



# Gir boplikt lavere boligpriser?

## Will residence requirements reduce housing prices?

Jonas Dahl

Konsulent, PwC

[jonasdhl@gmail.com](mailto:jonasdhl@gmail.com)

Theis Theisen

Professor, Institutt for økonomi og finans, Handelshøyskolen ved Universitetet i Agder

[Theis.Theisen@uia.no](mailto:Theis.Theisen@uia.no)

### Sammendrag

Siden 1974 har norske kommuner hatt adgang til å innføre boplikt for eiendommer som er eller har vært i bruk som helårsbolig. Ordningen har helt siden den ble innført, vært svært omstridt. Vi undersøker hvordan boplikt påvirker boligprisene. Geografisk avgrensner vi oss til kystkommuner på Sørlandet, der mange som har sin faste bopel andre steder i landet, etterspør fritidsbolig. Uten boplikt kan helårsboliger bli kjøpt opp for å bli brukt som fritidsboliger. Den empiriske analysen, basert på data fra fire sørlandskommuner, hvorav den største kommunen, Arendal, opphevet boplikten i 2014, viser at prisene i kystsonen økte da boplikten ble opphevet.

Nøkkelord

boplikt, boligpriser

### Abstract

Since 1974, Norwegian municipalities have had the option to adopt a law imposing residence requirements for properties that are or have been used as permanent dwellings. This has been under debate ever since it became possible to introduce residence requirements. We examine how residence requirements impact housing prices. Geographically, we delimit attention to municipalities on the southern coast of Norway, where many who have their main dwelling in other parts of the country have or are looking for vacation dwellings. In the absence of residence requirements, dwellings that according to the zoning laws are regulated to be used as permanent dwellings may be purchased to be used as vacation homes. The empirical analysis is based on data from four municipalities on the southern coast, of which the largest, Arendal, abolished residence requirements in 2014. The results show that prices in the coastal zone increased after residence requirements were abandoned.

Keywords

residence requirements, housing prices

### Innledning

I 1974 fikk norske kommuner gjennom konsesjonsloven lovmessig mulighet til å innføre boplikt for eiendommer som var eller hadde vært i bruk som helårsbolig. Når det er boplikt på en eiendom, må kjøper forplikte seg til å benytte påstående bolig som helårsbolig. Hovedhensikten med boplikt er å hindre at helårsboliger blir kjøpt opp for å bli brukt som fritidsboliger, med det resultat at hus i store deler av året kanskje blir stående ubenyttet,

og tilhørende eiendom ikke blir ivaretatt formålstjenlig.<sup>1</sup> Tilhengerne av boplikt har blant annet argumentert med at hus som står tomme store deler av året, gir et forringet bomiljø.

Eiendommer som er attraktive for fritidsformål, og som det finnes et svært begrenset antall av, blir gjerne omsatt til betydelig høyere pris når de selges til fritidsbruk enn som helårsbolig. For eiere av helårsboliger som er attraktive som fritidsboliger, er det derfor fristende å selge disse til personer som vil bruke dem som fritidsboliger. Det gjelder særlig sjønære boliger. Interessen for å benytte boliger i eller nær strandsonen som fritidsboliger økte sterkt da plan- og bygningsloven i 1965 ga lovhjemmel for forbud mot nybygging av hytter og hus i 100-metersbeltet langs sjøen. Hvis sjønære boliger kan selges for høye priser til bruk som fritidsboliger, vil lokale – mindre pengesterke – kjøpere kunne bli presset ut av markedet. Selgerne av slike eiendommer vil derimot kunne innkassere store gevinster ved salg til bruk som fritidsbolig. Slik sett er boplikt ikke bare et spørsmål om å bevare et godt bomiljø. Det er like mye et spørsmål om hvem som skal få høste gevinsten av at enkelte eiendommer er særlig attraktive. I denne artikkelen fokuserer vi på effekten av boplikt på boligprisene.

Boplikt har alltid vært omdiskutert. Jurister har vært kritiske til det lovmessige grunnlaget (jf. f.eks. Engelschjøn, 2003; Os, 2003; Falkanger, 2003). Økonomer som Aanesland og Holm (2002) og Aanesland, Holm og Labugt (2007) har hevdet at den norske bopliktordningen ikke har fungert etter hensikten, det vil si at boplikt ikke har hindret at helårsboliger er blitt kjøpt opp for å benyttes som fritidsboliger. Faktisk mener Aanesland et al. (2007) å ha empirisk belegg for at kommuner med boplikt har en lavere andel bebodde helårsboliger enn det man finner i kommuner uten boplikt. Forbord og Storstad (2008) støtter også denne konklusjonen. Mens disse forskerne har vært mest interessert i hvordan boplikt påvirker bosettingen, fokuserte Bustnes (2012) på hvordan boplikt påvirker boligprisene. Han fant at i kommuner med boplikt er boligprisene i kystsonen mye høyere enn i innlandssonen, og at denne forskjellen er større i bopliktkommuner enn i kommuner uten boplikt. Boplikt kan derfor se ut til å gi høyere boligpriser i kystsonen, men forskjellen mellom de to kommunegruppene var ikke statistisk signifikant. Vi stiller oss tvilende til at dette resultatet har generell gyldighet, og at forskjellen bare skyldes boplikt. Resultatet bygger nemlig kun på sammenlikning av gjennomsnittlig pris per kvadratmeter boareal for 459 boliger i to kommunegrupper, uten at det kontrolleres for andre faktorer, som forskjeller mellom kommunene eller boligattributter. Dahl (2017) kom til motsatt konklusjon, nemlig at boligprisene er lavere i kommuner som har boplikt. I det følgende bygger vi videre på datamaterialet Dahl benyttet, supplert med tilleggsinformasjon om hvilke boliger som er kystnære, og gjennomfører nye analyser. Vi avgrensner oss til å undersøke hvordan boplikt påvirker boligprisene, da det er dette temaet som er svakest dekket i tidligere analyser.

Det er 89 norske kommuner som i perioden etter 1974 har hatt eller har boplikt i en eller annen form. Etter 1974 innførte stadig flere boplikt, og antall bopliktkommuner kulminerte i 2002 med 78. I de senere år er det få kommuner som har innført boplikt. Atskillig flere har avvirket den, slik at det pr. 1. januar 2018 var 51 av Norges 422 kommuner som fortsatt hadde boplikt. Temaet er imidlertid fortsatt aktuelt, og det finnes fremdeles kommuner hvor man vurderer å innføre boplikt. Det kan også være grunn til å nevne at boplikt ikke er et helt særnorsk fenomen. I Sveits er det restriksjoner på utlendingers kjøp av eiendom, og det samme

1. En bygning som kommunen har regulert til fritidsbolig, kan ikke uten videre omgjøres til helårsbolig. Slik endring krever formell godkjenning fra kommunen, jf. plan- og bygningsloven § 20-1d. Hvis det *ikke* er boplikt i kommunen, kan ikke kommunen gjøre noe for å hindre at en helårsbolig tas i bruk som fritidsbolig.

gjelder i Danmark.<sup>2</sup> I Kina ble det fra 2010 forbudt for personer uten bosted i Beijing å kjøpe bolig der (jf. Sun, Zheng, Geltner & Wang, 2017). I likhet med sistnevnte referanse finner vi også for Norge at boplikt har en klart prisdempende effekt.

Neste kapittel gir en kort oversikt over den norske bopliktordningen, mens vi i kapittel 3 innenfor rammen av en enkel markedsmodell analyserer hvordan boplikt påvirker boligprisene. Det empiriske analyseopplegget presenteres i kapittel 4, mens vi i kapittel 5 redegjør for utvalgsavgrensning og variabler vi benytter. I kapittel 6 presenteres estimeringsresultater som viser hvilke faktorer som påvirker prisene i ulike segmenter av boligmarkedet. Deretter estimerer vi i kapittel 7 relasjoner som eksplisitt identifiserer effekten av boplikt på boligprisene. Artikkelen rundes av med en kort oppsummering i kapittel 8.

## Lovregulering av boplikt i Norge

Det lovmessige grunnlaget for boplikt er nedfelt i konsesjonsloven av 1974. I utgangspunktet var formålet med loven å regulere og kontrollere omsetning av fast eiendom, først og fremst med sikte på å oppnå et effektivt vern av landbrukets produksjonsarealer, samt å sikre eier- og bruksforhold som er gagnlige for samfunnet, jf. konsesjonslovens § 1 (2003). I loven ble det derfor tatt inn krav om konsesjon med tilknyttet boplikt ved overtakelse av landbruks-eiendom over en viss størrelse. Etter revisjonene av konsesjonsloven i 2001 og 2003 er imidlertid arealgrensene for når det kreves konsesjon ved erverv av landbrukseiendom, hevet så mye at dette i dag gjelder langt færre eiendommer enn tidligere. For de fleste som er ute etter en fritidsbolig, vil større landbrukseiendommer være av liten interesse. Kravet om konsesjon ved kjøp av landbrukseiendommer er derfor ikke så relevant for den problemstilling vi er opptatt av, nemlig kjøp av helårsboliger i kystkommuner for å benytte disse som fritidsboliger. Slike eiendommer er svært sjelden store og egnet for landbruk.

Med hjemmel i konsesjonslovens § 7 har den enkelte kommune mulighet til å innføre krav om konsesjon og boplikt *ved overdragelse av enhver bebyggt eiendom som er eller har vært i bruk som helårsbolig*. Det er denne formen for boplikt vi er særlig opptatt av i denne artikkelen. I utgangspunktet, det vil si fra 1974, var det kun adgang til å kreve boplikt på eiendommer som allerede var tatt i bruk som helårsbolig. Ved revisjon av konsesjonsloven i 2003 ble imidlertid adgangen til å kreve konsesjon med tilknyttet boplikt utvidet til også å gjelde bebyggelse som enda ikke var tatt i bruk som helårsbolig, forutsatt at denne lå i et område regulert til boligformål. I tillegg, mens det i loven fra 1974 ikke var krav om konsesjon og boplikt ved erverv av fast eiendom fra nære slektninger, ble det ved revisjonen i 2003 innført et krav om at selgeren måtte ha eid eiendommen i minst fem år før overdragelsen for å unngå at kjøper ble pålagt boplikt, selv om vedkommende var en nær slektning. Bakgrunnen for denne endringen var at konsesjonsfrihet ved overdragelse innen nær familie hadde vist seg å gi muligheter for omgåelse av bopliktkravet.

Prosedyren for innføring av boplikt er i korthet denne: Kommunen må først gjøre vedtak om dette i kommunestyret. Deretter må kommunen sende søknad om innføring av boplikt til Landbruks- og matdepartementet. Departementet tar stilling til om forskrift om nullkonsesjon og boplikt kan innføres eller ikke, og om det skal stilles vilkår for konsesjonen. Ifølge loven kan forskrift om konsesjonsplikt og boplikt bare innføres dersom det ansees som nødvendig for å hindre at eiendom som bør brukes til helårsbolig, blir brukt til fritidsformål.

2. Informasjon om dette er ikke så lett tilgjengelig, men det finnes noe på <https://www.norden.org/no/info-norden/bolig-i-danmark> og <https://www.ch.ch/de/immobilien-kaufen-als-auslander/>.

Boplikten kan gjelde for hele eller deler av kommunen. Kravet om boplikt innebærer at den som vil overta en bolig som har vært benyttet som helårsbolig, eller en bolig under bygging i et område som er regulert til bolig, må søke kommunen om konsesjon og undertegne på at han eller hun godtar vilkårene for å få konsesjon, inklusive bopliktvilkåret, det vil si at boligen skal benyttes som helårsbolig.

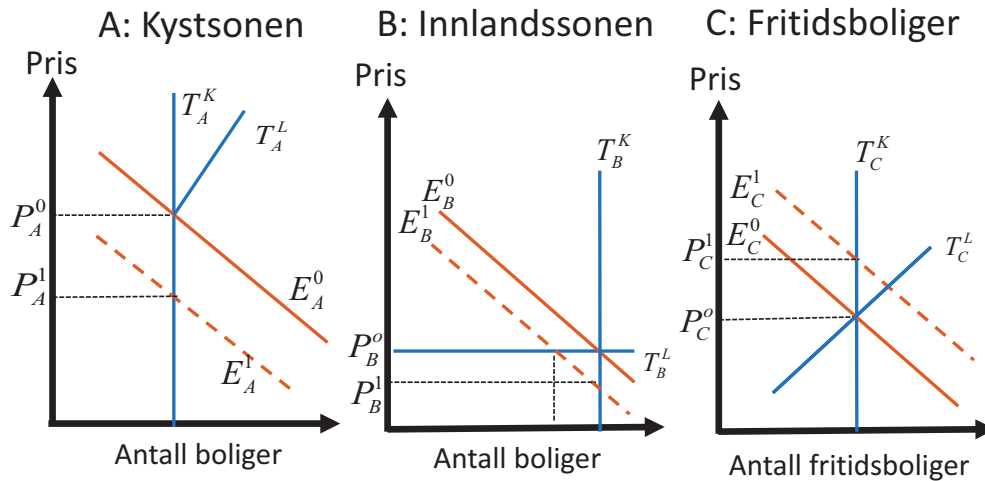
## En enkel markedsmodell

Vi analyserer boplikt ved hjelp av en enkel modell som omfatter alle helårsboliger og fritidsboliger i en enkelt kommune. Det er viktig å se de ulike delene av boligmarkedet i sammenheng, da det nettopp er skillet mellom helårsboliger og fritidsboliger som danner mye av bakgrunnen for bopliktproblematikken. Samtidig er det viktig å ta høyde for at det er betydelige forskjeller mellom ulike delmarkeder. Bustnes (2012) rapporterer for eksempel at helårsboliger i kystsonen selges for 50 prosent høyere pris enn i innlandssonen når det er boplikt i begge soner. Svært mange husholdninger har derfor ikke økonomisk mulighet til å kjøpe bolig i kystsonen. Blant annet av denne grunn deler vi for analyseformål markedet i tre segmenter: Segment A: *Boliger i kystsonen* som i utgangssituasjonen er i bruk som helårsboliger. Segment B: *Boliger i innlandssonen*, det vil si alle helårsboliger i kommunen som ikke ligger i kystsonen. Segment C: *fritidsboliger*. Analysene i dette kapitlet er basert på den forenklete forutsetning at alle fritidsboliger ligger i kystsonen, og at alle boliger i innlandssonen er helårsboliger. Segment A, B og C inneholder da til sammen alle boliger i kommunen.

Det er hensiktsmessig å ta utgangspunkt i en kommune der det ikke er boplikt. I Figur 1 antar vi at tilbudet av boliger på kort sikt (K) er eksogent gitt, og lik  $T_A^K$  for helårsboliger i kystsonen,  $T_B^K$  for helårsboliger i innlandssonen og  $T_C^K$  for fritidsboliger. Med etterspørselskurvene  $E_A^0$ ,  $E_B^0$  og  $E_C^0$  får vi da likevektsprisene  $P_A^0$ ,  $P_B^0$  og  $P_C^0$  når det ikke er boplikt. Figur 1 er tegnet slik at  $P_A^0 > P_B^0$  og  $P_C^0 > P_B^0$ . At sjønære boliger oppnår høye priser, er vel dokumentert i internasjonal forskning (se f. eks. Bourassa, Hoesli & Sun, 2004). Med fravær av boplikt kan både helårsboliger i kystsonen og fritidsboliger selges for bruk som fritidsbolig.

Anta nå at det innføres boplikt som omfatter alle helårsboliger i kommunen, *men ikke boliger som er regulert som fritidsboliger*. På kort sikt antar vi at fastboende ikke flytter til eller fra kommunen. Når kommunen innfører boplikt, regner vi i utgangspunktet med at alle som ønsker å kjøpe en helårsbolig for å benytte den som fritidsbolig, er godt informerte og lovlydige, og derfor vil falle bort som etterspørrere av helårsbolig for bruk som fritidsbolig i kommunen vi betrakter.<sup>3</sup> Vi antar videre at denne gruppen i utgangspunktet kun var interessert i helårsboliger i kystsonen for bruk som fritidsbolig, eventuelt fritidsboliger. Med andre ord ser vi helt bort fra at de er interessert i å etterspørre helårsboliger i innlandssonen for bruk som fritidsbolig. Innføring av boplikt gir i så fall et negativt skift i etterspørselen etter helårsboliger i kystsonen, og med den kortsiktige tilbudskurven  $T_A^K$  faller da likevektsprisen i dette markedssegmentet til  $P_A^1$ .

3. Vi modifiserer senere forutsetningen om at alle er lovlydige.



Figur 1.

En del av dem som før boplikten ble innført, etterspurte helårsboliger i kystsonen i den hensikt å ta disse i bruk som fritidsboliger, vil etter at boplikten er innført, trolig vende sin etterspørsel mot fritidsboliger i den samme kommunen. Med den kortsiktige tilbudskurven  $T_C^K$  gir dette på kort sikt en økning i likevektsprisen i dette segmentet fra  $P_C^0$  til  $P_C^1$ . Resten av dem som opprinnelig etterspurte helårsbolig i kystsonen for å benytte denne som fritidsbolig, vil imidlertid rette sin etterspørsel mot helårsbolig for bruk som fritidsbolig i andre kommuner der det ikke er boplikt, eller mot fritidsbolig. De fleste av dem som retter sin etterspørsel etter en helårsbolig for bruk til fritidsformål, eller en fritidsbolig, i en annen kommune uten boplikt, vil være fra andre kommuner enn den vi betrakter. Følgelig blir det positive skiftet i etterspørselen etter fritidsboliger i kommunen vi analyserer, klart mindre enn det negative skiftet i etterspørselen etter helårsboliger i kystsonen.

Lavere pris for helårsboliger i kystsonen vil kunne føre til at enkelte av kommunens egne innbyggere, som i utgangspunktet har bolig i innlandssonen, isteden retter sin etterspørsel mot helårsbolig i den mer attraktive kystsonen. Lavere etterspørsel etter boliger i innlandssonen kommer i vår modell til uttrykk i et (lite) negativt skift i etterspørselskurven for dette segmentet. Det er neppe grunn til å regne med at dette skiftet er særlig stort, men siden etterspørselen isteden vender seg mot helårsboliger i kystsonen, vil det bidra til å motvirke det negative skiftet i etterspørselen rettet mot dette markedssegmentet. Når en kjøpesterk gruppe etterspørrere faller bort, må vi imidlertid uansett regne med et betydelig negativt skift i etterspørselen etter helårsboliger i kystsonen. De stiplede etterspørselskurvene  $E_A^1$ ,  $E_B^1$  og  $E_C^1$  i figur 1 viser etterspørselen etter at alle de omtalte skiftene har skjedd. De nye kortsiktige likevektsprisene blir da  $P_A^1$ ,  $P_B^1$  og  $P_C^1$ , og vi ser at  $P_A^1 < P_A^0$ ,  $P_B^1 < P_B^0$  og  $P_C^1 > P_C^0$ . Den kortsiktige effekten av å innføre boplikt i en kommune er altså at prisene på helårsboliger faller, spesielt i kystsonen, mens prisene på fritidsboliger stiger.

På lang sikt (L) antar vi at tilbudet av helårsboliger i kystsonen kan representeres ved den knekkede kurven  $T_A^L$  i figur 1 og 2, der  $T_A^L$  faller sammen med  $T_A^K$  hvis prisen kommer under  $P_A^0$ .<sup>4</sup> I innlandssonen er det mer rimelig å anta en (tilnærmet) konstant grensekost-

4. Vi antar at det er en historisk gitt nedre grense for tilbudet av helårsboliger i kystsonen. Den historisk gitte boligbestanden vil i betydelig grad bestå av verneverdige boliger som det er vanskelig å få tillatelse til å rive. I de få tilfellene kommunen tillater å rive et eksisterende hus i kystsonen, vil gjerne standarden på huset være svært lav. Kommunen gir da av og til tillatelse til å rive, ofte samtidig som det tillates å bygge et nytt hus av noenlunde samme størrelse som er godt tilpasset miljøet. På den annen side kan det være en viss mulighet for å øke antall helårsbo-

nad ved bygging av nye boliger. Det langsiktige tilbudet av boliger vil i så fall være fullstendig elastisk, slik som vist ved den langsiktige tilbudskurven  $T_B^L$  i både figur 1 og 2. For fritidsboliger antar vi derimot en stigende langsiktig tilbudskurve,  $T_C^L$ , ettersom etablering av nye fritidsboliger trolig vil skje på tomter som blir stadig mer kostbare å bygge på.

Anta nå at boligmarkedet i kommunen før innføring av boplikt er i både kortsiktig og langsiktig likevekt i alle de tre segmentene. I figur 1 er dette illustrert ved at de langsiktige tilbudskurvene,  $T_A^L$ ,  $T_B^L$  og  $T_C^L$ , de kortsiktige tilbudskurvene og etterspørselskurvene i hvert segment krysser hverandre i samme punkt. Etter innføring av boplikt vil det da på kort sikt være underskuddsetterspørsel etter helårsboliger i segment B, og avvik fra langsiktig likevekt vil sette i gang tilpasningsprosesser i alle tre markedssegmenter. Prisfall for helårsboliger i kystsonen etter at boplikt er innført, kan føre til at enkelte flytter fra helårsbolig i innlandssonen til helårsbolig i kystsonen. I tillegg kan det tenkes at enkelte personer, for eksempel pensjonister, som opprinnelig er bosatt i en annen kommune, flytter til kystsonen i kommunen vi nå analyserer. Personer som er i arbeid, vil også kunne flytte til kystsonen, dersom dette segmentet ligger i rimelig pendlingsavstand fra arbeidsplassen. Etter vår oppfatning vil imidlertid tilflytting fra andre kommuner til kystsonen i kommunen vi nå betrakter, i de fleste tilfeller være svært begrenset. Tilflytting av nye husholdninger til kystsonen vil imidlertid bidra til å begrense nettoreduksjonen i etterspørselen etter bolig i kystsonen noe, slik som vist ved den langsiktige etterspørselskurven,  $E_A^2$ , i figur 2. Dette ville i så fall begrense prisfallet for helårsboliger i kystsonen, og kan gi en økning, sannsynligvis liten, i antall innbyggere i kommunen. At en eventuell økning i antall helårsbosatte i kommunen vil bli liten, stemmer godt overens med resultatene til Aanesland et al. (2007) og Forbord og Storstad (2008).

Hvis enkelte husholdninger flytter fra innlandssonen til kystsonen, vil det i markedssegment B på kort sikt oppstå et overskuddstilbud av helårsboliger. Etter innføring av boplikt vil det i så fall i en viss periode ikke bli bygd nye boliger i innlandssonen. I denne perioden vil enkelte av kommunens egne innbyggere, som før innføringen av boplikt ikke hadde høy nok betalingsvillighet til å skaffe seg egen bolig, kunne kjøpe bolig i innlandssonen til en pris  $P_B^1$ , som er lavere enn  $P_B^0$ . På lengre sikt kan det imidlertid også skje tilflytting til kommunen (av helt andre grunner enn boplikt), og perioden med stans i nybyggingen vil da være kortvarig.<sup>5</sup> Med unntak av en kort periode etter innføring av boplikt vil imidlertid tilflytting til innlandssonen ikke skyldes at boplikten oppheves. Vi antar at den langsiktige etterspørselen er som vist ved  $E_B^2$  i figur 2. Det er viktig å merke seg at med fullstendig elastisk langsiktig tilbud i innlandssonen blir boligprisen i dette delmarkedet på lang sikt helt upåvirket av beliggenheten av etterspørselskurven for dette markedssegmentet.<sup>6</sup> Dette er et viktig resultat som vi skal benytte oss av og teste i de empiriske analysene.

De langsiktige etterspørselskurvene etter innføring av boplikt er vist som  $E_A^2$ ,  $E_B^2$  og  $E_C^2$  i figur 2. Som i figur 1 er også i figur 2 likevektsprisene i de tre segmentene før innføring av boplikt  $P_A^0$ ,  $P_B^0$  og  $P_C^0$ . Etter innføring av boplikt blir den langsiktige likevektsprisen i kystsonen  $P_A^2 < P_A^0$ , mens den i innlandssonen blir  $P_B^2 = P_B^0$  og for fritidsboliger  $P_C^2 > P_C^0$ .<sup>7</sup> Vår

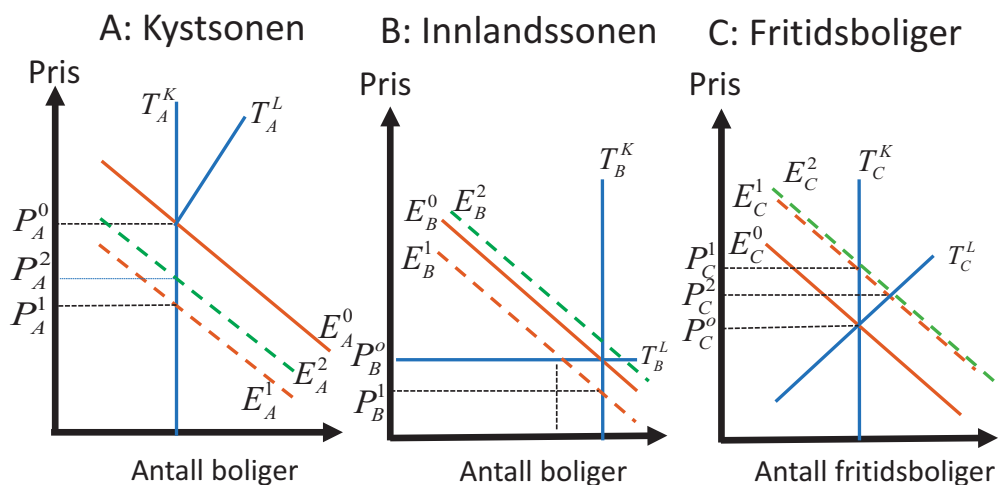
---

liger i (deler av) kystsonen ved omregulering av tidligere næringsarealer til boligformål, slik som vist ved den stigende langsiktige tilbudskurven i øvre del av figur 1 og 2.

5. I typiske fraflyttingskommuner kan det ta lang tid før nybyggingen tar seg opp igjen.
6. Dette forutsetter selvsagt at byggebransjen har tilstrekkelig tid til å justere sin kapasitet, og at ikke etterspørselen stiger dramatisk slik at det oppstår problemer med tomtetilgang.
7. For ikke å gjøre figuren for komplisert har vi antatt at den langsiktige etterspørselskurven for fritidsboliger faller sammen med den kortsiktige (begge med boplikt). Det kan imidlertid være argumenter for at den langsiktige kurven ligger noe høyere.



teoretiske modell innebærer altså en prisgradient der prisen på en helårsbolig i kystsonen i situasjonen uten boplikt er  $P_A^0$ , mens den er  $P_B^0$  i innlandssonen. Etter at boplikt er innført, impliserer modellen at prisen på boliger i kystsonen faller til  $P_A^2$ , mens den i innlandssonen blir liggende på sitt opprinnelige nivå,  $P_B^2 = P_B^0$ . Innføring av boplikt fører altså ifølge modellen til en flatere boligprisgradient, men utflatingen skjer, *innenfor denne enkle teoretiske modellen*, bare ved at prisen faller i kystsonen. I innlandssonen er boligprisen i vår teoretiske modell upåvirket av om det er boplikt eller ikke. Dette stiliserte mønsteret vil selvsagt avvike en del fra hva man faktisk kan observere. Uavhengig av om det er boplikt eller ikke, er det imidlertid grunn til å regne med at prisene i kystsonen vil være høyest for boliger med strandlinje, for så å falle raskt når man fjerner seg fra strandsonen. Kystnære boliger med god utsikt ut over havet og god tilgang til strandsonen vil likevel trolig selges for betydelig høyere priser enn boliger i litt større avstand fra kysten. Kommer man bare litt lenger bort fra strandsonen, til områder uten særlig sjøutsikt, ligger prisene antakelig på det lavere nivået som tilsvarer innlandssonen i vår modell. Det faktum at plan- og bygningsloven i Norge forbyr nybygging nærmere sjøen enn 100 meter, gjør at tilbudsforholdene blir ganske ulike innenfor og utenfor 100-metersgrensen, slik det er reflektert i vår modell. Det er derfor rimelig at boligprisene vil være betydelig lavere når man kommer mer enn 100 meter fra sjøen, slik at det er stor forskjell i pris for boliger som ligger 100 meter og 200 meter fra sjøen. For en oversikt over litteraturen samt en empirisk analyse av hvordan nærhet til vann/hav påvirker boligprisene, se Rouwendal, Levkovich og van Marwijk (2017).



Figur 2.

Tilhengere av boplikt hevder ofte at en kommune som innfører boplikt, vil bli mer attraktiv å bo i, og dermed føre til at flere flytter til for å bosette seg der fast. Med unntak av den (ubetydelige) kortsiktige negative effekten på boligprisene i innlandssonen er det etter vår oppfatning lite som taler for at innføring av boplikt skulle gjøre det mer attraktivt for personer fra andre kommuner å bosette seg i innlandssonen i kommunen vi betrakter. Når det gjelder boliger i kystsonen, kan saken stille seg noe annerledes. Her kan det bli en viss tilflytting fra andre kommuner, men samtidig vil de som opprinnelig bodde i boliger som selges til innflyttere, måtte finne seg et annet bosted. Noen av disse vil kanskje flytte ut av kommunen. Dessuten, hvis salg av en bolig i kystsonen skjer som følge av at den som bodde i boligen, dør, vil ikke antall husstander i kommunen øke, men den nye husstanden vil kanskje ha flere personer enn den opprinnelige.

Analysene i dette kapitlet viser at det er viktig å ta hensyn til at boplikt har ulik virkning på prisen på fritidsboliger og helårsboliger, og at virkningene er ulike i kystsonen og innlands-sonen. Vi har så langt implisitt antatt at aktørene i boligmarkedet til punkt og prikke etterlever de lover og regler som gjelder for boplikt, og denne forutsetningen er i godt samsvar med resultatene fra en spørreundersøkelse Forbord og Storstad (2008, s. 50) gjorde blant rådmenn i kommuner med boplikt. Mange vil nok likevel, på bakgrunn av blant annet avisoppslag om brudd på boplikt, stille seg tvilende til om Forbord og Storstads resultater helt reflekterer de faktiske forhold. Bustnes (2012) beskriver flere former som brudd på boplikt kan ta, og gir konkrete eksempler. Vi skal derfor drøfte litt nærmere hvordan våre resultater påvirkes hvis boplikten ikke etterleves. Vi gjør dette ved å benytte samme type tankegang som i teorien om skatteunndragelser (jf. f.eks. Allingham & Sandmo, 1972; Eide, 1994). De sentrale elementene vil da være sannsynligheten for at brudd på boplikt blir oppdaget, samt strafferettslige reaksjoner på slike brudd.

Ifølge Forbord og Storstad (2008, s. 50) kontrollerer kommunene om boplikten etterleves, blant annet ved å kontrollere mot folkeregisteret. I tillegg er det velkjent at naboer og andre ofte rapporterer brudd på boplikt. Sannsynligheten for å bli oppdaget må derfor karakteriseres som høy, og leser man konsesjonsloven, er det lett å bli skremt av hvilke konsekvenser brudd på boplikten kan få. Stikkordet er tvangssalg av eiendommen, med potensielt betydelig tap for den som har neglisjert boplikten. Det finnes imidlertid nesten ikke eksempler på at omgåelse av boplikt er blitt straffet. Økonomisk tap på grunn av brudd på boplikt kan en derfor nærmest se bort fra. Hvis kjøpere av bopliktregulerte eiendommer var fullstendig kyniske, kunne man derfor hevde at effekten av å innføre boplikt vil være minimal. Kyniske aktører finnes nok, men det er neppe rimelig å regne med at flertallet er kyniske. De fleste vil nok oppleve det ubehagelig å bli oppdaget for brudd på bopliktbestemmelser, og å risikere å bli uglesett av naboene og kanskje «hengt ut» i lokalavisene. Folk flest vil trolig forsøke å unngå slike ubehageligheter. I tillegg er det viktig å ha i mente at slike ubehageligheter enkelt kan unngås ved å kjøpe fritidsbolig (hytte) som det ikke er boplikt for, eller ved å kjøpe helårsbolig for bruk som fritidsbolig i en kommune der det ikke er boplikt, istedenfor i en kommune med boplikt. Så lenge det finnes mange kystkommuner uten boplikt, vil dette begrense omfanget av brudd på boplikten i de kommuner som har boplikt. Vi konkluderer derfor med at muligheten for omgåelse av boplikt nok kan dempe effektene i figur 1 og 2 en del, men ikke eliminere dem. En empirisk undersøkelse vil vise hvor sterk effekt boplikt har på boligprisene.

## Økonometriske modeller og analyseopplegg

Vi analyserer boligmarkedet ved hjelp av to ulike modeller. Modell 1 er en hedonistisk prisfunksjon, som vi i tråd med blant andre Cropper, Deck og McConnell (1988) spesifiserer slik:<sup>8</sup>

$$\ln Pris_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Boareal_i + \alpha_2 \ln Alder_i + \alpha_3 Kyst_i + \alpha_4 Frit_i + \alpha_5 (Frit_i)(Kyst_i) + \sum_{h=1}^{\bar{h}} \gamma_h x_i^h + \sum_{k=1}^{\bar{k}} \theta_k y_i^k + \sum_{q=1}^{\bar{Q}} \omega_q z_i^q + \varepsilon_i^1 \quad (1)$$

8. Cropper et al. (1988) anbefaler å bruke den dobbeltlogaritmiske formen eller en Box-Cox-transformasjon ved estimering av hedonistiske boligprisfunksjoner, spesielt hvis det forekommer observasjonsfeil for viktige variabler, eller hvis viktige variabler ikke kan observeres. Siden vi i vårt tilfelle kun har hatt tilgang til et begrenset antall uavhengige variabler, kan vi ikke se bort fra at det finnes utelatte variabler. I likhet med en lang rekke andre forskere som har estimert hedonistiske boligprisfunksjoner, har vi derfor valgt å benytte den enkle dobbeltlogaritmiske funksjonsformen.



der  $i$  er indeks for bolig,  $Pris_i$  er salgspris,  $Boareal_i$  og  $Alder_i$  er kjennetegn ved boligen.  $Kyst_i$  indikerer om boligen er lokalisert i kystsonen eller ikke, mens  $Frit_i$  indikerer om det er en fritidsbolig eller helårsbolig, og  $x_i^h$  er type helårsbolig. Videre er  $y_i^k$  transaksjonsår og  $z_i^q$  postnummersonen boligen ligger i. Endelig er  $\alpha_j$  ( $j = 1, \dots, 5$ ) samt  $\gamma_h$ ,  $\theta_k$  og  $\omega_q$  parametere som skal estimeres, og  $\varepsilon_i^1$  er det stokastiske feilleddet, der vi antar  $\varepsilon_i^1 \sim N(0, \rho^1)$ .

Vi estimerer modell 1 først for hele boligmarkedet, deretter for ulike markedssegmenter (kyst, innland, helårsboliger, fritidsboliger). Dette gir innsikt i hvordan ulike faktorer påvirker boligprisene. Effekten av boplikt kan imidlertid ikke identifiseres eksplisitt i denne modellen. Eventuelle forskjeller og diskontinuitet i tidsutviklingen til parameterne som fanger opp prisutviklingen i de ulike markedssegmentene, kan imidlertid gi en indikasjon på om boplikt har betydning for prisene. Ut fra den teoretiske modellen forventer vi at prisene på helårsboliger i kystsonen øker etter at boplikt er avvirket, mens vi for innlandsboliger ikke forventer noen prisendring. Videre forventer vi at prisene i kystsonen er høyere enn i innlandssonen.

Modell 2 er en «difference-in-difference»-regresjon av typen «multiple groups and multiple periods» (se Imbens & Wooldridge, 2009). Vi antar følgende spesifikasjon:

$$\ln Pris_i = \beta_0 + \beta_1 \ln Boareal_i + \beta_2 \ln Alder_i + \beta_3 Kyst_i + \beta_4 BP_sone_i + \beta_5 (BP_sone_i) x (Boplikt(\underline{K})_i) + \sum_{h=1}^{\bar{h}} \gamma_h x_i^h + \sum_{k=1}^{\bar{k}} \theta_k y_i^k + \sum_{q=1}^{\bar{q}} \omega_q z_i^q + \varepsilon_i^2 \quad (2)$$

Her indikerer  $BP_sone_i$  om boligen ligger i en sone der det har vært boplikt i løpet av tidsperioden vi har observasjoner fra. Indikatorvariabelen  $\underline{K}$  gir variabelen  $Boplikt(\underline{K})_i$  verdien 1 hvis observasjonen stammer fra et år det har vært boplikt i kommunen hvor bolig  $i$  ligger, 0 hvis ikke.<sup>9</sup> Videre er  $\beta$ -ene parametere som vi skal estimere, og  $\varepsilon_i^2 \sim N(0, \rho^2)$  er det stokastiske feilleddet. Parameteren  $\beta_5$  fanger opp effekten av boplikt på boligprisene. I en kommune der boplikten oppheves i løpet av observasjonsperioden, vil vi ut fra vår teoretiske modell forvente  $\beta_5 < 0$ , det vil si at prisene holdes nede så lenge bopliktregimet vedvarer, men at de stiger når boplikten oppheves. I de empiriske analysene tester vi derfor nullhypotesen  $H_0 : \beta_5 = 0$  mot den ensidige alternativhypotesen  $H_A : \beta_5 < 0$ .

## Avgrensning av utvalg og beskrivende dataanalyse

Problemstillingene knyttet til boplikt er forskjellige i kystkommuner og i innlandskommuner. I innlandskommuner med spredt bebyggelse vil kjøp av én eller noen få helårsboliger for bruk som fritidsboliger etter vår mening kun innebære en moderat påvirkning på bomiljøet. I kystkommunene ligger derimot husene ofte svært nær hverandre, spesielt i de gamle tettstedene og uthavnene på Sørlandet. Hvis flere hus innenfor et slikt lite område kjøpes opp og bruken endres fra helårsbolig til fritidsbolig, vil det kunne sette et sterkt preg på bomiljøet. Vi konsentrerer oppmerksomheten om kystkommuner på sørøstkysten av Norge, da det er på strekningen Lindesnes til svenskegrensa at det er størst interesse for oppkjøp av sjønære helårsboliger for bruk som fritidsboliger.

Vi benytter data fra kommunene Grimstad, Arendal, Tvedestrand og Risør. Disse ligger som perler på en snor langsmed kysten, og utgjør et felles bo- og arbeidsmarked (jf. Sing Bhuller, 2009). I perioden vi ser på, 2010–2016, har alle disse kommunene hatt boplikt, i hele kommunen eller deler av den, enten i hele perioden eller bare en del av den. Arendal hadde i mange år boplikt i hele kommunen, men opphevet den i 2014. Grimstad hadde fram til 2014 boplikt i

9. For Arendal, som hadde boplikt fram til 2014, er da  $\underline{K} = 1$  for årene 2010–2014, men 0 for 2015 og 2016.

to små soner, men ikke i de etterfølgende årene. De to bopliktsonene i Grimstad ligger hovedsakelig i kystsonen, men strekker seg litt inn i innlandssonen. Tvedestrand har i hele perioden hatt boplikt på de tre øyene Lyngør, Sandøya og Borøya, og fram til 2013 også i en liten sone i Tvedestrand sentrum. Bopliktsonen i sentrum av Tvedestrand ligger hovedsakelig i kystsonen, men noe av den tilhører innlandssonen. Bopliktsonene som omfatter de tre øyene Lyngør, Sandøya og Borøya, ligger i det vi har definert som kystsonen. I innlandet i Tvedestrand og i kystområdet Gjeving like innenfor Lyngør har det derimot ikke vært boplikt. Risør har hatt boplikt i hele perioden 2010–2016, i hele kommunen. Mens Arendal og Grimstad har hatt befolkningsvekst gjennom hele observasjonsperioden, har det vært stagnasjon i Tvedestrand og Risør. I alle byene er det imidlertid blitt bygd nye boliger, og vi legger derfor til grunn at det i alle kommunene har vært god balanse mellom tilbud av og etterspørsel etter boliger.

Data er skaffet til veie ved uttrekk av alle boligtransaksjoner registrert i databasen Eienomsverdi for de fire undersøkelseskommunene i sjuårsperioden 1. januar 2010 til 31. desember 2016. Til sammen ga dette 8497 transaksjoner. Av disse var 837 borettslagsleiligheter, som vi utelater fra utvalget, da slike leiligheter ikke er særlig aktuelle som ferieleiligheter. Selveierleiligheter er derimot inkludert, da enkelte av disse kan være attraktive som nummer to bolig for husholdninger som bor i Oslo eller en annen storby. Endelig har vi ekskludert tre fritidsboliger og to eneboliger som var omsatt for priser under 100 000 kroner. Det endelige utvalget omfatter dermed 7655 observasjoner, som til slutt er klassifisert etter om de er kystnære eller ikke. Kystnær beliggenhet er definert som under 100 meters avstand til sjøen, ettersom det ifølge plan- og bygningsloven er byggeforbud i 100-metersbeltet, men i praksis er det gjort noen unntak fra dette. For eksempel er alle boliger på de mindre øyene regnet som kystnære, selv om avstand til sjøen overstiger 100 meter. Klassifiseringen av boligene etter kystnærhet er gjennomført ved å sjekke boligenes beliggenhet på kart.

Tabell A.2 i appendikset viser beskrivende statistikk for variablene som inngår i analysene. Fritidsboliger utgjør kun 2,5 prosent av de solgte boligene i Arendal og 4,0 prosent i Grimstad, mens de utgjør 27,2 prosent i Risør og 19,0 prosent i Tvedestrand. Ettersom boplikt ifølge vår teoretiske modell påvirker prisene på helårsboliger og fritidsboliger i kystsonen svært ulikt, er det illustrerende å ta med fritidsboliger i enkelte av de empiriske analysene. Fritidsboliger er imidlertid trolig så ulike fra helårsboliger at de i mange sammenhenger bør behandles som en separat gruppe, og i de fleste analysene vil vi ekskludere fritidsboliger.

## Boligpriser i det sørlandske markedet

Før vi går eksplisitt inn på boplikt, vil vi belyse faktorer som påvirker boligprisene mer generelt. Vi gjør det ved å estimere likning (1), både for hele boligmarkedet i de fire kommunene og for ulike segmenter. Resultatene er gjengitt i tabell 1. Med unntak av fritidsboliger forklarer regresjonene en betydelig del av variasjonen i boligpriser, men siden Breusch–Pagan-tester indikerer heteroskedastisitet i flere av relasjonene i tabell 1, benytter vi robuste standardavvik estimert med Huber-Whites «sandwich»-estimator.

Resultatene for alle boliger sett under ett, som er gjengitt i den venstre tallkolonnen i tabell 1, viser at en helårsbolig i kystsonen omsettes for 19 prosent mer enn en tilsvarende bolig i innlandssonen.<sup>10</sup> Fritidsboliger i kystsonen omsettes derimot for 51 prosent høyere

10. Vi beregner prosentvis påvirkning på boligprisen av at en bolig ligger i kystsonen, ved hjelp av metoden beskrevet i Halvorsen og Palmquist (1980), dvs. ved formelen: Prosentendring =  $100(\exp(\beta) - 1)$ , der  $\beta$  er en estimert koeffisient. Prosentvis effekt av kystsonelag beliggenhet for helårsbolig blir da  $100(\exp(0.1718) - 1) = 18,7 \approx 19$ . Den prosentvise effekten av andre dummyvariabler på boligprisen er senere i artikkelen beregnet på samme måte, med  $\beta$ -en i eksponenten hentet ut av den relevante tabellen. I teksten er alle tallene avrundet til nærmeste prosent.

priser enn «tilsvarende» fritidsboliger i innlandssonen. Det er viktig å være klar over at dette estimatet er et grovt gjennomsnitt; spredningen rundt gjennomsnittet er trolig stor. Vi kan likevel – kanskje ikke særlig overraskende – konkludere med at kystnær beliggenhet gir høyere boligpriser, og at kystnærhet er av langt større betydning for fritidsboliger enn for innlandsboliger.

**Tabell 1.** Boligprisfunksjoner for ulike markedssegmenter. Alle kommuner. Avhengig variabel: ln(Pris). Robuste standardavvik i parentes.

	Alle boliger	Helårsboliger			Fritidsboliger
		Alle	Innlandssonen	Kystsonen	
Ln(Boareal)	.6310*** (.0132)	.6241*** (.0121)	.5978*** (.0122)	.7572*** (.0410)	.6771*** (.0679)
Ln(Alder)	-.0008*** (.0001)	-.0009*** (.0001)	-.0009*** (.0001)	-.0006 (.0003)	.0017** (.0007)
Leilighet	.1038*** (.0134)	.0949*** (.0128)	.0570*** (.0123)	.3114*** (.0529)	
Rekkehus	-.0697*** (.0115)	-.0719*** (.0113)	-.0881*** (.0111)	.2042 (.1057)	
Tomannsbolig	-.0208 (.0111)	-.0271* (.0110)	-.0346*** (.0102)	-.0287 (.0485)	
Fritidsbolig	.2591*** (.0438)				
Kystsone	.1718*** (.0146)	.1823*** (.0147)			.4461*** (.0520)
Fritid*Kyst	.2387*** (.0553)				
År 2011	.0719*** (.0122)	.0803*** (.0113)	.0905*** (.0111)	-.0038 (.0485)	
År 2012	.1238*** (.0116)	.1238*** (.0111)	.1308*** (.0110)	.0740 (.0446)	
År 2013	.1125*** (.0120)	.1174*** (.0117)	.1376*** (.0114)	-.0454 (.0543)	
År 2014	.1293*** (.0124)	.1369*** (.0117)	.1411*** (.0117)	.1066* (.0451)	
År 2015	.1488*** (.0126)	.1486*** (.0118)	.1543*** (.0116)	.1078* (.0482)	
År 2016	.1659*** (.0131)	.1768*** (.0125)	.1793*** (.0121)	.1626** (.0545)	
Konstant	11.50*** (.0742)	11.54*** (.0691)	11.65*** (.0684)	11.05*** (.2389)	11.43*** (.3025)
Postnr.	Ja	Ja	Ja	Ja	Nei
R2	.5254	.5680	.5912	.5024	.2932
R2-justert	.5221	.5650	.5880	.4804	.2890
Vif gjennomsn.	2.35	2.24	2.36	2.26	1.02
Vif maksimum	4.42	4.42	4.76	6.26	1.02
J-B (norm)	6.7181	78.46	137.39	43.71	1.85
Breusch-Pagan	28.90	39.71	25.30	0.05	.60
Ramsey	11.23	9.39	8.90	3.67	0.91
N	7655	7145	6272	873	510

Signifikansnivå 0.05 indikert ved \*, 0.01 ved \*\*, 0.001 ved \*\*\*.

Resultatene i de separate kolonnene for helårsboliger i innlandssonen og kystsonen i tabell 1 viser at prisutviklingen i disse to markedssegmentene har vært ganske ulik: Mens prisene for innlandsboliger økte i alle år fra 2010 til 2016, var det for kystnære boliger ingen prisvekst i perioden fra 2010 til 2013. Fra 2013 til 2016 økte imidlertid prisene for de kystnære

helårsboligene langt kraftigere enn for innlandsboligene. Selv om koeffisientene for transaksjonsår ikke er så presist estimert for kystsonesegmentet, indikerer resultatene at prisene for kystnære helårsboliger etter 2013/2014 økte betydelig mer enn prisene i innlandssonen, muligens fordi boplikten ble opphevet i deler av Tvedestrand i 2013, og i 2014 i Arendal og de deler av Grimstad som inntil da hadde boplikt. Ut fra estimeringsresultatene i tabell 1 kan vi imidlertid ikke med sikkerhet konkludere med at oppheving av boplikt er den underliggende årsaken.

Resultatene i tabell 1 viser at boareal har større effekt på prisen for helårsboliger i kystsonen enn for helårsboliger i innlandet. Det skyldes trolig at mange kystnære boliger er små, ettersom de ble bygd i en tid da det ikke var vanlig å bygge store boliger. Knapp tilgang på slike helårsboliger gjør at prisene blir høye. Alle regresjonene for helårsboliger i tabell 1 inkluderer postnumre som kontrollvariabler, men disse er ikke vist i tabellen. De fleste postnummerkoeffisientene er imidlertid negative, og indikerer at avstand til sentrum i den største av byene, Arendal, betyr en del for prisene på helårsboliger. Postnummeret for bysentrum i Arendal er den utelatte basiskategorien for alle regresjonene i tabell 1, unntatt regresjonen for fritidsboliger, som ikke inkluderer postnummervariabler.<sup>11</sup>

Den estimerte relasjonen for fritidsboliger, det vil si kolonnen helt til høyre i tabell 1, forklarer under 30 prosent av prisvariasjonene. Dette indikerer at prisene på fritidseiendommer påvirkes av andre uavhengige variabler enn dem vi har hatt tilgang til, noe som også bekreftes av at fritidsboliger, som kun utgjør 6 prosent av vårt sampel, utgjorde hele 32 prosent av ekstremobservasjonene i regresjonen for alle boliger i tabell 1.<sup>12</sup> Den estimerte regresjonen for fritidsboliger i tabell 1 er derfor ikke særlig tilfredsstillende, men ettersom analyse av fritidsboligmarkedet ikke er hovedformålet med denne artikkelen, går vi ikke inn på hvordan analysen av fritidsboliger kunne forbedres ved å benytte andre typer data enn dem vi har hatt tilgang til. Før vi forlater fritidsboliger helt, vil vi imidlertid kommentere to forhold ved disse.

Merk for det første at regresjonen for fritidsboliger ikke inkluderer postnummer eller transaksjonsår. Vi har ekskludert disse variablene både fordi de i en foreløpig estimering ikke viste seg å ha statistisk signifikant effekt, og fordi de ga svært høye vif-verdier. For det andre: Legg merke til at høy alder har signifikant positiv effekt på prisene for fritidsboliger, mens alderseffekten for andre boliger er negativ. Vi antar at årsaken kan ligge i at fritidsboliger med høy alder ofte vil være «skipperhus» i strandsonen, som på lovlig vis (før boplikt ble innført) er tatt i bruk som fritidsbolig, eller eldre hytter på særlig attraktive tomter som i dag ikke ville bli tillatt bebygd.

## Effekten av boplikt på boligprisene

Vi konsentrerer nå oppmerksomheten om markedet for helårsboliger, enten disse benyttes som primærbolig eller bare for fritidsformål. Boliger som er *regulert* til fritidsformål, er altså ikke inkludert i analysene som presenteres i tabell 2 og 3. Vi starter analysen av hvordan boplikt påvirker boligprisene, med separat estimering av likning (2) for de tre byene Grimstad, Tvedestrand og Arendal, men før vi går inn på resultatene, vil vi forklare hvordan effek-

11. I tillegg til postnummer kunne man ha kontrollert for avstand til bysentrum. Da dette gir sterk korrelasjon mellom postnummerdummyer og avstandsvariabler, og høye vif-verdier, har vi kun benyttet postnummer, som i tillegg til sentrumsavstand også fanger opp andre forskjeller mellom postnummerområdene i de fire byene.

12. Vi har definert ekstremobservasjoner slik som i Baum (2006, s. 128).

ten av boplikt fanges opp i relasjonene vi estimerer, med bruk av Grimstad som eksempel. Variabelen *Boplikt* i tabell 2 svarer til produktvariabelen  $(BP_{sone_i}) \times (Boplikt(\underline{K})_i)$  i likning (2). Her er *BP<sub>sone</sub>* lik 1 dersom observasjonen er fra en av de soner i Grimstad som har hatt boplikt, og ellers 0. Variabelen  $Boplikt(\underline{K})_i$  er lik 1 dersom observasjonen stammer fra et av årene før 2014, da det var boplikt i deler av Grimstad, 0 ellers. Følgelig vil variabelen *Boplikt* være lik 1 for observasjoner som *både* stammer fra et av årene med boplikt og som ligger i en av bopliktsonene. Derimot er *Boplikt* lik 0 dersom observasjonen *enten* stammer fra et år uten boplikt, *eller* dersom den ikke ligger i en av bopliktsonene. Variabelen *Boplikt-sone* i tabell 2 svarer til *BP<sub>sone</sub>* i likning (2). Merk at variablene *Boplikt-sone* og *Boplikt* ikke er særlig korrelert, og de er også lite korrelert med postnummervariablene og variablene for observasjonsår, jevnfør de lave verdiene for vif-indikatorerne. Dette er viktig for å kunne identifisere effekten av boplikt.

Grimstad hadde inntil 2014 boplikt i de mest sentrale deler av byen, samt i en avgrenset kystsone flere kilometer fra sentrum. I resten av kommunen var det ikke boplikt. Av tabell 2 ser vi at boplikten ikke hadde statistisk signifikant effekt på boligprisene i Grimstad. Ettersom det i sonene der det inntil 2014 var boplikt, kun ble omsatt 95 boliger de fire siste årene før boplikten ble opphevet, mens det i de to årene etter opphevingen kun ble omsatt 42 boliger, er det kanskje ikke så overraskende at vi ikke finner signifikant priseffekt av boplikt. Datagrunnlaget er muligens for lite til å kunne trekke sikre konklusjoner. Det er imidlertid også en annen grunn til at resultatene for Grimstad ikke er overraskende: De to bopliktsonene i Grimstad ligger som to små «øyer» i kommunenes boligmarked (små i geografisk utstrekning, og som andel av alle transaksjoner i Grimstad utgjør de bare 6 prosent). Følgelig har de som i perioden med boplikt for disse to «øyene» ønsket å kjøpe helårsbolig i Grimstad for bruk som fritidsbolig, helt fritt kunnet gjøre dette i alle andre deler av kommunen enn de to små «bopliktøyene». Det kan derfor være grunnlag for å hevde at boplikten i Grimstad hadde svært liten effekt, og at vi derfor heller ikke finner noen effekt på boligprisene av å oppheve den.

I Tvedestrand ble boplikten i 2013 opphevet for en liten sone i sentrum av byen, men ikke på øyene. Sonen der boplikten ble opphevet, er svært liten i geografisk utstrekning, og inneholder kun 13 prosent av transaksjonene i Tvedestrand. I tabell 2 er koeffisienten til bopliktvariabelen negativ, men estimatet er ikke statistisk signifikant. Ettersom det kun er 396 observasjoner i delsamplet for hele Tvedestrand kommune (når året da boplikten ble opphevet, utelates), og ettersom det i sonen hvor boplikten ble opphevet, kun ble omsatt 31 boliger i de tre siste årene før opphevingen og 45 i de tre første årene etter opphevingen, er det ikke overraskende at koeffisienten som viser effekten av boplikt, ikke er statistisk signifikant. Det er imidlertid grunn til å merke seg at omsetningsaktiviteten økte med 50 prosent pr. år etter at boplikten ble opphevet. Man bør være varsom med å overfortolke denne endringen, men det kan muligens tyde på at personer utenfor kommunen som av en eller annen grunn var ute etter å skaffe seg bolig i Tvedestrand, etter oppheving av boplikten for en liten «øy» i byens mest sentrale område fikk mulighet til å kjøpe en sentralt beliggende helårsbolig for bruk som fritidsbolig. Vi kan imidlertid ikke være sikre på at dette er forklaringen på økt omsetningsvolum. I tillegg bør det nevnes at det i hele vår observasjonsperiode var mulig å kjøpe bolig uten boplikt i kystområdet Gjeving, det vil si fastlandet innenfor Lyngør. Vi vil hevde at «hullene» i Tvedestrands bopliktregime kan ha gjort at boplikten i Tvedestrand bare har lagt en moderat begrensning på folks kjøp av helårsbolig til fritidsformål. Et annet viktig moment er at Tvedestrand – i motsetning til Grimstad og Arendal – har en svært høy andel fritidsboliger, som man i hele vår observasjonsperiode har kunnet kjøpe og selge uten bopliktrestriksjoner.

**Tabell 2.** Bopliktrelasjoner. Avhengig variabel: ln(Pris). Robuste standardavvik i parentes.

	A. Grimstad	B. Tvedestrand	C. Arendal	D. Arendal Grimstad	E. Arendal Grimstad	F. Arendal Tvedestrand
Ln(Boareal)	.5616*** (.0214)	.6377*** (.0502)	.6474*** (.0170)	.6244*** (.0136)	.6240*** (.0136)	.6469*** (.0162)
Ln(Alder)	-.0008** (.0003)	-.0016** (.0006)	-.0008*** (.0002)	-.0008*** (.0002)	-.0008*** (.0002)	-.0009*** (.0002)
Leilighet	.0015 (.0246)	.1162 (.0810)	.1304 (.0172)	.0981*** (.0143)	.0979*** (.0144)	.1290*** (.0169)
Rekkehus	-.0861 (.0235)	-.3407 (.0608)	-.0305* (.0144)	-.0447*** (.0123)	-.0446*** (.0123)	-.0554*** (.0147)
Tomannsbolig	-.0862 (.0199)	-.1041 (.0523)	-.0001 (.0154)	-.0206 (.0126)	-.0206 (.0126)	-.0069 (.0149)
Kystsoner	.2292*** (.0253)	.1675* (.0651)	.2631*** (.0423)	.2399*** (.0229)	.2376*** (.0229)	.2760*** (.0383)
Bopliktsoner	-.0223 (.0606)	-.0234 (.0983)				
Boplikt	.0626 (.0619)	-.0630 (.1045)				
Boplikt kyst			-.1253* (.0500)	-.0817* (.0383)	-.0980* (.0362)	-.1369* (.0467)
Boplikt innland				.0208 (.0151)		
År 2011	.0613*** (.0193)	-.0043 (.0592)	.1026*** (.0147)	.0921*** (.0118)	.0920*** (.0118)	.0998*** (.0145)
År 2012	.1136*** (.0183)	.1008 (.0655)	.1336*** (.0142)	.1257*** (.0114)	.1256*** (.0114)	.1386*** (.0142)
År 2013	.0846*** (.0186)		.1428*** (.0149)	.1249*** (.0119)	.1248*** (.0119)	.1490*** (.0147)
År 2014		.0896 (.0684)				
År 2015	.1452*** (.0203)	.0519 (.0696)	.1451*** (.0150)	.1616*** (.0156)	.1476*** (.0120)	.1458*** (.0147)
År 2016	.1623*** (.0200)	.1216 (.0680)	.1752*** (.0158)	.1876*** (.0156)	.1732*** (.0127)	.1766*** (.0156)
Konstant	12.02*** (.1150)	11.03*** (.2599)	11.39*** (.0940)	11.51*** (.0799)	11.53*** (.0784)	11.41*** (.0904)
Postnummer	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R2	.5521	.5101	.5696	.5903	.5902	.5643
R2-justert	.5467	.4895	.5656	.5870	.5869	.5602
Vif gjennomsn.	1.96	1.80	2.26	2.50	2.29	2.19
Vif maksimum	3.88	2.95	4.40	5.47	4.42	4.39
J-B (norm)	2.5202	1.2844	14.525	5.3581	5.5916	13.2141
Breusch-Pagan	7.51	2.14	87.41	56.52	56.60	85.95
Ramsey	0.53	2.39	14.52	8.89	9.05	9.87
N	1790	396	3611	5264	5264	3934

Signifikansnivå 0.05 indikert ved \*, 0.01 ved \*\*, 0.001 ved \*\*\*.



**Tabell 3.** Bopliktrelasjoner for alle fire kommuner. Avhengig variabel:  $\ln(\text{Pris})$ . Robuste standardavvik i parentes.

	Alle helårsboliger		Eneboliger
Ln(Boareal)	.6247*** (.0131)	.6245*** (.0131)	.6441*** (.0180)
Ln(Alder)	-.0008*** (.0001)	-.0008*** (.0001)	-.0003 (.0002)
Leilighet	.1021*** (.0138)	.1022*** (.0138)	
Rekkehus	-.0658*** (.0119)	-.0659*** (.0119)	
Tomannsbolig	-.0194 (.0119)	-.0193 (.0120)	
Kyst	.2465*** (.0226)	.2434*** (.0225)	.1946*** (.0306)
Boplikt kyst	-.0910** (.0348)	-.1121*** (.0326)	-.0793 (.0409)
Boplikt innland	.0267 (.0150)		
År 2011	.0847*** (.0115)	.0843*** (.0114)	.0822*** (.0161)
År 2012	.1262*** (.0111)	.1259*** (.0111)	.1225*** (.0157)
År 2013	.1217*** (.0118)	.1214*** (.0118)	.1111*** (.0163)
År 2015	.1639*** (.0152)	.1480*** (.0118)	.1431*** (.0165)
År 2016	.1895*** (.0152)	.1732*** (.0124)	.1598*** (.0175)
Konstant	11.05*** (.0772)	11.53*** (.0757)	11.33*** (.1073)
Postnr.	Ja	Ja	Ja
R2	.5753	.5751	.4912
R2-justert	.5717	.5715	.4884
Vif gjennomsn.	2.39	4.40	2.57
Vif maksimum	4.84	2.23	5.68
J-B (norm)	15.68	16.00	27.64
Breusch-Pagan	49.09	49.21	6.09
Ramsey	7.35	7.49	6.48
N	5973	5973	3683

Signifikansnivå 0.05 indikert ved \*, 0.01 ved \*\*, 0.001 ved \*\*\*.

Arendal hadde boplikt i hele kommunen fram til 2014, da den ble avviklet. En separat analyse av boplikt i Arendal støtter derfor på følgende problem: Innenfor kommunen finnes det ikke en kontrollgruppe av omsatte boliger hvor det enten var boplikt i hele observasjonsperioden (som i deler av Tvedestrand) eller ikke i noen deler av observasjonsperioden (som i deler av Tvedestrand og i Grimstad). Uten en slik kontrollgruppe kan ikke likning (2) estimeres. Vår teoretiske modell gir imidlertid et forslag til «løsning» av dette problemet: I kapittel 3 konkluderte vi nemlig med at det er liten grunn til at prisene i innlandssonen skulle bli nevneverdig påvirket av om det er boplikt eller ikke. Basert på dette teoretiske resultatet resonnerer vi nå *som om* det bare var i Arendals kystsonen at boplikten ble opphevet i 2014. I tabell 2, der variabelen *Kystsonen* nå for Arendal må tolkes som bopliktsonen, kan vi ut fra estimeringsresultatene for regresjon C beregne at boplikt påvirket prisene på helårsboliger i Arendals kystsonen negativt, og med så mye som 12 prosent. I motsetning til Tvedestrand og Grimstad er den estimerte bopliktkoeffisienten for Arendal klart statistisk signifikant.

Forutsetningen om at boplikten i Arendal kun påvirket prisene for helårsboliger i kystsonen, var basert på en teoretisk modell. Denne forutsetningen kan imidlertid testes. For dette formål supplerer vi data for Arendal med transaksjonsdata fra de deler av Grimstad hvor det ikke var boplikt i noen del av perioden 2010–2016. Dette utvidede utvalget inkluderer både kystsonen og innlandssonen av begge kommunene, og omfatter alle årene 2010–2016, med unntak av 2014, da boplikten i Arendal ble opphevet. Av tabell 2 framgår det av regresjon D at estimering av en variant av relasjon (2) nå gir en statistisk signifikant bopliktkoeffisient for boliger i kystsonen av Arendal på  $-0.082$ . Den estimerte bopliktkoeffisienten for innlandssonen i Arendal er derimot tilnærmet lik null, og er ikke statistisk signifikant. Nullhypotesen at bopliktkoeffisienten for innlandssonen er lik null, kan derfor ikke forkastes. Ettersom de to bopliktvariablene for innlandssonen og kystsonen er korrelert med hverandre, og den ene av dem ikke har signifikant effekt, har vi re-estimert regresjon D med kun én bopliktvariabel, nemlig den for boplikt i kystsonen av Arendal fram til 2014. Av tabell 2 ser vi av regresjon E at dette gir en klart signifikant bopliktkoeffisient på  $-0.098$ , og en  $R^2$  justert som bare er marginalt lavere enn i regresjon D. Vi tolker dette som et klart uttrykk for at boplikten i Arendal kun hadde effekt på boligprisene i kystsonen.

For ytterligere å teste om boplikten påvirket prisene for helårsboliger i kystsonen, har vi estimert en variant av likning (2) ved å benytte et utvalg som foruten alle omsatte boliger i Arendal også inkluderer transaksjoner i Tvedestrand i perioden 2010–2016, men vi utelater transaksjoner (for alle år) i den lille sentrumssonen av Tvedestrand der boplikten ble opphevet i 2013, samt alle transaksjoner i begge kommunene i 2014. Av regresjon F i tabell 2 ser vi at dette gir en statistisk signifikant bopliktkoeffisient for kystsonen som indikerer at boplikt påvirker prisene i kystsonen negativt med hele 13 prosent. Merk at regresjon F er basert på den forutsetning at boplikt kun påvirker prisene i kystsonen. Vi har også estimert samme relasjon med variabelen for boplikt i innlandet inkludert, men denne er ikke vist i tabellen, ettersom bopliktvariabelen for innlandet ikke var statistisk signifikant, og i tillegg sterkt korrelert med andre variabler. Vi tolker resultatene som et klart uttrykk for at boplikten ikke bare i Arendal, men også i Tvedestrand, kun påvirker boligprisene i kystsonen.

Som neste skritt estimerer vi relasjon (2) på basis av et utvalg som omfatter (a) Alle boligtransaksjoner i Arendal, (b) alle boligtransaksjoner i Grimstad som ligger utenfor de to små «øyene» der det var boplikt fram til 2014, (c) alle boligtransaksjoner i Tvedestrand som ligger utenfor den lille «øya» i sentrum der boplikten ble opphevet i 2013, og (d) alle boligtransaksjoner i Risør. Estimering av samme variant av relasjon (2) som for Arendal+Grimstad og Arendal+Tvedestrand gir nå, som vist i tabell 3, en statistisk signifikant bopliktkoeffisient på  $-0.112$ . Merk at estimeringen også nå er basert på den forutsetning at boplikt kun påvirker prisene i kystsonen, ikke i innlandssonen. Kolonnen helt til høyre i tabell 3 viser resultatene fra å estimere likning (2) kun for eneboliger i alle de fire kommunene. Dette gir en bopliktkoeffisient på  $-0.079$ . En ensidig t-test av nullhypotesen at boplikt ikke påvirker prisene for eneboliger, kan imidlertid forkastes.

Vi har funnet ganske klare indikasjoner på at boplikt påvirker boligprisene negativt, men dersom det finnes utelatte variabler som er sterkt korrelert med bopliktvariablene, kan det reises tvil om gyldigheten av våre resultater. Med de data vi har hatt tilgang til, er det ikke mulig å undersøke dette empirisk. Vi må derfor avgrense oss til noen kommentarer. En gruppe utelatte variabler er slike som beskriver standarden på selve boligen (oppusset bad, nytt kjøkken, isolasjonsstandard, ytre vedlikehold). Etter vår oppfatning er det liten grunn til at disse variablene skulle være spesielt korrelert med bopliktvariablene. Variabler som beskriver miljø med videre omkring selve boligen (strandlinje, utsikt til havet, båthus), vil derimot trolig være korrelert med bopliktssone. Av alle boliger i kystsonen er det imidler-

tid mange som mangler minst ett eller to av de opplistede kjennetegnene. Dette bidrar til å svekke korrelasjonen, men bopliktsonene vil nok likevel i en viss utstrekning fange opp effekten av disse utelatte variablene. Ettersom våre bopliktvariabler er dannet som produktet av bopliktsonene og bopliktperiode, og siden det ikke er noe som tilsier at bopliktperiode er korrelert med de utelatte variablene, brytes imidlertid korrelasjonen i svært stor grad. Etter vårt syn er det derfor lite trolig at de utelatte variablene som er nevnt ovenfor, i særlig grad påvirker den estimerte koeffisienten til vår bopliktvariabel. Med andre ord mener vi at utelatte variabler neppe påvirker nevneverdig våre resultater for hvordan boplikt påvirker boligprisene.

## Konklusjoner og avsluttende merknader

Innenfor rammen av en enkel markedsmodell viste vi at boplikt påvirker prisene på helårsboliger i kystsonen negativt, mens boligprisene i innlandssonen er ganske upåvirket av boplikt. De empiriske analysene støtter disse teoretiske resultatene. I de utvalgte kystkommunene på Sørlandet reduserer boplikt ifølge våre resultater prisene for helårsboliger i kystsonen med 8 til 13 prosent, mens prisene på helårsboliger i innlandssonen er upåvirket. Det er viktig å være klar over at den estimerte effekten av boplikt kun viser den gjennomsnittlige prisreduksjonen. For enkelte kystnære helårsboliger som er svært attraktive som fritidsbolig, vil prisene trolig påvirkes langt sterkere enn våre resultater tyder på. Det er også viktig å være klar over at alle våre analyser av boplikt bygger på den underliggende forutsetning at boligprisutviklingen i hele tidsperioden vi har data fra, er den samme i hele vårt studieområde, det vil si at det kun er opphevelsen av boplikt i en del av området som gir økte priser i dette delområdet etter at boplikten ble opphevet. Ettersom vi finner omtrent samme effekt av boplikt på boligprisene i kystsonen av Arendal uansett hvilket område/kommune vi bruker som kontrollgruppe, vil vi hevde at det er grunn til å anta at den underliggende forutsetningen er tilnærmet oppfylt.

De separate analysene av å oppheve boplikten i de to små sonene i Grimstad viste ingen effekt på prisene for helårsboliger. Heller ikke for Tvedestrand fant vi en signifikant effekt av at boplikten ble opphevet i en liten sone. Datagrunnlaget er lite, men resultatene for disse byene illustrerer trolig også at effekten av å oppheve boplikt kan variere med blant annet hvor store deler av kommunen det er boplikt i.

Vi er først og fremst interessert i de langsiktige effektene av boplikt på boligprisene. I Arendal ble boplikten opphevet i 2014, og samme år ble den opphevet for de to bopliktsonene i Grimstad, mens fjerningen av boplikt i en liten sentrumssone i Tvedestrand skjedde i 2013. Det er relevant å stille spørsmålet om våre empiriske analyser av et datamateriale som kun går fram til utgangen av 2016, fanger opp de langsiktige priseffektene av å fjerne boplikt. Man kan ikke utelukke at de langsiktige effektene kanskje kan avvike noe fra hva vi har funnet. Etter vår oppfatning er det imidlertid god grunn til å anta at våre resultater kan tolkes som et uttrykk for hvordan boligprisene på lang sikt påvirkes av at boplikt oppheves. Denne tolkningen samsvarer godt med at Sun et al. (2017) fant at boligprisene i Beijing falt nærmest momentant da man innførte boplikt der, samt med at Theisen og Emblem (2020) fant at ny E18 Grimstad–Kristiansand fikk full effekt på boligprisene da den nye veien ble åpnet for trafikk. Sistnevnte referanse, som viser hvor raskt boligmarkedet på Sørlandet reagerer på viktige endringer, benyttet også data fra Arendal og Grimstad, som utgjør størstedelen av datamaterialet i vår analyse. Vi vil føye til at det i vår observasjonsperiode ikke skjedde andre store endringer i boligmarkedet i vårt studieområde.

Vi har konsentrert oss om effekten av boplikt på boligprisene, men det er en rekke andre

aspekter ved boplikt som vi nesten ikke har berørt. For eksempel har vi ikke gått inn på normative spørsmål som har å gjøre med hvem som høster fordeler av at bopliktordningen blir opphevet, og hvem som bærer ulempene. Vi har heller ikke drøftet implikasjonene av at kyniske kjøpere av bopliktbelagte boliger under et bopliktregime med smutthull vil kunne ha fordeler av at prisene dempes dersom de fleste aktører er mindre kyniske. Dette er også viktige momenter i en bredere diskusjon av om man bør ha boplikt eller ikke.

## Om artikkelen

Vi takker Gro Kjersti Lindqvist og deltakere på heldagsseminar ved OsloMet samt tidsskriftets fagfeller for nyttige kommentarer til et tidligere utkast av artikkelen.

## Referanser

- Aanesland, N., & Holm, O. (2002). *Boplikt – drøm og virkelighet*. Oslo: Kommuneforlaget.
- Aanesland, N., Holm, O., & Labugt, I.-L. (2007). *Boplikt for fall?* Oslo: Civita.
- Allingham, M.G., & Sandmo, A. (1972). Income tax evasion: A theoretical analysis. *Journal of Public Economics*, 1(3/4), 323–338. DOI: [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(72\)90010-2](https://doi.org/10.1016/0047-2727(72)90010-2)
- Baum, C.F. (2006). *An Introduction to Modern Econometrics Using Stata*. College Station, TX: Stata Press.
- Bourassa, S.C., Hoesli, M., & Sun, J. (2004). What's in a View? *Environment and Planning A*, 36(8), 1427–1450. DOI: <https://doi.org/10.1068/a36103>
- Bustnes, J.E. (2012). *Boplikt på helårsboliger og boligpriser* (masteroppgave). Institutt for landskapsplanlegging, Universitetet for miljø og biovitenskap, Ås.
- Cropper, M.L., Deck, L.B., & McConnell, K.E. (1988). On the choice of functional form for hedonic price functions. *Review of Economics & Statistics*, 70(4), 668–675. DOI: <https://doi.org/10.2307/1935831>
- Dahl, J. (2017). *Bopliktens påvirkning på boligpriser* (masteroppgave). Handelshøyskolen ved Universitetet i Agder, Kristiansand.
- Eide, E. (1994). *Kriminaløkonomi*. Stavanger: Rogaland Mediesenter.
- Engelschiøn, T.S. (2003). Tvilsom boplikt. *Lov og Rett*, 42(2), 65–66.
- Falkanger, T. (2003). Konesjon og boplikt for boligeiendommer. *Lov og rett*, 42(7), 387–394.
- Forbord, M., & Storstad, O. (2008). *Konesjonsplikt på boligeiendom fritidskommuner: Sikrer det helårsbosetting?* (Rapport 11/08). Trondheim: Norsk senter for bygdeforskning, Universitetssenteret Dragvoll
- Halvorsen, R., & Palmquist, R. (1980). The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations. *The American Economic Review*, 70(3), 474–475.
- Imbens, G.W., & Wooldridge, J.M. (2009). Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47(1), 5–86. DOI: <https://doi.org/10.1257/jel.47.1.5>
- Konesjonsloven. (2003). *Lov om konesjon ved erverv av fast eiendom (konesjonsloven) mv*. Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2003-11-28-98>
- Os, A. (2003). Boplikt – et moderne stavnsbånd? *Lov og Rett*, 42(6), 360–367.
- Rouwendal, J., Levkovich, O., & van Marwijk, R. (2017). Estimating the Value of Proximity to Water, When Ceteris Really Is Paribus. *Real Estate Economics*, 45(4), 829–860. DOI: <https://doi.org/10.1111/1540-6229.12143>
- Sing Bhuller, M. (2009). *Inndeling av Norge i arbeidsmarkedsregioner* (Notater 2009/24). Oslo: Statistisk Sentralbyrå.

- Sun, W., Zheng, S., Geltner, D.M., & Wang, R. (2017). The housing market effects of local home purchase restrictions: Evidence from Beijing. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 55(3), 288–312. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11146-016-9586-8>
- Theisen, T., & Emblem, A.W. (2020). The Road to Higher Prices: Will Improved Road Standards Lead to Higher Housing Prices? *Journal of Real Estate Finance and Economics*. Hentet fra <https://doi.org/10.1007/s11146-020-09751-y>

## Appendiks

**Tabell A1.** Variabeldefinisjoner.

Pris	Pris boligen er omsatt for
$Boareal_i$	Boligens areal, målt i $m^2$ P-rom (Primærrom)
$Alder_i$	Boligens alder i året den er omsatt
Leilighet	Dummyvariabel lik 1 hvis boligen er en leilighet, 0 ellers
Tomannsbolig	Dummyvariabel lik 1 hvis boligen er en tomannsbolig, 0 ellers
Rekkehus	Dummyvariabel lik 1 hvis boligen er et rekkehus, 0 ellers
Fritidsbolig	Dummyvariabel lik 1 hvis boligen er en fritidsbolig, 0 ellers
$Kyst_i$	Dummyvariabel lik 1 hvis boligen ligger mindre enn 100 meter fra sjøen.
$BP_sone_i$	Dummyvariabel lik 1 dersom boligen ligger i en sone der det i løpet av perioden 2010–2016 har vært boplikt, 0 ellers.
$Boplikt_{k_i}$	Dummyvariabel lik 1 hvis det er boplikt i sone s i år y, 0 hvis ikke.
År y	Dummyvariabler lik 1 hvis boligen er omsatt i år y, 0 ellers (y= 2011, ..., 2016). 2010 er utelatt kategori.
Postnr. $q_i^k$	Dummyvariabler lik 1 hvis bolig i ligger i postnummer k, 0 ellers. Postnummer 4836 Arendal sentrum er utelatt kategori.

**Tabell A2.** Deskriptiv statistikk. N = 7655.

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
Pris	2344826	1234748	160000	30000000
Boareal*	120.9668	52.3543	16	456
Alder	43.50229	46.96149	0	415
Enebolig	.5759634	.4942282	0	1
Leilighet	.217113	.4123071	0	1
Rekkehus	.0636185	.2440881	0	1
Tomannsbolig	.0766819	.2661034	0	1
Fritidsbolig	.0666231	.2493845	0	1
Kystsoner	.1512737	.3583388	0	1
Innlandssoner	.8487263	.3583388	0	1
Bopliktsoner	.6813847	.4459699	0	1
Boplikt	.4376225	.4961262	0	1
Boplikt kyst	.0715872	.257820	0	1
Boplikt innland	.3660353	.4817507	0	1
Årsdummyer			.1335	.1489
Postnummerdummyer			.0046	.0589

\* For et mindre antall observasjoner der vi ikke har observert variabelen P-rom, mens bruttoareal er observert, har vi estimert P-rom ut fra bruttoarealet (se Dahl, 2017).