

Bjørn Tore Furnes
Simen A. Skaare Johnsen

Betydningen av Oslo kommunes tilstedeværelse i det ordinære bruktboligmarkedet for leiligheter

**En studie av Oslo kommunes kjøp, salg og tapte budrunder i
perioden 2015-2016**

Masteroppgave i økonomi og administrasjon: Finansiell økonomi
Handelshøyskolen ved HiOA

Sammendrag

Er Oslo kommune en prisdrivende aktør på det ordinære bruktboligmarkedet for leiligheter i Oslo? I denne masteroppgaven presenteres ulike analyser for å forklare hvordan Oslo kommunes etterspørsel og tilbud av kommunale boliger har påvirket bruktmarkedet for leiligheter i Oslo for perioden 2015-2016. Vi har utført analyser både på bydelsnivå og for Oslo sett under ett. Det har tidligere blitt utført mye forskning på boligmarkedet, men det har i liten grad blitt forsket på kommuners rolle som etterspørere og tilbydere i boligmarkedet. Detaljerte data har blitt gitt fra Boligbygg Oslo KF, kommunens etat for forvaltning av kommunale boliger. Dataene omhandler fullstendige visningslister med oversikt over Oslo kommunes kjøp og salg av leiligheter, i tillegg til leiligheter de ikke kjøpte. Som benchmark har vi benyttet to datasett fra Eiendom Norge, der det ene inneholder månedlig boligprisindeks, og det andre gir en oversikt over omsatte boliger.

For Oslo sett under ett, finner vi ingen statistisk signifikante sammenhenger som indikerer at Oslo kommunes etterspørsel og tilbud har hatt prisdrivende effekt på brukt boligmarkedet for leiligheter i perioden 2015 - 2016. Effekten av deres tilstedeværelse var svært marginal og uten betydning. I analysene på bydelsnivå finner vi at Oslo kommunes aktiviteter i enkelte bydeler gir statistisk signifikante sammenhenger på 5 prosents nivå, men også her finner vi at deres aktiviteter har hatt svært liten prisdrivende effekt.

Abstract

Is Oslo municipality a price-taking player in the ordinary second-hand market for apartments in Oslo? In this master thesis, various analyzes are presented to explain how Oslo municipality's demand and sale of municipal housing has affected the second-hand market for apartments in Oslo for the period of 2015-2016. We perform analyses both at district level and for Oslo overall. There has been a lot of research on the housing market, but there has been little research on the role of municipalities as demanders and providers in the housing market. Boligbygg Oslo KF, which manages municipal housing on behalf of Oslo municipality, has provided us with detailed data. The data contains complete lists of Oslo municipality's purchases and sales of apartments, as well as apartments they did not purchase. As benchmark, we have used two data sets for Eiendom Norge that contains their monthly housing price index and an overview of sold dwellings.

We find no significant relationship indicating that Oslo municipality's demand and supply of apartments has been price-driving for Oslo overall. Their activities had a very marginal impact, and none of the results are statistically significant at 5 percent level. At district level, our results show that Oslo municipality's activities in some districts provide statistically significant relationship at 5 percent level, but also here we find that Oslo municipality's activities have a very marginal price-driving effect.

Handelshøyskolen ved HiOA

Oslo, mai 2017

Forord

Denne masteroppgaven er skrevet ved Handelshøyskolen ved HiOA, og markerer slutten for vårt siviløkonomstudie med fordypning i finansiell økonomi. Oppgaven er obligatorisk og utgjør 30 studiepoeng.

Gjennom å bli gitt ansvaret for å utforme og gjennomføre en studie fra begynnelse til slutt, har vi opplevd vårt siste semester på Handelshøyskolen ved HiOA som både lærerikt, utfordrende og veldig spennende. Vi vil gjerne takke venner og familie for støtte og oppmuntrende ord i de månedene som har gått siden vi begynte på denne reisen. Videre vil vi rette en takk til Boligbygg Oslo KF og Eiendom Norge for å ha bidratt med data til vår studie. Begge har vært veldig imøtekommende og vist interesse for oppgaven.

Sist, men ikke minst vil vi takke vår veileder, Helge Nordahl, for tett og god oppfølging gjennom hele prosessen. Dine gode råd og innspill, og tilstedeværelse gjennom hele dette semesteret har vi satt meget stor pris på.

Oslo, 23. mai 2017

Bjørn Tore Furnes

Simen A. Skaare Johnsen

Innholdsfortegnelse

1.0 INTRODUKSJON	1
2.0 PRISDANNELSEN I BOLIGMARKEDET	3
2.1 ETTERSSPØRSELSSIDEN	3
2.2 TILBUDSSIDEN	5
2.3 MARKEDSPRIS: KORTSIKTIG OG LANGSIKTIG LIKEVEKT	6
2.4 TILBUDELASTISITET	8
2.5 EFFISIENS I BOLIGMARKEDET	9
2.6 POTENSIELLE FORKLARINGSFAKTORER FOR BOLIGPRISENE	11
3.0 BOLIGMARKEDET I OSLO.....	14
4.0 KOMMUNALE TILTAK OG BOLIGMARKEDET	16
4.1 OM BOLIGBYGG OSLO KF	16
4.1.1 <i>Overordnede målsettinger, prioriteringer og tiltak.....</i>	<i>17</i>
4.2 KOMMUNALE BOLIGER.....	18
4.3 ETTERSSPØRSEL OG KOMMUNALE BOLIGER.....	19
5.0 BESKRIVELSE AV DATA.....	20
5.1 DATA FRA EIENDOM NORGE.....	20
5.1.1 <i>Boligprisindeksen</i>	<i>20</i>
5.1.2 <i>Detaljer knyttet til boligprisdata fra Eiendom Norge.....</i>	<i>21</i>
5.1.3 <i>Antall solgte leiligheter</i>	<i>22</i>
5.2 DATA FRA BOLIGBYGG OSLO KF	23
5.2.1 <i>Kjøp</i>	<i>24</i>
5.2.2 <i>Tapte budrunder</i>	<i>27</i>
5.2.3 <i>Salg.....</i>	<i>28</i>
6.0 STATISTISK TEORI OG METODE	30
6.1 REGRESJONSANALYSE	30
6.2 PANELDATA MED FASTE EFFEKTER	31
6.3 LINEARITET	32
6.3.1 <i>Statistisk test for linearitet.....</i>	<i>32</i>
6.4 NORMALITET.....	33
6.4.1 <i>Statistiske tester for normalitet</i>	<i>34</i>
6.5 EKSOGENITET I FORKLARINGSVARIABLENE	34
6.6 MULTIKOLINEARITET	35
6.6.1 <i>Statistisk test for multikolinearitet.....</i>	<i>36</i>
6.7 HOMOSKEDASTISITET	37
6.7.1 <i>Grafisk test.....</i>	<i>37</i>
6.7.2 <i>Statistiske tester.....</i>	<i>38</i>
6.8 AUTOKORRELASJON	39
6.8.1 <i>Tester for autokorrelasjon.....</i>	<i>39</i>
6.8.2 <i>Grafisk test.....</i>	<i>39</i>
6.8.3 <i>Statistiske tester for autokorrelasjon.....</i>	<i>40</i>

6.9 SESONGJUSTERING	41
6.9.1 Enkel test av sesongvariasjon i rådata	41
6.9.2 Tidshorisont.....	42
6.10 RELATIV PRISUTVIKLING	44
7.0 RESULTATER	45
7.1 BESKRIVELSE AV VARIABLER	45
7.2 PANELDATA MED FASTE EFFEKTER	46
7.2.1 Paneldata 1: Relativ prisutvikling mot andeler	46
7.2.2 Paneldata 2: Absolutt prisutvikling bydel mot Absolutt prisutvikling Oslo og andeler	48
7.2.3 Paneldata 3: Absolutt prisutvikling bydel mot Absolutt prisutvikling Oslo, andeler og laggede variabler	49
7.3 BYDELSNIVÅ	52
7.3.1 Bydelsnivå 1: Relativ prisutvikling mot andelsvariabler	52
7.3.2 Bydelsnivå 2 – Absolutt prisutvikling bydel mot Absolutt prisutvikling Oslo og andeler	55
8.0 VALIDITET	58
8.1 MULTIKOLINEARITET	58
8.2 HOMOSKEDASTISITET	58
8.3 NORMALITET.....	59
8.4 LINEARITET	60
9.0 DRØFTING	61
10.0 KONKLUSJON	65
KILDER.....	66
APPENDIKS.....	69
APPENDIKS 1: TOTALT OMSATTE LEILIGHETER PER BYDEL, 2015 OG 2016 (EIENDOM NORGE, 2017C).....	69
APPENDIKS 2: ABSOLUTT PRISUTVIKLING BYDEL MOT ABSOLUTT PRISUTVIKLING OSLO OG ANDELER.....	70
APPENDIKS 3: ABSOLUTT PRISUTVIKLING BYDEL MOT ABSOLUTT PRISUTVIKLING OSLO, ANDELER OG LAGGEDE VARIABLER.....	72
APPENDIKS 4: EKSEMPEL PÅ R-UTSKRIFTER PÅ BYDELSNIVÅ (REGRESJONER UTFØRT PÅ NORDRE AKER).....	75

Tabeller

TABELL 1: ANTALL KJØP AV BOLIGBYGG OSLO KF I 2015 OG 2016.	25
TABELL 2: OVERSIKT OVER ANDEL KJØP I 2015 OG 2016.....	26
TABELL 3: ANTALL TAPTE BUDRUNDER I 2015 OG 2016.....	28
TABELL 4: ANTALL SOLGTE LEILIGHETER I 2015 OG 2016.	29
TABELL 5: OVERSIKT OVER VARIABLER BRUKT I ULIKE REGRESJONER. B=BYDEL.....	46
TABELL 6: PANELDATA 1: RELATIV PRISUTVIKLING _B MOT ANDELSVARIABLER.	47
TABELL 7: PANELDATA 2: ABSOLUTT PRISUTVIKLING _B MOT ABSOLUTT PRISUTVIKLING OSLO OG ANDELSVARIABLER.....	48

TABELL 8: PANELDATA 3: ABSOLUTT PRISUTVIKLING _B MOT ABSOLUTT PRISUTVIKLING OSLO, ANDELSVARIABLER OG LAGGEDE VARIABLER.....	51
TABELL 9: B 1.1 – RELATIV PRISUTVIKLING MOT ANDEL KJØP.....	53
TABELL 10: B 1.2 – RELATIV PRISUTVIKLING MOT ANDEL BRUTTO.....	54
TABELL 11: B 1.3 – RELATIV PRISUTVIKLING MOT ANDEL NETTO.....	55
TABELL 12: ABSOLUTT PRISUTVIKLING _B MOT ABSOLUTT PRISUTVIKLING OSLO OG ANDEL KJØP.....	56
TABELL 13: ABSOLUTT PRISUTVIKLING _B MOT ABSOLUTT PRISUTVIKLING OSLO OG ANDEL BRUTTO.....	70
TABELL 14: ABSOLUTT PRISUTVIKLING _B MOT ABSOLUTT PRISUTVIKLING OSLO OG ANDEL NETTO.....	71
TABELL 15: ABSOLUTT PRISUTVIKLING _B MOT ABSOLUTT PRISUTVIKLING OSLO, ANDEL KJØP OG LAGGEDE VARIABLER....	72
TABELL 16: ABSOLUTT PRISUTVIKLING _B MOT ABSOLUTT PRISUTVIKLING OSLO, ANDEL BRUTTO OG LAGGEDE VARIABLER.....	73
TABELL 17: ABSOLUTT PRISUTVIKLING _B MOT ABSOLUTT PRISUTVIKLING OSLO, ANDEL NETTO OG LAGGEDE VARIABLER.....	74

Figurer

FIGUR 1: SAMLET TILBUD OG SAMLET ETTERSØRSEL FOR BRUKTE BOLIGER. KORT SIKT (NOU, 2002).....	4
FIGUR 2: BOLIGTILBUD ISOLERT SETT. PÅ KORT OG LANG SIKT.....	6
FIGUR 3: PRISDANNELSE, KORT SIKT.....	7
FIGUR 4: PRISDANNELSE, LANG SIKT.....	7
FIGUR 5: BOLIGPRISVEKST OG BANKENES UTLÅNSRENTE E. SKATT. PROSENT (JACOBSEN & NAUG, 2004).....	12
FIGUR 6: BOLIGPRISVEKST OG ARBEIDSLØSLIGHETSRADE. PROSENT (JACOBSEN & NAUG, 2004).....	12
FIGUR 7: MÅNEDLIG BOLIGPRISINDEKS, OSLO MOT NORGE. 2003-2016 (EIENDOM NORGE, 2017B).....	14
FIGUR 8: SSBs KVARTALSVISE BOLIGPRISINDEKS, ETTER BOLIGTYPE. 1992=100 (STATISTISK SENTRALBYRÅ, 2017A) ...	15
FIGUR 9: KOMMUNALE BOLIGER PER 31.12.2015. (BOLIGBYGG OSLO KF, 2015).....	17
FIGUR 10: GJENNOMSNIITTLIG MARKEDS- OG GJENGS LEIE (KR/KVM) (BOLIGBYGG OSLO KF, 2017B).....	18
FIGUR 11: BOLIGPRISINDEKS FOR BYDELENE MED STERKEST OG SVAKEST VEKST. 2003=100 (EIENDOM NORGE, 2017B).....	22
FIGUR 12: FORDELING AV LEILIGHETSOMSETTING PER BYDEL, 2015 OG 2016 (EIENDOM NORGE, 2017C).....	23
FIGUR 13: KART OVER BOLIGBYGG OSLO KFs KJØP I 2015 OG 2016 (BOLIGBYGG OSLO KF, 2017A).....	26
FIGUR 14: LITE UNIK SAMVARIASJON MELLOM X2 OG Y. (TUFTTE, 2015).....	36
FIGUR 15: GRAFISK TEST FOR HETEROSKEDASTISITET.....	37
FIGUR 16: GRAFISK TEST FOR AUTOKORRELASJON.....	40
FIGUR 17: GRAFISK TEST FOR SESONGMØNSTER, OSLO SETT UNDER ETT. 2006-2016 (EIENDOM NORGE, 2017B)....	42
FIGUR 18: BOX-LJUNG TEST FOR AUTOKORRELASJON. DATA: SESONGJUSTERT OSLO.....	49
FIGUR 19 PARTIELL ACF. DATA: SESONGJUSTERT OSLO.....	50
FIGUR 20: GRAFISKE TESTER FOR HETEROSKEDASTISITET I REGRESJON P 1.3.....	58
FIGUR 21: GRAFISK TEST FOR NORMALITET I REGRESJON P 1.3.....	59
FIGUR 22: ETTERSØRSEL MED OG UTEN OSLO KOMMUNE (ILLUSTRASJON).....	61
FIGUR 23: SKIFT I TILBUDSSIDEN SOM FØLGE OSLO KOMMUNES SALG. KORT SIKT. (ILLUSTRASJON).....	62

1.0 Introduksjon

Boligmarkedet er noe som interesserer mange, og grunnen til det er kanskje at boligkjøp for de aller fleste er den største personlige investeringen som gjøres i løpet av livet. Dette gjør boligmarkedet til et attraktivt tema for både forskere og media, og særlig de siste års prisvekst har ført til mange medieoppslag. I 2016 rettet flere medier oppmerksomheten sin mot Oslo kommunes kjøp av kommunale boliger, og hvordan det påvirker boligprisene i Oslo. Flere har hevdet at Oslo kommunes kjøpsaktivitet har bidratt til å drive prisene opp i Oslo. Blant annet har Dagens Næringsliv (21.12.2016), Hegnar.no (04.07.2016), Nettavisen.no (05.09.2016), E24.no (20.12.2016) og E24.no (02.04.2017) skrevet om Oslo kommunes aktivitet i det ordinære markedet for bruktboliger. Denne medieoppmerksomheten har ført til flere diskusjoner om Oslo kommune, gjennom kjøp av kommunale boliger, har vært en så stor aktør på det ordinære bruktboligmarkedet at de har vært prisdrivere. Det har også blitt kritisert at Oslo kommune i for stor grad har fokusert sine kjøp mot bydeler i Oslo vest hvor prisene har vært høyest.

Denne oppgaven legger også vekt på kommunens salg og deltakelse i budrunder, i tillegg til media sitt kjøpsfokus.

Vår problemstilling er som følge:

"Er Oslo kommune en prisdrivende aktør på det ordinære bruktboligmarkedet for leiligheter i perioden 2015 – 2016?"

På bakgrunn av datamateriale tilsendt fra Boligbygg Oslo KF, som står for forvaltningen av kommunale boliger i Oslo kommune, og fra Eiendom Norge, undersøker vi om Oslo kommune har vært en prisdrivende aktør. Dette undersøkes for Oslo sett under ett, og på bydelsnivå.

Vi starter denne masteroppgaven med å se på prisdannelsen i boligmarkedet i kapittel 2, der vi presenterer etterspørsel- og tilbudssiden, tilbudselastisitet, effisiens i boligmarkedet og potensielle forklaringsfaktorer for boligpriser. Videre vil vi i kapittel 3 se nærmere på boligmarkedet i Oslo, for å beskrive karakteristika spesielt for dette markedet. I kapittel 4 tar

vi for oss kommunale tiltak og boligmarkedet. Her vil vi blant annet presentere Boligbygg Oslo KF som forvalter kommunale boliger i Oslo kommune. Beskrivelse av datamateriale tilsendt fra Eiendom Norge og Boligbygg Oslo KF vil bli presentert i kapittel 5, videre vil vi i kapittel 6 bevege oss over på statistisk teori og metode som er benyttet for våre analyser. I kapittel 7 vil vi legge frem våre resultater, og kapittel 8 tar for seg validiteten for våre analyser. Basert på teori og våre resultater vil vi i kapittel 9 drøfte våre funn, før vi avslutter denne masteroppgaven med en konklusjon i kapittel 10.

2.0 Prisdannelsen i boligmarkedet

På generelt grunnlag fungerer boligmarkedet som de fleste andre markeder, men boligmarkedet er også, av mange årsaker, ulikt markeder for mange andre varer og tjenester. En årsak til dette er at boliger har en dobbeltfunksjon som både en vare og en investering (Kenny, 1998).

Vi vil i dette avsnittet presentere tilbuds- og etterspørselssiden i boligmarkedet. Videre vil vi se på prisdannelsen på kort og lang sikt, tilbudselasticitet, i tillegg til effisiens i boligmarkedet. Kapittelet avsluttes med å presentere potensielle forklaringsfaktorer for boligpriser.

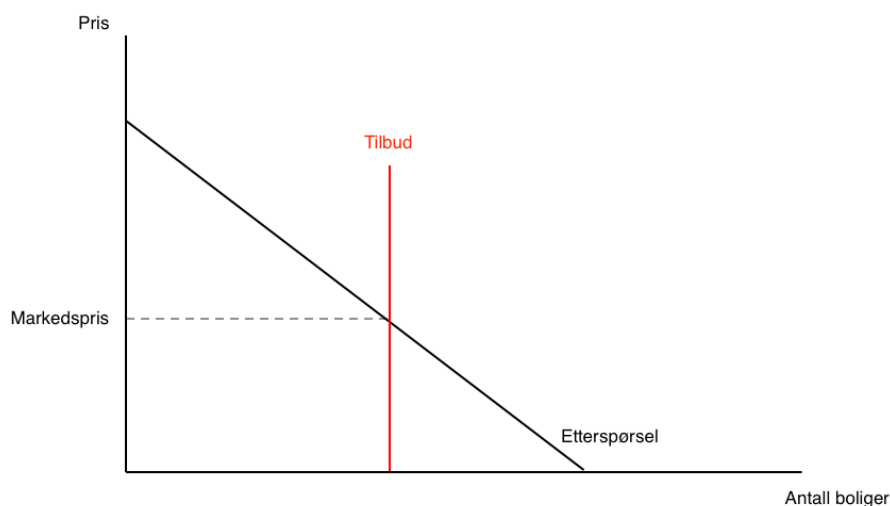
2.1 Etterspørselssiden

Etterspørselssiden i boligmarkedet består av to komponenter; etterspørsel etter bolig for boformål, og etterspørsel etter bolig for investering (Jacobsen & Naug, 2004). Noe som skaper kompleksitet i boligmarkedet, er at boligmarkeder og deres boligmasse innehar flerdimensjonal heterogenitet (Anas & Arnott, 1991). Det betyr at et boligmarked kan deles opp i mange løst knyttede, og segmenterte markeder. Boligmarkedet kan for eksempel deles opp etter beliggenhet, standard, boligens størrelse og type bolig. Etterspørselen i de ulike markedssegmentene kan dermed variere. I Oslo kan dette illustreres med at det har vært en mye høyere prisvekst på leiligheter enn på eneboliger, noe som figur 8 i kapittel 3 illustrerer. Noe av forklaringen bak en slik utvikling kan være at stadig flere tar høyere utdanning og at barnefødslene er blitt utsatt, dermed har ungdomsfasen blitt lengre. Sammen med økende innslag av oppløste parforhold bidrar dette med å øke antallet mindre husholdninger (NOU, 2002). Alt dette kan føre til at etterspørsel etter leiligheter øker mer enn etterspørsel etter eneboliger.

I 2016, for Oslo sett under ett, besto 23,9 prosent av privathusholdningene av én person og 27,9 prosent av privathusholdningene av to personer. På bydelsnivå hadde St. Hanshaugen totalt den største andelen av privathusholdninger bestående av én eller to personer, med henholdsvis 34,8 og 35 prosent. (Statistisk sentralbyrå, 2017b, 2017c).

I figur 1 ser vi etterspørselskurven i et tenkt tilfelle der alle boliger er like, og alle boliger er

eierboliger. Rekkefølgen på etterspørerne kan ordnes basert på betalingsevne og betalingsvilje. Hvis boligprisen er så lav at det etterspørres flere boliger enn antallet tilgjengelige boliger, vil prisen presses til et prisnivå hvor mange etterspørere hopper av. Dermed er de kun de gjenværende etterspørerne som får bolig (NOU, 2002). Dette punktet illustreres av skjæringspunktet i figur 1, og er markedsprisen. Denne mekanismen kan sammenlignes med en budrunde for en gitt bolig hvor det bys helt til de andre budgiverne av boligen trekker seg, og man står igjen med en kjøper. Alle som har høyere betalingsevne og betalingsvilje enn markedsprisen får kjøpt bolig, de andre får ikke. Den etterspøreren som står så langt ut i rekken at personen blir "den siste" som får egen bolig, blir gjerne kalt "den marginale etterspøreren" (NOU, 2002). Denne marginale etterspøreren spiller en viktig rolle, for så lenge rekkefølgen av etterspørere ikke forandres, blir markedsprisen i realiteten bestemt av betalingsevnen og betalingsviljen til denne aktøren (NOU, 2002)



Figur 1: Samlet tilbud og samlet etterspørsel for brukte boliger. Kort sikt (NOU, 2002)

Figur 1 stemmer ikke helt med den virkelige verden, da det er naturlig å anta at etterspørselskurven er fallende og konveks. Reelt sett vil det da ved høy pris etterspørres færre boliger enn ved lav pris. Samtidig vil antallet etterspurte boliger øke mer ved en prisreduksjon fra et lavt prisnivå, enn ved prisreduksjon fra et høyt prisnivå.

2.2 Tilbudssiden

Boligmassens utvikling over tid er ofte presentert ved å bruke ligningen under:

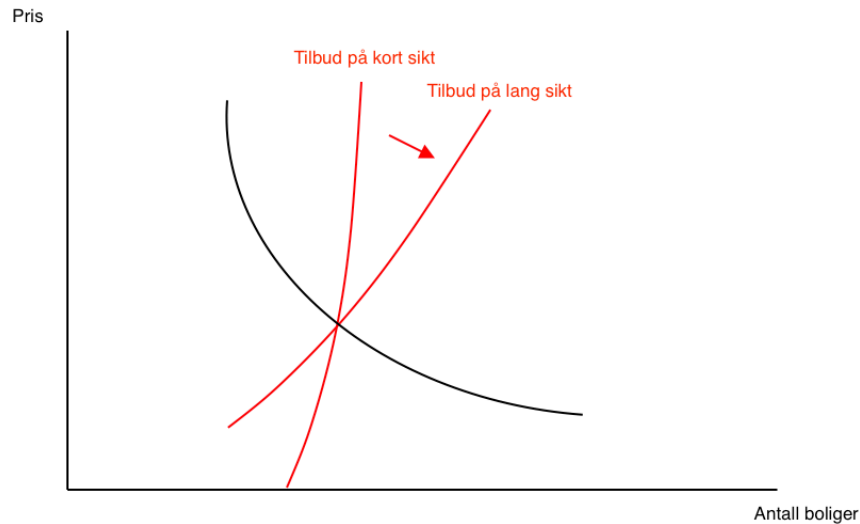
$$H_t = (1 - \delta)H_{t-1} + A_t$$

Hvor H_t representerer nåværende boligmasse, og denne er knyttet til forrige periodes boligmasse H_{t-1} som er justert for boliger som faller ut av markedet (δH_{t-1}), og antall ferdigstilte boligbygginger (A_t) (Kenny, 1998). Siden antall ferdigstilte boligbygginger relativt sett er liten i forhold til den totale boligmassen, og at volumet av konstruksjoner som er under utvikling er forholdsvis forhåndsbestemt, er det en vanlig antagelse at boligtilbudet er fast på kort sikt.

Jacobsen og Naug (2004) argumenter også med at tilbudet av boliger er relativt stabilt på kort sikt da nybygging tar tid å ferdigstille og at nybyggingen per år er relativt lav i forhold til total boligmasse. Med andre ord vil først og fremst etterspørselssiden, med husholdningenes betalingsvilje i spissen, bestemme prisnivået. Nybygging er også svært krevende, grunnet et heterogent marked. Byggebransjen er også avhengig av stabile omgivelser, da arbeidskraft og andre ressurser ikke nødvendigvis er tilgjengelige. Dette gjør tilbudssiden mindre fleksibel for etterspørselssjokk i forhold til andre konsumentmarkeder. På lang sikt kan feilvurdering av boligmassen få store konsekvenser. Ved å feilvurdere tilbudssiden på lang sikt, vil dette skape en uheldig ubalanse i tilbud- og etterspørselskurven.

Et skift i tilbudskurven for boligmarkedet vil påvirkes av etterslepet nybygging har. Da vil, som nevnt innledningsvis, tilbudet være gitt i det korte perspektiv, og tilbudskurven blir

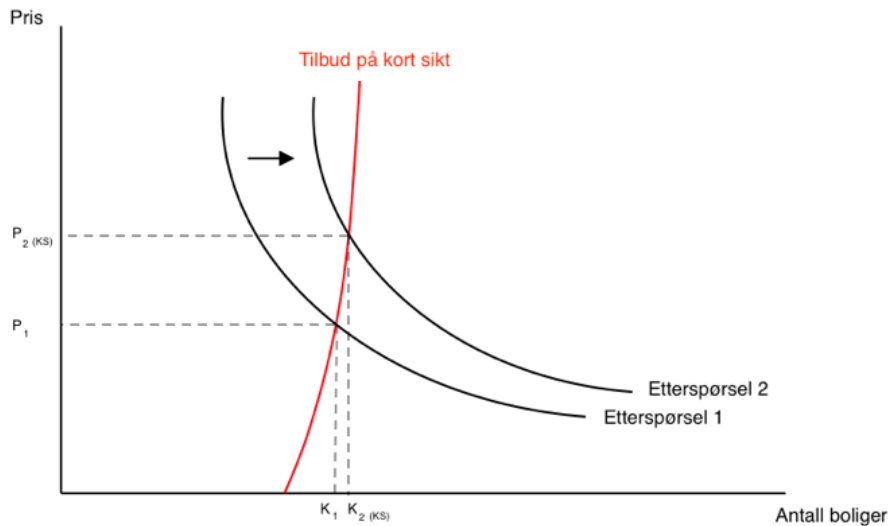
tilnærmet vertikal. På lang sikt vil vi finne et skift i tilbudskurven. Isolert sett vil nybygging legges til den allerede eksisterende boligmassen, og således senke boligprisene.



Figur 2: Boligtilbud isolert sett. På kort og lang sikt.

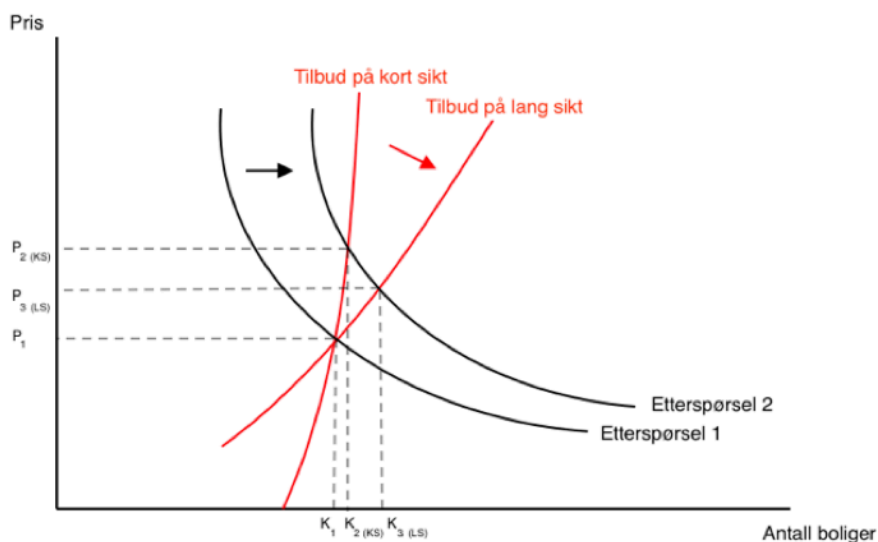
2.3 Markedspris: Kortsiktig og langsiktig likevekt

Krysningspunktet mellom tilbud og etterspørsel representerer likevektsprisen, også kalt markedsprisen, i boligmarkedet. Den kortsiktige likevektsprisen vil i hovedsak påvirkes av endring i etterspørselssiden, ettersom boligmassen er rimelig fast på kort sikt. Figur 3 illustrerer hvordan en ny likevektspris dannes på kortsikt. Hvis vi i utgangspunktet befinner oss i krysningspunktet mellom "Tilbud på kort sikt" og "Etterspørsel 1", dannes likevektsprisen, " P_1 ", for antall boliger (" K_1 "). Får vi da et etterspørselssjokk som er positivt vil det dannes en ny kortsiktig likevektspris, " $P_{2(KS)}$ ".



Figur 3: Prisdannelse, kort sikt.

På lang sikt vil boligbygging tilpasses økt etterspørsel, derfor er tilbudskurven på lang sikt flatere enn den kortsiktige tilbudskurven. Dette gjør at på lang sikt vil virkningen av økt etterspørsel påvirke markedsprisen i mindre grad enn på kort sikt. Dette illustreres av figur 4, hvor vi ser at " $P_{3(LS)}$ " dannes i krysningspunktet mellom "Etterspørsel 2" og "Tilbud på lang sikt".



Figur 4: Prisdannelse, lang sikt.

2.4 Tilbudselastisitet

For å kunne forstå utviklingen av boligpriser og byutvikling, er boligtilbudet et sentralt element. Størrelsen på boligtilbudet har betydning for virkningen av etterspørselssjokk, og sammen bestemmer dette boligprisene i de forskjellige boligmarkedene (Saiz, 2008). Mens man kan kjøpe en bil, PC og andre forbruksvarer til en relativt lik pris på tvers av markeder, er det betydelige forskjeller mellom markeder med tanke på betingelser for tilbud av bolig. Saiz (2008) finner at områder med sterk arealbegrensning som følge av topografi, har uelastisk boligtilbud. Begrepet topografi viser hovedsakelig til landskapets eller havoverflatens form og høydeforhold, men i videre forstand omhandler topografi også karakteristika som bebyggelse, administrative grenser, kommunikasjonsårer og vannsystemer (Store norske leksikon, 2015). Saiz (2008) finner også at graden av topografiske begrensninger har en sterk og positiv korrelasjon med regulatoriske barrierer for utvikling.

Oslo, og andre norske storbyer, kan tenkes å være begrenset av topografiske forhold. Med det menes at muligheten til å utvide Oslo begrenses av for eksempel markagrensen, Oslofjorden og administrative grenser. Disse topografiske faktorene holder Oslo sammen. Et annet eksempel er Bergen, hvor byen er omringet av fjell og fjord, noe som igjen gjør det vanskelig å utvide bebyggelsen.

Green, Malpezzi og Mayo (2005) har også sett på tilbudselastisiteten i boligmarkedet. Forskerne testet tilbudselastisiteten i 45 amerikanske byer, og disse byene ble testet på årlig data fra 1979 til 1996. Deres tester baserer seg på modellen:

$$\eta = \left(\frac{2}{\phi \sqrt{n}} \right) \frac{(i-g)}{k} p \quad (2.1)$$

hvor,

η = priselastisiteten på boligtilførsel

i = kapitalkostnad

g = vekstraten for byen

n = befolkningen i byen

p = boligpris på et fast tidspunkt i byen

k = transportkostnad

ϕ = en faktor av proporsjonalitet som øker i tetthet

De fant 23 byer hvor tilbudselasticitet var større enn null, og 10 byer som hadde tilbudselasticitet større enn 10. Dette finner forfatterne betryggende da disse byene er hva de kategoriserte som "sprawl cities", eller "brede byer". I den andre enden av skalaen var det 14 byer som hadde tilbudselasticitet under 3. Dette var byer som enten var hemmet av geografi og tetthet.

I sin artikkel forklarer Green et al. (2005) videre hva som er kilder til forskjeller i elasticiteter mellom byer. Når forfatterne plotter byenes elasticitet mot reguleringsindeksen observerte de at alle byer med streng regulering (høy verdi på reguleringsindeksen) har lav tilbudselasticitet, mens byer med et mildere reguleringsmiljø hadde høy tilbudselasticitet.

Forfatterne utførte også en lagget prismodell for å estimere elasticiteter. Utover det regulatoriske klimaet tydet resultatene også på at befolkningsnivå, endring i befolkning, tetthet og boligprisnivået hadde betydning for tilbudselasticiteten.

Et annet aspekt ved tilbudselasticitet er størrelsen på personinntekt, en sammenheng Harter-Dreiman forsket på i 2004. Historisk sett tyder mye på at det på lang sikt er en relativt svak justering av tilbudet ved endring i inntekt. Et stort etterspørselssjokk som følge av inntektssjokk kan derimot påvirke prisene i lang tid (Harter-Dreiman, 2004). På 1980-tallet steg prisene mest i større amerikanske byer der tilbudet var mindre elastisk, og boligmarkeder der tilbudet responderte sterkere på "price booms" hadde mer nybygging gjennom denne perioden. I løpet av de neste fem årene opplevde elastiske steder større prisoppgang, men prisene bevegde seg raskt mot byggekostnad igjen. Volatiliteten var altså større i disse markedene (Glaeser, Gyourko & Saiz, 2008).

2.5 Effisiens i boligmarkedet

Markedseffisiens handler om hvordan all tilgjengelig informasjon er reflektert i markedsprisene. Det er økonomen Eugene F. Fama (1970) som utviklet teorien om markedseffisiens, "Efficient Market Hypothesis". I sin artikkel om markedseffisiens presenterer Fama tre ulike former av effisiens: svak, semi-sterk og sterk.

Svak markedseffisiens betyr at historisk informasjon om priser på en aksje er priset inn i dagens aksjepris. *Semi-sterk markedseffisiens* handler om at i tillegg til historisk informasjon, er også all offentlig tilgjengelig informasjon priset inn. Eksempler på offentlig tilgjengelig informasjon er selskapsrapporter og aksjesplitter. *Sterk markedseffisiens* handler om at noen investorer eller grupper har monopolistisk tilgang på informasjon som er relevant for prisdannelsen til en aksje.

Fama sitt arbeid er rettet mot finansielle markeder, hvor de konkluderer med at disse markedene er effisiente, og dermed ikke skal være mulig å "slå" over tid.

Case og Shiller (1989) var blant de første til å undersøke i hvilken grad det finnes markedseffisiens i boligmarkedet. De undersøkte effisiensen i eneboligmarkedet (Single-Family Homes) i USA ved å utføre regresjoner av gjensalg av boliger. Gjennom deres analyser fant de at markedet for eneboliger fremsto som ineffisient. De fant blant annet at endringer i priser et år pleide å bli fulgt av endringer i samme retning påfølgende år. I tillegg syntes ikke informasjon om realrente å være priset inn. I deres arbeid presenterer de enkeltindividens dominans i markedet som en mulig grunn til at markedet opptrer ineffisient. Videre kan årsaken til dette være at transaksjonskostnader, skattehensyn og andre kostnader gjør det relativt vanskelig for profesjonelle aktører å utnytte mulighetene i markedet. Det er også blitt gjennomført tester på markedseffisiens i det norske boligmarkedet. Ved å benytte datamateriale fra perioden 1991 til 2002 utførte Larsen og Weum (2008) tester på det norske boligmarkedet, med fokus på Oslo og omegn, ved å benytte seg av Case og Shiller (1989) sin metode. I sitt arbeid finner de at boligprisindekser og avkastning på boliger i og rundt Oslo *ikke* følger en martingal prosess. Med martingal prosess menes en stokastisk prosess med tilfeldige variabler. Da slike prosesser er kjennetegn på effisiente markeder konkluderer Larsen og Weum (2008) med at boligmarkedet i og rundt Oslo er ineffisient. I tillegg til konklusjonen om at boligmarkedet ikke var effisient, fant de også at boligmarkedet over tidsperioden ga høyere avkastning til en lavere volatilitet, enn aksjemarkedet.

Hvilken betydning har det, og hvorfor er det av interesse, at boligmarkedet er ineffisient? Larsen og Weum (2008) argumenterer med at hvis boligmarkedet er effisient trenger vi ikke, og vi kan heller ikke, time inngangen i boligmarkedet. Men siden boligmarkedet er ineffisient kan det være mulig for boligkjøpere å gå inn i boligmarkedet på riktig tidspunkt. Dermed finnes det muligheter for meravkastning for personer med "timing-skills", så lenge de ikke begrenses av tid.

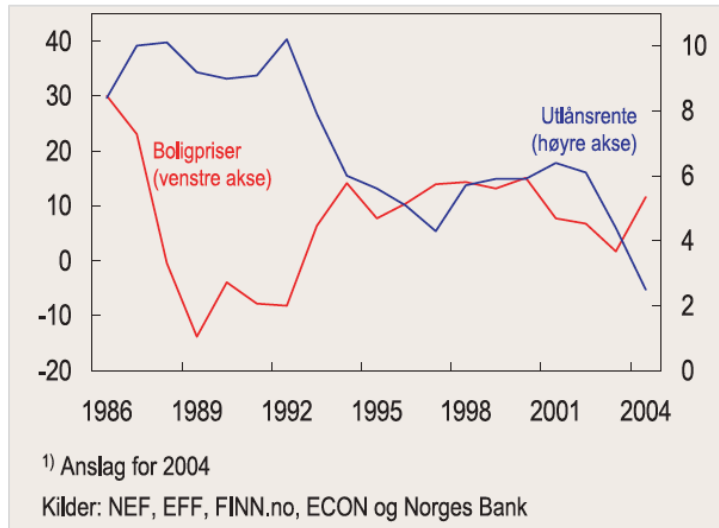
Noe som bør tas med i betraktningen når det gjelder effekten ved å kunne "time" boligkjøp er transaksjonskostnadene forbundet med boligkjøp og boligsalg. Det er knyttet betydelige kostnader ved boligtransaksjoner, både for kjøper og selger. Blant annet må man for de aller fleste boliger betale dokumentavgift på 2,5 prosent ved kjøp av bolig, i tillegg til at det også er knyttet betydelige kostnader til salgsprosessen. Dette gjør at meravkastningen ved å kjøpe og selge på riktig tidspunkt blir redusert av disse transaksjonskostnadene. Hvis man også legger til rentekostnader på boliglånet, vedlikeholdskostnader og andre kostnader knyttet til å sitte på bolig, er det usikkert hvor høy meravkastning man kan oppnå ved å kjøpe og selge på riktig tidspunkt.

2.6 Potensielle forklaringsfaktorer for boligprisene

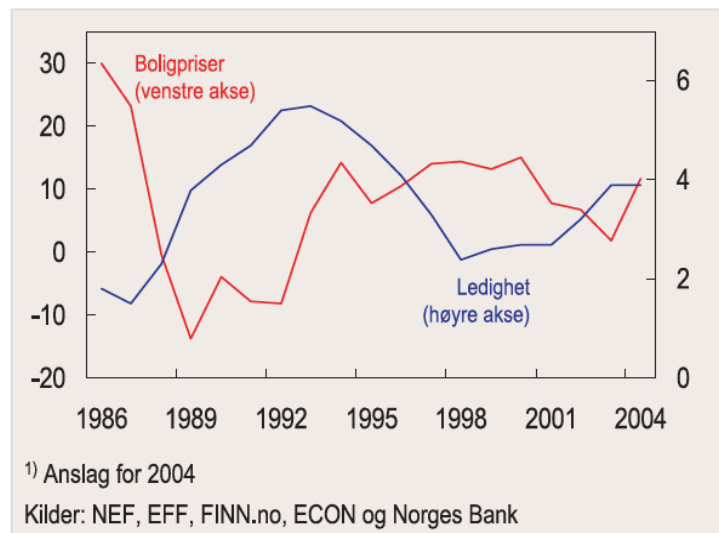
Boligmarkedet er et komplekst marked, blant annet på grunn av heterogenitet i svært mange dimensjoner. Prisene settes på bakgrunn av tilbud og etterspørsel, men bak dette er det mange påvirkningskrefter som realøkonomiske rammer, og forventninger om fremtiden hos både banker og husholdninger. I tillegg kan boligmarkedet påvirkes av store og underliggende endringer i samfunnets struktur (for eksempel urbanisering), og av sosioøkonomiske- og sosiologiske faktorer (Larsen & Sommervoll, 2004).

Det finnes altså mange potensielle forklaringsfaktorer som påvirker boligprisene. Vi vil derfor kun presentere noen av disse faktorene. Jacobsen og Naug (2004) finner i sitt arbeid at de viktigste fundamentale forklaringsfaktorene er arbeidsledighet, husholdningenes inntekter, nybygging og renter.

Arbeidsledighet er en viktig forklaringsfaktor da for eksempel økt arbeidsledighet gir personer og husholdninger forventninger om en redusert lønnsvekst, og det vil også gi økt usikkerhet rundt lønn og arbeid. Dette vil da redusere betalingsviljen for eierboliger. På slutten av 1980-tallet hadde boligprisene her til lands en nedgang, og figur 5 og 6 antyder en negativ korrelasjon mellom denne nedgangen og henholdsvis rente og arbeidsledighet.



Figur 5: Boligprisvekst og bankenes utlånsrente e. skatt. Prosent (Jacobsen & Naug, 2004)



Figur 6: Boligprisvekst og arbeidsledighetsrate. Prosent (Jacobsen & Naug, 2004)

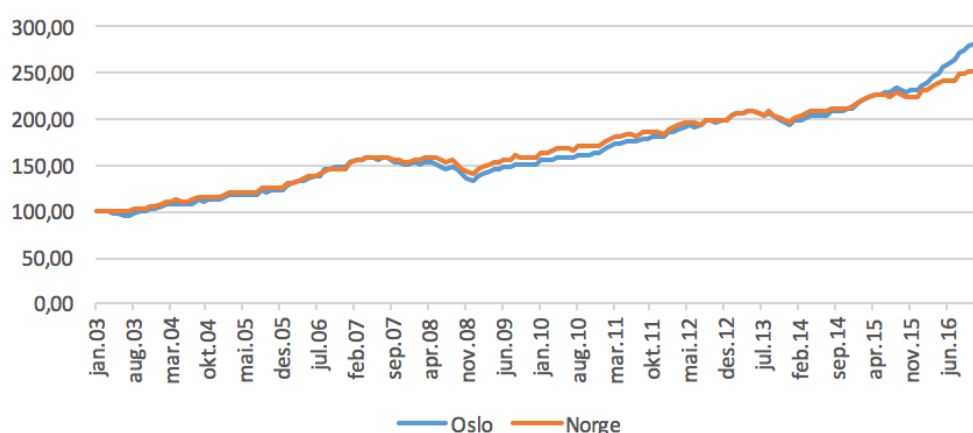
På den andre siden kan lavere arbeidsledighet og lavere rente øke boligprisene. Sutton (2002) ønsker å forklare hva som forklarer endringer i boligpriser ved å se på seks økonomier – USA, Storbritannia, Canada, Irland, Nederland og Australia – og blant sine funn fant også han at rente hadde betydning for boligpriser. En nedgang i realrente, det vil si rente korrigert for inflasjon, førte over tid til en økning i boligpriser. Dette gjaldt både når det ble inkludert en langsiktig realrente eller en kortsiktig realrente i modellen. Larsen og Sommervoll (2004) argumenterer med at de fleste husholdninger finansierer sin bolig ved å ta opp boliglån, og at betalingen av renter utgjør en betydelig del av husholdningenes løpende utgifter til bolig. Derfor gir høyere realrente, høyere bokostnad og dermed lavere boligpriser.

Selv om flere studier underbygger at økte renter gir lavere boligpriser, påpeker Larsen og Sommervoll (2004) at det nødvendigvis ikke alltid er slik. Grunnen til dette er at boligkjøpere ikke bruker den kortsiktige realrenten, men den langsiktige realrenten, da de gjerne skal nedbetale boliglånet over en lengre tidshorison, hvor nedbetalingstiden kan strekke seg helt opp mot 30 år. Den langsiktige realrenten er ikke kjent, og den har heller ikke nødvendigvis sammenheng med den kortsiktige. Videre kan det tenkes at en underliggende optimisme knyttet til aktivitetsnivået i økonomien, presser realrente og boligpriser opp samtidig.

Som nevnt innledningsvis i dette avsnittet har vi kun presentert noen av de potensielle forklaringsfaktorene for boligprisene. For en gjennomgang av et større spekter mulige forklaringsvariabler henvises leseren til "Til himmels eller utenfor stupet? – En katalogisering av forklaringer på stigende boligpriser" av Larsen og Sommervoll (2003).

3.0 Boligmarkedet i Oslo

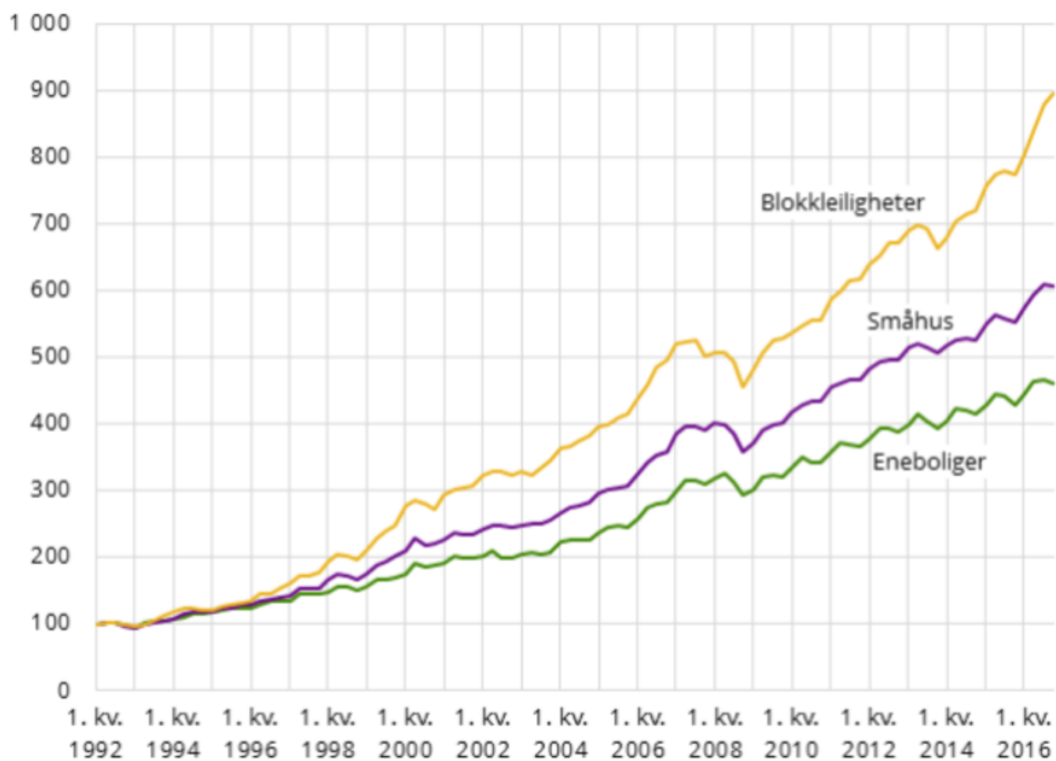
Boligkjøp er den største investeringen de fleste av oss gjør i løpet av livet, samtidig er det en stor andel av Norges befolkning som eier egen bolig. Eiendom Norge sin månedlige boligprisindeks for alle boliger samlet viser, med unntak av korrigeringen som følge av finanskrisen, at det har vært en sterk vekst i boligprisene, både i Norge generelt og i Oslo spesielt. Fra 2003 til 2016 har Oslo-indeksen vokst fra en indeksverdi på 100 til 285,65, mens Norge-indeksen har vokst til 252,64 (Eiendom Norge, 2017b).



Figur 7: Månedlig boligprisindeks, Oslo mot Norge. 2003-2016 (Eiendom Norge, 2017b)

2015 og 2016 var år preget av sterk vekst for boligmarkedet i Oslo. I Eiendom Norges årsrapport for 2015 fremkommer det at forholdet mellom tilbud og etterspørsel var i ubalanse. Tilbudet av boliger i Oslo var lavt gjennom hele 2015, mens transaksjonsvolumet var økende. I Eiendom Norges årsrapport for 2016 kan man lese at boligbyggingen i 2015 var høyere enn på lenge, men at den ikke var høy nok til å møte etterspørselen i Oslo i 2016. 12 måneders veksten i Oslo landet på hele 23,3 prosent. Eiendom Norge forventer at 2017 blir et år hvor de regionale forskjellene i boligprisutviklingen blir mindre utover året, og deres prognose for 12 måneders veksten i Oslo er på 10-12 prosent. Dette baseres blant annet på at det fremdeles er få boliger til salgs i Oslo, og boligbyggingen ikke har vært tilstrekkelig for å imøtekomme den økende befolkningsveksten. Samtidig har boligbyggingen tatt seg opp i 2016, og befolkningsveksten faller noe. Presset i boligmarkedet forventes derfor å være noe mindre i 2017 (Eiendom Norge, 2017d).

Det er forskjeller i prisutviklingen mellom boligtyper. I følge Statistisk sentralbyrå (2017a) økte prisene i Oslo og Bærum¹ på leiligheter mest i 2016 med en oppgang på 17,0 prosent, mens småhus og eneboliger hadde en prisvekst på henholdsvis 13,8 prosent og 12,7 prosent. Disse forskjellene i prisvekst etter boligtype har også en historisk forankring. Av figur 8 ser vi at blokkleiligheter historisk har hatt høyest vekst i forhold til småhus og eneboliger.



Figur 8:SSBs kvartalsvise boligprisindeks, etter boligtype. 1992=100 (Statistisk sentralbyrå, 2017a)

¹ Oslo og Bærum er slått sammen i SSBs boligprisstatistikk

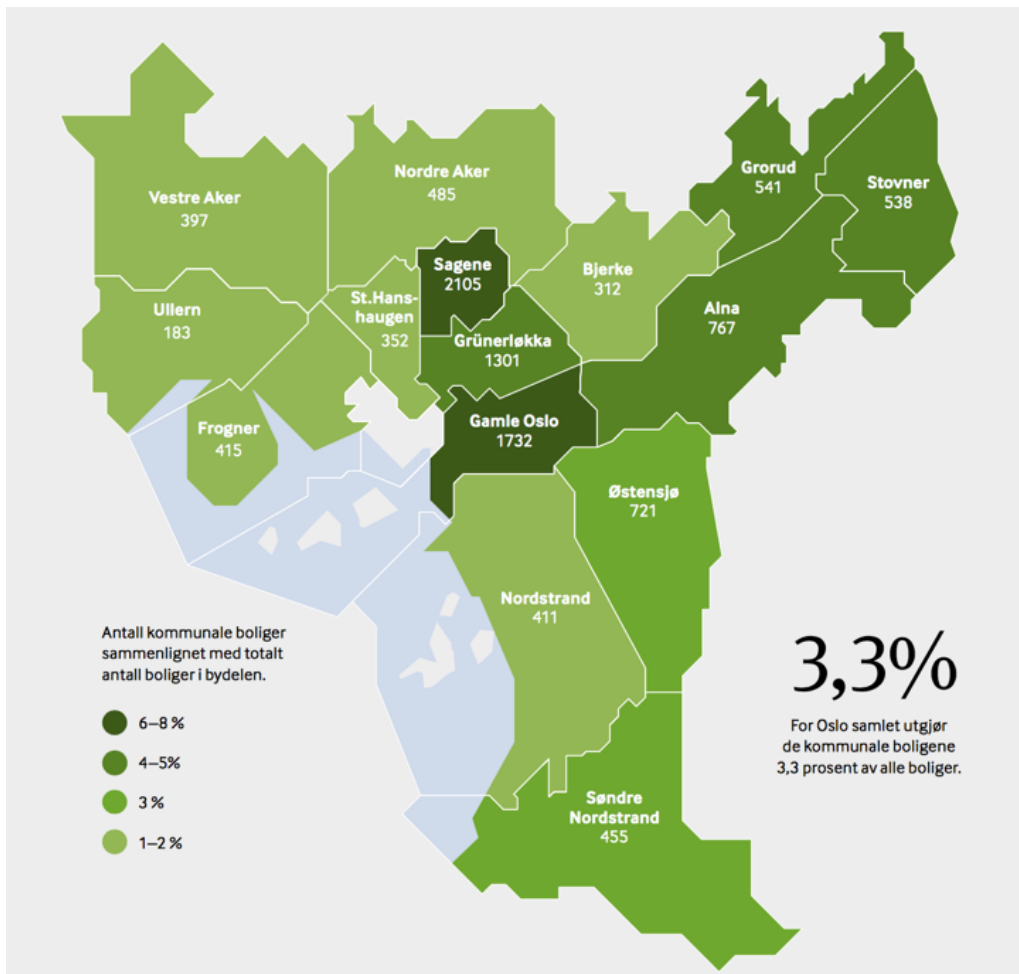
4.0 Kommunale tiltak og boligmarkedet

I dette kapittelet vil vi kort introdusere Boligbygg Oslo KF, kommunale boliger og litt teoretisk om hvordan kommunale boliger og etterspørsel henger sammen.

4.1 Om Boligbygg Oslo KF

Boligbygg Oslo KF er et kommunalt foretak som eier, forvalter og leier ut Oslos kommunale boliger. Boligbygg er Norges største utleier av boliger, med nesten 11 000 boliger og over 25 000 beboere. Bydelene tildeler kommunale boliger til personer som trenger en tilpasset bolig eller er i en vanskelig livssituasjon, og derfor behøver hjelp til å få tilgang på egen bolig (Oslo Kommune, 2017a).

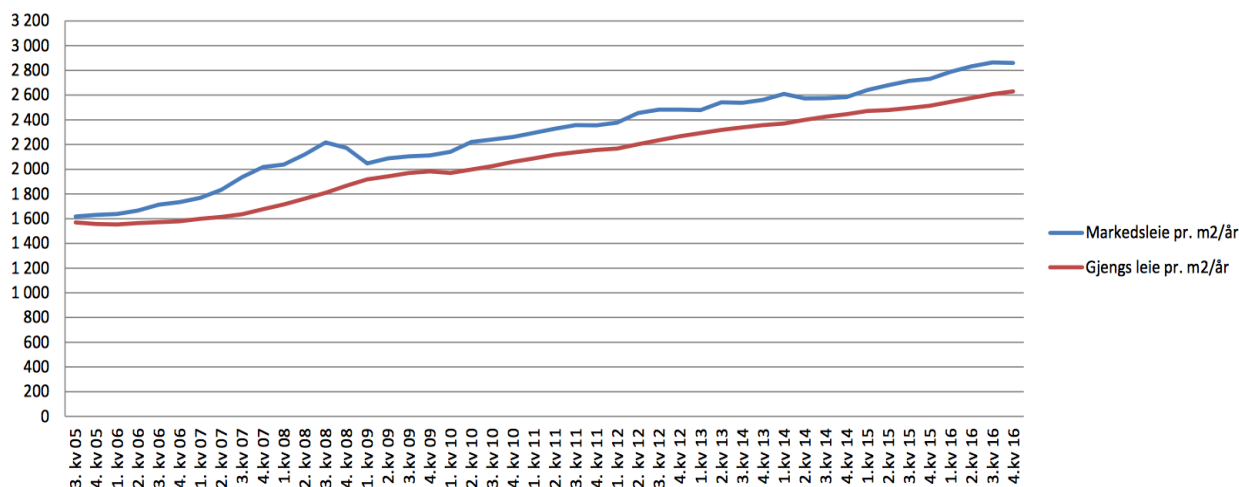
I figur 9 presenteres Boligbygg Oslo KF sin egen oversikt over antall kommunale boliger per 31.12.2015. Vi ser at bydelene Sagene, Grünerløkka og Gamle Oslo har flest kommunale boliger. Bydelene i øst har også en relativ stor andel kommunale boliger, mens bydelene i Oslo vest, sammen med Nordstrand, er bydelene som har færrest kommunale boliger. Denne fordelingen av kommunale boliger kan sies å være forklaringen på hvorfor Boligbygg Oslo KF i større grad nå velger å investere i de vestre bydelene.



Figur 9: Kommunale boliger per 31.12.2015. (Boligbygg Oslo KF, 2015)

4.1.1 Overordnede målsettinger, prioriteringer og tiltak

Etter formålsparagrafen er Boligbygg Oslo KF et sosialt virkemiddel for Oslo kommune. Dette betyr at Boligbygg Oslo KF skal fremskaffe boliger til grupper i samfunnet som har behov for kommunale boliger. Gjennom formålsparagrafen stilles det også krav om at Boligbygg Oslo KF skal driftes forretningsmessig, noe som setter begrensninger for blant annet kjøp av kommunale boliger. For eksempel må prisen Boligbygg Oslo KF gir for en bolig kunne rettferdiggjøres i forhold til hva man får inn av leieinntekter. Leieprisene på kommunale boliger baseres på gjengs leie, og ligger vanligvis noe under markedsprisen på utleie av boliger. Gjengs leie er beregnet på grunnlag av markedsleie, og beregnes basert på detaljerte karakteristika til boligen og dens omgivelser. I figur 10 ser vi Boligbygg Oslo KFs egen illustrasjon av gjennomsnittlig gjengs- og markedsleie. Gjengs leie følger markedspris på utleie, og ligger stabilt under markedsleie (Boligbygg Oslo KF, 2017b).



Figur 10: Gjennomsnittlig markeds- og gjengs leie (kr/kvm) (Boligbygg Oslo KF, 2017b)

4.2 kommunale boliger

Kommunale boliger er tenkt for det som betegnes som marginale grupper. Antallet kommunale boliger per 1000 innbygger ble fra 1993 til 2000 redusert i de store og sentrale bykommunene i Norge (Hellevik & Nordvik, 2004). Oslo kommune stiller en rekke krav til søker av kommunal bolig. Søker kan ikke være i stand til å skaffe bolig på annen måte, eller søker trenger en tilpasset bolig og er ikke i stand til å skaffe seg dette uten hjelp fra Oslo kommune. Søkers formue kan ikke være høyere enn 1G, eller at inntekten overstiger 4G for enslige og 5G for par (Oslo Kommune, 2017b). Utover dette stiller også Oslo kommune følgende krav for søkere av kommunale boliger (Oslo Kommune, 2017b):

- Ha lovlig oppholdstillatelse
- Ha bodd i Oslo i to år (flyktninger som skal førstegangsboettes i Oslo etter avtale mellom staten og Oslo kommune er unntatt dette kravet)
- Ha fylt 18 år (unntak gjelder programmet "Ungbo")
- Være uten bolig ved søknad eller at leieforhold på nåværende bolig utløper innen 6 måneder og uten mulighet for fornyelse

Selv om vi i denne masteroppgaven ikke skal gå inn og diskutere de sosiale aspektene ved Oslo kommunes forvaltning av kommunale boliger, kan det likevel være nyttig å nevne at i den "norske modellen" for kommunale boliger blir kommunale boliger søkt integrert i den ordinære boligmassen. Dette for å redusere store konsentrasjoner av kommunale boliger, og eventuelle negative effekter knyttet til en konsentrasjon av individer med vansker (Hellevik & Nordvik, 2004). Gjennom en slik "strategi" for sosiale boliger, kan man forstå ønsket til Oslo kommune om å diversifisere de kommunale boligene over flere bydeler.

4.3 Etterspørsel og kommunale boliger

En gruppe aktører som etterspør boliger i det lavere pris- og kvalitetssjiktet, er som tidligere nevnt marginale grupper. Den etterspørselen som trekkes ut av det ordinære markedet er altså etterspørsel etter de billigste boligene. Etterspørselen som rettes mot eide boliger vil kunne reduseres når husholdninger får tildelt kommunale boliger. Grunnen til dette er den direkte effekten ved at husholdninger ville rettet sin boligetterspørsel mot eiersegmentet av boligmarkedet, hvis de ikke hadde fått tildelt kommunal bolig. Det er også sannsynlig at husholdninger med tilgang på kommunal bolig utsetter flytting til en eid bolig. På denne måten kan økning i antall kommunale boliger absorbere noe av etterspørselen som ellers ville blitt rettet mot eiersektoren, og størrelsen på eiersektoren vil dermed kunne reduseres (Nordvik & Medby, 2007).

5.0 Beskrivelse av data

I dette kapittelet vil vi presentere datamateriale vi har hatt tilgjengelig for denne masteroppgaven. Vi har innhentet datamateriale fra to kilder, Eiendom Norge og Boligbygg Oslo KF. Fra Eiendom Norge har vi fått tilsendt boligprisindekser og oversikt over antall solgte boliger i Oslo og dens bydeler. Fra Boligbygg Oslo KF har vi fått tilsendt oversikt over deres aktiviteter i det ordinære boligmarkedet. Dette inkluderer deres kjøp, salg og leiligheter som er vurdert, men av ulike årsaker ikke kjøpt.

5.1 Data fra Eiendom Norge

Eiendom Norges prisstatistikk er et samarbeid mellom Eiendom Norge, Eiendomsverdi og Finn.no. Siden november 2011 har Eiendom Norge vært eier av statistikken, frem til da var statistikken kontrollert sammen med Norges Eiendomsmeglerforbund (NEF) (Eiendom Norge, 2017a). Eiendom Norge har omfattende modeller som i tillegg til å fange opp kvantitative variabler, fanger opp skjønsmessige elementer på en god måte.

5.1.1 Boligprisindeksen

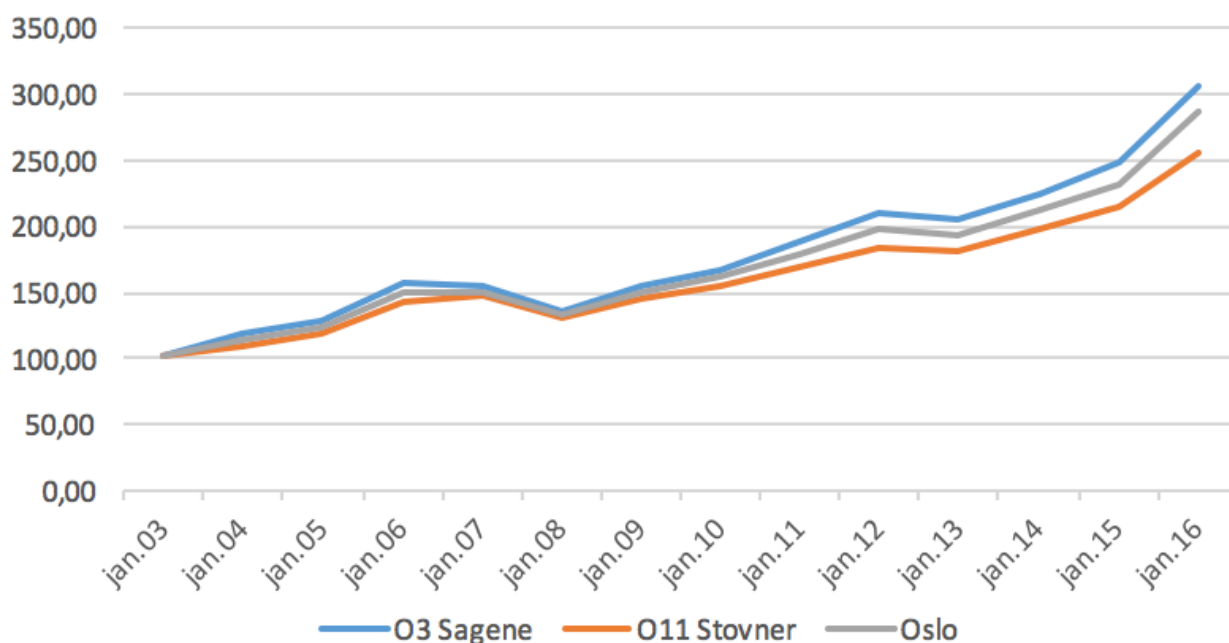
Prisstatistikken er basert på salg formidlet av meglere og annonsert gjennom Finn.no, derfor er ikke statistikken en totaltelling av solgte boliger/fritidsboliger (Eiendom Norge, 2017a). Det er kun det åpne markedet for enkelte enheter som blir inkludert. Det er også grunnen til at vi i denne masteroppgaven blant annet har utelatt Oslo kommunes kjøp av bygårder, da disse regnes som næringskjøp og ikke en del av det ordinære brukmarkedet. Boligprisendringene rapporteres gjennom en indeks. Fra et startpunkt (verdi = 100) måler indeksen prosentvise endringer på sammenlignbare boliger.

$$r_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$$

Eiendom Norges boligprisindeks utgis med månedlig data, og er basert på en videreutvikling av en anerkjent metode, SPAR (Sales Price Appraisal Ratio). Denne metoden er basert på en hedonisk regresjonsmodell hvor modellen predikerer boligverdier. Det finnes forskjellige grader av vektning for å predikere en indeks. Det er mulig å lage faste karakteristika for boligen, eller basere en regresjon på unik vektning av boligkarakteristika. Ved å samle inn så mye informasjon om boligen som mulig, er det mulig med en tilnærmet unik vurdering (de Haan, van der Wal & de Vries, 2008). Det er sistnevnte metode Eiendom Norge baserer sin modell på, og det er denne metoden som gir mest treffsikre estimat. For å ta hensyn til at boligmarkedet er et komplekst marked som kan deles inn i flere delmarkeder, inkluderer Eiendom Norge flere dimensjoner for å estimere en partiell pris for ulike kjennetegn, som videre kan sammenfattes til en antatt totalverdi for hele boligen. Kjennetegnene som inkluderes er boligtype, størrelse, etasje, tomtestørrelse, byggeår, eierform av tomt og bolig, beliggenhet, antall og type bygninger (Eiendom Norge, 2017a). Ofte vil dette være forskjellige boligmasser som ikke er direkte sammenlignbare. For å kunne sammenligne boliger direkte opp mot hverandre, krever det naturligvis noe skjønn for å sette standarder. Med en så avansert modell som Eiendom Norge har, representerer indeksen en god benchmark for våre regresjonsmodeller.

5.1.2 Detaljer knyttet til boligprisdata fra Eiendom Norge

Den totale boligprisveksten for hele Norge, er satt sammen av prisindekser og indeksendringer for boligtype og regioner. Vi konsentrerer oss om leilighetssegmentet og benytter en ferdig, nominell, indeks for hver enkelt bydel, samt Oslo sett under ett.



Figur 11: Boligprisindeks for bydelene med sterkest og svakest vekst. 2003=100 (Eiendom Norge, 2017b)

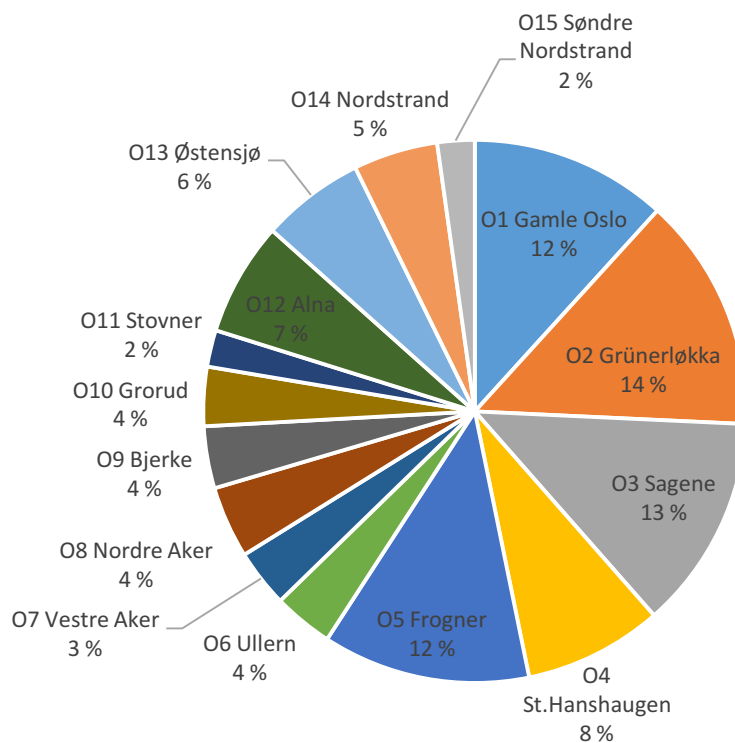
Sagene har hatt sterkest utvikling i perioden 2003-2016, og Stovner har hatt svakest. Oslo Vest har fremdeles høyest kvadratmeterpris, og dette kan være en faktor som forklarer svakere vekst for denne delen av Oslo. Med enorme prisvekster for landet generelt, og Oslo spesielt, er det naturlig at kvadratmeterprisen blir jevnere for kommunen. Prisveksten, som er drevet mye av lave renter og lite nybygging, er ikke alltid like enkel å håndtere for førstegangskjøpere. Dette kan gjøre at vestkanten av Oslo ofte blir utelukket, og etterspørselen i andre bydeler blir høyere.

5.1.3 Antall solgte leiligheter

Et datasett med antall solgte leiligheter i Oslo, fordelt på hver enkelt bydel, er også hentet fra Eiendom Norge. Det er stor forskjell på omsatte boliger på bydelsnivå, der sentrumsnære bydeler har et større antall omsatte leiligheter. Grünerløkka har flest omsatte leiligheter i perioden 2015-2016 med 4815 leiligheter. Bydelene med færrest omsatte leiligheter er Søndre Nordstrand og Stover, med henholdsvis 765 og 751 omsatte leiligheter.²

² Se appendiks 1

Figur 12 illustrerer fordelingen av leilighetsomsetting i de forskjellige bydelene. Bydelene Grünerløkka, Sagene og Gamle Oslo sto i 2015 og 2016 for henholdsvis 14%, 13% og 12% av leilighetsomsettingene. Totalt sto disse bydelene alene for 39% av alle omsatte boliger.



Figur 12: Fordeling av leilighetsomsetting per bydel, 2015 og 2016 (Eiendom Norge, 2017c)

I bydeler med stort antall tilgjengelige leiligheter, vil et kjøp ha mindre konsekvens for påvirkning av markedet, enn i bydeler med begrenset antall ledige leiligheter. Et kjøp i Stovner vil med andre ord påvirke prispresset i bydelen mer enn et kjøp i Grünerløkka.

5.2 Data fra Boligbygg Oslo KF

I dette underkapittelet vil vi presentere data fra Boligbygg Oslo KF og hvilke vurderinger vi har gjort ved databehandlingen. Datamateriale fra Boligbygg Oslo KF inneholder deres aktiviteter i det ordinære bruktboligmarkedet for 2015 og 2016; altså deres kjøp, salg og boliger de ikke har kjøpt av ulike årsaker, blant annet på grunn av tapte budrunder. Etter

avtale med Boligbygg Oslo KF skal vi ikke presentere informasjon om spesifikke adresser eller statistikk om Boligbygg Oslo KFs portefølje på lavere nivå enn bydelsnivå.

Det kan være verdt å nevne at det i bydelene Gamle Oslo, Grünerløkka og Sagene ikke har vært noen kjøpsaktivitet, kun salg. I bydelene Grorud og Østensjø var det ingen aktivitet fra Boligbygg Oslo KF sin side, hverken kjøp, forsøk på kjøp eller salg. At det ikke har vært noen aktivitet i Grorud og Østensjø gjør at disse bydelene ikke vil være en del av våre analyser.

5.2.1 Kjøp

Rådataene for kjøp inneholder diverse informasjon om hvert enkelt kjøp, blant annet hvilken bydel boligen ligger i, type bolig, antall rom, takst, årsak for kjøp, visningsdato og overtakelsesdato.

I vurderingen av hvilke boliger vi har valgt å inkludere i våre analyser har vi funnet det hensiktsmessig å inkludere kjøp som kan knyttes til det ordinære og private bruktboligmarkedet. Dette betyr at vi har valgt å ekskludere Boligbygg Oslo KFs sine kjøp av hele bygårder. Grunnen til dette er at slike transaksjoner blir regnet som næringskjøp. Det gjør at vi står igjen med enkeltkjøp av leiligheter, både selveierleiligheter og andelsleiligheter. At det er leiligheter vi står igjen med er av den enkle grunn at det er denne boligtypen som Boligbygg KF Oslo kjøper.

De aller fleste kjøp hadde informasjon om visningsdato. Ut i fra denne informasjonen har vi estimert dato for budaksept ved å legge på to dager i forhold til den oppgitte visningsdatoen. Årsaken til at vi valgte to dager er at vi i møtet med Boligbygg Oslo KF ble fortalt at det tar omtrent to dager fra visningsdato til budaksept.³ Denne tilnærmingen vil dermed gi et bedre bilde når vi skal utføre regresjoner mot Eiendom Norges månedlige boligprisindeks. Konsekvensen av å legge til to dager på oppgitte visningsdatoer har kun påvirket de kjøpene som er gjort rett før et månedsskifte, og det er kun et fåtall kjøp som har blitt overført fra "visningsmåneden" til neste måned.

For noen kjøp har det manglet informasjon om visningsdato. For å estimere budaksept for disse kjøpene tok vi et gjennomsnitt av antall dager mellom visningsdato og overtakelsesdato

³ Møte med Fagansvarlig kjøp, Anne Sølvberg og Boligkjøper/jurist, Magnus Thun, i Boligbygg Oslo KF, 24.01.2017.

for kjøp som hadde fullstendig informasjon om dette. Dette ga oss en estimert visningsdato, og ut i fra denne estimerte visningsdatoen la vi på to dager for å finne en estimert dato for budaksept.

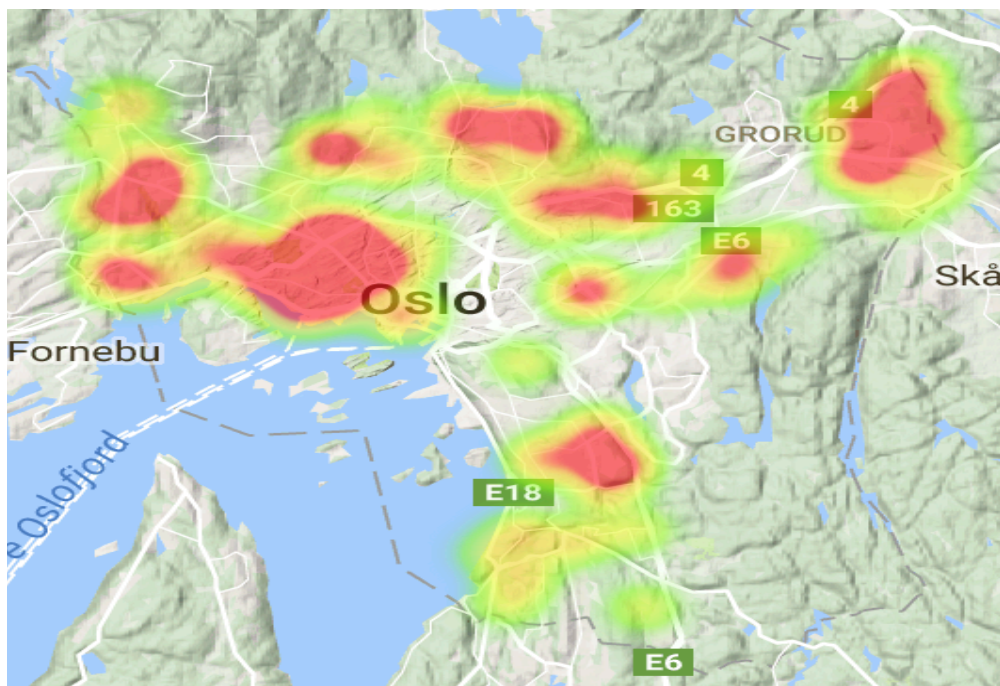
Etter gjennomgang av datamateriale for kjøp og bearbeidelsen av disse data, står vi igjen med følgende kjøp i de forskjellige bydelene for 2015 og 2016:

Tabell 1: Antall kjøp av Boligbygg Oslo KF i 2015 og 2016.

Måned/Bydel	St. Hanshaugen	Frogner	Ullern	Vestre Aker	Nordre Aker	Bjerke	Stovner	Alna	Nordstrand	Søndre Nordstrand
jan. 15	0	0	0	0	0	3	0	0	0	0
feb. 15	0	2	2	0	0	1	0	0	1	0
mar. 15	0	1	0	0	0	0	0	0	2	0
apr. 15	0	3	1	0	4	2	0	3	0	0
mai. 15	0	2	2	0	1	3	2	0	1	0
jun. 15	0	0	0	0	2	1	2	0	0	0
jul. 15	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
aug. 15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
sep. 15	0	5	2	2	7	1	1	0	3	0
okt. 15	0	2	1	2	0	0	0	0	3	0
nov. 15	1	5	1	0	7	0	1	0	6	0
des. 15	1	2	0	2	1	0	0	0	0	0
jan. 16	0	0	1	2	1	1	0	0	0	0
feb. 16	1	7	0	0	2	0	3	0	0	0
mar. 16	0	8	0	0	0	0	1	0	0	0
apr. 16	1	3	1	2	3	0	1	0	2	0
mai. 16	0	7	0	0	1	0	1	0	0	0
jun. 16	0	1	0	0	0	0	9	1	0	2
jul. 16	0	0	1	0	2	0	0	0	0	0
aug. 16	2	1	1	1	0	0	2	6	0	0
sep. 16	0	1	0	2	0	0	5	4	4	1
okt. 16	5	1	2	3	0	1	3	0	0	2
nov. 16	1	3	3	5	1	0	3	1	0	1
des. 16	0	3	0	0	0	0	0	0	0	0
Sum	12	58	18	21	32	13	34	15	22	6

Månedlig oversikt over antall kjøp i 2015 og 2016. Bydeler uten kjøp er ekskludert (Boligbygg Oslo KF, 2017a)

Totalt i 2015 og 2016 kjøpte Oslo kommune 231 leiligheter i Oslo, hvor det samlet er kjøpt flest leiligheter i bydeler vest i Oslo (St. Hanshaugen til Nordre Aker). Vi ser at Frogner var den bydelen hvor det ble kjøpt flest leiligheter (58), dette utgjør ca ¼ av alle kjøpene til Boligbygg Oslo KF gjennom 2015 og 2016. I figur 13 har vi plottet Boligbygg Oslo KFs kjøp av leiligheter i de ulike bydelene, for å illustrere tettheten av nyervervede kommunale boliger.



Figur 13: Kart over Boligbygg Oslo KFs kjøp i 2015 og 2016 (Boligbygg Oslo KF, 2017a)

Tabell 2 gir en oversikt over andelen Boligbygg Oslo KF har kjøpt i 2015 og 2016, i forhold til Eiendom Norges oversikt over omsatte leiligheter. Oversikten over solgte leiligheter i de ulike bydelene er hentet fra datasettet vi fikk fra Eiendom Norge.

Tabell 2: Oversikt over andel kjøp i 2015 og 2016.

Måned	St.Hanshaugen	Frogner	Ullern	Vestre Aker	Nordre Aker	Bjerke	Stovner	Alna	Nordstrand	Søndre Nordstrand
jan.15	-	-	-	-	-	5,660 %	-	-	-	-
feb.15	-	1,176 %	4,000 %	-	-	2,273 %	-	-	1,515 %	-
mar.15	-	0,442 %	-	-	-	-	-	-	2,083 %	-
apr.15	-	1,408 %	1,538 %	-	4,651 %	3,333 %	-	3,000 %	-	-
mai.15	-	0,976 %	4,000 %	-	1,389 %	5,085 %	6,667 %	-	1,205 %	-
jun.15	-	-	-	-	2,151 %	1,370 %	3,279 %	-	-	-
jul.15	-	1,639 %	-	-	-	-	-	-	-	-
aug.15	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
sep.15	-	2,016 %	2,778 %	2,941 %	7,955 %	1,887 %	3,125 %	-	3,614 %	-
okt.15	-	1,053 %	1,538 %	3,226 %	-	-	-	-	3,488 %	-
nov.15	0,926 %	3,268 %	1,961 %	-	10,938 %	-	2,500 %	-	7,692 %	-
des.15	2,857 %	2,985 %	-	15,385 %	5,556 %	-	-	-	-	-
jan.16	-	-	2,174 %	5,128 %	2,326 %	2,439 %	-	-	-	-
feb.16	0,935 %	4,487 %	-	-	4,762 %	-	9,375 %	-	-	-
mar.16	-	5,128 %	-	-	-	-	2,941 %	-	-	-
apr.16	0,649 %	1,339 %	1,493 %	3,333 %	3,261 %	-	2,439 %	-	2,500 %	-
mai.16	-	3,241 %	-	-	1,333 %	-	2,326 %	-	-	-
jun.16	-	0,439 %	-	-	-	-	22,500 %	0,833 %	-	5,128 %
jul.16	-	-	16,667 %	-	11,765 %	-	-	-	-	-
aug.16	1,099 %	0,452 %	1,923 %	1,563 %	-	-	6,250 %	4,762 %	-	-
sep.16	-	0,442 %	-	3,279 %	-	-	14,286 %	3,960 %	4,545 %	2,500 %
okt.16	4,000 %	0,535 %	3,175 %	6,122 %	-	1,818 %	9,375 %	-	-	6,897 %
nov.16	1,010 %	1,639 %	7,895 %	11,111 %	1,818 %	-	9,375 %	1,124 %	-	3,030 %
des.16	-	5,882 %	-	-	-	-	-	-	-	-
Gj.snitt andel	0,478 %	1,606 %	2,048 %	2,170 %	2,413 %	0,994 %	3,935 %	0,570 %	1,110 %	0,731 %

Månedlig oversikt over Oslo kommunes kjøp relativt til totalt omsatte boliger. Bydeler uten kjøp fra Oslo kommune er ekskludert (Boligbygg Oslo KF, 2017a; Eiendom Norge, 2017c)

Av tabell 2 fremkommer det at Boligbygg Oslo KF står for en relativt lav andel av kjøpene i de forskjellige bydelene gjennom de to siste årene, men det finnes noen måneder hvor Boligbygg Oslo KF sto for over 10 prosent av boligtransaksjonene i enkelte bydeler. Vi ser for eksempel at i juni og september 2016 sto Boligbygg Oslo KF for henholdsvis 22,5 og 14,3 prosent av leilighetskjøpene i bydel Stovner. Andre bydeler hvor Boligbygg Oslo KF hadde andeler over 10 prosent er Nordre Aker (november 2015 og juli 2016), Vestre Aker (desember 2015 og november 2016) og Frogner (juli 2016). Oslo kommune tar store andeler i disse månedene mye på grunn av lav total omsetning i markedet.

5.2.2 Tapte budrunder

Datamaterialet for leiligheter Boligbygg Oslo KF vurderte for kjøp gjennom 2015 og 2016, viser at de vurderte langt flere leiligheter enn det de endte opp med å kjøpe. Oversikten vi fikk tilsendt fra Boligbygg Oslo KF viser at de i 2015 hadde 164 leiligheter til vurdering, men som de ikke endte med å kjøpe. I 2016 var tilsvarende tall 238 leiligheter. Det er i oversikten notert ulike årsaker til at det ikke endte med kjøp. Utover at Boligbygg Oslo KF tapte budrunder eller at de tapte på forkjøp, er det også andre årsaker for at det ikke endte med kjøp. Eksempler på andre årsaker er:

- dårlig standard på bad og kjøkken
- allerede høy konsentrasjon av leiligheter i området
- høy fellesgjeld
- for lite sameie

I vår vurdering for hva som inngår i tapte budrunder, har vi i utgangspunktet inkludert objekter hvor det eksplisitt fremkommer at de har tapt budrunden. I tillegg har vi inkludert objekter, hvor vi basert på informasjonen i datasettet, har forutsatt at Oslo kommune har spilt en aktiv rolle i budrundene.

Tabell 3: Antall tapte budrunder i 2015 og 2016.

Måned	St. Hanshaugen	Frogner	Ullern	Vestre Aker	Nordre Aker	Bjerke	Stovner	Alna	Nordstrand	Søndre Nordstrand
jan. 15	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0
feb. 15	0	1	0	0	3	2	0	0	2	0
mar. 15	0	0	0	0	2	0	0	0	2	0
apr. 15	0	0	0	0	1	0	0	2	0	0
mai. 15	0	6	0	0	0	2	0	0	0	0
jun. 15	0	1	0	0	2	1	0	0	2	0
jul. 15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
aug. 15	0	2	0	0	1	0	1	0	2	0
sep. 15	0	7	0	2	8	0	1	0	7	0
okt. 15	1	2	0	3	5	0	2	0	3	0
nov. 15	2	0	1	2	2	1	0	0	2	0
des. 15	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0
jan. 16	0	5	2	3	4	1	0	0	0	0
feb. 16	0	8	0	0	14	0	3	0	0	0
mar. 16	0	2	2	2	10	0	0	0	0	0
apr. 16	0	7	1	2	13	0	0	0	2	0
mai. 16	0	2	0	0	1	0	0	1	0	1
jun. 16	0	0	0	0	0	0	0	2	0	1
jul. 16	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
aug. 16	1	0	1	0	0	0	1	3	1	0
sep. 16	8	4	4	1	0	0	0	4	3	6
okt. 16	0	1	2	3	0	0	0	0	0	1
nov. 16	3	10	3	3	0	0	0	0	0	3
des. 16	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
Sum	15	59	17	21	67	9	8	12	27	12

Månedlig oversikt over Oslo kommunes tapte budrunder i 2015 og 2016. Bydeler uten tapte budrunder er ekskludert fra tabell (Boligbygg Oslo KF, 2017a)

5.2.3 Salg

Boligbygg Oslo KF har ikke bare kjøpt og forsøkt å kjøpe boliger i 2015 og 2016. De har også forsynt boligmarkedet i Oslo med leiligheter gjennom salg av boliger. Hovedsakelig har de solgt leiligheter i bydel Gamle Oslo, Grünerløkka og Sagene. Dette er bydeler hvor de har hatt høy konsentrasjon av kommunale boliger, og derfor har de i disse bydelene kun solgt leiligheter. Datamateriale fra Boligbygg Oslo KF viser at det i Gamle Oslo ble solgt 29 leiligheter i 2015 og 2016, mens det i samme tidsperiode ble solgt to leiligheter (i slutten av 2016) i bydel Grünerløkka og 49 leiligheter i bydel Sagene.

Foruten salg i bydelene nevnt over har Boligbygg Oslo KF også solgt leiligheter i bydeler hvor de også har hatt kjøpsaktiviteter. Disse bydelene er St. Hanshaugen (seks i 2015 og to i 2016), Alna (to i 2016) og Søndre Nordstrand (én i 2016). I tabell 4 oppsummeres Boligbygg Oslo KF sine salg gjennom 2015 og 2016. Bydeler hvor det ikke har vært noe salg gjennom 2015 og 2016 er ikke presentert i tabellen.

Tabell 4: Antall Solgte leiligheter i 2015 og 2016.

Måned/Bydel	Gamle Oslo	Grünerløkka	Sagene	St. Hanshaugen	Alna	Søndre Nordstrand
jan. 15	1	0	5	0	0	0
feb. 15	0	0	3	1	0	0
mar. 15	0	0	4	0	0	0
apr. 15	3	0	4	1	0	0
mai. 15	1	0	2	2	0	0
jun. 15	0	0	0	1	0	0
jul. 15	1	0	3	0	0	0
aug. 15	1	0	2	0	0	0
sep. 15	0	0	0	0	0	0
okt. 15	2	0	3	0	0	0
nov. 15	2	0	1	1	0	0
des. 15	1	0	0	0	0	0
jan. 16	1	0	0	0	0	0
feb. 16	2	0	0	0	0	0
mar. 16	0	0	0	0	0	0
apr. 16	3	0	1	1	0	0
mai. 16	2	0	1	0	0	1
jun. 16	0	0	1	0	1	0
jul. 16	3	0	3	1	0	0
aug. 16	0	0	0	0	0	0
sep. 16	2	0	0	0	0	0
okt. 16	4	1	8	0	1	0
nov. 16	0	1	6	0	0	0
des. 16	0	0	2	0	0	0
Sum	29	2	49	8	2	1

Månedlig oversikt over Oslo kommunes salg av leiligheter. Bydeler uten salg er ekskludert (Boligbygg Oslo KF, 2017a)

Utover salgene som er nevnt over, ble det i 2015 solgt fem leiligheter direkte til leietaker, og én leilighet direkte til leietaker i 2016. Disse er ikke tatt med i vårt utvalg da vi kun har tatt med leiligheter som er lagt ut i det åpne markedet. Videre har Boligbygg Oslo KF også solgt presteboliger og kommunale gårder og småhus, disse er heller ikke tatt med vårt utvalg over solgte boliger.

6.0 Statistisk teori og metode

Hensikten med dette kapitlet er å gi en gjennomgang av statistisk teori og metode brukt å våre analyser. Det første vi tar for oss er regresjonsanalyse, før vi beskriver paneldata med faste effekter. Videre tar vi for oss ulike statistiske tester som vil benyttes for å teste validiteten i våre analyser. Kapitlet avsluttes med presentasjon av sesongjustering og relativ prisutvikling, hvor vi fremlegger hvordan disse er utarbeidet. Resultat av våre analyser gis i kapittel 7, og validiteten presenteres i kapittel 8.

6.1 Regresjonsanalyse

Regresjonsanalyse er en statistisk metode for å undersøke sammenhengen mellom ulike variabler som representerer en populasjon. I en enkel regresjonsanalyse undersøker man sammenhengen mellom to variabler, en avhengig variabel og en uavhengig variabel. I en multippel regresjonsanalyse undersøker man sammenhengen mellom en avhengig variabel og flere uavhengige variabler (Wooldridge, 2014). Gjennom regresjonsanalyse er man altså interessert i å undersøke hvordan den avhengige variabelen varierer med endringer i en uavhengig variabel, det betyr at i en multippel regresjonsanalyse holdes de andre uavhengige variablene konstant ("Ceteris Paribus" – alt annet likt). En enkel regresjonsanalyse, hvor y_i er avhengig/forklart variabel og x_i er uavhengig/forklaringsvariabel, kan uttrykkes slik:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + u_i \quad (6.1)$$

der

β_0 = Skjæringspunkt

β_1 = Helningskoeffisient

u_i = Feilledet

I en multippel regresjonsanalyse har man flere forklaringsvariabler ($x_1, x_2, x_3 \dots x_n$). Under visse forutsetninger vil OLS være Best Linear Unbiased Estimators (BLUE). Det betyr at vi har en forventningsrett estimator der $\hat{\beta}$ blir best mulig prediksjon av populasjonen, β .

6.2 Paneldata med faste effekter

Innenfor finansiell modellering oppstår ofte situasjoner der tidsserie og tverrsnittstudie kombineres, og danner grunnlag for en paneldataregresjon. Ideen bak denne studien er å bruke gjentatte observasjoner for hver enkelt avdeling eller selskap, og kontrollere for uobserverte karakteristika som ikke endrer seg over tid, a_i . I tillegg til å se sammenhengen over flere enheter over tid, er dette en vanlig måte å løse endogenitetsproblemet (Brooks, 2008).

For å kontrollere for uobserverbare karakteristika som ikke endrer seg over tid, a_i , kan man utøve det som kalles "fixed effects transformation". Dette kan illustreres i en modell med én forklaringsvariabel for hver i (Wooldridge, 2014):

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + a_i + u_{it} \quad (6.2)$$

der $t = 1, 2, \dots, T$.

Som vi ser av ligning 6.2 er ikke a_i tidsavhengig. For hver i får vi gjennomsnittlig over tid

$$\bar{y}_i = \beta_0 + \beta_1 \bar{x}_i + a_i + \bar{u}_i \quad (6.3)$$

Fordi a_i har samme verdi over tid, ender vi opp med

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_0 - \beta_0 + \beta_1 (x_{it} - \bar{x}_i) + a_i - a_i + u_{it} - \bar{u}_i \quad (6.4)$$

eller

$$\dot{y}_{it} = \beta_1 \dot{x}_{it} + \dot{u}_{it} \quad (6.5)$$

Leddet a_i (og konstanten, β_0) har nå forsvunnet, og vi kan bruke nye transformerte data som variablene med doble prikker over seg viser, til videre regresjon. Gjennom for eksempel pooled regresjon får vi eksogenitet i forklaringsvariablene ved å samle all data som om det er en tverrsnittanalyse (Wooldridge, 2014).

6.3 Linearitet

OLS fungerer kun i modeller med lineære parametere. Modellen må være lineær gjennom α og β , men ikke nødvendigvis i variablene y og x . Forutsetningen for en lineær modell er at $E(u_t) = 0$. Dette innebærer at positive og negative avvik jevner hverandre ut, slik at gjennomsnittet er lik 0. Det er konstanten som skal fange opp eventuelle avvik i feilleddene (Brooks, 2008).

6.3.1 Statistisk test for linearitet

Tester for linearitet kan splittes inn i to typer; generelle- eller spesifikke tester. En type generell test, som ofte er tilstrekkelig, er Ramseys RESET test. Dette er en simpel test som påviser om det er lineær struktur i dataene, men testen viser ikke hvilken type ikke-linearitet modellen eventuelt inneholder (Brooks, 2008). En transformasjon av predikerte verdiene kan sammenlignes med å transformere de inkluderte x -ene i modellen.

Den ordinære regresjonsmodellen

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + u \quad (6.6)$$

utvides der polynomledd, δ , blir lagt til

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \delta_1 \hat{y}^2 + \delta_2 \hat{y}^3 + u \quad (6.7)$$

og tester forklaringskraften i de to modellene mot hverandre

$$F = \frac{(R_{utvidet}^2 - R_{opprinnelig}^2)}{\frac{q}{(1 - R_{utvidet}^2)} \frac{1}{(n - k - q)}} \quad (6.8)$$

der $R_{utvidet}^2$ og $R_{opprinnelig}^2$ er forklaringskraften til henholdsvis utvidet modell og opprinneligmodell, og q er antall polynomledd som legges til utvidet modell.

R^2 fra den utvidede regresjonen sammenlignes opp mot opprinnelig R^2 . F-testen er asymptotisk fordelt, $\chi^2(n-1)$, der antall frihetsgrader er $(n-1)$.

$$H_0 = \delta_1 = 0, \delta_2 = 0$$

$$H_1 = \delta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0$$

Nullhypotesen gir støtte for at det er ikke spesifikasjonsfeil, og forkastes ved større verdi enn den tilsvarende verdien fra kjikvadrattabellen for 5 prosent signifikansnivå. (Wooldridge, 2014).

6.4 Normalitet

Den klassiske lineære regresjonsmodellen forutsetter at hvert enkelt feilledd er normalfordelt, $u_i \sim N(0, \sigma^2)$, der \sim betyr "distribuert som" og N står som normalfordelt. Gjennomsnitt $E(u_i) = 0$, og varians $E(u_i^2) = \sigma^2$, som står inne i parentes, skal med andre ord være normalfordelte.

Den avhengige variabelen i regresjonen vil alltid foretrekke å være en funksjon av normalfordelte data. Dette vil føre til forventningsrette betaer, der $\hat{\beta} \sim N(\beta, \sigma_{\hat{\beta}}^2)$. Et stort utvalg av populasjonen vil gi OLS estimatoren tilnærmet normalfordeling, selv om populasjonsparameterne ikke er normalfordelt.

Hvis feilleddet ikke er normalfordelt, vil dette få konsekvenser. Vi kan få en varians som ikke er homoskedastisk, og bias i estimatene. I tilfeller av regresjoner med få observasjoner, vil utvalget ikke gjenspeile populasjonen (Gujarati & Porter, 2009).

6.4.1 Statistiske tester for normalitet

Den mest brukte testen for normalitet er Jarque-Bera testen. Testen bruker normalfordelte tilfeldige variabler der distribusjonen er karakterisert gjennom første- og andre moment – gjennomsnitt og varians. Det JB – testen baserer seg på er tredje og fjerde moment, som er skewness og kurtosis. Skewness måler om distribusjonskurven er symmetrisk i forhold til gjennomsnittet, og kurtosis hvordan halene på distribusjonskurven oppfører seg. En normalfordelingskurve har kurtosis lik tre, og vi ser derfor om distribusjonen inneholder verdier utover dette. Høye kurtosisverdier indikerer tyngre haler, og større sannsynlighet for ekstremverdier.

$$\text{Skewness} : \hat{S}(r) = \frac{1}{(T-1)\hat{\sigma}_r^3} \sum_{t=1}^T (r_t - \hat{\mu}_r)^3 \quad (6.9)$$

$$\text{Kurtosis} : \hat{K}(r) = \frac{1}{(T-1)\hat{\sigma}_r^4} \sum_{t=1}^T (r_t - \hat{\mu}_r)^4 \quad (6.10)$$

$$JB = \left[\frac{\hat{S}(r)}{\sqrt{6/T}} \right]^2 + \left[\frac{\hat{K}(r)-3}{\sqrt{24/T}} \right]^2 \sim^a \chi_2^2 \quad (6.11)$$

JB – testen har χ^2 distribusjon, med to frihetsgrader. Nullhypotesen er normalfordelte feilledd. Med en p – verdi over 0,05 beholder vi altså nullhypotesen (Brooks, 2008).

6.5 Eksogenitet i forklaringsvariablene

For å få kausal sammenheng i regresjonen, er det viktig at feilleddet er uavhengig av forklaringsvariablene. Det betyr at det ikke skal være noen informasjon om gjennomsnittlig u i X , $E(u | X) = 0$. Dette er en svært viktig, og betinget forventning for eksogenitet i forklaringsvariablene. Hvis for eksempel x_{2t} og u_t er positivt korrelert, vil dette føre til en høyere x_{2t} enn det reelt skal være, og enda verre; y_t blir også estimert til en for høy verdi (Brooks, 2008).

Fra enkel regresjon vet vi at

$$E(\hat{\beta}_1) = \beta_1 + \frac{\sum(x_i - \bar{x}) u_i}{\sum(x_i - \bar{x})^2} \quad (6.12)$$

En forventningsrett $\hat{\beta}_1$ må ha feilledd som ikke varierer med x ,

$$E(u_i | x_1, x_2, \dots, x_k) = E(u_i) = 0 \quad (6.13)$$

Hvis denne forutsetningen er oppfylt, kan vi forvente en estimator som er riktig,

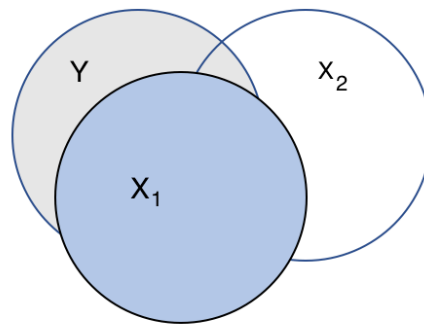
$$E(\hat{\beta}_1) = \beta_1 \quad (6.14)$$

Et endogenitetsproblem i estimatene vil føre til bias. Årsaken er ofte en utelatt forklaringsvariabel, målefeil, autokorrelasjon eller gjensidig korrelasjon mellom y og x . Stammer variasjonen i y fra både u og x , klarer ikke OLS å skille disse kildene fra hverandre på en adekvat måte, og antar at kildene er uavhengig av hverandre.

6.6 Multikolaritet

Alle nye variabler som legges til regresjonsmodellen skal tilføye ny informasjon. Det finnes ulike situasjoner av kolaritet. Hvis det gjelder populasjonen har vi et validitetsproblem. Hvis de finnes kolaritet i utvalget, må dette identifiseres og en av de uavhengige variablene som korrelerer må trekkes ut av modellen. Høy, men ikke perfekt multikolaritet er det vanligste. OLS-estimatorene vil da fremdeles være BLUE, men det blir høy varians og lite stabilitet rundt OLS-estimatorene. R_j^2 i ligningen under, representerer forklart varians i de uavhengige variablene. Blir R_j^2 kunstig høy, vil dette øke standardfeilen, og føre til høye p -verdier. En modell med lite signifikans, lave t -verdier og høye p -verdier, er ofte en indikasjon på at modellen inneholder kolaritetsproblemer (Wooldridge, 2014).

$$se(\hat{\beta}_k) = \sqrt{\frac{\sigma^2}{(1-R_j^2)\sum(x_{ik}-\bar{x}_k)^2}} \quad (6.15)$$



Figur 14: Lite unik samvariasjon mellom X_2 og Y . (Tuft, 2015)

Figur 14 illustrerer et tenkt tilfelle der X_2 tilfører lite informasjon for å forklare Y , da mye av informasjonen i X_2 allerede er forklart i X_1 . Dette gir lite unik samvariasjon mellom X_2 og Y , som igjen gir et svakt grunnlag for å estimere β_2 .

6.6.1 Statistisk test for multikolaritet

I tillegg til å fatte mistanke som beskrevet over, viser VIF-testen (variance inflation factor) om forklaringsvariablene korrelerer.

$$VIF_j = \frac{1}{(1-R_j^2)} \quad (6.16)$$

Denne testen er i praksis hentet rett ut fra ligningen for standardfeilen til koeffisienten, $se(\hat{\beta}_k)$, i ligning (6.15). Hvis VIF_j er høyere enn 10, så er multikolaritet et problem for å estimere β_j (Wooldridge, 2014). Likevel skal testresultatene vurderes med skjønn. Selv om VIF_j er for høy, og indikerer at vi burde utelate variabler, er ikke dette nødvendigvis det beste. Hvis vi ønsker å se kausaleffekten på x_1 på y , så burde VIF-testen for andre koeffisienter ignoreres (Wooldridge, 2014).

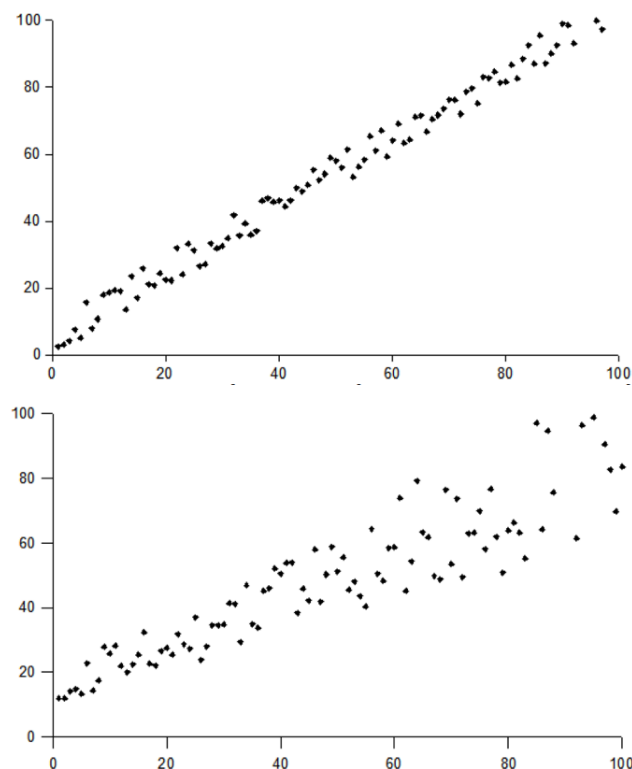
6.7 Homoskedastisitet

Lik varians i residualene u_i betegnes som homoskedastisitet. Dette innebærer at spredningen skal være lik for alle x_i , der $i = 1, 2, \dots, n$, altså $\text{var}(u_i | X_i) = \sigma_i^2$. Hvis feilleddene ikke har konstant varians, er de heteroskedastiske, noe som ofte fører til at estimerte standardavvik er feil (Brooks, 2008).

Heteroskedastisitet trenger likevel ikke å gi bias i koeffisientene, siden regresjonslinjen viser gjennomsnitt av alle observasjoner. Problemet er at BLUE, som forutsetter minst mulig varians i feilleddene, ikke oppfylles. Variansen til koeffisientene spiller en viktig rolle for standardfeilene, og blir ikke de korrekte får vi fort en feil slutningsstatistikk (Brooks, 2008).

6.7.1 Grafisk test

Et grafisk plot er nyttig både for å anse det som sannsynlig at heteroskedastisitet finnes, men også for å se hvordan residualene oppfører seg. Dette kan gi et godt bilde for å se hvor problemet ligger, og eventuelle justeringer som må gjøres.



Figur 15: Grafisk test for heteroskedastisitet.
Øverst: Homoskedastisitet. Nederst: Heteroskedastisitet (Tuft, 2015)

6.7.2 Statistiske tester

Et grafisk plot er en god illustrasjon, men ingen indikator for å trekke slutninger. En Breusch-Pagan test ser om feilvariansen er en lineær funksjon av et sett kjente variabler. Som vi vet betraktes de kvadrerte residualene som estimater på variansen til observasjonene.

$$H_0 = \text{Homoskedastisitet, } \text{var}(u_i) = E[u_i - E(u_i | X_i)]^2$$

$$H_1 = \text{Heteroskedastisitet, } \text{var}(u_i) \neq E[u_i - E(u_i | X_i)]^2$$

De estimerte residualene i OLS, \hat{u} , finner vi gjennom

$$\hat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \dots + \delta_k x_k + \text{error} \quad (6.17)$$

Fra denne regresjonen kalkuleres signifikansen i x_1, x_2, \dots, x_k gjennom en F-test. F-testen avhenger av R^2 fra regresjonen, som blir $R_{\hat{u}^2}^2$.

$$F = \frac{R_{\hat{u}^2}^2/k}{(1-R_{\hat{u}^2}^2)/(n-k-1)} \quad (6.18)$$

der k er antall uavhengige variabler i OLS for \hat{u}^2 . Testen kalkulerer en p-verdi som er basert på $F_{k, n-k-1}$ distribusjon som er kjikvadratfordelt, χ_k^2 . Hvis BP-testen finner signifikante forskjeller i variansen, må nullhypotesen om homoskedastisitet forkastes (Wooldridge, 2014). Dette er ikke uvanlig, og tiltak for å få stabilitet i variansen må gjøres. En vanlig metode for å få homoskedastiske residualer, er å bruke Whites robuste standardfeil. Resultatet av justeringen er mer stabilitet i residualene, og de justerte standardfeilene kan både være høyere og lavere enn de opprinnelige standardfeilene (Gujarati & Porter, 2009). En logaritmisk transformering og generalized least squares (GLS) er også mye brukte metoder.

6.8 Autokorrelasjon

Autokorrelasjon oppstår når antakelsen om at feilleddene er uavhengige og ikke korrelerer blir brutt. Dette er et problem med stor praktisk betydning for analysen av tidsseriedata. Hvis feilleddene korrelerer mellom ulike tidsperioder og dette ikke blir fanget opp, vil modellen tro at y_{t-1} påvirkes av x_{t-1} , når det reelle er at y_t påvirkes av x_{t-1} (Bårdsen & Nymoen, 2011).

$$\text{Cov}(u_i, u_j) = 0, i \neq j \quad (6.19)$$

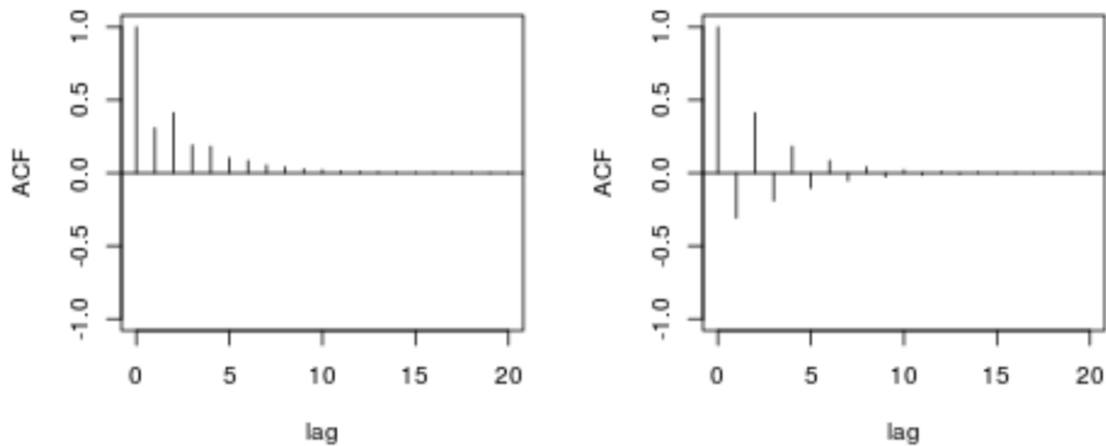
Løsningen på problemet er å "lagge" tidsrekken med så mange perioder tilbake som y påvirkes av. Forskyver man tidsrekken med en tidsenhet, blir dette det samme som å "lagge" regresjonen med en periode. Konsekvensen er at vi mister en observasjon, men til gjengjeld ikke forkaster nullhypotesen feilaktig.

6.8.1 Tester for autokorrelasjon

For å avdekke autokorrelasjon, er man avhengig av å gjennomføre ulike tester. Variansen i feilleddet er vanskelig å gjøre seg opp med mening om kun ved å se på datasettet.

6.8.2 Grafisk test

Det er alltid en god idé å foreta en grafisk fremstilling av residualene for å se om det er antydning til autokorrelasjon, og eventuelt hvilken type. Dersom regresjonen inneholder positiv autokorrelasjon, vil positive u_{t-1} også ha positiv verdi i periode t . Ved negativ autokorrelasjon vil et positivt feilledd etterfølges med et negativt feilledd. Vi kan også ut fra grafisk fremstilling se at residualene har tilfeldig spredning, noe som tyder på at vi ikke har autokorrelasjon.



Figur 16: Grafisk test for autokorrelasjon
 Vestre: Positiv autokorrelasjon. Høyre: Negativ autokorrelasjon (Tsay, 2010)

6.8.3 Statistiske tester for autokorrelasjon

Ljung Box test fra 1978 er en modernisert test av Portmanteau Test. Testen påviser eventuell autokorrelasjon gjennom å kontrollere om samtlige observasjoner er white noise i maksimalt antall mulige lags. Hvis vi beholder nullhypotesen om white noise, betyr dette at estimerte autokorrelasjonskoeffisienter er null, og dermed ingen avhengighet i residualene (Tsay, 2010).

H_0 = Uavhengighet i residualene, ingen autokorrelasjon $\rightarrow \rho = 0$

H_1 = Observasjonene i tidsserien er avhengig av hverandre. $\rightarrow \rho \neq 0$

$$Q = T(T + 2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\tau}_k^2}{T-k} \sim \chi_m^2 \quad (6.20)$$

der T er antall observasjoner, τ er estimert autokorrelasjonskoeffisient for k antall lags. Q er en Kji-kvadarfordelt variabel, med m frihetsgrader. Testen tar også hensyn til høyere ordens autokorrelasjon. Høy Q betyr mye autokorrelasjon, som følgelig vil forkaste nullhypotesen.

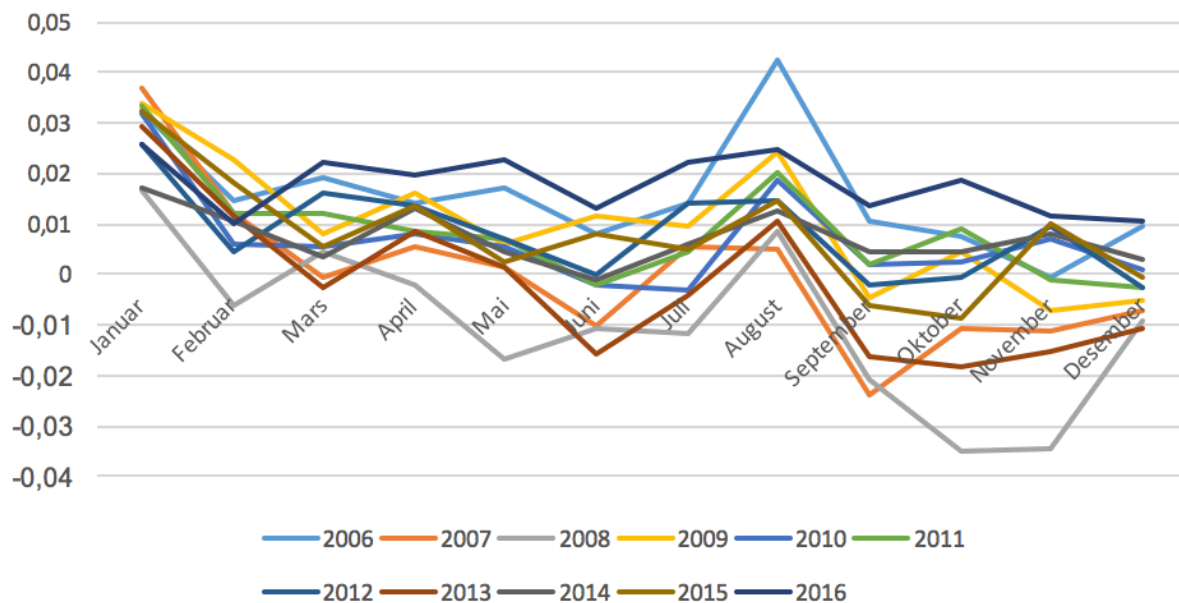
6.9 Sesongjustering

Tidsserier med månedlig eller kvartalsvis data kan inneholde sesongvariasjoner, det betyr at en tidsserie inneholder gjentakende sesongeffekter (Wooldridge, 2014). Boligpriser og detaljhandel er gode eksempler på tidsserier som inneholder sesongvariasjoner. For eksempel er detaljhandelen i 4. kvartal typisk høyere enn resten av året på grunn av julehandelen. Det er også en kjent sak at boligmarkedet har måneder som er sterkere/svakere enn andre. Det kan skyldes ulike faktorer, for eksempel er august en sterk måned etter at boligmarkedet har ligget i brakk gjennom fellesferien. Det kan blant annet skyldes at det er en sterkere tilflytning etter ferien.

I følge Eiendom Norge (2017a) stiger normalt prisene mest om våren før de synker eller flater ut på høsten, og når man tar hensyn hvilke typer boliger som selges i de ulike månedene var prisstigningen, i perioden 2003 til 2013, sterkest i januar og svakest i desember. Når en tidsserie inneholder sesongvariasjoner er det hensiktsmessig å eliminere svingninger i pris som kan knyttes til gjentakende sesongmønstre, dermed får man et bedre bilde av den underliggende utviklingen.

6.9.1 Enkel test av sesongvariasjon i rådata

En enkel metode for å sjekke om det er sesongvariasjoner i rådataene er å plote rådataene for hvert år over hverandre (Pham, 2001). Det vil vise endringer fra år til år for et bestemt tidspunkt. I figur 17 har vi plottet rådataene fra boligprisindeksen til Oslo sett under ett i årene 2006 til 2016. Vi ser et tydelig sesongmønster med januar og august som sterke måneder i alle disse årene.



Figur 17: Grafisk test for sesongmønster, Oslo sett under ett. 2006-2016 (Eiendom Norge, 2017b)

6.9.2 Tidshorisont

Det er mulig å velge hvilken periode som skal brukes når man skal estimere og beregne korrigeringsfaktorene for sesongjustering. Ofte blir hele tidsserien benyttet, men det kan også være deler av en tidsserie. For å sesongjustere en tidsserie er det likevel nødvendig å bruke minst 50 observasjoner, for månedstall vil dette bety minimum syv år (Seierstad & Foss, 2009). I vår sesongjustering har vi brukt ti år, 2006 til 2016.

Vi sesongjusterer boligprisindeksen for de ulike bydelene, og for Oslo sett under ett. For å justere for sesongvariasjonene i de månedlige dataene, går vi gjennom følgende steg:

1. Beregner nominell månedlig avkastning basert på indeksene

$$r_{b,t} = \frac{i_{b,t}}{i_{b,t-1}} - 1$$

der $r_{b,t}$ er nominell månedlig avkastning for bydel b på tidspunkt t , $i_{b,t}$ er indeksverdi for bydel b på tidspunkt t og $i_{b,t-1}$ indeksverdi for bydel b på tidspunkt $t-1$, altså indeksverdi for foregående måned.

2. Beregner sesongmønster for hver måned basert på nominell månedlig avkastning

$$\delta_{b,m} = \frac{1}{N_m} * \sum_{i=1}^{N_m} r_{b,t}$$

der $\delta_{b,m}$ er sesongmønster i bydel b for måned m og N_m er antall observasjoner av måned m .

3. Beregner gjennomsnittlig avkastning for perioden 2006-2016

$$\bar{r}_b = \frac{\sum r_b}{N}$$

der \bar{r}_b er gjennomsnittlig avkastning i bydel b for hele perioden 2006-2016.

4. Beregner sesongjustert månedlig avkastning hvor bydel b

$$r_{b,t}^s = r_{b,t} - (\delta_{b,m} - \bar{r}_b)$$

For sesongjustering av Oslo sett under ett er samme metode benyttet, men da er b erstattet med O for Oslo.

6.10 Relativ prisutvikling

For å undersøke utviklingen i de ulike bydelene i Oslo har vi beregnet en relativ prisutvikling for de ulike bydelene i forhold til Oslo sett under ett. Relativ prisutvikling for bydel b vil i noen av våre regresjonsanalyser bli benyttet som avhengig variabel.

Fremgangsmåten vi har benyttet for å beregne relativprisutvikling for bydel b er:

1. Beregner beta basert på følgende regresjon

$$r_{b,t}^S = \alpha + \beta_o * r_{O,t}^S$$

Ved å utføre denne regresjonen får vi en betaverdi. Er verdien på β mindre enn 1 betyr det at aktuell bydel har hatt en lavere prisutvikling enn Oslo sett under ett, mens er verdien på β større enn 1 har bydelen hatt en sterkere prisutvikling enn Oslo sett under ett.

2. Beregner relativ relativprisutvikling for bydel b

$$\text{Relativ prisutvikling}_{b,t} = r_{b,t}^S - (r_{O,t}^S * \beta_o)$$

7.0 Resultater

I dette kapittelet vil vi presentere våre empiriske resultater basert på ulike regresjoner utført med bakgrunn i datamaterialet fra Eiendom Norge og Boligbygg Oslo KF. Vi har både utført regresjoner på bydelsnivå, altså regresjoner for hver enkelt bydel isolert sett, og regresjoner for Oslo sett under ett basert på paneldata med faste effekter. Regresjonsanalysene på bydelsnivå og paneldata med faste effekter vil bli presentert i separate delkapitler. I alle våre analyser er p-verdiene basert på tosidig test.

7.1 Beskrivelse av variabler

Som avhengige variabler i de ulike regresjonsanalysene har vi benyttet variablene "*Absolutt prisutvikling_b*" og "*Relativ prisutvikling_b*". "*Absolutt prisutvikling_b*" representerer sesongjustert avkastning for hver enkelt bydel, og "*Relativ prisutvikling_b*" viser avkastningen i bydelen i forhold til hele Oslo. Når det gjelder beregningen av disse variablene henvises leseren henholdsvis til kapittel 6.9 Sesongjustering og kapittel 6.10 Relativ prisutvikling.

Forklaringsvariabler vi har benyttet i de ulike regresjonene er hovedsakelig basert på Oslo kommunes aktiviteter i det ordinære boligmarkedet for de ulike bydelene i Oslo, og disse forklaringsvariablene er som følge:

$$\textit{Andel Kjøp}_b = \textit{andel kjøp}_b$$

$$\textit{Andel brutto}_b = \textit{andel kjøp}_b + \textit{andel tapte budrunder}_b$$

$$\textit{Andel netto}_b = \textit{andel kjøp}_b + \textit{andel tapte budrunder}_b - \textit{andel solgte leiligheter}_b$$

Der *b* står for de ulike bydelene og andelene er regnet ut fra Boligbygg Oslo KFs aktiviteter relativt til totalt solgte leiligheter i de ulike bydelene. I tillegg til andelsvariablene har vi også regresjoner hvor vi har benyttet "*Absolutt prisutvikling Oslo*" som forklaringsvariabel. Denne variabelen inneholder sesongjustert avkastning for Oslo. Også her henvises leseren til kapittel 6.9 Sesongjustering, for beskrivelse av beregning.

Utover de nevnte variablene har vi også laggede variabler av "Absolutt prisutvikling Oslo", og av de ulike andelsvariablene. Andelsvariablene er lagget en måned, det vil si at verdiene på de ulike variablene er forskjøvet en måned frem. "Absolutt prisutvikling Oslo" er lagget med én og to måneder. Oppsummering av variabler brukt i våre analyser er presentert i tabell 5:

Tabell 5: Oversikt over variabler brukt i ulike regresjoner. b =bydel.

Type variabel	Variabler
Avhengige variabler	Absolutt prisutvikling b
	Relativ prisutvikling b
Forklaringsvariabler	Andel kjøp b
	Andel brutto b
	Andel netto b
	Andel kjøp b , lag 1
	Andel brutto b , lag 1
	Andel netto b , lag 1
	Absolutt prisutvikling Oslo
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2

7.2 Paneldata med faste effekter

Ved å samle alle bydelene og deres variabler i en og samme dataramme, får vi muligheten til å teste hvilken betydning Oslo kommunes aktiviteter på det ordinære boligmarkedet har for alle bydelene samlet. Under presenteres de ulike paneldataregresjonene.

7.2.1 Paneldata 1: Relativ prisutvikling mot andeler

Regresjonene er enkle regresjoner hvor vi tester den relative prisutviklingen for alle bydeler samlet mot ulike mål på Oslo kommunes andeler i det ordinære boligmarkedet. Dette gir oss tre versjoner, hvor forskjellen mellom disse er andelsvariablene:

$$\text{P 1.1 Relativ prisutvikling}_b = \beta \cdot \text{Andel kjøp}_b$$

$$\text{P 1.2 Relativ prisutvikling}_b = \beta \cdot \text{Andel brutto}_b$$

$$\text{P 1.3 Relativ prisutvikling}_b = \beta \cdot \text{Andel netto}_b$$

Resultatene fra disse regresjonene er presentert i tabell 6:

Tabell 6: Paneldata 1: Relativ prisutvikling_b mot andelsvariabler.

Paneldata med fixed effects				
	Y=relativ prisutvikling <i>b</i>	Koeffisient	Standardfeil	P-verdi
P 1.1	Andel Kjøp <i>b</i>	0,00339	0,00581	0,5604
P 1.2	Andel Brutto <i>b</i>	0,00520	0,00360	0,1502
P 1.3	Andel Netto <i>b</i>	0,00550	0,00356	0,1236

"***" Signifikant på 0,1 prosents nivå

"**" Signifikant på 1 prosents nivå

"*" Signifikant på 5 prosents nivå

"." Signifikant på 10 prosentsnivå

Av tabell 6 ser vi at alle koeffisientene har positive verdier, noe som indikerer at de ulike aktivitetene til Oslo kommune har en positiv påvirkning på boligprisene i Oslo. Altså at aktivitetene til Oslo kommune har drevet boligprisene opp. Vi ser også at effekten blir sterkere ved å teste for andel brutto (kjøp + tapte budrunder) og andel netto (kjøp + tapte budrunder – salg), enn når vi kun tester for andel kjøp. For Oslo sett under ett er andel netto positiv, da Oslo kommune kjøper betraktelig flere leiligheter enn de selger.

Hvor sterk er egentlig den positive effekten? Effekten er svært liten, og på Oslo-nivå har dette ingen praktisk betydning for boligprisene. Denne konklusjonen er klar av to grunner. For det første er koeffisientverdiene for både andel kjøp, andel brutto og andel netto svært lave. For eksempel indikerer koeffisienten til andel netto at hvis Oslo kommunes nettoandel er 10 prosent, vil den relative prisutviklingen øke med 0,055 prosent ($0,10 \cdot 0,00550 \cdot 100$ prosent = 0,055). Dette må sies å være en svært marginal effekt. For det andre ser vi av p-verdiene at koeffisientene ikke er statistisk signifikant på 5 prosents nivå.

Det kan være verdt å nevne at fra regresjon P 1.1 til regresjon P 1.3 reduseres p-verdien fra 0,56 til 0,12. Dette resultatet, sammen med at koeffisientverdiene også øker, tyder på at Oslo kommunes påvirkning av boligprisene i Oslo er sterkere når vi tester for alle aktivitetene til Boligbygg Oslo KF, enn når det kun testes for deres kjøpsaktiviteter. Dette er ikke et overraskende resultat, da det er rimelig å anta at Oslo kommune gjennom for eksempel tapte budrunder påvirker markedet i større grad, enn å bare se på hva de faktisk kjøper. Dette er naturlig da alle i budrunden trekker prisen opp.

7.2.2 Paneldata 2: Absolutt prisutvikling bydel mot Absolutt prisutvikling Oslo og andeler

Vi har også testet paneldata ved å benytte absolutte prisutviklinger for bydelene som avhengig variabel, absolutt prisutvikling for Oslo sett under ett og ulike andeler som forklaringsvariabler. Vi har også her tre ulike versjoner, hvor forskjellene mellom disse igjen er hvilke andeler vi tester for:

$$\mathbf{P\ 2.1\ Absolutt\ prisutvikling}_b = \beta \cdot \text{Absolutt prisutvikling Oslo} + \beta \cdot \text{Andel kjøp}_b$$

$$\mathbf{P\ 2.2\ Absolutt\ prisutvikling}_b = \beta \cdot \text{Absolutt prisutvikling Oslo} + \beta \cdot \text{Andel brutto}_b$$

$$\mathbf{P\ 2.3\ Absolutt\ prisutvikling}_b = \beta \cdot \text{Absolutt prisutvikling Oslo} + \beta \cdot \text{Andel netto}_b$$

Resultatene av regresjonene er som følge:

Tabell 7: Paneldata 2: Absolutt prisutvikling_b mot absolutt prisutvikling Oslo og andelsvariabler

Panel data fixed effects				
	Y=Absolutt prisutvikling <i>b</i>	Koeffisient	Standardfeil	P-verdi
P 2.1	Absolutt prisutvikling Oslo	0,98505	0,01873	<2e-16 ***
	Andel Kjøp <i>b</i>	-0,00065	0,00587	0,9117
P 2.2	Absolutt prisutvikling Oslo	0,98363	0,01861	<2e-16 ***
	Andel Brutto <i>b</i>	0,00224	0,00363	0,5378
P 2.3	Absolutt prisutvikling Oslo	0,98381	0,01857	<2e-16 ***
	Andel Netto <i>b</i>	0,00248	0,00358	0,4888

***** Signifikant på 0,1 prosents nivå

*** Signifikant på 1 prosents nivå

** Signifikant på 5 prosents nivå

." Signifikant på 10 prosentsnivå

Av resultatene i tabell 7 fremkommer det at forklaringsvariabelen "Absolutt prisutvikling Oslo" i aller høyeste grad har signifikant påvirkning på "Absolutt prisutvikling_b". Dette er veldig lite overraskende.

Når det gjelder regresjonsresultatene knyttet til Oslo kommunes aktiviteter, ser vi at alle andelsvariablene har en høy p-verdi. Andelsvariablene er langt i fra statistisk signifikante, og p-verdiene er mye høyere enn de respektive p-verdiene i regresjonene for de ulike versjonene presentert i forrige avsnitt. Resultatene viser også at koeffisientene til forklaringsvariablene "andel brutto" og "andel netto" er omtrent halvert i forhold til regresjonene hvor vi kun testet andelene mot relativ prisutvikling.

Basert på disse to variantene fremstår regresjonene i avsnitt 7.2.1 *Paneldata 1: Relativ prisutvikling mot andeler* som bedre enn regresjonene presentert i dette avsnittet. Dette på tross av regresjonene i avsnitt 7.2.1 er enkle regresjoner. Grunnen til at disse regresjonene fremstår bedre er at ved å utarbeide en relativ prisutvikling, for så å bruke "Relativ prisutvikling" som avhengig variabel, fjernes "støy" som vi ellers får ved å bruke sesongjusterte tall på begge sider av likhetstegnet. Vi ser også at resultatene for regresjonene med "relativ prisutvikling" som avhengig variabel er mer konsistente.

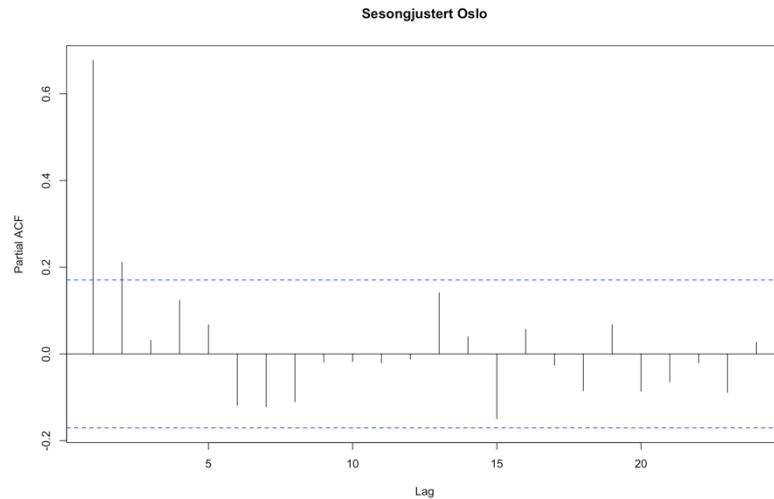
7.2.3 Paneldata 3: Absolutt prisutvikling bydel mot Absolutt prisutvikling Oslo, andeler og laggede variabler

I tillegg til de foregående regresjonsanalysene ønsker vi å teste effekten ved å lagge variablene i regresjonene presentert under kapittel 7.2.2. For å avgjøre antall lags for variabelen "Absolutt prisutvikling Oslo" benytter vi Box-Ljung test og grafisk fremstilling som viser signifikante lags. Med bakgrunn i at p-verdien i Box-Ljung testen (figur 18) er statistisk signifikant på 5 prosents nivå forkastes nullhypotesen om ingen autokorrelasjon for absolutt prisutvikling i Oslo.

Box-Ljung test	
Data: Sesongjustert Oslo	
X-Squared	228,13
Df	24
P-value	< 2.2e-16 ***

Figur 18: Box-Ljung test for autokorrelasjon. Data: Sesongjustert Oslo

Videre viser den grafiske testen for "Absolutt prisutvikling Oslo" (figur 19) to måneders signifikant autokorrelasjon. Basert på disse testene bruker vi to lags for variabelen "Absolutt prisutvikling Oslo".



Figur 19 Partiell ACF. Data: Sesongjustert Oslo

For de ulike andelsvariablene lagger vi disse med én måned, da vi ønsker å undersøke effekten av Oslo kommunes aktiviteter i påfølgende måned. Med to lags av forklaringsvariabelen "Absolutt prisutvikling Oslo", og én lags av de ulike andelene får vi følgende regresjoner:

$$\mathbf{P\ 3.1} \text{ Absolutt prisutvikling}_b = \beta \cdot \text{Absolutt prisutvikling Oslo} + \beta \cdot \text{Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1} + \beta \cdot \text{Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2} + \beta \cdot \text{Andel kjøp} + \beta \cdot \text{Andel kjøp, lag 1}$$

$$\mathbf{P\ 3.2} \text{ Absolutt prisutvikling}_b = \beta \cdot \text{Absolutt prisutvikling Oslo} + \beta \cdot \text{Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1} + \beta \cdot \text{Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2} + \beta \cdot \text{Andel brutto} + \beta \cdot \text{Andel brutto, lag 1}$$

$$\mathbf{P\ 3.3} \text{ Absolutt prisutvikling}_b = \beta \cdot \text{Absolutt prisutvikling Oslo} + \beta \cdot \text{Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1} + \beta \cdot \text{Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2} + \beta \cdot \text{Andel netto} + \beta \cdot \text{Andel netto, lag 1}$$

Resultatene av disse regresjonene er presentert i tabell 8:

Tabell 8: Paneldata 3: Absolutt prisutvikling_b mot absolutt prisutvikling Oslo, andelsvariabler og laggede variabler.

Panel data fixed effects				
	Y=Absolutt prisutvikling <i>b</i>	Koeffisient	Standardfeil	P-verdi
P 3.1	Absolutt prisutvikling Oslo	1,00910	0,02056	< 2e-16 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,02218	0,02039	0,27768
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,01832	0,02083	0,38005
	Andel kjøp <i>b</i>	-0,00463	0,00540	0,39219
	Andel kjøp <i>b</i> , lag 1	-0,00974	0,00543	0,07421 .
P 3.2	Absolutt prisutvikling Oslo	1,00863	0,02078	<2e-16 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,02582	0,02042	0,2071
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,02060	0,02092	0,3255
	Andel brutto <i>b</i>	0,00018	0,00344	0,9586
	Andel brutto <i>b</i> , lag 1	-0,00278	0,00350	0,4265
P 3.3	Absolutt prisutvikling Oslo	1,00875	0,02078	<2e-16 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,02603	0,02040	0,203
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,02080	0,02093	0,3212
	Andel netto <i>b</i>	0,00069	0,00339	0,84
	Andel netto <i>b</i> , lag 1	-0,00297	0,00345	0,39

**** Signifikant på 0,1 prosents nivå

*** Signifikant på 1 prosents nivå

** Signifikant på 5 prosents nivå

. Signifikant på 10 prosentsnivå

Variabelen "Absolutt prisutvikling Oslo" er fortsatt statistisk signifikant på 5 prosents nivå for alle regresjonene. Videre ser vi at de laggede variablene, både lag 1 og lag 2 for "Absolutt prisutvikling Oslo", ikke er statistisk signifikante når vi tester disse mot "Absolutt prisutvikling_b". Dette tyder på, selv om vi finner signifikant autokorrelasjon for "Absolutt prisutvikling Oslo", at det ikke er hensiktsmessig å benytte disse laggede variablene mot "Absolutt prisutvikling_b". Det samme gjelder også for laggede variabler av de ulike andelsvariablene, det er ingen av de disse som har statistisk signifikant påvirkning på 5 prosents nivå. Det som likevel kan være av interesse når det gjelder de laggede variablene av "Andel brutto" og "Andel netto", er at disse er negative. Dette indikerer at måneder etter at Oslo kommune har foretatt seg ulike aktiviteter, er prisutviklingen negativ. Man skal være veldig forsiktig med å konkludere med dette, for igjen, ingen av resultatene er signifikante på 5 prosents nivå.

7.3 Bydelsnivå

I tillegg til å undersøke Oslo under ett i en paneldatagresjon, ønsker vi også å se på Oslo kommune sin rolle i hver enkelt bydel. Kommunen sin strategi om å handle flere boliger på vestkanten av Oslo, gjør det interessant å se resultatet av handelsaktiviteten i hver enkelt bydel. En stor andel kjøp i for eksempel Frogner, gir et nyttig bilde over handelsmønsteret til Oslo kommune, som igjen hjelper oss i å bli bedre kjent med vår paneldatagresjon. Det har blitt utført samme type regresjoner på bydelsnivå som på et overordnet nivå, vist i paneldataene. Også på regresjoner for hver enkelt bydel mener vi regresjoner med relativ prisutvikling er de som gir mest hensiktsmessige resultater, og minst støy. Kapittelet tar derfor for seg disse regresjonene spesielt, og de øvrige regresjonene generelt.

7.3.1 Bydelsnivå 1: Relativ prisutvikling mot andelsvariabler

I bydelsnivå 1 har vi undersøkt hvordan de ulike andelsvariablene har påvirket den relative prisutviklingen i de ulike bydelene. Basert på dette får vi følgende regresjoner for hver enkelt bydel:

$$\mathbf{B\ 1.1\ Relativ\ prisutvikling}_b = \beta_0 + \beta \cdot \textit{kj\o{p}}_b$$

$$\mathbf{B\ 1.2\ Relativ\ prisutvikling}_b = \beta_0 + \beta \cdot \textit{Brutto\ Andel}_b$$

$$\mathbf{B\ 1.3\ Relativ\ prisutvikling}_b = \beta_0 + \beta \cdot \textit{Netto\ Andel}_b$$

Resultatene fra de ulike regresjonene presenteres under.

B 1.1 – Relativ prisutvikling mot andel kjøp

I sentrumsnære bydeler som Gamle Oslo, Grünerløkka og Sagene har det kun blitt solgt leiligheter av Oslo kommune i 2015 og 2016, og er derfor irrelevant for denne regresjonen.

Tabell 9: B 1.1 – relativ prisutvikling mot andel kjøp.
 Ekskludert bydeler uten kjøp av Oslo kommune

Regresjon 1 - bydelsnivå					
Bydel	Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardfeil	P-verdi
St.Hanshaugen	Relativ prisutvikling	Andel kjøp	0,0715	0,0467	0,1400
Frogner			0,0404	0,0465	0,3950
Ullern			0,0145	0,0214	0,5050
Vestre Aker			-0,0026	0,0165	0,8780
Nordre Aker			0,0150	0,0116	0,2102
Bjerke			0,0183	0,0315	0,5680
Stovner			-0,0024	0,0102	0,8130
Alna			0,0144	0,0452	0,7520
Nordstrand			-0,0447	0,0186	0,0251 *
Søndre Nordstrand			-0,0164	0,0383	0,6729

****" Signifikant på 0,1 prosents nivå

***" Signifikant på 1 prosents nivå

**" Signifikant på 5 prosents nivå

." Signifikant på 10 prosentsnivå

Bydeler som reagerer sterkest på Oslo kommunes kjøp er St. Hanshaugen og Frogner, med positive koeffisienter. Tar Oslo kommune en prosent av leilighetsmarkedet, vil den relative prisutviklingen på St. Hanshaugen stige med 0,0715 prosent ($0,01 \cdot 0,0715 \cdot 100$ prosent) pr. måned. Resultatene er ikke statistiske signifikante på 5 prosents nivå for verken St.

Hanshaugen eller Frogner. Andre bydeler som påvirkes til prisvekst som følge av kommunens kjøp er Ullern, Nordre Aker, Bjerke og Alna, men heller ikke de gir statistisk signifikante resultater på 5 prosents nivå. Bydelene Vestre Aker, Stovner, Nordstrand og Søndre Nordstrand viser en negativ prisutvikling som følge av kommunale kjøp. Av disse er Nordstrand statistisk signifikant på 5 prosents nivå. Nordstrand har en negativ relativ prisutvikling på 0,0447 prosent pr. måned som følger av at Oslo kommune kjøper én prosent av leilighetene i bydelen.

B 1.2 – Relativ prisutvikling mot andel brutto

B 1.2 er utformet for å gi et annet synspunkt på påvirkning av markedet. Deltagelse i budrunder er med på å øke etterspørsel, som igjen kan påvirke salgssummen til boligen. Brutto kjøp inneholder kjøpte leiligheter og tapte budrunder. Også i denne regresjonen blir Gamle Oslo, Grünerløkka og Sagene uaktuelle.

Tabell 10: B 1.2 – relativ prisutvikling mot andel brutto.
 Ekskludert bydeler uten kjøp og tapte budrunder av Oslo kommune

Regresjon 2 - bydelsnivå					
Bydel	Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardfeil	P-verdi
St.Hanshaugen	Relativ prisutvikling	Andel brutto	0,0188	0,0277	0,5040
Frogner			0,0229	0,0299	0,4510
Ullern			0,0164	0,0171	0,3470
Vestre Aker			0,0026	0,0117	0,8270
Nordre Aker			0,0113	0,0041	0,0116*
Bjerke			0,0098	0,0197	0,6240
Stovner			-0,0002	0,0092	0,9840
Alna			-0,0009	0,0264	0,9720
Nordstrand			-0,0272	0,0093	0,0079 **
Søndre Nordstrand			-0,0007	0,0147	0,9623

****" Signifikant på 0,1 prosents nivå

***" Signifikant på 1 prosents nivå

**" Signifikant på 5 prosents nivå

." Signifikant på 10 prosentsnivå

I denne regresjonen, som i B 1.1, har St. Hanshaugen og Frogner størst utslag på den relative prisutviklingen. Likevel er ikke resultatene sterke nok til å påvise noen form for statistisk signifikans. Nordre Aker gir signifikante resultater på 5 prosents nivå. Det betyr at hvis Oslo kommune har en bruttoandel i Nordre Aker på én prosent, vil den relative prisutviklingen i bydelen stige med 0,0112 prosent. Nordstrand gir signifikante resultater på 5 prosents nivå, slik som i regresjon B 1.1. Koeffisienten gir dog ikke like sterkt utslag.

B 1.3 – Relativ prisutvikling mot andel netto

I B 1.3 undersøker vi hvordan "Andel netto" påvirker den relative prisutviklingen i de ulike bydelene. I denne regresjonen er bydelene Gamle Oslo, Grünerløkka og Sagene inkludert. Denne regresjonen viser all aktivitet Oslo kommune har hatt i leilighetsmarkedet. Resultatene er som følger:

Tabell 11: B 1.3 – relativ prisutvikling mot andel netto

Regresjon 3 - bydelsnivå					
Bydel	Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardfeil	P-verdi
Gamle Oslo	Relativ prisutvikling	Andel netto	0,0533	0,0260	0,0529 .
Grünerløkka			0,2233	0,1507	0,1530
Sagene			0,0105	0,0218	0,6350
St.Hanshaugen			0,0003	0,0253	0,9890
Frogner			0,0229	0,0299	0,4510
Ullern			0,0164	0,0171	0,3470
Vestre Aker			0,0026	0,0117	0,8270
Nordre Aker			0,0113	0,0041	0,0116*
Bjerke			0,0098	0,0197	0,6240
Stovner			-0,0002	0,0092	0,9840
Alna			0,0012	0,0263	0,9650
Nordstrand			-0,0272	0,0093	0,0079 **
Søndre Nordstrand			0,0008	0,0147	0,9572

**** Signifikant på 0,1 prosents nivå

*** Signifikant på 1 prosents nivå

** Signifikant på 5 prosents nivå

." Signifikant på 10 prosentsnivå

Det er en signifikant sammenheng på 10 prosent nivå mellom Oslo kommune sine salg i Gamle Oslo og bydelens prisutvikling. Hvis Oslo kommune har én prosent netto aktivitet i Gamle Oslo en måned, vil den relative prisnedgangen være 0,0533 prosent ($-0,01 \cdot 0,0532754 \cdot 100$ prosent). Her blir det en nedgang, til tross for positiv koeffisient, fordi det kun har blitt solgt i denne bydelen. Dette er naturlig teoretisk, siden det blir et større tilbud av leiligheter i markedet. Nordre Aker og Nordstrand får samme resultatet som i B 1.2, da det ikke har blitt solgt noe i bydelene. Andre bydeler, som ikke har signifikante resultater, viser for det meste en økning i relativ prisutvikling ved markedsaktivitet fra Oslo kommune. Unntaket er Stovner, som har en svakt negativ koeffisient.

7.3.2 Bydelsnivå 2 – Absolutt prisutvikling bydel mot Absolutt prisutvikling Oslo og andeler

Som for paneldataene, har vi også utført regresjoner basert på sesongjusterte variabler og andelsvariabler for hver enkelt bydel. I tillegg til å få oversikt over andelsvariabler på bydelsnivå, vil regresjoner med sesongjusterte variabler i regresjonene teste robustheten i det vi allerede har funnet i regresjon B 1.1, B 1.2 og B 1.3. I tabell 12 presenteres forklaringsvariablene "Absolutt prisutvikling Oslo" og "Andel kjøp" sin påvirkning til "Absolutt prisutvikling_b".

Tabell 12: Absolutt prisutvikling_b mot absolutt prisutvikling Oslo og Andel kjøp.
Ekskludert bydeler uten kjøp av Oslo kommune

Regresjon 4 - bydelsnivå				
Y=Absolutt prisutvikling <i>b</i>				
Bydel	Forklaringsvariabler	Koeffisient	Standardfeil	P-verdi
St.Hanshaugen	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0429	0,0603	6,7e-14 ***
	Andel Kjøp	0,0648	0,0493	0,2030
Frogner	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0887	0,0978	2,85e-10 ***
	Andel Kjøp	0,0331	0,0469	0,4890
Ullern	Absolutt prisutvikling Oslo	1,1054	0,0912	6e-11 ***
	Andel Kjøp	0,0018	0,0204	0,9318
Vestre Aker	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0305	0,0735	3,9e-12 ***
	Andel Kjøp	-0,0031	0,0153	0,8395
Nordre Aker	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0762	0,0508	1,17e-15 ***
	Andel Kjøp	0,0146	0,0118	0,2312
Bjerke	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9743	0,0688	3,22e-12 ***
	Andel Kjøp	0,0180	0,0335	0,5970
Stovner	Absolutt prisutvikling Oslo	0,7687	0,0736	8,95e-10 ***
	Andel Kjøp	0,0052	0,0107	0,6300
Alna	Absolutt prisutvikling Oslo	0,8436	0,0733	1,56e-10 ***
	Andel Kjøp	0,0275	0,0447	0,5455
Nordstrand	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9985	0,0454	5,55e-16 ***
	Andel Kjøp	-0,0445	0,0188	0,0276 *
Søndre Nordstrand	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9108	0,1020	1,35e-08 ***
	Andel Kjøp	-0,0373	0,0458	0,4240

"****" Signifikant på 0,1 prosents nivå

"***" Signifikant på 1 prosents nivå

"**" Signifikant på 5 prosents nivå

"." Signifikant på 10 prosentsnivå

Resultatene fra regresjonene i tabell 12 er konsistente med regresjonene der relativ prisutvikling er benyttet som avhengig variabel, for både bydelsnivå og paneldata. Majoriteten av bydelene har positive koeffisientverdier for "Andel kjøp", men med svært marginal påvirkningskraft, og p-verdiene er stort sett ikke er i nærheten av å være statistisk signifikante på 5 prosents nivå. Unntaket er Nordstrand hvor "andel kjøp" er statistisk signifikant innenfor et 95 prosents konfidensintervall.

Regresjoner med "Andel brutto" og "Andel netto" som forklaringsvariabler, gir resultater på lik linje som regresjonen presentert ovenfor, se appendiks 2 for nærmere beskrivelse av koeffisientverdier. For alle regresjoner med "Absolutt prisutvikling" som forklaringsvariabler inkludert i modellen, blir det gitt resultater som er konsistente med regresjoner der relativ prisutvikling blir brukt som avhengig variabel. Fortegnene på koeffisientene er like for de aller fleste bydelene, uavhengig hvilken modell som benyttes. Dette er betryggende, men også forventet siden relativ prisutvikling bygger på sesongjusterte tall. Som i paneldataregresjonene ble også svært få av regresjonene med laggede variabler signifikante på bydelsnivå. De laggede variablene ga heller ingen hensiktsmessig tolkning av dataene, og er derfor kun presentert i appendiks 3.

8.0 Validitet

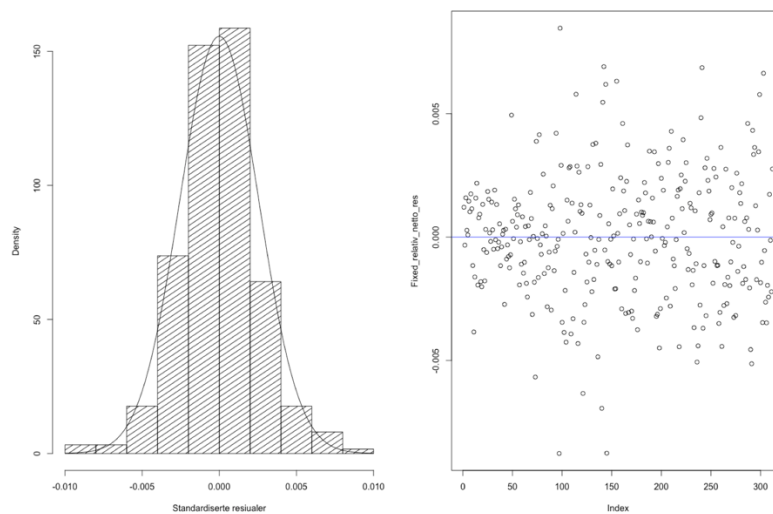
For å kunne stole på våre modeller, har vi testet validiteten. Alle regresjonene har blitt kontrollert for statistiske tester, for å konstatere at modellen er forsvarlig oppbygd. Testene som har blitt utført på samtlige regresjoner er forklart nærmere i kapittel 6 – statistisk teori og metode. For å kunne gi forventningsrette og nøyaktige estimat, må kriterier fra flere statistiske tester oppfylles.

8.1 Multikolaritet

For regresjoner med "Relativ prisutvikling" som avhengig variabel, har vi kun en variabel. Dette gjør at VIF-test for multikolaritet blir uaktuell. VIF-testen har kontrollert for multikolaritet i øvrige regresjoner med flere variabler, og gitt oss tilfredsstillende resultater, der de fleste ga $VIF < 2$.

8.2 Homoskedastisitet

Samtlige regresjoner har blitt testet for heteroskedastisitet. Ut fra et residualplot kan man gjøre seg opp en mening om mønsteret feilleddene følger. Ofte er det problematisk at variansen øker når x-verdiene blir større.

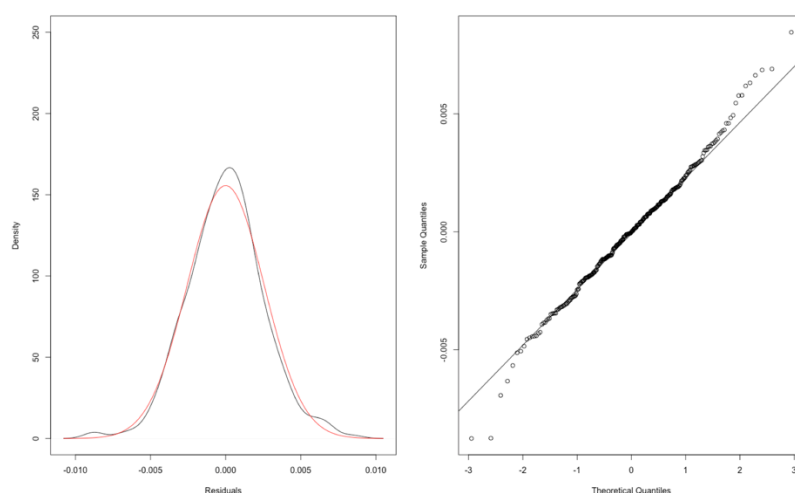


Figur 20: Grafiske tester for heteroskedastisitet i regresjon P 1.3

For paneldataregresjonene resulterte Breusch Pagan testen med høy p-verdi, som indikerer homoskedastiske feilledd, i alle regresjoner bortsett fra regresjonene P 3.2 og P 3.3. Dette er regresjoner som ikke har gitt hensiktsmessige resultater (noe som ikke har med modelloppbygging å gjøre), og derfor aksepteres noe heteroskedastiske feilledd for disse regresjonene. Regresjon P 1.3 som tar for seg netto andel sin påvirkning til relativ prisutvikling, og dermed kanskje er den viktigste regresjonen i denne avhandlingen, fikk en p-verdi på 0,956 på BP-testen, noe som er tilfredsstillende. På bydelsnivå gav BP-testen høye p-verdier på alle hensiktsmessige regresjoner.

8.3 Normalitet

I figur 21 vises frekvensene av residualene til regresjon P 1.3 opp mot normalfordelingskurve. I plottet til høyre vises den standardiserte sannsynlighetsfordelingen. Begge plottene viser tilnærmet normalfordeling, men JB-testen gir en p-verdi på 0,017, noe som indikerer at feilleddene ikke er normalfordelte. Derfor har vi også testet sannsynlighetskurven for residualene opp mot Shapiro-Wilk normalitets test, som er tilnærmet lik JB-testen. Testen gir mer tilfredsstillende resultat enn JB-testen, og dermed trekker vi en slutning om tilnærmet normalfordeling siden også residualene ser normalfordelt ut grafisk. Det samme gjelder for de andre regresjonene for paneldata, der relativ prisutvikling er avhengig variabel.



Figur 21: Grafisk test for normalitet i regresjon P 1.3

Øvrige tester på bydelsnivå gir høye p-verdier på JB-testen, og ser også normalfordelte ut grafisk.

8.4 Linearitet

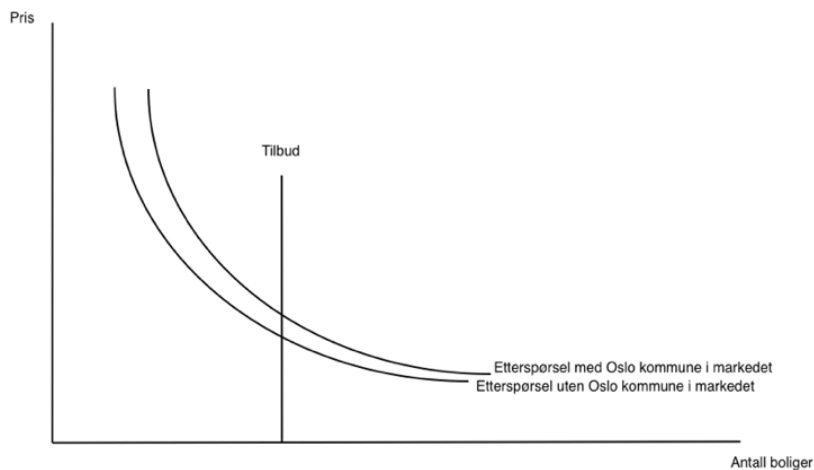
På bydelsnivå har RESET-testen blitt brukt. Bjerke, Vestre Aker og St.Hanshaugen har noen tilfeller der testen gir støtte for spesifikasjonsfeil. Dette betyr at det indikeres en ikke-lineær sammenheng. Hadde vi valgt å justere modellene for disse bydelene, slik at vi brukte en annen funksjonell form, kunne vi likevel ikke sammenligne testene med alle andre regresjoner der RESET-testen gir støtte for at det er en lineær sammenheng. Alle andre regresjoner har riktig funksjonell form.

Det har blitt testet mange varianter av regresjonsmodeller for å finne signifikante sammenhenger. Det er derfor ikke unaturlig å finne støtte for svakheter i validitetslementer på noen få regresjoner. Hvis det blir justert for mye i regresjonene, kan dette ofte ende med at de ikke kan sammenlignes opp mot hverandre. Likevel mener vi å ha testet gyldigheten godt nok til å kunne måle det vi har hatt som hensikt å måle.

9.0 Drøfting

Paneldataresultatene hvor vi så på Oslo kommunes påvirkning for Oslo sett under ett, viser at Oslo kommunes tilstedeværelse i bruktboligmarkedet for leiligheter i 2015 og 2016 hadde svært marginalt positivt effekt på boligprisene, og ingen praktisk betydning. Resultatene er heller ikke statistisk signifikante på 5 prosents nivå.

At vi finner en antydning til positiv sammenheng mellom Oslo kommunes tilstedeværelse i bruktmarkedet for leiligheter og prisveksten i 2015 og 2016 er ikke overraskende. Årsaken til det, er at Oslo kommune hovedsakelig representerer etterspørrere av boliger. Antar vi at hver leilighet Oslo kommune kjøper hadde blitt handlet av individuelle aktører, ville disse aktørene til sammen trukket prisene opp, gitt et fast tilbud. Illustrasjon av etterspørsel med og uten Oslo kommune i markedet vises i figur 22.



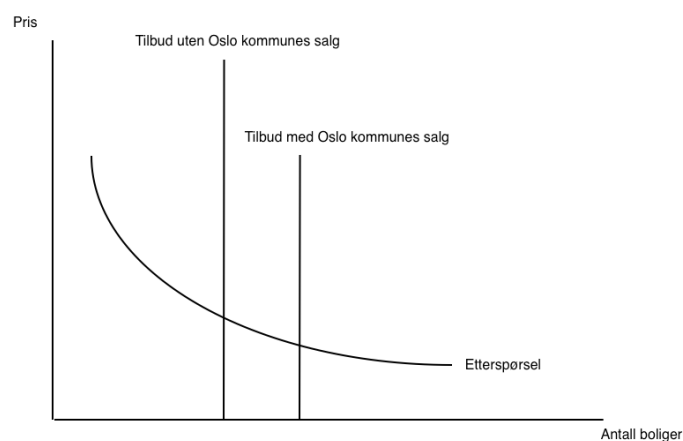
Figur 22: Etterspørsel med og uten Oslo kommune (illustrasjon)

Årsaken til at Oslo kommunes aktiviteter har svært marginal effekt på prisveksten for leiligheter kan av den enkle grunn være at andelen de tar i markedet ikke øker etterspørselssiden i stor nok grad. I 2015 og 2016 kjøpte Oslo kommune 0,67 prosent av leilighetene i Oslo⁴. Med så lav andel av leilighetsmarkedet vil det være vanskelig for en aktør å få markedsbetydning. Ved presentasjon av dataene fra Oslo kommune så vi også av tabell 2

⁴ Basert på tabell 1 og appendiks 1: $(\frac{231}{34472} * 100 = 0,67\%)$

at gjennomsnittlig andel kjøp Oslo kommune gjorde i løpet av 2015 og 2016 var relativt lave. St. Hanshaugen hadde lavest gjennomsnittlig andel kjøp med 0,478 prosent, og høyest gjennomsnittlig andel kjøp hadde Stover med 3,94 prosent. At Stovner hadde høyest gjennomsnittlig andel kjøp må sees i lys av at dette var den bydelen hvor total omsetning av leiligheter var lavest.

For de bydelene hvor Oslo kommune kun har solgt boliger, er mekanismen motsatt i forhold til etterspørselssiden da de i disse bydelene representerer tilbudssiden av boligmarkedet. Tilbudet av leiligheter øker når Oslo kommune selger. Forutsetter vi en fast etterspørsel vil denne aktiviteten kunne redusere leilighetsprisene. Dette illustreres i figur 23.



Figur 23: Skift i tilbudssiden som følge Oslo kommunes salg. Kort sikt. (illustrasjon)

Bydelene hvor Oslo kommune kun har solgt boliger er, som tidligere nevnt, Gamle Oslo, Grünerløkka og Sagene. Dette er bydeler hvor prisveksten har vært sterkest de senere år, og Sagene er bydelen med høyest prisvekst. Oslo kommune forsvarete salgene med for høy tetthet av kommunale boliger i disse bydelene. Likevel kan en motsatt årsakssammenheng tenkes, hvor Oslo kommune har solgt på grunn av høy prisvekst i bydelene. Dette tilfører kommunen mer kapital knyttet til salg, noe som gjør det mulig å handle i bydeler som tradisjonelt har hatt et høyere prisnivå. En annen kausalsammenheng knyttet til salg i bydeler med høy prisvekst, er at de av den enkle grunn unngår å handle i bydeler opplever høyest prisvekst.

Selv om kommunen kan utnytte et mer homogent prisnivå for Oslo sett under ett, kan det se ut som at det har vært vanskelig å kjøpe et ønsket antall leiligheter i noen bydeler. Nordre Aker

og Frogner er bydelene med høyest antall tapte budrunder, noe som viser at det har vært vanskelig å kjøpe alle leilighetene de ønsket. Selv om Oslo kommune ikke får kjøpt alle leilighetene de byr på kan dette like vel være med på å drive prisene opp. Dette på grunn av at Oslo kommune sin etterspørsel blir høyere når man inkluderer tapte budrunder i tillegg til kjøp. Denne sammenhengen vises også igjen i resultatene utført på paneldata, hvor for eksempel regresjonskoeffisienten til variabelen "Andel brutto" er større enn for "Andel kjøp".

Vi har sett at flere studier, både i utlandet og i Norge, argumenterer for at boligmarkedet er ineffisient, og at det dermed skal være mulig for boligkjøpere å gå inn i boligmarkedet på riktig tidspunkt. Resultatene fra regresjonene på bydelsnivå viser at flere av andelsvariablene hadde negative koeffisienter for enkelte bydeler. Disse koeffisientene er ikke statistisk signifikante, men ser man bort i fra dette er tolkningen at Oslo kommune har hatt en negativ prispåvirkning for disse bydelene. En motsatt årsakssammenheng kan også tenkes, hvor negativ prisutvikling i disse bydelene har ført til kjøp fra Oslo kommunes side. Denne motsatte årsakssammenhengen kan antyde at Oslo kommune i enkelte bydeler har lyktes med å utnytte boligmarkedets ineffisiens.

Disse ulike årsakssammenhengene kan illustreres med Nordstrand hvor resultatene ga negative koeffisienter for andelsvariablene, og som i tillegg var statistisk signifikante på 5 prosents nivå. Den første årsaken kan være at innbyggere eller etterspørere som søker bolig i Nordstrand, har hatt negative opplevelser og hendelser forbundet med allerede etablerte kommunale boliger. Dermed kan Oslo kommunes økning av antall kommunale boliger ha slått negativt ut for boligprisene i Nordstrand. Den andre årsaken er den motsatte årsakssammenhengen hvor det kan tenkes at Oslo kommune har gjort analyser av boligmarkedet i Nordstrand, og har lyktes med å gjøre kjøp i måneder hvor relativ- og absolutt prisutvikling har vært negativ. Det kan godt tenkes at det kun er flaks, men noe som støtter opp om at Oslo kommune potensielt har prøvd å utnytte boligmarkedets ineffisiens i Nordstrand, er at det for 19 av 24 måneder er sammenheng mellom kjøp og tapte budrunder. Dette kan tyde på at Oslo kommune har vært ganske bestemt på hvilke måneder de har ønsket å kjøpe leiligheter.

Som presentert i litteraturen om etterspørselssiden er boligmarkedet et svært heterogent marked (Anas & Arnott, 1991). Ved kjøp av boliger har Oslo kommune utelukkende kjøpt leiligheter i 2015 og 2016, og basert på tilgjengelig datamateriale fra Eiendom Norge har vi i størst mulig grad tatt hensyn til dette ved å kun benytte Eiendom Norges data for leiligheter.

Likevel hadde det vært ønskelig med enda mer detaljerte data, for majoriteten av leilighetene Oslo kommune har kjøpt er ett- og toromsleiligheter. Derfor hadde det vært interessant og hatt boligprisindekser og antall solgte leiligheter kun for disse segmentene av leilighetsmarkedet. Dette ville gjort at analysene våre i enda større grad ville tatt hensyn til boligmarkedets heterogenitet, og vi ville kanskje funnet at Oslo kommune i større grad hadde vært en prisdrivende aktør i disse bestemte segmentene.

På en annen side kan Oslo kommunes kjøp forflytte andre etterspørere til andre segmenter i leilighetsmarkedet. Dette gjelder særlig etterspørere av leiligheter for utleie, da disse etterspørerne kan velge å kjøpe en annen type leilighet for utleie. Ved å teste for det totale leilighetssegmentet kan vi ha fanget opp noe av denne effekten.

Noe som også kunne vært interessant å undersøke, er hvordan Oslo kommunes etterspørsel etter leiligheter i en bydel påvirker etterspørselen i *nærliggende* bydeler. Hvis Oslo kommune kjøper mange leiligheter i en bydel, kan dette føre til at andre etterspørere indirekte tvinges over i andre bydeler. Dette kan øke prisene i de aktuelle bydelene, spesielt hvis Oslo kommune hadde hatt større markedsbetydning.

10.0 Konklusjon

Det har gjennom 2015 og 2016 blitt publisert en rekke medieoppslag rundt Oslo kommunes tilstedeværelse i boligmarkedet. Basert på Oslo kommunes kjøp og salg av leiligheter, i tillegg til tapte budrunder, har vi undersøkt om kommunen har vært en prisdrivende aktør i det ordinære bruktboligmarkedet for leiligheter i perioden 2015 – 2016. Som benchmark har vi benyttet Eiendom Norges boligprisindeks for leiligheter og deres oversikt over leilighetsomsetning i samme periode.

For paneldataregresjonene hvor vi ser på Oslo under ett, er resultatene klare. Vi finner ingen signifikante sammenhenger mellom Oslo kommunes aktiviteter og boligprisutviklingen, og koeffisientverdiene er svært lave. Ut i fra analyser gjort på bydelsnivå finner vi noen bydeler hvor Oslo kommunes aktiviteter har hatt effekt på absolutt- og relativ prisutvikling på 5 prosents signifikansnivå. Likevel tyder koeffisientverdiene på at effekten av deres aktiviteter er svært marginale.

Våre analyser konkluderer derfor med at det finnes svært få holdepunkter som gir støtte for at Oslo kommune har vært en prisdrivende aktør i det ordinære bruktboligmarkedet for leiligheter i perioden 2015 og 2016.

Kilder

- Anas, A. & Arnott, R. J. (1991). Dynamic housing market equilibrium with taste heterogeneity, idiosyncratic perfect foresight, and stock conversions. *Journal of Housing Economics*, 1(1), 2-32.
- Boligbygg Oslo KF. (2015). Årsrapport 2015.
- Boligbygg Oslo KF. (2017a). Visningsliste 2015 og 2016. I Boligbygg Oslo KF (Red.).
- Boligbygg Oslo KF. (2017b). *Årsberetning 2016*.
- Brooks, C. (2008). *Introductory econometrics for finance* (2nd ed. utg.). Cambridge: Cambridge University Press.
- Bårdsen, G. & Nymoen, R. (2011). *Innføring i økonometri*. Bergen: Fagbokforl.
- Case, K. E. & Shiller, R. J. (1989). The Efficiency of the Market for Single-Family Homes. *The American Economic Review*, 125-137.
- Dagens Næringsliv. (21.12.2016). Har handlet boliger for 869 mill. (*papirutgave*).
- de Haan, J., van der Wal, E. & de Vries, P. (2008). The Measurement of House Prices: A Review of the Sale Price Appraisal Ratio Method.
- E24.no. (02.04.2017). Her handles kommunale boliger til 100.000 per kvadratmeter. E24.
- E24.no. (20.12.2016). Kommunale kjøp for 869 mill. kan ha gitt ekstra boligprispress E24.
- Eiendom Norge. (2016). *Årsrapport 2015*.
- Eiendom Norge. (2017a). Om Boligprisstatistikken. Hentet fra [http://eiendomnorge.no/boligprisstatistikken/ - om statistikken](http://eiendomnorge.no/boligprisstatistikken/-om-statistikken)
- Eiendom Norge. (2017b). Prisindeks desember 2016. I E. Norge (Red.).
- Eiendom Norge. (2017c). Solgte Desember 2016. I E. Norge (Red.).
- Eiendom Norge. (2017d). *Årsrapport 2016*.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Glaeser, E. L., Gyourko, J. & Saiz, A. (2008). Housing supply and housing bubbles. *Journal of Urban Economics*, 64(2), 198-217.
- Green, R. K., Malpezzi, S. & Mayo, S. K. (2005). Metropolitan-Specific Estimates of the Price Elasticity of Supply of Housing, and Their Sources. *American Economic Review*, 95(2), 334-339.
- Gujarati, D. N. & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics* (5th ed. utg.). New York: McGraw-Hill.
- Harter-Dreiman, M. (2004). Drawing inferences about housing supply elasticity from house price responses to income shocks. *Journal of Urban Economics*, 55(2), 316-337.

- Hegnar.no. (04.07.2016). Flyktningsskrisen: Oslo kommune har kjøpt boliger for 514 millioner så langt i år. *hegnar.no*.
- Hellevik, T. & Nordvik, V. (2004). *Forskning om vanskeligstilte på boligmarkedet - En kunnskapsoversikt*: Norsk institutt for forskning om oppvekst, velferd og aldring. Hentet fra <http://www.hioa.no/Om-HiOA/Senter-for-velferds-og-arbeidslivsforskning/NOVA/Publikasjoner/NOVAs-skriftserie/2004/Forskning-om-vanskeligstilte-paa-boligmarkedet>
- Jacobsen, D. H. & Naug, B. E. (2004). Hva driver boligprisene? *Penger og Kreditt*, 4(04).
- Kenny, G. (1998). *The Housing Market and the Macroeconomy: Evidence From Ireland*: Economic Analysis, Research and Publications Department, Central Bank of Ireland.
- Larsen, E. R. & Sommervoll, D. E. (2003). *Til himmels eller utfor stupet? : en katalogisering av forklaringer på stigende boligpriser* (Notater (Statistisk sentralbyrå : online), Vol. 2003/64.).
- Larsen, E. R. & Sommervoll, D. E. (2004). Hva bestemmer boligprisene?
- Larsen, E. R. & Weum, S. (2008). Testing the efficiency of the Norwegian housing market. *Journal of Urban Economics*, 64(2), 510-517.
- Nettavisen.no. (05.09.2016). Her er alle boligene som Oslo Kommune har kjøpt i år. *Nettavisen*.
- Nordvik, V. & Medby, P. (2007). *Selektive virkemidler i lokale boligmarkeder*: Norsk institutt for forskning om oppvekst, velferd og aldring (NOVA). Hentet fra http://nova.no/asset/2604/1/2604_1.pdf
- NOU. (2002). *Boligmarkedene og boligpolitikken*: Statens forvaltningstjeneste, Informasjonsforvaltning.
- Oslo Kommune. (2017a). Boligbygg Oslo KF. Hentet fra <https://www.oslo.kommune.no/politikk-og-administrasjon/etater-og-foretak/boligbygg-oslo-kf/>
- Oslo Kommune. (2017b). Kommunal bolig. Hentet fra <https://www.oslo.kommune.no/bolig-og-sosiale-tjenester/bolig/leie-bolig/kommunal-bolig/>
- Pham, D. Q. (2001). *Innføring i tidsserier : sesongjustering og X-12-ARIMA* (Notater (Statistisk sentralbyrå : online), Vol. 2001/2.).
- Saiz, A. (2008). On local housing supply elasticity.
- Seierstad, A. & Foss, A. H. (2009). *Dokumentasjon av sesongjustering i SSB* (Notater (Statistisk sentralbyrå : online), Vol. 2009/27.).
- Statistisk sentralbyrå. (2017a). Boligpriser og boligprisindekser. Hentet fra <https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/bpi/kvartal/2017-01-12>
- Statistisk sentralbyrå. (2017b). Statistikkbanken: Tabell 06079, Privathusholdninger og personer i privathusholdninger, etter husholdningsstørrelse (prosent) B.

Statistisk sentralbyrå. (2017c). *Statistikkbanken: Tabell 06079, Privathusholdninger og personer i privathusholdninger, etter husholdningsstørrelse (prosent) K*.

Store norske leksikon. (2015). Topografi. Hentet

Sutton, G. D. (2002). Explaining changes in house prices. *BIS quarterly review*, 32, 46-60.

Tsay, R. S. (2010). *Analysis of financial time series* (Wiley series in probability and statistics, 3rd ed. utg.). Hoboken, N.J: Wiley.

Tufte, P. A. (2015). Forelesning 08 - Multippel lineær regresjon: Undersøke forutsetninger.

Wooldridge, J. M. (2014). *Introduction to econometrics* (Europe, Middle East and Africa. utg.). Andover: Cengage Learning.

Appendiks

Appendiks 1: Totalt omsatte leiligheter per bydel, 2015 og 2016 (Eiendom Norge, 2017c)

Leiligheter	O1 Gamle Oslo	O2 Grünerløkka	O3 Sagene	O4 St.Hanshaugen	O5 Frogner	O6 Ullern	O7 Vestre Aker	O8 Nordre Aker
jan. 15	141	165	173	100	170	59	67	51
feb. 15	161	212	194	120	170	50	36	50
mar. 15	242	254	255	155	226	70	85	101
apr. 15	186	212	222	170	213	65	67	86
mai. 15	181	228	201	145	205	50	59	72
jun. 15	253	268	265	179	265	86	83	93
jul. 15	83	95	112	51	61	11	15	18
aug. 15	230	260	271	149	228	58	52	81
sep. 15	213	274	215	157	248	72	68	88
okt. 15	178	212	181	125	190	65	62	68
nov. 15	170	189	162	108	153	51	42	64
des. 15	63	75	61	35	67	21	13	18
jan. 16	130	171	119	94	166	46	39	43
feb. 16	165	181	160	107	156	58	30	42
mar. 16	178	198	180	110	156	44	44	60
apr. 16	217	268	219	154	224	67	60	92
mai. 16	225	285	257	144	216	61	66	75
jun. 16	209	230	238	136	228	56	55	79
jul. 16	56	75	59	45	45	6	8	17
aug. 16	228	270	267	182	221	52	64	75
sep. 16	170	231	208	123	226	61	61	65
okt. 16	147	208	178	125	187	63	49	66
nov. 16	164	182	157	99	183	38	45	55
des. 16	50	72	43	30	51	15	10	14
Sum	4040	4815	4397	2843	4255	1225	1180	1473

Leiligheter	O9 Bjerke	O10 Grorud	O11 Stovner	O12 Alna	O13 Østensjø	O14 Nordstrand	O15 S Nordstrand	Oslo
jan. 15	53	39	36	81	78	63	33	1311
feb. 15	44	50	23	91	97	66	34	1399
mar. 15	69	75	39	134	129	96	49	1983
apr. 15	60	60	30	100	113	94	42	1720
mai. 15	59	66	30	110	114	83	38	1644
jun. 15	73	66	61	134	124	97	46	2098
jul. 15	14	20	9	38	28	25	7	587
aug. 15	63	56	36	107	106	92	19	1814
sep. 15	53	51	32	113	116	83	42	1831
okt. 15	59	60	35	118	100	86	33	1574
nov. 15	63	60	40	102	81	78	43	1409
des. 15	23	26	12	33	29	28	17	524
jan. 16	41	35	21	76	82	62	27	1153
feb. 16	69	40	32	113	81	65	25	1329
mar. 16	45	52	34	96	88	72	37	1398
apr. 16	68	59	41	140	106	80	41	1843
mai. 16	62	66	43	131	130	94	35	1893
jun. 16	63	62	40	120	110	86	39	1754
jul. 16	21	28	4	40	16	12	11	445
aug. 16	72	41	32	126	101	90	30	1856
sep. 16	76	54	35	101	101	88	40	1642
okt. 16	55	60	32	104	74	87	29	1469
nov. 16	48	61	32	89	83	78	33	1348
des. 16	18	24	22	33	25	26	15	448
Sum	1271	1211	751	2330	2112	1731	765	34472

Appendiks 2: Absolutt prisutvikling bydel mot Absolutt prisutvikling Oslo og andeler.

Tabell 13: Absolutt prisutvikling, mot absolutt prisutvikling Oslo og andel brutto. Ekskludert bydeler uten kjøp og tapte budrunder av Oslo kommune

Regresjon 5 - bydelsnivå				
Y=Absolutt prisutvikling <i>b</i>				
Bydel	Forklaringsvariabler	Koeffisient	Standardfeil	P-verdi
St.Hanshaugen	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0548	0,0670	4,27e-13 ***
	Andel Brutto	0,0102	0,0313	0,7490
Frogner	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0966	0,0966	2,03e-10 ***
	Andel Brutto	0,0219	0,0297	0,4700
Ullern	Absolutt prisutvikling Oslo	1,1047	0,0959	1,55e-10 ***
	Andel Brutto	0,0013	0,0173	0,9418
Vestre Aker	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0298	0,0737	4,24e-12 ***
	Andel Brutto	0,0008	0,0109	0,9420
Nordre Aker	Absolutt prisutvikling Oslo	1,1029	0,0447	< 2e-16 ***
	Andel Brutto	0,0122	0,0041	0,0071 **
Bjerke	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9740	0,0697	4,14e-12 ***
	Andel Brutto	0,0096	0,0211	0,6560
Stovner	Absolutt prisutvikling Oslo	0,7785	0,0688	2,15e-10 ***
	Andel Brutto	0,0031	0,0090	0,7370
Alna	Absolutt prisutvikling Oslo	0,8464	0,0746	2,04e-10 ***
	Andel Brutto	0,0085	0,0265	0,7525
Nordstrand	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9981	0,0433	< 2e-16 ***
	Andel Brutto	-0,0271	0,0094	0,0090 **
Søndre Nordstrand	Absolutt prisutvikling Oslo	0,8897	0,1061	3,83e-08 ***
	Andel Brutto	-0,0072	0,0183	0,6990

**** Signifikant på 0,1 prosents nivå

*** Signifikant på 1 prosents nivå

** Signifikant på 5 prosents nivå

. Signifikant på 10 prosentsnivå

Tabell 14: Absolutt prisutvikling_b mot absolutt prisutvikling Oslo og Andel netto

Regresjon 6 - bydelsnivå				
Y=Absolutt prisutvikling _b				
Bydel	Forklaringsvariabler	Koeffisient	Standardfeil	P-verdi
Gamle Oslo	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9722513	0,0360202	< 2e-16 ***
	Andel Netto	0,0369682	0,0248324	0,15143
Grünerløkka	Absolutt prisutvikling Oslo	1,023629	0,0279708	<2e-16 ***
	Andel Netto	0,1089889	0,1571517	0,4956
Sagene	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9829538	0,0458003	9,11e-16 ***
	Andel Netto	0,0007729	0,0225797	0,973
St.Hanshaugen	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0713	0,0643	1,41e-13 ***
	Andel Netto	-0,0084	0,0272	0,7610
Frogner	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0966	0,0966	2,03e-10 ***
	Andel Netto	0,0219	0,0297	0,4700
Ullern	Absolutt prisutvikling Oslo	1,1047	0,0959	1,55e-10 ***
	Andel Netto	0,0013	0,0173	0,9418
Vestre Aker	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0298	0,0737	4,24e-12 ***
	Andel Netto	0,0008	0,0109	0,9420
Nordre Aker	Absolutt prisutvikling Oslo	1,1029	0,0447	< 2e-16 ***
	Andel Netto	0,0122	0,0041	0,0071 **
Bjerke	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9740	0,0697	4,14e-12 ***
	Andel Netto	0,0096	0,0211	0,6560
Stovner	Absolutt prisutvikling Oslo	0,7785	0,0688	2,15e-10 ***
	Andel Netto	0,0031	0,0090	0,7370
Alna	Absolutt prisutvikling Oslo	0,8474	0,0738	1,64e-10 ***
	Andel Netto	0,0087	0,0262	0,7436
Nordstrand	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9981	0,0433	< 2e-16 ***
	Andel Netto	-0,0271	0,0094	0,0090 **
Søndre Nordstrand	Absolutt prisutvikling Oslo	0,8791	0,1032	2,95e-08 ***
	Andel Netto	-0,0042	0,0177	0,8130

****" Signifikant på 0,1 prosents nivå

***" Signifikant på 1 prosents nivå

**" Signifikant på 5 prosents nivå

." Signifikant på 10 prosentsnivå

Appendiks 3: Absolutt prisutvikling bydel mot Absolutt prisutvikling Oslo, Andeler og laggede variabler

Tabell 15: Absolutt prisutvikling_b mot absolutt prisutvikling Oslo, andel kjøp og laggede variabler. Ekskludert bydeler uten kjøp fra Oslo kommune

Y=Absolutt prisutvikling <i>b</i>				
Bydel	Forklaringsvariabler	Koeffisient	Standardfeil	P-verdi
St.Hanshaugen	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0571	0,0640	6,67e-12 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	0,0625	0,0684	0,3730
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,0634	0,0762	0,4170
	Andel Kjøp	0,0250	0,0511	0,6310
	Andel Kjøp, lag 1	-0,0634	0,0460	0,1860
Frogner	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0808	0,1128	2,87e-08 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	0,1166	0,1121	0,3130
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,1251	0,1187	0,3060
	Andel Kjøp	0,0214	0,0460	0,6470
	Andel Kjøp, lag 1	-0,0628	0,0545	0,2650
Ullern	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0961	0,0977	2,8e-09 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,1497	0,0982	0,1460
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	0,1702	0,1041	0,1210
	Andel Kjøp	-0,0080	0,0193	0,6820
	Andel Kjøp, lag 1	-0,0264	0,0199	0,2020
Vestre Aker	Absolutt prisutvikling Oslo	1,1144	0,0644	3,13e-12 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,0498	0,0757	0,5199
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,1556	0,0817	0,0741 .
	Andel Kjøp	-0,0100	0,0134	0,4670
	Andel Kjøp, lag 1	0,0193	0,0136	0,1723
Nordre Aker	Absolutt prisutvikling Oslo	1,1017	0,0640	3,43e-12 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	0,0212	0,0640	0,7441
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,0019	0,0618	0,9755
	Andel Kjøp	0,0198	0,0121	0,1209
	Andel Kjøp, lag 1	0,0282	0,0127	0,04051 *
Bjerke	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9658	0,0826	1,5e-09 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	0,0677	0,0826	0,4240
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,0864	0,0837	0,3170
	Andel Kjøp	-0,0003	0,0443	0,9950
	Andel Kjøp, lag 1	-0,0301	0,0357	0,4100
Stovner	Absolutt prisutvikling Oslo	0,6697	0,1052	7,05e-06 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,0967	0,0866	0,2800
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	0,0384	0,0847	0,6560
	Andel Kjøp	0,0147	0,0118	0,2300
	Andel Kjøp, lag 1	0,0237	0,0140	0,1100
Alna	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9579	0,0754	4,18e-10 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,1084	0,0712	0,1461
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,0354	0,0779	0,6556
	Andel Kjøp	0,0641	0,0400	0,1273
	Andel Kjøp, lag 1	-0,0678	0,0395	0,1044
Nordstrand	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9787	0,0556	2,36e-12 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	0,0776	0,0573	0,1933
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,0279	0,0610	0,6525
	Andel Kjøp	-0,0358	0,0204	0,0974 .
	Andel Kjøp, lag 1	0,0244	0,0201	0,2420
Søndre Nordstrand	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0073	0,1028	2,08e-08 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,2590	0,1071	0,0271 *
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,1163	0,1033	0,2759
	Andel Kjøp	0,0001	0,0445	0,9977
	Andel Kjøp, lag 1	0,0372	0,0459	0,4286

**** Signifikant på 0,1 prosents nivå

*** Signifikant på 1 prosents nivå

** Signifikant på 5 prosents nivå

." Signifikant på 10 prosentsnivå

Tabell 16: Absolutt prisutvikling_b mot absolutt prisutvikling Oslo, andel brutto og laggede variabler. Ekskludert bydeler uten kjøp og tapte budrunder fra Oslo kommune

Y=Absolutt prisutvikling <i>b</i>				
Bydel	Forklaringsvariabler	Koeffisient	Standardfeil	P-verdi
St.Hanshaugen	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0778	0,0682	1,35e-11 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	0,0603	0,0662	0,3755
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,1176	0,0657	0,0911 .
	Andel Brutto	-0,0075	0,0304	0,8073
	Andel Brutto, lag 1	0,0122	0,0317	0,7062
Frogner	Absolutt prisutvikling Oslo	1,1293	0,1116	1,3e-08 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	0,0833	0,1061	0,4430
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,1315	0,1132	0,2620
	Andel Brutto	0,0279	0,0310	0,3820
	Andel Brutto, lag 1	-0,0489	0,0345	0,1750
Ullern	Absolutt prisutvikling Oslo	1,1298	0,1024	3,58e-09 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,1939	0,1091	0,0936 .
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	0,1164	0,1116	0,3115
	Andel Brutto	0,0007	0,0177	0,9680
	Andel Brutto, lag 1	0,0025	0,0185	0,8942
Vestre Aker	Absolutt prisutvikling Oslo	1,1097	0,0637	2,82e-12 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,0681	0,0680	0,3308
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,1304	0,0741	0,0964 .
	Andel Brutto	-0,0082	0,0095	0,4016
	Andel Brutto, lag 1	0,0123	0,0095	0,2122
Nordre Aker	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0307	0,0508	2,37e-13 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	0,1024	0,0525	0,067709 .
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	0,0529	0,0566	0,3628
	Andel Brutto	0,0138	0,0044	0,006256 **
	Andel Brutto, lag 1	0,0085	0,0044	0,071827 .
Bjerke	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9329	0,0772	9,12e-10 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	0,0613	0,0743	0,4206
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,0766	0,0765	0,3311
	Andel Brutto	0,0101	0,0235	0,6719
	Andel Brutto, lag 1	-0,0445	0,0216	0,0547 .
Stovner	Absolutt prisutvikling Oslo	0,7216	0,1147	8,16e-06 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,0499	0,0882	0,5790
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	0,0516	0,0902	0,5750
	Andel Brutto	0,0066	0,0101	0,5200
	Andel Brutto, lag 1	0,0110	0,0129	0,4060
Alna	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9508	0,0801	1,19e-09 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,0975	0,0749	0,2106
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,0291	0,0821	0,7278
	Andel Brutto	0,0257	0,0247	0,3127
	Andel Brutto, lag 1	-0,0347	0,0248	0,1799
Nordstrand	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9847	0,0517	6,69e-13 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	0,0716	0,0550	0,2105
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,0222	0,0548	0,6910
	Andel Brutto	-0,0222	0,0099	0,0393 *
	Andel Brutto, lag 1	0,0122	0,0098	0,2297
Søndre Nordstrand	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9698	0,1033	3,9e-08 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,2808	0,1002	0,0123 *
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,1113	0,0961	0,2629
	Andel Brutto	0,0060	0,0164	0,7190
	Andel Brutto, lag 1	0,0197	0,0176	0,2778

*** Signifikant på 0,1 prosents nivå

** Signifikant på 1 prosents nivå

* Signifikant på 5 prosents nivå

." Signifikant på 10 prosentsnivå

Tabell 17: Absolutt prisutvikling, mot absolutt prisutvikling Oslo, andel netto og laggede variabler.

Bydel	Y=Absolutt prisutvikling <i>b</i>			
	Forklaringsvariabler	Koeffisient	Standardfeil	P-verdi
Gamle Oslo	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9283	0,0422	6,38e-14 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	0,0044	0,0427	0,9183
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	0,0853	0,0419	0,0578 .
	Andel Netto	0,0339	0,0256	0,2019
	Andel Netto, lag 1	-0,0045	0,0263	0,8656
Grünerløkka	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0292	0,0317	<2e-16 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,0445	0,0326	0,1890
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	0,0291	0,0348	0,4150
	Andel Netto	-0,0351	0,1758	0,8440
	Andel Netto, lag 1	0,1281	0,1809	0,4890
Sagene	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0097	0,0444	3,62e-14 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	0,0076	0,0449	0,8670
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,0156	0,0484	0,7510
	Andel Netto	0,0230	0,0204	0,2760
	Andel Netto, lag 1	-0,0354	0,0217	0,1210
St.Hanshaugen	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0779	0,0639	4,7e-12 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	0,0663	0,0619	0,2986
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,1253	0,0629	0,0626 .
	Andel Netto	-0,0286	0,0253	0,2747
	Andel Netto, lag 1	0,0286	0,0264	0,2934
Frogner	Absolutt prisutvikling Oslo	1,1293	0,1116	1,3e-08 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	0,0833	0,1061	0,4430
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,1315	0,1132	0,2620
	Andel Netto	0,0279	0,0310	0,3820
	Andel Netto, lag 1	-0,0489	0,0345	0,1750
Ullern	Absolutt prisutvikling Oslo	1,1298	0,1024	3,58e-09 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,1939	0,1091	0,0936 .
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	0,1164	0,1116	0,3115
	Andel Netto	0,0007	0,0177	0,9680
	Andel Netto, lag 1	0,0025	0,0185	0,8942
Vestre Aker	Absolutt prisutvikling Oslo	1,1097	0,0637	2,82e-12 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,0681	0,0680	0,3308
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,1304	0,0741	0,0964 .
	Andel Netto	-0,0082	0,0095	0,4016
	Andel Netto, lag 1	0,0123	0,0095	0,2122
Nordre Aker	Absolutt prisutvikling Oslo	1,0307	0,0508	2,37e-13 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	0,1024	0,0525	0,067709 .
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	0,0529	0,0566	0,3628
	Andel Netto	0,0138	0,0044	0,006256 **
	Andel Netto, lag 1	0,0085	0,0044	0,071827 .
Bjerke	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9329	0,0772	9,12e-10 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	0,0613	0,0743	0,4206
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,0766	0,0765	0,3311
	Andel Netto	0,0101	0,0235	0,6719
	Andel Netto, lag 1	-0,0445	0,0216	0,0547 .
Stovner	Absolutt prisutvikling Oslo	0,7216	0,1147	8,16e-06 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,0499	0,0882	0,5790
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	0,0516	0,0902	0,5750
	Andel Netto	0,0066	0,0101	0,5200
	Andel Netto, lag 1	0,0110	0,0129	0,4060
Alna	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9488	0,0809	1,43e-09 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,0981	0,0759	0,2132
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,0313	0,0841	0,7143
	Andel Netto	0,0233	0,0247	0,3589
	Andel Netto, lag 1	-0,0305	0,0244	0,2288
Nordstrand	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9847	0,0517	6,69e-13 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	0,0716	0,0550	0,2105
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,0222	0,0548	0,6910
	Andel Netto	-0,0222	0,0099	0,0393 *
	Andel Netto, lag 1	0,0122	0,0098	0,2297
Søndre Nordstrand	Absolutt prisutvikling Oslo	0,9679	0,1003	2,6e-08 ***
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 1	-0,2788	0,0976	0,0109 *
	Absolutt prisutvikling Oslo, lag 2	-0,1137	0,0952	0,2487
	Andel Netto	0,0082	0,0158	0,6082
	Andel Netto, lag 1	0,0194	0,0167	0,2635

*** Signifikant på 0,1 prosents nivå

*** Signifikant på 1 prosents nivå

*** Signifikant på 5 prosents nivå

.. Signifikant på 10 prosentsnivå

Appendiks 4: Eksempel på R-utskrifter på bydelsnivå (Regresjoner utført på Nordre Aker)

```
Call:
lm(formula = sesongjust_n_aker ~ sesongjust_oslo + andel_kjop)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.0034119 -0.0014306 -0.0000557  0.0013608  0.0034366

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  -0.0020121  0.0007522  -2.675  0.0142 *
sesongjust_oslo  1.0761966  0.0507632  21.200 1.17e-15 ***
andel_kjop      0.0145763  0.0118228   1.233  0.2312
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
Call:
lm(formula = sesongjust_n_aker ~ sesongjust_oslo + andel_brutto)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.0030036 -0.0010427  0.0000026  0.0011560  0.0039247

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  -0.0028164  0.0007201  -3.911 0.000803 ***
sesongjust_oslo  1.1029345  0.0446566  24.698 < 2e-16 ***
andel_brutto    0.0122237  0.0041006   2.981 0.007125 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
Call:
lm(formula = sesongjust_n_aker ~ sesongjust_oslo + andel_netto)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.0030036 -0.0010427  0.0000026  0.0011560  0.0039247

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  -0.0028164  0.0007201  -3.911 0.000803 ***
sesongjust_oslo  1.1029345  0.0446566  24.698 < 2e-16 ***
andel_netto    0.0122237  0.0041006   2.981 0.007125 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```

Call:
lm(formula = sesongjust_n_aker ~ sesongjust_oslo + sesongjust_oslo_lag1 +
    sesongjust_oslo_lag2 + andel_kjop + andel_kjop_lag1)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.0022841 -0.0015259  0.0003916  0.0011722  0.0028600

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   -0.003344   0.001009  -3.313  0.00411 **
sesongjust_oslo  1.101744   0.064013  17.211 3.43e-12 ***
sesongjust_oslo_lag1  0.021239   0.064021   0.332  0.74413
sesongjust_oslo_lag2 -0.001921   0.061755  -0.031  0.97554
andel_kjop      0.019761   0.012104   1.633  0.12094
andel_kjop_lag1  0.028233   0.012732   2.217  0.04051 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

```

Call:
lm(formula = sesongjust_n_aker ~ sesongjust_oslo + sesongjust_oslo_lag1 +
    sesongjust_oslo_lag2 + andel_brutto + andel_brutto_lag1)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.0029352 -0.0008901  0.0001652  0.0007675  0.0023426

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   -0.0044243   0.0009137  -4.842 0.000153 ***
sesongjust_oslo  1.0306641   0.0508094  20.285 2.37e-13 ***
sesongjust_oslo_lag1  0.1023529   0.0524557   1.951 0.067709 .
sesongjust_oslo_lag2  0.0529153   0.0565890   0.935 0.362841
andel_brutto    0.0137905   0.0044226   3.118 0.006256 **
andel_brutto_lag1  0.0085324   0.0044445   1.920 0.071827 .
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

```

Call:
lm(formula = sesongjust_n_aker ~ sesongjust_oslo + sesongjust_oslo_lag1 +
    sesongjust_oslo_lag2 + andel_netto + andel_netto_lag1)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.0029352 -0.0008901  0.0001652  0.0007675  0.0023426

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   -0.0044243   0.0009137  -4.842 0.000153 ***
sesongjust_oslo  1.0306641   0.0508094  20.285 2.37e-13 ***
sesongjust_oslo_lag1  0.1023529   0.0524557   1.951 0.067709 .
sesongjust_oslo_lag2  0.0529153   0.0565890   0.935 0.362841
andel_netto    0.0137905   0.0044226   3.118 0.006256 **
andel_netto_lag1  0.0085324   0.0044445   1.920 0.071827 .
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

```

Call:
lm(formula = relativ_prisutv ~ andel_kjop)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.0037039 -0.0012470  0.0002236  0.0011684  0.0034588

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0016550  0.0004893  -3.382  0.00268 **
andel_kjop   0.0150244  0.0116391   1.291  0.21016
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

```

Call:
lm(formula = relativ_prisutv ~ andel_brutto)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.0034214 -0.0009660  0.0003851  0.0010410  0.0038807

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0020770  0.0004581  -4.533  0.000164 ***
andel_brutto  0.0112915  0.0041058   2.750  0.011683 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

```

Call:
lm(formula = relativ_prisutv ~ andel_netto)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.0034214 -0.0009660  0.0003851  0.0010410  0.0038807

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0020770  0.0004581  -4.533  0.000164 ***
andel_netto  0.0112915  0.0041058   2.750  0.011683 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```