$C = (I_n - W' / n) W (I_n - W' / n), \quad (7)$$

hvor I_n er den n -dimensionale identitetsmatrice og i en n vektor af etaller (Tiefelsdorf og Boots, 1995; Griffith, 1996). Egenvektorerne for C kan udnyttes til at separere spatielle fra ikke-spatielle komponenter. Generelt er spatielle afhængigheder repræsenteret ved systemet af egenvektorer, som hver især identificerer særlige geografiske kortmønstre. Den ikke-spatielle del af en variabel er givet som OLS-residualerne fra en regression af variabelen på de signifikante egenvektorer, udført for hver variabel i hver tidsperiode (Griffith, 1996; 2000). Griffith (2003) foreslog at vurdere substantiel spatiel autokorrelation på grundlag af raten $\frac{MI}{MI_{\max}}$, hvor

MI_{\max} betegner den største Moran koefficient blandt egenvektorerne for C matricen. I overensstemmelse med hans kvalitative klassifikation anvendes her en tærskelværdi på 0.25 for udvælgelse af egenvektorer. Endelig erstatter de filtrerede variable X_i^w de oprindelige X_i variable i SUR regressionen, og de signifikante egenvektorer føjes desuden til denne regression.

Endvidere overvejede Lauridsen et al. (2006a) et spørgsmål i forhold til identifikation. Priser på ejerboliger dæmper efterspørgslen på boligjerskab. Samtidig vil et skift i efterspørgselsfunktionen påvirke ligevægtspriserne i samme retning som skiftet. Dette medfører at priser og boligjerskab vil være simultant bestemt, således at de ovennævnte estimationer vil være behæftede med en simultaneitetsskævhed (Greene, 2003). En løsning på problemet er at bruge instrumentering (Greene, 2003), hvor en variabel fra udbudssiden bruges som instrument for priserne. Lauridsen et al. (2006a) anvendte mængden af afsluttet nybyggeri per indbygger som et sådant instrument. Samme tilgang vil blive anlagt i dette studie.

Med henblik på at muliggøre indbyrdes sammenligning af de estimerede alternative modellens forklaringskraft anvendes nogle statistiske mål. Et mål er en pseudo-R-i-anden størrelse (R^2), beregnet som kvadratet på korrelationen mellem de observerede værdier af y og de fra regressionen forudsagte værdier. Dette mål er ligetil at beregne for SUR og SDL-SUR specifikationerne, men kan ikke defineres for SAR-SUR specifikationen. Vi anvender derfor også Akaikes Informationskriterium (AIC), beregnet som $(-2 \log L + 2K)$. Endelig kan to modeller, hvoraf den ene er indlejret som et specialtilfælde i den anden, testes mod hinanden ved hjælp af et Likelihood Ratio (LR) test, der beregnes som to gange forskellen på deres log likelihood værdier.

4. Resultater

Indledningsvist er Morans *I* beregnet som et overordnet mål for spatiel autokorrelation for hver enkelt variabel for hvert år (Tabel 2). Med undtagelse af boligydelse, boligsikring, husstande uden børn og de tidlige år for de kortsigtede prisændringer udviser alle variable signifikant spatiel autokorrelation for alle år. Følgelig er kontrol for spatielle påvirkningseffekter nødvendig med henblik på at opnå efficients resultater.

Tabel 2. Morans *I* for hver variabel per år.

	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Ejerboligandelen	0.179***	0.173***	0.165***	0.157***	0.157***	0.156***
Pris	0.424***	0.424***	0.380***	0.296***	0.330***	0.366***
Kortsigret prisændring	-0.015	0.050	0.855***	0.732***	0.162***	0.366***
Mellemlang prisændring	0.756***	0.803***	0.777***	0.706***	0.807***	0.707***
Almennyttige boliger	0.326***	0.322***	0.324***	0.324***	0.322***	0.323***
Boligyldelse	0.064*	0.047	0.045	0.034	0.041	0.041
Boligsikring	0.074**	0.052*	0.038	0.025	0.015	0.015
Huslejenævn	0.216***	0.216***	0.216***	0.216***	0.216***	0.216***
Grundskyld	0.440***	0.445***	0.437***	0.447***	0.426***	0.435***
Udskrivningsprocent	0.345***	0.366***	0.356***	0.369***	0.354***	0.359***
Beskatningsgrundlag	0.656***	0.656***	0.666***	0.668***	0.689***	0.676***
Befolkningsstørrelse	0.666***	0.669***	0.667***	0.667***	0.667***	0.667***
Urbanisering	0.276***	0.276***	0.276***	0.282***	0.284***	0.284***
7-16-årige	0.343***	0.330***	0.327***	0.325***	0.313***	0.317***
17-25-årige	0.121***	0.108***	0.101***	0.104***	0.091***	0.074***
26-35-årige	0.459***	0.465***	0.462***	0.453***	0.448***	0.446***
36-66-årige	0.413***	0.403***	0.394***	0.401***	0.391***	0.381***
67+ årige	0.543***	0.541***	0.545***	0.542***	0.535***	0.522***
Enker/enkemænd	0.540***	0.539***	0.545***	0.546***	0.551***	0.539***
Skille	0.629***	0.620***	0.624***	0.618***	0.605***	0.596***
Ugifte	0.374***	0.367***	0.358***	0.359***	0.344***	0.334***
Voksne børn	0.244***	0.230***	0.218***	0.215***	0.207***	0.207***
Ingen børn	0.02	0.039	0.035	0.024	-0.012	-0.028
Uddannelse	0.556***	0.556***	0.556***	0.560***	0.565***	0.565***
Færdighedsprocent	0.628***	0.622***	0.620***	0.627***	0.620***	0.624***
Kontanttilbagebetaling	0.238***	0.284***	0.283***	0.329***	0.319***	0.319***
Arbejdsløse	0.689***	0.715***	0.680***	0.637***	0.624***	0.624***
3. lande	0.303***	0.316***	0.328***	0.336***	0.350***	0.350***

Note. Signifikans angivet ved ***(1%), **(5%), *(10%).

Tabel 3 viser i anden kolonne SUR modellen som blev etableret af Lauridsen et al. (2006a). Det bemærkes at effekterne af priser samt deres kort- og mellemlange ændringer har de forventede fortegn, selvom prisen ikke er signifikant. Som påvist af Lauridsen et al. (2006a) havde nogle af de forklarende faktorer effekter på ejerboligandelen som aftog eller voksede over tid. For almennyttige boliger er påvirkningen således negativ, men denne effekt aftager gradvist over årene fra 1999 til 2004 som vist i interaktionsleddet med tidstrenden. Påvirkningen fra boligydelse er positiv i starten men bevæger sig gradvist mod at blive signifikant negativ gennem perioden. Boligsikring har den forventede negative indflydelse, og interaktionsleddet

med tidstrenden viser at denne effekt gradvist styrkes gennem perioden. Husleregulering har den forventede negative indflydelse, men effekten reduceres gradvist gennem perioden. For befolkningsandel i bymæssig bebyggelse og andel skilte er effekterne negative, men reduceres mod nul over tid. For andel 7-16 årige ændres effekten gradvist fra at være insignifikant til at være signifikant negativ. Disse demografiske variable har derfor til fælles at de har signifikante effekter på boligjerskab, men de fleste effekter reduceres generelt gennem perioden 1999 til 2004. For de øvrige forklarende faktorer fandtes ingen variation over tid i koefficienterne. Med få undtagelser svarer fortegnene af disse effekter til forventningerne. Undtagelser er grundskyldpromille og arbejdsløshed som udviser uventede positive effekter, mens andelen med længerevarende uddannelse udviser en uventet negativ effekt.

Tabel 3. Ikke-justeret, parametriske justeret og spatielt filteret SUR model

Variabel	(1) Ikke-justeret SUR		(2) Parametriske justeret (SAR-SDL) SUR		(3) Filtreret SUR	
	Koefficient	Standardfejl	Koefficient	Standardfejl	Koefficient	Standardfejl
Konstant	149.81***	(10.44)	107.99***	(22.97)	69.748***	(0.170)
Pris	-0.005	(0.004)	-0.005	(0.003)	0.014**	(0.007)
Kortsigret prisændring	-2.222***	(0.589)	-1.536	(0.913)	-0.476	(1.103)
Mellemlang prisændring	1.678**	(0.714)	1.527	(1.128)	0.577	(1.355)
Almennyttige boliger	-0.567***	(0.031)	-0.562***	(0.030)	0.043	(0.035)
Boligyldelse	-0.127***	(0.047)	-0.105***	(0.037)	0.043	(0.037)
Huslejenævn	-2.725***	(0.568)	-3.181***	(0.530)	0.490	(0.728)
Grundskyld	0.036**	(0.018)	0.026	(0.017)	0.093***	(0.032)
Udskrivningsprocent	-0.036	(0.072)	-0.008	(0.069)	-0.016	(0.132)
Beskatningsgrundlag	0.008	(0.047)	-0.014	(0.049)	0.096	(0.089)
Befolkningsandel	-25.03***	(3.066)	-26.05***	(5.333)	-19.92**	(8.814)
Urbanisering	-0.039***	(0.018)	-0.088***	(0.017)	0.043	(0.028)
7-16-årige	-0.049	(0.117)	0.004	(0.18)	-0.313	(0.203)
17-25-årige	-0.561**	(0.106)	-0.551***	(0.106)	0.028	(0.204)
26-35-årige	-0.391**	(0.125)	-0.413***	(0.124)	0.345	(0.243)
36-66-årige	-0.223*	(0.115)	-0.263**	(0.113)	0.084	(0.222)
67+ årige	-0.823***	(0.126)	-0.908***	(0.126)	0.437*	(0.250)
Enker/enkemænd	-0.353**	(0.152)	-0.267*	(0.149)	0.093	(0.289)
Skille	-0.965***	(0.142)	-1.162***	(0.144)	0.737***	(0.220)
Ugifte	-0.525***	(0.081)	-0.474***	(0.081)	0.228	(0.182)
Voksne børn	-0.195***	(0.049)	-0.177***	(0.049)	-0.014	(0.087)
Ingen børn	0.531	(0.410)	0.313	(0.408)	-1.561*	(0.868)
Uddannelse	-0.035	(0.038)	-0.104**	(0.042)	0.099	(0.067)
Færdighedsprocent	-0.184**	(0.076)	-0.212***	(0.078)	0.020	(0.138)
Kontanttilbagebetaling	-0.116***	(0.042)	-0.151***	(0.041)	0.042	(0.079)
Arbejdsløse	0.118***	(0.046)	0.082	(0.053)	0.079	(0.079)
3. lande	-0.020*	(0.012)	-0.028**	(0.011)	0.057***	(0.015)
Tid X Pris	-0.015***	(0.003)	-0.014***	(0.003)		
Tid X Almennyttige boliger	-0.043***	(0.008)	-0.040***	(0.008)		
Tid X Boligyldelse	-0.046***	(0.013)	-0.047***	(0.013)		
Tid X Boligsikring	0.160***	(0.042)	0.164***	(0.040)		
Tid X Udskrivningsprocent	0.003*	(0.002)	0.004***	(0.001)		
Tid X 67+ årige	-0.020***	(0.007)	-0.021***	(0.008)		
Tid X Ingen børn	0.063***	(0.014)	0.055***	(0.014)		
Tid X 3. lande	-0.001	(0.002)	-0.001	(0.001)		
Ejerboligandelen (spatiel effekt)					0.122**	(0.026)
R ²	0.932					
LogL	-655.18		-605.68			
AIC	1426.35		1381.37			

Note. Signifikans angivet ved ***(1%), **(5%), *(10%). Standardfejl i parenteser. Anden kolonne i (2) er koefficienter for de spatielle lags.

negative i den filtrerede model, og de mellemlange prisændringer har en signifikant positiv effekt. Resultaterne fra den filtrerede model er således i bedre overensstemmelse med de teoretiske forventninger end resultaterne fra de parametriske justerede modeller. Endvidere ses effekten af befolkningsstæthed at være relativt underestimeret af såvel model (1) og (2), hvorimod de relativt store effekter i den filtrerede model (3) indikerer at denne bedre opfanger befolkningsstæthedens supra-kommunale effekt på ejerboligmarkedet. Endelig ses tidstrendene at være af mindre betydning i den filtrerede model. Dette ikke helt intuitive resultat kan muligvis forklares med at de supra-kommunale mønstre i variablene (som kommer til udtryk i de høje Moran-værdier i tabel 2) er relativt stabile over tid, således at filtreringen til dels opfanger de nævnte tidstrends.

Opsummerende kan resultater fra tidligere studier altså bekræftes: Det er væsentligt at kontrollere for spatielle påvirkningseffekter når der studeres adfærd i store områder på grundlag af data fra små områder. Så vel parametriske justerede modeller som den ikke-parametriske filtrerede model fører til substantielle forskelle i effekter i forhold til en model som ikke justeres for spatielle påvirkningseffekter. Men som noget nyt er det påvist at der også er betydelige fortolkningsforskelle på tværs af de justerede modeller. Det kan altså ikke blot konkluderes at det er vigtigt at kontrollere for spatielle påvirkningseffekter, men også at det gør en væsensforskul hvordan man gør det.

5. Konklusion

Det foreliggende studie tager analysen af bestemmende faktorer for ejerboligraten et skridt videre og føjer nyt til den hidtidige viden, idet ikke blot nødvendigheden af at kontrollere for spatielle påvirkningseffekter demonstreres, men også betydelige implikationer af hvorledes det gøres. En dynamisk ikke-parametriske spatiel filtreringstilgang foreslås som alternativ til mere restriktive parametriske specifikationer fra tidligere studier. Resultater fra denne model sammenlignes med resultater fra en grundlæggende model som ikke er justeret for spatielle påvirkningseffekter så vel som fra en model som foretager en parametriske justering for disse effekter. Konklusionen må betegnes som tveetydig: Nødvendigheden af at justere for spatielle påvirkningseffekter står klar, men samtidig opnås betydelige forskelle vedrørende forklaring af boligmarkedets adfærd afhængig af om den parametriske eller den ikke-parametriske specifikation benyttes. Eftersom denne tveetydighed gælder nogle af de vigtigste forklaringsfaktorer (herunder priser og prisdynamik) påvises det klart at spatielle påvirkningseffekter er et komplekst fænomen, og at kontrol for disse effekter i ikke mindre grad er et komplekst anliggende.

Herefter vendes opmærksomheden mod de spatielt justerede modeller som er rapporteret i de øvrige kolonner i tabel 3. SAR-SDL-SUR modellen i kolonne (2) kontrollerer for endogene så vel som eksogene spatielle påvirkningseffekter. Log likelihood og AIC værdierne er henholdsvis større og mindre end for SUR modellen uden spatielle justeringer, hvilket indikerer at den første er bedre end den sidste. Endvidere viser en betragtning af de estimerede effekter af de forklarende variable betydelige forskelle. Især er effekterne af kort- og mellemlange prisændringer ikke længer signifikante. Dette tyder på at effekter af lokal prisdynamik overvurderes når der ikke kontrolleres for spatielle påvirkningseffekter, idet disse til dels kan tilskrives boligmarkedets supra-kommunale natur. Endvidere forekommer flere effekter af variable som beskriver befolknings sammensætning at være overvurderede i den ikke-justerede SUR model. Dette gælder således procentdele af skilte, uddannede, tidligt tilbagetrukne fra arbejdsmarkedet, kontanthjælpsmodtagere og indbyggere fra tredjelands. Vigtigheden af at kontrollere for spatielle påvirkningseffekter (som opstår på grund af diskrepansen mellem dataenes intra-kommunale natur og boligmarkedets supra-kommunale natur) understreges således.

Anden kolonne for SDL-SUR modellen rapporterer effekter af spatielle lags af de forklarende faktorer. Selvom disse effekter ikke har eksplicit interesse for studiet, men snarere er tilføjet som kontrolvariable, kan interessante informationer om boligmarkedets funktion udledes af disse. De spatielt laggede priser ses således at have en vis positiv signifikans. Dette indikerer at hvis priserne er høje i omkringliggende kommuner, så vil efterspørgslen på ejerboliger i den betragtede kommune være relativt højere. En tilsvarende positiv effekt ses af det spatielle lag af grundskyldspromillen. Positive spatielle påvirkningseffekter ses ligeledes for procentdele af skilte og udlændinge fra tredjelands. En potentiel forklaring an være at sociale spændinger i de omkringliggende kommuner leder til at efterspørgslen på ejerboliger flytter ud fra disse og ind i den betragtede kommune. Endvidere ses det at effekten af befolkningsstæthed tilsyneladende er en supra-kommunal effekt, idet både den direkte effekt og effekten af det spatielle lag af denne variabel har negativt fortegn. Endelig bemærkes en signifikant endogen påvirkningseffekt som indikerer at det ikke blot er den eksogene determinering af boligmarkedets adfærd, men også denne adfærd i sig selv, som flyder over på tværs af kommunegrænser.

Ses der som det næste på den spatielt filtrerede SUR model (3) viser det sig at log likelihood, AIC og R^2 værdierne næppe favoriserer denne over den ikke-filtrerede SUR. Endvidere favoriserer log likelihood og AIC værdierne tilsyneladende SAR-SUR modellen frem for den filtrerede model. Men med hensyn til effekter af de forklarende variable byder den filtrerede model på adskillige forskelle som er værd at bemærke. Således er priseffekten og effekten af kortsigtede prisændringer signifikant

Litteratur

- Anselin, L., 1988, Spatial econometrics: Methods and models (North-Holland, Amsterdam).
- Anselin, L., 2000, Spatial Econometrics, in: B. Baltagi, ed., A Companion to Theoretical Econometrics (Blackwell Publishers, Oxford) 310-330.
- Anselin, L. og A. Bera, 1998, Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics, i A. Ullah and D. Giles, red., Handbook of applied economic statistics (Marcel Dekker, New York) 237-239.
- Cliff, A. og J. Ord, 1981, Spatial Processes. Models and Applications (Pion, London).
- Florax, R.J.G.M., 1992, The University: A Regional Booster? Economic Impacts of Academic Knowledge Infrastructure (Aldershot, Avebury).
- Greene, W.H., 2003, Econometric Analysis. Fifth Edition (Prentice-Hall, New Jersey).
- Griffith, D., 1996, Spatial autocorrelation and eigenfunctions of the geographic weight matrix accompanying geo-referenced data, The Canadian Geographer, 40, 351-367.
- Griffith, D., 2000, A linear regression solution to the spatial autocorrelation problem, Journal of geographical Systems, 2, 141-156.
- Griffith, D., 2003, Spatial autocorrelation and spatial filtering (Springer, Berlin).
- Lauridsen, J., N. Nannerup og M. Skak, 2006a, Explaining Homeownership Rates in Danish Municipalities, i J. Doling and M. Elsinga, red., Home Ownership: Getting In, Getting From, Getting Out, Part II (Delft University Press, Delft) 59-74.
- Lauridsen, J., N. Nannerup og M. Skak, 2006b, Dynamic and Geographic Patterns of Home Ownership (Syddansk Universitet, Institut for Virksomhedsledelse og Økonomi, Odense).
- Paelinck, J. og L. Klaassen, 1979, Spatial Econometrics (Saxon House, Farnborough).
- Tiefelsdorf, M. og B. Boots, 1995, The exact distribution of Moran's I, Environment and Planning A, 27, 985-999.
- Told og Skat. 2004, Ejendomssalg i halvår 2004 (København, Told og Skat).
- Zellner, A., 1962, An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests of Aggregation Bias, Journal of the American Statistical Association, 58, 977-992.

Aknowledgement:

Papiret er skrevet med finansiel støtte fra forskningsprojektet Center for Bolig og Velfærd – RealDania.

Tabel 1. Anvendte data

Variable	Definition	25% kvartil	Median	75% kvartil
Ejrboligandelen (afhængig variabel)	% af boliger bebøjet af ejer (andelsboliger og kollegier undtaget) ⁽¹⁾	62.00	71.00	76.00
Pris	Salgspris for enfamiliehus(1000 real kroner per kvadrater) ⁽⁴⁾	51.86	55.73	73.48
Korsgjælt prisen	Defineret som (Pris _t - Pris _{t-1}) / Pris _{t-1}	0.034	0.055	0.079
Mellemåling prisen	Defineret as (Pris _t - Pris _{t-3}) / Pris _{t-3}	0.095	0.225	0.285
Almenlystige boliger	% af befolkning som bor i almenlystige boliger ⁽²⁾	5.00	9.00	17.00
Boligtværd	% af husstande som modtager boligtværd ⁽²⁾	10.90	13.25	17.00
Boligtværd	% af 1-66-årige som modtager boligtværd ⁽²⁾	2.90	4.00	5.90
Huslejen	Huslejen	4.00	4.00	5.90
Grundskyld	Grundskyld (0/00) ⁽³⁾	8.00	12.00	15.00
Udskrivningsprocent	Udskrivningsprocent (amt + kommune) ⁽²⁾	20.20	20.20	21.30
Bekætningsgrundlag	Bekætningsgrundlag per indbygger (100,000 real kroner) ⁽²⁾	9.94	10.97	12.10
Befolkningsstæthed	Area indbygger per kvadratkilometer (10000 / km ²) ⁽²⁾	48	69	147
Urbanisering	% af befolkning som bor i bynæssig bebyggelse ⁽²⁾	61.00	71.00	86.00
7-16-årige	% af befolkning i alderen 7-16 ⁽¹⁾	11.90	12.90	13.90
17-25-årige	% af befolkning i alderen 17-25 ⁽¹⁾	8.07	9.09	10.21
26-35-årige	% af befolkning i alderen 26-35 ⁽¹⁾	11.74	12.82	13.89
36-66-årige	% af befolkning i alderen 36-66 ⁽¹⁾	40.55	42.33	44.27
67+ årige	% af befolkning i alderen 67 and over ⁽¹⁾	12.00	13.50	15.00
Enker/enkemænd	% af befolkning som er enker/enkemænd ⁽¹⁾	5.91	6.61	7.37
Skatte	% af befolkning som er skatte ⁽¹⁾	4.86	5.82	7.40
Ligte	% af befolkning som er ugift ⁽¹⁾	41.91	43.54	44.80
Voksne børn	% af husstande med hjemmeholdende børn over 18 ⁽¹⁾	7.68	8.76	9.88
Ingen børn	% af husstande uden børn under 18 ⁽¹⁾	0.00	3.06	5.62
Uddannelse	% af befolkning som har videregående uddannelse ⁽²⁾	11.50	13.60	16.45
Førtidspension	% af befolkning som modtager førtidspension ⁽²⁾	6.25	7.40	8.80
Kontanthjælpsmodtagere	% af befolkning som modtager kontanthjælp ⁽²⁾	6.70	8.00	9.60
Arbejdsløse	% af 17-66-årige som er arbejdsløse ⁽²⁾	3.60	4.40	5.40
3. lande	Indbygger fra lande udenfor EU, Skandinavien og Nordamerika per 10,000 indbygger ⁽²⁾	10.60	15.70	23.60

Kilder: ⁽¹⁾ Danmarks Statistik - Statistikbanken, ⁽²⁾ Indtægtsministeriets Kommunale Nøgletal, ⁽³⁾ By- og Boligministeriet, ⁽⁴⁾ Told & Skat.