



«Kuppbud i det norske boligmarkedet - hvilken effekt har det på  
boligens salgspris?»

Oscar Lopez Borgersen og Mathias Johnsen

Veileder: Arnt Ove Hopland

Masterutredning - Økonomi og administrasjon - Finansiell økonomi

## Norges Handelshøyskole

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer inntår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

# Forord

Denne utredningen inngår i et selvstendig arbeid innen hovedprofilen finansiell økonomi ved Norges Handelshøyskole (NHH).

Vi ønsker å takke Ph.D Erling Røed Larsen og Eiendomsverdi AS for et godt samarbeid, og ikke minst tilgang til helt essensiell data og informasjon. Videre vil vi også takke Eirik Dysthe i Finn.no for å belyse viktige aspekt ved datagrunnlaget, samt vår veileder Arnt Ove Hopland for verdifulle innspill og konstruktive tilbakemeldinger underveis i prosessen.

Bakgrunnen for utredningen er en genuin interesse for eiendomsmarkedet, som har resultert i at vi kom frem til problemstillingen om kopping – et fenomen med relativt mye omtale, men som har blitt lite forsket på. Ambisjonen vår er at utredningen skal bidra med ny kunnskap og interessant lesning.

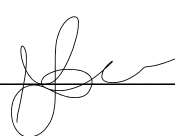
Bergen, 10.desember 2018

Oscar Lopez Borgersen



---

Mathias Johnsen



---

# Sammendrag

Gjennom de senere år har man i Norge vært vitne til et boligmarked i sterk vekst, hvor mange boliger har blitt solgt godt over prisantydning. Det høye trykket har resultert i at flere og flere kjøpere har forsøkt seg på kopping, ved å gi bud direkte til selger før tradisjonell visning, og dermed unngå konkurranse i den ordinære budrunden. Sentrale aktører i eiendomsmarkedet har i samsvar med media uttalt at det ikke er lønnsomt for selgere å akseptere kuppbud, og at ordinære budrunder heller bør gjennomføres. Kopping har vært gjenstand for lite forskning, og det foreligger usikkerhet om fenomenet gir høyere salgspris eller ikke. Målet med denne avhandlingen er å belyse effekten aksept av kuppbud har på boligens salgspris i byene Oslo, Bergen, Trondheim og Tromsø. Gjennom en empirisk utredning besvares derfor følgende problemstilling:

*Hvilken effekt har aksept av kuppbud på boligens salgspris i de respektive byene?*

Samlet sett inneholder datagrunnlaget vårt 38 933 observasjoner for selveierboliger, hvorav 1 222 er registrert kuppet, for perioden 1.januar 2016 til og med 30.juni 2018. Effekten av aksepterte kuppbud analyseres i denne utredningen ved en lineær og en hedonisk regresjonsmodell. Videre benyttes det individuelle regresjoner for de ulike byene, boligtype og år, med et formål om å teste modellenes robusthet og avdekke potensielle avvik.

Resultatene i denne utredningen viser at salgspris på boliger i Oslo har hatt en positiv effekt ved aksept av kuppbud, mens det for Bergen ikke kan konkluderes med hverken positiv eller negativ effekt. I Trondheim tyder derimot våre funn på en negativ effekt på boligens salgspris. Effekten i Tromsø var usikker for 2016, men positiv for 2017 og 2018.

# Innholdsfortegnelse

<b>Forord</b> .....	<b>2</b>
<b>Sammendrag</b> .....	<b>3</b>
<b>1 Introduksjon</b> .....	<b>6</b>
<b>2 Bakgrunn og marked</b> .....	<b>8</b>
<b>2.1 Boligmarkedet i Norge</b> .....	<b>8</b>
<b>2.2 Kopping</b> .....	<b>10</b>
2.2.1 Juridiske bestemmelser .....	10
2.2.2 Prisantydning .....	11
<b>3 Teori og relevant litteratur</b> .....	<b>13</b>
<b>3.1 Auksjonsteori</b> .....	<b>13</b>
3.1.1 Privat- og fellesverdimodeller.....	14
3.1.2 Vinnerens forbannelse og asymmetrisk informasjon.....	15
<b>3.2 Atferdsteori</b> .....	<b>15</b>
<b>3.3 Prospektteori</b> .....	<b>16</b>
3.3.1 «Usikkerhetseffekten» og risikoaversjon.....	17
<b>3.4 Tidligere forskning</b> .....	<b>18</b>
<b>4 Data</b> .....	<b>20</b>
<b>4.1 Datainnsamling</b> .....	<b>20</b>
<b>4.2 Deskriptiv statistikk</b> .....	<b>22</b>
4.2.1 Ekstremverdier .....	26
4.2.2 Welch's test.....	26
<b>5 Metode</b> .....	<b>28</b>
<b>5.1 OLS</b> .....	<b>28</b>
<b>5.2 Hedonisk regresjon</b> .....	<b>28</b>
<b>5.3 Variabler</b> .....	<b>30</b>
<b>5.4 Ekstern validitet, samt utelatte og uobserverbare variabler</b> .....	<b>34</b>
<b>6 Analyse</b> .....	<b>36</b>
<b>6.1 Insignifikante variabler</b> .....	<b>36</b>
<b>6.2 Regresjonsmodell 1</b> .....	<b>36</b>
<b>6.3 Hovedmodell</b> .....	<b>40</b>
6.3.1 Individuelle regresjoner .....	45
<b>7 Diskusjon</b> .....	<b>51</b>
<b>7.1 Hovedfunn</b> .....	<b>51</b>
7.1.1 Oslo.....	51
7.1.2 Bergen.....	52
7.1.3 Trondheim.....	52
7.1.4 Tromsø .....	53

7.2	Hvorfor ønsker kjøper å kuppe? .....	55
7.3	Hvorfor ønsker selger å akseptere kuppbud? .....	56
8	Konklusjon .....	58
8.1	Videre forskning .....	60
	Litteraturliste .....	61
	Appendix .....	64
	Appendix A .....	64
	Appendix B .....	69
	Welch's test .....	69
	Appendix C .....	71
	Modell 3 – Oslo .....	71
	Modell 4 – Bergen, Trondheim & Tromsø .....	75
	Modell 5 - Boligtype .....	78
	Modell 6 – År .....	81

# 1 Introduksjon

Seks av ti nordmenn mener bolig er den beste langsiktige investeringen for folk flest, viser en undersøkelse gjennomført av Garanti Eiendomsmegling (Hartwig, 2016). Alle ønsker å ha et sted å bo, og de aller fleste ønsker å eie selv. Bolig er en av de største investeringene vi gjør i løpet av livene våre, og de siste årene har det vært en solid økning i boligmarkedet. Mange har kastet seg på bølgen, hvilket har resultert i visninger med en god del flere interessenter enn det som tidligere har vært vanlig. Dette har ført til økte priser og at svært mange boliger har blitt solgt godt over prisantydning. Som følge av det store trykket i markedet har det i nyere tid oppstått et fenomen kalt kopping. Det innebærer at kjøper legger inn et privat bud før visning, og ved aksept fra selgers side, avlyses visningen og kjøperen vinner «uten» konkurranse. I de fleste tilfeller er dette budet over prisantydning, slik at det skal friste selger til å akseptere. Fenomenet har vært mye omtalt i media, der fagkyndige har uttalt at man konsekvent bør avslå slike bud fordi ordinære budrunder oppnår høyere salgpris. Siden dette er et relativt nytt markedsfenomen, finnes det svært få empiriske undersøkelser som konkluderer med om kuppbud faktisk oppnår høyere salgpris eller ikke. Aune & Midthun (2017) og Solberg & Solheim (2017) har ved empiriske studier sett på lønnsomheten ved aksept av kuppbud i Oslo i 2016. Begge konkluderte med at kopping ga høyere pris enn ved ordinære budrunder i denne perioden, noe som står i strid med grunnleggende auksjonsteori. Året 2016 var preget av sterk boligvekst, og det kan slik sett ha påvirket resultatene. I vår masterutredning ønsker vi å gjøre en empirisk undersøkelse som tar for seg flere byer, herunder Oslo, Bergen, Trondheim og Tromsø, for en lengre tidsperiode – fra 01.01.16 til 30.06.18.

Vår problemstilling blir derfor som følgende:

*Hvilken effekt har aksept av kuppbud på boligens salgpris i de respektive byene?*

Formålet er med andre ord å undersøke om aksept av kuppbud har en negativ, positiv eller ingen effekt på salgpris kontra en ordinær budrunde. For å kunne få frem denne effekten og besvare problemstillingen vil vi først problematisere rundt prisantydningen, som skal være det beste estimatet av boligens faktiske verdi. Vi vil lage en modell der variasjonen i kvadratmeterpris blir forklart av prisantydning og en variabel som tilsvarende effekten av kupp. Videre ønsker vi å utarbeide en hedonisk hovedmodell som justerer for boligens spesifikke informasjon, som for

eksempel størrelse og fellesgjeld, der vi har mulighet til å få ut effekt av kopping for hver by, boligtype og år. Avslutningsvis vil vi lage tilsvarende individuelle hedoniske modeller for hver enkelt by, boligtype og år som skal fungere som en test av robustheten til vår hovedmodell.

Datasettet vårt vil bestå av alle salg av selveierboliger i byene Oslo, Bergen, Trondheim og Tromsø i perioden 01.01.16 til og med 30.06.18. Vi fikk kun tilgang til et stort datalager og måtte hente ut all data vi selv mente var hensiktsmessig. Det oppstod noen komplikasjoner rundt hvordan vi kunne markere hvilke boliger som var kuppet, men til slutt kom vi frem til et datasett vi mener representerer virkeligheten på en så god måte som mulig per dags dato, gitt den informasjonen vi har tilgjengelig. Av årsaker diskutert senere i utredningen vil datasettet kun bestå av tilfeller der kuppbudet ble akseptert og ikke tilfeller der det ble avslått.

Hva angår oppgavens struktur, vil det innledningsvis bli redegjort for dagens boligmarked og utviklingen de siste årene. Videre vil det defineres hva et kuppbud faktisk er, i tillegg til dens implikasjoner rundt salgsprosessen og det juridiske. Deretter legges det frem relevant teori som kan forklare markedet og aktørenes handlinger. Senere presenteres datagrunnlag, aktuell statistikk og metode. Avslutningsvis vil vi legge frem resultater og diskutere disse opp mot aktuell teori.

## 2 Bakgrunn og marked

### 2.1 Boligmarkedet i Norge

Primærboligen er nordmenns foretrukne spareform og begunstiget i skattesystemet gjennom blant annet fradragrett for gjeldsrenter, moderat formuesbeskatning og fravær av gevinstbeskatning. Som et resultat av den norske boligmodellen eier 8 av 10 nordmenn sin egen bolig til enhver tid og i løpet av livet eier 98% av alle nordmenn sin egen bolig (Eiendom Norge, 2018). Dette har ført til et høyt trykk i eiendomsmarkedet og siden 1993, med unntak av finanskrisen mellom 2007 og 2009, har prisene nesten steget uavbrutt (Hellerud, Johansen, & Sættem, 2012). I følge Finanstilsynet (2018) har høye boligpriser og høy husholdningsgjeld utgjort en vesentlig risiko for finansiell stabilitet. Finansdepartementets boliglånsforskrift ble strammet inn fra 2017 noe som har bidratt til strengere utlånspraksis. Fremtidsutsiktene er fremdeles usikkert og et prisfall kan ikke utelukkes, men det er nokså plausibelt at prisene vil øke, drevet av blant annet økonomisk oppgang (Finanstilsynet, 2018).

Tabell 1 - Bakgrunn

Område	Endring siste måned	Endring siste år	Endring siste 5 år	Endring siste 10 år	Gjennomsnitt kvadratmeterspris	Gjennomsnittspris
Oslo	-0.6%	3.4%	45.7%	102.0%	72 694	4 925 519
Bergen	-0.9%	-0.5%	14.6%	63.2%	43 599	3 324 527
Trondheim	1.8%	-0.1%	16.4%	77.3%	45 998	3 427 697
Stavanger m/omegn	2.2%	0.6%	-9.9%	25.6%	36 237	3 617 228
Tromsø	2.1%	1.6%	30.9%	70.2%	45 707	3 773 147
<b>Norge</b>	<b>0.8%</b>	<b>2.2%</b>	<b>27.1%</b>	<b>70.7%</b>	<b>42 333</b>	<b>3 625 746</b>

Hentet fra EiendomNorges August-rapport (Eiendom Norge; Finn.no; Eiendomsverdi AS, 2018). Prosentvise tall er endring fra august til august. Kvadratmeterspris og gjennomsnittspris er oppført i NOK.



Som vi kan se fra tabellen har Norge hatt en prisøkning på 70.7% de siste 10 årene og 27.1% de siste 5 årene. Oslo skiller seg klart ut med høyest prisstigning i samme periode på hhv. 102% og 45.7%. Etterfulgt av Tromsø på hhv. 70.2% og 30.9%. Bergen og Trondheim er et lite stykke under med hhv. 63.2% og 77.3% de siste 10 årene, og 14.6% og 16.4% de siste 5 årene. En kontrast er Stavanger som har opplevd større svingninger med kun 25.6% de siste 10 årene og en negativ prisvekst på 9.9% de siste 5 årene.

En annen naturlig forklaring på trykket i markedet kan være forholdet mellom befolkningsvekst og utbyggingen av nye boliger. Urbaniseringen har for alvor tatt for seg de siste årene og mange flytter inn mot byene. Oslo har hatt gjennomsnittlig årlig folketilvekst på ca. 10 000 personer, eller 1.5% de siste årene. Til sammenligning har Bergen, Trondheim og Tromsø hatt en gjennomsnittlig vekst på hhv. 0.8%, 1.5% og 1.5% (Statistisk Sentralbyrå, 2018). I disse kommunene bygges det ikke nok nye boliger til å tilfredsstille behovet og det kan derfor ha en påvirkningskraft i markedet gjennom høyere priser (Humberset & Steinsland, 2018). Til illustrasjon predikerte NRK årlig boligbehov i perioden 2015-2019 og hva kommunene igangsatte av nye boligprosjekter. Resultatet viste at i Oslo bygges det i underkant av 4000 for få boliger årlig, mens det var 900 for få i Bergen og 218 i Tromsø (Strøm & Kvellestad, 2015). I motsetning bygges det nok eller «for mange» boliger i Trondheim (Humberset & Steinsland, 2018).

Fra tabell 1 kan vi se at Oslo skiller seg helt klart ut når det gjelder gjennomsnittlig kvadratmeterpris. De tre andre kommunene ligger nokså jevnt. En annen variabel som kan gi et godt bilde av markedet er omsetningshastighet, som viser hvor mange dager en bolig ligger ute fra annonseringsstart til den er solgt. Det kan gi en pekepinn på hvor «varmt» markedet er.

## 2.2 Kopping

Et kuppbud kan defineres som et bud som er fremsatt før annonsert visning, med tilhørende aksept før visning, slik at visning avlyses. Et kuppbud kan også bli omtalt som privatbud eller forhåndsbud (Røed, 2015).

Kjøperer forsøker å kuppe bolig for å unngå budrunder som presser prisen på boligen opp. Selgere som aksepterer et slikt bud, selger fordi de mener budrunden ikke kommer til å gå like høyt som det budet før visning ligger på. Hvis man antar en rasjonell tankegang så tror kjøper at prisen vil bli høyere ved en budrunde, mens selger tror at dette er det høyeste budet som vil komme. Dermed får ingen av partene forankret pris i markedet gjennom en budrunde (Eiendomsverdi AS, 2016). Så hvor ofte forekommer kopping i markedet? Eiendomsverdi AS<sup>1</sup> (2016) utarbeidet en rapport der de så på hvor ofte kopping oppstod i Oslo. De antok at boliger som er solgt innen seks dager eller kortere er kuppet. De sammenlignet akkumulert salg i 2013 og 2016. Hovedfunnet var at etter seks dager var det solgt 5% flere boliger i 2016 enn i 2013. Med det kan man konkludere med at kopping er et fenomen som forekommer hyppigere i nyere tid.

Hvis selgeren mottar bud direkte fra budgiver er megler avskåret fra å videreformidle budet til øvrige interessenter, med mindre budet oppfyller regelen om minste akseptfrist. Bud som megleren ikke kan formidle, skal heller ikke føres i budjournalen (Lyngtveit-Petersson, 2016). Enkelt forklart er megler juridisk bindende til å holde seg utenfor prosessen. Dette vil redegjøres mer for i neste avsnitt.

### 2.2.1 Juridiske bestemmelser

I forskriften om eiendomsmegling §6-3 (2007) opplyses det at «I forbrukerforhold skal oppdragstaker ikke formidle bud med kortere akseptfrist enn til kl. 12.00 første virkedag etter siste annonserte visning. Lørdag regnes ikke som virkedag». Med dette menes det at megler kan videreformidle alle bud til andre interessenter hvis budet har en akseptfrist som ikke er tidligere enn kl. 12.00 etter siste annonserte visning. Det vil si at ved et kuppbud settes akseptfrist før

---

<sup>1</sup> Heretter forkortet Eiendomsverdi

visning for å få den avlyst, og dermed kan ikke megler videreformidle budet videre. Budet går da direkte fra budgiver til selger. Det må legges til at selger normalt sett rådgir seg med megler etter at et kuppbud har kommet inn.

I 2010 ble det innført en ny bestemmelse i eiendomsmeglingsforskriften §6-3 (2007) ved at *“Oppdragstaker skal legge til rette for en forsvarlig avvikling av budrunden, og avpasse tempoet i salgsarbeidet til et nivå hvor oppdragsgiver og aktuelle interessenter kan sikres et forsvarlig grunnlag for sine handlingsvalg. Oppdragstaker skal oppfordre oppdragsgiver til ikke å ta imot bud direkte fra budgivere, men henvise til oppdragstaker”*. Det betyr at megler har et ansvar for at kjøper er bevisst på risikoen ved å akseptere et kuppbud og samtidig fraråde aksept.

Ved en normal budrunde sjekker megler budgiverens finansiering og har kontakt med kjøpers bankforbindelse. Ved et kuppbud er dette overlatt til selgers eget ansvar og dermed kan det oppstå komplikasjoner (Åserud, 2016). I tillegg blir det selgers og kjøpers ansvar å diskutere overtakelse. Resten av prosessen med kontraktsmøte, overtakelse og overføring av salg gjennomføres på normal måte i samråd med megler.

Eiendomsmeglerforbundet har kommunisert at når det gjøres avtaler mellom selger og kjøper, uten en tredjepart, er det essensielt at alt gjennomføres på en ryddig måte hvor alt blir dokumentert. Aksept av bud må, som i normale omstendigheter, aksepteres skriftlig innen fristen, jf. Avtaleloven §2. Når aksept av bud har kommet frem til budgiver er det inngått en bindende avtale. Alle forbehold i den inngåtte avtalen kan ikke kalles tilbake. Det er viktig å bemerke seg at også motbud er bindende. Hvis selger kommer med motbud og kjøper aksepterer innen frist er det da også inngått en bindende avtale (Aktiv).

### 2.2.2 Prisantydning

En av meglerens viktigste oppgaver er å gi råd til selger om hvilken prisantydning man skal sette på boligen når den legges ut for salg (Eiendomsverdi AS, 2017). Tidligere praksis har vært at en uavhengig takstmann satt en verdi- og lånetakst. I 2016 gikk meglere sammen og ga beskjed til takstmenn at de ikke lenger ønsket en verdivurdering (Thue, 2016). Christian Dreyer, administrerende direktør i Eiendom Norge, uttalte at «Vi mener takstmenn kun bør sette en teknisk verdi, som enkelt forklart er hva det vil koste å sette opp huset. Takstmannen har den

tekniske kompetansen, mens megleren er den som kjenner markedet best, og har derfor best forutsetninger for å vurdere markedsverdien» (Thue, 2016).

At man ikke lenger har den objektive vurderingen har skapt reaksjoner i markedet. Are Andenæs Huser, administrerende direktør i Norges Takseringsforbund, mente at dette gir rom for strategisk prissetting og lokkepriser (Thue, 2016). I et stigende marked kan prisantydningen settes lavere for å tiltrekke seg flere interessenter. I et fallende marked kan megler strategisk sette prisen høyere, fordi kjøper forventer å betale mindre enn utropspris (Thue, 2016). Til syvende og sist ønsker megler å få høyest mulig pris og kan derfor bli partisk i en slik vurdering. Lokkepris er villedende markedsføring og jf. markedsføringsloven §6, også en ulovlig handling (Markedsføringsloven, 2009).

Samtidig som meglere begynte å sette prisantydning selv, fikk forbrukerombudet inn mange klager fra forbrukere som opplevde bruk av lokkepris (Forbrukertilsynet, 2016). Dette førte til at Norges Eiendomsmeglerforbund og Eiendom Norge tok grep og kalte inn hele bransjen på teppet (Forbrukertilsynet, 2016). Utfallet var at foretakene måtte sette opp konkrete tiltak og at meglere må kunne dokumentere bakgrunnen for prisantydningen. I tillegg blir det gjennomført hyppigere tilsyn og store avvik kan resultere i sanksjoner.

I og med at prisantydning blir sett på som beste estimat av verdi, er dette noe vi vil ta høyde for videre i oppgaven.

## 3 Teori og relevant litteratur

### 3.1 Auksjonsteori

Det finnes et mangfold av teoretisk materiale som i en analytisk tilnærming av kopping vil være både relevant og naturlig å gjøre rede for. I første omgang kommer man ikke utenom det som danner selve grunnlaget for budrunden ved salg av bolig – nemlig auksjonsprosessen, og dermed auksjonsteori. Auksjonsteori regnes av flere hensyn som spesielt viktig. Ikke bare er auksjoner gjenstand for et massivt volum hva angår økonomiske transaksjoner, men de har også utviklet en teoretisk ramme for vår forståelse av hvordan ulike priser fastsettes. Dette kan knyttes til prisingen av dagligvarer så vel som forhandlingen av pris mellom kjøper og selger av bolig (Klemperer, 1999).

Det finnes flere typer auksjonsformer, herunder engelsk auksjon, hollandsk auksjon, 1.pris lukket-bud og 2.pris lukket-bud som de mest utbredte. Den vanligste formen er engelsk auksjon, hvor budene påfølgende økes til det punktet der den med høyest bud står igjen som vinner av objektet. For det norske boligmarkedet er engelsk auksjon enerådende, og de andre formene vil derfor ikke bli nærmere redegjort for. Engelsk auksjon kjennetegnes ved full transparens, slik at budene er åpne og i den forstand tilgjengelig informasjon for alle deltakerne. I praksis betyr dette at i en budrunde vil man fortløpende kjenne til konkurrentenes estimat og verdsettelse av boligen. Denne prosessen bidrar til å avdekke betalingsvilligheten i markedet og hvem som til slutt ender opp med boligen, hvilket i bunn og grunn er auksjonens to kjerneformål. På generelt grunnlag har engelsk auksjon hatt en klar tendens til å generere høyere salgspriser enn andre auksjonsformer, og er nok mye av grunnen til at et stort flertall av verdens auksjoner er drevet på basis av stigende budrunder (Milgrom & Weber, 1982).

### 3.1.1 Privat- og fellesverdimodeller

Fundamentalt sett går auksjonsteori ut på å modellere atferden til aktører med ufullstendig informasjonsstruktur (Quan, 1994). Det skilles i utgangspunktet mellom to strukturer eller modeller, i form av privat- og fellesverdi, hvorav dimensjonene knyttet til verdsettelse og informasjon er ulike.

En privatverdi-modell baserer seg på at hver budgiver vet nøyaktig hva egen verdsettelse av objektet er, men at denne informasjonen ikke er kjent for noen andre. Dette står i kontrast til en fellesverdi-modell, hvor den faktiske verdien av objektet er lik for alle, men budgiverne har ulik privat informasjon om hva denne reelle verdien egentlig er. Klemperer gir en presis illustrasjon i sin akademiske utredning (1999), ved å knytte det til verdien av et oljefelt, som følgende vil avhenge av hvor mye olje som ligger under overflaten. Verdien på selve oljen er lik for alle, men interessentene har trolig ulik formening og oppfattelse av hvilken mengde olje som faktisk ligger til grunn. Dersom man finner ut at andres estimater i større grad er riktig, vil man endre egen verdsettelse av oljefeltet, i motsetning til privatverdi-modellen hvor andres informasjon ikke har noen påvirkning på egen verdsettelse (Klemperer, 1999).

Det nærmeste man kommer komponenter av både privat- og fellesverdier er ved en generell modell med antakelse om risikonøytrale deltakere. Dette kalles for en korrelertverdi-modell, hvilket tillater korrelasjon med budgivernes verdsettelse (McAfee & McMillan, 1987). Det antas her at hver budgiver mottar et privat «informasjonssignal», på samme tid som budgivers verdsettelse bærer preg av alle konkurrenters signaler. Eksempelvis kan verdien av en bolig avhenge mest av din private informasjon, altså hvor mye du liker boligen, men også av andres private informasjon. Hvor mye andre liker boligen spiller nemlig inn på annenhåndsverdi og den eventuelle prestisjen av å eie boligen (Klemperer, 1999).

### 3.1.2 Vinnerens forbannelse og asymmetrisk informasjon

Et interessant fenomen i forbindelse med auksjoner knyttet til fellesverdi, og til en viss grad også korrelertverdi, er vinnerens forbannelse. Det finnes flere nyanser og variasjoner i tolkningen av konseptet, men kjernen er at den som til slutt vinner en auksjon, egentlig ender opp med å tape. Enten ved negativ profitt i form av å ha gitt et høyere bud enn objektets reelle verdi, eller ved at verdien er lavere enn forhåndsestimert av objektet (Thaler, 1988). Det må understrekes at selv ved en positiv margin vil vinnerens forbannelse kunne oppstå, dersom profitten estimert i forkant av budgivningene negativt avviker fra forventningene (Christensen, 2003). I forlengelsen av dette har vinnerens forbannelse blant annet blitt definert som en systematisk feilvurdering med tendens til å underestimere egne kostnader mer enn sine konkurrenter (Kagel & Levin, 1986). Grunnen til at fenomenet er mest relevant ved fellesverdi er at det er i denne type auksjoner deltakerne er mest utsatt for å gjøre feilvurderinger som påvirker utfallet av auksjonen.

Bakgrunnen for vinnerens forbannelse, og at en aktør betaler mer for objektet enn dens verdi, baseres i all hovedsak på asymmetrisk informasjon og usikkerhet. Fra dette vet man at ikke alle budgiverne kan opptre som rasjonelle aktører. Sett i sammenheng med boligmarkedet, kan dette eksempelvis være kjøp av en bolig med fuktskader, som på kjøpstidspunktet ikke var kjent (Christensen, 2003). I en praktisk budrunde med mulighet for å bli offer for vinnerens forbannelse, må en dermed nedjustere eget bud for å hensynta dette. Ved hard konkurranse om en bolig kan det tenkes å kreve en aggressiv budstrategi for å vinne budrunden, hvilket gjør avveiningene enda vanskeligere og usikkerheten enda større.

## 3.2 Atferdsteori

Standardmodellen for økonomisk atferd tar utgangspunkt i Homo Economicus, der individet blant annet tillegges menneskelige trekk som full rasjonalitet, uhemmet selvkontroll og total egeninteresse (Mullainathan & Thaler, 2000). Videre er nyttemaksimering til enhver tid formålet og ikke minst oppnåelig, helt uavhengig av situasjonsbestemte forhold. Dette er antakelser som har blitt kritisert og kategorisert som i overkant urealistiske, med hensyn til de reelle valgene vi mennesker foretar oss i økonomiske kontekster. Premissene i standard mikroøkonomi med nyttemaksimerende og fullstendig rasjonelle individer gir bare mening i en optimal verden. Det er langt fra den reelle situasjonen i et komplekst boligmarked der både friksjoner og

transaksjonskostnader oppstår. I den forbindelse har modifiserte antakelser innenfor atferdsteori steget til overflaten. Disse antakelsene taler i stedet for at begrenset rasjonalitet og at mennesker ikke bare handler i tråd med egeninteresser, gir et mer virkelighetsnært bilde. Det vil egentlig si at selv om intensjonen er å maksimere nytten eller å ta fullt ut rasjonelle beslutninger, så vil man ikke alltid være i stand til å klare dette.

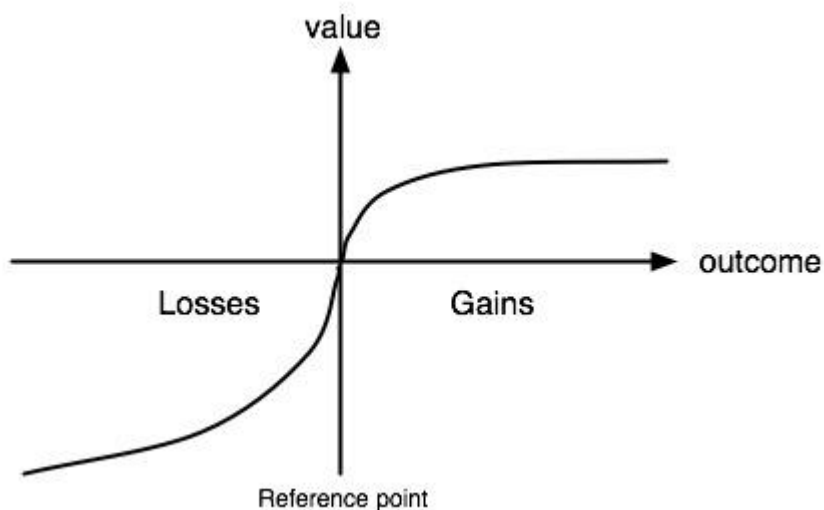
Ved usikre utfall er det forbundet risiko, og det er i dette aspektet det har vært spesielt problematisk å finne robuste forklaringer for menneskers økonomiske vurderinger og avveininger. Aspektet ga blant annet rom for Daniel Kahneman og Amos Tversky til å kritisere normativ forventet nytteteori, og i forlengelsen av det utvikle prospektteorien i 1979.

### 3.3 Prospektteori

I motsetning til normative modeller som ser på optimale tilstander, tar prospektteorien sikte på å modellere mer virkelighetsnære valg og situasjoner. Ved å se nærmere på beslutningstaking under usikkerhet, fant Kahneman og Tversky i sin studie fra 1979 ut at alle mulige utfall vurderes mot et referansepunkt, og at man er mer opptatt av de potensielle tapene enn potensiell gevinst ut fra det samme referansepunktet. De konkluderte også med at mennesker instinktivt er mer tilbøyelig til å ta risiko for å unngå tap enn for å oppnå gevinst, samt at små sannsynligheter vektlegges uforholdsmessig høyt (Kahneman & Tversky, 1979). Dette er særdeles interessante funn sett i lys av vår problemstilling. Det gir holdepunkt for at det man allerede eier verdsettes høyere enn samme objekt kjøpt i et frittstående marked, hvilket til syvende og sist ikke er rasjonelt. Det kan videre være en medvirkende forklaringsfaktor til at man er sterkt motvillig til å selge boligen sin med tap.

Verdien av utfallene sett opp mot referansepunktet kan illustreres ved en S-formet verdifunksjon (Tversky & Kahneman, 1986), slik figuren under viser.





Figur 1 - Tapsaversjon (Kahneman og Tversky, 1986)

Fra figuren kan man se asymmetri i form av at den er konkav ved gevinster, mens den er konveks ved tap. Likeså er linjen brattere under referansepunktet enn over, hvilket gjenspeiler at sorgen er større ved tap sammenlignet med gleden eller nytten ved gevinst. Kahneman og Tversky (1992) tallfester faktisk verdien av tap til hele 2.25 ganger av gevinst, noe som gir en spennende pekepinn på hvordan mennesker vektlegger de to motpolene opp mot hverandre.

### 3.3.1 «Usikkerhetseffekten» og risikoaversjon

De fleste avgjørelser, særlig de som ansees viktig, inneholder generelt sett et element av risiko. Det er derfor lite overraskende at mange har forsket på hvordan disse risikoelementene spiller inn i det øyeblikket avgjørelser tas. I denne sammenheng snakkes det gjerne om risikoaversjon, som i bunn og grunn dreier seg om en motvillighet til å ta risiko. Sagt med andre ord, så foretrekker man heller en sikker situasjon kontra en usikker situasjon. Dette begrepet har på mange måter vært avgjørende når det kommer til flere sentrale økonomiske problemstillinger, blant annet relatert til forsikring, kontraktsforhold og porteføljevalg (Gneezy, List, & Wu, 2006).

Flesteparten av økonomiske modeller som søker å belyse beslutningstakernes vurdering av risikoelementer, blant annet innenfor nytteteori og prospektteori, baserer seg på et grunnleggende premiss om at individer rangerer risikofylte utfall ved å balansere verdien av de potensielle konsekvensene. Videre impliserer dette at verdien av et risikofyllt utfall må ligge et sted mellom den høyeste og laveste mulige verdien av nettopp dette utfallet. På mange måter virker kanskje

dette som en naturlig antakelse for enhver vurdering av risikable prospekt i valgsituasjoner. Det interessante er at dette sentrale premisset har Gneezy, List & Wu (2006) i sin studie dokumentert brudd på, gjennom både felteksperimenter og andre simuleringer med finansielle insentiver for eksperimentelle deltakere. Dette såkalte bruddet, kalt «usikkerhetseffekten», betyr dermed i praksis at et risikabelt utfall verdsettes lavere enn det verst tenkelige utfallet. Det bygger videre på elementer fra prospektteorien, og man er med andre ord villig til å betale mer for å ha et sikkert utfall, enn å være i en usikker situasjon hvor man vil komme minst like godt ut eller bedre. Dette strider mot all fornuft og rasjonalitet, men det gir likevel et tiltalende utgangspunkt for å forklare selgers aksept av kuppbud på boligen.

### 3.4 Tidligere forskning

En studie fra Forbrukerrådet i 2015 undersøkte salget av 250 tilfeldig utvalgte boliger i Oslo for perioden medio august til og med september. Rapporten omfattet data på både aksepterte og avslåtte kuppbud, hvor 5% av selgerne godtok kuppbudet, mens 25% valgte å avslå forhåndsbudet. Forbrukerrådet (2015) konkluderte med at selgerne utelukkende taper på å selge boligen før visning. Resultatene er interessante, men et veldig begrenset og skjevt utvalg gjør at studien ikke kan tillegges nevneverdig robusthet. Studien omfatter tross alt bare 250 tilfeldig utvalgte boliger, som etter all sannsynlighet ikke gjenspeiler det reelle bildet av kopping. Antall observasjoner, tidsperiode og datagrunnlag er i vår analyse av et helt annet mangfold, og tilfører derfor langt mer robuste resultat.

Det foreligger i nyere tid to masterutredninger fra NTNU som tar for seg effekten av aksept av kuppbud for boliger i Oslo gjennom året 2016. Aune & Midthun (2017) kom frem til samme konklusjon som Solberg & Solheim (2017), ved at kuppede boliger resulterte i signifikant høyere salgpris kontra de som ble solgt ved ordinær budrunde. Kontrasten til vår utredning bunner ut i en halvannet år lengre tidsperiode, flere byer og geografisk spredning, samt trolig færre feilkilder i datagrunnlaget. For Oslo har vi nesten trippelt så mange observasjoner, som sammen med et tillegg av byer i form av Bergen, Trondheim og Tromsø, gir stødigere holdepunkter når det kommer til konklusjon. Noe av det mest bemerkelsesverdige er likevel at de tidligere

masterutredningene har benyttet Finn.no<sup>2</sup> for å markere hvilke boliger som har blitt kjøpt. Dette er en prosedyre Finn selv har uttalt at vil by på store feilkilder og i verste fall gi en misvisende oppfatning av realiteten. Vårt datagrunnlag baserer seg derfor utelukkende på databasen til Eiendomsverdi og vi kan dermed være sikker på at vi unngår større feilkilder.

Det kan også nevnes at vi er kjent med den empiriske gjennomgangen av boliger solgt ved auksjon og ved private forhandlinger i det australske markedet (Lusht, 1996), som viste til at auksjonsformen i gjennomsnitt ga høyere salgspris. Etter vårt skjønn er likevel ulikhetene mellom det australske og det norske boligmarkedet såpass markante at vi ikke helt finner det store grunnlaget for relevante sammenligninger. Den vil gjennom oppgaven derfor ikke betraktes eller hensyntas på annet enn generelt grunnlag.

Tidligere forskning byr således på noe ulike svar, selv om det må presiseres at de ikke fremstår med helt sammenlignbare grunnlag på alle punkter. Et fellestrekk er dog at de gir alle et interessant utgangspunkt for videre studier og undersøkelser. Vår oppgave skiller seg ut i den grad at en lengre tidsperiode med større datagrunnlag og mindre feilkilder, vil kunne danne et mer solid bilde av kjøping i virkeligheten. Samtidig belyser den fenomenet i tre andre byer enn Oslo, noe som etter det vi har kjennskap til, aldri har blitt gjort før.

---

<sup>2</sup> Heretter forkortet Finn

## 4 Data

### 4.1 Datainnsamling

Vi fikk tilgang til databasen til Eiendomsverdi slik at vi kunne hente ut den informasjonen vi ønsket selv. Her hentet vi ut boligspesifikk data om alle boliger som har blitt solgt i tidsperioden 01.01.16 til 30.06.18 fra Oslo, Bergen, Trondheim og Tromsø. Siden vår data omhandler boliger som har blitt solgt i denne tidsperioden, inneholder den likevel boliger som ble lagt ut i markedet i 2015, men som har en lang omsetningstid. Datasettet inneholder informasjon som adresse, størrelse, annonseringsdato, salgsdato, prisantydning, salgpris, antall dager i markedet, fellesgjeld, byggeår og megler. Da vi hentet ut datasettet kunne vi kun ta ut 500 objekter om gangen. Det tok derfor en god del tid for å ta ut de drøye 40 000 objektene vi trengte. Av den grunn tok vi ut én og én by slik at vi kunne markere hvilken by objektene tilhørte manuelt. Når det gjelder Oslo sorterte vi også på bydel slik at vi kunne markere både by og bydel manuelt.

Eiendomsverdi sin analyse om kopping i Oslo i 2016 antok at flesteparten av boliger solgt raskere enn 7 dager er kuppet (Eiendomsverdi AS, 2016). Vi forhørte oss med eiendomsめglere om hva de ville satt som minste antall dager de gjennomførte visninger på. Det var unison enighet om at fem dager var i de aller fleste tilfeller laveste. Deres anbefaling var å anta at boliger med én til fire dager omsetningstid som kuppet. For å være på den sikre siden har vi derfor antatt at boliger med ett til fire døgn omsetningstid er kuppet.

En del av boligene hadde en omsetningstid på null dager og andre var markert blankt. En funksjon i Eiendomsverdi sin tjeneste var å se Finn-annonsen til boligen. Boligene som var markert med null eller blankt hadde ingen Finn-annonse og var derfor ikke annonsert på Finn. Disse kan være privatsalg eller salg av nybygg. Da dette ikke er relevant data for oss har vi fjernet disse observasjonene. I tillegg tok vi kun ut selveierboliger med grunnlag i at når det selges andels- og aksjeleiligheter vil en forkjøpsrett kunne spille inn og komplisere prosessen.

Det finnes ingen offentlig oversikt over hvilke boliger som har blitt kuppet. Som nevnt tidligere fører ikke eiendomsめglere en budjournal når budet kommer direkte til selger. Samtidig er det

ganske vanlig at en bolig annonseres syv til tolv dager før visning. Det betyr at boliger med en slik omsetningstid kan være kjøpt, noe som ikke vil komme til syne i vårt datasett.

Tidligere studier har gått gjennom Finn for å finne hvilke boliger som har blitt kjøpt. Etter mange kontaktforsøk til både oppførte kontaktpersoner og til Finn sentralt ble vi avvist eller sendt videre gang på gang. Til slutt kom vi i kontakt med én som hadde inngående kompetanse innenfor eiendom og Finn sitt datalager. Konklusjonen var at Finn, beklageligvis, ikke har en god måte å ta ut slik statistikk på. Gjennom videre utredning kom det frem at praksisen på hvordan man markerer at en bolig er kjøpt varierer stort fra megler til megler. Noen endrer kun overskriften, andre tar annonsen av nett umiddelbart, mens noen markerer eiendommen som solgt. Videre kom det frem at Finn heller ikke har muligheten til å se på historikk når det kommer til tekstendring på boligannonser, ettersom annonsen er lagt ut via meglersystemer og dermed ikke lagres på deres servere etter de tas av nett. Finn uttalte selv at hvis man henter ut slik «visning avlyst, solgt»-statistikk vil det by på store feilkilder og i verste fall danne et feil bilde av virkeligheten.

Gjennom samtaler med ulike eiendomsmeglere kom det frem at flere kontorer fører selv intern oversikt over hvilke boliger som blir solgt før visning. Derfor kontaktet vi meglerkontor og meglerselskap i de respektive byene i håp om å kunne få oversendt dette. I de fleste tilfeller hadde de grunnet tidsbegrensninger ikke anledning til å hjelpe oss. Andre ønsket og prøvde å bistå, men av tekniske årsaker gikk det ikke an å innhente informasjonen. Tilbakemeldingen var at de ikke hadde rene markeringer av boliger som var kjøpt og man kunne risikere å få med boliger som var solgt etter første visning, men før andre visning.

Med grunnlag i erfaringene og tilbakemeldingene fra både Finn og eiendomsmeglere har vi, som allerede spesifisert, kommet frem til at en antakelse at kun boliger med 1-4 dagers omløpshastighet regnes som kjøpt. Da er vi mer eller mindre helt sikre på at disse faktisk er kjøpt og vi utelukker større feilkilder. Et problem vil være at tilfeller der boliger blir kjøpt utover disse fire dagene ikke blir markert i datasettet. Likevel mener vi at gevinsten av antakelsen er større enn problemet.

Det var flere observasjoner med manglende verdier på kvadratmeterpris, prisantydning og byggeår. Da dette er viktige variabler i modellen og kan påvirke resultatene ble disse fjernet fra datasettet. I tillegg var det tre observasjoner med P.rom lik 1. Da vi ser det svært usannsynlig at det er leiligheter på én kvadratmeter fjernes disse da det problematiserer kvadratmeterprisen som er en svært viktig variabel for oss.

## 4.2 Deskriptiv statistikk

Vi ønsker å presentere ulike nøkkeltall for å gi et grovt overblikk over datasettet vårt. Vi presenterer tall for hver enkelt by og samlet. Vi deler hver by inn i alle boliger, og om de er kjøpt eller ikke. Da datasettet inneholdt observasjoner med mangelfull data måtte vi renske opp i dette. Til slutt endte vi opp med totalt 38 933 observasjoner hvorav 1 122 er kjøpt. Dette utgjør ca 2.88% av alle observasjoner.

Tabell 2 - Deskriptiv statistikk - Alle byer

<b>Alle byer (Gj.snitt)</b>	<b>Alle boliger</b>	<b>Kjøpt</b>	<b>Ikke kjøpt</b>
Prisantydning	4 836 245	5 054 340	4 829 773
Salgspris	4 989 369	5 487 919	4 974 575
Kvadratmeterpris	58 496	68 059	58 213
Omsetningshastighet	26.5	2.94	27.17
P.rom	95.28	88.77	95.47
Fellesgjeld	18 975	17 605	19 016
N	38 933	1 122	37 811

P.rom er primærrom målt i kvadratmeter. Omsetningshastighet er antall dager. De resterende variablene er oppført i NOK. Alle variabler er rundet opp eller ned og er gjennomsnittstall. N er antall observasjoner.

Som vi kan se fra tabellen over så har kjøpte boliger en god del større gjennomsnittlig prisantydning på 5 054 340 mot 4 829 773 for ikke-kjøpte. Når det gjelder gjennomsnittlig salgspris er differansen enda større hvor kjøpte boliger har 5 487 919 kontra 4 974 575 for ikke-kjøpte. Gjennomsnittlig P.rom er 88.77 for kjøpte og 95.47 for ikke-kjøpte. Dette kan antyde at det er flere leiligheter enn hus som blir kjøpt. Naturlig nok vil da også gjennomsnittlig kvadratmeterpris være høyere for kjøpte boliger enn ikke-kjøpte, på hhv. 68

059 og 58 213. I appendix A ligger mer utfyllende deskriptiv statistikk. Vi kan blant annet lese ut at leiligheter utgjør 68.95% av datasettet. Enebolig, rekkehus og tomannsbolig utgjør hhv. 14.56%, 7.77% og 8.72%.

Tabell 3 - Deskriptiv statistikk - Oslo

<b>Oslo (Gj.snitt)</b>	<b>Alle boliger</b>	<b>Kuppet</b>	<b>Ikke kuppet</b>
Prisantydning	5 577 849	5 515 361	5 580 293
Salgspris	5 798 692	6 025 133	5 789 835
Kvadratmeterspris	70 904	76 403	70 689
Omsetningshastighet	22.53	2.98	23.29
P.rom	87.95	84.71	88.08
Fellesgjeld	31 770	24 115	32 070
N	20 960	789	20 171

P.rom er primærrom målt i kvadratmeter. Omsetningshastighet er antall dager. De resterende variablene er oppført i NOK. Alle variabler er rundet opp eller ned og er gjennomsnittstall. N er antall observasjoner.

Vi kan se fra tabellen at boliger som ikke er kuppet har i gjennomsnitt en marginal høyere prisantydning enn de som er kuppet. Likevel har kuppede boliger en gjennomsnittlig høyere salgspris enn de som ikke er kuppet. I Oslo er også P.rom gjennomsnittlig lavere for kuppede enn ikke-kuppede, men med en mindre margin enn byene samlet. Antall kuppede boliger utgjør ca 3.76% av alle boliger i Oslo.

Tabell 4 - Deskriptiv statistikk - Bergen

<b>Bergen (Gj.snitt)</b>	<b>Alle boliger</b>	<b>Kuppet</b>	<b>Ikke kuppet</b>
Prisantydning	3 847 863	3 889 229	3847 004
Salgspris	3 932 558	4 199 400	3 927 013
Kvmpris	43 248	48 208	43 145
Omsetningshastighet	28.64	2.95	29.18
P.rom	102.88	99.09	102.96
Fellesgjeld	3 242	2 205	3 264
N	8 597	175	8 422

P.rom er primærom målt i kvadratmeter. Omsetningshastighet er antall dager. De resterende variablene er oppført i NOK. Alle variabler er rundet opp eller ned og er gjennomsnittstall. N er antall observasjoner.

I motsetning til Oslo har de kuppede boligene en marginal gjennomsnittlig høyere prisantydning enn de som ikke er kuppet. I likhet med Oslo er gjennomsnittlig salgspris høyere for de kuppede enn de som ikke er kuppet. P.rom er i gjennomsnitt en god del høyere hos boligene i Bergen sammenlignet med Oslo, noe som kan antyde en større andel eneboliger. Dette underbygges av en stor differanse på gjennomsnittlig fellesgjeld i fordel Bergen. Fra appendix A finner vi at antall leiligheter utgjør ca 56% i Bergen kontra ca 81% i Oslo. Vi kan også ta med at omsetningshastighet for alle boliger er en del høyere i Bergen enn i Oslo. Kuppede boliger utgjør ca. 2.04% av alle boliger i Bergen.



Tabell 5 - Deskriptiv statistikk - Trondheim

<b>Trondheim (Gj.snitt)</b>	<b>Alle boliger</b>	<b>Kuppet</b>	<b>Ikke kuppet</b>
Prisantydning	4 034 018	4 010 363	4 034 448
Salgspris	4 122 000	4 200 242	4 120 577
Kvmpris	45 223	48 215	45 169
Omsetningshastighet	30.17	2.77	30.67
P.rom	103.52	99.09	103.60
Fellesgjeld	5 863	2 744	5 920
N	6 942	124	6 818

P.rom er primærrom målt i kvadratmeter. Omsetningshastighet er antall dager. De resterende variablene er oppført i NOK. Alle variabler er rundet opp eller ned og er gjennomsnittstall. N er antall observasjoner.

Vi ser fra tabell 5 at gjennomsnittlig prisantydning er marginalt høyere for ikke-kuppede boliger. Gjennomsnittlig salgspris er også i Trondheim høyere for kuppede boliger, men ikke i like stor grad. I likhet med Bergen har Trondheim en god del høyere gjennomsnittlig P.rom og lavere gjennomsnittlig fellesgjeld enn Oslo. Kuppede boliger utgjør ca. 1.79% av alle boliger.

Tabell 6 - Deskriptiv statistikk - Tromsø

<b>Tromsø (Gj.snitt)</b>	<b>Alle boliger</b>	<b>Kuppet</b>	<b>Ikke kuppet</b>
Prisantydning	4 229 069	4 160 294	4 230 044
Salgspris	4 226 532	4 349 706	4 224 787
Kvmpris	43 363	48 993	43 283
Omsetningshastighet	42.24	2.59	42.80
P.rom	108.04	92.06	108.27
Fellesgjeld	1 752	0	1 777
N	2 434	34	2 400

P.rom er primærrom målt i kvadratmeter. Omsetningshastighet er antall dager. De resterende variablene er oppført i NOK. Alle variabler er rundet opp eller ned og er gjennomsnittstall. N er antall observasjoner.

I Tromsø har de kuppede boligene en gjennomsnittlig lavere prisantydning og høyere salgspris, som i Oslo. Det bør nevnes at Tromsø har samlet sett de nest høyeste gjennomsnittstallene for prisantydning og salgspris etter Oslo. I motsetning har Tromsø gjennomsnittlig større P.rom for boligene, noe som er mer likt Bergen og Trondheim. Når det gjelder fellesgjeld som er 0 for kuppede boliger, kan årsaken være at vi har et relativt lite antall kuppede boliger og at ingen i vårt datasett har fellesgjeld. Av alle boliger utgjør kuppede boliger ca. 1.4%.

#### 4.2.1 Ekstremverdier

Det foreligger ganske naturlig ulike ekstremverdier i datasettet vårt som må gis litt oppmerksomhet. Laveste salgspris på en ikke-kuppet bolig er 50 000 kr, noe som er vanskelig å forklare årsaken til. Laveste salgspris på en kuppet bolig er 330 000 kr. Dette kan være med på å trekke gjennomsnittlig salgspris ned for ikke-kuppede boliger. Det vil igjen påvirke kvadratmeterprisen som har en minimumsverdi på 1 315 kr per kvadratmeter hos ikke-kuppede kontra 5 077 kr for kuppede. I motsatt ende har ikke-kuppede boliger en maksverdi på 223 881 kr per kvadratmeter, mens kuppede har en maksverdi på 155 574 kr.

Det finnes flere observasjoner med ekstremt høy omsetningshastighet. Den høyeste med 1 060 dager. Dette vil åpenbart ha en påvirkning på gjennomsnittet for omsetningshastighet for ikke-kuppede boliger. Hvis vi også legger merke til median på omsetningshastighet ligger den på 10 dager. Med et gjennomsnitt på 26.5 dager er det åpenbart at de observasjonene med svært høy omsetningshastighet påvirker dette. Ikke-kuppede boliger har i fellesgjeld en maksverdi på 1 813 972 kr kontra kuppede sin maksverdi på 460 979 kr.

#### 4.2.2 Welch's test

For å få en forståelse om kuppede boliger faktisk får en signifikant høyere gjennomsnittspris enn ikke-kuppede så ønsker vi å gjøre en t-test. Det blir feil å sammenligne salgsprisen til boliger som har forskjellig prisantydning, derfor må vi skape en ny variabel som stiller alle boliger på likt grunnlag. Ved å ta prisdifferansen mellom salgspris og prisantydning kan vi teste om gjennomsnittet mellom de to utvalgene, kuppede og ikke-kuppede, er forskjellige. Som problematisert tidligere så må vi anta at meglers prisantydning er den «reelle» verdien på boligen, og at de ikke er påvirket av prisingsstrategier. Vi ønsker å gjøre en Welch's test fremfor

en ordinær «student's t-test» da den er mer pålitelig i situasjoner der utvalgene har forskjellig varians (Zimmerman, 1993).

Det må legges til at Welch's test er mer robust i tilfeller der utvalgene også er normalfordelt (Zimmerman, 1993). Vi har ikke normalfordelte utvalg, men mener likevel at testen fungerer godt nok til det formålet vi ønsker.

I en Welch's test undersøker man følgende hypoteser:

$H_0 = \text{mean}(0) - \text{mean}(1) = 0$  (forskjellen mellom gjennomsnittet er lik 0)

$H_1 = \text{mean}(0) - \text{mean}(1) \neq 0$  (forskjellen mellom gjennomsnittet er ulik 0)

Fra appendix B kan vi se at ved alle tilfeller får vi en statistisk signifikant forskjell mellom kuppede og ikke-kuppede boliger på 1%-nivå. Vi kan videre se at i Oslo er det en gjennomsnittlig differanse på 300 231 kr mellom kuppede og ikke-kuppede boliger. I Bergen, Trondheim og Tromsø er gjennomsnittlig differanse på henholdsvis 230 162, 103 750 og 194 669 kr. Dette kan godt sies å være et oppsiktsvekkende funn. Resultatene må likevel tas med en klype salt, men legger et godt grunnlag og motiverer for videre analyse med mer robusthet.

## 5 Metode

Metodikken for å studere effekten av aksepterte kuppbud, baserer seg i hovedsak på en lineær og en hedonisk regresjonsanalyse. Den hedoniske analysen regnes som vår hovedmodell, og vil i tillegg suppleres med individuelle regresjoner for de ulike byene, boligtype og år, for å undersøke resultatenes robusthet og avdekke eventuelle avvik. Videre vil ekstern validitet drøftes, samtidig som det redegjøres for potensielle utelatte og uobserverbare variabler.

### 5.1 OLS

Effekten prisantydning og kupp har på kvadratmeterpris studerer vi gjennom en simpel lineær regresjonsanalyse, heretter kalt regresjonsmodell 1. Denne tar utgangspunkt i OLS, og observerer hvilken sammenheng mellom prisantydning, kupp og kvadratmeterpris som minimerer variansen mellom disse variablene. Ved prinsippet om minste kvadraters metode<sup>3</sup> lagt til grunn, skal regresjonen gi det beste resultatet. Det vil si at sammenlignet med andre objektive lineære estimatorer, så produserer OLS lavest varians og mest robusthet. Dette forutsetter likevel at de uavhengige variablene er eksogene og at standardfeilene hverken er heteroskedastiske eller autokorrelerte. Hvilke potensielle brudd på forutsetningene som kanskje er tilstede, og sannsynligheten for at disse er foreligger, vil vi komme tilbake til senere.

### 5.2 Hedonisk regresjon

Utgangspunktet for vår hedoniske regresjonsanalyse er i grunn det elementære behovet for å teste hvor robuste resultatene fra regresjonsmodell 1 er. Bakgrunnen er simpelthen at det kan foreligge feil i prisantydningen, og den byttes derfor ut med utvalgte egenskaper i vår hedoniske modell. Med hensikt om å danne en forståelse for en hedonisk estimering, vil vi i fortsettelsen gå nærmere inn på detaljene og oppbyggingen av en slik modell.

En bolig kan sammenlignes med en pakke med varer til salgs i et marked, hvor hver av varenes ulike attributter til sammen er med på å utgjøre den totale forventede transaksjonsverdien. I form av tilstrekkelige data på mange forskjellige boliger kan man ved hjelp av en regresjonsanalyse finne attributtens korrelasjon til boligverdien. Dermed kan man redegjøre for fysiske eller andre

---

<sup>3</sup> Også kjent som OLS

eksterne karakteristikker som både kan spille positivt eller negativt inn på boligens verdi. Videre kan hver av attributtene sammenheng med boligverdien måles for å se grad av betydning, og deretter brukes for å bygge en hedonisk modell (Monson, 2009). Den hedoniske prisingsmetoden har i senere tid vært flittig anvendt i forbindelse med boligmarkedet, nettopp på grunn av dens egenskap til å separere effektene av de ulike faktorene som påvirker verdsettelsen av boliger. I denne sammenheng er det verdt å nevne at det er ingen fasit på hvilke forhold som spiller inn på boligverdien, og fordi bolig er et heterogent og komplekst gode, så er det vanskelig å utarbeide en helt enkel modell som kan forklare variasjonen til den avhengige variabelen.

Fundamentet for den hedoniske modellen ble kartlagt av Kevin Lancaster i 1966 gjennom en ny grunnleggende tolkning av et gode. Lancaster (1966) redegjorde for hvordan det ikke er godet i seg selv som gir nytte, men derimot de ulike attributtene godet består av. Med basis i dette utviklet Rosen (1974) en hedonisk fremgangsmåte, der godet kan sees på som en vektor av koordinater:

$$Z = (Z_1, Z_2, \dots, Z_n), \text{ hvor } n \text{ er antall objektivt målte attributter.}$$

Når det kommer til boliger er det naturlig å skille mellom attributter henholdsvis knyttet til selve boligen og boligens omgivelser. Den første grupperingen kan omfatte attributter som alder, størrelse, beliggenhet, antall soverom og boligtype. Den andre grupperingen kan på sin side dreie seg om attributter som avstand til jobb, skole, eller barnehage og kvalitet på nærliggende infrastruktur.

For hver marginale endring i de individuelle attributtene kan en observere endringen i pris, og dermed indirekte få en indikasjon på attributtene påvirkningskraft (Rosen, 1974). Dette forholdet kan gjenspeiles gjennom funksjonen:

$$P(Z) = P(Z_1, Z_2, \dots, Z_n),$$

hvor prisen  $P$  reflekteres ved implisitt verdi av de ulike attributtene  $Z$ .

### 5.3 Variabler

I våre modeller vil vi bruke  $\text{Ln}(\text{Pris}/\text{Kvadratmeter})$  som vår avhengige variabel. Salgspris kan variere stort mellom ulike boligtyper og størrelser. Pris per kvadratmeter er sammenlignbart mellom alle typer bolig og vil derfor fungere bedre som vår avhengige variabel.

I vårt datasett har vi priser over tid, og vi ønsker derfor å log-transformere den avhengige variabelen. Dette er fordi vi arbeider med data som påvirkes av tilbud og etterspørsel, dermed vil variabelen fremstå mer som en elastisitet. I tillegg består kvadratmeterpris av et stort sprik fra minste til største verdi, og ved å bruke en log-tilnærming kan vi rette opp for slike skjevheter.

$$\ln(Y) = \ln\left(\frac{\text{Salgspris}}{M^2}\right)$$

Vi vil nå forklare hvilke forklaringsvariabler som inngår i våre modeller. Det har blitt gjort lignende analyser tidligere, både om kopping og andre fenomen i eiendomsmarkedet. Variablene våre baseres i hovedsak på disse da vi ser nytten av å kunne ha et sammenligningsgrunnlag for resultatene våre. Der vi ser det nødvendig vil vi også videreutvikle disse for å kunne få med oss byspesifikke og årlige trender.

**$\text{Ln}(\text{Prisantydning}/\text{Kvadratmeter})$ :** Som allerede spesifisert har prisantydning en stor effekt på salgspris. Megler setter prisantydning med grunnlag i en objektiv vurdering og alle boligkvaliteter skal være priset inn her. Da prisantydning kan variere over tid vil det være naturlig å bruke en log-log tilnærming til den avhengige variabelen. Intuitivt vil en prosentvis endring i variabelen ha en prosentvis endring i avhengig variabel. Åpenbart vil denne variabelen ha en positiv koeffisient da en høyere prisantydning vil gi en høyere pris. Vi forventer også at den er signifikant da den skal forklare store deler av variasjonen. Denne benyttes kun i regresjonsmodell 1.

**Alder:** Alderen til en bolig kan være med å forklare variasjonen i pris. Variabelen er en kontinuerlig variabel som beregnes ved  $\frac{1}{\text{salgsår}-\text{byggår}}$ . Vi antar at alder har en avtagende effekt, der de nyeste boligene har høyest pris på grunn av bedre standard. Vi velger å definere boliger

bygd i samme år som den blir solgt, som høyeste verdi 1. Boliger som er ett år på salgstidspunktet vil også ha verdien 1, mens boliger eldre enn dette vil konvergere mot 0. Vi mistenker at effekten på pris mellom gamle boliger er mindre enn mellom nyere boliger. Derfor ønsker vi at variabelen skal konvergere 0. Olausen et al. (2017) brukte denne variabelen i en hedonisk modell om boligmarkedet med hensikt å modellere alderens avtakende effekt på salgspris.

**Omsetningshastighet:** Det kan dras paralleller mellom antall dager en bolig ligger ute på markedet og etterspørsel. Jo lenger en bolig har ligget ute, jo mindre etterspørsel kan det antas å være og vice versa. Vi forventer derfor at når antall omsetningsdager stiger vil det ha en negativ effekt på pris. Vi forventer heller ikke at boliger solgt innenfor normal syklus vil være påvirket i særlig grad. Det skal selvfølgelig tas høyde for at det kan være tilfeller der boliger har spesielle egenskaper som gjør den vanskelig å selge, men likevel ha en positiv effekt på pris, for eksempel en dyr villa.

En dummyvariabel defineres som en variabel som har verdi 0 eller 1, avhengig av kvaliteter. Dette gir oss muligheten til å kategorisere en del av kvalitetene og dermed kunne se effekten av hver kvalitet på pris.

$$\text{På generell form: } Y_i = \beta_1 X_1 + \gamma_2 D_i + e_i$$

hvor  $D_i = 1$  ved oppfyllelse av spesifikt kriterie, 0 ellers.

Følgende dummyvariabler benyttes i vår modell:

- **Kupp:** Har verdi 1 om boligen er kuppet og 0 om boligen er solgt gjennom ordinær budrunde.
- **Fellesgjeld over 100 000:** Hvis boligen har fellesgjeld over 100 000 settes verdien til 1, 0 ellers. Høy fellesgjeld kan påvirke usikkerheten rundt boligen. Kjøper overtar gjelden og kan ikke påvirke lånet eller forhandle om betingelser. Forventningene er at høy fellesgjeld har en negativ effekt på pris.

- **Størrelse:** Dummyvariabel som kategoriserer boligene i boligstørrelser. De er fordelt slikt at boliger mindre enn eller lik 30kvm kategoriserer mini. Small, 31kvm til og med 50kvm. Medium, 51kvm til og med 80kvm. Large, 81kvm til og med 120kvm. Xlarge, 121kvm og større. Referansekategorien er mini. Vi forventer at jo større en bolig er, jo lavere kvadratmeterspris.
- **Måned:** Kategoriserer på hver enkelt måned. Boligmarkedet varierer fra måned til måned i både pris og omsetningskvantum. Ved å inkludere dummy for måned vil vi kunne ta høyde for en slik prisstigning og sesongvariasjon. Januar vil være vår referansekategori. Gjennom et år vil det både være opp- og nedsvingninger, og det vil derfor være vanskelig å kommentere våre forventninger.
- **År:** I likhet med måned har vi en dummy for hvert år. Som nevnt kan det ha vært store prisstigninger mellom hvert år og en bolig i januar 2017 forventes å ha en høyere pris enn en bolig i januar 2016 hvis det har vært en positiv prisstigning. Dermed kan vi også justere for prisvariasjoner årlig. Vi lar 2016 være vår referansekategori. Forventningene er at det vil være en positiv stigende effekt, jf. prisutvikling fra tabell 1.
- **Boligtype:** Det vil til enhver tid være ulike etterspørsel etter de ulike boligtypene. Det betyr også at det kan være ulike kvadratmeterpriser for hver boligtype. Ved å ta høyde for dette kan vi ta ut den effekten boligtype har på salgspris. Vi følger Eiendomsverdi sin egen fordeling og har dummy for enebolig, tomannsbolig, rekkehus og leilighet. Sistnevnte vil være vår referansekategori.
- **By:** Som vi har sett tidligere har det vært forskjellig prisstigning og prisenivå i de ulike byene. Ved å inkludere en dummy for hver by vil vi kunne ta ut by-trenden. Oslo er vår referansekategori her.
- **Bydel (Oslo):** I og med at Oslo er den desidert største byen når det både gjelder antall salg og kuppede boliger har vi valgt å fordele disse på bydeler. Ved å ha dummy for bydeler har vi mulighet til å undersøke om det er noen interne forskjeller innad i Oslo. Vi følger også her Eiendomsverdi sin egen fordeling av bydeler. Frogner er den desidert største bydelen med 18.38% og vil være vår referansekategori.



Ved å legge til interaksjonsledd i modellen vil vi kunne skape en bedre forståelse av forholdet mellom de ulike variablene (Cornell University, 2000). Dette vil endre selve tolkningen av modellen, men vi mener at vi kan få frem flere spesifikke effekter ved å inkludere slike ledd. Interaksjonsleddene vil også kunne bidra til en mer kompakt analyse der vi unngår å måtte gjøre flere analyser for å få frem effektene vi ønsker.

- **Interaksjon mellom by og kupp:** Ved å lage et interaksjonsledd mellom by-dummiene og dummy for kupp vil vi få frem selve effekten av kopping fra hver enkelt by. Som allerede nevnt opptrer boligmarkedet forskjellig fra by til by. Effekten av kopping vil da også være forskjellig fra by til by. Dette vil fremstå som en supplerer til de nevnte dummy-variablene slik at vi får frem den spesifikke effekten kopping har i den relevante byen. Referansekategoriene vil da være likt som tidligere spesifisert.
- **Interaksjon mellom boligtype og kupp:** Som allerede nevnt er det forskjellig etterspørsel etter ulike typer bolig og man kan nesten dra det så langt og si at det er et eget marked for hver boligtype. Det er derfor nærliggende å anta at effekten av kopping vil variere mellom boligtypene. I tillegg utgjør leiligheter en svært stor del av datasettet vårt, og vi ønsker derfor å inkludere dette leddet for å kunne ta høyde for effekten ved de ulike typene bolig.
- **Interaksjon mellom år og kupp:** Boligmarkedet påvirkes av mange forskjellige instanser og kan variere stort fra år til år. Ved å inkludere interaksjonsleddet mellom år og kupp får vi muligheten til å se om kopping har hatt forskjellig effekt for hvert enkelt år.

Våre modeller vil derfor bestå av en log-transformert avhengig variabel og en blanding av log-transformerte og ikke-log-transformerte uavhengige variabler. Derfor vil tolkningen for de forskjellige forklaringsvariablene være forskjellig. I de tilfellene der vi har et log-log forhold vil vi ha prosentvis endring i begge variabler. I de tilfellene der vi har et log-lin forhold vil en endring på én enhet hos uavhengig variabel ha en prosentvis effekt på avhengig variabel.

## 5.4 Ekstern validitet, samt utelatte og uobserverbare variabler

Som vi har vært innom tidligere i oppgaven blir boligmarkedet påvirket av svært mange ulike effekter. Dette kan igjen være med på å påvirke hyppighet og størrelse på kjøpbud. I vår modell har vi kun med boligspesifikk data, men ønsker likevel å redegjøre for eksterne faktorer som kan ha en påvirkningskraft i det store bildet. Tilstanden til den norske økonomien kan være en av de. Pengepolitikken skal opprettholde en stabil pengeverdi gjennom lav og stabil inflasjon (Norges Bank, 2018). Ved lav- og høykonjunkture vil Norges Bank justere styringsrenten for å opprettholde en stabil produksjon og sysselsetting. Dette vil påvirke bankenes innskudds- og utlånsrenter, som også påvirker en konsumentens nåværende og fremtidige boliglån. Videre vil krav for boliglån også bestemme hvem som får lån og størrelsen på lånet. Dette kan utelukke flere, spesielt unge kjøpere. Forventninger til fremtidig rente og markedsutvikling, både hos boligkjøper og profesjonelle aktører, kan også ha en ekstern effekt på markedet. Videre kan antall prosjekter under arbeid og planlegging av nybygg også være en ekstern faktor. I flere tilfeller kan individuelle preferanser føre boligkjøpere bort fra brukmarkedet og mot markedet for nybolig. Bygges det for mye, kan prisene falle og vice versa. Dette er alle eksterne faktorer som kan påvirke eiendomsmarkedet og herunder kjøping. Selv om det ville økt datakvaliteten er ikke dette noe som finnes i vårt datasett.

Når en boligkjøper ser på en bolig er det utallig informasjon å ta til vurdering. Vi har prøvd å ta med så mye informasjon som mulig, men likevel finnes det utelatte variabler av forskjellige årsaker, i hovedsak grunnet mangel på informasjon. Antall soverom, etasje, heis, månedlige felleskostnader og veranda er alle boligspesifikk informasjon som ikke er inkludert i vårt datasett. Videre er også avstand til butikk, sentrum og arbeidsplasser i tillegg til kollektivforbindelser og infrastruktur informasjon som er utelatt. Likeså vil det ofte være interne forskjeller på områder innad i en by. I Oslo har vi funnet informasjon om bydeler, men det har vi ikke i de resterende byene, noe som kan være med å forklare variasjonen.

Det finnes også en god del uobserverbare variabler, eller variabler som er svært vanskelig å vurdere objektivt. Gjennomgående kvalitet på bolig, spesielt bad og kjøkken i tillegg til kvalitet på interiør som medfølger. Utsikt fra bolig, solforhold, kvalitet på barnehager og skoler i

nærområdet kan også være informasjon som er uobserverbar. Planlagt arbeid i området som vil ramme boligen og heftelser er andre eksempler.

Alt i alt er dette informasjon eller variabler som kunne vært med og forklart variasjonen i boligmarkedet og effekten av kopping. Det skal presiseres at dette er informasjon som skal være hensyntatt i vurderingen av prisantydning, men som vi ikke får inkludert i vår hedoniske modell. Det er derfor forventet at den hedoniske modellen vil ha en nevneverdig lavere forklaringskraft enn modellen som inkluderer prisantydning. Det blir derfor spennende å se om de to modellene trekker i samme retning.

## 6 Analyse

### 6.1 Insignifikante variabler

Når det kommer til tolkningen av insignifikante variabler, vil vi der det anses hensiktsmessig benytte konfidensintervallene for å vurdere om tilfellet er et null-estimat eller en upresis koeffisient. Videre er det viktig å presisere at dette kun vil være antakelser etter beste skjønn og ikke et grunnlag for fullstendige tolkninger.

### 6.2 Regresjonsmodell 1

Med bakgrunn i modellen fra tabell 7 ser vi nærmere på hvilken effekt prisantydning og kupp potensielt har på kvadratmeterprisen. Spesielt er vi interesserte i dummy-variabelen for kupp, og hvorvidt det er noen bemerkelsesverdige differanser på tvers av byene.

Det har lite for seg å dra direkte paralleller mellom salgspriser på grunn av boligens heterogene natur. Hver bolig har individuelle egenskaper som man ikke er garantert å finne i andre boliger, hvilket i tillegg henger sammen med konsumentenes ulike preferanser. Derfor benyttes i stedet prisantydning som uavhengig variabel, da den er basert på meglers objektive vurdering, og regnes for å være det beste estimatet av boligens oppriktige verdi. Bakgrunnen er at en profesjonell aktør med inngående kunnskap om det relevante markedet antas å være den som er i best stand til å ta høyde for alle faktorene som påvirker boligprisen. Prisantydningen forventes dermed å reflektere alle aktuelle forhold som har innflytelse på boligprisen. Dette betyr videre at det vil være nærliggende å tro at koeffisienten for prisantydning bør tilsvare en omtrentlig verdi på 1.

Av tabellen ser vi at prisantydningens koeffisient ligger i et område tett på 1 for alle byene individuelt, og er signifikant på 1%-nivå. For Oslo, så er tolkningen at dersom prisantydningen forandres med 1%, og alt annet holdes konstant, så vil kvadratmeterprisen endres med 0.97%. Likeså vil den for Bergen, Trondheim og Tromsø endres med henholdsvis 1.00%, 0.98% og 0.99%. Selv om alle byene hver for seg ligger nært 1, er det litt interessant at disse samlet sett tilsvarer 1.01 og dermed ikke avviker fra våre forventninger. Det vil si at gjennomsnittlig sett for

vårt utvalg av byer, så vil prisantydningen nærmest perfekt plukke opp og ta i betraktning alle forhold som spiller inn på boligprisen.

Variabelen for kupp er en dummy i form av at den tar en verdi på enten 0 eller 1. Tolkningen er at for byene sett under ett, så har kuppede boliger en 4.7% høyere kvadratmeterpris enn boliger som ikke har vært gjenstand for kupp. Grad av signifikans er også her på 1%-nivå, hvilket også gjelder for alle de andre byene individuelt, bortsett fra Trondheim. Ikke bare skiller Trondheim seg ut med den desidert laveste koeffisienten, den er heller ikke signifikant på et 5%- eller 10%-nivå. Fra dette kan det tyde på at Trondheim er den eneste byen i utvalget vårt hvor kupp av bolig ikke er lønnsomt, hvilket må kunne noteres som bemerkelsesverdig. Det skal sies at antall observasjoner er ganske forskjellig fra Oslo med klart mest til Tromsø med klart minst, og det kan selvsagt spille inn på resultatene. Likevel viser det seg at både Tromsø, som har en god del færre observasjoner, og Bergen som ligger rett over, begge har signifikante og betraktelig høyere koeffisienter. Bergen fremstår faktisk som byen med størst lønnsomhet av kupp med 5.5%, mens Tromsø følger bak gitt ved 4.8% høyere oppnådd kvadratmeterpris. Det blir derfor spennende å se om resultatet står seg når robustheten i denne modellen testes videre gjennom en hedonisk modell, hvor prisantydningen byttes ut med utvalgte egenskaper.

Videre er forklaringsgraden, som representeres ved  $R^2$ , høy over hele linja. Det helhetlige bildet for alle byene er at 94% av variansen i kvadratmeterprisen kan forklares av modellen. Dette er som ventet i og med at regresjonen inneholder prisantydningen, som vi tidligere har redegjort for, skal belyse det meste av variansen i kvadratmeterprisen. Det er dog viktig å være oppmerksom på at det kan foreligge usystematiske eller systematiske feil knyttet til prisantydningen. Det vil si at eiendomsmegler kan ha gjort en feilvurdering eller med vilje satt en lavere prisantydning enn beste estimat, også kjent som lokkepris. Dette vil medføre en større positiv margin på kupp-koeffisienten enn hva den reelle tilstanden er. Lokkepris er trolig mest aktuelt i et marked med høyt trykk. Av den grunn antas det at Oslo i 2016 fremstår med størst relevans. Eventuelle forskjeller mellom årene 2016, 2017 og 2018 er slik sett enda et holdepunkt for å teste hvor robuste resultatene fra modell 1 er i lys av en hedonisk regresjonsanalyse.

Tabell 7 - Modell 1

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Alle byer	Oslo	Bergen	Trondheim	Tromsø
Ln(Prisantydning/M <sup>2</sup> )	1.01*** (0.00)	0.97*** (0.00)	1.00*** (0.00)	0.98*** (0.00)	0.99*** (0.01)
Kuppet	0.047*** (0.00)	0.041*** (0.00)	0.055*** (0.00)	0.014 (0.02)	0.048*** (0.01)
År2017	-0.043*** (0.00)	-0.065*** (0.00)	-0.0067*** (0.00)	-0.012*** (0.00)	-0.0042 (0.00)
År2018	-0.057*** (0.00)	-0.073*** (0.00)	-0.019*** (0.00)	-0.039*** (0.00)	-0.022*** (0.01)
Februar	-0.0012 (0.00)	-0.0018 (0.00)	0.00086 (0.00)	0.0035 (0.01)	-0.0086 (0.01)
Mars	0.00041 (0.00)	0.00081 (0.00)	0.0038 (0.00)	-0.00016 (0.01)	-0.0048 (0.01)
April	0.0011 (0.00)	0.00039 (0.00)	0.0083*** (0.00)	0.0066 (0.01)	-0.019 (0.02)
Mai	0.00058 (0.00)	0.00058 (0.00)	0.0066** (0.00)	0.0044 (0.01)	-0.011 (0.01)
Juni	-0.010*** (0.00)	-0.013*** (0.00)	0.0013 (0.00)	-0.0051 (0.01)	-0.011* (0.01)
Juli	-0.021*** (0.00)	-0.014*** (0.00)	-0.0035 (0.00)	-0.0069 (0.01)	-0.023*** (0.01)
August	-0.0066*** (0.00)	-0.00096 (0.00)	-0.0023 (0.00)	-0.0098 (0.01)	-0.0089 (0.01)
September	-0.016*** (0.00)	-0.014*** (0.00)	-0.010*** (0.00)	-0.015** (0.01)	-0.021*** (0.01)

Oktober	-0.020 <sup>***</sup> (0.00)	-0.019 <sup>***</sup> (0.00)	-0.012 <sup>***</sup> (0.00)	-0.018 <sup>***</sup> (0.01)	-0.024 <sup>***</sup> (0.01)
November	-0.028 <sup>***</sup> (0.00)	-0.031 <sup>***</sup> (0.00)	-0.016 <sup>***</sup> (0.00)	-0.033 <sup>***</sup> (0.01)	-0.016 <sup>*</sup> (0.01)
Desember	-0.037 <sup>***</sup> (0.00)	-0.039 <sup>***</sup> (0.00)	-0.023 <sup>***</sup> (0.01)	-0.035 <sup>***</sup> (0.01)	-0.036 <sup>***</sup> (0.01)
Constant	-0.067 <sup>***</sup> (0.02)	0.44 <sup>***</sup> (0.03)	0.013 (0.03)	0.23 <sup>***</sup> (0.05)	0.073 (0.06)
Observations	38933	20960	8597	6942	2434
$R^2$	0.94	0.88	0.96	0.90	0.89

Standard errors in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Det er brukt robuste standardfeil for å justere for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. I regresjon (1) er det også benyttet clustered standardfeil for å justere for seriekorrelasjon innad i byene. Vi kontrollerer for månedlige og årlige effekter gjennom kontrollvariablene.

## 6.3 Hovedmodell

Tabell 8 - Modell 2 – Hovedmodell

	(1)
	Hovedregresjon
Kuppet	0.047** (0.01)
Alder	0.17*** (0.02)
Omsetningshastighet	-0.00033*** (0.00)
Februar	0.0080 (0.01)
Mars	0.012 (0.01)
April	0.028*** (0.00)
Mai	0.039*** (0.00)
Juni	0.029*** (0.00)
Juli	0.044*** (0.01)
August	0.049** (0.01)
September	0.034* (0.01)



Oktober	0.029 (0.01)
November	0.031 (0.02)
Desember	0.0050 (0.02)
År2017	0.059** (0.01)
År2018	0.070** (0.02)
Bergen	-0.44*** (0.01)
Tromsø	-0.39*** (0.01)
Trondheim	-0.40*** (0.01)
Fellesgjeld	-0.11*** (0.01)
Small	-0.0095 (0.02)
Medium	-0.15*** (0.02)
Large	-0.19*** (0.01)
XLarge	-0.31*** (0.04)
Enebolig	-0.23***

	(0.00)
Tomannsbolig	-0.19 <sup>***</sup> (0.01)
Rekkehus	-0.22 <sup>***</sup> (0.02)
Kupp*Bergen	0.0037 (0.01)
Kupp*Trondheim	-0.082 <sup>***</sup> (0.01)
Kupp*Tromsø	0.011 (0.01)
Kupp*Enebolig	0.065 (0.03)
Kupp*Tomannsbolig	-0.0050 (0.02)
Kupp*Rekkehus	0.018 (0.07)
Kupp*2017	0.014 (0.02)
Kupp*2018	0.025 (0.01)
Constant	11.3 <sup>***</sup> (0.02)
Observations	38933
$R^2$	0.62

Standard errors in parentheses  
\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Det er brukt robuste standardfeil for å justere for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Det er også benyttet clustered standardfeil for å justere for seriekorrelasjon innad i byene. Vi kontrollerer for månedlige og årlige effekter gjennom kontrollvariablene.

Fra den hedoniske regresjonsanalysen modell 2, heretter kalt hovedmodellen, kan man observere en signifikant verdi på 0.047 for kupp-koeffisienten. Referanse-kategorien er en leilighet i Oslo i 2016. Dette impliserer at etter korrigerings av sentrale attributter ved boligene, så gir kuppede leiligheter i Oslo i 2016 en 4.7% høyere salgspris enn ikke-kuppede boliger, altså de solgt ved tradisjonell budrunde. Ved å bytte ut meglers prisantydning, kan en dermed fortsatt konkludere med en positiv signifikant effekt.

Interaksjonsleddene i modellen vår gir et innblikk i hvorvidt det finnes ulikhet på tvers av variablene. For interaksjon mellom kupp og Bergen registrerer vi en insignifikant koeffisient på 0.0037 med et tilhørende konfidensintervall fra -0.01 til 0.02. Basert på dette er det vanskelig å gi en klar antydning, da tilfellet like gjerne kan være at vi har et null-estimat. Det eneste vi kan anta er at kupp i Bergen mest sannsynlig ikke er signifikant forskjellig fra kupp i Oslo. Det samme gjelder for kupp i Tromsø hvor koeffisienten tilsvarer 0.011 og konfidensintervallet er tvetydig. Videre fremgår kupp i Trondheim på sin side negativ med (4.7%-8.2%) 3.5%, samtidig som den er signifikant.

Hva angår interaksjonen mellom kupp og boligtype, ser vi at hverken rekkehus eller tomannsboliger, med sikkerhet kan sies å skille seg signifikant fra leiligheter. Koeffisientene er på henholdsvis 0.018 og -0.005, hvorav begge tilhørende konfidensintervall gir vanskelige forhold for konkrete tolkninger. For de spesifikke årene, kan hverken kupp for 2017 eller 2018 egentlig antas å være signifikant forskjellig fra 2016. Konfidensintervallet for 2018-koeffisienten kan sies å være noe høyrefordelt, men det skal også legges til grunn at datasettet vårt bare inneholder observasjoner fra første halvdel av 2018. Dette kan potensielt være roten til noe av skjevheten i utvalget.

Den kontinuerlige variabelen for alder viser en koeffisient på 0.17, samt 1% grad av signifikans. Det var i forkant forventet en positiv koeffisient på bakgrunn av en rimelig mistanke om at alder tenkes å ha en avtagende effekt på salgspris. I praksis impliserer koeffisienten at kvadratmeterprisen for en ny bolig er 17% høyere sammenlignet med en gammel bolig i den forstand at variabelen er tilnærmet lik 0.

Forholdet mellom tilbud og etterspørsel reflekteres gjennom omsetningshastighet, der antakelsen er at lengre tid ute for salg tyder på lavere etterspørsel, og motsatt. Derfor er ikke uventet koeffisienten også negativ, på tross av en svært lav verdi på  $-0.00033$ . Dette betyr at for hver ekstra dag en bolig ligger ute på markedet, så reduseres salgspris med  $0.033\%$ . Selv om utslaget ikke er spesielt betydningsfullt per dag, så gir det likevel rent intuitivt mening at de mest ettertraktede boligene oppnår en høyere salgspris enn de mindre populære boligene. Satt i et litt mer naturlig perspektiv, så vil 10 dager ekstra på markedet medføre en  $3.3\%$  lavere forventet salgspris. Verdt å merke seg er det likevel at for en vanlig salgsprosess, som antas mellom 5 og 10 dager, så vil det ikke være en nevneverdig effekt på salgspris. Det er først når omsetningshastigheten beveger seg i overkant av 10 dager at man opplever en større påvirkning på forventet salgspris. Bortsett fra fortegnets intuisjon, så gir det kanskje mer mening å studere koeffisientens konkrete tall først når boligen har vært på markedet en god stund.

For 2017 som helhet ser vi at det oppnådde en  $5.9\%$  høyere kvadratmeterpris enn referanseåret 2016. For 2018 var tilfellet  $7\%$  høyere relativt til 2016, hvilket i grunn bare tilsvarer en vekst på  $1.1\%$  sett opp mot 2017. Den lave veksten vil naturligvis ha delvis opphav i manglende observasjoner for andre halvår av 2018, og gir derfor ikke et fullverdig bilde av den reelle utviklingen. Når det kommer til de ulike byene, så viser koeffisientene til Bergen, Tromsø og Trondheim negative avvik i form av  $-44\%$ ,  $-39\%$  og  $-40\%$  reduksjon i kvadratmeterpris, sett opp mot referansebyen Oslo. Dette står i stil til våre forventninger da Oslo forventes å ha de høyeste prisene i landet.

Boliger med over 100 000 kr i fellesgjeld gir  $11\%$  lavere forventet kvadratmeterpris, ved alle andre forhold holdt konstant. Koeffisienten for fellesgjeld illustrerer den negative effekten på pris som følge av risikoen og usikkerheten kjøperen påtar seg ved overtakelse av bolig med fellesgjeld. Dette forholdet er signifikant og fremgår ellers på linje med hva som var forventet. Noe som også går frem som forventet, er at alle dummiene for størrelse kommer ut negative og stigende etter størrelse. Mini er som kjent referanse, og det kan potensielt være grunnen til at small er eneste kategori som ikke er signifikant. For ulike boligtyper gir tomannsbolig, rekkehus og enebolig negative utslag i form av  $-19\%$ ,  $-22\%$  og  $-22\%$  lavere kvadratmeterpris, og er ingenting annet enn forventede resultater.

Det må nevnes at forklaringsgraden for den hedoniske modellen er betraktelig lavere enn modell 1, ved  $R^2$  0.93 mot 0.62, og slik sett fremgår mindre presis. Dette skyldes at den ikke er i stand til å hensynta alle faktorer som spiller inn på pris like bra som meglers prisantydning, noe vi også forventet på forhånd.

### 6.3.1 Individuelle regresjoner

Videre vil gå gjennom de individuelle regresjonene, hvor vi kun kommer til å kommentere de koeffisientene vi finner interessante. I tillegg til koeffisienter som avviker stort fra hovedmodellen redgjøres for. Alle de individuelle regresjonstabellene ligger under Appendix C.

#### **Oslo**

Hvis vi ser på den individuelle modellen for Oslo, modell 3, så har en leilighet kjøpt i 2016 4% høyere kvadratmeterpris enn tilsvarende leiligheter solgt ved en vanlig prosess. Dette er nokså likt som i hovedmodellen. Interaksjonsleddet mellom kjøp og enebolig skiller seg dog ut fra hovedmodellen med en koeffisient på 0.037. Denne er ikke signifikant, og selv om konfidensintervallet er noe høyreskjevt, som taler for at den kan være positiv, er det vanskelig å konkludere med noe her. Interaksjonen mellom kjøp og tomannsbolig ser ut til å være et null-estimat og ikke signifikant forskjellig fra kjøpt leilighet. Når det gjelder interaksjonen mellom kjøp og rekkehus så er den negativ 0.055. Konfidensintervallet varierer fra  $[-0.12, 0.01]$ , noe som impliserer at den høyst sannsynlig er negativ.

I likhet med hovedmodellen er ikke interaksjonsleddene mellom kjøp og 2017 samt kjøp og 2018 signifikante. Dette antyder at kjøping har nokså lik effekt i de respektive årene.

I motsetning til de andre regresjonene har vi i Oslo informasjon om bydeler og inkludert dette for få frem interne effekter. Frogner er referansevariabel, som går som den dyreste bydelen.

Resultatene er i tråd med forventningene og alle bydelene, sett bort fra sentrum er negative og signifikante på 1%-nivå. Når det gjelder sentrum er koeffisienten -0.026 med konfidensintervall  $[-0.06, 0.01]$ . Vi kan dermed ikke konkludere med at sentrum er signifikant forskjellig fra Frogner. En grunn kan være at sentrum og Frogner er nokså nærliggende og det kan være vanskelig å sette en klar bydelsgrense. Derfor vil prisene i disse områdene følge hverandre tett.

## **Bergen**

I modell 4 under regresjonen til Bergen kan vi se at koeffisienten for kuppet er 0.031 og ikke signifikant. Igjen er referansekategori en leilighet solgt i 2016. Konfidensintervallet på [-0.03,0.09] kan antyde flere potensielle positive verdier, men vi kan ikke avskrive at den er negativ eller et null-estimat. For å sammenligne med hovedmodellen som sa at kopping i Bergen ikke er signifikant forskjell fra kopping i Oslo, altså har en effekt, kan vi ikke konkludere med noe her.

Interaksjonen mellom kupp og enebolig er negativ 0.049, ikke signifikant. Fra konfidensintervallet [-0.16,0.06] kan det derimot antydes en venstreskjev fordeling.

Interaksjonsleddet mellom kupp og tomannsbolig er også insignifikant og vi kan høyst sannsynlig anta at den ikke er signifikant forskjellig fra en kuppet leilighet. Når det gjelder interaksjonen mellom kupp og rekkehus er koeffisienten på 0.0043 og konfidensintervallet drar godt mot positive verdier [-0.01,0.18]. Det kan være at det foreligger en effekt i fordel kuppet rekkehus.

I motsetning til hovedmodellen er det en større variasjon mellom interaksjonene for kupp og år. I 2017 viser interaksjonskoeffisienten 0.069, men ikke signifikant. Konfidensintervallet drar godt mot høyre [-0.01,0.18] som impliserer at kopping av leilighet muligens har hatt en større effekt i 2017 enn i 2016. Koeffisienten mellom kupp og 2018 er heller ikke signifikant, men her er variasjonen i konfidensintervallet igjen mer spredt mellom -0.08 og 0.15.

## **Trondheim**

Fra kupp-koeffisienten i modell 4 for Trondheim kan vi se at den ikke er signifikant med en verdi på -0.012. Referansekategori er også her en leilighet solgt i 2016. Konfidensintervallet går fra -0.08 til 0.06, så koeffisienten kan være en hvilken som helst verdi mellom her, også 0. Fra hovedregresjonen hadde Trondheim en negativ koeffisient, noe som kan underbygge at denne koeffisienten også er negativ. For interaksjonene mellom kupp og enebolig og kupp og tomannsbolig er koeffisienten på hhv. 0.024 og 0.025. Begge er insignifikante med nokså normalfordelte konfidensintervall. Det tyder på at effekten av kopping er lik mellom leilighet, enebolig og tomannsbolig.

Et oppsiktsvekkende funn er at interaksjonen mellom kuppet og rekkehus er på 0.15 og signifikant på 10%-nivå. Det vil si at et kuppet rekkehus oppnår 15% høyere kvadratmeterpris enn en kuppet leilighet i 2016. Dette virker nokså høyt og kan være påvirket av at det kun finnes én observasjon.

Interaksjonen mellom kupp og 2017 er i motsetning til hovedmodellen negativ, uten signifikans. Konfidensintervallet på  $[-0.15, 0.06]$  taler for flere negative verdier, men vi kan ikke konkludere noe mer utover det. Koeffisienten mellom kupp og 2018 er positiv og insignifikant, som igjen impliserer at effekten av kopping ikke er statistisk forskjellig fra 2016 og 2018.

### **Tromsø**

For Tromsø kan man observere at koeffisienten til kuppet er negativ 0.076, ikke signifikant. Konfidensintervallet vrir seg sterkt mot venstre gjennom  $[-0.21, 0.05]$ . Dette kan antyde høyere sannsynlighet for negativ koeffisient. Dette er litt motstridende til hva som ble tolket ut av hovedmodellen. Interaksjonsleddet mellom kuppet og enebolig har en verdi på 0.21 og er signifikant på 1%-nivå. Igjen oppleves dette som en svært høy koeffisient der en kuppet enebolig i 2016 oppnår 21% høyere kvadratmeterpris enn en kuppet leilighet i 2016. Datasettet består av 8 kuppede eneboliger i 2016 mot 7 kuppede leiligheter.

Begge koeffisientene for interaksjon mellom kupp, og henholdsvis tomannsbolig og rekkehus, er ikke signifikante med verdier på 0.075 og -0.052. Konfidensintervallet til interaksjonen mellom kupp og enebolig  $[-0.01, 0.07]$  kan fremstå noe høyreskjevt, mens for interaksjonen mellom kupp og rekkehus  $[-0.17, 0.06]$  registreres det en god del flere negative verdier. Likevel er det vanskelig å konkludere hvilken verdi som er riktig og det er mest nærliggende å anta at de ikke er signifikant forskjell fra en kuppet leilighet.

Interaksjonen mellom kupp og 2017 har en verdi på 0.12, men ikke signifikant. Likevel har konfidensintervallet en variasjon fra -0.03 til 0.27, noe som peker i god retning mot en positiv verdi. Det kan være sannsynlig at effekten av en kuppet leilighet i 2017 er større enn i 2016. Videre er koeffisienten mellom kupp og 2018 0.12 og signifikant på 5%-nivå. Altså i Tromsø har en kuppet leilighet i 2018 12% høyere kvadratmeterpris enn en kuppet leilighet i 2016.

## Boligtype

I modell 5 er det gjort nærmere rede for resultatene til hver av boligtypene, hvor referansen er Oslo i 2016. Kuppede leiligheter i Oslo i 2016 fremstår signifikant med 5.8% høyere forventet kvadratmeterpris enn leiligheter solgt ved ordinær budrunde. Koeffisienten for kuppede leiligheter i Bergen er 0.0071, men ikke signifikant, og ut fra konfidensintervallene kan den like gjerne være et null-estimat. For Trondheim får vi et negativt forhold på 9.2% med 5% grad av signifikans, som kan dra i samme retning som tidligere funn på at kopping kanskje ikke er lønnsomt her.

Når det kommer til leiligheter i Tromsø, samt interaksjonen mellom kupp og årene 2017 og 2018, er det vanskeligere å antyde noe konkret. Koeffisientene er ikke spesielt sterke, og konfidensintervallene gir heller ingen klare indikasjoner. For eneboliger ga kupp 10% økning i kvadratmeterpris i Oslo i 2016, ved 5% signifikans. I Bergen, Trondheim og Tromsø finner vi koeffisienter på -0.11, -0.12 og 0.037, hvor koeffisienten for Tromsø er den eneste uten signifikans. Ved Bergen og Trondheim er signifikansnivåene på 10% og 5%. Kupp-koeffisientene for 2017 og 2018 kan begge være kandidater til null-estimer, men for 2018 ser vi en tendens mot høyreskjevhet.

I tilknytning til tomannsboliger er kupp-variabelen -0.010, men ikke signifikant og uten konfidensintervaller som kan bidra til å bortforklare det som trolig kan være et null-estimat. Hverken interaksjonsleddene mellom kupp og by, eller mellom kupp og år, produserer signifikante relasjoner og holdepunktene for entydige svar er dermed begrensede. Det kan likevel nevnes at for kuppede tomannsboliger i Bergen med 0.063, kan det spores noe høyreskjevhet i konfidensintervallene. Det samme er tilfellet for kuppede tomannsboliger i 2018, hvorav koeffisienten er 0.059. Med fokuset rettet mot rekkehus, får vi en lav insignifikant koeffisient for kuppet med -0.0048. Interaksjonen mellom kupp og Bergen er dog verdt å merke seg, da den er 0.15 og signifikant på et 5%-nivå. Det impliserer at et kuppet rekkehus i Bergen gir 15% høyere kvadratmeterpris enn en kuppet rekkehus i Oslo i 2016.



## År

I den siste modellen, modell 6, ser vi på individuelle regresjoner for hvert kalenderår. I regresjonen til 2016 observerer man en kupp-koeffisient på 0.058 ved 1% signifikansnivå. Dette vil si at en kuppet leilighet i Oslo oppnådde 5.8% høyere kvadratmeterpris enn en leilighet i Oslo solgt ved ordinær budrunde i 2016.

Interaksjonsleddet mellom kupp og Bergen er negativ 0.033, og ikke signifikant. Vi har ikke nok bevis til å konkludere med at en kuppet leilighet i Bergen er signifikant forskjellig fra en kuppet leilighet i Oslo i 2016. Dette stemmer også overens med hovedmodellen. Interaksjonsleddet mellom kupp og Trondheim er også negativ med 0.081 og signifikant på 5%-nivå. Dette står i stil med hovedmodellen. En kuppet leilighet i Trondheim i 2016 har 8.1% lavere kvadratmeterpris enn tilsvarende i Oslo. Videre vil en kuppet leilighet i Trondheim i 2016 ha  $(0.058 - 0.081)$  2.3% lavere kvadratmeterpris enn en leilighet solgt ved ordinær budrunde, alt annet likt. Igjen er interaksjonsleddet mellom kupp og Tromsø ikke signifikant, men nå med negativ koeffisient på 0.079. Konfidensintervallet ligger mellom -0.22 og 0.06, som kan tale til fordel for en negativ verdi. For interaksjonen mellom kupp og enebolig er koeffisienten 0.079 og signifikant på 10%-nivå, hvilket går hånd i hånd med hovedmodellen. Videre er koeffisienten mellom kupp og de to resterende boligtypene ikke signifikante på henholdsvis -0.021 og 0.034 for tomannsbolig og rekkehus. Det er vanskelig å finne noe bevis som taler i mot at disse er signifikant forskjellig fra en kuppet leilighet i Oslo i 2016.

I likhet med 2016 er koeffisienten til kuppet i 2017 positiv og signifikant på 1%-nivå, men litt lavere på 0.048. I motsetning til 2016 har interaksjonsleddet mellom kupp og Bergen et positivt fortegn, men fortsatt ikke signifikant. Koeffisienten på 0.061 har et konfidensintervall på  $[-0.02, 0.14]$  som kan tyde på positiv verdi, men man kan ikke utelukke et negativ- eller null-estimat. At interaksjonsleddet mellom kupp og Trondheim er negativ på 0.085, ved 10%-nivå står i stil med tidligere funn. For koeffisienten mellom kupp og Tromsø er tolkningen positiv 0.11 og signifikant på 1%-nivå. Det er interessant at en kuppet leilighet i Tromsø oppnår 11% høyere kvadratmeterpris enn en kuppet leilighet i Oslo i 2017. Til slutt er interaksjonen mellom kupp og boligtype noe vanskelig å tolke. Koeffisientene har verdier på 0.02, 0.0022 og -0.019 for

henholdsvis enebolig, tomannsbolig og rekkehus. Alle koeffisientene er insignifikante og det tyder på at disse er ikke statistisk forskjellig fra en kuppet leilighet i Oslo i 2017.

Koeffisienten til kuppet er i 2018 på 0.054 ved 1%-signifikansnivå. Den har dermed tatt seg litt opp etter 2017. Igjen er interaksjonsleddet mellom kupp og Bergen tilbake på negativ side, men ikke signifikant. Det er vanskelig å konkludere med noe annet enn at en kuppet leilighet i Bergen i 2018, ikke er signifikant forskjellig fra tilsvarende i Oslo, alt annet likt. Interaksjonsleddet mellom kupp og Trondheim er fremdeles negativt 0.044, men ikke signifikant. Ved å gi konfidensintervallet litt oppmerksomhet kan man observere at den er nokså venstreskjev og drar godt mot negativ verdier mellom -0.11 og 0.03. Til slutt er nå interaksjonsleddet mellom kupp og Tromsø positiv på 0.071 og signifikant på 10%-nivå. Dette er likt som i 2017, men også ganske interessant. Det må tas høyde for at det kun er 7 observasjoner som inngår i en kuppet leilighet i Tromsø i 2018. Når det gjelder interaksjonsleddet mellom kupp og de ulike boligtypene er enebolig signifikant på 10%-nivå og har en verdi lik 0.12. For tomannsbolig er koeffisienten 0.027, ikke signifikant. For rekkehus er koeffisienten 0.081 og heller ikke signifikant. Konfidensintervallet sprer seg mellom -0.1 og 0.26, som er veldig dreid mot høyre.

## 7 Diskusjon

Gjennom dette kapittelet vil hovedmomenter fra de ulike modellene bli trukket frem, og resultatene vil diskuteres opp mot hverandre, samt opp mot tidligere belyst teori.

### 7.1 Hovedfunn

#### 7.1.1 Oslo

Med Oslo tatt i betraktning, viste modell 1 at kuppede boliger fra 2016 til midten av 2018, ga 4.1% signifikant høyere salgspris enn boliger som ble solgt ved tradisjonelle budrunder. Justert for eventuelle systematiske og usystematisk feil ved prisantydningen i form av den hedoniske hovedmodellen, fant vi at kuppede leiligheter i Oslo i 2016 oppnådde 4.7% høyere salgspris enn ikke-kuppede leiligheter. Altså en svak nedgang, men fortsatt et betydelig og signifikant resultat som trekker i samme retning som den første modellen. Den individuelle regresjonsanalysen for Oslo, som ble foretatt for å teste robustheten til hovedmodellen, kunngjorde på sin side 4.0% signifikant oppgang i salgspris ved kupp av leiligheter.

Et funn som bør vies litt oppmerksomhet er at kuppede eneboliger i 2016 ikke er signifikant forskjellig fra kuppede leiligheter i Oslo i 2016, som ga en positiv effekt. Modell 5 trekker på det samme ved at eneboliger ga 10% mer enn ikke-kuppede eneboliger i Oslo for 2016. Grunnlaget for antall observasjoner for kuppede leiligheter og eneboliger er ganske ulikt, men det er likevel et interessant utfall. Uten signifikante resultater for rekkehus og tomannsboliger, som også samsvarer med regresjonen for boligtyper (modell 5), vil det her ikke kunne påvises en klar effekt. Fra interaksjonsleddene kunne vi se at kupp i 2017 og 2018 ikke var signifikant forskjellige fra 2016. Uten avvik mellom årene, kan vi derfor vise til at kopping var lønnsomt for selger både med hensyn til leiligheter og eneboliger i Oslo for alle årene.

### 7.1.2 Bergen

For Bergen kommer koeffisienten for kuppet ut signifikant med 0.057 i modell 1. Ved første øyekast er det interessant at det tilsynelatende er i Bergen kopping er mest lønnsomt, et halvt prosentpoeng over byen som antas å ha høyest markedstrykk, nemlig Oslo. Fra hovedmodellen gir ikke interaksjonen mellom kupp i Bergen et signifikant estimat, og det er i så måte ikke holdepunkt for å si at Bergen er signifikant forskjellig fra Oslo. Kupp-variabelen i modell 4 er positiv på 0.031 for 2016, men ikke signifikant. Konfidensintervallet er noe høyrevridd, men ikke i den grad at det kan antydes annet enn en relativ normalfordeling. Videre i modell 5 gir koeffisienten for kuppede eneboliger i Bergen -11% lavere salgspris sett opp mot ikke-kuppede eneboliger, med 10% signifikans. Den separate regresjonen for Bergen viser også at kuppede rekkehus ga 8.3% høyere kvadratmeterpris enn kuppede leiligheter i 2016, mens det fra modell 5 observeres at kuppede rekkehus i Bergen er signifikant forskjellig fra tilsvarende i Oslo, som bør nevnes at på sin side ikke fremstår signifikant. Interaksjonen mellom kupp og 2017 i Bergen er noe bemerkelsesverdig i form av 0.069, med et konfidensintervall fra -0.01 til 0.15. Vi kan ikke utelukke at kopping ikke var lønnsomt i Bergen for noen av årene, men det er spesielt i 2017 at det er grunn til mistanke om en positiv koeffisient, og dermed at aksept av kuppbud kan ha vært lønnsomt.

### 7.1.3 Trondheim

Hvis vi vender blikket mot Trondheim, viste modell 1 en kuppet koeffisient på 0.014 som ikke er signifikant. Om koeffisienten er et null-estimat eller om det er et upresist estimat er usikkert. Dette skiller seg ut fra de resterende byene og er et nokså interessant funn. Hovedmodellen gir grunn til å tro at effekten av kopping er negativ for leiligheter i 2016 med 3.5% lavere kvadratmeterpris enn solgt ved ordinær budrunde. Dette bygges også opp av fremstilt auksjonsteori. Det finnes heller ingen bevis som tilsier at effekten av kuppbud er forskjellig mellom de ulike årene. Den individuelle robusthetsregresjonen (modell 4) for Trondheim gir igjen grunn til å avvise at aksept av kuppbud er lønnsomt gjennom en koeffisient på -0.012, ikke signifikant. Det er lite, eller ingenting, som tyder på at denne skal være positiv.

En motsetning til de andre resultatene er at modell 4 viser at kopping av rekkehus er signifikant forskjellig fra kopping av leilighet med 15%. Umiddelbart virker dette som en unormal stor

effekt og er nok påvirket av få observasjoner. Modell 5 som går inn på de ulike boligtypene legger frem resultater som taler for en negativ effekt. En kuppet leilighet oppnår 3.4% lavere kvadratmeterpris, mens enebolig oppnår 2% lavere kvadratmeterpris enn tilsvarende bolig solgt ved ordinær budrunde. For rekkehus og tomannsbolig er effekten av kuppbud usikker, men taler for ingen effekt.

Samlet sett er resultatene vanskelige å tolke. Det er grunnlag for å tro at effekten av kopping er negativ for leilighet og eneboliger, mens den er indifferent eller ingen effekt, ved tomannsbolig og rekkehus. Totalt vil dette gi utslag i en usikker, ikke signifikant effekt, som kan både være positiv, negativ og null observert i modell 4.

#### 7.1.4 Tromsø

Til slutt gjenstår Tromsø som gjennom modell 1, der prisantydning er inkludert, viser en positiv effekt ved aksept av kuppbud på 4.8%. Dette underbygges også ved hovedmodellen som fremstiller at kopping av leilighet i Tromsø i 2016 ikke er signifikant forskjellig fra tilsvarende i Oslo, alt annet likt. Om denne koeffisienten er upresis eller et null-estimat er vanskelig å konkludere med, så dette er noe man må ta høyde for videre. Modell 4 gir en negativ, ikke signifikant, koeffisient på 0.076. Effekten forblir derfor usikker, men konfidensintervallet taler for at den med rimelig sannsynlighet er negativ. Som tidligere presisert gjelder dette for leilighet i 2016, og interaksjonsleddet til enebolig tyder for at en kuppet enebolig oppnår 21% høyere kvadratmeterpris enn en kuppet leilighet. En årsak kan være at markedet i Tromsø har høyere etterspørsel etter eneboliger.

I motsetning til de andre byene finnes det resultater som taler for at effekten varierer mellom årene. Koeffisienten til interaksjonsleddet mellom kuppet og 2017 er ikke signifikant og på 12%, men konfidensintervallet er godt høyrevridd som taler sterkt for at den faktisk er positiv. Det betyr at det er rom for å anta at aksept av kuppbud er forskjellig mellom de to årene.

Dette underbygges også opp av interaksjonsleddet til kupp og 2018, som gir oss statistisk grunnlag for å si at effekten av kuppbud på kvadratmeterpris er 12% høyere i 2018 enn i 2016. Antakelsene stemmer overens med resultatene i modell 6 som sier at en kuppet leilighet i 2017 og i 2018 oppnår henholdsvis 15.8% og 12.5% høyere kvadratmeterpris enn solgt ved ordinær

budrunde. Sammenlignet er tilsvarende koeffisient i 2016, ikke signifikant og svært vridd mot negative estimat.

Det er likevel svært viktig å ha i bakhodet at Tromsø er byen med klart færrest observasjoner, og absolutt færrest tilfeller av kopping. Dette kan føre til en god del støy i regresjonene som gir feilmålinger og også oppblåste koeffisienter. Totalt sett kan det tyde på at aksept av kuppbud har hatt en effekt i 2017 og 2018. Når det gjelder 2016 er det mer usikkerhet tilknyttet om koeffisienten faktisk er positiv, negativ eller null. Samtidig er det grunn til å tro at en kuppet enebolig gir høyere kvadratmeterpris enn de resterende boligtypene.

Generelt sett, har vi utarbeidet ulike modeller som skal være i stand til å få frem effekten ved aksept av kuppbud. Likevel er det viktig at man ikke ser seg blind på én modell eller ett resultat. Totalvurderingen er essensiell for å få et godt resonnert bilde av virkeligheten. Som tidligere gjennomgått brukte vi avvik fra prisantydning i modell 1. Prisantydning skal etter boka være det beste estimatet på boligens reelle verdi. Likevel vil det oppstå systematiske og usystematiske feil som gjør at prisantydning ikke lenger blir satt under like premisser for alle boliger. For å være uavhengig av prisantydning lagde vi hovedmodellen som skal ta for seg all boligspesifikk informasjon, og dermed ta høyde for individuelle preferanser når den prissetter boligen. For å bygge opp under hovedmodellen og skape en robusthet lagde vi individuelle hedoniske regresjoner for hver enkelt by, boligtype og år. Ved å sammenligne de ulike resultatene har man muligheten til å kvalitetssikre tolkningen. Forklaringskraften ved hovedmodellen og de individuelle modellene er som kjent en god del lavere enn i modell 1. Dette er på grunn av en god del uobserverbare og utelatte variabler, som har blitt gått inn på tidligere. Disse har en forklaringskraft på kvadratmeterprisen og når de ikke kan inkluderes i modellen vil presisjonen synke. I tillegg må man ta høyde for at antall observasjoner og antall tilfeller av kupp mellom de ulike byene varierer stort. Dette kan påvirke koeffisientene og deres signifikans. Likevel mener vi at datasettet per dags dato representerer virkeligheten på best mulig måte. Videre mener vi også at totaliteten av analysen gir et riktig og representativt bilde av effekten ved aksept av kuppbud i de ulike byene i perioden 01.01.2016 til og med 30.06.2018.

## 7.2 Hvorfor ønsker kjøper å kuppe?

Bolig er et objekt som bidrar til å dekke noen helt grunnleggende behov ved at alle mennesker trenger et sted å bo. Samtidig allokeres mye kapital i det norske samfunnet til bolig i form av rene spekulative og investeringsmessige årsaker. Eksplisitt betyr dette at avgjørelser knyttet til kjøp av bolig må forstås i lys av flere motiv for eierskap, og det er ikke alltid like lett å skille disse motivene fra hverandre. Denne sammenhengen er trolig den største utfordringen ved blant annet å tilpasse generell auksjonsteori til boligmarkedet. Med dette tatt i betraktning, vil vi i fortsettelsen debattere mulige grunner for at kjøper ønsker å kuppe en bolig.

For de byene eller tilfellene der aksept av kuppbud ikke har vist seg å gi høyere salgspris enn boliger solgt ved ordinære budrunder, er svaret åpenbart, i og med at det har vært lønnsomt for kjøperen. Slik sett er det en todelt sak, men det er i tilfellene hvor kjøper har endt opp med å betale mer ved kopping enn uten, at det er interessant å se nærmere på hva som kan være årsaken. En rasjonell budgiver med fullstendig informasjon kan ikke forventes å være gjenstand for å legge inn kuppbud som er over det boligen egentlig er verdt. Hovedmålet for kjøperen vil jo ved kopping være å kjøpe seg fri fra konkurranse, og med dette oppnå lavere pris enn det man forventer blir utfallet i en budrunde. Fra prospektteorien så vi at det legges til grunn begrenset rasjonalitet og ufullkommen informasjon der man ikke alltid er i stand til maksimere nytten, selv om det skulle være ønskelig. Potensielt kan det bety at kjøper ikke kjenner til all informasjon om boligen, og ut fra dette asymmetriske forholdet overestimerer boligens verdi. Det kan også være at kjøper ikke klarer å ta tilstrekkelig stilling til informasjonen som er tilgjengelig. Det impliserer videre at kjøperen ender opp som offer for vinnerens forbannelse, ved å betale mer for objektet enn det verdien tilsier. Det er etter vårt syn mer plausibelt at en slik feilvurdering ligger til grunn, enn en underliggende irrasjonalitet.

Denne feilvurderingen kan videre kastes lys på av auksjonsteori i form av at kopping snevrer inn boliggedet fra en korrelertverdi-auksjon til en privatverdi-auksjon. Det fremstår dermed som et hinder for at eget verdiestimat kan bli korrigert av konkurrentenes estimer, som ville vært tilfellet i en budrunde. Uten budrunden gjøres aldri de andre budgivernes private signaler kjent, og muligheten for å justere egen verddivurdering forsvinner. Årsaken vi til syvende og sist finner

mest trolig er at kjøper ikke treffer på sine forventninger om reell verdi og hva boligen ville blitt solgt for i en ordinær budrunde.

### 7.3 Hvorfor ønsker selger å akseptere kuppbud?

Når en skal se på årsakssammenhengen mellom selger og aksept av kuppbud vil det også være naturlig med et todelt bilde. For byene der det har blitt observert lønnsomt, aksepterer naturligvis selger kuppbudet fordi det gir en høyere pris enn ved ordinære budrunder. I disse tilfellene har selger sammen med megler klart å benytte seg av den asymmetriske informasjonen for å avgjøre når kuppbud bør aksepteres eller avslås. At kopping gir høyere salgpris strider i seg selv mot generell auksjonsteori, som er klar på at det motsatte bør være den reelle situasjonen, ved at en tradisjonell budgivningsprosess skal gi høyest profitt. Teorien støttes av media, samt at den gis dekning av uttalelser fra eiendomsmeglere, Forbrukerrådet (2015) og andre aktører med ekspertise innenfor det norske boligmarkedet. Det har blitt uttrykt en unison enighet fra disse om at selgere bør avvise bud gitt før visning, da de ikke vil tjene på dette.

For tilfellene hvor selger ikke har tjent på å akseptere kuppbud fremkommer det ikke nødvendigvis en helt innlysende årsak. Det kan tenkes at selger bommer på sine forventninger om hva sann verdi for boligen er. Likevel regnes ikke dette som den mest troverdige årsaken med bakgrunn i at selger sammen med megler forventes å være den best informerte parten. Det er mer nærliggende at funnene til Kahneman og Tversky (1979) i kombinasjon med «usikkerhetseffekten», kan forklare noe av bakgrunnen. Det faktum at små sannsynligheter vektlegges langt høyere enn det som er fornuftig, samt en irrasjonell preferanse for sikre utfall, anses å være meget aktuelle grunner for selgers aksept. Så selv om sannsynligheten for å komme minst like godt ut eller bedre, er større enn risikoen for tap, vil sistnevnte vektlegges med 2.25 ganger større trykk (Kahneman & Tversky, 1979). Dette kan på mange måter være vanskelig å forstå, men investeringer i eiendom preges ofte av usikkerhet, og en boliginvestering er for mange den største og mest betydningsfulle investeringen i løpet av livet. Derfor regnes beslutningene ved kjøp og salg av bolig som veldig viktige, samtidig som graden av opplevd risiko og preferanse for et sikkert utfall er høyere sammenlignet med mindre transaksjoner. I praksis kan dette føre til at selger er mer mottakelig for å akseptere kuppbud, enn å gjennomføre en tradisjonell budrunde med faktisk minst like profitable utsikter.



Avslutningsvis må det tas i betraktning at beslutningene ved bolighandel for mange vil kunne påvirkes sterkt av følelser, uavhengig om du er kjøper eller selger. En «lykkerus» eller andre emosjonelle tilstander kan i noen tilfeller spille inn på atferd i like stor grad eller mer enn økonomisk rasjonalitet. Dette er viktig å ha i bakhodet ettersom det betyr at teori og økonomiske modeller tenkes å ha liten eller begrenset forklaringskraft.

## 8 Konklusjon

Vi har i denne oppgaven gjort en empirisk undersøkelse på fenomenet kopping. Oppgaven bygges på og besvarer problemstillingen «*Hvilken effekt har aksept av kuppbud på boligens salgspris i de respektive byene?*». Med andre ord har vi undersøkt om kopping gir en høyere salgspris enn om boligen blir solgt ved ordinær budrunde.

Vi har hentet data fra Eiendomsverdi, som inneholder alle salg av selveierboliger i byene Oslo, Bergen, Trondheim og Tromsø i perioden 01.01.16 til og med 30.06.18. Vi har i hovedsak laget tre modeller som skal fremstille effekten av et kuppbud. Gjennom vår første modell tar man høyde for prisantydningen, som skal være beste estimat av boligens faktiske verdi. Vår hovedmodell kutter avhengigheten av prisantydningen og prissetter boligen gjennom boligspesifikke egenskaper. Denne modellen tar for seg alle byer, boligtyper og år. Til slutt fungerer våre individuelle modeller som robusthet til hovedmodellen.

Auksjonsteori tilsier at man alltid skal oppnå den høyeste prisen gjennom en ordinær budrunde. Dette støttes opp av media og uttalelser fra fagkyndige. Tidligere studier på området har likevel bevist at dette ikke alltid er tilfelle. Atferdsteorien sier at aktørene ikke alltid handler helt rasjonelt og at man i flere tilfeller ønsker å betale mer for å ha en sikker gevinst. Dette kan være som et resultat av ufullstendig informasjon om andre aktører i markedet eller at man blir påvirket i for stor grad av egne vurderinger og følelser.

Fra modellene våre kan vi konkludere med at aksept av kuppbud utvilsomt har hatt en positiv effekt i **Oslo** for leiligheter og eneboliger i hele perioden. For rekkehus og tomannsboliger er ikke effekten like klar, men vi kan hverken avvise at den har en positiv, negativ eller ingen effekt.

Når det gjelder **Bergen** har vi ikke nok bevis til å konkludere med en effekt. Som en konsekvens av insignifikante resultater kan det være at effekten både er positiv, negativ eller null. Likevel mener vi at det god grunn til å ikke utelukke positiv effekt, spesielt i 2017, som også underbygges av modell 1.

I **Trondheim** gis det god grunn til å konkludere med at kopping har hatt en negativ effekt for leiligheter og eneboliger i hele tidsperioden. For tomannsbolig og rekkehus har vi ikke signifikante resultater og vi kan verken bekrefte eller avkrefte negativ, positiv eller ingen effekt. Likevel gir modell 1 bevis imot en positiv effekt.

I den siste byen, **Tromsø**, taler resultatene for at kopping har vært lønnsomt i 2018 og høyst sannsynlig i 2017. 2016 omkranses av mer usikkerhet og vi kan ikke konkludere med hverken positiv, negativ eller ingen effekt. Det kan dog konkluderes med at en kuppet enebolig har en større positiv effekt enn de andre boligtypene.

Det er svært viktig å presisere at dette gjelder kun for selveierboliger. Vi har heller ikke noe datagrunnlag som tar for seg avslåtte kuppbud. Vi har kun informasjon om kuppbudene som ble akseptert, og det er ikke utenkelig at disse vil bli ansett som gode bud i flere tilfeller. Dette kan føre til at resultatene kan være preget av noe skjevhet. Derfor vil vår konklusjon kun ta for seg effekten av aksepterte kuppbud.

For å besvare problemstillingen direkte kan vi konkludere med at Oslo har hatt en positiv effekt på salgspris ved aksept av kuppbud. Bergen har opplevd varierende effekt der vi ikke kan konkludere med hverken positiv eller negativ effekt. Effekten på salgspris i Trondheim har fortrinnsvis vært negativ. Til slutt har effekten i Tromsø vært positiv i 2017 og 2018, mens 2016 har en usikker effekt.

## 8.1 Videre forskning

Som presisert tidligere i oppgaven vil det være mange tilfeller der boliger blir kjøpt utover de fire dagene vi har satt som tak. Ved å inngå samarbeid med ulike meglerkontor vil man kunne få rapportert alle tilfeller av kjøping. Et perfekt datasett vil kunne danne et udiskutabelt bilde av virkeligheten.

Likeså vil det være veldig interessant å hente inn kvalitativ informasjon fra boligselgere der man får oversikt over alle kjøpbud som blir gitt, også de som blir avslått. Dette må da gjøres gjennom spørreundersøkelser av boligselgere da megleren blir holdt utenfor denne budprosessen. Hvis man får en fullstendig oversikt over alle kjøpbud som kommer har man mulighet til å gjøre en tilnærmet perfekt vurdering på effekten av fenomenet.

Det kan også være interessant å hente inn kvalitativ informasjon fra boligkjøpere der man prøver å se en trend i atferden hos kjøperne som legger inn kjøpbud. Dette kan forklare effekten av kjøping fra kjøperens perspektiv i større grad enn det vi har hatt anledning til.

# Litteraturliste

- Aktiv. (u.d.). *Informasjon om kopping*. Hentet November 21, 2018 fra Aktiv: <https://aktiv.no/boligtips/forbrukerinformasjon-om-kopping>
- Aune, K., & Midthun, T. (2017). *Kopping av auksjoner i det norske boligmarkedet*. Masteroppgave, NTNU, Trondheim.
- Åserud, R. (2016, Mai 30). *Selge før visning: Et sjansespill*. Hentet November 21, 2018 fra Huseiernes Landsforbund: <https://www.huseierne.no/hus-bolig/tema/boligsalg/solgt-for-visning-et-sjansespill/>
- (2009). Hentet November 21, 2018 fra Lovdata: <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2009-01-09-2>
- Christensen, E. N. (2003). *Vinnerens forbannelse*. Bergen: Samfunns- og næringslivsforskning AS.
- Cornell University. (2000, September). *Interpreting interactions in regression*. Hentet November 21, 2018 fra CSCU Cornell: <https://www.cscu.cornell.edu/news/statnews/stnews40.pdf>
- Eiendom Norge. (2018). *Den norske boligmodellen*. Hentet November 21, 2018 fra Eiendom Norge: <http://eiendommnorge.no/hovedsaker/den-norske-boligmodellen/>
- Eiendom Norge; Finn.no; Eiendomsverdi AS. (2018). *Eiendom Norges boligsprisstatistikk - August 2018*.
- Eiendomsverdi AS. (2016, Mai 01). *Kopping av budrunder i Oslo – Hvor vanlig er det?* Hentet November 21, 2018 fra Eiendomsverdi AS: [https://eiendomsverdi.no/app/Handlers/MarketUpdateFile.ashx?filename=fakta\\_mai\\_2016.pdf](https://eiendomsverdi.no/app/Handlers/MarketUpdateFile.ashx?filename=fakta_mai_2016.pdf)
- Eiendomsverdi AS. (2017, Desember 15). *Fakta om boligmarkedet: Effekten av endret prisantydning*. Hentet November 21, 2018 fra Eiendom Norge: <http://eiendommnorge.no/fakta-om-boligmarkedet-effekten-av-endret-prisantydning/>
- Finanstilsynet. (2018, Februar 28). *Finanstilsynet foreslår ny boliglånsforskrift fra 1. juli 2018*. Hentet November 21, 2018 fra Finanstilsynet: <https://www.finanstilsynet.no/nyhetsarkiv/pressemeldinger/2018/finanstilsynet-foreslar-ny-boliglansforskrift-fra-1.-juli-2018/>
- Forbrukertilsynet. (2016, Oktober 17). *Ti meglerforetak må svare for lokkepris*. Hentet November 21, 2018 fra Forbrukertilsynet: <https://www.forbrukertilsynet.no/ti-meglerforetak-ma-svare-lokkepris>
- Forskrift om eiendomsmegling*. (2007). Hentet November 21, 2018 fra Lovdata: [https://lovdata.no/dokument/SF/forskrift/2007-11-23-1318/KAPITTEL\\_1-6#§6-3](https://lovdata.no/dokument/SF/forskrift/2007-11-23-1318/KAPITTEL_1-6#§6-3)
- Gneezy, U., List, J. A., & Wu, G. (2006, November). The Uncertainty Effect: When a Risky Prospect is Valued Less Than its Worst Possible Outcome. *Quarterly Journal of Economics*.
- Hartwig, K. (2016, Januar 23). *Slik tjener du penger på å investere i eiendom*. Hentet November 21, 2018 fra Dagens Næringsliv:

- <https://www.dn.no/investeringer/investeringstips/bolig/boligkjop/slik-tjener-du-penger-pa-a-investere-i-eiendom/1-1-5543439>
- Hellerud, H., Johansen, T., & Sættem, J. (2012, 08 10). *Slik har norske boligpriser utviklet seg gjennom de siste 200 årene*. Hentet 11 21, 2018 fra NRK :  
<https://www.nrk.no/norge/boligpriser-gjennom-200-ar-1.8273402>
- Humberset, K., & Steinsland, K. (2018, Januar 25). *Nye tall klare: Mens nyboligsalget faller, bygges det fortsatt mange boliger*. Hentet November 21, 2018 fra Aftenposten:  
[https://www.aftenposten.no/bolig/Nye-tall-klare-Mens-nyboligsalget-faller\\_-bygges-det-fortsatt-mange-boliger-11534b.html](https://www.aftenposten.no/bolig/Nye-tall-klare-Mens-nyboligsalget-faller_-bygges-det-fortsatt-mange-boliger-11534b.html)
- Kagel, J. H., & Levin, D. (1986, Desember). The Winner's Curse and Public Information in Common Value Auctions. *The American Economic Review*(5), ss. 894-920.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979, Mars). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*(2), ss. 263-292.
- Klemperer, P. (1999, Juli). Auction Theory: A Guide to the Literature. *Journal of Economic Surveys*(3), ss. 227-286.
- Lancaster, K. J. (1966, April). A New Approach to Consumer Theory. *The Journal of Political Economy*(2), ss. 132-157.
- Lusht, K. M. (1996). A Comparison of Prices Brought by English Auctions and Private Negotiations. I *Real Estate Economics* (ss. 517-530).
- Lyngtveit-Petersson, C. (2016, Mars 31). *Når handel inngås før annonsert visning*. Hentet November 21, 2018 fra Norges Eiendomsmeglerforbund:  
<https://www.nef.no/fagstoff/nar-handel-inngas-for-annonsert-visning/>
- McAfee, R. P., & McMillan, J. (1987, Juni). Auctions and Bidding. *Journal of Economic Literature*(2), ss. 699-738.
- Milgrom, P. R., & Weber, R. J. (1982, September). A Theory of Auctions and Competitive Bidding. *Econometrica*(5), ss. 1089-1122.
- Monson, M. (2009). Valuation Using Hedonic Pricing Models. *Cornell Real Estate Review*, ss. 62-73.
- Mullainathan, S., & Thaler, R. H. (2000, Oktober). Behavioral Economics. *Working Paper 7948*.
- Norges Bank. (2018, Mars 02). *Pengepolitikk*. Hentet November 21, 2018 fra Norges Bank:  
<https://www.norges-bank.no/Om-Norges-Bank/Mandat-og-oppgaver/Pengepolitikken-i-Noreg/>
- Olaussen, J. O., Oust, A., & Solstad, J. T. (2017). Energy Performance Certificates – Informing the Informed or the indifferent? I S. P. Brown, & M. Jefferson, *Energy Policy* (ss. 246-254). Trondheim.
- Quan, D. C. (1994). Real Estate Auctions: A Survey of Theory and Practice. *Journal of Real Estate Finance and Economics*(9), ss. 23-49.
- Røed, G. (2015). *Rapport om kopping av bolig*. Lillehammer : Forbrukerrådet .
- Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*.

- Solberg, L., & Solheim, A. (2017). *Solgt før visning - en studie om boligkopping i Oslo*. Masteroppgave, NTNU, Trondheim .
- Statistisk Sentralbyrå. (2018, September 19). *Areal og Befolkning i kommuner, fylker og hele landet (K) 2007-2018*. Hentet November 21, 2018 fra Statistisk Sentralbyrå: <https://www.ssb.no/statbank/table/11342>
- Strøm, P., & Kvellestad, S. (2015, August 05). *Det bygges altfor få boliger i Tromsø*. Hentet November 21, 2018 fra NRK: [https://www.nrk.no/troms/\\_-det-bygges-altfor-fa-boliger-i-tromso-1.12485954](https://www.nrk.no/troms/_-det-bygges-altfor-fa-boliger-i-tromso-1.12485954)
- Thaler, R. H. (1988). Anomalies: The Winner's Curse. *Journal of Economic Perspectives*(1), ss. 191-202.
- Thue, K. (2016, Mai 13). *Meglerne tar over: Slutt på takst fra takstmann*. Hentet November 21, 2018 fra Hegnar: <https://www.hegnar.no/Nyheter/Eiendom/2016/05/Meglerne-tar-over-Slutt-paa-takst-fra-takstmann>
- Tversky, A., & Kahneman, D. (1986, Oktober). Rational Choice and the Framing of Decisions. *The Journal of Business*(4), ss. 251-278.
- Tversky, A., & Kahneman, D. (1992). Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*(5), ss. 297-323.
- Zimmerman, D. W. (1993). RanktransformationsandthepoweroftheStudentttestand Welch t' test for non-normal populations with unequal variances. I *CanadianJournalofExperimentalPsychology* (ss. 523-539). Ottawa , Canada: Canadian Psychological Association.

# Appendix

## Appendix A

Tabell 9 - Deskriptiv statistikk - Alle byer

<b><u>Prisantydning</u></b> Mean: 4 836 245 Median: 4 000 000 Min: 725 000 Max: 50 000 000	<b><u>Salgspris</u></b> Mean: 4 989 369 Median: 4 200 000 Min: 50 000 Max: 48 000 000	<b><u>Størrelse</u></b> Mini: 1 089 Small: 6 394 Medium: 12 880 Large: 10 202 Xlarge: 10 154
<b><u>P.rom</u></b> Mean: 95.28 Median: 78 Min: 13 Max: 490	<b><u>Kvadratmeterspris</u></b> Mean: 58 496 Median: 57 134 Min: 1 315 Max: 223 881	<b><u>Omsetningshastighet</u></b> Mean: 26.47 Median: 10 Min: 1 Max: 1060
<b><u>Fellesgjeld</u></b> Mean: 18 975 Median: 0 Min: 0 Max: 1 813 972	<b><u>Måned</u></b> Januar: 3 344 Februar: 3 442 Mars: 3 766 April: 4 162 Mai: 5 401 Juni: 5 230 Juli: 1 195 August: 3 335 September: 3 115 Oktober: 2 813 November: 2 289 Desember: 841	<b><u>År</u></b> 2016: 15 246 2017: 15 230 2018: 8 457
<b><u>Boligtype</u></b> Leilighet: 26 846 Enebolig: 5 667 Tomannsbolig: 3 396 Rekkehus: 3 024		

Prisantydning, Salgspris, Kvadratmeterspris og Fellesgjeld er oppført i NOK. Størrelse, Måned, År og Boligtype er antall observasjoner. P.rom er oppført i kvadratmeter og Omsetningshastighet er oppført i dager.



Tabell 10 - Deskriptiv statistikk - Oslo

<p><b><u>Prisantydning</u></b></p> <p>Mean: 5 557 849                      Median: 4 650 000                      Min: 1 300 000                      Max: 50 000 000</p>	<p><b><u>Salgspris</u></b></p> <p>Mean: 5 798 692                      Median: 4 800 000                      Min: 50 000                      Max: 48 000 000</p>	<p><b><u>Størrelse</u></b></p> <p>Mini: 683                      Small: 3 831                      Medium: 7 844                      Large: 5 487                      Xlarge: 4 144</p>
<p><b><u>P.rom</u></b></p> <p>Mean: 87.95                      Median: 72                      Min: 13                      Max: 490</p>	<p><b><u>Kvadratmeterspris</u></b></p> <p>Mean: 70 904                      Median: 70 805                      Min: 1 351                      Max: 223 881</p>	<p><b><u>Omsetningshastighet</u></b></p> <p>Mean: 22.53                      Median: 10                      Min: 1                      Max: 955</p>
<p><b><u>Fellesgjeld</u></b></p> <p>Mean: 31 770                      Median: 0                      Min: 0                      Max: 907 885</p>	<p><b><u>Måned</u></b></p> <p>Januar: 1 878                      Februar: 1 758                      Mars: 2 142                      April: 2 272                      Mai: 2 865                      Juni: 2 713                      Juli: 484                      August: 1 764                      September: 1 698                      Oktober: 1 574                      November: 1 311                      Desember: 501</p>	<p><b><u>År</u></b></p> <p>2016: 8 311                      2017: 8 086                      2018: 4 563</p>
<p><b><u>Boligtype</u></b></p> <p>Leilighet: 17 006                      Enebolig: 1 657                      Tomannsbolig: 1 203                      Rekkehus: 1 094</p>		

Prisantydning, Salgspris, Kvadratmeterspris og Fellesgjeld er oppført i NOK. Størrelse, Måned, År og Boligtype er antall observasjoner. P.rom er oppført i kvadratmeter og Omsetningshastighet er oppført i dager.

Tabell 11 - Deskriptiv statistikk - Bergen

<p><b><u>Prisantydning</u></b></p> <p>Mean: 3 847 863            Median: 3 490 000            Min: 725 000            Max: 18 900 000</p>	<p><b><u>Salgspris</u></b></p> <p>Mean: 3 932 558            Median: 3 550 000            Min: 725 000            Max: 18 500 000</p>	<p><b><u>Størrelse</u></b></p> <p>Mini: 256            Small: 1 189            Medium: 2 411            Large: 2 305            Xlarge: 2 835</p>
<p><b><u>P.rom</u></b></p> <p>Mean: 102.88            Median: 88            Min: 13            Max: 471</p>	<p><b><u>Kvadratmeterspris</u></b></p> <p>Mean: 43 248            Median: 41 000            Min: 10 153            Max: 194 444</p>	<p><b><u>Omsetningshastighet</u></b></p> <p>Mean: 47.36            Median: 9            Min: 1            Max: 598</p>
<p><b><u>Fellesgjeld</u></b></p> <p>Mean: 3 242            Median: 0            Min: 0            Max: 494 813</p>	<p><b><u>Måned</u></b></p> <p>Januar: 678            Februar: 736            Mars: 712            April: 941            Mai: 1 254            Juni: 1 174            Juli: 347            August: 788            September: 677            Oktober: 624            November: 513            Desember: 153</p>	<p><b><u>År</u></b></p> <p>2016: 3 378            2017: 3 379            2018: 1 840</p>
<p><b><u>Boligtype</u></b></p> <p>Leilighet: 4 820            Enebolig: 1 874            Tomannsbolig: 817            Rekkehus: 1 086</p>		

Prisantydning, Salgspris, Kvadratmeterspris og Fellesgjeld er oppført i NOK. Størrelse, Måned, År og Boligtype er antall observasjoner. P.rom er oppført i kvadratmeter og Omsetningshastighet er oppført i dager.

Tabell 12 - Deskriptiv statistikk - Trondheim

<p><b><u>Prisantydning</u></b></p> <p>Mean: 4 034 018                      Median: 3 690 000                      Min: 1 090 000                      Max: 20 000 000</p>	<p><b><u>Salgspris</u></b></p> <p>Mean: 4 122 000                      Median: 3 700 000                      Min: 100 000                      Max: 19 300 000</p>	<p><b><u>Størrelse</u></b></p> <p>Mini: 118                      Small: 1 104                      Medium: 1 928                      Large: 1 771                      Xlarge: 2 287</p>
<p><b><u>P.rom</u></b></p> <p>Mean: 103.52                      Median: 88                      Min: 13                      Max: 473</p>	<p><b><u>Kvadratmeterspris</u></b></p> <p>Mean: 45 223                      Median: 44 215.5                      Min: 1 676                      Max: 169 118</p>	<p><b><u>Omsetningshastighet</u></b></p> <p>Mean: 30.17                      Median: 10                      Min: 1                      Max: 813</p>
<p><b><u>Fellesgjeld</u></b></p> <p>Mean: 5 863                      Median: 0                      Min: 0                      Max: 503 431</p>	<p><b><u>Måned</u></b></p> <p>Januar: 645                      Februar: 753                      Mars: 676                      April: 693                      Mai: 974                      Juni: 990                      Juli: 262                      August: 552                      September: 539                      Oktober: 426                      November: 321                      Desember: 111</p>	<p><b><u>År</u></b></p> <p>2016: 2 578                      2017: 2 804                      2018: 1 560</p>
<p><b><u>Boligtype</u></b></p> <p>Leilighet: 3 942                      Enebolig: 1 349                      Tomannsbolig: 950                      Rekkehus: 701</p>		

Prisantydning, Salgspris, Kvadratmeterspris og Fellesgjeld er oppført i NOK. Størrelse, Måned, År og Boligtype er antall observasjoner. P.rom er oppført i kvadratmeter og Omsetningshastighet er oppført i dager.

Tabell 13 - Deskriptiv statistikk - Tromsø

<p><b><u>Prisantydning</u></b></p> <p>Mean: 4 229 069            Median: 3 940 000            Min: 1 280 000            Max: 13 500 000</p>	<p><b><u>Salgspris</u></b></p> <p>Mean: 4 226 532            Median: 3 900 000            Min: 157 800            Max: 12 900 000</p>	<p><b><u>Størrelse</u></b></p> <p>Mini: 32            Small: 270            Medium: 697            Large: 639            Xlarge: 888</p>
<p><b><u>P.rom</u></b></p> <p>Mean: 108.04            Median: 96            Min: 17            Max: 379</p>	<p><b><u>Kvadratmeterspris</u></b></p> <p>Mean: 43 363            Median: 43 519            Min: 1 315            Max: 98 696</p>	<p><b><u>Omsetningshastighet</u></b></p> <p>Mean: 42.24            Median: 14            Min: 1            Max: 1 060</p>
<p><b><u>Fellesgjeld</u></b></p> <p>Mean: 1 752            Median: 0            Min: 0            Max: 1 813 972</p>	<p><b><u>Måned</u></b></p> <p>Januar: 143            Februar: 195            Mars: 236            April: 256            Mai: 308            Juni: 353            Juli: 102            August: 231            September: 201            Oktober: 189            November: 144            Desember: 76</p>	<p><b><u>År</u></b></p> <p>2016: 979            2017: 961            2018: 494</p>
<p><b><u>Boligtype</u></b></p> <p>Leilighet: 1 078            Enebolig: 787            Tomannsbolig: 426            Rekkehus: 143</p>		

Prisantydning, Salgspris, Kvadratmeterspris og Fellesgjeld er oppført i NOK. Størrelse, Måned, År og Boligtype er antall observasjoner. P.rom er oppført i kvadratmeter og Omsetningshastighet er oppført i dager.

## Appendix B

### Welch's test

Tabell 14 – Welch's test Oslo

Two-sample t test with unequal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
0	20,171	209541.1	4046.339	574679.9	201609.9	217472.2
1	789	509772.1	20878.13	586448.9	468788.7	550755.4
combined	20,960	220842.7	3992.004	577945.1	213018.1	228667.3
diff		-300231	21266.63		-341972.4	-258489.6

diff = mean(0) - mean(1) t = -14.1175  
 Ho: diff = 0 Welch's degrees of freedom = 848.415

Tabell 15 – Welch's test Bergen

Two-sample t test with unequal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
0	8,422	80009.75	3263.668	299511.5	73612.16	86407.34
1	175	310171.4	19700.17	260608.8	271289.4	349053.5
combined	8,597	84694.91	3241.154	300519.8	78341.47	91048.35
diff		-230161.7	19968.68		-269559	-190764.4

diff = mean(0) - mean(1) t = -11.5261  
 Ho: diff = 0 Welch's degrees of freedom = 183.79

Tabell 16 – Welch’s test Trondheim

Two-sample t test with unequal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
0	6,818	86129	4175.097	344742.7	77944.51	94313.49
1	124	189879	35381.68	393993.8	119843.2	259914.9
combined	6,942	87982.21	4151.829	345924.8	79843.36	96121.07
diff		-103750	35627.17		-174252.4	-33247.65

diff = mean(0) - mean(1) t = -2.9121  
 Ho: diff = 0 Welch's degrees of freedom = 126.505

Tabell 17 – Welch’s test Tromsø

Two-sample t test with unequal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
0	2,400	-5257.043	5798.029	284044.2	-16626.71	6112.621
1	34	189411.8	34428.6	200751.5	119366.3	259457.3
combined	2,434	-2537.758	5755.297	283940.9	-13823.55	8748.031
diff		-194668.8	34913.4		-265545.8	-123791.8

diff = mean(0) - mean(1) t = -5.5758  
 Ho: diff = 0 Welch's degrees of freedom = 35.013

## Appendix C

### Modell 3 – Oslo

Tabell 18 - Modell 3 – Oslo

	LN(Pris/M <sup>2</sup> )
	(1)
	Oslo
Kuppet	0.040*** (0.01)
Alder	0.19*** (0.01)
Omsetningshastighet	-0.00039*** (0.00)
Februar	0.0082 (0.01)
Mars	0.023*** (0.01)
April	0.026*** (0.01)
Mai	0.039*** (0.01)
Juni	0.030*** (0.01)
Juli	0.044*** (0.01)
August	0.058*** (0.01)
September	0.044*** (0.01)

Oktober	0.048*** (0.01)
November	0.051*** (0.01)
Desember	0.050*** (0.01)
År2017	0.079*** (0.00)
År2018	0.096*** (0.00)
Fellesgjeld	-0.055*** (0.00)
Small	-0.024*** (0.01)
Medium	-0.14*** (0.01)
Large	-0.14*** (0.01)
XLarge	-0.27*** (0.01)
Enebolig	-0.026*** (0.01)
Tomannsbolig	-0.039*** (0.01)
Rekkehus	-0.051*** (0.01)



Kupp*Enebolig	0.037 (0.03)
Kupp*Tomannsbolig	0.00081 (0.03)
Kupp*Rekkehus	-0.055 (0.03)
Kupp*2017	0.0098 (0.02)
Kupp*2018	0.018 (0.02)
Alna	-0.50*** (0.01)
Bjerke	-0.31*** (0.01)
GamleOslo	-0.15*** (0.01)
Grorud	-0.46*** (0.01)
Grünerløkka	-0.12*** (0.00)
Marka	-0.43*** (0.08)
Nordre Aker	-0.049*** (0.01)
Nordstrand	-0.20*** (0.01)
Sagene	-0.061***

	(0.00)
Sentrum	-0.026 (0.02)
St.Hanshaugen	-0.015 <sup>***</sup> (0.00)
Stovner	-0.63 <sup>***</sup> (0.01)
Søndre Nordstrand	-0.63 <sup>***</sup> (0.01)
Ullern	-0.10 <sup>***</sup> (0.01)
Vestre Aker	0 (.)
Østensjø	-0.31 <sup>***</sup> (0.01)
Constant	11.3 <sup>***</sup> (0.01)
Observations	20960
$R^2$	0.59

Standard errors in parentheses  
<sup>\*</sup>  $p < 0.10$ , <sup>\*\*</sup>  $p < 0.05$ , <sup>\*\*\*</sup>  $p < 0.01$

Det er brukt robuste standardfeil for å justere for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Vi kontrollerer for månedlige og årlige effekter gjennom kontrollvariablene.

## Modell 4 – Bergen, Trondheim & Tromsø

Tabell 19 - Modell 4 - Bergen, Trondheim & Tromsø

Ln(Pris/M<sup>2</sup>) – Modell

	(1) Bergen	(2) Trondheim	(3) Tromsø
Kuppet	0.031 (0.03)	-0.012 (0.04)	-0.076 (0.07)
Alder	0.19 <sup>***</sup> (0.01)	0.15 <sup>***</sup> (0.01)	0.25 <sup>***</sup> (0.02)
Omsetningshastighet	-0.00054 <sup>***</sup> (0.00)	-0.00022 <sup>***</sup> (0.00)	-0.00023 <sup>**</sup> (0.00)
Februar	0.014 (0.01)	0.0029 (0.01)	0.061 <sup>***</sup> (0.02)
Mars	-0.017 (0.01)	0.0095 (0.01)	0.028 (0.02)
April	0.032 <sup>***</sup> (0.01)	0.025 <sup>**</sup> (0.01)	0.040 (0.03)
Mai	0.039 <sup>***</sup> (0.01)	0.024 <sup>**</sup> (0.01)	0.045 <sup>*</sup> (0.02)
Juni	0.016 (0.01)	0.023 <sup>**</sup> (0.01)	0.044 <sup>**</sup> (0.02)
Juli	0.013 (0.02)	0.053 <sup>***</sup> (0.01)	0.071 <sup>***</sup> (0.02)
August	0.022 <sup>*</sup> (0.01)	0.027 <sup>**</sup> (0.01)	0.060 <sup>***</sup> (0.02)
September	0.014 (0.01)	0.022 <sup>*</sup> (0.01)	-0.00062 (0.02)
Oktober	0.00031	0.012	0.042 <sup>*</sup>

	(0.01)	(0.01)	(0.02)
November	-0.011 (0.01)	0.010 (0.02)	0.037 (0.03)
Desember	-0.034 (0.02)	-0.016 (0.02)	0.0056 (0.03)
År2017	0.029*** (0.01)	0.055*** (0.01)	0.048*** (0.01)
År2018	0.032*** (0.01)	0.062*** (0.01)	0.041*** (0.01)
Fellesgjeld	-0.036 (0.02)	-0.029** (0.01)	0.051** (0.02)
Small	0.017 (0.01)	0.061*** (0.01)	0.032 (0.02)
Medium	-0.15*** (0.01)	-0.096*** (0.01)	-0.061*** (0.02)
Large	-0.24*** (0.01)	-0.18*** (0.01)	-0.18*** (0.02)
XLarge	-0.39*** (0.01)	-0.36*** (0.02)	-0.33*** (0.03)
Enebolig	-0.22*** (0.01)	-0.21*** (0.01)	-0.19*** (0.02)
Tomannsbolig	-0.20*** (0.01)	-0.20*** (0.01)	-0.12*** (0.01)
Rekkehus	-0.22*** (0.01)	-0.19*** (0.01)	-0.057** (0.03)
Kupp*Enebolig	-0.049 (0.06)	0.024 (0.05)	0.21*** (0.08)

Kupp*Tomannsbolig	0.0043 (0.05)	0.025 (0.05)	0.075 (0.05)
Kupp*Rekkehus	0.083* (0.05)	0.15* (0.08)	-0.052 (0.06)
Kupp*2017	0.069 (0.04)	-0.047 (0.05)	0.12 (0.07)
Kupp*2018	0.035 (0.06)	0.025 (0.04)	0.12** (0.06)
Constant	10.9*** (0.01)	10.9*** (0.02)	10.8*** (0.03)
Observations	8597	6942	2434
$R^2$	0.51	0.56	0.51

Standard errors in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Det er brukt robuste standardfeil for å justere for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Vi kontrollerer for månedlige og årlige effekter gjennom kontrollvariablene.

## Modell 5 - Boligtype

Tabell 20 - Modell 5 – Boligtype

Ln(Pris/M<sup>2</sup>)

	(1) Leilighet	(2) Enebolig	(3) Tomannsbolig	(4) Rekkehus
Kuppet	0.058 <sup>***</sup> (0.01)	0.10 <sup>**</sup> (0.04)	-0.010 (0.05)	-0.0048 (0.07)
Alder	0.12 <sup>***</sup> (0.01)	0.32 <sup>***</sup> (0.02)	0.22 <sup>***</sup> (0.02)	0.27 <sup>***</sup> (0.03)
Omsetningshastighet	-0.00026 <sup>***</sup> (0.00)	-0.00038 <sup>***</sup> (0.00)	-0.00057 <sup>***</sup> (0.00)	-0.00062 <sup>***</sup> (0.00)
Februar	0.011 (0.01)	0.0090 (0.02)	-0.0054 (0.02)	0.017 (0.02)
Mars	0.020 <sup>***</sup> (0.01)	0.0030 (0.02)	0.0068 (0.02)	-0.025 (0.02)
April	0.033 <sup>***</sup> (0.01)	0.045 <sup>**</sup> (0.02)	0.0069 (0.02)	-0.0079 (0.02)
Mai	0.043 <sup>***</sup> (0.01)	0.049 <sup>***</sup> (0.02)	0.0020 (0.02)	0.015 (0.02)
Juni	0.038 <sup>***</sup> (0.01)	0.030 <sup>*</sup> (0.02)	-0.011 (0.02)	-0.0033 (0.02)
Juli	0.053 <sup>***</sup> (0.01)	0.030 (0.03)	-0.014 (0.03)	-0.021 (0.03)
August	0.060 <sup>***</sup> (0.01)	0.025 (0.02)	0.0083 (0.02)	0.041 <sup>**</sup> (0.02)
September	0.043 <sup>***</sup> (0.01)	0.024 (0.02)	0.0083 (0.02)	0.0041 (0.02)
Oktober	0.041 <sup>***</sup>	0.0076	-0.0037	0.0050

	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
November	0.043 <sup>***</sup> (0.01)	0.014 (0.02)	-0.0010 (0.02)	-0.014 (0.02)
Desember	0.019 <sup>*</sup> (0.01)	0.012 (0.03)	-0.026 (0.03)	-0.098 <sup>***</sup> (0.03)
År2017	0.060 <sup>***</sup> (0.00)	0.044 <sup>***</sup> (0.01)	0.058 <sup>***</sup> (0.01)	0.073 <sup>***</sup> (0.01)
År2018	0.072 <sup>***</sup> (0.00)	0.052 <sup>***</sup> (0.01)	0.074 <sup>***</sup> (0.01)	0.088 <sup>***</sup> (0.01)
Bergen	-0.40 <sup>***</sup> (0.00)	-0.56 <sup>***</sup> (0.01)	-0.55 <sup>***</sup> (0.01)	-0.47 <sup>***</sup> (0.01)
Tromsø	-0.38 <sup>***</sup> (0.01)	-0.51 <sup>***</sup> (0.01)	-0.46 <sup>***</sup> (0.01)	-0.30 <sup>***</sup> (0.03)
Trondheim	-0.36 <sup>***</sup> (0.00)	-0.51 <sup>***</sup> (0.01)	-0.52 <sup>***</sup> (0.01)	-0.41 <sup>***</sup> (0.01)
Fellesgjeld	-0.11 <sup>***</sup> (0.01)	0.11 (0.09)	-0.054 (0.06)	-0.036 (0.03)
Small	-0.020 <sup>***</sup> (0.01)	0.23 <sup>*</sup> (0.13)	0.18 <sup>***</sup> (0.04)	0.25 <sup>***</sup> (0.05)
Medium	-0.17 <sup>***</sup> (0.01)	0.15 <sup>***</sup> (0.05)	0.079 <sup>***</sup> (0.03)	0.12 <sup>***</sup> (0.02)
Large	-0.20 <sup>***</sup> (0.01)	-0.027 (0.05)	-0.068 <sup>**</sup> (0.03)	-0.045 <sup>*</sup> (0.03)
XLarge	-0.26 <sup>***</sup> (0.01)	-0.20 <sup>***</sup> (0.05)	-0.22 <sup>***</sup> (0.03)	-0.13 <sup>***</sup> (0.03)
Kupp*Bergen	0.0071 (0.03)	-0.11 <sup>*</sup> (0.07)	0.063 (0.06)	0.15 <sup>**</sup> (0.07)

Kupp*Trondheim	-0.092** (0.04)	-0.12** (0.06)	-0.032 (0.06)	0.099 (0.09)
Kupp*Tromsø	-0.028 (0.05)	0.037 (0.08)	0.028 (0.06)	0.022 (0.07)
Kupp*2017	0.016 (0.02)	-0.0092 (0.06)	0.031 (0.07)	-0.042 (0.08)
Kupp*2018	0.011 (0.02)	0.10 (0.07)	0.059 (0.06)	0.077 (0.10)
Constant	11.3*** (0.01)	11.0*** (0.06)	11.1*** (0.03)	10.9*** (0.03)
Observations	26846	5667	3396	3024
$R^2$	0.45	0.48	0.56	0.48

Standard errors in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Det er brukt robuste standardfeil for å justere for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Vi kontrollerer for månedlige og årlige effekter gjennom kontrollvariablene.



## Modell 6 – År

Tabell 21 - Modell 6 – År

Ln(Pris/M <sup>2</sup> )	(1)	(2)	(3)
	2016	2017	2018
Kuppet	0.058 <sup>***</sup> (0.01)	0.048 <sup>**</sup> (0.02)	0.054 <sup>***</sup> (0.02)
Alder	0.17 <sup>***</sup> (0.01)	0.16 <sup>***</sup> (0.01)	0.16 <sup>***</sup> (0.02)
Omsetninghastighet	-0.00018 <sup>***</sup> (0.00)	-0.00026 <sup>***</sup> (0.00)	-0.00041 <sup>***</sup> (0.00)
Februar	0.0025 (0.01)	0.010 (0.01)	0.011 (0.01)
Mars	-0.00098 (0.01)	0.0082 (0.01)	0.025 <sup>**</sup> (0.01)
April	0.044 <sup>***</sup> (0.01)	0.0096 (0.01)	0.041 <sup>***</sup> (0.01)
Mai	0.040 <sup>***</sup> (0.01)	0.016 <sup>*</sup> (0.01)	0.061 <sup>***</sup> (0.01)
Juni	0.059 <sup>***</sup> (0.01)	-0.016 <sup>*</sup> (0.01)	0.046 <sup>***</sup> (0.01)
Juli	0.086 <sup>***</sup> (0.01)	-0.014 (0.01)	0 (.)
August	0.094 <sup>***</sup> (0.01)	-0.0084 (0.01)	0 (.)
September	0.092 <sup>***</sup> (0.01)	-0.038 <sup>***</sup> (0.01)	0 (.)
Oktober	0.094 <sup>***</sup>	-0.045 <sup>***</sup>	0

	(0.01)	(0.01)	(.)
November	0.11 <sup>***</sup> (0.01)	-0.057 <sup>***</sup> (0.01)	0 (.)
Desember	0.091 <sup>***</sup> (0.01)	-0.085 <sup>***</sup> (0.01)	0 (.)
Bergen	-0.41 <sup>***</sup> (0.01)	-0.46 <sup>***</sup> (0.01)	-0.45 <sup>***</sup> (0.01)
Tromsø	-0.38 <sup>***</sup> (0.01)	-0.39 <sup>***</sup> (0.01)	-0.41 <sup>***</sup> (0.01)
Trondheim	-0.39 <sup>***</sup> (0.01)	-0.41 <sup>***</sup> (0.01)	-0.40 <sup>***</sup> (0.01)
Fellesgjeld	-0.11 <sup>***</sup> (0.01)	-0.12 <sup>***</sup> (0.01)	-0.11 <sup>***</sup> (0.01)
Small	-0.0024 (0.01)	-0.027 <sup>***</sup> (0.01)	0.010 (0.01)
Medium	-0.16 <sup>***</sup> (0.01)	-0.16 <sup>***</sup> (0.01)	-0.12 <sup>***</sup> (0.01)
Large	-0.21 <sup>***</sup> (0.01)	-0.20 <sup>***</sup> (0.01)	-0.15 <sup>***</sup> (0.01)
XLarge	-0.33 <sup>***</sup> (0.01)	-0.33 <sup>***</sup> (0.01)	-0.24 <sup>***</sup> (0.02)
Enebolig	-0.22 <sup>***</sup> (0.01)	-0.23 <sup>***</sup> (0.01)	-0.26 <sup>***</sup> (0.01)
Tomannsbolig	-0.18 <sup>***</sup> (0.01)	-0.18 <sup>***</sup> (0.01)	-0.20 <sup>***</sup> (0.01)
Rekkehus	-0.22 <sup>***</sup> (0.01)	-0.21 <sup>***</sup> (0.01)	-0.23 <sup>***</sup> (0.01)

Kupp*Bergen	-0.033 (0.03)	0.061 (0.04)	-0.0079 (0.06)
Kupp*Trondheim	-0.081** (0.04)	-0.085* (0.05)	-0.044 (0.04)
Kupp*Tromsø	-0.079 (0.07)	0.11*** (0.04)	0.071** (0.03)
Kupp*Enebolig	0.079* (0.04)	0.020 (0.05)	0.12* (0.07)
Kupp*Tomannsbolig	-0.021 (0.04)	0.0022 (0.06)	0.027 (0.05)
Kupp*Rekkehus	0.034 (0.05)	-0.019 (0.06)	0.081 (0.09)
Constant	11.2*** (0.01)	11.4*** (0.01)	11.3*** (0.01)
Observations	15246	15230	8457
$R^2$	0.64	0.63	0.59

Standard errors in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Det er brukt robuste standardfeil for å justere for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Vi kontrollerer for månedlige og årlige effekter gjennom kontrollvariablene.