



Bompenger og boligpriser

*Hvordan påvirket opphøringen av bompeneinnkreving på
Askøybroen boligprisene i Askøy kommune?*

Martin S. Haugen & Joakim Helland

Veileder: Roger Bivand

Selvstendig arbeid, Økonomi og administrasjon,
Finansiell Økonomi/Økonomisk Styring

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Forord

Denne masterutredningen er et selvstendig arbeid utført som en avsluttende del av masterstudiet innen økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole. Oppgaven som ble gjennomført våsemesteret 2016 prøver å finne ut hvordan opphøringen av bompengene på Askøybroen påvirket de regionale boligprisene i Askøy kommune.

Oppgaven vår er en fordypning innenfor feltet eiendomsøkonomi og fokuserer på regionale boligmarkeder. Gjennom vårt målrettede arbeid har vi tilegnet oss verdifull innsikt og forståelse av effekten fjerningen av bompenger på Askøybroen hadde på boligprisene i Askøy kommune.

Vi ønsker å rette en stor takk til vår veileder Roger Bivand for god veiledning og oppfølging. Med sin ekspertise og konstruktive tilbakemeldinger har han vært til stor hjelp gjennom skriveprosessen. Vi ønsker også å takke Eiendomsverdi som viste stor velvilje ved å legge forholdene til rette for oss under datainnsamlingen.

Bergen, 20. juni 2016

Sammendrag

Tema for denne mastergradavhandlingen er pendlerkostnader og effekten på regionale boligpriser. Formålet er å utvikle en bedre forståelse av hvordan reduksjoner i pendlerkostnader mot bykjernen påvirker det lokale boligmarkedet i Askøy kommune, samt drøfte implikasjonene av bomeffekten. Vi gir en innføring og beskrivelse av Askøy kommune og Askøybroens omstendigheter. Videre behandler vi den relevante økonomiske teori som Alonso-Muth-Mills-modellen og hedonisk metode, og tidligere forskning. Dette gav grunnlaget til å utforme hypotesen som belyser vår problemstilling. I tillegg til hovedhypotesen definerte vi et sett plausible kontrollhypoteser for å forsikre oss om at modellen er fornuftig.

Vi valgte å designe forskningsopplegget som et naturlig eksperiment hvor vi definerer bomeffekten som fenomenet vi undersøker. Kommunene Fjell og Sotra inkluderes som kontrollgruppen. For å kontrollere for spuriøse sammenhenger benytter vi multippel regresjon som vårt analyseverktøy.

Datagrunnlaget ble levert av Eiendomsverdi. Datagrunnlaget består av boligomsetningsinformasjon for boliger solgt i Askøy, Fjell og Sund mellom 1. januar 1993 og 1. januar 2014. Vi foretok den nødvendige utvelgelse og bearbeiding før det endelige datasettet ble presentert med deskriptiv statistikk. Det endelige datasettet består av 8704 observasjoner. Med utgangspunkt i den økonomiske teorien, tidligere forskning og datasettet ble det utformet en økonomisk modell. Her definerer modellen boligprisen som en funksjon av de inkluderte variablene. Videre utarbeidet vi økonometrisk testbare modeller. Gjennom regresjonsdiagnostikk fremstår den endelige modellen på en dobbeltlogaritmisk funksjonsform med en bomeffektvariabel som har effekt fra starten av 2005. Denne modellen hadde høyest justert forklaringskraft.

I hypotesetestingen kan vi forkaste nullhypotesen om at fjerningen av bompenger ikke påvirket boligprisene i Askøy. Dette var signifikant på 0.001-nivå. Bomeffekten har en koeffisient på -0.11 som betyr at observasjonene som var påvirket av bompengeneffekten var priset 11% lavere enn de som ikke var det, kontrollert for variablene i modellen. Vi illustrerer effekten av bompengene med flere tilnærminger i diskusjonen.

Innholdsfortegnelse

FORORD	2
SAMMENDRAG.....	3
INNHOLDSFORTEGNELSE	4
FIGURLISTE	8
TABELLISTE	10
VEDLEGGSLISTE.....	11
1 INNLEDNING	12
1.1 MOTIVASJON	12
1.2 PROBLEMSTILLING	13
1.3 OPPGAVENS STRUKTUR	13
2 BAKGRUNN.....	15
2.1 ASKØY KOMMUNE.....	15
2.2 BOSETNINGSMØNSTER OG ARBEIDSPLASSE	16
2.3 ASKØYBROEN.....	18
2.4 TRANSPORT OG PENDLING	19
2.5 VALG AV KONTROLLGRUPPE	24
2.6 TIDLIGERE FORSKNING	25
3 ØKONOMISK TEORI	27
3.1 BOLIGMARKEDET - BOLIGENS EGENSKAPER OG KJENNETEGN	27
3.2 ALONSO – MUTH – MILLS-MODELLEN	28
3.2.1 <i>Modellens forutsetninger</i>	28
3.2.2 <i>Husleiegradienten</i>	29
3.2.3 <i>Bompenger og befolkningsvekst</i>	32
3.3 HEDONISK METODE	33

3.3.1	<i>Utgangspunkt</i>	34
3.3.2	<i>Likevekt på etterspørselssiden av markedet</i>	35
3.3.3	<i>Likevekt på tilbudssiden av markedet</i>	39
3.3.4	<i>Markedslikevekt</i>	42
3.4	UTLEDNING AV HYPOTESER	44
3.4.1	<i>Hypoteser</i>	44
4	METODE OG ØKONOMETRISK TEORI	47
4.1	METODE	47
4.1.1	<i>Forskningsdesign</i>	47
4.1.2	<i>Årsakssammenhenger og variabler</i>	48
4.2	REGRESJONSANALYSE	49
4.2.1	<i>Minste kvadrats metode</i>	49
4.2.2	<i>Tester og nøkkeltall</i>	50
4.2.3	<i>Funksjonsform</i>	51
4.2.4	<i>Binære variabler</i>	52
4.3	ØKONOMETRISK ANALYSE I PRAKSIS	52
5	DATA	53
5.1	UTVELGELSE	53
5.2	BEARBEIDING	55
5.2.1	<i>Rensing</i>	55
5.2.2	<i>Omkoding</i>	56
5.3	DESKRIPTIV STATISTIKK	58
5.3.1	<i>Oversikt</i>	59
5.3.2	<i>Pris</i>	60

5.3.3	<i>P-rom</i>	62
5.3.4	<i>Reisetid</i>	64
5.3.5	<i>Alder</i>	65
5.3.6	<i>Kommuner</i>	67
5.3.7	<i>Eierformer</i>	68
5.3.8	<i>Boligtyper</i>	68
5.3.9	<i>Megler</i>	69
5.4	KORRELASJON.....	71
6	ØKONOMETRISK MODELL OG ANALYSE	73
6.1	FUNKSJONSFORM	73
6.1.1	<i>Regresjoner</i>	74
6.1.2	<i>Restleddets fordeling</i>	75
6.1.3	<i>Hetereodaskisitet</i>	76
6.1.4	<i>Multikollinearitet</i>	76
6.1.5	<i>Valg av funksjonsform</i>	78
6.2	BOMVARIABEL	78
6.2.1	<i>Regresjoner</i>	79
6.2.2	<i>Valg av bomvariabel</i>	79
6.3	ENDELIG MODELL.....	80
6.3.1	<i>Variablene</i>	81
6.4	HYPOTESETESTING	82
7	DISKUSJON	85
7.1	BEARBEIDING AV RESULTATENE FRA REGRESJONSANALYSEN.....	85
7.2	REGNEEKSEMPLER.....	89

7.3	ILLUSTRERENDE REGRESJONER	90
8	KONKLUSJON	93
9	ETTERORD OG VIDERE FORSKNING	94
10	BIBLIOGRAFI.....	95
11	VEDLEGG	99

Figurliste

Figur 1 Folkemengde Askøy (Statistisk Sentralbyrå, 2011)	16
Figur 2 Befolkning inndelt etter poststed, tall fra 2013 (Bolstad, 2013)	17
Figur 3 Sysselsatte i ulike næringer (Statistisk Sentralbyrå, 2014).....	17
Figur 4 Strekninger som skal utarbeides (Statens Vegvesen, 2016)	20
Figur 5 Sysselsatte som pendler ut av regionen (Statistisk Sentralbyrå, 2014)	22
Figur 6 Årsdøgntrafikk.....	23
Figur 7 Pendlerdata (Statistisk Sentralbyrå, 2014).....	23
Figur 8 Arbeidsplass og reisetid (Statens Vegvesen, 2014).....	24
Figur 9 Sirkulær monosentristisk by	29
Figur 10 Husleiegradienten (DiPasquale & Wheaton, 1996).....	31
Figur 11 Husleiegradienten i en by med befolkningsvekst (DiPasquale & Wheaton, 1996). 32	
Figur 12 Husholdningenes budfunksjoner (Osland, Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser, 2001).....	38
Figur 13 Produsentenes offerfunksjon (Osland, Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser, 2001).....	42
Figur 14 Markedslivevekt (Osland, Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser, 2001).....	43
Figur 15 Gjennomsnittspris per kommune over tid	61
Figur 16 Histogram over frekvensfordelingen til pris.....	62
Figur 17 Gjennomsnittlig primærrøm per kommune over tid.....	63
Figur 18 Histogram over frekvensfordelingen til primærrøm.....	64
Figur 19 Histogram over frekvensfordelingen til reisetid.....	65
Figur 20 Gjennomsnittlig alder på solgte boliger per kommune over tid	66
Figur 21 Histogram over frekvensfordelingen til alder.....	66
Figur 22 Histogram over frekvensfordelingen til alder lavere enn 10	67
Figur 23 Antall observasjoner per kommune over tid.....	68
Figur 24 Andel solgte boligtyper per kommune	69
Figur 25 Andel boliger solgt med megler per kommune over tid.....	70
Figur 26 Regresjonsresultater: Lineær, semi-logaritmisk og dobbeltlogaritmisk.....	74
Figur 27 Normalskråplott: Lineær, semi-logaritmisk og dobbellogaritmisk	76
Figur 28 Residualplott: Lineær, semi-logaritmisk og dobbellogaritmisk	76
Figur 29 Normalskråplott	79

Figur 30 Residualplott	79
Figur 31 Regresjonsresultat: modell med bomeffekt05	81
Figur 32 Residualplott for de kontinuerlige variabler	82
Figur 33 Estimerte boligpriser med variabel Reisetid.....	86
Figur 34 Estimerte boligpriser med variabel p-rom	87
Figur 35 Estimerte boligpriser med variabel alder	87
Figur 36 Illustrerende, oppstilte regresjoner	91

Tabelliste

Tabell 1 Gruppeinndeling, naturlig eksperiment.....	48
Tabell 2 Oversikt over ekskluderte variabler	55
Tabell 3 Beskrivende statistikk av de kontinuerlige variabler	59
Tabell 4 Beskrivende statistikk av de binære variabler.....	59
Tabell 5 Beskrivende statistikk av pris per kommune	60
Tabell 6 Beskrivende statistikk av p-rom per kommune.....	62
Tabell 7 Beskrivende statistikk av reisetid per kommune.....	64
Tabell 8 Beskrivende statistikk av boligalder i de ulike kommuner	65
Tabell 9 Fordeling av observasjoner per kommune	67
Tabell 10 Fordeling av observasjoner per eierform	68
Tabell 11 Fordeling av observasjoner per boligtype	69
Tabell 12 Verdier fra VIF-test: Lineær, semi-logaritmisk og dobbellogaritmisk	77
Tabell 13 Vurdering av funksjonsform	78
Tabell 14 Regresjonsnøkkeltall fra regresjoner med ulike bomeffektvariabler.....	79
Tabell 15 Differanse mellom eksempler	90

Vedleggsliste

Vedlegg 1 Utfyllende oversikt, primærrom	99
Vedlegg 2 Utfyllende oversikt, pris	100
Vedlegg 3 Oversikt over postnummer, koordinater og reisetid	101
Vedlegg 4 Utfyllende oversikt, alder	102
Vedlegg 5 Utfyllende oversikt, boligtype	102
Vedlegg 6 Regresjon med realpriser	103
Vedlegg 7 Regresjoner med ulike bomvariabler	104

1 Innledning

Vei-prosjekter krever lang planlegging, og for å gjøre utbyggingen av infrastruktur raskere blir bomfinansiering ofte tatt i bruk i Norge. I dag er det rundt 75 bompengeprojekter som er i drift eller har blitt vedtatt av Stortinget (Statens Vegvesen, 2016). Askøybroen er ett av mange vegprosjekt i Norge som er finansiert ved hjelp av bompenger og broen har redusert reisetiden fra Askøy til sentrum.

Innledningsvis i kapittel en vil vi gå gjennom hva det var som motiverte oss til å skrive om effekten reduserte pendlerkostnader har på regionale boligpriser. Videre konkretiseres problemstillingen for oppgaven, før vi avslutningsvis i kapitlet beskriver oppgavenes videre struktur.

Før arbeidet med analysen av datamaterialet så vi for oss at den totale reduksjonen i ekstra pendlerkostnader fra bompenger ville vise seg i en tilsvarende økning i de lokale boligprisene. Vi vil da tro at ved innførelsen av bompenger, så vil en bolig lokalisert i området hvor det kreves bompenger for kjøring mot sentrum være likt priset som en tilsvarende bolig som slipper å betale bompenger for kjøring mot sentrum, minus de forventede ekstra pendlerkostnadene fra bompenger. Ved opphøring av bompengene vil boligene være priset likt.

1.1 Motivasjon

En bolig er for mange ikke bare et sted å bo, men også en investering. For folk flest er det den største investeringen de gjør i livet. Likevel har mange av aktørene i markedet, og da spesielt førstegangskjøperne, begrenset informasjon om både det generelle boligmarkedet og objektet de byr på. Én av fem bruker mindre enn 30 minutter på visningen, og det er unge personer som bruker minst tid på å vurdere boligen (Dagens Næringsliv, 2016).

På bakgrunn av de mye omtalte boligprisene i norsk media de siste årene, ønsket vi å rette problemstillingen mot et relevant tema i det norske boligmarkedet. Vi har begge investert i boligmarkedet og er interessert i å lære mer om mekanismene som er med å drive prisene i markedet. Ettersom bompenger er et hyppig brukt virkemiddel for å utbedre infrastrukturen, vil en analyse av hvordan bompenger påvirker boligprisene ta for seg et dagsaktuelt tema. Resultatene fra analysen vil muligens være direkte overførbare informasjon til lignende

områder med nedkortet reisetid til sentrum, og som midlertidig er underbelagt høyere pendlerkostnader. Forhåpentligvis vil oppgaven være av interesse for blant andre utbyggere, eiendomsmeglere og potensielle boligkjøpere. Både kjøpere og selgere i markedet vil kunne ha nytte av informasjonen fra analysen. Jo bedre aktørene kjenner markedet de ønsker å tre inn i, jo bedre kan de utnytte sine begrensede ressurser.

1.2 Problemstilling

Oppgaven tar utgangspunkt i boliger i Askøy kommune som er omsatt mellom 1. januar 1993 og 1. januar 2014. Vi ønsker å finne ut hvordan det regionale boligmarkedet blir påvirket av reduserte pendlerkostnader. Problemstillingen som skal undersøkes i denne masteravhandlingen lyder som følgende:

Hvordan påvirket opphøringen av bompengeneinnkreving på Askøybroen boligprisene i Askøy kommune?

1.3 Oppgavens struktur

For å gi leseren en bedre forståelse av objektet som skal analyseres i oppgaven starter vi i kapittel to med en generell beskrivelse av Askøy kommune. Vi presenterer bakgrunnsinformasjon om analyseobjektet med hensyn på historikk, geografi, infrastruktur, befolkningsutvikling og bosetningsmønster. Vi forklarer tankegangen bak valget av kontrollgruppen vår, og gir et kort innblikk i tidligere forskning som omhandler regionale boligpriser. Videre ser vi på boligmarkedet og hva som kjennetegner markedet og aktørene, og viser til relevant økonomisk teori i kapittel tre. Med utgangspunkt i teorien utleder vi hypoteser som vi mener vil belyse problemstillingen vår. Kapittel fire omfatter økonometrisk teori og tar for seg det metodiske verktøyet vi vil benytte oss av når vi tester tesen vår. Neste kapittel ser vi på data og har som mål om å formidle hvordan utvelgelsen og bearbeidingen av datamaterialet ble gjennomført. Vi presiserer hvordan datamaterialet ble rensset og presenterer de funnene vi har gjort. Det endelige datasettet, kombinert med innsikten vi sitter igjen med etter gjennomgang av den økonomisk teorien i kapittel tre, danner grunnlaget for en økonomisk modell. Denne modellen blir i kapittel seks formulert til testbare matematiske funksjoner. Det blir bestemt hvilken funksjon som er foretrukket for den endelige analysen,

og vi inkluderer den kritiske bompengervariabelen. Deretter tester vi hypotesene tidligere kommet frem til. Ved hjelp av illustrerende regneeksempler og regresjoner ønsker vi i kapittel syv å demonstrere effekten fjerningen av bompenger hadde på boligprisene i Askøy kommune på en lettfattelig måte. Her belyser vi momenter vedrørende oppgaven og drøfter resultatene fra analysen. I kapittel åtte konkluderer vi hva vi har lært gjennom arbeidet med oppgaven og vurdere resultatene fra analysen opp mot problemstillingen vår.

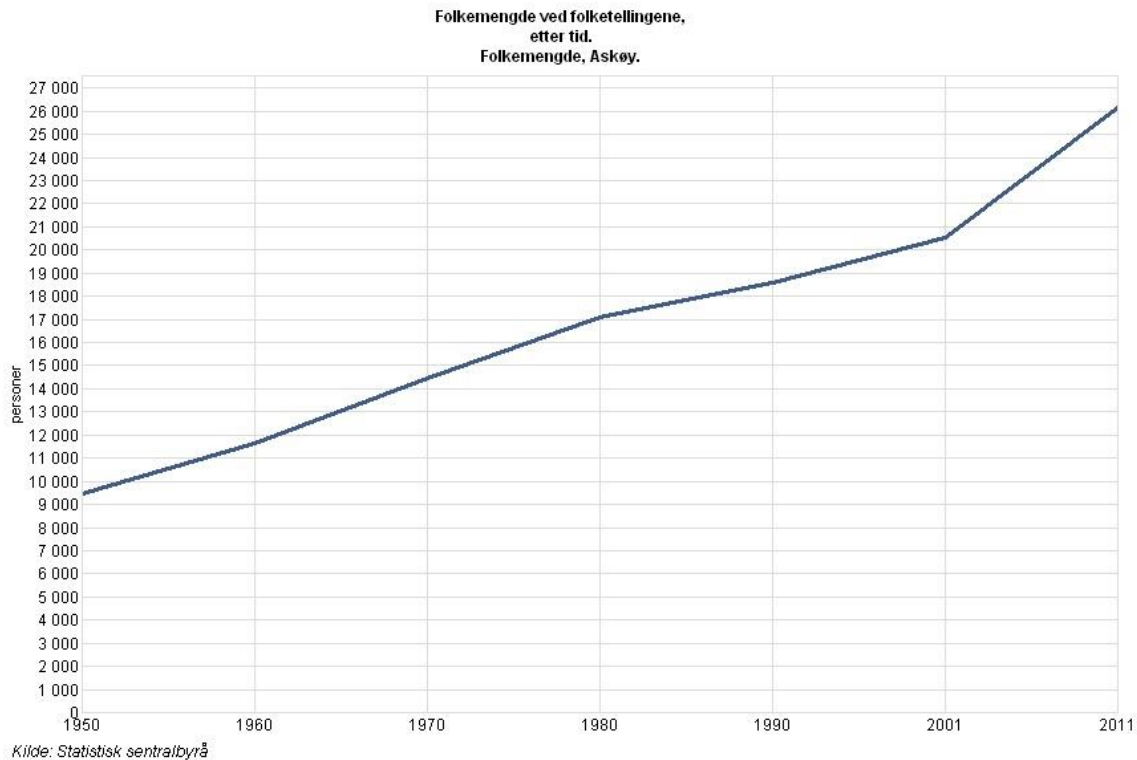
2 Bakgrunn

I dette kapittelet kommer vi til å ta for oss utviklingen av Askøy kommune fra tiden før og etter Askøybroen kom på plass. Vi vil ta for oss bosetningsmønsteret på øyen, se på transportmulighetene av og på Askøy, og beskrive pendlerbestanden i kommunen. Valg av kontrollgruppe vil bli gjennomgått, og vi ser på relevant tidligere forskning. Formålet med bakgrunnsinformasjon er å gi et representativt bilde av vekstkommunen Askøy som er analyseobjektet i oppgaven, forklare valg av kontrollgruppe og få en dypere forståelse av hvordan regionale boligmarkeder kan påvirkes.

2.1 Askøy kommune

Da andre verdenskrig var over bodde det i overkant av 6000 personer i Askøy kommune. I 1964 økte befolkningstallet med hele 1757 innbyggere da områdene Herdla og deler av Meland ble innlemmet i Askøy kommune. I de påfølgende 15 årene vokste innbyggertallet til over 18.000. Dette til tross for at befolkningsveksten totalt sett i kommunen var på snevne 9,4 prosent mellom årene 1980 og 1995. Fjell kommune i vest kunne til sammenligning vise til en vekst på 60,7 prosent i den samme perioden. Før Askøybroen ble en realitet var fergesambandet mellom kommunesenteret i Kleppestø og Sukkerhusbryggen i Bergen hovedforbindelsen til fastlandet med rundt fire millioner passasjerer og i overkant av én million biler (Fossen, 1998).

Askøy kommune ligger i Hordaland fylke og strekker seg 25 kilometer fra sør til nord. Fra grafen i Figur 1 Folkemengde Askøy Figur 11^[10] ser vi hvordan veksten i folkemengden dabbet av rundt 1980 for så å øke kraftig etter år 2000. I perioden 2001 til 2011 var innbyggertallet på Askøy preget av en betydelig vekst på om lag 29 prosent. Ved begynnelsen av året 2015 hadde Askøy 27.858 innbyggere. Dette gjør Askøy til den nest største kommunen i Hordaland med tanke på innbyggere, bare overgått av Bergen kommune. (Statistisk Sentralbyrå, 2015). (Statistisk Sentralbyrå, 2015) kan nytte^[10] (Askøy kommune, 2012) godt av gode levevilkår. For å legge forholdene til rette søker kommunen en aktiv rolle i boligutbygging, næringsetablering, infrastruktur og samfunnsutvikling.

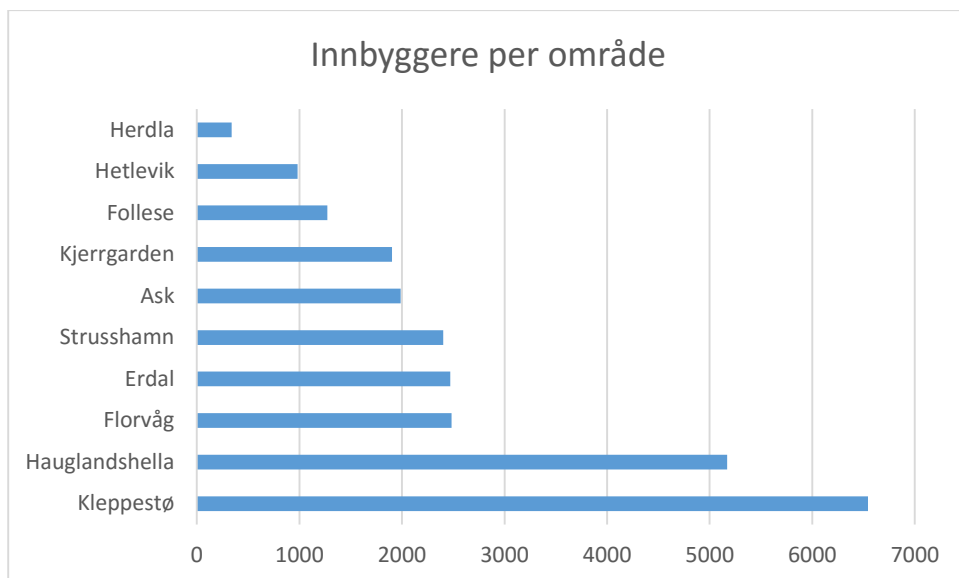


Figur 1 Folkemengde Askøy (Statistisk Sentralbyrå, 2011)

Askøy, Hanøy, Herdla og et mindre antall små øyer utgjør det vi i dag omtaler som Askøy kommune. Samlingen av øyene er adskilt Bergen av Byfjorden og ble først knyttet til Bergen med dampbåt i 1860. Kommunesenteret befinner seg i Kleppestø ved fylkesvei 563 som er en av de to hovedveien på Askøy. Den andre hovedveien, Fylkesvei 562, går langs vestsiden av øyen (Store Norske Leksikon, 2014). Med bussforbindelser til endestasjonene på Herdla og Berland i nord, Hanevik i øst, Breivik og Ramsøy i vest, og Hetlevik, Marikoven, Florvåg og Kleppestø i sør, kan det sies at bussforbindelsen på Askøy er relativt dekkende.

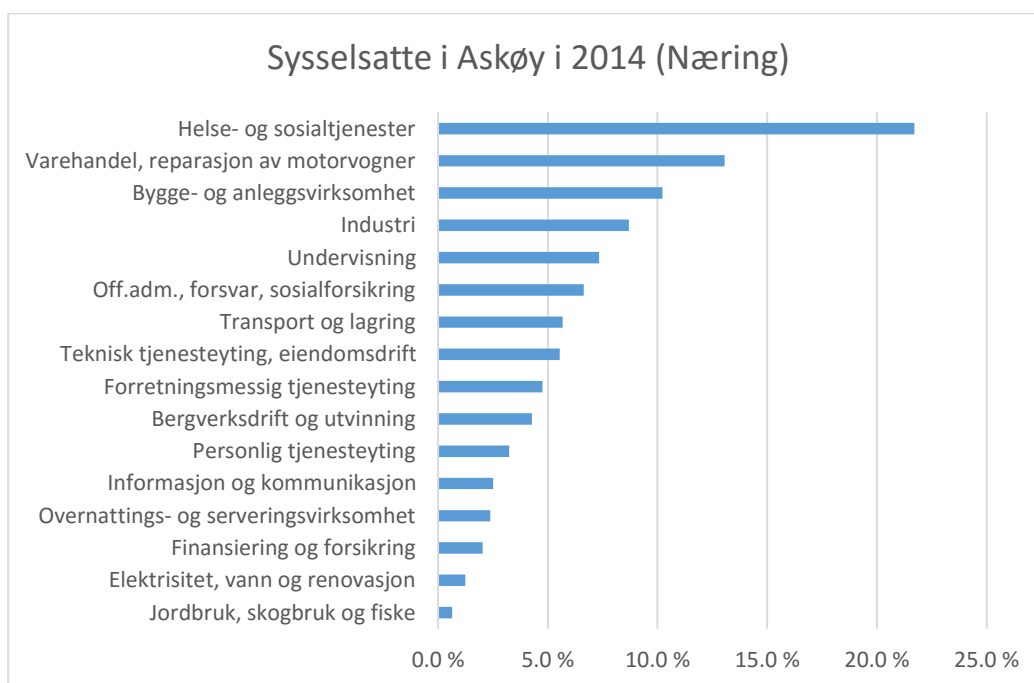
2.2 Bosetningsmønster og arbeidsplasser

Bosetningen i Askøy kommune har foregått i stor grad langs kysten, men Askøy er i dag jevnt over bosatt. Likevel bor folk flest i kommunen på den sørlige delen av øyen i nærheten av Askøybroen. Figur 2 viser fordelingen av innbyggere i Askøy kommune ut i fra postnummeret. Vi noterer oss at så få som 339 personer, eller om lag en prosent av befolkningen, bor i Herdlaområdet helt nord på øyen, mens flesteparten har postnummer i Kleppestø og Hauglandshella.



Figur 2 Befolkning inndelt etter poststed, tall fra 2013 (Bolstad, 2013)

Med en moderne bro på plass mellom Bergen og Askøy lå forholdene til rette for at befolkningsveksten ville øke i Askøy kommune. Etter åpningen av Askøybroen i 1992 og frem til 2008 bidro denne samferdselsinvesteringen til at befolkningen i Askøy kommune økte med 28 prosent. I den samme perioden var befolkningsveksten henholdsvis 34 prosent og 15 prosent på Sotra og i Bergen kommune (Hagen, Pedersen, & Tveter, 2014).



Figur 3 Sysselsatte i ulike næringer (Statistisk Sentralbyrå, 2014)

Tall fra Statistisk Sentralbyrå i Figur 3 viser at 21,7 prosent av de sysselsatte i Askøy kommune jobber innenfor helse- og sosialtjenester. Jordbruk, skogbruk og fiske, som før i tiden var en langt viktigere næring på øyen, står for så lite som 0,6 prosent av sysselsettingen. Askøy kommune er den største arbeidsgiveren i Askøy med ca. 1400 ansatte. Askøy har tradisjonelt ikke vært noen stor nærings- og industrikommune, og næringslivet har for det meste vært preget av små til mellomstore bedrifter. De gamle primærnæringene har i stor grad utspilt sin rolle og har blitt erstattet av industri- anleggs- og servicevirksomhet. Omtrent 3 av 4 arbeider innen tertiærnæringen i Askøy kommune (Askøy kommune, 2009).

2.3 Askøybroen

På 1950 tallet vokste det fram et ønske om å knytte Askøy til fastlandet med en broforbindelse. Veisjefen i Hordaland på det tidspunktet, Olav Torpp, anså det på den tiden som økonomisk sett umulig å bygge broen. Ideen brakte med seg voldsom entusiasme og senere vedtok kommunestyre å opprette Askøybrua A/S. Kommunene Fjell, Sund og Øygarden tegnet aksjer i selskapet som skulle stå for Askøybroen-prosjektet. Ettersom Laksevåg i 1972 ble innlemmet i Bergen kommune var det nå Bergen som måtte overbevises om at broen var en god ide. Bergen kommunen var bekymret over belastningen broen ville bli for trafikken på den venstre innfartsåren og byens sentrumsområder. Bergen var derfor nølende til prosjektet. Til slutt besluttet bystyret å tegne sin tiltenkte del av aksjekapitalen på 150.000 kroner og i 1974 ble Askøybrua A/S konstituert. Rundt 60 prosent av arbeidstakerne i Askøy kommune hadde på den tiden sine arbeidsplasser i Bergen og en broforbindelse var av stor interesse for hele askøysamfunnet. Til tross for dette, vokste det fram en økende motstand mot prosjektet. Valg av brotrasé, fremdriften til prosjektet, reisetid og reisepris var bare noen av elementene som splittet askøyværingene. Valget av veitrasé fra broen til Bergen sentrum viste seg å bli det største forsinkende faktoren for brobyggingen ved siden av finansieringsvanskene (Fossen, 1998).

Ved starten av 1980-årene var askøyværingene fortsatt splittet i synet på broprosjektet. Da forslaget om at forhåndsbompenger skulle kreves inn på fergen ble vedtatt, utløste det demonstrasjoner fordi det ble ansett som urettferdig da det bare rammet de som jobbet på fastlandet. Underskriftskampanjer mot forhåndsbompengene var undertegnet av så mange som 2/3 av alle avgitte stemmer ved det foregående kommunevalget. Saken ble senere lagt

fram for Stortinget ettersom bruken av bompenger til å finansiere veibyggingssprosjekter har hjemmel i vegloven. 5. desember 1983 ga Stortinget tillatelse til å innføre forhåndsbompenger på ferjeforbindelsen Kleppestø-Bergen til finansiering av tilførselsveiene til brofestet. Bergen ønsket at Askøybroen skulle ha en høyere seilehøyde enn den foreslåtte høyden på 62 meter. Partene fant en alternativ løsning ved at Herdlaflaket kunne utdypes for å skape en alternativ seilingsled for større fartøyer. Med finansieringen på plass kunne endelig broen bygges og arbeidet ble startet 24. april 1984. Broutviklingen lå foran tidsskjemaet og broåpningen ble fremskutt fra mai 1993 til 12. desember 1992 (Fossen, 1998).

Da Askøybroen ble åpnet 12. desember 1992 stod den som Nordens lengste hengebro med sine 1.057 meter. Broen hadde to motgående veibaner og en egen gang- og sykkelvei. Broen ble designet slik at den i fremtiden kan utvides til tre veibaner og en ekstra gangvei. Økt trafikk og lavere rente førte til at bompengerperioden for Askøybroen ble redusert med seks år. Med rabattkort kostet det 60 kroner dagen å kjøre bil over broen mens enkeltbillett kostet 40 kroner mer. For en dagpendler som er avhengig av bil utgjorde dette en årlig utgift på 13.000 kroner, rundt regnet. (Bergens Tidende, 1994). Ettersom folketallet på hele 90-tallet ikke økte med mer en vel 1100 personer kan det tenkes at en slik utgift fungerte som en effektiv brems på tilflyttingen. 18. november 2006 var Askøybroen ferdig nedbetalt og det ble gratis å kjøre over broen.

2.4 Transport og pendling

I dag er det relativt kort reisevei til Bergen med kollektivtransport fra Askøy. Askøybroen fungerer som hovedforbindelse til Bergen. Den blir supplementært med hurtigbåten Askøyruten som fra 2015 overtok for M/S Snarveien. Askøyruten går fra Kleppestø til Strandkaien på 19 minutter. Bussreisen fra Kleppestø til Festplassen i Bergen Sentrum tar ifølge Skyss 20 minutter. Veinettet inne på øyen har lenge vært karakterisert av små og dårlige veier, noe som resulterte i at Askøypakken ble satt i verk.

Askøypakken

Veinettet i Askøy har lenge hatt behov for en oppgradering. Da Askøybroen var ferdig nedbetalt, ble det lansert forslag om at bompengerevningen skulle fortsette for å dekke utbedring av veiene på Askøy. Forslaget ikke fotfeste, og broen ble som tidligere nevnt gratis

å kjøre over i 2006. Åtte år senere startet imidlertid innkrevingen gjennom Askøypakken. De nye bompengene skulle dekke etableringen av bomring på Askøy for å finansiere ti veiprosjekter, kollektivtiltak og andre tiltak. Stortinget godkjente en opprinnelig pris på pakken til 1,420 milliarder. Hordaland fylkeskommune skal bidra med 420 milliarder mens de resterende 1,100 milliardene som er budsjettert til prosjektet må dekkes i form av bompenger. Bompengerperioden lagt til grunn var inntil 14 år. Bomstasjonene ble satt opp på Nedre Kleppe, Stongafjellet, Storeklubben og Vatnavatnet (BT, 2015).

På kartet i Figur 4 ser vi de planlagte strekningene markert med rødt som skal utarbeides ved hjelp av bompengefinansiering. Bompengestasjonene er markert med blå sirkler.



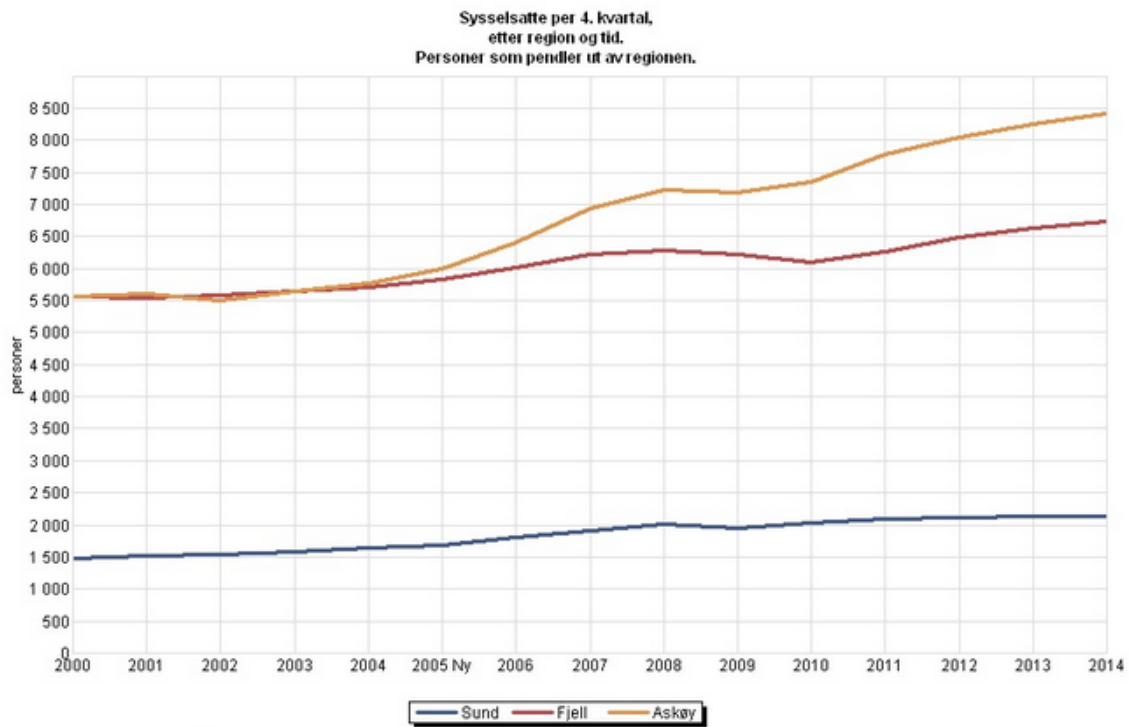
Figur 4 Strekninger som skal utarbeides (Statens Vegvesen, 2016)

El-biler

En motreaksjon til innføringen av bompenger gjennom Askøypakken kan argumenteres for å være synlig i eksplosjonen av el-biler i Askøy kommune. El-biler slipper foreløpig å betale ved passering av bompengestasjonene og får flere steder i sentrumsområdene tilgang til gratis parkering. I år 2013 var det 117 registrerte el-personbiler på Askøy. Året etter var antallet økt til 677 el-biler. Det er en økning på hele 382 prosent. Til sammenligning var økningen av registrerte el-biler i Bergen kommune og Fjell kommune henholdsvis 240 og 244 prosent i samme tidsperiode. Hordaland fylke hadde i 2014 den 3. høyeste bestanden av el-personbiler av norske fylker. Økningen i den generelle bilbestanden i Hordaland fra 2013 til 2014 var omtrentlig 2 prosent. (Statistisk Sentralbyrå, 2015). Det kan med tanke på tallene presentert tenkes at det er en sammenheng mellom økningen i el-bilbestanden på Askøy og de nylige innførte bompengestasjonene på øyen.

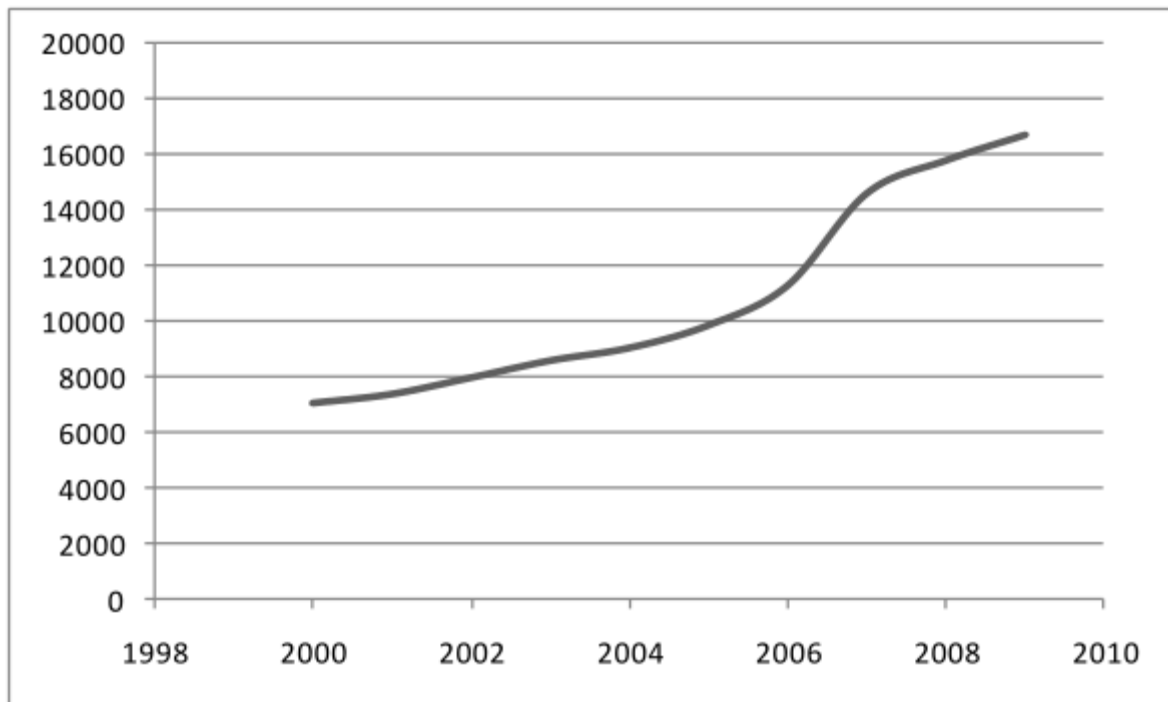
Pendling

I 2010 pendlet mer enn 6.200 av innbyggerne i Askøy til Bergen. Dette er en dobling fra året 1990 hvor tallet lå på knappe 3000. En reisebesparelse på hele 29 minutter ved byggingen av Askøybroen ser ut til å ha bidratt til at Askøy sin pendlerbestand økte med 21 prosent poeng i perioden (Hagen, Pedersen, & Tveter, 2014). I Figur 5 ser vi utviklingen i antall pendlere på Askøy i forhold til kommunene Fjell og Sund. Fra år 2000 til 2005 ser det ut til at Fjell og Askøy har omtrent like mange pendlere. Sund har færre pendlere, men virker å følge samme trend som de to andre. Etter 2005 skiller Askøy seg ut ved at kommunen opplever en langt sterkere vekst i antall pendlere enn de to andre.



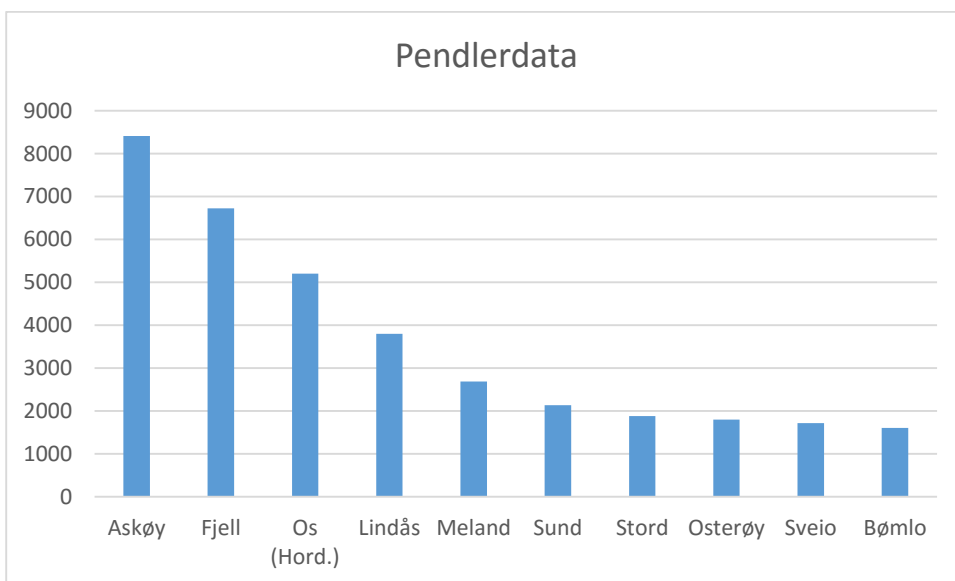
Figur 5 Sysselsatte som pendler ut av regionen (Statistisk Sentralbyrå, 2014)

Grafen for årstdøgns trafikk (ÅDT) i Figur 6 viser at det ble en markant økning i trafikken over broen etter at bompengene forsvant. I perioden fram mot fjerningen av bompengene steg årstdøgns trafikken jevnt. I år 2015 har ÅDT over Askøybroen steget til over 20.200 (Statens vegvesen, 2015)



Figur 6 Årsdøgntrafikk

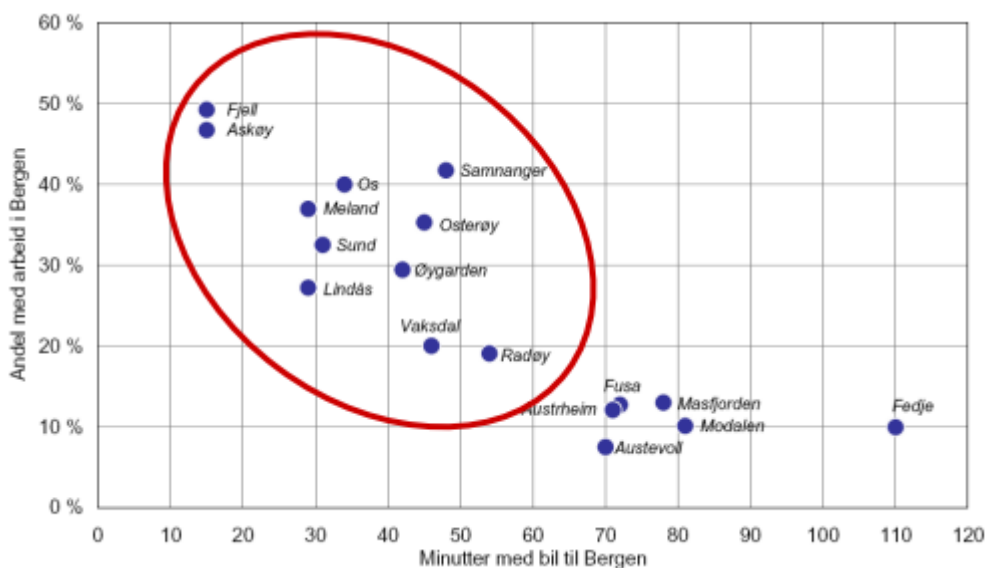
I 2014 pendlet ifølge SSB 8.410 personer fra boligen sin til arbeidsplassen i en annen kommune. Det vil si at Askøy har det nest høyeste antallet pendlere av kommunene i Hordaland, bare overgått av Bergen kommune med sine 18.447 pendlere. På de to neste plassene fulgte Fjell og Os kommune med henholdsvis 6.724 og 5.169 pendlere. I 2014 pendlet 78,6 prosent av Askøy sine pendlerne fra Askøy til Bergen kommune (Statistisk Sentralbyrå, 2014).



Figur 7 Pendlerdata (Statistisk Sentralbyrå, 2014)

2.5 Valg av kontrollgruppe

Som vi vil komme nærmere inn på i kapittel fire så trenger forskningsopplegget vårt en kontrollgruppe. Med en relativ lik andel av befolkningen som har sitt arbeidssted i Bergen, tilnærmet lik pendlerdistanse mot sentrum og at kommunene ligger på øyer med broforbindelse til Bergen, så fremstår Fjell og Sund kommune på Sotra som relativ lik Askøy kommune. De er riktignok ikke identiske, men av områdene rundt Bergen så mener vi at Fjell og Sund kommune er de to områdene som bærer størst likhetstrekk med Askøy kommune med tanke på pendlerbestand og distanse til sentrum. Sotra fikk en utbedring i infrastrukturen da Sotrabroen sto ferdig i 1971. Det ble innkrevd bompenger på Sotrabroen til og med høsten 1983 (Bergen Byleksikon, 2001). Av praktiske formål legger vi til grunn at alle endringene i boligprisene som resulterte fra denne utbedringen i infrastruktur, og senere fjerning av bompenger, har blitt fanget opp i markedet ved inngangen av analyseperioden vår som starter i 1992. Med en tilsvarende infrastruktur som Askøy kommune fra 1992 og videre, anser vi Fjell kommune og Sund kommune seg godt egnet som kontrollgruppe. I analysen ser vi på innpendling til sentrum for både kontrollgruppen og analyseobjektet Askøy kommune.



Figur 8 Arbeidsplass og reisetid (Statens Vegvesen, 2014)

2.6 Tidligere forskning

Dette delkapittel vil oppsummere et utvalg tidligere forskning som bidrar med nyttig innsikt mot problemstilling vår. Følgende rapporter har liknende problemstillinger med tanke på infrastruktur og effekt på boligpriser.

Hvilken effekt har fjerningen av bompenger i Rennfastsambandet hatt på boligprisene i Rennesøy kommune?

(Eik-Nes & Josefsen, 2009)

Bacheloroppgaven skrevet av Eik-Nes og Josefsen har en svært lik problemstilling som vår oppgave. De tok for seg et datasett for perioden 1991 til 2008, hvor bompengene opphørte i 2006. I sin analyse av gjennomsnittlig kvadratmeterpris fant Eik-Nes og Josefsen at boligprisene hadde økt kraftigere i Rennesøy kommune enn resten av Sør Rogaland, men analysen kunne ikke konkludere med at fjerningen av bompenger var den utløsende årsaken ettersom bomeffekten i deres økonometriske analyse ikke viste seg å være signifikant. De hadde et svært lavt antall observasjoner i sitt datasett og ingen kontrollgruppe i sin regresjonsmodell.

Bomringens effekt på boligprisene i Kristiansand

(Byremo, 2006)

I denne masteroppgaven skrevet av Byremo undersøkes effekt bomringen i Kristiansand har på boligprisene i Kristiansand. Han finner en klar sammenheng mellom boligens areal og boligpris, mellom boliglokalisering i forhold til bomringen, og mellom avstand fra sentrum og boligpris. I sin økonometriske analyse fant han at bomringens effekt var i høy grad signifikant og med en kraftig effekt. Boligstrukturen i Kristiansand trekkes frem som en av grunnene til at bomringseffekten på boligprisene var vanskelig å anslå i et eksakt beløp.

Hvordan har utbyggingen av ny motorvei I Agder påvirket boligprisene i Lillesand?

(Grimstvedt & Adolfsen, 2011)

Grimstvedt og Adolfsen undersøkte om redusert reisetid medførte økte boligpriser for de pårørte boligene. Analysen viste at redusert reisetid fra Lillesand til Kristiansand økte boligprisene i Lillesand, og at effekten var størst det året veien åpnet. Den økonometriske

analysen resulterte i at de beholdt hypotesen om at utbyggingen av motorveien har økt boligprisene i Lillesand.

Bybanens innvirkning på boligpriser i Bergen

(Fredriksen, 2013)

Fredriksen undersøker hvilken betydning bybanen i Bergen har hatt på boligprisutviklingen for de nærliggende områdene rundt bybanens første trasé. Med grunnlag i sin økonometriske hypotesetesting, konkluderer hun at bybanen har påvirket boligprisene positivt i nærliggende områder.

Bomringens effekt på boligprisene i Kristiansand etter at de nye bomprisene ble innført

(Løyning & Haugan, 2011)

I masteroppgaven skrevet av Løyning og Haugan ønsker de å finne bomringens effekt på boligprisene i Kristiansand etter at nye bompriser er blitt innført. Analysen viser at det er en signifikant positiv effekt mellom boligens areal og pris, men signaliserer samtidig at bomringens innvirkning på boligprisene var merkbart høy. Løyning og Haugan nedjusterer senere bomringseffekten da store deler av den kan forklares i at boligarealet prises forskjellig avhengig av om boligen ligger innenfor eller utenfor bomringen.

Lærdom fra tidligere forskning

Utvalget viser at bomeffekten kan være kraftig og i høy grad signifikant (Byremo, 2006), og at redusert reisetid kan medføre økte boligpriser spesielt første året det forekommer utbedringen av infrastrukturen (Grimstvedt & Adolfsen, 2011). Kortere reisetid og bedre infrastruktur for transport påvirker de nærliggende boligprisene positivt (Fredriksen, 2013). Dersom analysen ikke tar for seg nok observasjoner og regresjonsmodellen ikke inneholder en kontrollgruppe, så vil det være vanskelig å si om bomeffekten er den utløsende årsaken (Eik-Nes & Josefsen, 2009).

3 Økonomisk teori

I dette kapittelet vil vi starte med en beskrivelse av boligmarkedet og hva som kjennetegner produktene i markedet. Videre vil vi ta for oss Alonso-Muth-Mills modellen som gjennom en forenkling av virkeligheten forklarer hvordan beliggenhet påvirker prisen på bolig. Til slutt vil vi utlede hvordan ulike attributter ved boligen er med å bestemme prisene i boligmarkedet.

3.1 Boligmarkedet - Boligens egenskaper og kjennetegn

I økonomisk litteratur anses produktene i boligmarkedet som heterogene og immobile (Osland, Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser, 2001). Det vil si at ingen bolig eller tomt er like. Bolig består ikke bare av grunnmur, vegger og tak, men er heller et samlet produkt av ulike attributt som utsikt, kvadratmeter, tilgang på ren luft, etc. Produktet har lang levetid og blir for mange den største investeringen de gjør i livet. Selv om enkelte boliger kan fremstå som identiske med første blick, så fremgår det likevel ulikheter ved enhetene. Boligene kan ikke oppta den samme plassen og de vil derfor ha spesifikke egenskaper som er spesiell for enheten. Ta for eksempel kjøp av en leilighet i en blokk med heis hvor alle leilighetene har den samme planløsningen og boareal. Det vil være rimelig å anta at en toppleilighet med fantastisk utsikt og lavt støynivå vil holde et høyere prisnivå enn en tilsvarende leilighet i første etasje hvor utsikten er redusert og støynivået er noe høyere. Dersom blokken ikke hadde vært utstyrt med heis, så ville det være rimelig å anta at det vil påvirke prisen selger kan forvente å få i markedet, ettersom det blir en belastning for beboerne å komme seg fra inngangspartiet i første etasje til leiligheten, og fra leiligheten til utgangspartiet.

Konsumentene i boligmarkedet har alle ulikt behov for bolig. Førstegangskjøperne ønsker å komme seg inn på markedet, men har generelt mindre egenkapital, lavere lønninger og tilgjengelig lånebeløp enn de som er etablert i markedet. Behovet for bolig er ofte begrenset til ett-, to- eller tre-roms leiligheter. Barnefamilier har gjerne et annet behov for bolig og dersom familien vokser kan det tenkes at de kjøper «større og bedre» boliger. Senere i livet endres ofte behovet igjen når konsumentene har blitt eldre og barna deres er flyttet ut. Da kan det bli aktuelt med en mindre bolig som holder høyere standard, har kortere vei til nærbutikker ol, og trenger mindre vedlikehold.

I Norge er det stadig fokuset i media om viktigheten av å komme seg inn på boligmarkedet og dermed betale til seg selv i motsetning til å leie av andre. Det gjenspeiler seg i tallene fra

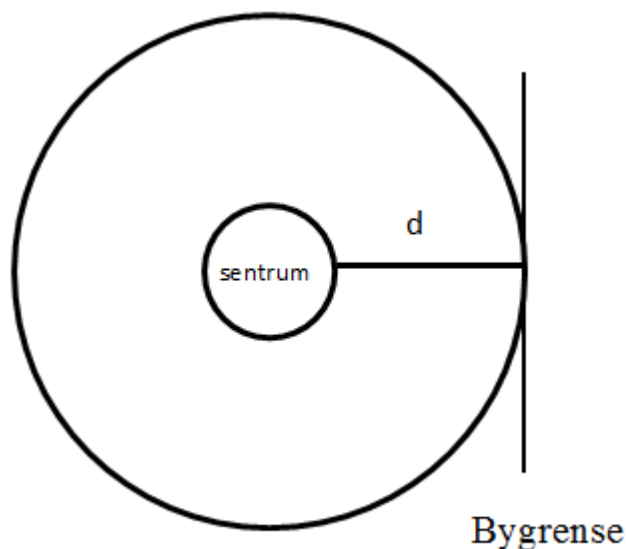
2013 som viser at mer enn 8 av 10 nordmenn bor i egen bolig (Eurostat, 2015). Tall fra Eurostat viser at Norge ligger høyt oppe på listen over land i Europa med tanke på prosentandelen av befolkningen som bor i egen bolig. I land som Sveits og Tyskland er det langt vanligere å leie, noe som blant annet kan tilskrives at leiemarkedet er regulert av myndighetene og at bankene har en forsiktig tilnærming til utlån (The Independent, 2011).

3.2 Alonso – Muth – Mills-modellen

Gitt de heterogene produktene i boligmarkedet, kan det være problematisk å snakke om tilbud og etterspørsel på et bestemt sted. Tilbudet at tomter innenfor et området er fast og anses for å være fullstendig uelastisk. Etterspørselen vil derimot la seg påvirke av prisen i stor grad, ettersom det forekommer substitutter i nærliggende områder. En slik tilnærming tilsier at hver enkelt tomt må prises slik at den gjenspeiler fordelene som følger landområdet. Etterspørselen etter tomten driver prisen, som igjen varierer med beliggenhet. I følge teorien om kompenserende differensial er det kun etterspørsel som bestemmer den relative verdien av tomter eller boliger på forskjellige områder. Tilbudet sin rolle er begrenset til å sette det generelle prisnivået. Det fundamentale kjennetegnet ved et urbant tomte- og boligmarked er at produkter med bedre beliggenhet er høyere verdsatt enn produkter som ligger i mindre gunstige områder (DiPasquale & Wheaton, 1996).

3.2.1 Modellens forutsetninger

DiPasquale og Wheaton (1996) tar utgangspunkt i arbeidet til Alonso (1964), Muth (1972) og Mills (1969) og presenterer en forenklet modell av virkeligheten. Modellen har som mål å forklare faktorene som dikterer tomteprisene i urbane områder gitt visse forutsetninger. Modellen tar utgangspunkt i en monosentrisk by hvor alle arbeidsplasser befinner seg i ett arbeidssenter midt i byen. Byen er sirkulært utformet og arbeiderne pendler i en rett linje fra boligen sin til arbeidsplassen i sentrum.



Figur 9 Sirkulær monosentristisk by

Pendlerkostnaden representeres ved k kroner årlig per kilometer. Alle husholdninger er identiske i henhold til inntekten y og antall arbeidere per husholdning. Husholdningene bestemmer selv hvordan de vil fordele inntekten på pendling, bolig eller andre varer (representert ved x). Videre er boligene identiske på de ulike områdene gjennom å ha de samme egenskapene og utforming. Boligene er altså homogene. Vi går ut i fra at alle i markedet må leie bolig. Den årlige husleien $R(d)$ varierer med pendlerdistanse fra sentrum. En boligenhet er en kombinasjon av et konstant areal landområde per boligenhet (dekar, q) og boligkapitalen (arbeidskraften og materialet) nødvendig for nybygg til kostnad c . Boligtettheten defineres som $1/q$. Dersom vi antar at markedet er i likevekt så vil enhver bolig bli leid ut til høystbydende, og tomter bli brukt til det som resulterer i høyest leie. Kvaliteten og boligtettheten er konstant over alt i byen, og det kan dermed ikke rives for deretter å erstatte med et nytt bygg i ny form (DiPasquale & Wheaton, 1996).

3.2.2 Husleiegradienten

Den klassiske teorien om leie utarbeidet av David Ricardo tilsier at leien for bolig eller tomt blir bestemt av prinsippet om kompensasjon. Økte pendlerkostnader kompenseres i form av lavere husleie slik at disponibel inntekt til andre varer og tjenester holdes konstant. Denne

loven om husleie blir omtalt som Ricardiansk husleie. Den avgjørende faktoren for prisen på boligen er dermed basert på avstanden fra sentrum (DiPasquale & Wheaton, 1996).

Husholdningene velger prisen de vil betale for en boligenhet ved å endre pendletiden fra enheten til sentrum (Osland, Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser, 2001). Brukere av eiendommer konkurrerer om beliggenhet i markedet. De som får mest nytte av de ulike egenskapene til eiendommen vil tilby den høyeste leien for den aktuelle eiendommen og dermed ende opp som leietaker. Etersom husholdningene er identiske, så har de like preferanser når det gjelder andelen av disponibel inntekt de ønsker å bruke på den samlede kostnaden av transport og husleie. Utgifter på alle andre varer og tjenester utover pendling og bolig er konstant lik x^0 for alle husholdninger. Modellen er en forenkling av virkeligheten hvor prisen kun er diktert av beliggenheten i forhold til sentrum. Ved å øke distansen boligen har til sentrum, øker også pendlerkostnaden kd . Pendlerkostnader inkluderer både indirekte kostnader som mindre fritid, og direkte kostnader som drivstoff, bompenger eller utgifter til offentlig transport. Husleien $R(d)$ vil dermed være det som blir igjen av inntekten y etter at pendlerkostnadene kd og annet konsum x^0 er trukket fra. Det gir oss følgende ligning for husleie:

$$R(d) = y - kd - x^0 \quad (1)$$

I sentrum er $d=0$ og husleien blir dermed $R(d) = y - x^0$. Her er pendlerkostnader ikkeeksisterende. Ved bygrensen b i den tenkte monosentriske byen er distansen til arbeidsplassene i sentrum størst og husleien derfor billigst. Utenfor bygrensen antar vi i henhold til den Ricardianske modellen at landområdene blir brukt til andre formål enn boligutleie, eksempelvis jordbruk. Utenfor bygrensen er husleien den samme om alternativkostnaden ved jordbruk r^a per dekar. Gitt konstant boligtetthet $1/q$, vil husleien på bygrensen ($d=b$) være summen av både tomteleie og den annualiserte kostnaden ved å bygge en enhet, kjent som byggeleie c . Husleien på bygrensen blir da:

$$R(b) = r^a q + c \quad (2)$$

Ved å sette ligning (1) lik ligning (2), $R(d) = y - kb - x^0 = r^a q + c = R(b)$, kan vi finne konsum av alle andre varer og tjenester x^0 .

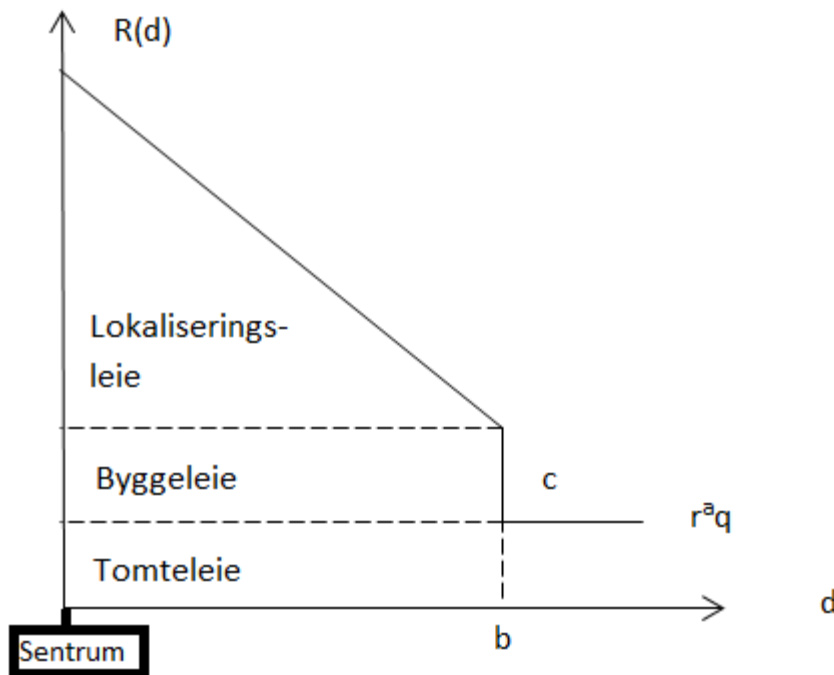
$$x^0 = y - kb - (r^a q + c) \quad (3)$$

Bevegelse bort fra sentrum vil øke pendlerkostnaden med nøyaktig samme beløp som husleien reduseres med slik at x^0 holdes konstant for alle husholdningene i byen. Videre erstatter vi x^0

i ligning (1) med uttrykket vi kom fram til i ligning (3). Dette gir oss $R(d) = y - kd - (y - kb - (r^a q + c))$. Mer oversiktlig kan det presenteres slik:

$$R(d) = (r^a q + c) + k(b - d) \quad (4)$$

Under vises husleiegradienten fra ligning (4) grafisk:



Figur 10 Husleiegradienten (DiPasquale & Wheaton, 1996)

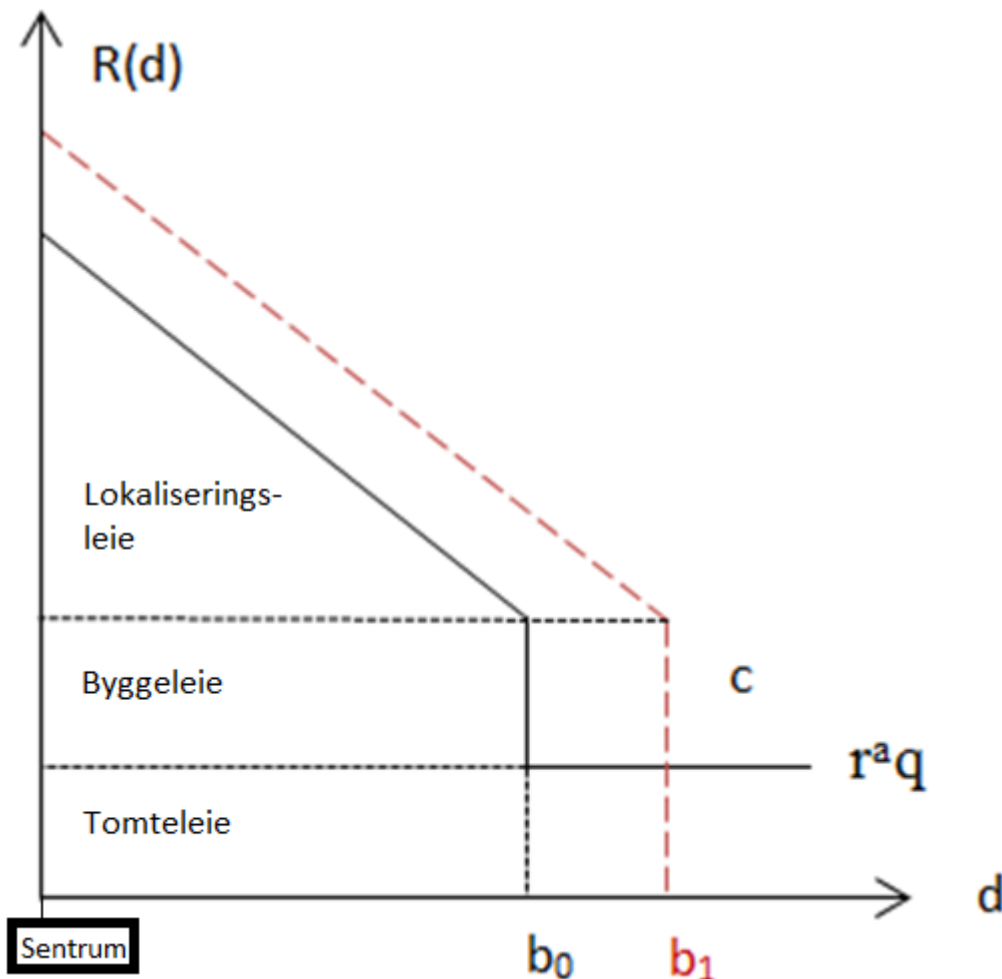
Figur 10 viser pendleravstander d langs x-aksen med bykjernen i origo, og husleien langs y-aksen. Husleien består av de tre komponentene lokaliseringsleie $k(b-d)$ som resulterer av besparelser i pendlerkostnad, byggeleie c , og tomteleie $r^a q$ som er nødvendig for å konvertere jordbruksareal til urban boligbyggingsareal. Bygge- og tomteleie er konstant for alle boliger i markedet uansett beliggenhet mens lokaliseringsleien reduseres ved økt avstand til sentrum. Ved å derivere ligning (4) med hensyn på d finner vi hvor mye husleien avtar når d øker.

$$\frac{\partial R(d)}{\partial d} = -k \quad (5)$$

Husleiegradientens helningsgrad viser at husleien avtar når pendlerkostnadene og avstanden til sentrum øker. Ettersom x^0 er konstant må husleien reduseres med nøyaktig samme beløp som økningen i pendlerkostnadene med bevegelse bort fra sentrum for at innbyggerne skal være likegyldig til valg av bolig i byen (DiPasquale & Wheaton, 1996).

3.2.3 Bompenger og befolkningsvekst

Ved innføring av en bomring vil innbyggerne innenfor bomringen få økte kostnader i form av økt husleie, mens de som bor utenfor bomringen vil få økte utgifter i form av høyere pendlerkostnader. Samtlige innbyggere vil få redusert den disponibel inntekten til kjøp av andre varer og tjenester enn husleie og pendlerkostnader med verdien om bompengene. Dersom denne tenkte monosentristiske byen med gitt konstant boligtetthet opplever befolkningsvekst vil bygrensene utvide seg for å bygge nye boliger. Vi ser dermed at husleiegradienten skifter utover. De nye boligene på den nye bygrensen vil ha en husleie som tilsvarer $r^a q + c$.



Figur 11 Husleiegradienten i en by med befolkningsvekst (DiPasquale & Wheaton, 1996)

Vi ser her i Figur 11 at lokalisierungsleien øker for alle boliger innenfor bygrensen som et resultat av at bygrensen nå er blitt utvidet fra b_0 til b_1 . Husleien ved den gjeldene bygrensen

vil alltid være summen av byggeleie c og tomteleie $r^a q$. Boliger som ligger på den gamle bygghens b_0 , som tidligere ikke hadde lokaliseringseleie, befinner seg nå nærmere sentrum enn andre boliger nærmere b_1 . De vil derfor måtte betale en høyere husleie ettersom de oppnår besparinger i pendlerkostnader i forhold til boliger lengre unna sentrum. For byer i stadig vekst vil husleien for alle boliger innenfor bygghens stige etter hvert som byen utvider seg. Av Figur 11 ser vi at de største prosentvise endringene i leie oppstår i områdene lengst vekk fra sentrum. Den prosentvise endringen vil avta jo nærmere boligen er relativ til sentrum sett fra bygghens. Vi tar utgangspunkt i ligning (4), men tar høyde for tidspunktet ved beregning av husleie. Husleien vil på et tidspunkt t være gitt av ligningen:

$$R_t(d) = (r^a q + c) + k(b_t - d) \quad d \leq b_t, \text{ for alle } t \quad (6)$$

Prisen på boligen blir den neddiskonterte verdien av alle kontantstrømmene en bolig vil gi i form av leie. Ved kontinuerlig diskontering med diskonteringsrenten i og forventet årlig vekst g , kan vi finne nåverdien av eksisterende boliger (DiPasquale & Wheaton, 1996).

$$P_t(d) = NV_{t \rightarrow \infty} \{R_t(d)\} = \frac{r^a q}{i} + \frac{c}{i} + \frac{k(b_t - d)}{i} + \frac{k b_t g}{i(i - g)} \quad d < b_t, i > g \quad (7)$$

Alonso-Muth-Mills modellen gir oss dermed en boligpris ved å summere nåverdien av alternativkostnaden til tomten dersom den ville blitt brukt til jordbruksformål, nåverdien av byggekostnadene til huset, nåverdien av besparelsene i pendlerkostnader i forhold til et hus på bygghens og nåverdien av de økte besparelsene i pendlerkostnader i fremtiden når byen vokser og bygghens beveger seg utover (DiPasquale & Wheaton, 1996).

3.3 Hedonisk metode

Den hedoniske metoden tar for seg en rekke andre prisdrivende faktorer ved en bolig enn den forenklete Alonso-Muth-Mills-modellen, som beskriver hvordan to ellers like boliger kan variere i pris avhengig av hvor boligen ligger i forhold til bysentrum. Den største forskjellen er at bolig blir behandlet som et heterogent gode. Avstanden til sentrum er kun én av flere faktorer i modellen. Den hedoniske modellen brukes for å estimere i hvilken grad de ulike egenskapene påvirker prisen på boligen. Den hedoniske modellen får navnet sitt fra det greske ordet *hedone* som betyr lyst eller glede (Osland, Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser, 2001).

Boligmarkedet inneholder heterogene goder som gir forbrukerne både nytte og glede gjennom de ulike attributtene godene består av. Eksempler som kjøpere verdsetter av egenskaper ved boligene og nærområdene kan være distanse fra matbutikker, størrelse på bolig, luftkvalitet, muligheter for kollektivtransport eller sentrumsnærhet. Ifølge Osland, kan attributtene for boligeiendom deles opp i de attributtene som kan knyttes til selve boligen og attributter som kan knyttes til lokaliseringen av boligen (Osland, Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser, 2001).

De ulike ettertraktede attributtene danner grunnlaget for totalprisen da de hver for seg tilbyr en viss nytte for kjøperen. Vi får dermed en totalpris som er en funksjon av de ulike attributtene, der en marginal partiell økning i mengden av et attributt gir en økning i samlet pris på godet. De gitte prisene kan dermed tolkes som marginal betalingsvillighet. Totalprisen kan settes opp som en funksjon av mengden attributter $Z = (Z_1, \dots, Z_n)$ og deres implisitte pris. Attributtprisene er ikke alltid direkte observerbare, men kan trekkes frem indirekte fra totalprisen. Et eksempel på en slik attributt er luftkvalitet.

En vanlig tilnærming til den hedoniske metoden er å finne den historiske prisutviklingen etter at utviklingen har blitt renset for forskjeller i kvaliteten på godet. I denne oppgaven skal vi se på hvordan opphøringen av bompengeneinnkreving på Askøybroen i 2006 påvirket boligprisene i Askøy kommune. De første hedoniske analysene bygger på teoriene fra Kevin J. Lancasters som omhandler konsumentenes tilpasning. Teoriene ble senere videreutviklet av blant andre Sherwin Rosen. Rosen la fram en helhetlig markedsteori for heterogene goder hvor den hedoniske prisfunksjonen er en likevektsrelasjon basert på konsumentenes budfunksjoner og produsentenes offerfunksjoner (Rosen, 1974).

3.3.1 Utgangspunkt

Vi begynner med å ta utgangspunkt i en lokaliseringsteori (Alonso, 1964) hvor alt av sysselsetting, forretningsvirksomhet osv. foregår i bysenteret. Boligmarkedet kjennetegnes ved homogene goder og fri konkurranse der ingen aktør er stor nok til å påvirke markedsforhold eller pris. Kostnader som transportkostnader og reisetid øker i takt med den økte avstanden fra sentrum. Prisen aktørene er villig til å betale avhenger av distansen fra sentrum og størrelsen på boligen. Ved å utvide Alonso sitt nyttemaksimeringsproblem til å inkludere andre kvalitetsforskjeller enn reisetid og areal oppnår vi at boligprisene varierer

med flere dimensjoner enn avstanden til bysenteret. Den hedoniske teorien kan dermed brukes til å forklare hvordan den hedoniske prisfunksjonen er et resultat av samspillet mellom tilbydere og etterspørrere i markedet (Osland, Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser, 2001).

Videre i den hedoniske modellen anses bolig som et heterogent gode med høye produksjonskostnader. Offentlige bestemmelser og reguleringer er med på å øke produksjonskostnadene ved nye boliger. Informasjonen i boligmarkedet er ofte asymmetrisk og det er store kostnader forbundet med kjøp og salg av bolig. Markedsimperfeksjoner av denne sorten gjør det vanskeligere å ta høyde for de ulike faktorene i én enkelt modell. Av den grunn fokuserer boligmarkedsmodellene på ulike trekk ved boligmarkedet med nødvendige forenklete tilpasninger i henhold til markedstilpasningen (Osland, Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser, 2001).

3.3.2 Likevekt på etterspørselssiden av markedet

Kjøperne i markedet tilpasser seg slik at de maksimere nytten ved kjøp av én bolig. Nyttens er avgrenset av en ikke-lineær budsjettrestriksjon og kjøperne må dermed tilpasse kjøpet slik at de oppnår maksimal nytte fra de ulike boligattributtene i forhold til andre konsumvarer.

Kjøpernes nyttefunksjon og budsjettrestriksjon kan vises på følgende måte:

$$MAX U_j = (Z, X, \alpha_j) \quad (8)$$

Gitt budsjettrestriksjonen:

$$Y_j = X + P(Z) \quad (9)$$

Bolig er her et konsumgode og det er inntekten som begrenser forbruket til kjøperen. Y_j viser inntekt målt i enheter av X for husholdning j . Prisen på X settes lik 1 og X representerer her en vektor for alle andre konsumvarer enn boligen, mens α_j er en vektor av parametere som kjennetegner preferansene til kjøperen. Totalprisen $P(Z)$ er summen av de implisitte prisene av boligens egenskaper (Osland, Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser, 2001).

Nyttefunksjonen kan tenkes å være strengt konkav og ekvivalent til antagelsen om fallende etterspørselskurve. En konsument er villig til å betale lite for én ekstra enhet dersom

konsumenten i utgangspunktet har mye av godet. Den samme konsumenten er villig til å betale mye for én ekstra enhet dersom utgangspunktet tilsier at konsumenten har lite av godet. At nyttefunksjonen er strengt konkav tilsier at man får en stor økning i nytte ved å øke konsumet av godet man i utgangspunktet har lite av.

Den hedoniske prisfunksjonen er deriverbar i både første og andre orden, men har ubestemt fortegn. Den førstederiverte angir helningen til prisfunksjonen i punkter for optimal mengde av Z_i .

$$\frac{\frac{\partial U_j}{\partial Z_i}}{\frac{\partial U_j}{\partial X}} = \frac{\partial P}{\partial Z_i} \quad (10)$$

Konsumenten tilpasser seg begrensningene og oppnår maksimal nytte i optimum. Ved å maksimere nytten vil den marginale substitusjonsraten mellom Z_i og X være lik den partiellderiverte av prisfunksjonen med hensyn til boligattributtene.

Budfunksjonen

Den hedoniske metoden bygger videre på det opprinnelige arbeidet fra (Alonso, 1964) som la grunnlaget for budfunksjonen i henhold til tomteareal. Budfunksjonen gir en indifferenskurve som viser maksimal betalingsvillighet, Θ , for ulike hustyper og kombinasjoner av boligattributter når nyttenivå og inntekt holdes konstant (Osland, Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser, 2001). Ved å ta utgangspunkt i de optimale verdiene for konsum av andre varer og tjenester X^* og boligvektoren Z^* kan vi utlede ligningen:

$$X^* = Y_j - P(Z^*) \quad (11)$$

De optimale verdiene gir følgende nyttefunksjon:

$$U_j = U(Z^*, Y_j - P(Z^*), \alpha_j) = U_j^* \quad (12)$$

Dersom inntekt er gitt og nyttenivået er konstant U_j^* vil den maksimale betalingsvilligheten Θ være like $P(Z^*)$. $P(Z^*)$ blir den faktiske prisen som betales og vi får en nyttefunksjon som tar følgende form:

$$U_j = U(Z^*, Y_j - P(Z^*), \alpha_j) = U_j^* = U(Z^*, Y_j - \Theta_j, \alpha_j) \quad (13)$$

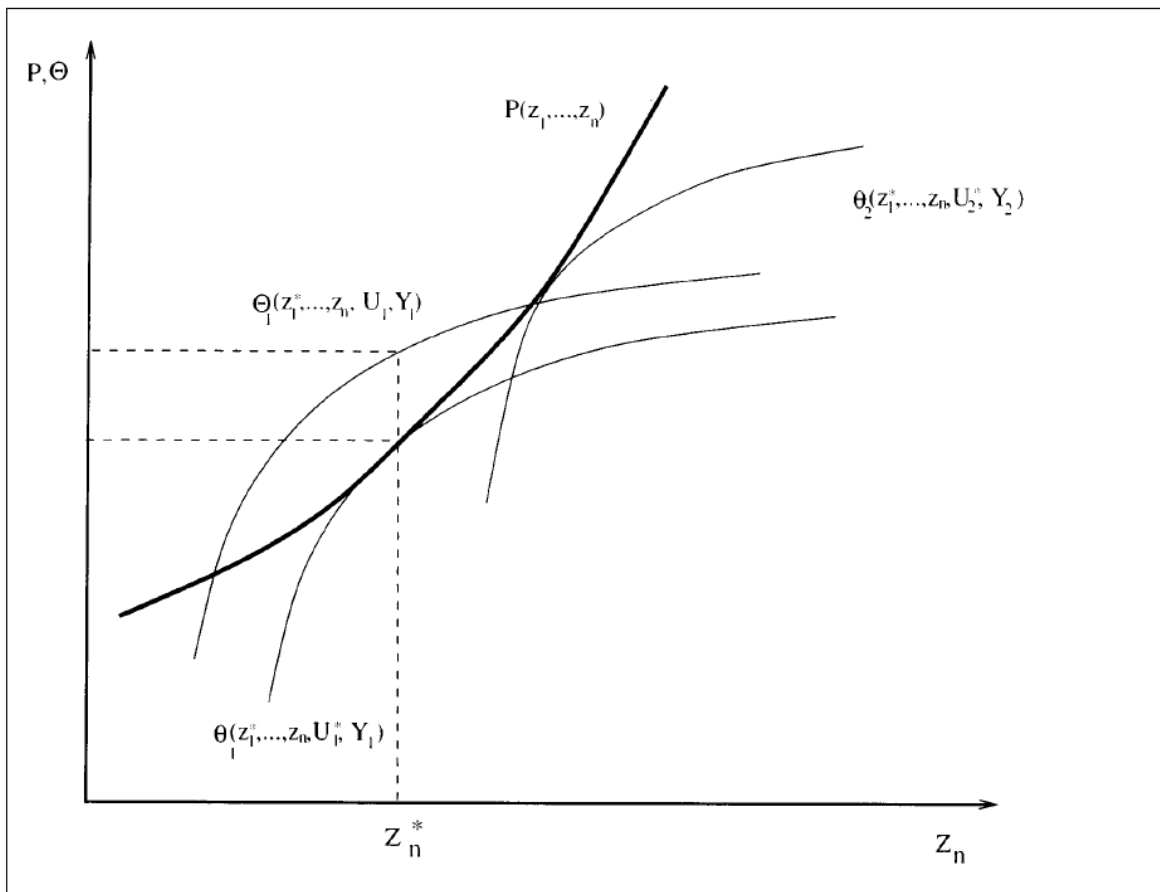
Nyttefunksjonen viser en relasjon for maksimal betalingsvillighet ved andre sammensetninger av boligattributter enn den optimale. Ved avvik fra optimal sammensetning av boligattributter

beregnes en subjektiv pris som gjør at inntekten brukes opp og husholdningene dermed holder seg på det optimale nyttenivået. Ettersom både inntekt og nyttenivå vil variere kan vi uttrykke budfunksjonen mer generelt ved:

$$\theta_j = \theta(Z, Y_j, U_j, \alpha_j) \quad (14)$$

Den deriverte av nyttefunksjonen med hensyn på Z_i er positiv og kan tolkes som maksimal betalingsvillighet for en partiell økning i et boligattributt. Ved en sterk konkav nyttefunksjon vil den dobbeltderiverte med hensyn på Z være negativ, noe som tilsier at betalingsviljen er positiv, men samtidig avtagende, for partielle økninger i boligattributter.

På etterspørselssiden står budfunksjonen sentralt i forklaringen av markedslikevekt for heterogene goder. I Figur 12 nedenfor antar vi at konsumenten er optimalt tilpasset i alle attributtene bortsett fra Z_n . Langs den vertikale aksene måles kroner, mens den horisontale aksene viser mengden av et attributt. Θ_1 er en indifferenskurve for en valgt husholdning. Indifferenskurver til ulike nyttenivåer kan vises grafisk ved hjelp av budfunksjonen. Den deriverte av budfunksjonen med hensyn på nytte er negativ, og tilsier derfor at nyttenivået øker nedover i diagrammet (Rosen, 1974). Konsumentene ønsker å maksimere nytten hvilket kan oppnås ved å finne den sammensetningen av boligattributter som sender dem på den laveste oppnåelige budkurven. Ettersom de ulike konsumentene har ulike preferanser, representert gjennom parameteren α , vil de ikke ha den samme nyttefunksjonen og av den grunn også ulike budfunksjoner.



Figur 12 Husholdningenes budfunksjoner (Osland, Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser, 2001)

Z representerer et av flere boligattributt, for eksempel boligareal. Husholdning 1 har her et lavere behov for Z enn husholdning 2. Det kan for eksempel komme av at husholdning 2 har et større familieantall og dermed føler et større behov for mer boareal, eller at husholdning 2 har høyere inntekt.

For å oppnå målet om maksimal nytte beveger husholdningene seg langs den eksogent gitte $P(Z)$ til den tangerer deres laveste oppnåelige budfunksjon. $P(Z)$ er konveks og stiger ved en partiell økning i boareal (Z).

Likevektsbetingelsen på etterspørselssiden er gitt ved å sette den førstederiverte av budfunksjonen med hensyn til boligattributtet Z lik den førstederiverte av den eksogent gitte prisfunksjonen med hensyn til Z .

$$\frac{\partial \theta_j}{\partial Z_n} = \frac{\frac{\partial U_j}{\partial Z_n}}{\frac{\partial U_j}{\partial X}} = \frac{\partial P}{\partial Z_n} \quad (15)$$

Ved likevektsbetingelsen, illustrert i ligningen over, er helningen på de to kurvene lik hverandre i optimum. Ved dette punket i diagrammet er maksimal betalingsvilje for den siste kvadratmeteren lik den implisitte prisen på boligattributtet (boareal). Det er også en forutsetning at betalingsvilligheten er lik det minste beløpet husholdningen faktisk må betale for en bolig med den optimale sammensetningen av attributter for at husholdningen skal kunne oppnå nyttemaksimum. Illustrert i form av en ligning:

$$\theta_j(Z^*, Y_j, U_j^*, \alpha_j) = P(Z) \quad (16)$$

Andre tilpasninger enn den laveste oppnåelige budkurven på tangeringspunktet vil bli forkastet. Forklaringen ligger i at den hedoniske prisfunksjonen $P(Z)$ inkluderer alle husholdningers budfunksjoner og at det av den grunn forekommer andre husholdninger med høyere betalingsvillighet for nettopp denne boligtypen med de utvalgte boligattributtene (Osland, Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser, 2001).

3.3.3 Likevekt på tilbudssiden av markedet

Vi tar utgangspunkt i at bedriftene på kort sikt kan tilpasse produksjonen med tanke på både antall enheter og sammensetning av boligattributter. På lang sikt tar vi høyde for nyetableringer og nedleggelse av bedrifter. Tilbyderne i markedet ønsker å maksimere profitt og tilpasser produksjonen deretter. Grensekostnadene i produksjon av boligattributter (Z) er positiv og ikke-avtagende. Profittfunksjonen tar følgende form:

$$\pi = M * P(Z) - C(M, Z, \beta) \quad (17)$$

Hver tilbyder spesialisere seg på én boligtype med en unik sammensetning av attributter. Produsentens tilbud av denne boligtypen betegnes M . Multiplisert med den eksogent gitte hedoniske prisfunksjonen $P(Z)$ danner tilbudet en ikke-lineær funksjon for bedriftens inntekt. Inntekten reduseres av kostnadsfunksjonen betegnet C , som er en konveks stigende funksjon av antall boliger M . β representerer skiftparametere for den enkelte tilbyder. Eksempler på slike skift kan være endringer i faktorpriser eller produksjonsteknologi.

Bedriftens grensekostnad er den merkostnaden som oppstår når produksjon øker med en enhet. Profittmaksimerende bedrifter vil tilpasse produksjonen slik at de produserer det antallet boliger som gir en grenseinntekt, basert på prisen på boligen, lik grensekostnaden i produksjonen:

$$P(Z) = \frac{\partial C}{\partial M} \quad (18)$$

Ved valg av boligattributter bør bedriftene velge de sammensetningene av Z slik at den implisitte prisen for et gitt attributt er lik grensekostnader per bolig ved en partiell økning i mengden boligattributter. Det kan vises i ligningsform:

$$\frac{\partial P}{\partial Z_i} = \frac{\frac{\partial C}{\partial Z_i}}{M} \quad i = 1, \dots, n \quad (19)$$

Kostnadsfunksjonen antas å være konveks, men for å sikre at andreordensbetingelsen for maksimum skal holde må vi også anta at dersom den hedoniske prisfunksjonen er konveks, og holder forutsetningen $\frac{\partial^2}{\partial Z_i^2} > \frac{\partial^2 P}{\partial Z_i^2}$ i det relevante området for maksimum (Osland, Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser, 2001). Det resulterer i at dersom begge funksjonene er konvekse, så må kostnadsfunksjonen være mer krum enn prisfunksjonen.

Offerfunksjonen

Offerfunksjonen er den laveste prisen produsentene er villig til å akseptere for å tilby boliger med ulike attributter, gitt at det optimale antall boliger blir produsert og samtidig som et konstant nivå av profitt opprettholdes. I ligningsform vises offerfunksjonen som $\Phi = (Z, \pi, \beta)$.

Ved å ta utgangspunkt i de optimale verdiene Z^* , M^* og π^* kan vi utlede offerfunksjonen. Profittfunksjonen tar da følgende form:

$$\pi^* = M^* * P(Z^*) - C(M^*, Z^*, \beta) \quad (20)$$

Vi lar profittnivået være konstant lik π^* og viser at dersom vi antar at den faktiske prisen for en bolig er lik den laveste prisen en produsent kan tilby, vil vi kunne skrive profittfunksjonen:

$$\pi^* = M^* * \Phi(Z^*, \pi^*, \beta) - C(M^*, Z^*, \beta) \quad (21)$$

Ved å derivere ligningen med hensyn til M og Z_i får vi førstebetingelsene:

$$\Phi(Z^*, \pi^*, \beta) = \frac{\partial C}{\partial M} \quad (22)$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial Z_i} = \frac{\frac{\partial C}{\partial Z_i}}{M} \quad i = 1, \dots, n \quad (23)$$

I optimum produserer den enkelte bedriften bolig med en sammensetning av attributter slik at den implisitte prisen for et gitt boligattributt er lik grensekostnad per bolig ved en partiell økning i det samme attributtet. Bedriften øker produksjonen helt til prisen for en ekstra bolig

produsert blir lik grenseinntekten ved å selge den. Ved å løse ligning (22) med hensyn på M og sette uttrykket inn i ligning (21) kan vi eliminere M . Den implisitte relasjonen mellom offerpriser og boligattributter defineres dermed gjennom profittfunksjonen (Osland, Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser, 2001):

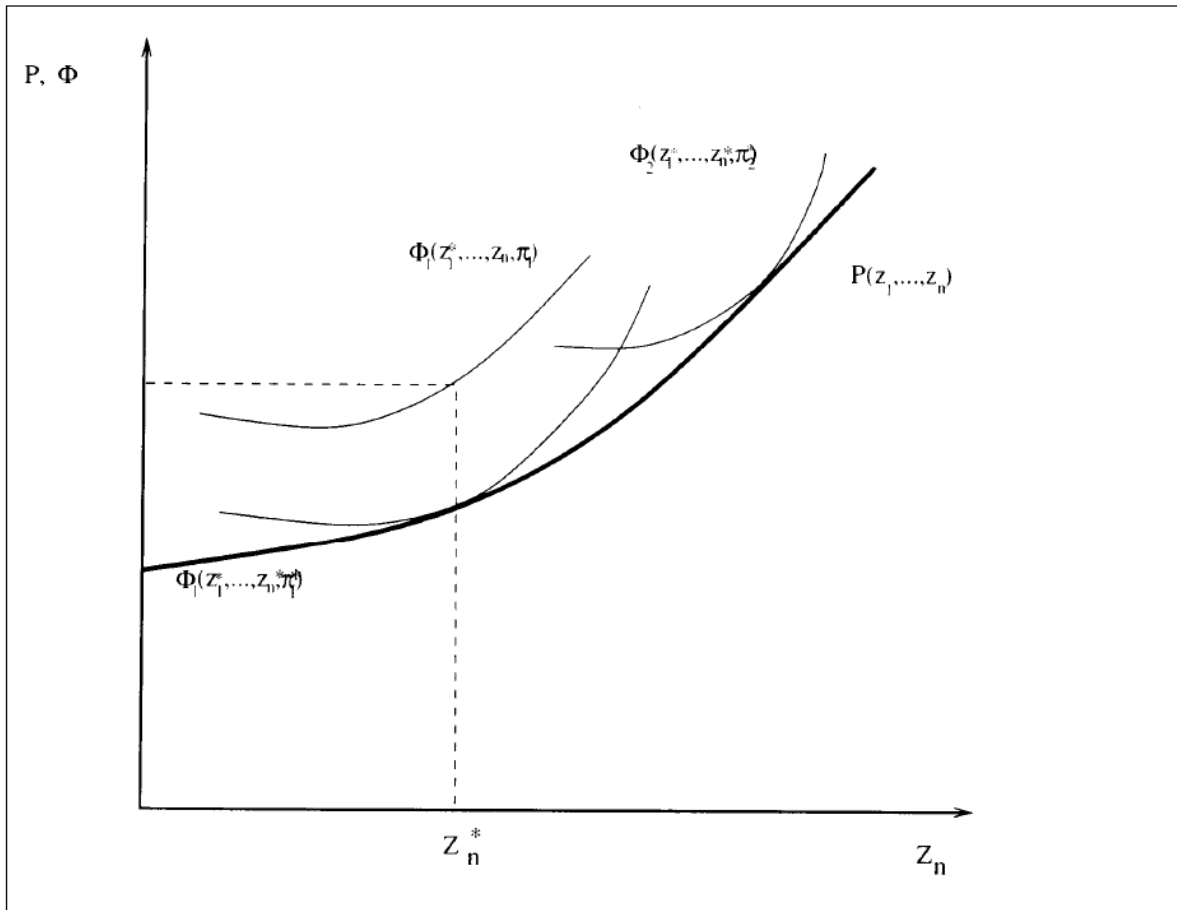
$$\Phi = \Phi(Z, \pi^*, \beta) \quad (24)$$

Tilbydernes offerfunksjon er vist grafisk i Figur 13. Langs den horisontale akse måles boareal Z_n , mens pris og profitt er målt oppover den vertikale akse. Offerfunksjonen presenteres som isoprofitkurver hvor tilbyderne antas å være optimalt tilpasset alle boligattributtene utenom boligareal Z_n . Skiftparameteren β varierer mellom de ulike tilbyderne og avgjør hvor tangeringen til $P(Z)$ finner sted. Vi ser av Figur 13 at offerfunksjonen Φ_2 tilbyr mer av boligattributt Z enn tilbyderen med offerfunksjon Φ_1 . Kurvene er konvekse og profitten stiger ved bevegelse oppover i diagrammet. Det er et resultat av at den deriverte av profittfunksjonen, med hensyn på profitt, er positiv (Osland, Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser, 2001).

Likevekt oppstår på punktet hvor tilbyderens offerkurver tangerer den eksogent gitte prisfunksjonen. På tangeringspunktet gjelder likevektsbetingelsen:

$$\frac{\partial \Phi}{\partial Z_n} = \frac{\frac{\partial C}{\partial Z_n}}{M} = \frac{\partial P}{\partial Z_n} \quad (25)$$

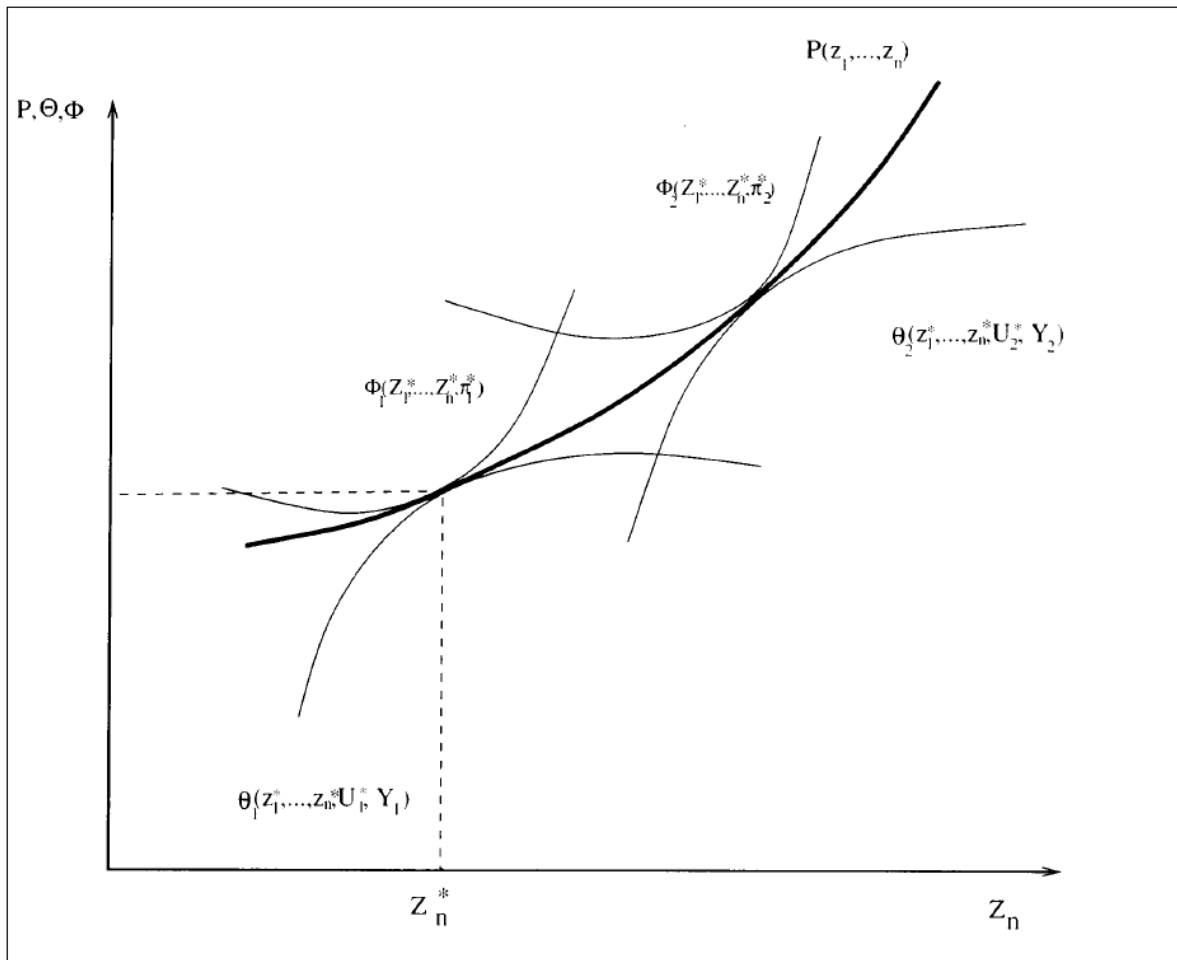
Likevektsbetingelsen tilsier at ved optimum så har offerfunksjonen samme helning som den eksogent gitte prisfunksjonen. For at vi skal befinne oss i likevekt må også offerprisen være lik den eksogent gitte prisfunksjonen: $\Phi(Z^*, \pi^*, \beta) = P(Z^*)$.



Figur 13 Produsentenes offerfunksjon (Osland, *Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser*, 2001)

3.3.4 Markedslikevekt

Den hedoniske prisfunksjonen tar for seg alle husholdningenes budfunksjoner og alle produsentenes offerfunksjoner. Markedslikevekt, illustrert i Figur 14, oppstår på punktet hvor budfunksjonene og offerfunksjonene tangerer hverandre.



Figur 14 Markedslikevekt (Osland, Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser, 2001)

Dersom de ulike konsumentene hadde hatt like preferanser, representert gjennom parameteren α , ville de hatt den samme nyttefunksjonen og av den grunn den samme budfunksjonen, gitt at markedet er i likevekt. Hvis tilbyderne hadde hatt forskjellig nyttestruktur, ville den hedoniske prisfunksjonen $P(Z)$ være identisk med konsumentenes budfunksjon. De implisitte prisene kan da tolkes som marginal betalingsvillighet for det aktuelle attributtet. I et reversert eksempel hvor produksjonsteknologien β er lik for de ulike produsentene, blir offerfunksjonen lik prisfunksjonen og gir et uttrykk for kostnadsstrukturen i markedet (Rosen, 1974).

3.4 Utledning av hypoteser

Vi vil i dette delkapittelet argumentere for hvorfor de ulike variablene er tilstede i modellen på bakgrunn av teori og tidligere forskning. Hypotesene tilpasses i henhold til tilgang på data.

Oppgaven vår ser på hvordan opphøringen av bompengeneinnkreving på Askøybroen påvirket boligprisene i Askøy kommune. Vi vurderer også på andre plausible faktorer for å evaluere den eventuelle effekten de har på boligprisen.

3.4.1 Hypoteser

Våre hypoteser er basert på den gjennomgåtte teorien og tidligere forskning. I tillegg til hovedhypotesen er det fornuftig å definere et sett kontrollhypoteser. Dette er plausible hypoteser som ofte har støtte i litteratur eller tidligere forskning, og vil styrke troverdigheten til modellen.

Ved testing av hypotesene våre formulerer vi både en nullhypotese (H_0) og en alternativ hypotese (H_1). Nullhypotesen sier at det ikke er en sammenheng mellom to variabler i utvalget, testes for å se om det er grunnlag for å forkaste denne hypotesen. Hypotesen vi ønsker å underbygge er den alternative hypotesen (Greener, 2008).

Bomeffekt

Det er ekstra pendlerkostnader forbundet med å være lokalisert utenfor bomringen. Slike kostnader kan øke husholdningers totale kostnader betraktelig. I tråd med teorien sett på i kapittel tre, vil økte pendlerkostnader kompenseres i form av lavere pris. Vi vurderer derfor effekten fra bomringen for å se om boliger innenfor bomringen vil være priset høyere enn tilsvarende boliger utenfor bomringen. Testing av vår første hypotese vil forhåpentligvis gi verdifull informasjon med tanke på vår valgte problemstilling.

Hypotese 1: Fjerningen av bompenger påvirket boligprisene i Askøy kommune

H_0^1 : Fjerningen av bompenger har ingen betydning for boligprisene i Askøy kommune

H_1^1 : Fjerningen av bompenger har betydning for boligprisene i Askøy kommune

Avstand til sentrum

Vi gjør en tilnærming til definisjonen av «avstand til sentrum» som kjøretid med bil til sentrum. Med grunnlag i den gjennomgåtte teorien i kapittel tre så ser vi det som rimelig å anta at avstanden til sentrum vil ha stor påvirkning på boligprisen. Foruten lavere pendlerkostnader mot arbeidsplassen (gitt at alle jobber befinner seg i sentrum), så antar vi at kjøperne oppfatter det som attraktivt å nærmere sentrum og de godene sentrum har å by på. Det antar vi er noe kjøperne er villig til å betale for. Dermed ser vi det som sannsynlig at prisen på boliger i Askøy kommune vil avta når avstanden til sentrum øker.

Hypotese 2: Reisetid til sentrum har betydning for boligprisene i Askøy kommune

H_0^2 : Reisetid til sentrum har ingen betydning for boligprisene i Askøy kommune

H_1^2 : Reisetid til sentrum har betydning for boligprisene i Askøy kommune

Boligens størrelse

En husholdning sitt behov for bolig er gjerne varierende over tid. Unge studenter trenger muligens ikke mer enn en hybel for å dekke sitt behovet for bolig, mens en familie på fire gjerne føler behov for en større bolig. Når ungene flytter ut, kan det tenkes at husholdningen sitt behov for bolig reduseres. Ettersom en større bolig vil dekke et større behov, ser vi det som rimelig å anta at det vil koste mer for en stor bolig enn en liten bolig i Askøy kommune.

Hypotese 3: Boligens størrelse har betydning for boligprisene i Askøy kommune

H_0^3 : Boligens størrelse har ingen betydning for boligprisene i Askøy kommune

H_1^3 : Boligens størrelse har betydning for boligprisene i Askøy kommune

Boligens alder

Det er tenkelig at nyere boliger er priset høyere enn tilsvarende eldre boliger. Bedre isolering, nyere anlegg for elektrisitet og vann, og mindre slitasje er bare noen av aspektene som tilsier at nyere boliger vil ha en høyere pris. Eldre boliger har kanskje flere feil, både skjulte og synlige, som må utbedres og det er derfor større usikkerhet knyttet til eldre boliger. Det leder oss til å tro at det er sannsynlig at boligens alder spiller en rolle i prisingen av boligene i Askøy kommune.

Hypotese 4: Alder på bolig har betydning for boligprisene på Askøy i Askøy kommune

H_0^4 : Alder på bolig har ingen betydning for boligprisene i Askøy kommune

H_1^4 : Alder på bolig har betydning for boligprisene i Askøy kommune

Salgsår

Det generelle boligmarkedet opplever oppturer og nedturer som resultat av bevegelser i den generelle økonomien. Nedgangskonjunkturer i økonomien behøver ikke nødvendigvis å vise seg i boligmarkedet, men de kan ha en innvirkning. Resultatet av lav oljepris og derav lavere inntjening, har for eksempel resultert i nedbemanninger hos oljeselskaper. For regioner som Stavanger, som har en relativ høy andel innbygger som jobber i olje- og gassindustrien, har de dårlige tidene i bransjen resultert i svekkelser i boligmarkedet. Slike effekter kan bidra til at enkelte år i boligmarkedet er preget av nedgang. Derimot vil det være logisk å anta at boligprisene, som alle andre priser, vil øke over tid grunnet inflasjon. Vi ser det som trolig at salgsår har betydning for boligprisen i Askøy kommune.

Hypotese 5. Salgsår har betydning for boligprisene på Askøy i Askøy kommune

H_0^5 : Salgsår har ingen betydning for boligprisene i Askøy kommune

H_1^5 : Salgsår har betydning for boligprisene i Askøy kommune

4 Metode og økonometrisk teori

Dette kapittelet omfatter økonometrisk teori og tar for seg det metodiske verktøyet vi vil benytte oss av når vi skal teste hypotesene våre. Senere i oppgaven vil en modell utformes med grunnlag i økonomisk teori, tidligere forskning, og tilgang på data. Denne beskriver nivået på boligprisene som en eller annen funksjon av de gitte variablene. Videre er utfordringen å definere en algebraisk form på modellen som matematisk kan løses og dermed fortelle *hvor sikkert, hvilken retning og hvor mye* de ulike variablene endrer nivået til den avhengige variabelen.

Økonometri er et multidisiplinært fagområde. Økonomisk innsikt benyttes til å modellere modeller og formulere hypoteser som inneholder relevante variabler og fornuftige forutsetninger. Statistikk og matematikk utarbeider funksjonsform, før datavitenskap kompilerer data og løser modellene. (Hill, Griffiths, & Lim, 2011)

Den hedonistiske modellen vil i praksis bli løst ved hjelp av en multippel regresjon. Vi finner det derfor gunstig å gi en gjennomgang av essensen ved regresjonsanalyser.

4.1 Metode

4.1.1 Forskningsdesign

Denne empiriske undersøkelsen kan kategoriseres som en studie av sammensluttete tverrsnitt over tid. Observasjonene fremstår som tilfeldige og forekommer ved forskjellige tidspunkter. For å analysere og ta i betraktning effekten tid kan ha i modellen, opprettes binære variable for definerte tidsperioder.

Den valgte metodiske tilnærmingen kan beskrives som et naturlig eksperiment. Målet er å kartlegge effekten av, eller observasjonenes respons på, fenomenet. Et naturlig eksperiment kjennetegnes ved at det finnes en kontrollgruppe som ikke er berørt av fenomenet, og en behandlingsgruppe som er berørt av fenomenet. Dette gir en 2x2 matrise:

 Tabell 1 Gruppeinndeling, naturlig eksperiment

	Før fenomen	Etter fenomen
Behandlingsgruppe	Askøy med bompenger	Askøy uten bompenger
Kontrollgruppe	Fjell og Sund i perioden	Fjell og Sund i perioden

For å finne effekten av fenomenet opprettes en binær variabel som definerer hvilke observasjoner som er med i behandlingsgruppen, og et sett variabler som definerer hvilke observasjoner som finner sted i hvilke tidsrom. Deretter defineres tidspunktet fenomenet er i effekt eller avtok effekt, og videre hvilke tidsvariabler som tilhører før eller etter dette. Til slutt skapes et interaksjonsledd som mellom behandlingsgruppevariabelen og fenomenvariabelen (Johannessen, Christoffersen, & Tuft, 2011). En annen tilnærming er å betrakte fenomenet som en attributt. En binær attributtvariabel opprettes og defineres på grunnlag av økonomisk innsikt.

Begge tilnærminger gir samme resultat: en binær variabel som er lik 1 for boliger solgt på Askøy i perioden bompengene hadde effekt, samtidig som at boligene solgt i de ulike årene har felles tidsvariabler.

4.1.2 Årsakssammenhenger og variabler

Som utforsket i foregående kapittel er det flere faktorer som påvirker markedets prising av boliger. Dermed kan ikke fjerningen av bompengers effekt på boligpriser utforskes i vakuum. Hvis vi hadde gjennomført en analyse av boligpriser før og etter fenomenet, uten å kontrollere for andre variabler, ville det vært stor sannsynlighet for at spuriøse sammenhenger ville kunne eksistere. For eksempel er det relativt sikkert å anta at den generelle boligprisveksten medfører at boligprisene er høyere i perioden etter bompengene er fjernet, uavhengig av fenomenets effekt.

Et problem i denne sammenhengen er at vi aldri vil kunne være helt sikre på at det er kontrollert for alle relevante variabler. Mange variabler er såkalte ikke-observerbare variabler. For eksempel er det plausibelt at variabler som for eksempel god utsikt, nylig oppussing og bedre luftkvalitet vil påvirke boligprisene i en viss grad. Vi har dessverre ikke kvantitative verdier for slike variabler i datautvalget vårt og kan dermed ikke teste slike variabler.

4.2 Regresjonsanalyse

Regresjonsanalyse er en teknikk som benyttes til å undersøke hvordan gjennomsnittsverdien til en avhengig variabel varierer med en eller flere uavhengige variabler. Teknikken tar utgangspunkt i en lineær sammenheng som kan fremstilles av likningen:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + u_i \quad (26)$$

I ligningen ovenfor er y_i den avhengige variabelen som i denne oppgavens sammenheng er *PRIS*. x_i er en uavhengig variabel, for eksempel en boligs *PROM*. β_1 angir hvilken effekt x_i har på y_i , og hvor mye y_i øker når x_i øker med én enhet. β_0 angir verdien til den avhengige variabel når de uavhengige variable er lik null, altså skjæringspunktet mellom regresjonslinjen og y-aksen. Restleddet, representert ved u_i , er et feilledd som reflekterer blant annet feilmålinger og utelatte variabler (Løvås, 2004).

I den enkle modellen ovenfor påvirkes variabelen y_i av kun én forklarende variabel. I følge den hedoniske modellen avhenger boliger av flere verdsette attributter. Multipel regresjon utvider den enkle modellen ovenfor ved å introdusere flere uavhengige variabler (Løvås, 2004).

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \dots + \beta_n x_{ni} + u_i$$

For å danne et fullstendig bilde av årsaksvariabler og kontrollere for bakenforliggende, spuriøse effekter, benytter vi multipel regresjon.

4.2.1 Minste kvadrats metode

Minste kvadrats metode kan omtales som arbeidshesten innen anvendt empirisk økonometrisk regresjonsanalyse. Teknikken forsøker å finne den funksjonen som «passer best» til det datautvalget den undersøker. Vi kan formulere det som en måte å montere en modell til de observerte data. Teknisk sett estimeres parameterne ($\beta_0, \beta_1 \dots \beta_n$) som danner den rette linjen som har det minste antall summerte kvadrerte vertikale avstander fra datapunktene til linjen. Disse avstandene kalles residualer (restledd) og et sett viktige egenskaper ved disse benyttes til å danne noen av forutsetningene for gode regresjonsmodeller (Løvås, 2004).

Ved å studere normalskråplottene til regresjonen vil det undersøkes om regresjonens restledd er normalfordelt. Homoskedastisitet eller konstant varians blir kontrollert ved å undersøke om residualenes spredning utviser et mønster rundt regresjonslinjen. Multikollinearitet er et fenomen som oppstår når det er perfekt eller tilnærmet perfekt lineær sammenheng mellom to eller flere av de uavhengige variablene. Vi benytter «Variance Inflation Factor»(VIF) for å kvantifiserer i hvilken grad det eksisterer multikollinearitet i modellen. I denne testen bør faktoren for den enkelte variabel være under 10.

4.2.2 Tester og nøkkeltall

For å vurdere hvor robustheten av en modell og hvorvidt en hypotese kan forkastes, benytter vi følgende tester.

R² - Forklart varians

Denne testen forteller hvor mye av spredningen eller variasjonen i den avhengige variabelen som kan regresjonsmodellen kan gjøre rede for. R² har verdi mellom 0 og 1, hvor 0 betyr at modellen ikke forklarer noe som helst av variasjonen. Det tilsier en tilfeldig spredning rundt regresjonslinjen. Hvis R² er lik 1, forklarer modellen all variasjon i den avhengige variabelen og dermed finnes det ingen spredning rundt regresjonslinjen. Justert R² er en variasjon som tar høyde for antall frihetsgrader i modellen. Dette medfører at forklaringsgraden kan reduseres ved innføring av nye variabler (Løvås, 2004).

Justert R² vil bli benyttet til på å vurdere hvilken regresjonsmodell som er foretrukket i denne oppgaven.

Signifikanstesting

Målet med analysen er å undersøke momenter vedrørende problemstilling vår. Disse har vi formulert som hypoteser i kapittel tre. Grunnlaget for å konkludere noe ut i fra analysen er å foreta en signifikanstesting av hypotesene. Hypotesene formuleres til nullhypoteser, det vil si en hypotese som påstår at effekten vi undersøker ikke eksisterer. Hypotesetestingen går ut på å beregne hvor stor sannsynligheten er for å forkaste nullhypotesen, når den er antatt å være korrekt. Signifikanstesting tar utgangspunkt i den uavhengige variabelens t-verdi. Denne viser hvor mange standardfeil regresjonskoeffisienten befinner seg fra 0 (Johannessen, Christoffersen, & Tufte, 2011).

I denne analysen er det benyttet en kritisk t-verdi på +/- 1,96. Dette betyr at det er mindre enn 5 % sannsynlighet for at vi forkaster en sann nullhypotese. I regresjonsresultatene fremstår t-verdiene enten i parentes etter koeffisienten, eller i egen kolonne. Signifikanssannsynligheten, $P > t$, kan også avleses. Denne angir direkte hvor stor sannsynligheten er for å forkaste en korrekt nullhypotesen som sier at effekten er lik 0.

F-test

F-test er en prosedyre som er egnet for testing av flere hypoteser samtidig. Ved å teste en felles hypotese om at alle regresjonskoeffisientene er lik 0, kan en ut i fra signifikansnivået bestemme om modellen er signifikant. Denne verdien avleses direkte fra programvarens regresjonsresultater og benyttes til å bedømme om en modell er i god stand (Hopland, 2016).

4.2.3 Funksjonsform

I de lineære funksjonsformene tolkes koeffisientene direkte som derivater. Med andre ord: Hvor mange enheter endres den avhengige variabelen hvis den uavhengige variabelen øker med én enhet? Denne funksjonsformen gir et klart og enkelt tolkningsbilde, men er samtidig begrensende fordi den forutsetter at grenseverdien er konstant.

Fra nytteteori og Alonso-Muth-Mills-teorien har vi at konsumenters marginale betalingsvillighet er fallende. Derfor er det gunstig å benytte den naturlige logaritmen til variablene, slik at et mer fleksibelt forhold kan dannes. En annen grunn til at logaritmer er nyttig er at ekstreme verdier blir «dratt inn», slik at det kan oppnås større grad av homoskedastisitet.

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln x_i + u_i$$

I denne funksjonsformen er forholdet mellom den avhengige og uavhengige variabelen relativt. β_1 angir hvor mange prosent y_i endrer seg når x_i øker med en prosent (Hopland, 2016).

Det er også mulig å kombinere variabler på måle- og logaritmeform:

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + u_i$$

Koeffisientene i et semi-logaritmisk forhold angir hvor mange enheter den avhengige variabelen endrer seg dersom den uavhengige variabelen endrer seg ett prosent (Hopland, 2016).

I kapittel seks vil det bestemmes hvilken funksjonsform som beskriver datautvalget på best mulig måte.

4.2.4 Binære variabler

Binære variabler brukes i de tilfeller det er aktuelt å benytte kvalitativ informasjon som for eksempel kjønn, område eller sivilstand. For å representere dette i økonometriske modeller, benyttes binære variabler. En binær variabel kan kun ha verdien 0 eller 1. En viktig egenskap med disse variablene er at de ikke påvirker helningen til funksjonen; de fører kun til skift i henhold til deres fravær eller tilstedeværelse (Hopland, 2016).

Ett eksempel som benyttes i denne oppgaven er variabelen MEGLER. De binære variablene formuleres på følgende måte:

$$MEGLER_i \begin{cases} 1 & \forall_i \text{ Benyttet megler} \\ 0 & \forall_i \text{ Ikke benyttet megler} \end{cases}$$

Denne formuleringen forteller at variabelen MEGLER er lik 1 for alle observasjoner som er oppgitt med attributtet benyttet megler, og lik 0 for de som ikke benyttet megler.

Det er mulig å benytte kvalitativ informasjon som er avhengig av å deles opp i flere kategorier, dersom det er ønskelig. Det forutsettes at de ulike kategoriene er gjensidig utelukkende. I denne oppgaven er det for eksempel ønskelig å kategorisere observasjoner etter kommunetilhørighet. I denne sammenheng er det viktig å utelate en av gruppene slik at forutsetningen om fravær av multikollinearitet består (Hopland, 2016).

4.3 Økonometrisk analyse i praksis

For å gjennomføre den økonometriske beregningen har vi benyttet programvaren Stata i denne oppgaven. Her etablerer vi datasettet i en .dta fil som behandles av et syntaksprogram lagret i .do filer.

5 Data

Med dette kapittel ønsker vi å redegjøre for hvorfor, hvor og hvordan vi hentet data. Videre vil vi beskrive hvordan datamaterialet ble renset, før vi til slutt presentere funnene våre.

Tidlig i forskningsprosessen ble relevant litteratur gjennomgått og kartlagt. Her ble det oppdaget at sammenlignbar forskning gjennomgående benyttet eiendomsverdi som datakilde. Vi kontaktet dermed Eiendomsverdi via epost og ringte ansatte i selskapet. Etter flere forespørsler ble det anmodet tilgang til deres databaser i et begrenset tidsrom. Dette var et kritisk punkt i forskningsprosessen vår. Sjansene for et statistisk signifikant resultat øker med utvalgets størrelse, og tilgang til store mengder data var derfor vitalt for å kunne gjennomføre en grundig analyse.

5.1 Utvelgelse

Eiendomsverdi sine databaser ble minet via deres brukergrensesnitt på eiendomsverdi.no. Brukergrensesnittet lar brukeren definere sine egne filtre. Filteret bestod av fire kategorier: periode, område, boligtyper og utvalgsbegrensninger. Periodeintervallet var begrenset til maks fem år. Som stadfestet tidligere, ble Askøybroen åpnet 12. desember 1992 og broen var ferdig nedbetalt 18. november 2006. Vi valgte derfor å hente ut omsetninger av boliger for perioden mellom 1. januar 1993 til 1 januar 2014. Filtrenes periodeintervallene ble tilpasset slik at ingen søkerresultater bestod av over 500 omsetninger. I samme kategori befant det seg også et valg om søket skulle vise «solgt», «registrert» eller «i markedet». Vi selekterte «solgte boliger», og forkastet «registrert» og «i markedet» da dette var boliger som ikke var omsatt og for å forhindre at samme observasjon ble hentet flere ganger.

På grunnlag av forskningsopplegget presentert i kapittel 4.1 og betraktninger i kapittel to, samlet vi inn data for kommunene Askøy, Fjell og Sund. I kategorien «område» ble fylke, kommune og poststed definert. Fylke ble definert som Hordaland for alle filter. I kolonnen «kommune» ble Askøy, Fjell og Sund selektert. Poststed ble latt åpen for alle valg. Øygarden kommune ble ekskludert ettersom observasjonene fra kommunen var få og ufullstendige.

Kategorien «boligtyper» inneholdt muligheter til å avgrense søkene til både bestemte boligtyper og eierformer. Av boligtypene enebolig, leilighet, rekkehus, tomannsbolig,

fritidsbolig og ukjent, ble «ukjent» valgt bort ettersom det ved undersøkelse ikke var mulig å lese av hvilken, om noen, boligtype disse observasjonene burde klassifiseres som.

Alternativene for eierform var selveier, borettslag og ukjent. Selveier og borettslag ble beholdt. Alternativet «ukjent» ble igjen valgt bort basert på at observasjonene var vanskelig å klassifisere og bar preg på å være ha ufullstendige og inkonsistente detaljer.

Søkeresultatene ble presentert i form av HTML tabeller. Verdiene i disse tabellene ble kopiert og limt inn i Microsoft Excel uten formatering. Etter kompilering bestod datasettet av 15316 observasjoner, hvor hver observasjon representerer én transaksjon i markedet. Ved flere av oppføringene manglet det forskjellig informasjon om transaksjonene. Det ble derfor nødvendig å manuelt overføre det som manglet av data. Blant annet ble det utført manuell innhenting av bruksareal (BRA). Variabelen BRA lot seg spore ved å åpne salgsoppgaven for den enkelte omsetning. Vi startet med en målsetning om å estimere P-rom ut ifra BRA, med den hensikt å kunne beholde flest mulig observasjoner. Etter veldig mange timer investert i innhenting av BRA, viste det seg derimot at kvaliteten på de innsamlede verdiene for BRA var for dårlig til at det ville gi et bedre bilde av markedet. Vi valgte derfor å ekskludere de transaksjonene som var mangelfulle med tanke på blant annet informasjon om BRA.

Hver observasjon i datasettet gir verdier for følgende attributter:

- Adresse
- Eierform
- Boligtype
- Primærom
- Brutto areal
- Registreringsdato
- Salgsdato
- Omsetningshastighet
- Prisantydning
- Salgspris
- Fellesgjeld
- $Pris/m^2$ (p-rom)
- Tomt
- Byggeår

- Megler

Attributtet « $Pris/m^2$ (p-rom)» ble utelatt da denne informasjonen dekkes av Salgspris og Primærrrom. Siden vi valgte å benytte Primærrrom til å representere boareal, benyttes ikke Brutto areal i modellen. Vi valgte ikke å inkludere omsetningshastighet og prisantydning da vi fant det vanskelig å spesifisere disse til noe plausibelt i modellen.

5.2 Bearbeiding

Før det innsamlede datasettet kan analyseres må den bearbeides gjennom rensing og omkoding.

5.2.1 Rensing

Datasettets størrelse og det faktumet at det behandles av mennesker, gir grunnlag for at det kan forekomme feilregistreringer. Videre gagnes robustheten til resultatene av å kun beholde observasjoner som kan skilte med verdier for samtlige attributter. Observasjoner som manglet vesentlige attributter som salgspris, byggeår, p-rom og boligtype ble fjernet. I de tilfeller hvor byggeår er større enn salgsår fjernes observasjonen, da dette medfører mistenkelige omstendigheter vedrørende nøyaktighet av data. Observasjoner med postnummer 5259 Hjellevad og 5177 Bjørøy ble fjernet fordi slike observasjoner ikke er tilknyttet verken Askøybroen eller Sotrabroen.

Vi valgte å fjerne de observasjonene som var av typen fritidsbolig, fordi vi mener det er rimelig å anta at slike boliger benyttes i lavere grad og vil derfor ikke bli påvirket i samme grad som primærboliger av reduserte pendlerkostnader. I Tabell 2 ser vi at antall fritidsboliger som er rensset fra datasettet er 1336. Den endelige datasettet etter rensing bestod av 8704 observasjoner.

Tabell 2 Oversikt over ekskluderte variabler

Datasett	15315
Salgspris mangler eller lik null	-96
Postnummer mangler eller lik null	-616

Postnummer lik 5259	-10
Postnummer lik 5177	-228
Boligtype fritidsbolig	-1336
Byggeår mangler eller lik null	-1234
Byggeår større enn salgsår	-32
P-rom mangler eller lik null	-3054
Ukjent boligtype	-5
Renset datasett	8704

5.2.2 Omkoding

For at observasjonenes attributter skal analyseres på best mulig måte må flere av variablene utsettes for omkoding. Til bruk i semi-logaritmisk og dobbeltlogaritmisk regresjon opprettes det for samtlige av de kontinuerlige variablene, nye variabler som angir den naturlige logaritmen til den opprinnelige variabelen.

P-rom

I modellen blir observasjonenes boareal representert med antall kvadratmeter primærrom. Eksempler på primærrom er oppholdsrom, stue, soverom, kjøkken, gang og bad. Boder, tekniske rom og garasje inngår ikke i definisjonen av primærrom (Mæhlum, 2014). Variabelen p-rom fremstår i modellen som en kontinuerlig, uavhengig variabel.

Reisetid

Til å representere attributtet lokalisering benyttes reisetid til sentrum. Postnummeret er hentet ut fra omsetningenes adresser, og deretter tildelt et koordinat basert på dette. Koordinatene er funnet i Erik Bolstads databaser (Bolstad, 2013). En oversikt over de ulike postnumrenes koordinater og reisetid til bro finnes i vedlegg 3.

Google Maps ble tatt i bruk for å beregne kjøretid til sentrum. Sentrum ble for boliger på Askøy definert som Askøybroen, mens Sotrabroen ble definert som sentrum for Fjell og Sund.

Årsaken til dette er at sentrumstilbudet i Bergen og avstanden dit, er for beboerne tilnærmet likt fra begge broene. Kjøretiden ble registrert i antall minutter og fremstår som en kontinuerlig, uavhengig variabel.

Kommuner

Selv om reisetid sannsynligvis fanger opp en stor del av den effekten geografisk lokalisering innebærer, må vi inkludere binære variabler for kommunene; Askøy, Fjell og Sund. Disse variablene er essensielle for å definere gruppene i det naturlige eksperimentet. I den økonometriske modellen representeres disse som binære variabler, hvor Fjell ekskluderes for å unngå perfekt multikollinearitet.

Fellesgjeld

Etter all annen rensing inneholdt kun 266 av de 8704 observasjoner fellesgjeld. Fellesgjeld har betydning for boligprisene (Robertsen & Theisen, 2010). Robertsen og Theisen fant at en andel på 100' kr fellesgjeld vil i snitt redusere omsetningsprisen med 90.7' kr. Derfor ble det valgt å legge til fellesgjeld i den avhengige variabelen boligpris, med en faktor på 0.907.

Megler

I prinsippet eksisterer meglere fordi de tilfører verdi til transaksjoner. Derfor ønskes det å kontrollere for dette. Samtidig kan det være at boliger solgt uten megler ofte har spesifikke forhold, for eksempel salg mellom familie eller bekjente. Effekten representeres i modellen som en binær variabel.

Boligtyper

Tidligere forskning viser at boligtype har innvirkning på pris. Det ble opprettet binære variabler for å kontrollere for dette. Enebolig ble utelatt for å unngå perfekt multikollinearitet.

Eierform

Tidligere forskning viser at eierform har innvirkning på pris. En binære variabler ble opprettet for å kontrollere for dette. Selveier ble utelatt for å unngå perfekt multikollinearitet.

Tomt

Attributt «tomt» var i utgangspunktet en naturlig vesentlig kontinuerlig variabel. Det viste seg dessverre at dataene ikke var konsistente. Et av hovedproblemene er at verdien for den enkelte observasjonen representerer all felles tomt som er tilknyttet boligens eventuelle borettslag eller leilighetskompleks. Dermed gjenspeiles ikke den reelle nytten denne attributt burde

representere for den enkelte bolig. Dette moment sammen med et stort antall ekstreme verdier gav grunnlag til å ekskludere «tomt» fra modellen.

Alder

Datasettet gav verdier for omsetningsobjektets byggeår. Salgsår ble dratt ut fra den oppgitte salgsdato. Dette gav grunnlag til å etablere boligens alder ved omsetning. Denne fremstår i modellen som en kontinuerlig, uavhengig variabel. I omformingen til logaritmisk variabel ble det lagt til 1 for alle verdier siden en ikke kan ta den naturlige logaritmen til 0.

Årlig prisstigning

For å kontrollere for både den generelle og spesifikke prisstigningen ble det opprettet binære variabler for hvert enkelt år. Året 1993 ble utelatt for å unngå perfekt multikollinearitet. Det er blitt kjørt regresjoner med boligprisene diskontert med KPI. Disse gav nøyaktige like koeffisienter og t-verdier for alle variabler utenom de binære år variablene (se vedlegg 6). I analysen vår valgte vi å beholde de nominelle prisene.

Bompenger

For å fange opp den potensielle effekten fjerning av bompenger har, opprettes det binære variabler for bompenger.

$$BOMEFFEKT07_i \begin{cases} 1 \forall_i \text{ Askoy} = 1 \ \& \ \text{salgsaar} < 2007 \\ 0 \forall_i \neq \uparrow \end{cases}$$

Denne definerer at alle boliger som er solgt før 2007-01-01 og befinner seg i Askøy kommune, innehar attributtet bompenger. Siden fjerningen av bompenger var offentlig kjent i god tid før selve fjerningen, kan det forventes at bortfallet prises inn før fenomenet finner sted. Derfor ble det opprettet ytterligere variabler med omkringliggende brytningsår.

5.3 Deskriptiv statistikk

Videre følger en presentasjon av de variablene som er utvalgt og bearbeidet. Først oppstilles de henholdsvis kontinuerlige og binære variablene i oppsummerende oversiktstabeller. Deretter vil hver av variablene presenteres i nærmere detalj. Til slutt fremstilles en korrelasjonsmatrise med tilhørende forklaring og diskusjon.

5.3.1 Oversikt

Tabell 3 Beskrivende statistikk av de kontinuerlige variabler

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
pris	8704	2126185	983200	190000	8100000
prom	8704	126	48	23	416
reisetid	8704	11	7	3	35
alder	8704	21	24	0	257

Tabellen viser oppsummerende statistikk for de kontinuerlige variablene. Gjennomsnittet (mean) angir summen av datasettets verdier som tilhører variabelen dividert på antall observasjoner. Standardavviket (std.dev.) angir hvor mye observasjonene i gjennomsnitt avviker fra gjennomsnittet. Minimum (min) og maksimum (max) er den enkelte variabel sin laveste og høyeste verdi i datasettet (Løvås, 2004).

Tabell 4 Beskrivende statistikk av de binære variabler

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
fjell	8704	0.388787	0.4875027	0	1
askoy	8704	0.535616	0.4987586	0	1
sund	8704	0.075597	0.2643681	0	1
megler	8704	0.719554	0.4492428	0	1
enebolig	8704	0.513212	0.4998541	0	1
leilighet	8704	0.202091	0.4015828	0	1
tomannsbolig	8704	0.168658	0.3744712	0	1
rekkehus	8704	0.116039	0.3202896	0	1
selveier	8704	0.966452	0.1800724	0	1
borettslag	8704	0.033548	0.1800724	0	1
_Iaar_1994	8704	0.009651	0.0977686	0	1
_Iaar_1995	8704	0.015165	0.1222177	0	1
_Iaar_1996	8704	0.011719	0.1076232	0	1
_Iaar_1997	8704	0.014361	0.1189815	0	1
_Iaar_1998	8704	0.017348	0.1305731	0	1
_Iaar_1999	8704	0.017348	0.1305731	0	1
_Iaar_2000	8704	0.022404	0.1480003	0	1
_Iaar_2001	8704	0.032744	0.1779749	0	1
_Iaar_2002	8704	0.041935	0.2004516	0	1
_Iaar_2003	8704	0.045496	0.208402	0	1
_Iaar_2004	8704	0.042854	0.2025392	0	1
_Iaar_2005	8704	0.055147	0.2282802	0	1
_Iaar_2006	8704	0.060547	0.238511	0	1
_Iaar_2007	8704	0.068819	0.2531605	0	1

_Iaar_2008	8704	0.065602	0.2475994	0	1
_Iaar_2009	8704	0.066751	0.2496045	0	1
_Iaar_2010	8704	0.072266	0.2589421	0	1
_Iaar_2011	8704	0.084904	0.278754	0	1
_Iaar_2012	8704	0.079044	0.2698231	0	1
_Iaar_2013	8704	0.082606	0.2753011	0	1
_Iaar_2014	8704	0.083295	0.2763435	0	1
bomeffekt04	8704	0.115924	0.3201518	0	1
bomeffekt05	8704	0.136604	0.3434484	0	1
bomeffekt06	8704	0.165786	0.3719097	0	1
bomeffekt07	8704	0.197151	0.39787	0	1
bomeffekt08	8704	0.234375	0.4236319	0	1

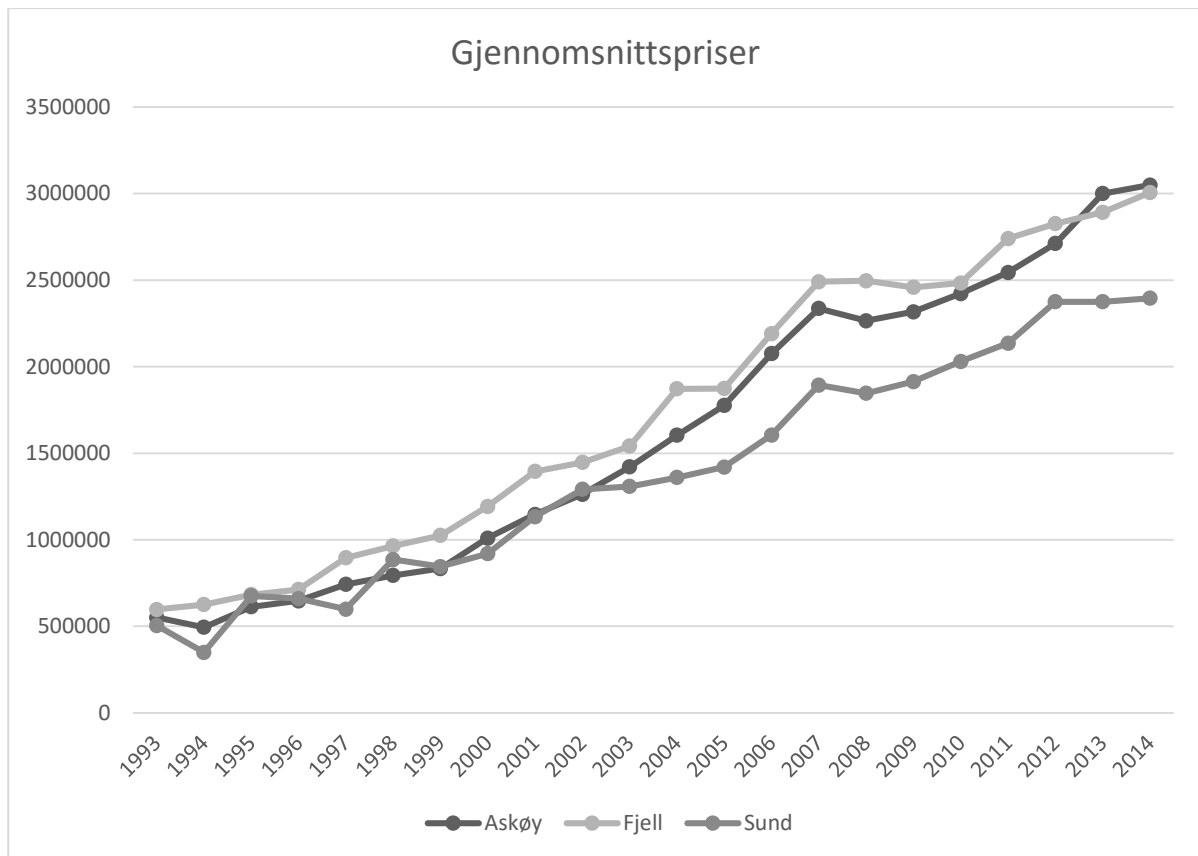
De binære variablene kan kun ha verdiene 0 eller 1. Gjennomsnittet (mean) forteller i denne sammenheng hvor mange prosent av datasettet som har verdien 1 for den spesifikke variabel.

5.3.2 Pris

Tabell 5 Beskrivende statistikk av pris per kommune

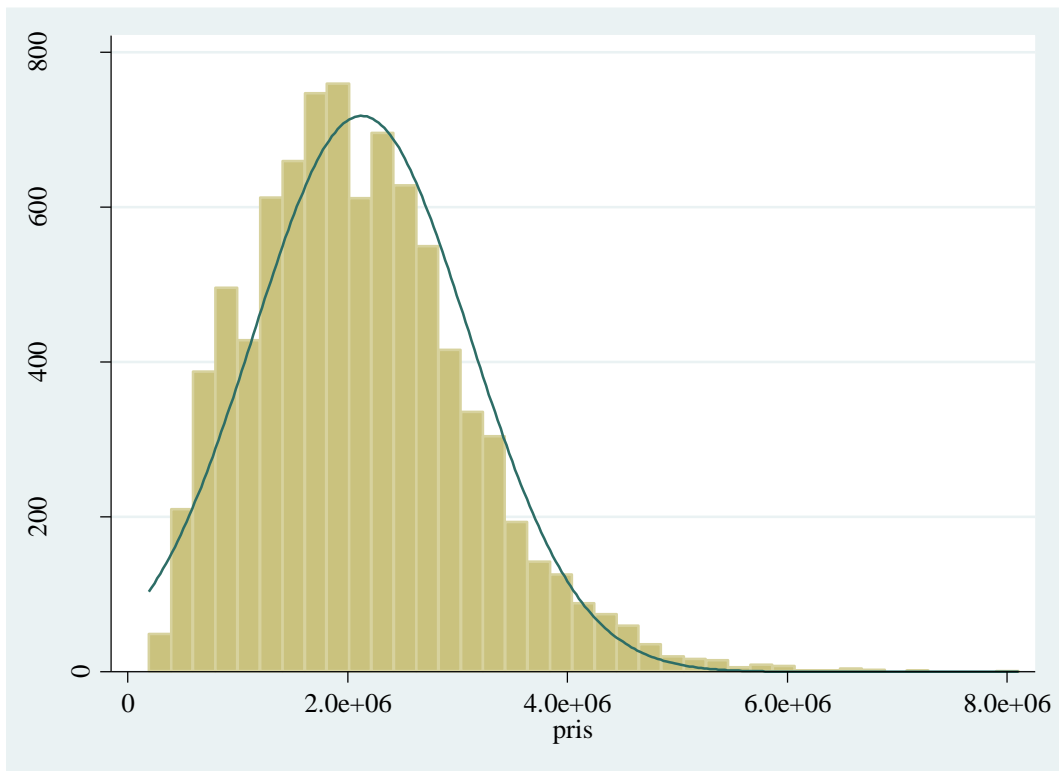
Kommune	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Askøy	4662	2148892	986748	190000	7200000
Fjell	3384	2164742	1002260	250000	8100000
Sund	658	1767013	764639	200000	4990000

Tabellen viser gjennomsnittspriser per kommune for hele perioden. Fjell har hatt høyest gjennomsnittspris, minimumspris, maksimumspris og standardavvik. For mer utfyllende statistikk, se vedlegg 1.



Figur 15 Gjennomsnittspris per kommune over tid

Figur 15 ovenfor viser gjennomsnittsprisene per år for hver av kommunene. Det kan avleses at Fjell har hatt høyest gjennomsnittspris for hele perioden med unntak av 2013 og 2014. Avviket mellom Sund og de andre kommunene ser ut til å ha økt med tiden.



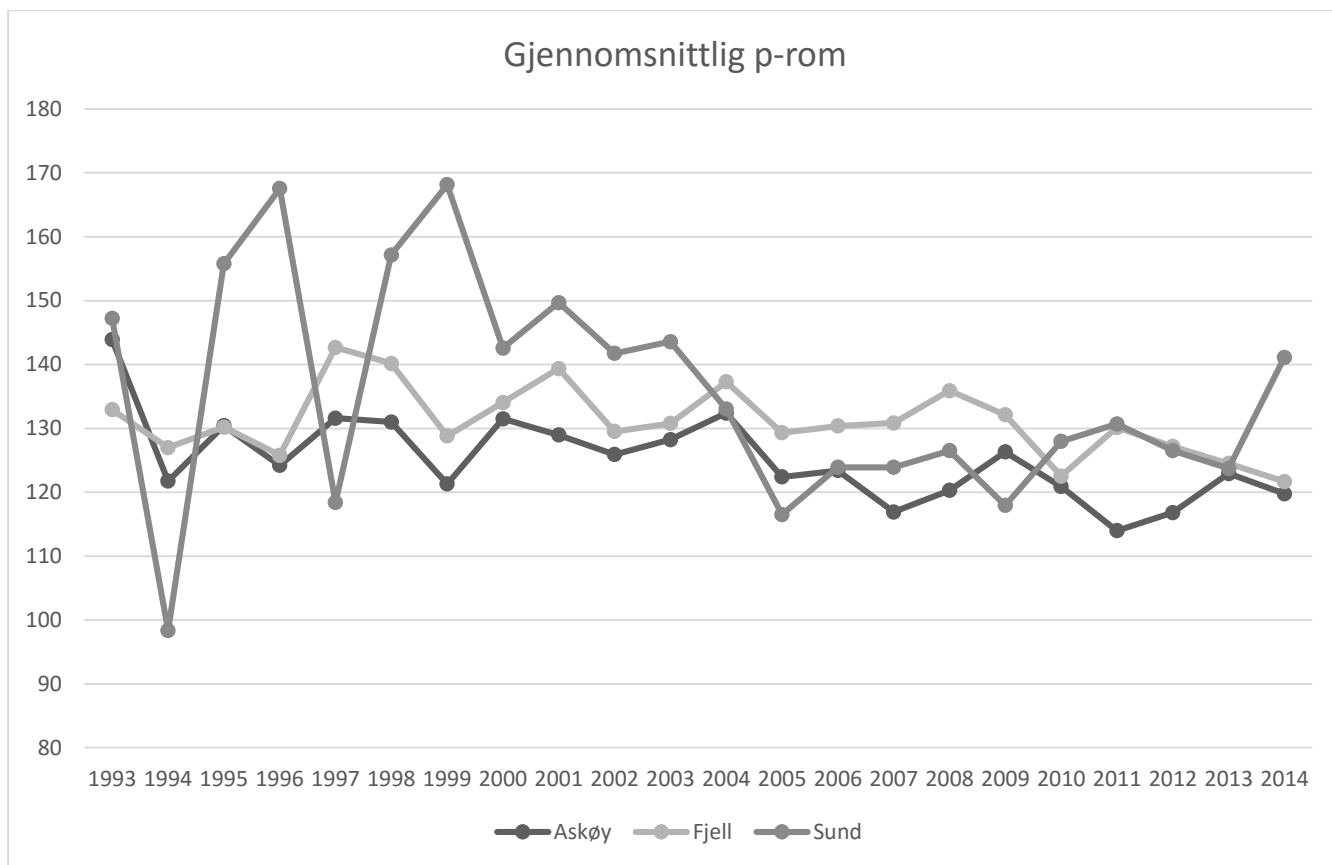
Figur 16 Histogram over frekvensfordelingen til pris

5.3.3 P-rom

Tabell 6 Beskrivende statistikk av p-rom per kommune

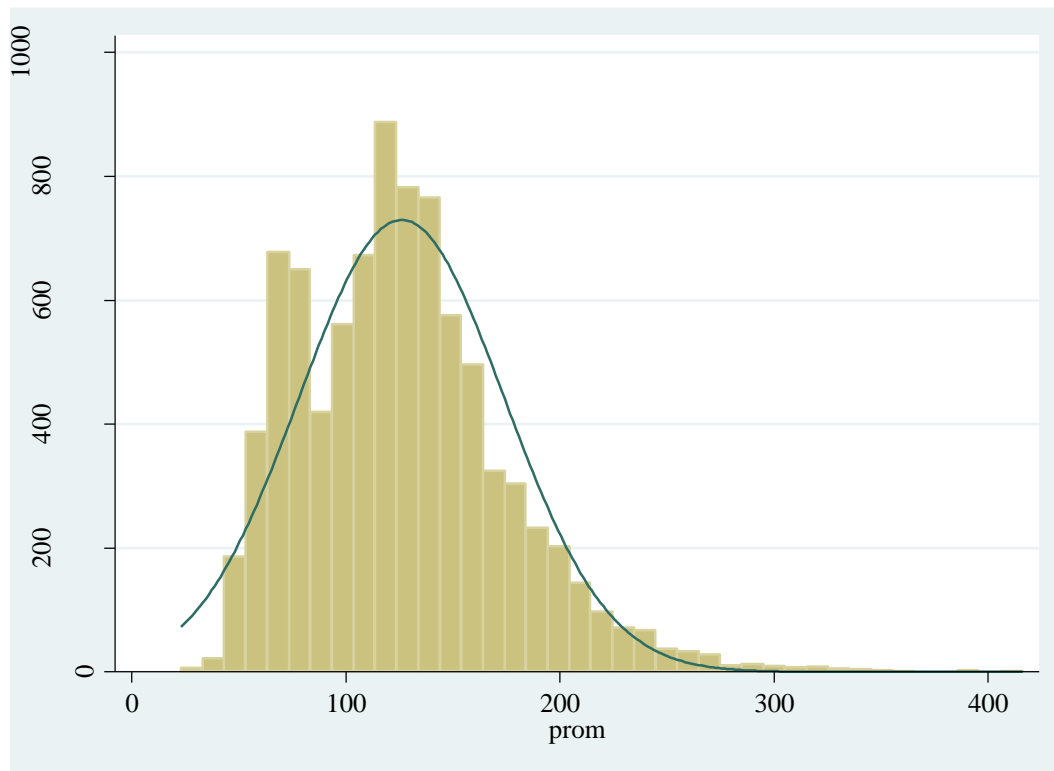
Kommune	Obs	Mean	Std	Min	Max
Askøy	4662	122	45	32	416
Fjell	3384	130	50	23	337
Sund	658	132	51	50	389

I Tabell 6 ovenfor ser vi at kommunene har lignende verdier for de oppstilte nøkkeltallene. Nedenfor vises gjennomsnittlig antall kvadratmeter primærrom per år for hver kommune i Figur 18.



Figur 17 Gjennomsnittlig primærrom per kommune over tid

På grunn av få observasjoner i de tidlige årene vil ekstremverdier påvirke gjennomsnittet i større grad. Dette kan være årsaken til at gjennomsnittlig p-rom for Sund varierer såpass kraftig.



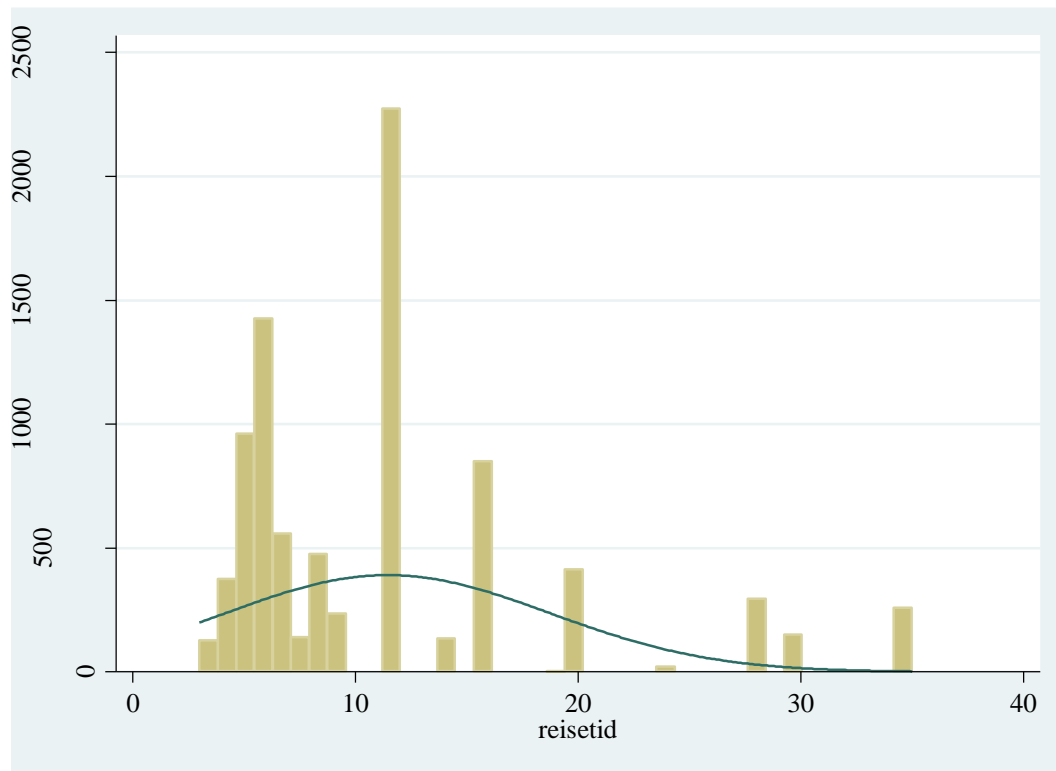
Figur 18 Histogram over frekvensfordelingen til primærrom

5.3.4 Reisetid

Fra Tabell 7 nedenfor ser vi gjennomsnittlig reisetid for solgte boliger i hver kommune. På grunn av kommunens lokalisering lengre inn på Sotra, har Sund den høyeste verdien for gjennomsnitt og minimum. Askøy har den laveste gjennomsnittsverdien og den laveste minimumsverdien. Vi ser samtidig at det er små forskjeller mellom Fjell og Askøy. Kommunene har liknende maksimumsverdier.

Tabell 7 Beskrivende statistikk av reisetid per kommune

Kommune	Obs	Mean	Std.	Min	Max
Askøy	4662	9	5	3	35
Fjell	3384	11	5	4	30
Sund	658	31	3	28	35



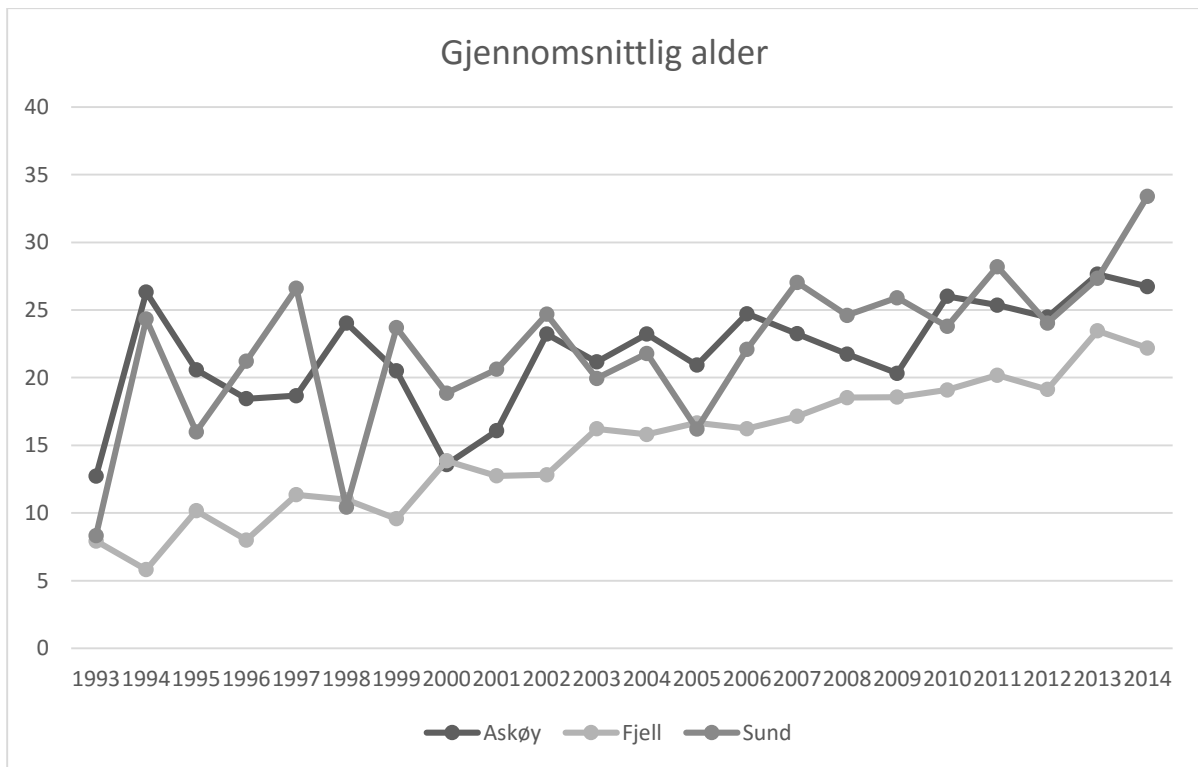
Figur 19 Histogram over frekvensfordelingen til reisetid

5.3.5 Alder

I datautvalget har Fjell både den laveste standardvariansen og det laveste gjennomsnittet med tanke på alder på boligene som var omsatt. De eldste boligene i utvalget var lokalisert på Askøy, mens Sund hadde det høyeste gjennomsnittet av kommunene.

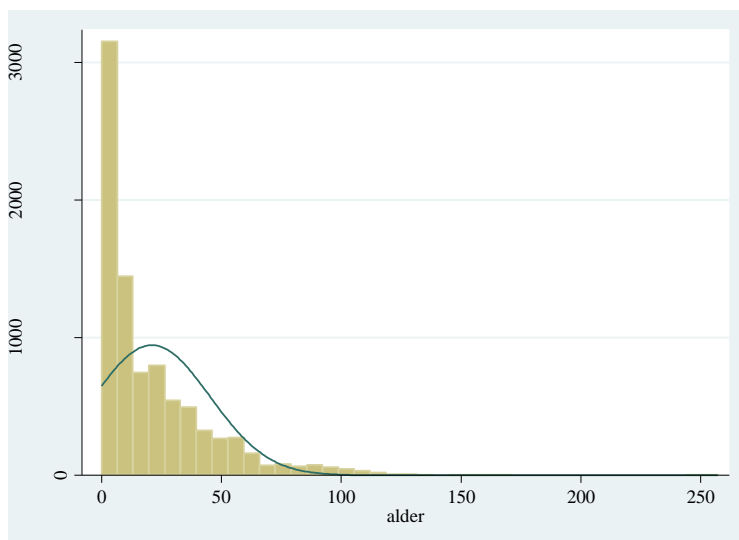
Tabell 8 Beskrivende statistikk av boligalder i de ulike kommuner

Kommune	Obs	Mean	Std	Min	Max
Askøy	4662	23	27	0	257
Fjell	3384	17	19	0	163
Sund	658	24	25	0	117



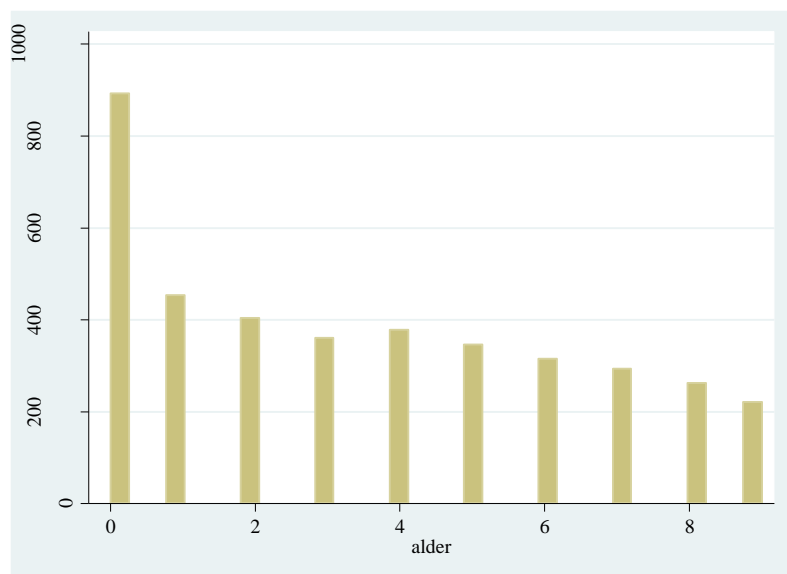
Figur 20 Gjennomsnittlig alder på solgte boliger per kommune over tid

Av grafen i Figur 20 ovenfor ser vi at Fjell skiller seg ut fra de andre kommunene med tanke på gjennomsnittlig alder på solgte boliger.



Figur 21 Histogram over frekvensfordelingen til alder

For å få et bedre bilde av fordeling zoomer vi inn på en frekvenstabell for observasjoner med alder mindre enn 10.



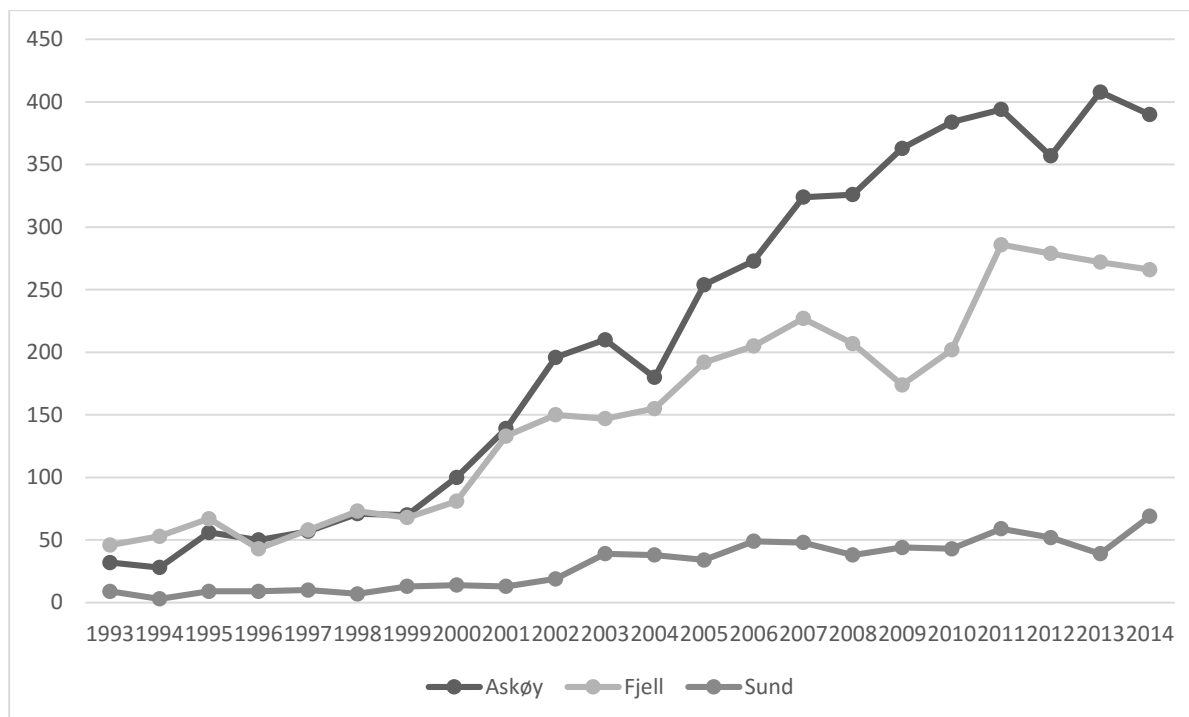
Figur 22 Histogram over frekvensfordelingen til alder lavere enn 10

5.3.6 Kommuner

Tabell 9 bryter ned observasjonene prosentvis. Det rensede datautvalget vårt inneholdt en overvekt av observasjoner fra Askøy og Fjell. Andelen av observasjoner gjort i Sund stod for kun åtte prosent av den totale andelen av observasjoner i utvalget.

Tabell 9 Fordeling av observasjoner per kommune

Kommune	Askøy	Fjell	Sund	Sum
Antall observasjoner	4662	3384	658	8704
Andel av observasjoner	54 %	39 %	8 %	100 %



Figur 23 Antall observasjoner per kommune over tid

Grafen i Figur 23 demonstrerer at veksten i antall observasjoner i datasettet var klart sterkest for Askøy kommune, og da særlig etter år 2001.

5.3.7 Eierformer

Tabell 10 viser fordelingen av observasjoner per eierform. Selv om det ikke er overraskende, så er det verd å merke seg at bare tre prosent av observasjonene er fra salg av boliger i borettslag.

Tabell 10 Fordeling av observasjoner per eierform

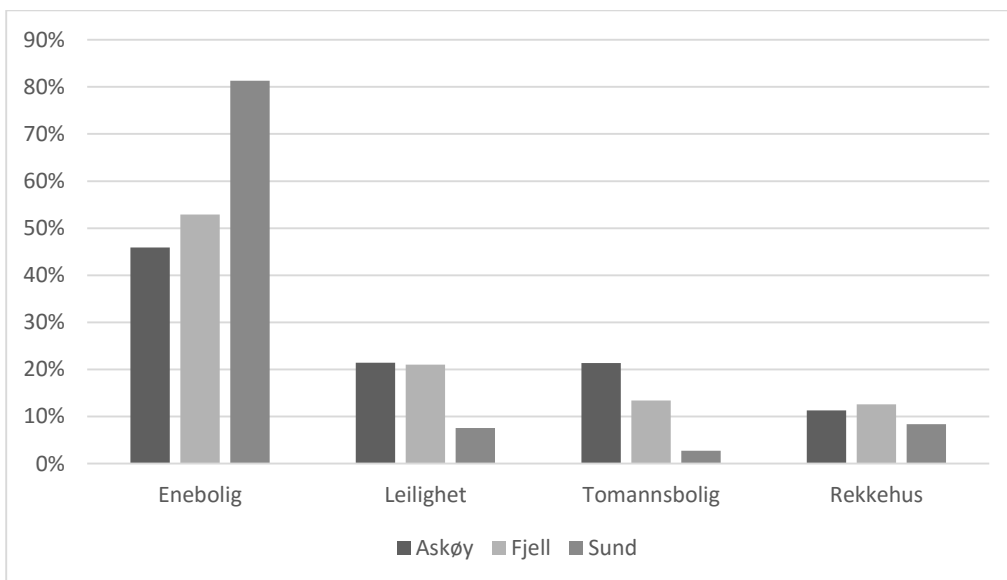
Eierform	Selveier	Borettslag	Sum
Antall observasjoner	8412	292	8704
Andel av observasjoner	97 %	3 %	100 %

5.3.8 Boligtyper

I Tabell 11 nedenfor går det frem at eneboliger er klart mest representert i utvalget, etterfulgt av leiligheter, tomannsboliger og til slutt rekkehus.

Tabell 11 Fordeling av observasjoner per boligtype

Boligtype	Enebolig	Leilighet	Tomannsbolig	Rekkehus	Sum
Antall observasjoner	4467	1759	1468	1010	8704
Andel av observasjoner	51 %	20 %	17 %	12 %	100 %

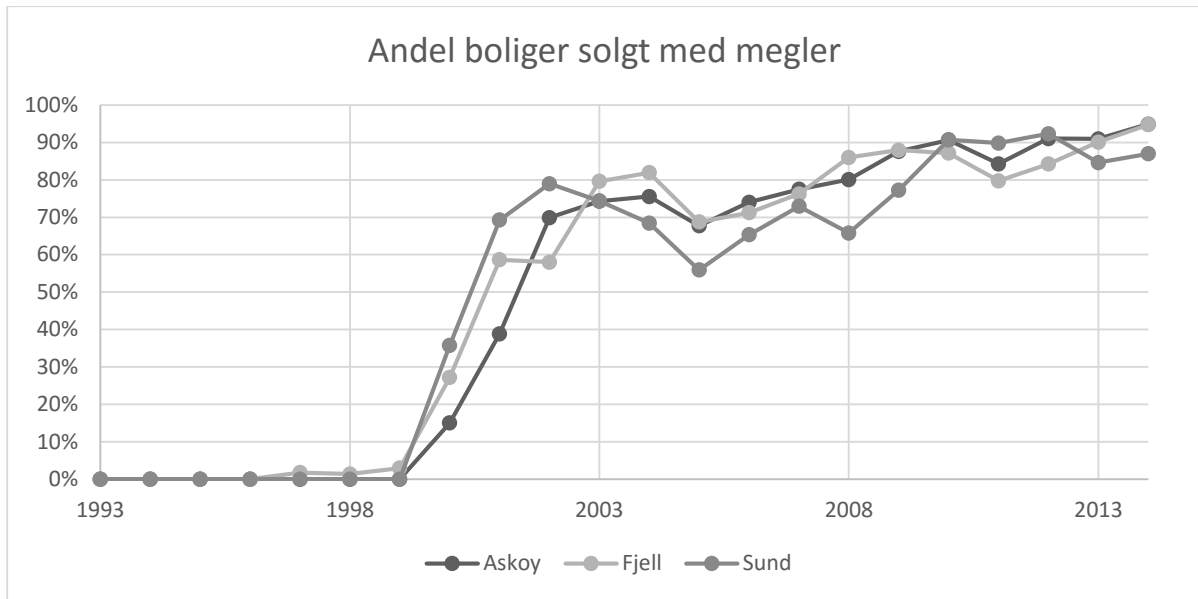


Figur 24 Andel solgte boligtyper per kommune

Av Figur 24 kan vi se at Sund har den største andelen av eneboliger i datasettet. De to andre kommunene har høyere andel solgte leiligheter, tomannsboliger og rekkehus i forhold til Sund.

5.3.9 Megler

Figur 25 viser at andelen boliger solgt med megler er stigende med tanke på tid. Det observeres at verdier for megler er fraværende for observasjoner før år 2000 i datasettet.



Figur 25 Andel boliger solgt med megler per kommune over tid

På forrige side er korrelasjonsmatrisen presentert. Korrelasjonskoeffisientene merket rødt er signifikante på 5% nivå. Det indikerer at vi med 95% sannsynlighet kan påstå at det er samvariasjon mellom de to variablene.

REISETID og SUND korrelerer sterkt positivt. Dette er fornuftig siden boliger i Sund har det klart største antall minutters gjennomsnittlig og minimum reisetid til sentrum. Se forrige delkapittel for deskriptiv statistikk vedrørende dette forholdet.

PROM korrelerer som forventet moderat positivt med ENEBOLIG og moderat negativt med LEILIGHET. ENEBOLIG korrelerer også moderat med ALDER. Dette kan tilsi at de eldste boligene er av boligtypen enebolig.

ASKOY og BOM07 korrelerer moderat positivt med en korrelasjonskoeffisient på 0.461. Dette er naturlig siden det er en del av definisjonen til BOM07 at observasjonen har verdien 1 for ASKOY. Videre ser vi at FJELL har -0.395 med BOM07. Dette er også forventet da observasjoner som har verdien 1 for denne binære variabelen, ikke kan ha verdien 1 for bomeffekt07. SUND har også en svak negativ korrelasjon med BOM07.

Vi legger merke til at MEGLER korrelerer svakt negativt med BOM07. Dette kan være på grunn av at BOM07 per definisjon ikke kan ha verdien 1 for variabler med salgsår >2006, og at fordelingen av boliger solgt med megler er skjev med tanke på tid. Altså har flere boliger som er solgt i nyere tid benyttet seg av megler. Den samme effekten gjør at MEGLER er svakt negativt korrelert med flere tidlige år, og svakt positiv korrelert med nyere år.

PRIS er som forventet moderat positivt korrelert med PROM, ettersom en større bolig kan forventes å være høyere priset enn en mindre bolig.

År-variablene korrelerer med hverandre fordi de er gjensidig utelukkende. Samtidig blir korrelasjonen sterkere med tiden fordi antall observasjoner stiger med tiden.

6 Økonometrisk modell og analyse

Som forklart i kapittel fire vil det utføres regresjoner på modellens lineære, semi-logaritmiske og dobbeltlogaritmiske funksjonsform. Ut i fra regresjonenes justerte forklaringskraft, oppfyling av forutsetninger og andre relevante betraktninger, vil det besluttes hvilken funksjonsform som er foretrukket. Videre vil det bestemmes hvilken definisjon av «bomeffekt» som gir den beste modellen. Etter en analyse av den endelige modellen vil det til slutt belyses hvorvidt hypotesene som ble presentert i kapittel tre skal forkastes eller beholdes.

6.1 Funksjonsform

Utgangspunktet for analysen er en økonomisk modell som vi har utarbeidet med innsikt fra den økonomiske teorien vi gjennomgikk i kapittel tre, forskningsdesign og metode fra kapittel fire, og tilgang og bearbeiding av data fra kapittel fem.

$$PRIS = f(PROM, ALDER, REISETID, BOLIGTYPE, EIERFORM, MEGLER, BOMPENGER)$$

Basert på omkodingen av variablene og herved de ekskluderte binære variablene, vil følgende egenskaper beskrive basisboligen: Selveid enebolig i kommunen Fjell, solgt uten megler og bomeffekt, i år 1993. Denne inntreffer dersom alle de binære variablene er lik 0.

Basert på den økonomiske modellen, økonometrisk innsikt og omkoding av variabler, presenteres de matematisk utarbeidede funksjoner:

Lineær: $PRIS_{it} = \beta_0 + \beta_1 PROM_i + \beta_2 ALDER_i + \beta_3 REISETID_i + \beta_4 BOMEFFEKTOX_i + \beta_5 ASKOY_i + \beta_6 SUND_i + \beta_7 LEILIGHET_i + \beta_8 TOMANNSBOLIG_i + \beta_9 REKKEHUS_i + \beta_{10} BORETTSLAG_i + \beta_{11} MEGLER_i + \sum_{t=1994}^{2014} \beta_t AAR_{it} + \varepsilon_{it}$

Semi-logaritmisk: $\ln PRIS_{it} = \beta_0 + \beta_1 PROM_i + \beta_2 ALDER_i + \beta_3 REISETID_i + \beta_4 BOMEFFEKTOX_i + \beta_5 ASKOY_i + \beta_6 SUND_i + \beta_7 LEILIGHET_i + \beta_8 TOMANNSBOLIG_i + \beta_9 REKKEHUS_i + \beta_{10} BORETTSLAG_i + \beta_{11} MEGLER_i + \sum_{t=1994}^{2014} \beta_t AAR_{it} + \varepsilon_{it}$

Dobbeltlogaritmisk: $\ln PRIS_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln PROM_i + \beta_2 \ln ALDER_i + \beta_3 \ln REISETID_i + \beta_4 BOMEFFEKTO5_i + \beta_5 SUND_i + \beta_6 ASKOY_i + \beta_7 LEILIGHET_i + \beta_8 TOMANNSBOLIG_i + \beta_9 REKKEHUS_i + \beta_{10} BORETTSLAG_i + \beta_{11} MEGLER_i + \sum_{t=1994}^{2014} \beta_t AAR_{it} + \varepsilon_{it}$

I de påfølgende delkapitlene vil det bestemmes hvilken funksjonsform som er den foretrukne for videre analyse av hypotesene.

6.1.1 Regresjoner

	Linear		Semi-log		Dobbelt~g	
bomeffekt07	-128705.0***	(-6.60)	-0.0842***	(-10.28)	-0.0842***	(-10.71)
prom	9742.1***	(74.86)	0.00418***	(76.48)		
lnprom					0.598***	(88.05)
alder	-6385.5***	(-28.05)	-0.00349***	(-36.51)		
lnalder					-0.0649***	(-38.49)
reisetid	-22323.3***	(-21.42)	-0.0104***	(-23.86)		
lnreisetid					-0.118***	(-27.41)
askoy	33710.0**	(2.61)	0.00834	(1.54)	-0.0105*	(-2.03)
sund	-44098.4	(-1.58)	-0.0325**	(-2.76)	-0.100***	(-11.01)
megler	115618.0***	(8.50)	0.0778***	(13.61)	0.115***	(20.16)
leilighet	-207107.9***	(-11.52)	-0.123***	(-16.24)	-0.0516***	(-6.88)
tomansbolig	-189796.1***	(-12.37)	-0.0717***	(-11.13)	-0.0790***	(-12.92)
rekkehus	-161857.7***	(-9.10)	-0.0776***	(-10.38)	-0.0556***	(-7.90)
borettslag	-313486.9***	(-11.07)	-0.133***	(-11.16)	-0.0986***	(-8.56)
aar==1994	164534.4*	(2.44)	0.0584*	(2.06)	0.0534	(1.96)
aar==1995	180341.7**	(2.96)	0.182***	(7.10)	0.190***	(7.72)
aar==1996	260516.4***	(4.04)	0.237***	(8.76)	0.252***	(9.70)
aar==1997	289261.9***	(4.69)	0.347***	(13.38)	0.371***	(14.90)
aar==1998	351268.0***	(5.91)	0.437***	(17.50)	0.460***	(19.17)
aar==1999	496001.0***	(8.35)	0.533***	(21.35)	0.557***	(23.24)
aar==2000	562738.0***	(9.87)	0.649***	(27.08)	0.658***	(28.63)
aar==2001	672753.7***	(12.35)	0.763***	(33.33)	0.773***	(35.19)
aar==2002	852016.8***	(15.93)	0.875***	(38.92)	0.879***	(40.75)
aar==2003	956204.3***	(17.93)	0.945***	(42.16)	0.949***	(44.11)
aar==2004	1146694.8***	(21.40)	1.069***	(47.49)	1.075***	(49.74)
aar==2005	1362412.3***	(26.03)	1.181***	(53.71)	1.191***	(56.40)
aar==2006	1650864.8***	(31.67)	1.332***	(60.79)	1.337***	(63.55)
aar==2007	1898149.8***	(36.18)	1.432***	(64.97)	1.432***	(67.66)
aar==2008	1821108.9***	(34.52)	1.396***	(62.98)	1.396***	(65.58)
aar==2009	1805816.3***	(34.10)	1.391***	(62.53)	1.391***	(65.10)
aar==2010	1972937.0***	(37.37)	1.462***	(65.90)	1.468***	(68.91)
aar==2011	2162116.6***	(41.54)	1.537***	(70.31)	1.546***	(73.66)
aar==2012	2297337.7***	(43.86)	1.589***	(72.21)	1.599***	(75.67)
aar==2013	2476159.9***	(47.25)	1.648***	(74.86)	1.656***	(78.33)
aar==2014	2550198.8***	(48.59)	1.679***	(76.12)	1.689***	(79.79)
Constant	-341162.2***	(-6.26)	12.87***	(561.86)	10.73***	(256.22)
Observations	8704		8704		8704	
R-squared	0.800		0.873		0.883	
Adjusted R-squ~d	0.799		0.872		0.882	

t statistics in parentheses

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Figur 26 Regresjonsresultater: Lineær, semi-logaritmisk og dobbeltlogaritmisk

Ovenfor er regresjonsresultatene fra de tre modellene presentert med tre ulike funksjonsformer. Vi nevner for ordens skyld at samtlige modeller har $prob > F = 0.0000$.

Bomvariabelen er signifikant på 0.001-nivå i alle modeller, men har en klart større t-verdi i den semi-logaritmiske og dobbeltlogaritmiske enn den lineære.

Den binære variabelen for året 1994 er signifikant på 0.05-nivå i to første modellene og ikke signifikant i den siste. I kapittel fem ble det observert at gjennomsnittsprisen sank i to av kommunene dette året, samtidig vil det relative lave antallet observasjoner gjør det sårbart mot spesielle observasjoner.

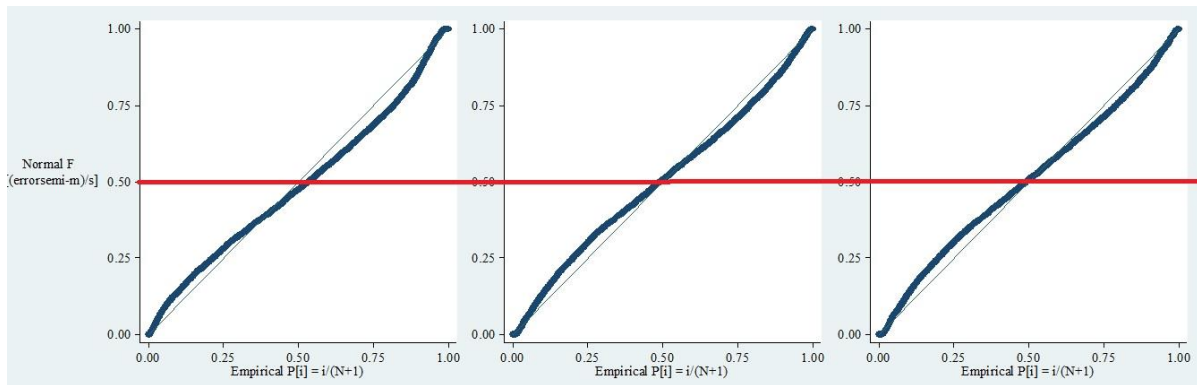
Variabelen for Askøy er: signifikant på 0.01-nivå i den lineære modellen; ikke signifikant i den semi-logaritmiske modellen; signifikant på 0.05-nivå i den dobbeltlogaritmiske modellen. Samtidig har koeffisientene svake effekter og ulike retninger. Dette indikerer at en bolig på Askøy og Fjell, kontrollert for de benyttede variablene, innehar relativt like verdier for kjøperne.

Tidligere i oppgaven ble det bemerket en høy korrelasjonskoeffisient mellom Sund og reisetid. Dette kan forklare hvorfor Sund ikke er signifikant i den lineære modellen. Samtidig er det interessant at Sund er signifikant på 0.001-nivå i den dobbeltlogaritmiske modellen, og signifikant på 0.01-nivå i den semi-logaritmiske modellen. Dette kan muligens være en indikasjon på at kjøperens marginale nytte ikke nødvendigvis trenger å være konstant.

Alle modeller innehar de forventede fortegn for samtlige variabler. Den dobbeltlogaritmiske modellen innehar den høyeste justerte forklaringskraften, og fremstår etter dette som den foretrukne modellen så langt i analysen.

6.1.2 Restleddets fordeling

For å vurdere om modellen oppfyller forutsetningen om normalfordelt restledd studerer vi normalskråplottene. Perfekt normalfordelte restledd vil ligge langs den lineære linjen. Fordelingens symmetri kan bedømmes ut i fra kurvens skjæringspunkt og arealet mellom kurven og den lineære linjen.

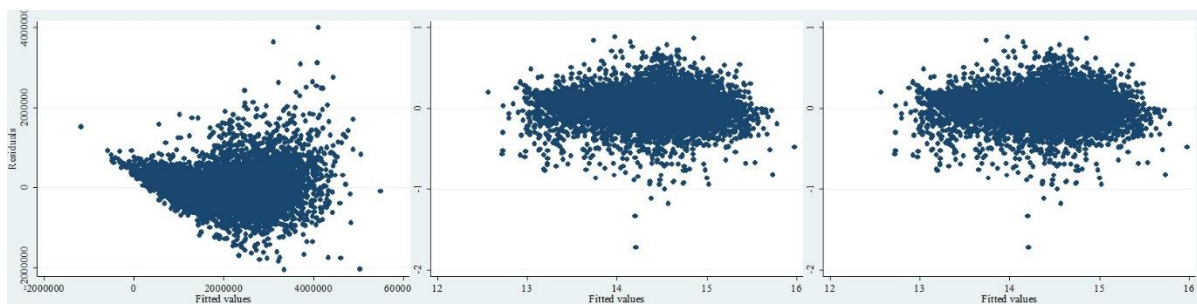


Figur 27 Normalskråplott: Lineær, semi-logaritmisk og dobbellogaritmisk

Samtlige funksjonsformer kan skilte med tilnærmede normalfordelte restledd. Den lineære funksjonsformen kommer dårligst ut med tanke på skjevt skjæringspunkt og størrelse på avvik.

6.1.3 Heteroskistisitet

Nedenfor viser Figur 28 variasjonen i de uavhengige variablene rundt regresjonslinja i de ulike modellene.



Figur 28 Residualplott: Lineær, semi-logaritmisk og dobbellogaritmisk

Med en klar vifteform oppfyller ikke den lineære modellen vilkåret om at restleddvariasjonen skal være homogen. Den semi-logaritmiske og dobbeltlogaritmiske har begge jevnere fordelinger, men det kan skimtes en viss trend til større variasjon ettersom boligprisen stiger. På grunn av at datasettet inneholder et stort antall observasjoner er det vanskelig å være sikker den ene eller andre veien.

6.1.4 Multikollinearitet

For å undersøke om det har oppstått multikollinearitet i modellen, benyttes en «variance inflation score test». Verdiene er presentert i Tabell 12.

Tabell 12 Verdier fra VIF-test: Lineær, semi-logaritmisk og dobbellogaritmisk

Variable	VIF		
	Linear	Semilog	Dobbellog
_Iaar_2011	9.42	9.42	9.42
_Iaar_2014	9.41	9.41	9.41
_Iaar_2013	9.31	9.31	9.31
_Iaar_2012	8.94	8.94	8.94
_Iaar_2010	8.36	8.36	8.36
_Iaar_2007	7.89	7.89	7.89
_Iaar_2009	7.82	7.82	7.82
_Iaar_2008	7.63	7.63	7.63
_Iaar_2006	6.92	6.92	6.92
_Iaar_2005	6.39	6.39	6.39
_Iaar_2003	5.53	5.53	5.53
_Iaar_2004	5.27	5.27	5.27
_Iaar_2002	5.14	5.14	5.14
_Iaar_2001	4.21	4.21	4.21
_Iaar_2000	3.18	3.18	3.18
_Iaar_1998	2.69	2.69	2.7
_Iaar_1999	2.69	2.69	2.7
bomeffekt07	2.69	2.69	2.69
reisetid	2.58	2.58	2.5
_Iaar_1995	2.48	2.48	2.48
sund	2.45	2.45	2.41
_Iaar_1997	2.41	2.41	2.15
leilighet	2.33	2.33	1.95
_Iaar_1996	2.15	2.15	1.91
_Iaar_1994	1.95	1.95	1.84
askoy	1.85	1.85	1.79
prom	1.74	1.74	1.66
megler	1.67	1.67	1.59
tomannsbolig	1.48	1.48	1.49
rekkehus	1.45	1.45	1.44
alder	1.36	1.36	1.4
borettslag	1.16	1.16	1.18
Mean VIF	4.39	4.39	4.35

Vi ser at testen angir at ingen av variablene ligger over grenseverdien (10) i noen av funksjonsformene. Samtidig legger vi merke til at den dobbeltlogaritmiske har lavest gjennomsnittlig VIF.

6.1.5 Valg av funksjonsform

Før vi utfører analysen må den beste funksjonsformen velges. Utgangspunktet for valget er den modellen som beskriver data på best mulig måte. Dette bestemmes fra restleddets forutsetninger og modellenes forklaringskraft.

Tabell 13 Vurdering av funksjonsform

	Lineær	Semi-log	Dobbel-log
Justert Forklaringskraft	0.799	0.872	0.882
Normalfordelt restledd	OK-	OK	OK
Homoskedastisitet	Dårlig	OK	OK
Multikollinearitet	OK	OK	OK+

Den dobbeltlogaritmiske funksjonsformen fremstår som den modellen vi ønsker å videreutvikle ettersom den skårer best på samtlige vurderingskriterier.

6.2 Bomvariabel

I dette delkapittel vil de ulike bomvariablene evalueres. Som forklart i kapittel 5.2, så finner vi det rimelig å tro at markedet begynte å prise inn effekten av reduserte pendlerkostnader allerede før opphøringen av bompenginnkrevningen på Askøybroen fant sted. Vi ønsker derfor å kartlegge hvorvidt det stemmer.

6.2.1 Regresjoner

Tabell 14 nedenfor viser de viktigste nøkkeltallene fra regresjonene av den endelige modellen med ulikt spesifiserte bomeffektvariabler. Årstallet angir det året variabelen spesifiserer at bompengoeffekten er forsvunnet.

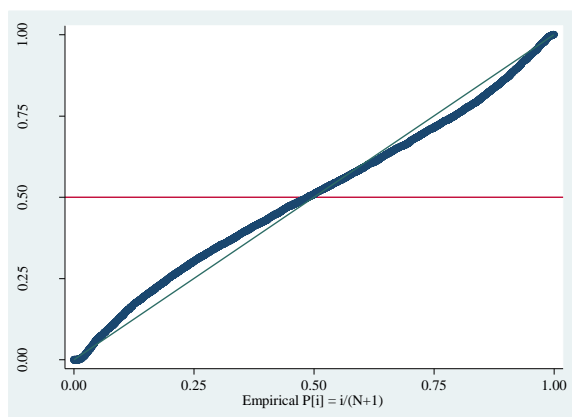
Tabell 14 Regresjonsnøkkeltall fra regresjoner med ulike bomeffektvariabler

Modell	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Justert R2
2001	-0.1038	0.0120	-8.65	0.8816
2002	-0.1079	0.0108	-10.01	0.8820
2003	-0.1141	0.0098	-11.69	0.8824
2004	-0.1098	0.0090	-12.17	0.8826
2005	-0.1123	0.0085	-13.17	0.8829
2006	-0.0994	0.0081	-12.24	0.8826
2007	-0.0842	0.0079	-10.71	0.8821
2008	-0.0743	0.0077	-9.62	0.8819
2009	-0.0707	0.0077	-9.15	0.8817

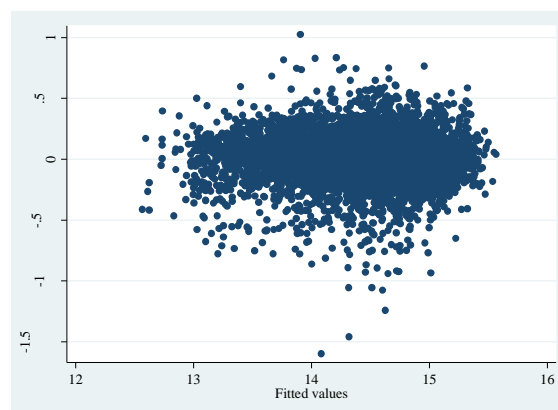
6.2.2 Valg av bomvariabel

Modellen som inneholder variabelen bommeffekt05 gav høyest justerte forklaringskraft og er dermed fortrukket fremfor de andre modellene. Videre vil det undersøkes om denne modellen bryter med forutsetningene for gode regresjonsresultater.

VIF-test gav en gjennomsnittlig VIF på 4.35 og hadde samtidig ingen variabler over den kritiske verdien på 10.



Figur 29 Normalskråplott



Figur 30 Residualplott

Spredningen i residualplottet fremstår nokså spredt med en liten tendens til større spredning ved høyere verdier. I normalskråplottet fremstår restleddet tilnærmet normalfordelt.

6.3 Endelig modell

Den endelige modellen har funksjonsformen dobbellogaritmisk og bompengoeffekten forsvinner i 2005. I Figur 31 nedenfor er den fullstendige regresjonsrapporten presentert i sin helhet.

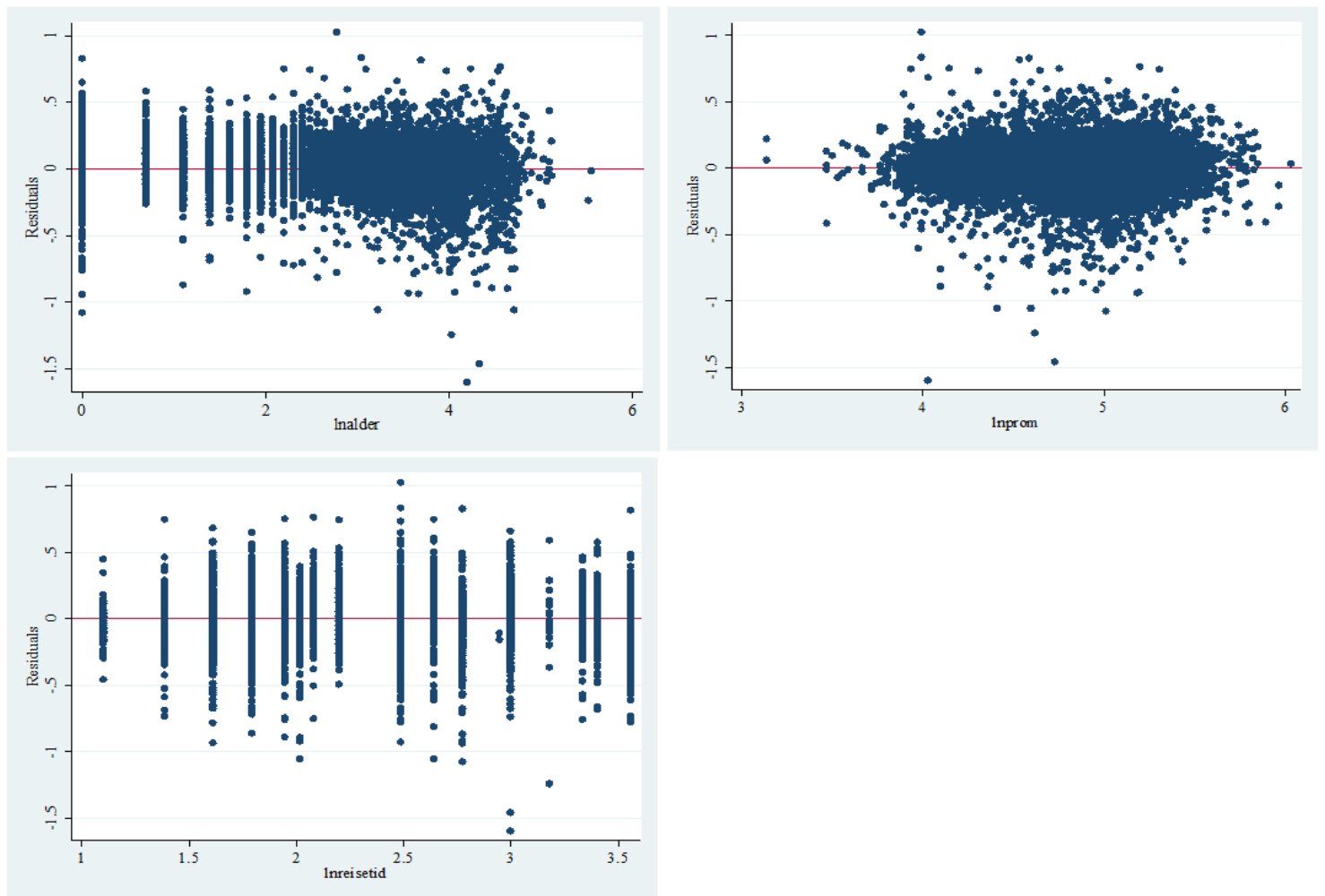
Source	SS	df	MS	Number of obs = 8704		
Model	2064.69836	32	64.5218236	F(32, 8671) = 2052.22		
Residual	272.616907	8671	.031440077	Prob > F = 0.0000		
Total	2337.31526	8703	.268564318	R-squared = 0.8834		
				Adj R-squared = 0.8829		
				Root MSE = .17731		

lnpris	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnprom	.5973675	.0067662	88.29	0.000	.5841041	.6106308
lnalder	-.0648578	.0016793	-38.62	0.000	-.0681496	-.0615661
lnreisetid	-.1192492	.0042962	-27.76	0.000	-.1276707	-.1108277
askoy	-.0123777	.0047678	-2.60	0.009	-.0217238	-.0030317
bomeffekt05	-.1123296	.0085296	-13.17	0.000	-.1290496	-.0956096
sund	-.0980621	.0090638	-10.82	0.000	-.1158294	-.0802949
megler	.1135632	.0056684	20.03	0.000	.1024517	.1246747
leilighet	-.0520488	.0074774	-6.96	0.000	-.0667063	-.0373914
tomannsbolig	-.0798347	.0060921	-13.10	0.000	-.0917766	-.0678927
rekkehus	-.0559726	.0070206	-7.97	0.000	-.0697346	-.0422105
borettslag	-.0998108	.0114778	-8.70	0.000	-.12231	-.0773116
_Iaar_1994	.0526134	.0271569	1.94	0.053	-.0006205	.1058474
_Iaar_1995	.1917661	.0245096	7.82	0.000	.1437214	.2398108
_Iaar_1996	.2559513	.0259175	9.88	0.000	.2051468	.3067558
_Iaar_1997	.3733849	.0247953	15.06	0.000	.3247803	.4219896
_Iaar_1998	.4629508	.0239096	19.36	0.000	.4160824	.5098193
_Iaar_1999	.5603093	.0239014	23.44	0.000	.5134568	.6071618
_Iaar_2000	.662848	.0229237	28.92	0.000	.6179121	.707784
_Iaar_2001	.7776048	.0219109	35.49	0.000	.7346543	.8205554
_Iaar_2002	.8850167	.0215136	41.14	0.000	.8428449	.9271886
_Iaar_2003	.9548711	.0214578	44.50	0.000	.9128087	.9969335
_Iaar_2004	1.079803	.0215582	50.09	0.000	1.037544	1.122062
_Iaar_2005	1.137394	.0213006	53.40	0.000	1.095639	1.179148
_Iaar_2006	1.283973	.0212134	60.53	0.000	1.24239	1.325556
_Iaar_2007	1.422754	.0211036	67.42	0.000	1.381386	1.464123
_Iaar_2008	1.386883	.021219	65.36	0.000	1.345288	1.428477
_Iaar_2009	1.382104	.0212965	64.90	0.000	1.340357	1.42385
_Iaar_2010	1.458796	.0212275	68.72	0.000	1.417185	1.500407
_Iaar_2011	1.537435	.0209379	73.43	0.000	1.496392	1.578478
_Iaar_2012	1.590229	.0210769	75.45	0.000	1.548914	1.631545
_Iaar_2013	1.647029	.0210751	78.15	0.000	1.605717	1.688341
_Iaar_2014	1.680559	.0211122	79.60	0.000	1.639174	1.721944
_cons	10.74932	.0417977	257.18	0.000	10.66739	10.83125

Figur 31 Regresjonsresultat: modell med bomeffekt05

6.3.1 Variablene

Det er gunstig å kikke på spredningen til de kontinuerlige variablenes residualer for å bekrefte at heteroskedastisitet ikke er et stort problem for modellen.



Figur 32 Residualplott for de kontinuerlige variabler

Ut i fra residualplottene ovenfor ser vi at residualene er nokså likt fordelt rundt linjen. Selv om heteroskedastisitet kan være til stede, er den ikke så bemerkelsesverdig at den er grunn til å forkaste modellen.

6.4 Hypotesetesting

I kapittel 3.4 ble det utledet fem hypoteser. Nedenfor blir det testet om de får empiriske støtte fra regresjonene. Hypotesetestingen blir utført med utgangspunkt i resultatene fra regresjonen av den endelige modellen; dobbeltlogaritmisk funksjonsform med bomvariabelen `bomeffekt05`. Siden antallet observasjoner er nokså stort, settes signifikansnivået 5% som minstekravet.

Som forklart i kapittel 3.4 er hypotesene formulert som nullhypoteser som forkastes eller beholdes. Dette avhenger av t-verdien til den tilhørende variabel.

Hypotese 1: Fjerningen av bompenger påvirket boligprisene i Askøy kommune H_0^1 : Fjerningen av bompenger har ingen betydning for boligprisene i Askøy kommune H_1^1 : Fjerningen av bompenger har betydning for boligprisene i Askøy kommune

I den endelige modellen er p-verdien til bomeffektvariabelen, bomeffekt5, 0.000 som er statistisk signifikant på 0.001-nivå. Vi forkaster dermed nullhypotesen og konkluderer med at fjerning av bompenger har betydning for boligprisen i Askøy kommune.

Hypotese 2: Reisetid til sentrum har betydning for boligprisene i Askøy kommune H_0^2 : Reisetid til sentrum har ingen betydning for boligprisene i Askøy kommune H_1^2 : Reisetid til sentrum har betydning for boligprisene i Askøy kommune

Den naturlige logaritmen til antall minutter til bro, lnreisetid, har en p-verdi på 0.000. Vi forkaster nullhypotesen og konkludere med at reisetid til sentrum har betydning for boligprisene i Askøy kommune.

Hypotese 3: Boligens størrelse har betydning for boligprisene i Askøy kommune H_0^3 : Boligens størrelse har ingen betydning for boligprisene i Askøy kommune H_1^3 : Boligens størrelse har betydning for boligprisene i Askøy kommune

Boligens størrelse, representert med den naturlige logaritmen til antall kvadratmeter primærom, har en p-verdi på 0.000 som er statistisk signifikant på 0.001-nivå. Vi avviser dermed nullhypotesen og konkluderer med at boligens størrelse har betydning for boligprisene i Askøy kommune.

Hypotese 4: Alder på bolig har betydning for boligprisene på Askøy i Askøy kommune H_0^4 : Alder på bolig har ingen betydning for boligprisene i Askøy kommune H_1^4 : Alder på bolig har betydning for boligprisene i Askøy kommune

Den naturlige logaritmen til boligens alder ved omsetningstidspunktet har en p-verdi på 0.000 som viser at forskjellen er signifikant på 0.001-nivå. Vi forkaster nullhypotesen og konkluderer med at alder på bolig har betydning for boligprisene i Askøy kommune.

Hypotese 5. Salgsår har betydning for boligprisene på Askøy i Askøy kommune H_0^5 : Salgsår har ingen betydning for boligprisene i Askøy kommune H_1^5 : Salgsår har betydning for boligprisene i Askøy kommune

År-variablene for årene 1995-2014 har p-verdier på 0.000 som er statistisk signifikant på 0.001-nivå. År-variabelen for året 1994 har p-verdien 0.053 og er statistisk signifikant på 0.1-nivå. Vi forkaster nullhypotesen og konkluderer med at salgsår har betydning for boligprisene i Askøy kommune.

7 Diskusjon

7.1 Bearbeiding av resultatene fra regresjonsanalysen

Bomeffekten

I den endelige modellen finner vi at bomvariabelen, med t-verdien -13.17, er signifikant på 0.001-nivå og har en koeffisient på -0.11. Dette resulterte i at vi kunne forkaste nullhypotesen om at fjerningen av bompenger på Askøybrua ikke hadde betydning for boligprisene i Askøy kommune. Koeffisienten tolkes som den prosentvise forskjellen mellom en bolig solgt med og uten bomeffekt. I modellen vil altså den samme boligen prises ca. 11% lavere i perioden med bomeffekt enn i perioden uten bomeffekt, kontrollert for variablene i modellen. Denne effekten illustreres med regneeksemplene i neste delkapittel. Dette funnet er i tråd med den klassiske teorien om husleie som sier at reduserte pendlerkostnader ved opphøring av bompengene vil føre med seg en økning i husleien.

Kommune

Fjell er basiskommunen i modellen, det vil si når verken den binære variabelen Askøy eller Sund er aktivert. Kontrollert for de andre variablene i modellen, så forteller koeffisienten til variablene Askøy og Sund dermed hvor stor prosentvis forskjell det er i boligprisene lokalisert i disse kommunene i forhold til Fjell.

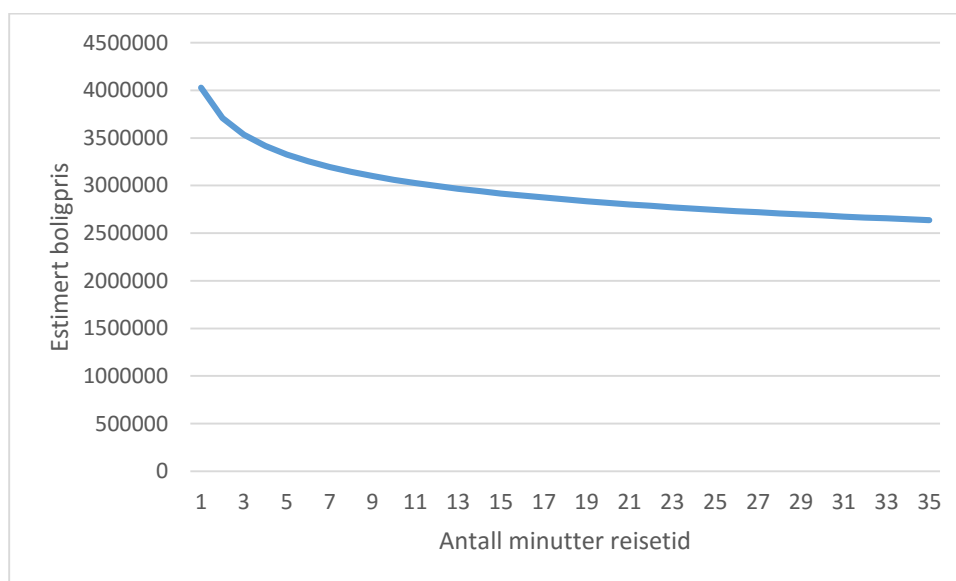
Variabelen for Askøy kommune har en t-verdi på -2.6 som dermed er signifikant på 0.01-nivå. Videre er korrelasjonskoeffisienten -0.012 som tolkes som -1.2% lavere boligpriser på Askøy i forhold til Fjell, kontrollert for de inkluderte variabler. Dette betyr at selv om vi har kontrollert for bomeffekten er det fortsatt en statistisk signifikant forskjell mellom kommunene. Selv om vi valgte å spesifisere at bomeffekten forsvant i 2005, da modellen gav høyest forklaringskraft, kan det tenkes at markedet allerede hadde delvis priset inn effekten ved reduserte pendlerkostnader på et tidligere tidspunkt. En mer avansert økonometrisk modell kan kanskje gjøre en enda mer nøyaktig estimering av effekten. Dermed kan vi spekulere i at bomeffekten er større enn det vi har bevist i vår modell. Utelatte variabler som for eksempel antall arbeidsplasser, bedre skoler, lavere skatter og andre sosiale goder kan presentere en annen forklaring på forskjellen.

Variabelen Sund har en koeffisient på -0.098 og en t-verdi på -10.82 . Dette indikerer at markedet verdsetter boliger i denne kommunen 9.8% lavere enn Fjell, selv etter kontrollert for økt reisetid. Vi spekulerer igjen om at denne effekten kan komme av sosiale forhold.

Avstand til sentrum

Avstand til sentrum ble representert i modellen ved den naturlige logaritmen til reisetid, som var målt i antall minutter til nærmeste fastlandstilknytning. Denne variabelen hadde en koeffisienten -0.119 og t-verdien -27.76 . Dette tolkes som at en prosent økning i reisetiden senker boligprisen med 0.119 prosent. Dette kan illustreres med et regneeksempel. Vi benytter det stiliserte eksemplet om en bolig i Fjell fra kapittel 7.2. Eksempelet har en reisetid på 10 minutter og boligprisen estimeres til 3061624.265. Ved å endre reisetiden til 10.1, det vil si én prosents økning, blir boligprisen 3057993.591. Altså 0.119% lavere. Øker vi reisetiden til 20 minutter blir boligprisen 2818735.37, og forskjellen i pris er nå 7.933%.

Nedenfor estimerer vi boligpriser med det stiliserte eksempelet og lar reisetid være variabel.

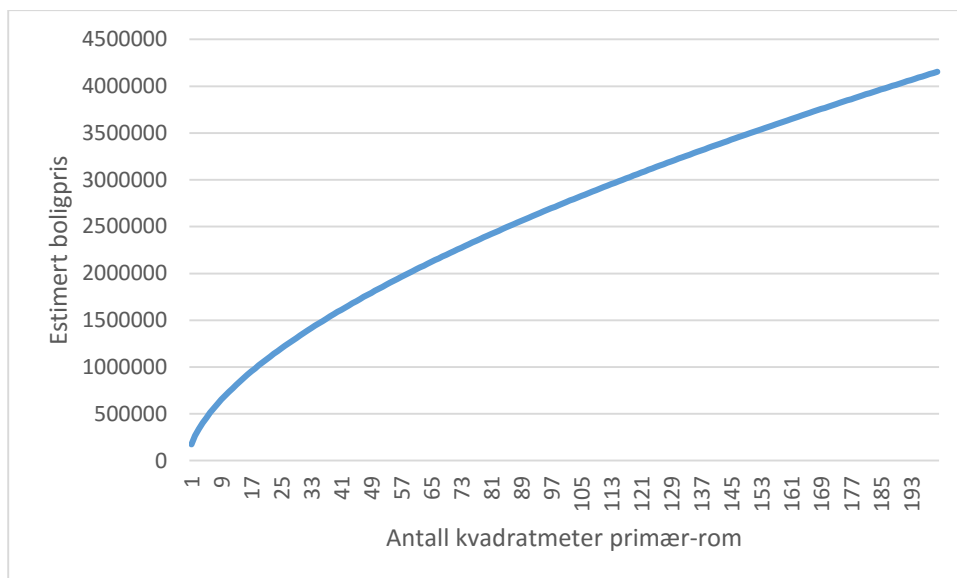


Figur 33 Estimerte boligpriser med variabel Reisetid

Boligens størrelse

Vi fant at boligpris ble påvirket av boarealet til boligen. Den naturlige logaritmen til p-rom hadde en svært høy t-verdi på 88.29 som er signifikant på 0.001-nivå. Koeffisienten var 0.597, som betyr at boligprisen øker med 0.597 prosent når p-rom øker med en prosent. Denne effekten var svært forventet og er godt forankret i litteraturen.

Nedenfor benytter vi igjen det stiliserte eksemplet og lar p-rom variere.

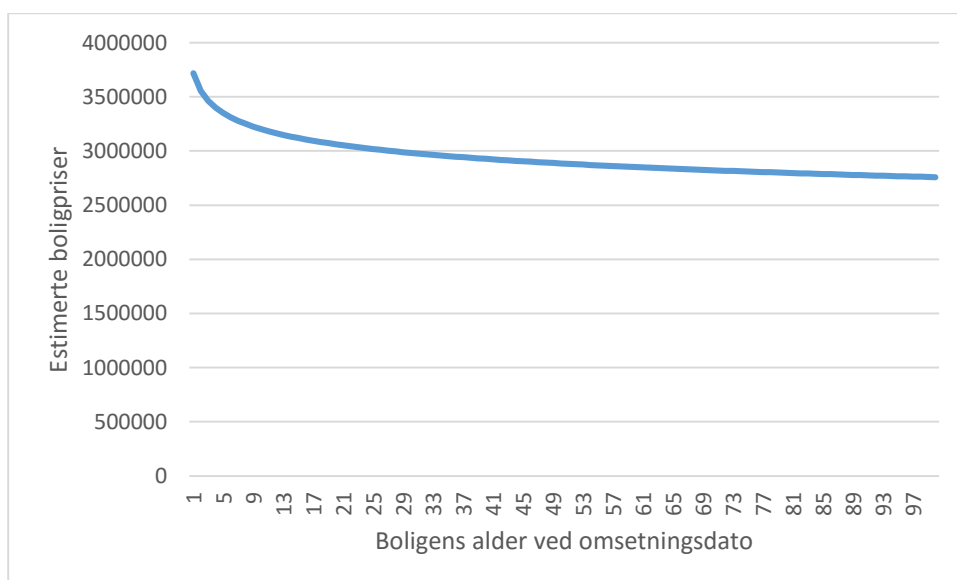


Figur 34 Estimerte boligpriser med variabel p-rom

Boligens alder

Boligens alder var signifikant på 0.001-nivå med en t-verdi på -38.62. Koeffisienten på -0.0649 forteller at en økning på en prosent i boligens alder senker boligprisen med 0.0649 prosent. Dette funnet var forventet da det er intuitivt at nyere boliger verdsettes høyere på grunn av bedre standard og konstruksjon.

I figuren nedenfor har vi igjen benyttet det stiliserte eksempelet men lar nå alder være variabel.



Figur 35 Estimerte boligpriser med variabel alder

Boligtype

Enebolig er modellens basisboligtype. De binære variablene for leilighet, tomannsbolig og rekkehus var alle signifikante på 0.001-nivå med solide t-verdier. Koeffisientene var -0.052 for leilighet, -0.079 for tomannsbolig og -0.056 for rekkehus. Det var forventet at markedet verdsatte eneboliger høyere da disse ofte har attributter som for eksempel høyere grad av privatliv eller hage.

Eierform

Selveier var basiseierformen i modellen. Den binære variabelen for borettslag forteller dermed en eventuell forskjell mellom de to eiertypene. Variabelen var signifikant på 0.001-nivå med en t-verdi på -8.70. Koeffisienten på -0.099 forteller dermed at markedet vedsetter boliger med eierformen borettslag 9.9% lavere enn selveier. Vi valgte, som fremstilt i kapittel 5.2.2 å inkludere fellesgjeld inn i pris med en faktor på 0.907. Dette kan påvirke funnet siden fellesgjeld sannsynligvis kun eksisterte for de observasjonene som hadde borettslag som eierform.

Megler

Den binære variablene for megler hadde en t-verdi på 20.03 som er signifikant på 0.001-nivå. Koeffisienten på 0.114 forteller at boliger i datasettet solgt med megler hadde 11.4% høyere priser i modellen. I kapittel 5.3.9 bemerket vi at observasjonene før år 2000 ikke inneholdt informasjon vedrørende megler. Dette kan medføre at funnet er overestimert. Samtidig spekulerer vi at boliger solgt uten megler kan være mellom bekjente til lavere priser. Dette vil øke kraften til meglervariabelen.

Salgsår

År-variablene for årene 1995-2014 er signifikante på 0.001 –nivå med sterke t-verdier. Variabelen for 1994 var signifikant på 0.1-nivå. T-verdien til år-variablene stiger over tid da år-variablene forteller forskjellen mot basisåret 1993, og forskjellen mellom basisåret og det aktuelle året stiger med tiden. Koeffisientene til År-variablene øker med årene, utenom årene 2008 og 2009. Dette stemmer godt overens med at finanskrisen utløste en generell boligprisnedgang i disse årene.

7.2 Regneeksempler

For å illustrere hvordan den analyserte bomvariabelen påvirker boligprisene på Askøy, er det nyttig å bruke stiliserte regneeksempler. Dette er spesielt gunstig når en benytter dobbeltlogaritmiske modeller som ikke gir noen umiddelbar intuitiv forståelse.

Den dobbeltlogaritmiske funksjonsformen fremstår på følgende måte:

$$\begin{aligned} \ln PRIS_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln PROM_i + \beta_2 \ln ALDER_i + \beta_3 \ln REISETID_i + \beta_4 BOMEFFEKT05_i + \beta_5 SUND_i + \beta_6 ASKOY_i \\ & + \beta_7 LEILIGHET_i + \beta_8 TOMANNSBOLIG_i + \beta_9 REKKEHUS_i + \beta_{10} BORETTSLAG_i + \beta_{11} MEGLER_i \\ & + \sum_{t=1994}^{2014} \beta_t AAR_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Dermed kan en estimere boligpriser ved å bestemme attributtverdiene og kjøre de gjennom følgende funksjon:

$$\begin{aligned} PRIS = & e^{\beta_0} * PROM^{\beta_1} * ALDER^{\beta_2} * REISETID^{\beta_3} * \\ & e^{\beta_5 SUND_i + \beta_6 ASKOY_i + \beta_7 LEILIGHET_i + \beta_8 TOMANNSBOLIG_i + \beta_9 REKKEHUS_i + \beta_{10} BORETTSLAG_i + \beta_{11} MEGLER_i + \sum_{t=1994}^{2014} \beta_t AAR_{it} + \varepsilon_{it}} \end{aligned}$$

Vi bestemmer tre eksempler som skal gi oss nyttig innsikt i modellens egenskaper. De deler følgende egenskaper:

- Primærrom: 120 m²
- Alder: 20 år
- Reisetid: 10 minutter
- Boligtype: enebolig
- Eierform: selveier
- Megler: benyttet
- År: 2014

For å fremheve hvilken effekt fjerning av bomeffekt har i modellen, fremstilles ett eksempel i Fjell, et i Askøy med bomeffekt og et uten.

- En bolig i Askøy med bomeffekten

$$\begin{aligned} Boligpris = & e^{10.74932} * 120^{0.5973675} * 20^{-0.0648578} * 10^{-0.1192492} \\ & * e^{-0.0123777 + 1.680559 + 0.1135632 - 0.1123296} = 2702664.885 \end{aligned}$$

- En bolig i Askøy uten bomeffekt

$$\begin{aligned} \text{Boligpris} &= e^{10.74932} * 120^{0.5973675} * 20^{-0.0648578} * 10^{-0.1192492} \\ &* e^{-0.0123777+1.680559+0.1135632} = 3023961.966 \end{aligned}$$

- En bolig i Fjell

$$\begin{aligned} \text{Boligpris} &= e^{10.74932} * 120^{0.5973675} * 20^{-0.0648578} * 10^{-0.1192492} \\ &* e^{1.680559+0.1135632} = 3061624.265 \end{aligned}$$

Tabell 15 Differanse mellom eksempler

	Askøy med bomeffekt	Askøy uten bomeffekt	Fjell
Askøy med bomeffekt	0	-321297.081	-358959.38
Askøy uten bomeffekt	321297.081	0	-37662.299
Fjell	358959.38	37662.299	0

I modellen vil en bolig med de spesifiserte attributtene, solgt på Askøy i tidsintervallet [1993-2004], koste 321 297 kroner mindre enn i tidsintervallet [2005-2014], målt i 2014 boligpriser.

7.3 Illustrerende regresjoner

En annen måte å illustrere effekten er å foreta separate regresjoner for perioden før og etter hendelsen.

- Den første regresjonen, «Med bom», er utført for observasjoner fra og med 1993 til og med 2004. Denne er utført uten bomeffektvariabelen.
- «Uten bom» er utført på observasjoner fra og med 2005 til og med 2014. Den binære variabelen for 2005 er ekskludert for å unngå perfekt multikollinearitet. Denne er også utført uten bomvariabelen.
- «Hele» er en regresjon for hele perioden, uten bomvariabelen.
- «Bomvar» er den endelige, fullstendige, modellen med alle variabler og for hele perioden (fra og med 1993 til og med 2014).

	Med bom		Uten bom		Hele		Bomvar	
bomeffekt05							-0.112***	(-13.17)
lnprom	0.575***	(39.07)	0.603***	(79.52)	0.597***	(87.44)	0.597***	(88.29)
lnalder	-0.0737***	(-22.89)	-0.0611***	(-30.89)	-0.0653***	(-38.51)	-0.0649***	(-38.62)
lnreisetid	-0.139***	(-16.06)	-0.112***	(-22.67)	-0.117***	(-27.02)	-0.119***	(-27.76)
askoy	-0.126***	(-15.83)	-0.0122*	(-2.54)	-0.0442***	(-10.66)	-0.0124**	(-2.60)
sund	-0.0790***	(-4.37)	-0.104***	(-9.91)	-0.102***	(-11.17)	-0.0981***	(-10.82)
megler	0.108***	(9.84)	0.116***	(17.50)	0.117***	(20.39)	0.114***	(20.03)
leilighet	-0.0889***	(-5.58)	-0.0381***	(-4.50)	-0.0516***	(-6.84)	-0.0520***	(-6.96)
tomannsbolig	-0.112***	(-9.26)	-0.0689***	(-9.75)	-0.0796***	(-12.94)	-0.0798***	(-13.10)
rekkehus	-0.0788***	(-5.97)	-0.0498***	(-5.95)	-0.0545***	(-7.69)	-0.0560***	(-7.97)
borettslag	-0.0372	(-0.86)	-0.104***	(-8.70)	-0.0946***	(-8.17)	-0.0998***	(-8.70)
aar==1994	0.0550*	(1.96)	0	(.)	0.0551*	(2.01)	0.0526	(1.94)
aar==1995	0.195***	(7.72)	0	(.)	0.187***	(7.57)	0.192***	(7.82)
aar==1996	0.261***	(9.75)	0	(.)	0.246***	(9.41)	0.256***	(9.88)
aar==1997	0.378***	(14.74)	0	(.)	0.367***	(14.64)	0.373***	(15.06)
aar==1998	0.468***	(18.93)	0	(.)	0.455***	(18.85)	0.463***	(19.36)
aar==1999	0.565***	(22.88)	0	(.)	0.553***	(22.91)	0.560***	(23.44)
aar==2000	0.668***	(28.19)	0	(.)	0.651***	(28.13)	0.663***	(28.92)
aar==2001	0.783***	(34.05)	0	(.)	0.767***	(34.67)	0.778***	(35.49)
aar==2002	0.893***	(38.90)	0	(.)	0.870***	(40.08)	0.885***	(41.14)
aar==2003	0.965***	(41.61)	0	(.)	0.940***	(43.42)	0.955***	(44.50)
aar==2004	1.089***	(46.80)	0	(.)	1.069***	(49.12)	1.080***	(50.09)
aar==2005	0	(.)	0	(.)	1.182***	(55.64)	1.137***	(53.40)
aar==2006	0	(.)	0.146***	(13.22)	1.328***	(62.78)	1.284***	(60.53)
aar==2007	0	(.)	0.285***	(26.47)	1.467***	(69.75)	1.423***	(67.42)
aar==2008	0	(.)	0.248***	(22.81)	1.432***	(67.72)	1.387***	(65.36)
aar==2009	0	(.)	0.243***	(22.33)	1.429***	(67.39)	1.382***	(64.90)
aar==2010	0	(.)	0.319***	(29.79)	1.505***	(71.19)	1.459***	(68.72)
aar==2011	0	(.)	0.398***	(38.57)	1.581***	(75.77)	1.537***	(73.43)
aar==2012	0	(.)	0.451***	(42.80)	1.634***	(77.70)	1.590***	(75.45)
aar==2013	0	(.)	0.507***	(48.52)	1.692***	(80.56)	1.647***	(78.15)
aar==2014	0	(.)	0.540***	(51.50)	1.724***	(81.91)	1.681***	(79.60)
Constant	10.93***	(131.79)	11.83***	(281.85)	10.72***	(254.34)	10.75***	(257.18)
Observations	2446		6258		8704		8704	
R-squared	0.839		0.744		0.881		0.883	
Adjusted R-sq	0.838		0.743		0.881		0.883	

t statistics in parentheses

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Figur 36 Illustrerende, oppstilte regresjoner

I den første regresjonen, «Med bom» har variabelen Askøy en koeffisient på -0.126 og en t-verdi -15.83. Dette er en svært sterk effekt som samtidig er veldig signifikant. Dette er interessant å sammenligne med den andre regresjonen, «Uten bom», hvor de tilsvarende verdier er -0.0122 og -2.54. Her er effekten lav og i mindre grad signifikant. Dette illustrerer hvordan forskjellen mellom boligprisene i Askøy og Fjell er mye mindre i tidsintervallet etter 2005 enn før 2005.

En lignende forskjell finner vi når vi sammenligner «Hele» med «Bomvar». I «Hele» har Askøy en koeffisient på -0.0442 og har t-verdien -10.66. Tilsvarende verdier for «Bomvar» er -0.0124 og -2.6. Den eneste forskjellen i disse regresjonene er at variabelen bomeffekt05 er

inkludert i den sistnevnte. Dette illustrerer igjen hvordan forskjellen mellom kommunene synker i effekt og signifikans når bomvariabelen introduseres.

8 Konklusjon

Formålet med denne masteroppgaven har vært å finne ut hvordan opphøringen av bompengeneinnkreving på Askøybroen har påvirket boligprisene i Askøy kommune. På bakgrunn av relevant teori, litteratur og forskning, ble det utarbeidet hypoteser med den hensikt å belyse den valgte problemstillingen. Deretter ble oppgavens metodiske teorigrunnlag fremstilt. Vi forklarte hvordan datagrunnlaget ble innhentet, bearbeidet og til slutt beskrevet med deskriptiv statistikk. Videre formuleres den økonomiske modellen som vi formulerer til testbare matematiske funksjoner. I analysekapittelet utforsker vi ulike modellspesifikasjoner og vi lander til på den foretrukne modellen for endelig analyse, hvor vi inkluderer den kritiske bompengvariabelen. I følge teorien vi har gjennomgått i denne oppgaven så er det rasjonelt å anta at en reduksjon i pendlerkostnader vil gi økte lokale boligprisene. Reduserte bokostnader i området vil øke betalingsviljen for boligene i det lokale markedet. En opphøring av bompengeneinnkreving burde derfor gi økte boligpriser.

Bompengeneinnkrevingen på Askøybroen opphørte i november 2006. Vi forventet på forhånd at markedet priset inn de reduserte pendlerkostnadene før fenomenet tok sted. Dette siden informasjonen om fenomenet var tilgjengelig i lang tid det inntraff. I utarbeidelsen av den endelige modellen fant vi at modellen hadde størst forklaringskraft hvis bompengeffekten ble spesifisert til å opphøre i starten av 2005. Analysen av den endelige modellen medførte at vi kunne forkaste nullhypotesen om at fjerningen av bompenger ikke påvirket boligprisene i Askøy kommune. Regresjonsanalysen viste at observasjonene som var påvirket av bompengeffekten var priset 11% lavere enn de som ikke var det, kontrollert for variablene i modellen. Vi illustrerte effekten av bompengene med flere tilnærminger i diskusjonen.

I analysen og diskusjonen utforsket vi også de andre variablene i modellen. Vi fant at reisetid til sentrum, boligens størrelse, alder på bolig, salgsår, kommunetilhørighet, bruk av megler, eierform og boligtype, hadde statistisk signifikans for boligprisene. Variablene hadde også de forventede fortegn.

Analysen samsvarer med de tankene vi gjorde oss før vi startet analysen av datasettet vårt. Vi forventet at boligprisen for en bolig påvirket av de ekstra pendlerkostnadene ville være tilnærmet lik en tilsvarende bolig uten denne kostnaden, da bompengeneinnkrevingen opphørte.

9 Etterord og videre forskning

Det anbefales ikke å stole blindt på resultatene fra analysen vår, vi påstår ikke å være eksperter på økonometrisk analyse. Likevel mener vi at analysen gir en indikasjon på at det kan være nyttig informasjon for aktører i regionale boligmarkeder hvor infrastrukturen er utbedret og det er utsikter for reduserte pendlerkostnader.

Funnene våre tilsier at det er muligheter for å oppnå en arbitrage gevinst ved å handle langsiktig på informasjon om infrastrukturendringer. Bompengene opphørte sent i 2006, mens informasjonen var tilgjengelig fra midten av 1990-årene. I følge vårt forskningsdesign ble de reduserte bokostnadene priset inn fullt fra starten av 2005.

I retrospektiv vil det alltid være enklere å se andre muligheter og valg vi kunne foretatt oss i løpet av forskningsprosessen. I en oppgave der vi går inn og analyserer boligprisene vil det være veldig mange faktorer som spiller inn. Det er høyst sannsynlig at boligprisen forklares ut i fra flere variabler enn de vi har tatt høyde for. Standard på boligenheten, solforhold og utsikt er eksempler på variabler som ikke er inkludert i vår analyse. Videre er det tenkelig at andre faktorer som nærhet til bussforbindelse, barnehager og skoler vil påvirke prisen. For å ta høyde for slike faktorer kreves det langt mer omfattende data enn det vi har benyttet oss av. En annen svakhet ved oppgaven er at avstanden fra boligen til sentrum er beregnet ut ifra postnummer, og altså ikke ut i fra boligens eksakte posisjon.

Det er rimelig å anta at markedet hadde en glidende reaksjon på fenomenet. En mer avansert økonometrisk tilnærming kan sannsynligvis avdekke fenomenet på en ytterligere eksakt måte.

I november 2014 startet innkreving av bompenger for å finansiere Askøypakken. Det vil være interessant å se hvordan det har påvirket boligmarkedet på Askøy i tiden før og etter innførselen. Og når bompengene innkrevingen for Askøypakken i fremtiden opphører, vil det være nye muligheter for å teste om markedet vil oppleve en tilsvarende effekt som den vi har kommet frem til i vår oppgave. Andre forslag for ytterligere forskning for å se om det er muligheter for profitt ved timing av markedet kan være en analyse av hvordan innførselen av bompenger i forbindelse med det nye Sotra-sambandet påvirker boligmarkedet på Sotra, eller hvordan tunnelen til Os har innvirkning på det regionale boligmarkedet i Os.

Avslutningsvis vil vi si at arbeidet med masteroppgaven har vært svært lærerikt og har styrket vår interesse for lokale boligpriser.

10 Bibliografi

- Alonso, W. (1964). *Location and land use: toward a general theory of land rent*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Askøy kommune. (2009). *Energiutredning Askøy kommune*.
- Askøy kommune. (2012, Desember 18). *Askoy.kommune.no*. Retrieved from Kommunens visjon: <http://www.askoy.kommune.no/fakta-om-askoy/kommunens-visjon>
- Bergen Byleksikon. (2001, Januar 25). *Sotrabrua*. Retrieved from Bergen Byleksikon: <http://www.bergenbyarkiv.no/bergenbyleksikon/arkiv/1423289>
- Bergens Tidende. (1994, Juni 15). *BT*. Retrieved from Askøybrua raskere nedbetalt: <http://www.bt.no/nyheter/trafikk/Askoybrua-raskere-nedbetalt-2457562.html>
- Bolstad, E. (2013, September 9). *Norske Postnummer med koordinater*. Retrieved from Postnummer i Askøy kommune: <http://www.erikbolstad.no/postnummer-koordinatar/kommune.php?kommunennummer=1247>
- BT. (2015, mai 11). *Bergens Tidende*. Retrieved from Kostnadssprekk for Askøypakken: <http://www.bt.no/nyheter/lokalt/Kostnadssprekk-for-Askoypakken-3357927.html>
- Byremo, K. (2006). *Bomringens effekt på boligprisene i Kristiansand*. Kristiansand: Høgskolen i Agder.
- Dagens Næringsliv. (2016). *Dagens Næringsliv*. Retrieved from Unge bruker minst tid på visning: <http://www.dn.no/nyheter/politikkSamfunn/2015/06/03/2200/Bolig/unge-bruker-minst-tid-p-visningen>
- DiPasquale, D., & Wheaton, W. C. (1996). *Urban economics and real estate markets*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Eik-Nes, B. T., & Josefsen, S. (2009). *Hvilken effekt har fjerningen av bompenger i Rennesøy kommune?* Haugesund: Høgskolen Stord/Haugesund.
- Eurostat. (2015, Juni 15). Distribution of population by tenure status, type of household and income group.

- Fossen, A. B. (1998). *Askøys historie: 1940-1997. 3: Vår egen tid 1940-1997*. Kleppstø: Askøy kommune.
- Fredriksen, K. R. (2013). *Bybanens innvirkning på boligpriser i Bergen*. Kristiansand: Universitetet i Agder.
- Greener, D. S. (2008). *Business Research Methods*. London: Ventus Publishing Aps.
- Grimstvedt, A., & Adolfsen, T. E. (2011). *Hvordan har utbyggingen av ny motorvei I Agder påvirket boligprisene i Lillesand?* Kristiansand: Universitetet i Agder.
- Hagen, K. P., Pedersen, K. R., & Tveter, E. (2014). *Ringvirkninger fra samferdselsinvesteringer*. Bergen: Samfunns- og næringslivsforskning AS.
- Hill, R. C., Griffiths, W. E., & Lim, G. C. (2011). *Principles of Econometrics* (4th ed.). Hoboken: John Wiley & Sons, Inc.
- Hopland, A. O. (2016). *Econometrics for Business Research. Lecture notes BUS444*.
- Johannessen, A., Christoffersen, L., & Tufte, P. (2011). *Forskningsmetode for økonomisk-administrative fag* (3. utg.). Oslo: Abstrakt Forlag.
- Løvås, G. G. (2004). *Statistikk for universiteter og høyskoler* (2 ed.). Oslo: Universitetsforlaget.
- Løyning, T., & Haugan, A. S. (2011). *Bomringens effekt på boligprisene i Kristiansand etter at de nye bomprisene ble innført*. Kristiansand: Universitetet i Agder.
- Mæhlum, L. (2014, August 27). *Primærrom*. Retrieved from I Store norske leksikon: <https://snl.no/prim%C3%A6rrom>
- Osland, L. (2001). Den hedoniske metoden og estimering av attributtpriser. *Norsk Økonomisk Tidsskrift* 115, pp. 1-22.
- Osland, L. (2010). An Application of Spatial Econometrics in Relation to Hedonic House. *Journal of Real Estate Research*, 01, 289-320.
- Osland, L., Thorsen, I., & Gitlesen, J. (2007). Housing Price Gradients in a Region with One Dominating Center. *Journal of Real Estate Research*, 321-346.

-
- Robertsen, K., & Theisen, T. (2010). Boligmarkedet i Kristiansand. *Økonomi og tid*.
- Rosen, S. (1974). *Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Statens Vegvesen. (2014, Mars 14). *Askøy Kommune*. Retrieved from Samferdselskonferanse på Askøy: <http://www.askoy.kommune.no/dokumenter/avdelinger/1199-helgeidsnes-140314/file>
- Statens vegvesen. (2015, Juni 21). *Informasjon om Norges veger fra NVDB*. Retrieved from Vegkart: <https://www.vegvesen.no/vegkart/vegkart/>
- Statens Vegvesen. (2016). *Trafikkinformasjon*. Retrieved from Bompenger: <http://www.vegvesen.no/trafikkinformasjon/Reiseinformasjon/Bompenger>
- Statens Vegvesen. (2016). *Vegprosjekter*. Retrieved from Askøypakken: <http://www.vegvesen.no/vegprosjekter/askoypakken>
- Statistisk Sentralbyrå. (2011, Januar 1). *Folke- og bolig tellingen*. Retrieved from Folkemengde ved folketellingene (K): <https://www.ssb.no/statistikkbanken/SelectVarVal/Define.asp?MainTable=FOBfolkRegion&KortNavnWeb=fobhoved&PLanguage=0&checked=true>
- Statistisk Sentralbyrå. (2014, Desember 31). *Sysselsetting, registerbasert*. Retrieved from Sysselsatte per 4. kvartal, etter bosted, arbeidssted, kjønn, alder og næring (17 grupper, SN2007) (K): <https://www.ssb.no/statistikkbanken/selectvarval/Define.asp?subjectcode=&ProductId=&MainTable=SysNerKjoAldNY2&nvl=&PLanguage=0&nyTmpVar=true&CMSSubjectArea=arbeid-og-lonn&KortNavnWeb=regsys&StatVariant=&checked=true>
- Statistisk Sentralbyrå. (2014). *Sysselsetting, registerbasert*. Retrieved from Sysselsatte per 4. kvartal, etter bosted, arbeidssted, inn- og utpendling og kjønn (K): <https://www.ssb.no/statistikkbanken/selectvarval/Define.asp?subjectcode=&ProductId=&MainTable=SysBostArbInnUtp&nvl=&PLanguage=0&nyTmpVar=true&CMSSubjectArea=arbeid-og-lonn&KortNavnWeb=regsys&StatVariant=&checked=true>

Statistisk Sentralbyrå. (2015, Januar 1). *Folkemengde*. Retrieved from Folkemengde, etter kjønn og ettårig alder. 1. januar (K): <https://www.ssb.no/statistikkbanken/SelectVarVal/Define.asp?MainTable=FolkemEt tAarig&KortNavnWeb=folkemengde&PLanguage=0&checked=true>

Statistisk Sentralbyrå. (2015, Juni 1). *Registrerte kjøretøy*. Retrieved from Registrerte kjøretøy, etter kjøringens art og drivstofftype (K): <https://www.ssb.no/statistikkbanken/selectvarval/Define.asp?subjectcode=&ProductI d=&MainTable=RegKjoretoy2&nvl=&PLanguage=0&nyTmpVar=true&CMSSubjec tArea=transport-og-reiseliv&KortNavnWeb=bilreg&StatVariant=&checked=true>

Store Norske Leksikon. (2014, Oktober 21). *Store Norske Leksikon*. Retrieved from Askøy - kommune: <https://snl.no/Ask%C3%B8y%2Fkommune>

The Independent. (2011, Mai 31). Retrieved from Why the Germans and French prefer to rent: (<http://www.independent.co.uk/property/house-and-home/why-the-germans-and-french-prefer-to-rent-2291077.html>)

11 Vedlegg

Askoy							Fjell					Sund				
aar	Var	Obs	Mean	Std	Min	Max	Obs	Mean	Std	Min	Max	Obs	Mean	Std	Min	Max
1993	prom	32	144	55	58	296	46	133	46	73	300	9	147	27	109	179
1994	prom	28	122	26	70	170	53	127	36	63	225	3	98	44	73	149
1995	prom	56	130	38	49	215	67	130	43	51	288	9	156	41	107	216
1996	prom	50	124	39	61	283	43	126	45	59	262	9	168	61	59	261
1997	prom	57	132	41	61	261	58	143	43	60	288	10	118	27	60	154
1998	prom	71	131	36	56	224	73	140	51	50	324	7	157	53	115	253
1999	prom	70	121	42	56	271	68	129	44	48	239	13	168	76	107	389
2000	prom	100	131	38	58	251	81	134	47	49	300	14	143	40	95	253
2001	prom	139	129	44	53	289	133	139	43	55	262	13	150	31	107	187
2002	prom	196	126	38	43	248	150	130	52	49	268	19	142	31	70	191
2003	prom	210	128	43	36	341	147	131	46	48	273	39	144	39	59	255
2004	prom	180	132	49	39	315	155	137	54	47	324	38	133	58	53	330
2005	prom	254	122	46	33	312	192	129	49	41	266	34	117	47	53	225
2006	prom	273	123	46	49	347	205	130	51	41	324	49	124	61	52	330
2007	prom	324	117	41	32	252	227	131	55	54	337	48	124	40	59	224
2008	prom	326	120	42	45	272	207	136	54	50	337	38	127	55	52	311
2009	prom	363	126	47	46	314	174	132	50	46	300	44	118	57	53	389
2010	prom	384	121	50	32	318	202	123	44	48	226	43	128	41	51	211
2011	prom	394	114	44	43	416	286	130	55	23	324	59	131	50	53	278
2012	prom	357	117	49	34	362	279	127	53	50	317	52	127	46	59	271
2013	prom	408	123	46	32	314	272	124	52	48	271	39	124	44	50	219
2014	prom	390	120	47	40	297	266	122	49	44	282	69	141	65	50	330
Sum	prom	4662	122	45	32	416	3384	130	50	23	337	658	132	51	50	389

Vedlegg 1 Utfyllende oversikt, primærrom

Askøy						Fjell					Sund				
aar	Obs	Mean	Std	Min	Max	Obs	Mean	Std	Min	Max	Obs	Mean	Std	Min	Max
1993	32	551125	125324	190000	840000	46	597848	164667	250000	1150000	9	504889	107184	297000	615000
1994	28	495250	148111	250000	850000	53	625755	153634	300000	1120000	3	350000	217945	200000	600000
1995	56	612875	144399	230000	1060000	67	683119	168067	275000	1165000	9	675667	137692	476000	950000
1996	50	647260	209796	320000	1580000	43	720628	195831	395000	1325000	9	660000	221487	340000	925000
1997	57	742421	214508	330000	1450000	58	895897	287277	375000	1720000	10	599500	243578	235000	900000
1998	71	794099	206950	300000	1325000	73	964644	321954	385000	1700000	7	885714	217628	680000	1250000
1999	70	833714	244573	380000	1800000	68	1033485	357605	395000	2300000	13	845000	186112	600000	1200000
2000	100	1009810	231642	400000	1700000	81	1193111	443171	450000	2750000	14	920357	299355	550000	1400000
2001	139	1146970	317213	400000	2450000	133	1395038	443659	625000	2800000	13	1133846	287120	600000	1450000
2002	196	1262657	327320	490000	2480000	150	1447334	494124	540000	3700000	19	1291842	294502	700000	1825000
2003	210	1417547	429702	500000	3500000	147	1544858	500117	585000	3160000	39	1308103	327900	755000	2150000
2004	180	1604254	455954	600000	2950000	155	1870088	606640	690000	3900000	38	1359816	406297	730000	2500000
2005	254	1775966	580583	600000	4000000	192	1873716	576026	750000	4400000	34	1419912	492770	500000	2700000
2006	273	2076013	620806	385000	3900000	205	2190951	645926	750000	4500000	49	1605408	641625	600000	4150000
2007	324	2336798	708029	650000	5350000	227	2490776	760917	1060000	5450000	48	1893958	549874	1000000	3215000
2008	326	2265537	674873	1000000	4750000	207	2495951	796682	1030000	5600000	38	1846711	604560	940000	3875000
2009	363	2317337	715432	760000	4800000	174	2458278	697731	1280000	5310000	44	1913943	534082	690000	2950000
2010	384	2422370	772923	265000	5000000	202	2483623	714339	970000	4500000	43	2030581	493527	1195000	3500000
2011	394	2544034	785194	675000	5400000	286	2740722	857721	990000	6650000	59	2135763	675698	950000	3700000
2012	357	2711881	830792	974465	6150000	279	2826717	906451	1300000	6600000	52	2375515	784797	1250000	4990000
2013	408	3000006	946309	860000	6600000	272	2892252	961785	650000	8100000	39	2375000	627208	975000	3760000
2014	390	3049070	1023547	920000	7200000	266	3005929	876256	1147711	5700000	69	2395986	684000	990000	4300000
Sum	4662	2148892	986748	190000	7200000	3384	2164742	1002260	250000	8100000	658	1767013	764639	200000	4990000

Vedlegg 2 Utfyllende oversikt, pris

Postnummer	Koordinater		Tid
Askoy	Latitude	Longitudo	min
5300	60.4084	5.2276	5
5301	60.4042	5.2141	3
5302	60.4041	5.1907	6
5303	60.4093	5.1572	7.5
5304	60.4241	5.148	14
5305	60.4199	5.2385	7
5306	60.4434	5.2271	12
5307	60.4786	5.2136	20
5308	60.4238	5.197	6
5309	60.4439	5.1879	8.5
5310	60.447	5.1587	12
5314	60.5023	5.07277	20
5315	60.5716	4.9523	35
Fjell			
5347	60.408	5.0024	19
5350	60.3495	5.16	9
5353	60.3656	5.11874	8
5354	60.3613	5.122	5
5355	60.3738	5.1578	4
5357	60.3304	5.0761	12
5358	60.3306	5.0768	12
5360	60.3573	5.0825	12
5363	60.4031	5.0192	16
5365	60.4476	4.9153	30
5366	60.4515	4.9647	24
Sund			
5378	60.2247	5.1509	30
5379	60.203	5.0862	35
5380	60.2629	4.9864	35
5381	60.2044	5.0403	35
5382	60.2404	5.04342	28

Vedlegg 3 Oversikt over postnummer, koordinater og reisetid

Askøy							Fjell					Sund				
aar	Var	Obs	Mean	Std	Min	Max	Obs	Mean	Std	Min	Max	Obs	Mean	Std	Min	Max
1993	alder	32	13	15	0	59	46	8	13	0	57	9	8	8	0	24
1994	alder	28	26	28	0	89	53	6	9	0	42	3	24	10	13	30
1995	alder	56	21	26	0	95	67	10	18	0	88	9	16	8	8	29
1996	alder	50	18	24	0	96	43	8	11	0	57	9	21	32	4	106
1997	alder	57	19	23	0	97	58	11	10	0	46	10	27	21	5	71
1998	alder	71	24	35	0	248	73	11	13	0	91	7	10	6	4	22
1999	alder	70	21	27	0	121	68	10	12	0	63	13	24	16	7	66
2000	alder	100	14	16	0	72	81	14	17	0	93	14	19	18	2	65
2001	alder	139	16	19	0	121	133	13	13	0	95	13	21	14	4	51
2002	alder	196	23	26	0	162	150	13	17	0	150	19	25	29	0	112
2003	alder	210	21	24	0	103	147	16	16	0	87	39	20	16	0	63
2004	alder	180	23	24	0	104	155	16	19	0	152	38	22	21	0	84
2005	alder	254	21	25	0	105	192	17	20	0	153	34	16	20	0	72
2006	alder	273	25	29	0	166	205	16	17	0	133	49	22	25	0	116
2007	alder	324	23	32	0	257	227	17	19	0	102	48	27	27	0	112
2008	alder	326	22	27	0	158	207	19	20	0	103	38	25	28	0	102
2009	alder	363	20	25	0	109	174	19	19	0	111	44	26	28	1	114
2010	alder	384	26	27	0	130	202	19	20	0	116	43	24	24	0	90
2011	alder	394	25	29	0	134	286	20	20	0	159	59	28	25	1	108
2012	alder	357	24	26	0	134	279	19	21	0	111	52	24	25	0	117
2013	alder	408	28	29	0	163	272	23	25	0	163	39	27	28	0	113
2014	alder	390	27	26	0	114	266	22	23	0	124	69	33	27	1	108
Sum	alder	4662	23	27	0	257	3384	17	19	0	163	658	24	25	0	117

Vedlegg 4 Utfyllende oversikt, alder

Kommune		Enebolig	Leilighet	Tomannsbolig	Rekkehus	Totalt
Askøy	Antall	2141	998	995	528	4662
	Andel	46 %	21 %	21 %	11 %	100 %
Fjell	Antall	1791	711	455	427	3384
	Andel	53 %	21 %	13 %	13 %	100 %
Sund	Antall	535	50	18	55	658
	Andel	81 %	8 %	3 %	8 %	100 %

Vedlegg 5 Utfyllende oversikt, boligtype

Source	SS	df	MS	Number of obs = 8704		
Model	1443.09444	32	45.0967012	F(32, 8671) = 1434.37		
Residual	272.616899	8671	.031440076	Prob > F = 0.0000		
Total	1715.71134	8703	.19714022	R-squared = 0.8411		
				Adj R-squared = 0.8405		
				Root MSE = .17731		

lnstdpris	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnprom	.5973674	.0067662	88.29	0.000	.5841041	.6106307
lnalder	-.0648578	.0016793	-38.62	0.000	-.0681496	-.0615661
lnreisetid	-.1192492	.0042962	-27.76	0.000	-.1276707	-.1108277
askoy	-.0123777	.0047678	-2.60	0.009	-.0217238	-.0030317
bomeffekt05	-.1123296	.0085296	-13.17	0.000	-.1290496	-.0956096
sund	-.0980622	.0090638	-10.82	0.000	-.1158294	-.080295
megler	.1135632	.0056684	20.03	0.000	.1024517	.1246747
leilighet	-.0520489	.0074774	-6.96	0.000	-.0667063	-.0373914
tomannsbolig	-.0798347	.0060921	-13.10	0.000	-.0917766	-.0678927
rekkehus	-.0559726	.0070206	-7.97	0.000	-.0697346	-.0422105
borettslag	-.0998108	.0114778	-8.70	0.000	-.12231	-.0773116
_Iaar_1994	.0387105	.0271569	1.43	0.154	-.0145234	.0919445
_Iaar_1995	.1531707	.0245096	6.25	0.000	.105126	.2012154
_Iaar_1996	.2054272	.0259175	7.93	0.000	.1546227	.2562317
_Iaar_1997	.2971931	.0247953	11.99	0.000	.2485884	.3457977
_Iaar_1998	.3649975	.0239096	15.27	0.000	.3181291	.4118659
_Iaar_1999	.4396164	.0239014	18.39	0.000	.3927639	.4864689
_Iaar_2000	.511626	.0229237	22.32	0.000	.4666901	.5565619
_Iaar_2001	.5968239	.0219109	27.24	0.000	.5538733	.6397744
_Iaar_2002	.6913196	.0215136	32.13	0.000	.6491478	.7334915
_Iaar_2003	.7364815	.0214578	34.32	0.000	.694419	.7785439
_Iaar_2004	.8574213	.0215582	39.77	0.000	.8151621	.8996805
_Iaar_2005	.8991386	.0213006	42.21	0.000	.8573843	.9408929
_Iaar_2006	1.022979	.0212134	48.22	0.000	.9813952	1.064562
_Iaar_2007	1.153792	.0211036	54.67	0.000	1.112424	1.19516
_Iaar_2008	1.080624	.021219	50.93	0.000	1.03903	1.122219
_Iaar_2009	1.055063	.0212965	49.54	0.000	1.013316	1.096809
_Iaar_2010	1.107063	.0212275	52.15	0.000	1.065452	1.148674
_Iaar_2011	1.173773	.0209379	56.06	0.000	1.13273	1.214816
_Iaar_2012	1.218599	.0210769	57.82	0.000	1.177283	1.259915
_Iaar_2013	1.254616	.0210751	59.53	0.000	1.213304	1.295929
_Iaar_2014	1.268343	.0211122	60.08	0.000	1.226958	1.309728
_cons	10.74932	.0417977	257.18	0.000	10.66739	10.83125

Vedlegg 6 Regresjon med realpriser

	01	02	03	04	05	06	07	08	09
bomeffekt01	-0.104 (-8.65)								
bomeffekt02		-0.108 (-10.01)							
bomeffekt03			-0.114 (-11.69)						
bomeffekt04				-0.110 (-12.17)					
bomeffekt05					-0.112 (-13.17)				
bomeffekt06						-0.0994 (-12.24)			
bomeffekt07							-0.0842 (-10.71)		
bomeffekt08								-0.0743 (-9.62)	
bomeffekt09									-0.0707 (-9.15)
lnprom	0.598 (87.83)	0.597 (87.91)	0.597 (88.08)	0.597 (88.10)	0.597 (88.29)	0.598 (88.26)	0.598 (88.05)	0.597 (87.83)	0.596 (87.70)
lnalder	-0.0649 (-38.40)	-0.0649 (-38.51)	-0.0648 (-38.48)	-0.0649 (-38.60)	-0.0649 (-38.62)	-0.0648 (-38.54)	-0.0649 (-38.49)	-0.0650 (-38.55)	-0.0652 (-38.62)
lnreisetid	-0.118 (-27.36)	-0.118 (-27.46)	-0.119 (-27.70)	-0.119 (-27.76)	-0.119 (-27.76)	-0.119 (-27.71)	-0.118 (-27.41)	-0.118 (-27.36)	-0.118 (-27.27)
askoy	-0.0320 (-7.32)	-0.0277 (-6.25)	-0.0219 (-4.83)	-0.0178 (-3.83)	-0.0124 (-2.60)	-0.0105 (-2.12)	-0.0105 (-2.03)	-0.00936 (-1.70)	-0.00635 (-1.09)
sund	-0.0996 (-10.93)	-0.0983 (-10.80)	-0.0963 (-10.59)	-0.0972 (-10.71)	-0.0981 (-10.82)	-0.0979 (-10.78)	-0.100 (-11.01)	-0.101 (-11.05)	-0.101 (-11.07)
megler	0.115 (20.25)	0.114 (20.01)	0.114 (20.15)	0.114 (20.11)	0.114 (20.03)	0.114 (20.07)	0.115 (20.16)	0.115 (20.23)	0.115 (20.23)
leilighet	-0.0508 (-6.76)	-0.0514 (-6.85)	-0.0516 (-6.88)	-0.0521 (-6.96)	-0.0520 (-6.96)	-0.0511 (-6.83)	-0.0516 (-6.88)	-0.0522 (-6.95)	-0.0525 (-6.99)
tomannsbolig	-0.0789 (-12.87)	-0.0791 (-12.94)	-0.0790 (-12.94)	-0.0796 (-13.04)	-0.0798 (-13.10)	-0.0793 (-13.00)	-0.0790 (-12.92)	-0.0794 (-12.98)	-0.0792 (-12.93)
rekkehus	-0.0558 (-7.90)	-0.0554 (-7.86)	-0.0556 (-7.90)	-0.0562 (-8.00)	-0.0560 (-7.97)	-0.0558 (-7.93)	-0.0556 (-7.90)	-0.0555 (-7.87)	-0.0557 (-7.89)
borettslag	-0.0973 (-8.43)	-0.0979 (-8.49)	-0.0990 (-8.60)	-0.100 (-8.71)	-0.0998 (-8.70)	-0.0993 (-8.64)	-0.0986 (-8.56)	-0.0984 (-8.53)	-0.0986 (-8.54)
aar==1994	0.0520 (1.91)	0.0522 (1.91)	0.0523 (1.92)	0.0525 (1.93)	0.0526 (1.94)	0.0532 (1.96)	0.0534 (1.96)	0.0537 (1.97)	0.0538 (1.97)
aar==1995	0.192 (7.80)	0.192 (7.82)	0.192 (7.83)	0.192 (7.82)	0.192 (7.82)	0.191 (7.78)	0.190 (7.72)	0.189 (7.69)	0.189 (7.67)
aar==1996	0.257 (9.86)	0.257 (9.88)	0.257 (9.90)	0.256 (9.87)	0.256 (9.88)	0.254 (9.79)	0.252 (9.70)	0.251 (9.64)	0.250 (9.60)
aar==1997	0.374 (15.01)	0.374 (15.03)	0.374 (15.06)	0.374 (15.05)	0.373 (15.06)	0.372 (14.99)	0.371 (14.90)	0.370 (14.85)	0.369 (14.82)
aar==1998	0.464 (19.29)	0.464 (19.32)	0.464 (19.37)	0.463 (19.35)	0.463 (19.36)	0.461 (19.28)	0.460 (19.17)	0.459 (19.10)	0.458 (19.07)
aar==1999	0.561 (23.34)	0.561 (23.38)	0.561 (23.43)	0.561 (23.42)	0.560 (23.44)	0.559 (23.35)	0.557 (23.24)	0.556 (23.17)	0.556 (23.14)
aar==2000	0.664 (28.77)	0.664 (28.84)	0.664 (28.90)	0.663 (28.88)	0.663 (28.92)	0.661 (28.79)	0.658 (28.63)	0.657 (28.52)	0.656 (28.47)
aar==2001	0.727 (32.36)	0.779 (35.37)	0.779 (35.45)	0.778 (35.44)	0.778 (35.49)	0.776 (35.36)	0.773 (35.19)	0.772 (35.08)	0.771 (35.03)
aar==2002	0.830 (37.58)	0.829 (37.75)	0.886 (41.08)	0.885 (41.07)	0.885 (41.14)	0.882 (40.97)	0.879 (40.75)	0.877 (40.61)	0.876 (40.55)
aar==2003	0.900 (40.87)	0.899 (41.07)	0.895 (41.07)	0.955 (44.43)	0.955 (44.50)	0.952 (44.33)	0.949 (44.11)	0.947 (43.97)	0.946 (43.90)
aar==2004	1.030 (46.53)	1.029 (46.77)	1.025 (46.82)	1.027 (47.00)	1.080 (50.09)	1.078 (49.94)	1.075 (49.74)	1.074 (49.61)	1.073 (49.55)
aar==2005	1.142 (52.79)	1.141 (53.06)	1.138 (53.13)	1.139 (53.33)	1.137 (53.40)	1.194 (56.64)	1.191 (56.40)	1.189 (56.24)	1.188 (56.17)
aar==2006	1.289 (59.79)	1.288 (60.11)	1.284 (60.21)	1.285 (60.43)	1.284 (60.53)	1.288 (60.69)	1.337 (63.55)	1.335 (63.39)	1.334 (63.32)
aar==2007	1.428 (66.58)	1.427 (66.95)	1.423 (67.07)	1.424 (67.31)	1.423 (67.42)	1.427 (67.56)	1.432 (67.66)	1.475 (70.44)	1.474 (70.36)
aar==2008	1.392 (64.59)	1.391 (64.95)	1.387 (65.05)	1.388 (65.27)	1.387 (65.36)	1.391 (65.50)	1.396 (65.58)	1.399 (65.62)	1.440 (68.36)
aar==2009	1.388 (64.19)	1.387 (64.54)	1.383 (64.62)	1.384 (64.82)	1.382 (64.90)	1.386 (65.02)	1.391 (65.10)	1.394 (65.11)	1.394 (65.03)
aar==2010	1.465 (67.93)	1.464 (68.32)	1.460 (68.41)	1.461 (68.63)	1.459 (68.72)	1.463 (68.84)	1.468 (68.91)	1.471 (68.93)	1.471 (68.85)
aar==2011	1.542 (72.46)	1.541 (72.89)	1.537 (73.04)	1.539 (73.30)	1.537 (73.43)	1.542 (73.57)	1.546 (73.66)	1.550 (73.69)	1.550 (73.65)
aar==2012	1.594 (74.43)	1.594 (74.88)	1.590 (75.04)	1.591 (75.31)	1.590 (75.45)	1.594 (75.59)	1.599 (75.67)	1.602 (75.70)	1.603 (75.66)
aar==2013	1.652 (77.15)	1.651 (77.61)	1.647 (77.76)	1.649 (78.02)	1.647 (78.15)	1.651 (78.28)	1.656 (78.33)	1.659 (78.34)	1.660 (78.28)
aar==2014	1.685 (78.53)	1.684 (79.01)	1.681 (79.17)	1.682 (79.45)	1.681 (79.60)	1.685 (79.73)	1.689 (79.79)	1.693 (79.81)	1.693 (79.76)
Constant	10.75 (255.09)	10.75 (255.69)	10.75 (256.44)	10.75 (256.68)	10.75 (257.18)	10.74 (256.80)	10.73 (256.22)	10.73 (255.85)	10.73 (255.69)
Observations	8704	8704	8704	8704	8704	8704	8704	8704	8704
Adjusted R-squ~d	0.882	0.882	0.882	0.883	0.883	0.883	0.882	0.882	0.882

t statistics in parentheses

end of do-file

Vedlegg 7 Regresjoner med ulike bomvariabler

