NORGES HANDELSHØYSKOLE

Bergen, vår 2018

Boligprisindeksenes misvisning

En empirisk analyse av renovering sin innvirkning på boligprisindekser

Henrik Natland Lillebø og Hans Erlend Meland

Veileder: Ola Honningdal Grytten

Masteroppgave i finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Sammendrag

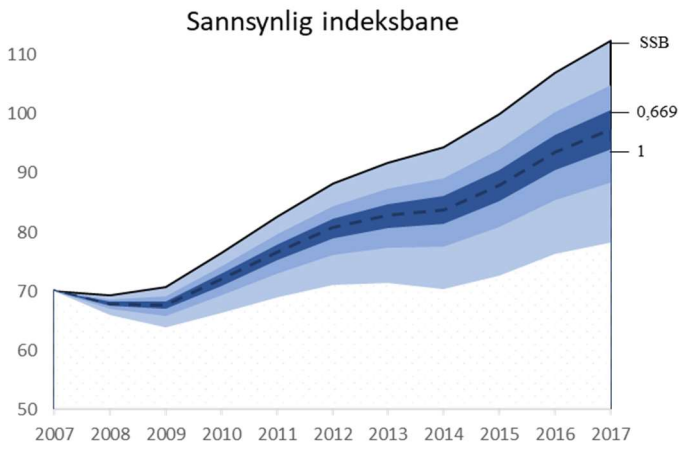
I denne oppgaven har vi undersøkt om manglende variabel for boligstandard i Statistisk sentralbyrås (SSB) boligprisindeks medfører et skjevfordelingsproblem. Formålet har vært å estimere i hvor stor grad renovering påvirker boligprisindeksen. For å undersøke dette benyttet vi tre ulike metoder. I metode 1 ble renoveringskostnader inkludert som en forklaringsvariabel i Jacobsen og Naugs boligprismodell. Videre brukte vi renoveringskostnader som en forklaringsfaktor for å estimere kontrafaktisk boligprisutvikling i metode 2. I metode 3 replikerte vi en egen boligprisindeks for eneboliger i Bergen kommune for perioden 2010 til 2017, hvor vi inkluderte en proxy for om boligene er renoverte.

Inkludering av renoveringskostnader som en forklaringsvariabel i Jacobsen og Naugs boligprismodell ga ikke signifikante resultater. Gjennom å gjøre renoveringsvariabelen stasjonær, «mistet» den sin forklaringskraft. Vi fant at metoden ikke egnet seg til å svare på problemstillingen grunnet spuriøse resultater.

I metode 2 testet vi tre ulike verdifaktorer for verdieffekten av kostnader til renovering. Bruk av verdifaktor 0,669 og renovering i andel av boligformue ga de mest troverdige resultatene. Det tilsvarte en årlig verdieffekt av renovering på 1,18 prosent på boligprisindeksen.

Metode 3 viste at prisveksten for renoverte eneboliger i Bergen for perioden 2010 til 2017, var 9,53 prosent høyere enn for boliger som ikke var renoverte. Det tilsvarte en årlig effekt for renoverte boliger på 1,31 prosent.

Ved å fjerne effekten av innskutt kapital i form av renovering, tilsvarte dette en reduksjon i boligprisveksten på mellom 12,5 og 20 prosent for perioden 2007 til 2017. Det tilsier at SSBs boligprisindeks er årlig skjevfordelt mellom 1,18 og 1,84 prosent av prisveksten. Den mest sannsynlige justerte indeksbanen for effekten av renovering er angitt i mørkt blått felt i figuren for perioden 2007 til 2017. Lysere farge angir mindre sannsynlige justerte indeksbaner for boligprisindeksen.



Forord

Denne oppgaven markerer slutten på våre utfordrende, men svært givende år på Norges Handelshøyskole (NHH). Skriveprosessen har vært interessant og lærerik, og vi har benyttet oppgaven til å skaffe oss mer informasjon om vår største privatinvestering, bolig. Etter bankkrisen på begynnelsen av 90-tallet har boligprisene tilnærmet konstant beveget seg i positiv retning. Vi fattet derfor interesse for å lære mer om hvordan boligprisutvikling måles, og hva som driver boligprisene. Dette er et tema det har blitt skrevet mye om, men effekten av innskutt kapital til renovering av boliger, er lite omtalt. For å redusere asymmetrisk informasjon i boligmarkedet, har vi derfor valgt å se på hvordan renovering påvirker boligprisene. Dette for å bidra til bedre privatøkonomiske beslutninger i fremtiden.

For at denne oppgaven skulle bli mulig å fullføre, har vi vært avhengig av tilgang på tallmateriale og data. Vi vil derfor rette en stor takk til Kåre Elnan i Prognosesenteret, Per Christian Svendsen i Boligmappa, Erling Røed Larsen i Eiendomsverdi, Pål Boug i SSB og Thomas Karterud i Kantar TNS for tilsendt tallmateriale. Underveis i prosessen har vi fått særdeles god støtte av vår veileder Ola Honningdal Grytten.

Tusen takk for imøtekommenheten og velviljen vi har møtt fra alle vi har vært i kontakt med i forbindelse med oppgaven. Sist, men ikke minst, må vi takke venner og familie for alle råd, tips og støtte vi har mottatt både underveis i arbeidet med oppgaven og gjennom studiet på NHH.

Innholdsfortegnelse

SAMMENDRAG ..... **I**

FORORD ..... **II**

INNHOLDSFORTEGNELSE ..... **III**

1. INNLEDNING **1**

1.1 AKTUALISERING OG PROBLEMSTILLING 1

1.2 FREMGANGSMÅTE 2

2. TEORIGRUNNLAG OG OVERORDNET METODE **3**

2.1 BOLIGMARKEDET OG PRISDANNELSEN 3

2.1.1 Tilbudssiden *3*

2.1.2 Etterspørselssiden *4*

2.1.3 Likevektspris *4*

2.1.4 Forklaringsfaktorer *5*

2.2 MÅLING AV BOLIGPRISVEKST 6

2.2.1 Hedoniske indekser *7*

2.2.2 Repetert salgsindeks *8*

2.2.3 SPAR-metoden *9*

2.2.4 Statistisk sentralbyrås boligprisindeks *9*

2.2.5 Eiendom Norges boligprisstatistikk *10*

2.3 RENOVERINGSFAKTOREN 11

3. STATE OF THE ART **13**

3.1 TIDLIGERE ARBEIDER 13

3.2 SAMMENLIGNING AV EKSISTERENDE INDEKSER 18

3.3 JACOBSEN OG NAUGS BOLIGPRISMODELL 20

3.3.1 Bakgrunn *20*

3.3.2 Kritikk av modellen *22*

4. RENOVERING I NY BOLIGPRISMODELL 23

4.1 REESTIMERING AV FORVENTNINGSVARIABELEN 23

4.2 REESTIMERING AV JACOBSEN OG NAUGS BOLIGPRISMODELL 26

4.3 METODE 1: RENOVERING I NY BOLIGPRISMODELL 27

4.3.1 Stasjonaritet og valg av funksjonsform *28*

4.3.2 Tolkning av koeffisientestimatene *29*

4.3.3 Testing av modellen *33*

4.3.4 Validitet og reliabilitet *36*

5. IMPLEMENTERING AV RENOVERINGSFAKTOREN 38

5.1 METODE 2: KONTRAFAKTISK BOLIGPRISINDEKS 38

5.1.1 Valg av verdifaktor *39*

5.1.2 Boligformue *40*

5.1.3 Boligmasse *42*

5.1.4 Validitet og reliabilitet *43*

5.2 METODE 3: UTARBEIDELSE AV NY BOLIGPRISINDEKS 44

5.2.1 Metode for utarbeidelse av indeks *45*

5.2.2 Beskrivelse av datasett *48*

5.2.3 Replikering av indeks *49*

5.2.4 Validitet og reliabilitet *52*

6. KOMPARATIV ANALYSE 54

6.1 VALIDITET OG RELIABILITET 55

6.2 SAMSVAR MED TIDLIGERE ARBEID 57

6.3 SAMSVARENDE RESULTATER 58

6.4 UTELATTE FAKTORER 59

6.5 SAMMENSTILLING 60

7. KONKLUSJONER OG IMPLIKASJONER 62

7.1 KONKLUSJONER 62

7.2 IMPLIKASJONER OG VIDERE ARBEID 63

LITTERATURLISTE 65

FIGURLISTE 72

TABELLISTE 74

VEDLEGG 75

VEDLEGG METODE 1: 75

1-1 Korrelasjonsanalyse med differensiert lnRenovering 75

1-2 Dickey-Fuller test for stasjonaritet 75

1-3 Breusch-Godfrey LM test for autokorrelasjon 75

1-4 Ramsey RESET test for utelatte variabler 76

1-5 Breusch-Pagan test for heteroskedasitet 76

1-6 Johansen test for kointegrasjon 76

VEDLEGG METODE 2 77

2-1 Beregninger boligformue 77

2-2 Beregninger boligmasse 79

VEDLEGG METODE 3 82

3-1 Regresjonsresultatet metode 3 82

3-2 Test for heteroskedasitet metode 3 84

3-3 Histogram for P-rom og salgspris for renovert utvalg 84

1. Innledning

1.1 Aktualisering og problemstilling

I begynnelsen av hver måned følger nordmenn med i nyhetsbildet når tallene for boligprisutviklingen blir presentert av Eiendom Norge. Boligprisene hadde en negativ utvikling i 2017, hvor spesielt prisene i Oslo fikk en korreksjon etter en voldsom vekst de siste årene. I 2018 endret Eiendom Norge sin metode for boligprisstatistikken, og uttalte at korreksjonen ikke hadde vært så stor som først rapportert. For å virkelig forstå de rapporterte tallene som blir diskutert i media, ble vi svært interesserte i å lære mer om metodene til SSB og Eiendom Norge.

Det er liten tvil om at boligprisstatistikkene til SSB og Eiendom Norge har en stor effekt på folks forventninger til fremtidig prisutvikling i boligmarkedet. SSBs boligprisindeks antar konstant kvalitet i boligmassen, og har ingen variabel for boligstandard i sin indeks. Denne antagelsen virker urimelig, sett i lys av størrelsen på midlene som blir brukt på renovering. I 2017 ble det i Norge brukt over 70 milliarder kroner tilknyttet renovering, ombygg og tilbygg (ROT). Innskutt kapital i form av renovering kan derfor være en relevant forklaringsfaktor for å forklare prisveksten i boligmarkedet de siste årene. Dette ledet oss frem til følgende problemstilling:

> *Medfører manglende variabel for boligstandard i Statistisk sentralbyrås boligprisindeks et skjevfordelingsproblem?*
>
> – *Dersom tilfelle; hvor stor er denne effekten?*

Ved å svare på denne problemstillingen vil man kunne angi i hvilken grad prisveksten skyldes renovering. Videre vil en kunne angi justerte indeksbaner for boligprisutviklingen, dersom kvaliteten i boligmassen viser seg å ikke være konstant.

1.2 Fremgangsmåte

For å avdekke et eventuelt skjevfordelingsproblem i SSBs boligprisindeks benyttes tre ulike metoder:

1. Inkludering av en variabel for renovering i Jacobsen og Naugs boligprismodell
2. Beregning av kontrafaktiske indeksbaner justert for effekten av renovering
3. Utarbeidelse av en ny boligprisindeks for eneboliger i Bergen med inkludering av proxy for om boligene er renoverte

Vi har konstruert egne datasett ved å kombinere data fra SSB, Eiendom Norge, Prognosesenteret og Boligmappa. Vårt mål har vært å fremskaffe det mest solide datagrunnlaget som er tilgjengelig. Dette har vært utfordrende, siden det ikke eksisterer forskning på renovering sin innvirkning på norske boligprisindekser. Oppgaven er avgrenset til å ikke inkludere svart arbeid, men boligeiers egeninnsats er inkludert i tallgrunnlaget. Gjennom å kombinere vårt datagrunnlag med ulike analytiske metoder, mener vi at oppgaven gir resultater som er relevante i fremtidig arbeid.

Videre i oppgaven presenteres teorigrunnlaget og overordnet metode i kapittel 2. Her forklares prisdannelsen i boligmarkedet og ulike metoder for hvordan boligprisveksten måles. I tillegg redegjør vi for begrepet renovering. I kapittel 3 beskrives det fremste innenfor tidligere arbeid, boligprisindekser og prismodeller. Deretter inkluderes en variabel for renovering i Jacobsen og Naugs boligprismodell i kapittel 4. I kapittel 5 implementeres renovering i boligprisindeksen. Først beregnes en kontrafaktisk boligprisindeks på nasjonalt nivå, før vi utarbeider en egen boligprisindeks for renoverte eneboliger i Bergen. Til slutt utføres en komparativ analyse i kapittel 6, før vi trekker konklusjoner i kapittel 7.

2. Teorigrunnlag og overordnet metode

I dette kapittelet redegjøres teorigrunnlaget for prisdannelsen til boliger. Videre beskrives den overordnede metoden for måling av boligprisutvikling. Tilslutt defineres begrepet renovering.

2.1 Boligmarkedet og prisdannelsen

Boliger er ulike og betraktes som et heterogent gode. Boligmarkedet kan ikke karakteriseres som et perfekt marked med fri konkurranse. Offentlige reguleringer, asymmetrisk informasjon og kostnader til søknader, transaksjoner og flytting gjør at kompleksiteten knyttet til markeds-tilpasningen er høy. I analysesammenheng er det likevel vanlig å forutsette et perfekt marked. Eksempelvis antar man ingen søke-, transaksjons- eller flyttekostnader ved kjøp og salg. Videre antar man at alle aktører har perfekt informasjon om alle egenskapene til boligen (Osland, 2001).

Man skiller mellom boligens tekniske verdi og subjektive verdi. Den tekniske verdien reflekterer hvor mye det koster å ferdigstille eller gjenskaffe den. Boligens subjektive verdi er den faktiske prisen publikum er villig til å betale eller ta betalt for den (Larsen og Sommervoll, 2004). Likevektsprisen i boligmarkedet dannes derfor i krysningspunktet mellom tilbud og etterspørsel. Mikroøkonomisk teori tilsier at økt etterspørsel og redusert tilbud presser prisene opp. Motsatt vil økt tilbud og redusert etterspørsel føre til prisnedgang.

2.1.1 Tilbudssiden

Antall boliger til salgs representerer ikke tilbudet av boliger, men det er dagens totale boligmasse som utgjør tilbudssiden. På kort sikt antas tilbudet av boliger å være konstant fordi det tar tid å ferdigstille nye boliger (Rosen, 1974). Nyere ferdigstilte boliger utgjør derfor kun en liten andel av total boligmasse. Antagelsen om at tilbudet er konstant på kort sikt gjør at man får en perfekt uelastisk tilbudskurve. Prisene i boligmarkedet vil da i hovedsak bestemmes av etterspørselen på kort sikt. Boligmassen har økt hvert eneste år siden 2006, noe som har medført en positiv netto endring i boligmassen også på kort sikt (SSB, 2018-a). Det kan derfor argumenteres for at tilbudskurven kun er tilnærmet perfekt uelastisk.

2.1.2 Etterspørselssiden

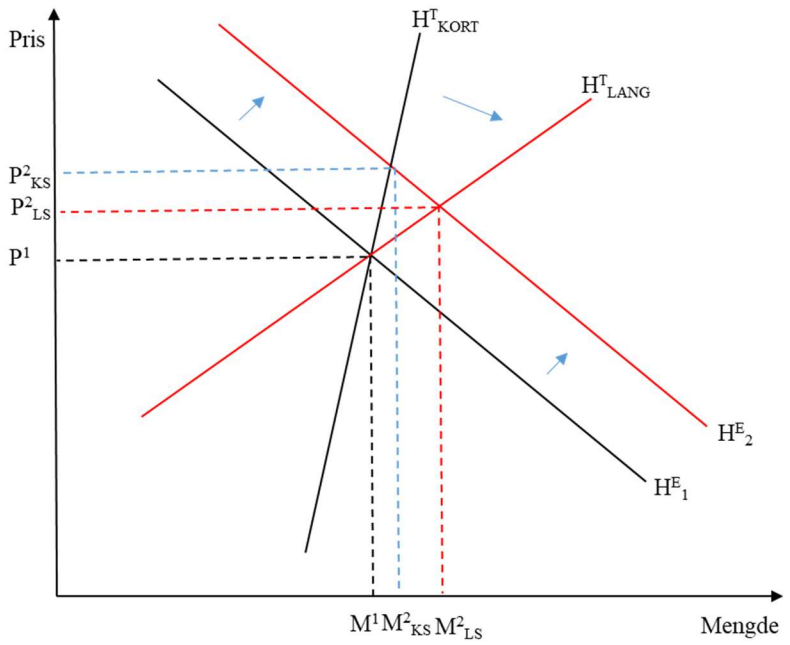
Etterspørselen på boliger kan deles inn i boliger for boformål og boliger som investeringsobjekter (Jacobsen og Naug, 2004). Ettersom bolig er et nødvendighetsgode, er det rimelig å anta at etterspørselen etter boliger for boformål utgjør den dominerende effekten. Det spesielle for boligmarkedet er at boligmassen er heterogen langs en rekke dimensjoner. Basert på ulike egenskaper som boligtype, størrelse eller beliggenhet kan boligmarkedet segmenteres i flere delmarkeder (Nordvik og Medby, 2007).

Etterspørselen kan variere mellom de ulike delmarkedene, og ulike faktorer kan påvirke etterspørselen innenfor de enkelte delmarkedene. Det er vanlig å redusere denne kompleksiteten ved å benytte aggregerte størrelser (Eurostat, 2013). Etterspørselskurven er fallende, som tilsier at en prisøkning vil redusere etterspurt volum. Samtidig er den konveks, som medfører at volumet som etterspørres vil falle mer ved en prisøkning fra et lavt prisnivå enn ved en tilsvarende økning fra et høyere prisnivå (Barlindhaug, 2018).

2.1.3 Likevektspris

Likevektspris for boliger dannes i skjæringspunktet mellom tilbuds- og etterspørselskurven. Det kan illustreres slik:

Figur 2-1 Pristilpasning i boligmarkedet



(Jacobsen et al., 2006)

Figur 2-1 viser likevektspris på både kort og lang sikt. Utgangspunktet for prisdannelsen er i P^1, M^1. På kort sikt er tilbudskurven nærmest perfekt uelastisk, H^T_{Kort}, og et positivt skift i etterspørselen gjør at H^E_1 skifter ut til H^E_2. Kortsiktig likevektspunkt blir nå i P^2_{KS}, M^2_{KS}. Gitt at ny etterspørselskurve er H^E_2, vil netto boligmasse tilpasses de nye markedsforholdene. Økningen i etterspørsel på kort sikt fører til høyere fortjeneste i byggebransjen, som gjør at tilbudskurven skifter fra H^T_{Kort} til H^T_{Lang} på lang sikt. Den økte boligmassen vil dempe presset i markedet, og resultere i at den kortsiktige likevektsprisen er høyere enn den langsiktige. Dette skyldes treghet i nybyggingen (Røed Larsen og Sommervoll, 2003).

Bærekraftig likevekt i boligmarkedet er hvor tilbud og etterspørsel treffer hverandre uten at det fører til press i økonomien (Kristoffersen og Røsnes, 2018). Om produksjonspresset overgår det som på lang sikt er bærekraftig, oppstår det en overoppheting av markedet. Det kan da oppstå bobler i markedet når prisen på boligene overgår sin fundamentale verdi. En skiller mellom euforiske og ikke-euforiske bobler. Ikke-euforiske bobler er når prisveksten kan forklares med forhold i markedet. En euforisk boble kjennetegnes ved at prisveksten ikke kan forklares ut fra fundamentale forhold. Dersom boblen i boligmarkedet er langvarig, kan det føre til et boligkrakk der boligprisene faller raskt og mye. Boligpriskrakk fører ofte til en påfølgende realøkonomisk krise med spredning til andre markeder (Grytten og Hunnes, 2016).

I frykt for bobler og finansiell ustabilitet blir boligmarkedet gjenstand for offentlige reguleringer. Typiske reguleringer er begrensninger på kreditt og krav til egenkapital som demper etterspørselen (Holm, 2018). I Norge reguleres boligmarkedet gjennom boliglåns-forskriften til Finansdepartementet (Finansdepartementet, 2016). Slike former for reguleringer gjør at boligmarkedet ikke kan defineres som et perfekt marked.

2.1.4 Forklaringsfaktorer

Det er mange potensielle prisdrivere på tilbuds- og etterspørselssiden i boligmarkedet. På tilbudssiden er det på kort sikt tregheter i bygge- og bevilgningsprosessen som er de mest fremtredende. Byggebransjen har vanskeligheter med å reagere på etterspørselssjokk. Når det gjelder etterspørselssiden på kort sikt, har husholdningenes forventninger til både egen og landets økonomi innvirkning på etterspørselen (Jacobsen og Naug, 2004). Høy sysselsetting og gode utsikter til økt reallønn fører ofte til økt etterspørsel etter bolig. Kredittmarkedet vokser ofte mye i gode tider, og det påvirker folks spare- og kjøpsbeslutninger. Det vil under slike forhold kunne dannes en spekulativ boligprisboble som gjør at prisen avviker fra sin

fundamentale verdi (Grytten, 2018). De siste årene har man observert hvordan medienes rolle påvirker psykologien i boligmarkedet. Folks forventninger til boligprisutviklingen blir i stor grad påvirket av offentlige utsagn fra eiendomsmeglere og økonomer (Macic, 2017).

På lang sikt er det flere forklaringsfaktorer som påvirker tilbudet. Byggekostnader, tomtepriser, kapasitet i byggebransjen og mengden ferdigregulerte tomter har stor betydning. Jacobsen og Naug (2004) la vekt på utvikling i boligmassen som forklaringsfaktor i sin langtidsmodell. Endret reiseteknologi gjennom bedre infrastruktur fører til at folk bosetter seg i utkantstrøk, noe som medfører at tilbudet på lang sikt øker på disse stedene. Andre faktorer på tilbudssiden er samhandlingen mellom eie- og leiemarkedet. Utleiere vil til enhver tid vurdere alternativavkastningen ved å selge boligen (Røed Larsen og Sommervoll, 2003).

Etterspørselen på lang sikt påvirkes også av endret flyttemønster som følge av urbanisering (Annaniassen, 2018). Eksempelvis kan knapphet på boliger i sentrale områder, føre til boligspekulasjon. Tilgangen på kreditt påvirker betalingsevnen til husholdningene. I perioder med lav rente og banker med høy villighet til å låne folk penger, vil etterspørselen øke. Det er mange andre potensielle forklaringsfaktorer som vi ikke har valgt å beskrive grunnet oppgavens art. Forklaringsfaktorene som er beskrevet i dette kapitlet vil ikke drøftes i detalj for vår analyse, men brukes som bakgrunn for å forstå mekanismene i boligmarkedet.

2.2 Måling av boligprisvekst

En prisindeks reflekterer den relative prisforskjellen over tid. Den skal beskrive prisutviklingen på boliger kjøpt av husholdninger med utgangspunkt i et basisår. I dette kapittelet beskrives tre ulike metoder for måling av boligpriser: hedoniske prisindekser, repetert salgsindeks og «sales price appraisal ratio» (SPAR). Eurostat (2013) har utgitt en håndbok som beskriver de ulike metodene. Formålet til Eurostat er å sikre en felles metodisk tilnærming til måling av boligpriser i Europa. Måling av boligprisutvikling er komplisert og byr på flere utfordringer. Ulik tolkning av metode gjør at det kan være komplisert å sammenligne boligprisindekser på tvers av landegrenser.

En av utfordringene er knyttet til boligmarkedets heterogenitet, og det faktum at prisene varierer over flere dimensjoner. Lav omsetningshastighet og begrenset datagrunnlag kompliserer oppgaven med å følge boligprisutviklingen over tid (Eitrheim, 2004). To tilsynelatende identiske boliger kan verdsettes ulikt grunnet deres beliggenhet. Kartlegging av boligens

egenskaper og viktigheten av disse er essensielt for at prisindeksen skal gi et reelt bilde av prisutviklingen over tid. Noen boliger kan stige i verdi grunnet oppgraderinger, mens andre synker i verdi grunnet dårlig vedlikehold (Røed Larsen og Sommervoll, 2004).

2.2.1 Hedoniske indekser

Den hedoniske metoden brukes i forbindelse med heterogene goder, og er derfor mye anvendt i studier av boligmarkedet. Kvalitetsjusteringsmetoder for prisindeksberegninger deles inn i implisitte metoder og eksplisitte metoder, hvor den hedoniske metoden defineres som en eksplisitt metode (Osland, 2001). Den tar utgangspunkt i at boliger er karakterisert ved ulike egenskaper, og at det er sammenheng mellom boligens pris og boligens egenskaper. Disse egenskapene kan både være interne og eksterne. Eksempler på interne egenskaper er boligens størrelse, byggeår og antall rom. Eksterne egenskaper er ofte avstandsvariabler til barnehage, skole, kollektivtransport og turområder (Martens og Moe, 2018).

Andre eksternaliteter kan være luftforurensningsnivået og luftkvaliteten i området, samt sosiale faktorer som statusen til nabolaget. Kort forklart er det alt som kan knyttes til viktigheten av beliggenheten til boligen. Den hedoniske metoden er antageligvis den beste metoden for å beregne en kvalitetsuavhengig indeks for ulike boligtyper (Eurostat, 2013). Ved å ta utgangpunkt i gjennomsnitts- eller medianverdiene til egenskapene kan en standardbolig defineres. Alle boligtransaksjoner tilpasses standardboligen og legges til grunn for tidsserie-analysen. Boligene blir dermed sammenlignbare ved at det justeres for kvalitetsmessige ulikheter, slik at det ikke er nødvendig å vite boligens egenskaper i detalj. Det medfører at man frigjøres fra antagelsen om identiske varer (Takle, 2012).

Formålet til den hedoniske metoden er å beskrive hvordan boligprisene er et resultat av tilbud og etterspørsel for alle egenskapene til boligen (Rosen, 1974). Metoden måler derfor den implisitte prisen til hver enkelt egenskap. Prisene er implisitte fordi de observeres indirekte gjennom totalprisen. En marginal endring i en egenskap vil føre til en endring i totalprisen til boligen. Ulike sammensetninger av egenskaper vil derfor gi utslag i ulik pris for boligen. Det finnes ulike måter å identifisere den marginale betalingsvilligheten for egenskapene. Både lineære, logaritmiske og kvadratiske regresjonsanalyser kan benyttes for å utlede en hedonisk prisfunksjon.

2.2.2 Repetert salgsindeks

Den mest kjente boligprisindeksen som benytter repetert salgsindeks er *Case-Shiller home price index* for det amerikanske boligmarkedet.[1] En repetert salgsindeks baserer seg på opplysninger om boligtransaksjoner hvor den samme boligen har blitt solgt flere ganger over en periode (Nagaraja et al., 2012). Det gjør at man unngår problemer knyttet til heterogenitet fordi man kun inkluderer observasjoner som er partransaksjoner.

En repetert salgsindeks er mindre datasensitiv enn den hedoniske metoden. Det skyldes at en repetert salgsindeks kun trenger informasjon om transaksjonspris– og dato, samt boligens adresse (Eurostat, 2013). Ulempen med en repetert salgsindeks er at boliger er illikvide, noe som fører til at partransaksjoner gir et datagrunnlag bestående av få observasjoner. Det vil kunne medføre utvalgsskjevhet i form av at boliger som omsettes hyppig vil bli over-representert i utvalget. Disse objektene utgjør ofte det man kaller spekulasjonsobjekter, og ofte har de en lavere kvalitet enn markedet for øvrig. Det er uvisst i hvor stor grad dette påvirker resultatene, men det antas at slike skjevheter er små (Røed Larsen & Sommervoll, 2004). En repetert salgindeks som forklarer den logaritmiske prisen, P_n^t, for *n* boliger i en tidsperiode *t* kan formuleres slik:

$$lnP_n^t = P^t + H_n^t + \varepsilon_n^t \qquad (2.1)$$

hvor P^ter prisnivået til regionen i logaritmisk form. H_n^t representerer skjevhetsfordelingen til de individuelle boligprisene over tid, mens ε_n^t er feilleddet i funksjonen (Eurostat, 2013).[2] Den relative prisendringen mellom to tidsperioder, *s* og *t*, kan beskrives slik:

$$ln\frac{P_n^t}{P_n^s} = x\beta + u \qquad (2.2)$$

hvor *x* er en dummyvariabel som indikerer transaksjonstidspunktet i perioden. Tidsdummyen i initialperioden er *0*, mens verdien er *–1* ved første salg og *+1* i perioden ved neste salg. *β* er en vektor med koeffisienter som blir estimert, mens *u* representerer feilleddet.

[1] Utgis av analyseselskapet Standard & Poor's.
[2] H_n^t følger en random walk prosess, som kjennetegnes av at endringer i variabelen har den samme fordelingen og er uavhengige av hverandre.

2.2.3 SPAR-metoden

SPAR-metoden er basert på standard økonometrisk modellteori kombinert med tradisjonell indeksteori. Verdivurdering av boliger benyttes som en proxy for å estimere markedsverdien til boligen. Det relative forholdet mellom salgsprisen og verdivurdering ved basistidspunktet blir brukt til å estimere en prisindeks (Eurostat, 2013). Grunnet inkludering av verdivurdering i datamaterialet, benytter denne metoden et langt større datasett enn hva som er tilgjengelig ved en repetert salgsindeks. I tillegg trenger man ikke informasjon om boligens egenskaper slik man gjør i en hedonisk prisindeks.

Prisindekser som benytter SPAR-metoden hevder at de tar høyde for kvalitetsendringer i form av at verdivurderingene justeres dersom boligens standard økes (Bourassa et al., 2006). For å hevde dette er man avhengig av høy kvalitet i form av verdivurderingen som gjøres i basisperioden. Det er i hovedsak tre måter å gjøre en vurdering på ikke-omsatte boliger: ved hedonisk regresjon, sammenligne lignende omsatte boliger eller ved ekspertvurderinger. Ofte er detaljene vedrørende utarbeidelsen av metodene ikke offentlig kjent, noe som vanskeliggjør etterprøvbarheten (Eurostat, 2013).

2.2.4 Statistisk sentralbyrås boligprisindeks

I 1992 begynte Statistisk sentralbyrå (SSB) å publisere en boligprisindeks for norske boliger. Frem til 2002 var datagrunnlaget basert på en skjemaundersøkelse til kjøpere av selveierboliger som fremgikk av tinglysingsregisteret. SSB utarbeidet etter hvert også en prisindeks for borettslagsleiligheter med data fra Norske Boligbyggelag (NBBL). Etter en større gjennomgang av boligprisindeksen i 2008, ble det i 2009 besluttet å videre benytte boligomsetninger fra Finn.no som basis for indeksen. Dataene fra Finn.no suppleres med fullstendig informasjon om boligene fra Norges offisielle eiendomsregister, Matrikkelen (Takle, 2012).

Basert på løpende opplysninger om brukte boliger som omsettes ved fritt salg, skal boligprisindeksen måle verdiutviklingen for hele boligformuen. SSB beregner en indeks for hver av boligtypene enebolig, småhus og blokkleilighet. De publiserer indekser for de fire største byene, samt syv regionale indekser. Totalt utgjør dette 33 delindekser som vektes sammen til en totalindeks for hele landet og for regionene.

For å lage en prisindeks på et aggregert nivå, beregner SSB et vektet gjennomsnitt av delindeksene. De estimerte verdiandelene i basisperioden utgjør vektene. Basert på gjennomsnittlig omsetningspris fra foregående år multiplisert med boligmassen fra siste boligprisstatistikk, estimeres vektene fordelt på boligtype i hver av regionene. SSB benytter den hedoniske metoden til å korrigere delindeksene for prisendringer som skyldes ulikheter i boligenes egenskaper. Indeksen korrigeres ikke for endring i boligens standard som følge av utbedringer eller oppgraderinger (Takle, 2012).

2.2.5 Eiendom Norges boligprisstatistikk

I samarbeid med Eiendomsverdi AS og Finn.no publiserer Eiendom Norge eiendomsmeglerbransjens boligprisstatistikk hver måned. Før november 2011 ble statistikken drevet i et samarbeid mellom Eiendom Norge og Norges Eiendomsmeglerforbund (NEF), men siden november 2011 er det kun Eiendom Norge som eier statistikken. Eiendom Norge er norske eiendomsmeglerforetaks bransjeorganisasjon. I 2016 registrerte foreningens medlemmer 132 000 boligtransaksjoner, noe som tilsvarer omtrent 96 prosent av alle transaksjoner i Norge (Eiendom Norge, 2017).

Før 2002 ble datagrunnlaget basert på frivillig rapportering fra NEFs medlemmer, men fra 2002 er dataene hentet fra salg som er formidlet av meglere og annonsert på Finn.no. Dette omfatter omtrent 70 prosent av alle bruktboliger som omsettes i løpet av ett år (Eiendom Norge, 2017).

Boligprisindeksen er basert på en videreutvikling av SPAR-metoden, hvor "appraisal" innebærer en estimering av koeffisientene i en hedonisk regresjonsmodell. Metodikken består av to trinn. I første trinn inkluderes kjennetegn som boligtype, størrelse, etasje, tomtestørrelse, byggeår, eieform, beliggenhet, samt antall og typer av bygninger. Dette for å estimere en partiell pris for hvert kjennetegn. Disse verdiene i aggregert form utgjør totalverdien for hele boligen.

I andre trinn beregnes forholdet mellom de nyeste salgsprisene og resultatet fra regresjonsmodellen for totalverdien for boligen gitt deres kjennetegn. Prisstigningen blir estimert ved å identifisere mediannivået for forholdet mellom observerte priser og predikerte priser. Bakgrunnen for dette er å kontrollere for sammensetningseffekter og ulik prisutvikling for ulike typer boliger. Metoden gjør at man er i stand til å si hva prisutviklingen er for sammenlignbare objekter (Eiendom Norge, 2018-a).

For å få frem den underliggende prisutviklingen i en tallserie med stokastisk støy, benytter Eiendomsverdi en to-stegs-teknikk i indeksberegningen. Det blir beregnet en SPAR-brøk, som er forholdet mellom observert transaksjonspris og modellpredikert verdiestimering av alle boliger i et gitt tidsrom og område. Deretter blir denne SPAR-brøken glattet/de-glattet i en teknikk bestående av to trinn. Først blir det beregnet et bevegelig gjennomsnitt på et angitt område. Videre korrigeres dette bevegelige gjennomsnittet med et forholdstall som beregnes basert på et bevegelig gjennomsnitt på et mer overordnet område og den ubearbeidede tallserien for dette overordnede området. De-glattingsfaktoren benyttes når man korrigerer den opprinnelige glattingen i det underliggende området. Hensikten er å utnytte informasjon i det mer overordnede området til å korrigere en overglatting i det underordnede området (Eiendom Norge, 2018-a).

I 2018 gjorde Eiendom Norge flere endringer i boligprisstatistikkens metodikk. Tidligere ble de-glattingsfaktoren beregnet over to måneder, mens den fra 1. januar 2018 blir beregnet over en måned. Resultatet medfører en betydelig mer følsom indeks. Videre har de besluttet å redusere antall områder de rapporterer fra, samt fjerne skillet mellom boligtyper i månedsrapportene. Bakgrunnen for dette er å unngå statistikk på områder med lavt transaksjonsvolum. Før omleggingen publiserte Eiendom Norge indekser for 92 områder, mens de nå avgrenser seg til 16 indeksområder, syv regioner, samt Norge under ett. Utviklingen for de ulike boligtypene blir rapportert kun en gang i året.[3] Kvartalsrapportene inneholder fortsatt prisindekser for 92 underområder bestående av flere mindre byer og kommuner (Eiendom Norge, 2018-b).

2.3 Renoveringsfaktoren

Definisjonen på vedlikehold er arbeid som må utføres for å bringe boligen tilbake til samme stand som den har vært tidligere. Renovering er arbeid som setter boligen i en høyere standard enn den tidligere har vært i (Skatteetaten, 2018). Skillet mellom hva som er vedlikehold og renovering er gjenstand for subjektiv tolkning og vanskeliggjør arbeidet med å estimere effekten renovering har på boligprisene.

[3] Eiendom Norge rapporterer årlige tall for enebolig, delt bolig og leiligheter.

I denne oppgaven benyttes kostnader fra Prognosesenteret som omfatter renovering, ombygging og tilbygg (ROT) som mål på renovering.[4] Disse kostnadene regnes som en del av investeringer i nasjonalregnskapet (Prognosesenteret, 2014). ROT-kostnader omtales videre i oppgaven som renoveringskostnader.

Det er viktig å skille mellom kostnader knyttet til boligkonsum og boliginvesteringer. Boliginvesteringer bidrar til verdiøkning og derav standardforhøyelse, mens boligkonsum inngår som vedlikeholdskostnader. Enkelte vil hevde at produktinnsatsen i bolignæringen kan benyttes som datagrunnlag. En stor andel av disse kostnadene er indirekte målte banktjenester, husforsikring, kommunale avgifter og andre gebyrer. Disse kostnadene kan ikke klassifiseres som renoveringskostnader. SSB anslår likevel at om lag 35 prosent av boliginvesteringene går med til renovering (Johannessen, 2018).

Prognosesenteret bygger sitt datagrunnlag basert på en database med over 20 000 svar. Disse svarene gir en tydelig trend i nordmenns bruk av midler til renovering. Tallene samsvarer til dels med SSB sitt anslag om at 35 prosent av de totale boliginvesteringene blir benyttet til renovering. I 2014 ble dette estimert til 56 milliarder kroner, som utgjorde 1,8 prosent av boligmassen i 2013 på 3055 milliarder kroner (Cappelen et al., 2017).

[4] Data for renoveringskostnader er blitt tilsendt på mail 29.01.18 fra adm.dir Kåre Elnan i Prognosesenteret (Prognosesenteret, 2018).

3. State of the Art

Med begrepet «State of the Art» menes det fremste tilgjengelige innen tidligere arbeid, metoder og modeller. I dette kapittelet sammenstilles tidligere relevant arbeid innenfor området renovering og boligprisutvikling. Deretter sammenlignes boligprisindeksene til SSB og Eiendom Norge. Tilslutt beskrives Jacobsen og Naugs boligprismodell. Dette danner grunnlaget for valg av metode og tolkningen av våre resultater.

3.1 Tidligere arbeider

I Norge er det i liten grad forsket på effekten kvalitetsendringer har på boligmassen og prisindeksen. I SSBs publikasjon «Boligprisindeksen – Dokumentasjon av metode», klargjøres det at SSBs boligprisindeks ikke er justert for kvalitetsendringer på eksisterende boligmasse. Dette påpekes som en svakhet i metoden (Takle, 2012). Svakheten påpekes også i Eurostats håndbok i utarbeidelse av boligprisindekser. Norge blir beskrevet som et eksempel på et land som bruker hedonisk metode for å utarbeide sin boligprisindeks, men uten et mål på endring av kvalitet i boligmassen. I metoden til SSB blir det foreslått at et mål på kvalitet ville økt troverdigheten til modellen, men at det ikke eksisterer gode nok data på mål av kvalitet på den norske boligmassen (Eurostat, 2013).

SSB ga i 2017 ut publikasjonen «Avskrivninger på boliger» (Cappelen et al., 2017). Der blir den årlige nettokapitalslitraten for den brukte boligmassen anslått til å være i området 0,1 til 0,9 prosent basert på økonometrisk analyse. Alderskoeffisienten blir brukt som et mål på nettokapitalslit i metoden til SSB. Videre anslår de at renoverings– eller moderniseringsraten på brukte boliger var på 1,8 prosent i 2014, basert på tall fra nasjonalregnskapet i Norge. Bruttokapitalslitraten på brukte boliger i Norge blir dermed anslått å ligge mellom 1,9 og 2,7 prosent per år. I regresjonsmodellen inkluderte de også en variabel for om boligen er modernisert. Dataene dette baserer seg på var innrapportering fra eiendomsmeglere etter utført salg. Innrapporteringen blir beskrevet som dårlig, og datakvaliteten er derfor lav. Ved bruk av denne proxyen, fant SSB at moderniserte boliger ligger fem prosent over ikke-moderniserte boliger i pris (Cappelen et al., 2017).

Av annet norsk arbeid på området utførte Norges Byggforskningsinstitutt (Byggforsk) rapporten "Boligpris og brukskvalitet" i år 2000. Rapporten ble utført på vegne av Husbanken, og baserte seg på data fra Boforholdsundersøkelsen utført av SSB i 1995. Undersøkelsen

inneholdt husholdningenes antatte boligverdi, samt opplysninger om boligens egenskaper, beliggenhet og bebyggelse, se tabell 3-1 (Christophersen et al., 2000).

Tabell 3-1 Eiendommers prisdeterminanter

Beliggenhet*		**Bebyggelse**	**Bolig**		
Området	**Miljø**	**Sammensetning**	**Boligplan**	**Rom**	**Tilstand**
Sentralitet	Trafikkforhold/	- bebyggelsestyper	Areal	Romstørrelser/	Vedlikehold inne
Kommunikasjoner	forurensning	- formål/bruk	Antall rom	romdimensjonering	Vedlikehold ute
Strøkets rykte/status	Vei og parkering		Arealeffektivitet	Møblerbarhet	Skader
Trygghet/sikkerhet	Utsiktsforhold	**Alder**	Tilgjengelighet	Våtrom	Materialer
Tilbud; nærhet til		Stil/farger	Rommenes	- antall	overflater/finish
- friareal/turterreng	**Tomt**	Materialer	orientering	- type	Varme-/lydisol
- skole/barnehage	Tomteareal	Takvinkel	(Parkering)	- størrelse	Innredning/utstyr
- offentlige tjenester	Terreng			Bod-/oppbe-	- bad
- varehandel	Utsiktsforhold	**Vedlikehold**		varingsplass	- kjøkken
- lege/helse	Avst. til nabo	-bygninger			- bod/birom
- felles aktivitetshus	Åpent areal	-utearealer			Tek. Install
Felles uteareal	Privat uteareal/-plass				- el
- typer	Markdekke/vegetasjon				- tele
- utforming	Opparbeidelse				
- plassering					

**i en gitt region*

(Christophersen et al., 2000)

For å analysere dataene ble det brukt hedonisk prisanalyse basert på antatt markedsverdi gitt av husholdningene selv, samt oppgitte egenskaper til boligen, beliggenhet og område. Byggforsk baserte seg på resultatene fra Goodman og Ittner (1992), som fant at husholdningene kun overestimerer boligens verdi med seks prosent. Boligeiers verdivurdering på egen bolig egnet seg derfor til bruk i hedoniske prisanalyser.

I rapporten fant de at eneboliger med oppgitt utmerket innvendig standard, hadde 9,6 prosent høyere kvadratmeterpris enn boliger som ikke var i utmerket stand.[5] For utvendig utmerket standard var forskjellen 5,7 prosent. For blokkleiligheter påvirket utvendig utmerket stand kvadratmeterprisen negativt med 2,6 prosent, mens utmerket innvending stand påvirket kvadratmeterprisen positivt med 13,8 prosent (Christophersen et al., 2000).

Office of Federal Housing Enterprise Oversight (OFHEO) utgir den offisielle prisindeksen i USA. Den amerikanske boligindeksen er en repetert salgsindeks, mens SSBs er utarbeidet med hedonisk metode. Felles for begge indeksene er at ingen av dem korrigerer for kvalitetsøkning

[5] Funnene i rapporten fra Byggforsk er oppgitt i nominelle verdier. De er omregnet til prosent ved å bruke gjennomsnittlige kvadratmeterpriser for solgte boliger i 1995 hentet i fra databasen til Eiendomsverdi AS (2018).

i eksisterende boligmasse og forutsetter derfor konstant kvalitet på boligmassen. I USA er det i større grad forsket på effekten av manglende konstant kvalitet på bruktboliger i utarbeidelsen av boligprisindekser.

I 2004 publiserte McCarthy og Peach en artikkel som analyserte boligprisstigningen i USA for perioden 1995 til 2004. De fant at prisveksten i stor grad skyldtes økt inntekt og reduksjon i rentenivået. Videre bidro renovering til prisstigning i OFHEOs boligprisindeks som ikke justerte tilstrekkelig for kvalitetsendring på boligmassen. Allerede samme år ble denne artikkelen kritisert av Baker (2004) som fant at relativt til boligmassen ble det gradvis brukt mindre på renovering i perioden 1995 til 2004. Prosentvise renoveringskostnader i forhold til boligformuen, varierte i samme periode mellom 0,9 og 1,2 prosent. Gjennomsnittskostnaden for renovering lå årlig på 100 milliarder USD, mens den årlige økningen av total boligformue var på 1000 milliarder USD.

McMillen og Thorsnes (2006) estimerte en repetert salgsindeks for Chicago i perioden 1993 til 2002. De fant at manglende justering for renovering førte til en akkumulert overestimering av boligprisene på ni prosent i forhold til referanseindeksen. Deres estimerte indeks var utarbeidet for å være mindre sensitiv for uobservert renovering.

Leventis (2007) estimerte også en repetert salgsindeks i perioden 1991 til 2006 for San Francisco. Han fant ingen bevis på skjevfordelingsproblematikk i indeksen grunnet utelatt kvalitetsjustering for årlig depresiering. Leventis brukte en verdifaktor på 0,775 på midler til renovering for å estimere verdieffekten. Verdifaktoren baserte seg på en undersøkelse utført av det amerikanske tidsskriftet "Remodeling Magazine", som fant at 75 til 80 prosent av kostnadene ved renovering ga verdistigning på boligmassen.

Bourassa (2013) analyserte en repetert salgsindeks for Louisville, Kentucky, i perioden 1998 til 2010. Han observerte en akkumulert overestimeringsfeil på 14 prosent for perioden i modellen som ikke var justert for renovering.

Billings (2015) analyserte hvilken effekt renovering har på en hedonisk prisindeks. Forskningen baserte seg på et datasett fra Charlotte, North Carolina, med oversikt over alle byggesøknader i byen. Datasettet omfattet alle renoveringer som kostet over 5000 dollar eller inkluderte påbygg, elektrisk arbeid, ventilasjon og rørleggerarbeid. Kostnadstallene for renovering ble justert for inflasjon og en depresieringsrate på tre prosent. Billings fant at utelatelse av renovering i både hedonisk- og repetert salgsmodell førte til en overestimering

på verdien til boliger på mellom 0,05 og 0,11 prosent årlig. I den repeterte salgsmodellen førte utelatelsen av boliger som var renoverte innen ett år før salg til den største skjevfordelingen. Han fant også at det var liten forskjell i antall salg for boliger som var renoverte og ikke-renoverte. Ved et fallende boligmarked, økte likevel andelen solgte renoverte boliger i forhold til boliger som ikke var renoverte. Billings fant en verdifaktor på 0,39 for verdistigning på bolig av midler benyttet til renovering.

Billings fant videre at skjevfordelingsproblematikk grunnet utelatelse av renovering var lite problematisk for å lage en god hedonisk modell. Eksisterende datarensningsmetoder kan føre til et større skjevfordelingsproblem ved å justere for renovering, enn ved å ikke justere i det hele tatt. Dersom hedoniske modeller ikke inneholder informasjon om renovering, vil dette kunne føre til en overestimering av beliggenheten til boligen (Billings, 2015).

Bogin og Doerner (2017) analyserte den amerikanske boligprisindeksen for å avdekke eventuelle skjevfordelingsproblemer som skyldtes manglende kvalitetsjustering i indeksen. For perioden 1975 til 2015 fant de at manglende kvalitetsjustering kan påvirke indeksen opptil 15 prosent i sentrale deler av større byer. Noe av denne effekten kunne tilskrives økt renoveringstetthet i de mest sentrale strøkene. Utenfor større byer, for større regionale områder og for indeksen som helhet, var påvirkningen minimal når en tok hensyn til depresieringsraten på brukte boliger. Resultatene til Bogin og Doerner var konsistente med funnene til Leventis (2007). De kunne likevel ikke replikere resultatene til McMillen og Thorsnes (2006) eller Bourassa (2013) grunnet ulikt datamateriale.

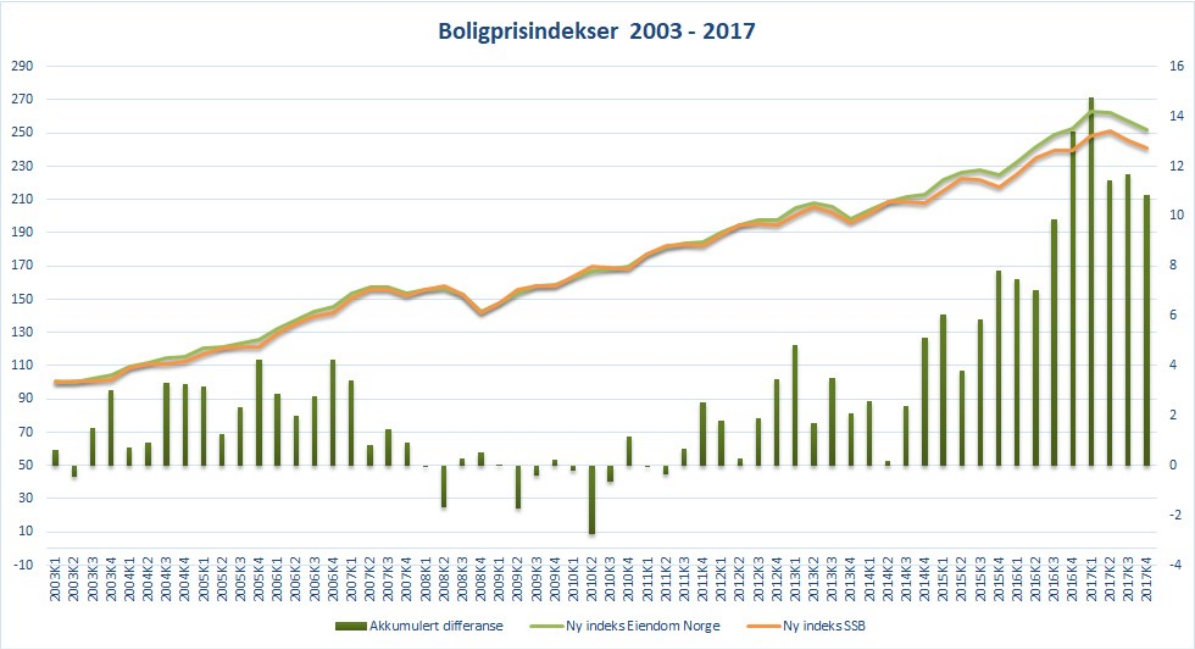
Tabell 3-2 Sammendrag av tidligere relevante funn

År	Forfatter	Relevante funn
2000	Christo-phersen, Gulbrandsen og Barlindhaug	Enebolig med oppgitt utmerket stand innvendig hadde 9,6 prosent høyere kvadratmeterpris enn boliger som ikke var i utmerket stand. For utvendig utmerket stand var forskjellen 5,7 prosent. For blokkleiligheter påvirket utvendig utmerket stand kvadratmeterprisen negativt med 2,6 prosent, mens utmerket innvending stand påvirket kvadratmeterprisen positivt med 13,8 prosent.
2004	McCarthy og Peach	Boligprisstigningen i USA for perioden 1995 til 2004 skyldtes til dels økt standard på boligmassen. OFHEOs boligprisindeks justerte ikke tilstrekkelig for kvalitetsendring på boligmassen.
2004	Baker	Relativt til boligmassen og boligformuen ble det gradvis brukt mindre penger i USA på renovering for perioden 1995 til 2004. I prosent av boligformuen varierte renoverings-kostnader på mellom 0,9 og 1,2 prosent. Artikkelen motbeviser påstanden til McCarthy og Peach.
2006	McMillen og Thorsnes	Ved estimering av en repetert salgsindeks for Chicago i perioden 1993 til 2002, fant de at manglende justering for renovering førte til en akkumulert overestimering av prisen på boliger på ni prosent i forhold til referanseindeksen. Deres estimerte indeks var utarbeidet for å være mindre sensitiv for uobservert renovering.
2007	Leventis	Ved estimering av en repetert salgsindeks i perioden 1991 til 2006 for San Fransisco, fant de ingen bevis for estimeringsfeil mellom modellene som er justert og ikke-justert for renovering.
2013	Bourassa, Cantoni og Hoesli	For en repetert salgsindeks for Louisville, Kentucky for perioden 1998 til 2010, fant de en akkumulert overestimeringsfeil på 14 prosent for perioden i modellen som ikke ble justert for renovering.
2015	Billings	Utelatelse av renovering i en hedonisk og repetert salgsmodell førte til en overestimering på verdien til boliger på 0,05 og 0,11 prosent årlig. En dollar brukt på renovering ga 39 cent verdistigning på boligen. Datarensningsmetoder førte til et større skjevfordelingsproblem ved å justere for renovering. Hedoniske modeller som ikke inneholder informasjon om renovering, vil kunne føre til en overestimering av verdien av eksterne kvaliteter som eksempelvis nabolag. Utført andel renovering var lik både før og etter salg. I nedgangstider økte andelen solgte renoverte boliger i forhold til ikke-renoverte.
2017	Bogin og Doerner	En repetert salgsindeks viste at manglende kvalitetsjustering av boliger førte til en over-estimering av prisen på opptil 15 prosent i større byer i perioden 1975 til 2015. Utenfor større byer, i større geografiske områder og for indeksen som helhet for USA, var effekten av manglende kvalitetsjustering av boliger minimal. Resultatene var konsistente med funnene til Leventis (2007), men kunne ikke replikere resultatene til McMillen og Thorsnes (2006) eller Bourassa (2013) grunnet manglende/ulikt datamateriale.
2017	Cappelen, Hagalund, Skjerpen og Todsen	Nettokapitalslitraten for den brukte boligmassen i Norge var i området 0,1 til 0,9 prosent. I 2014 var renoveringsraten på brukte boliger på 1,8 prosent av boligformuen. Bruttokapitalslitraten på brukte boliger i Norge var mellom 1,9 og 2,7 prosent per år. Boliger som er moderniserte oppnådde fem prosent høyere pris enn ikke-moderniserte.

3.2 Sammenligning av eksisterende indekser

Indeksen til Eiendom Norge hevdes å være justert for kvalitet. Det kan derfor tenkes at forskjellen mellom indeksene vil angi om indeksen til SSB har et skjevfordelingsproblem grunnet manglende kvalitetsjustering.

Figur 3-1 Sammenstilling av SSB og Eiendom Norge



(SSB,2018-c og Eiendom Norge,2018-c)

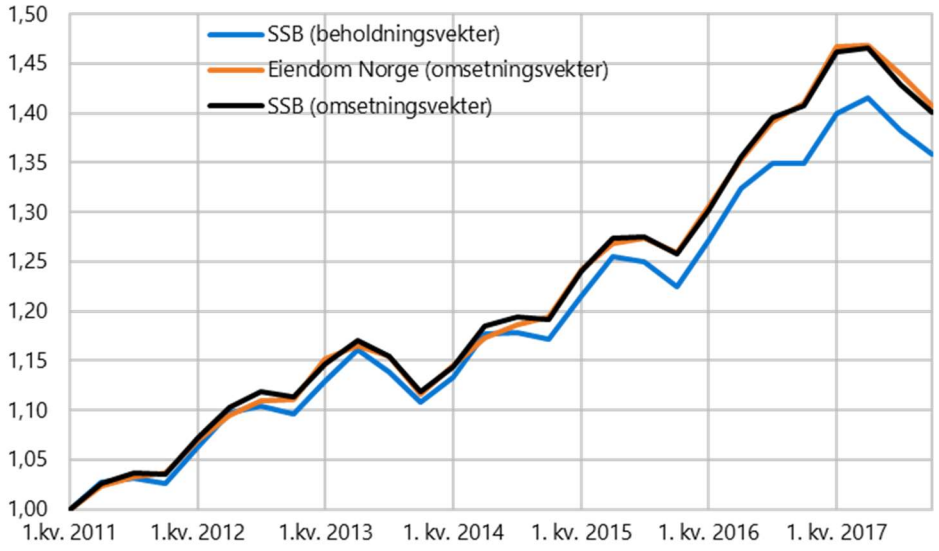
Figur 3-1 viser en sammenstilling av kvartalsvise tall for boligprisindeksene til SSB og Eiendom Norge i perioden 2003 til 2017.[6] Den akkumulerte forskjellen mellom indeksene var i tidsperioden 10,8 prosentpoeng. Det kan tyde på at boligmassen i perioden har hatt en årlig reduksjon i verdi, der noe kan tilskrives redusert kvalitet på boligmassen.

Svakheten med denne antagelsen er at metodene for utarbeidelse av indeksene er ulike. En sammenligner dermed ikke «epler med epler». Den viktigste grunnen til at indeksene ikke kan sammenlignes, skyldes ulik vekting. Eiendom Norges boligprisindeks vektes basert på omsetning, mens SSBs indeks vektes på bakgrunn av beholdningsvekt. Eiendom Norges indeks viser kun prisutviklingen på omsatte boliger, mens SSBs indeks viser prisveksten for

[6] Eiendom Norge utgir kun årlig og månedlige tall, mens SSB utgir kvartalsvise og årlige tall. Vi har for Eiendom Norge summert månedene i kvartalet og brukt gjennomsnittet for å kunne sammenligne indeksene.

alle boliger (Eiendom Norge, 2018-d). En kan derfor ikke trekke noen konklusjon ut av en direkte sammenstilling av indeksene.

Figur 3-2 Eiendom Norge og SSB sine indekser fra 1. kvartal 2011 til 2017



(Eiendom Norge, 2018-d)

Figur 3-2 viser en sammenstilling av indeksene i perioden 2011 til 2017. Eiendom Norge har vektet om SSBs indeks til å bruke omsetningsvekter i stedet for beholdningsvekter. Med ny vekting ligger SSBs indeks marginalt over Eiendom Norges. Dette kan gi en indikasjon på at standarden på boliger har økt i perioden. Indeksene har fortsatt ulike prissoner, som igjen vanskeliggjør en direkte sammenstilling.

Metoden for utarbeidelsen av indeksen til Eiendom Norge er ikke fullstendig beskrevet, noe som gjør det utfordrende å vurdere validiteten til indeksen. Det kan også stilles spørsmålstegn ved eiendomsmeglerbransjens habilitet ved utarbeidelse av egen indeks. SSBs indeks blir derfor brukt som grunnlag for vår videre analyse.

3.3 Jacobsen og Naugs boligprismodell

3.3.1 Bakgrunn

I 2004 ga Jacobsen og Naug ut artikkelen "Hva driver boligprisene?" som resulterte i en økonometrisk modell for det norske boligmarkedet. I perioden 1992 til 2004 hadde boligprisene mer enn tredoblet seg, og de skulle forsøke å beskrive hvorfor denne sterke veksten fant sted. Formålet med modellen var å identifisere de viktigste fundamentale forklaringsvariablene bak boligprisutviklingen. Jacobsen og Naug testet en rekke potensielle variablers påvirkning på boligprisene:

- Husholdningenes samlede (nominelle) lønnsinntekter
- Indeksene for betalt husleie og samlet husleie i konsumprisindeksen (KPI)[7]
- KPI justert for avgifter og uten energivarer (KPI-JAE)[8]
- Ulike mål på realrenten etter skatt
- Boligmassen (tall fra nasjonalregnskapet)
- Arbeidsledighetsraten (registrert ledighet)
- Tilbakedatert vekst i boligprisene
- Husholdningenes gjeld
- Totalbefolkningen
- Andel av befolkningen i alderen 20-24 år og 25-39 år

Listen over forklaringsvariabler ble lang og lite hensiktsmessig sammenlignet med antall observasjoner i estimeringsperioden. For å få et meningsfylt resultat ble det estimert modeller som kun inkluderte delmengder av variablene. Modellene ble forenklet ved å utelate forklaringsvariabler som ikke hadde en signifikant effekt på boligprisutviklingen. Analysen indikerte at husholdningers inntekt, utlånsrente, nybygging og arbeidsledighet var de viktigste forklaringsvariablene for boligprisene.

Husholdningers inntekt hadde direkte påvirkning på betalingsevnen, og økt inntekt førte derfor ofte til økt betalingsvilje. Dette kunne drive opp boligetterspørselen gjennom større konkurranse i budrunder, og dermed presse kjøpers betalingsvilje opp mot maksimal

[7] Konsumprisindeksen (KPI) beskriver utviklingen i konsumpriser for varer og tjenester (SSB, 2018). Husleieindeksen utgjør en del av den totale konsumprisindeksen. Jacobsen og Naug (2004) indikerte at husleieindeksen i KPI avhenger positivt av boligprisene.

[8] KPI-JAE benyttes som et mål for underliggende utvikling i konsumprisene (SSB, 2018). Jacobsen og Naug (2004) indikerte at boligetterspørselen på kort sikt neppe påvirkes av avgiftsendringer eller svingninger i energiprisene.

betalingsevne. Bankenes utlånsrente påvirket også publikums disponible inntekt gjennom lavere kostnader på boliglån (Døskeland, 2014).

Utlånsrenten viste seg å ha sterk signifikant effekt på boligprisene i alle modeller. Styringsrenten til Norges Bank viste derimot liten signifikant effekt, noe som kunne skyldes rentepolitikken til Norges Bank for å stabilisere den kortsiktige utviklingen i kronekursen på 1990-tallet. Renteendringer ble avdekket å ha en sterk korttidseffekt, hvor boligetterspørselen reagerte på en endret styringsrente før utlånsrenten ble endret. Jacobsen og Naug hevdet at renteforventninger sannsynligvis var undervurdert i modellen som et resultat av at styrings-renten også fanget opp endrede konjunkturutsikter.

På kort sikt var boligmassen relativt stabil, og boligprisene ville i hovedsak fluktuere med endringer i etterspørselen. I en langsiktig modell for boligprisene ville derimot utviklingen i boligmassen, som bygge- og tomtekostnader og prisen på nye boliger, ha en effekt. Samlet boligmasse ble derfor inkludert i modellen som et mål på nybygging.

Arbeidsledighet hadde en signifikant effekt på boligprisene. Det ble begrunnet med at økt ledighet ga forventninger om lavere lønnsvekst og dermed økt usikkerhet om fremtidig betalingsevne. Resultatene fra analysen pekte på at husholdningers forventninger til norsk økonomi reagerte raskt på endringer i arbeidsledigheten, mens det tok lenger tid før husholdningene justerte forventningene til sin egen økonomi.

Forklaringsvariabler som husleie, andre konsumpriser, observerte boligpriser, hus-holdningenes gjeld og demografiske forhold ble utelatt grunnet ikke-signifikant effekt på boligprisutviklingen. Husholdningenes forventninger til egen og landets økonomi, rente og arbeidsledighet korrelerte derimot sterkt med boligprisveksten.

Arbeidet til Jacobsen og Naug resulterte i en feiljusteringsmodell for logaritmen til boligprisene. Boligprisveksten og de signifikante forklaringsvariablene ble oppgitt i nominelle størrelser, da sammenhengen mellom dem ga bedre føyning i modellen bestående av nominelle verdier kontra realverdier. Følgende modell ble brukt til å forklare boligprisveksten (Jacobsen og Naug, 2004):

$$
\begin{aligned}
\Delta\, boligpris_t = {} & 0{,}12\, \Delta inntekt_t - 3{,}16\, \Delta\, (RENTE\,(1-\tau))_t \\
& - 1{,}47\, \Delta\, (RENTE\,(1-\tau))_{t-1} + 0{,}04\, FORV_t \\
& - 0{,}12\, [boligpris_{t-1} + 4{,}47\, (RENTE\,(1-\tau))_{t-1} \\
& + 0{,}45\, ledighet_t - 1{,}66 (inntekt - boligmasse)_{t-1}] \\
& + 0{,}04\, S1 + 0{,}02\, S2 + 0{,}01\, S3 + 0{,}56
\end{aligned}
\tag{3.1}
$$

Avviket mellom boligprisen i forrige kvartal og en estimert langtidssammenheng for boligpris, rente, ledighet, inntekt og boligmasse er uttrykt i klammeparentesen. Dersom boligprisen ligger en prosent under (over) den estimerte langtidssammenhengen i kvartal *t-1*, uttrykker koeffisienten at boligprisene øker (faller) med 0,12 prosent i kvartal *t*, gitt at alt annet holdes konstant. Modellen hadde en relativt høy forklaringskraft, estimert til R^2 lik 0,8773. Det betyr at over 87 prosent av endringer i boligprisene forklares av variablene som inngår i modellen.

3.3.2 Kritikk av modellen

Modellen har blitt kritisert for om resultatene er gyldige som følge av endogene variabler, simultanitetsproblemer og spuriøsitet. Ett av problemene var at man ikke kunne utelukke at modellen inneholdt autokorrelasjon. Systematikk i feilleddene førte til at regresjonsresultatene ga misvisende standardavvik, og at man trekker gale slutninger om en variabel bør inkluderes i modellen (Woolridge 2014). Jacobsen og Naug (2004) fikk en Durbin Watson-teststatistikk på 2,57, som gjør at en ikke kan konkludere om det eksisterte autokorrelasjon i modellen. Tidligere reestimering med utvidet datasett har ført til ustabile koeffisienter. Dette tyder på at modellen var lite egnet til å beskrive effekten forklaringsfaktorene hadde på boligprisene over tid (Fredriksen 2007).

Jacobsen og Naug erkjente i artikkelen at modellen ikke tar høyde for geografiske og demografiske forskjeller. Urbanisering hadde trolig stor effekt på boligprisene som ikke modellen fanget opp. Vi kunne diskutert flere svakheter, men i denne oppgaven skal vi undersøke hvorvidt boligprisindeksen bør justeres for standard. Boligprismodellen til Jacobsen og Naug var først og fremst interessant i diskusjonen om hva som driver endringene i boligmarkedet. Vi vil derfor teste om en variabel for renoveringskostnader kan tilføre modellen større forklaringskraft.

4. Renovering i ny boligprismodell

Jacobsen og Naug konstruerte en empirisk modell som forsøkte å forklare boligprisutviklingen fra 1992 til 2004. For å gjenskape boligprismodellen til Jacobsen og Naug har vi først valgt å reestimere modellen for perioden 1997 til 2004.[9] Tidsperioden er forkortet grunnet manglende datagrunnlag for disponibel inntekt før 1997. For å undersøke om renovering påvirker boligprisutviklingen inkluderes en variabel for renoveringskostnader i modellen. Tidsserien som benyttes for renoveringskostnader er blitt tilsendt fra Prognosesenteret for perioden 2004 til 2017 (Prognosesenteret, 2018). Metode 1 er derfor avgrenset til samme tidsperiode.

4.1 Reestimering av forventningsvariabelen

Kantar TNS sin trendindikator for husholdningers forventninger til egen og landets økonomi påvirkes av rentenivået og arbeidsledigheten. Jacobsen og Naug utformet en forventnings-variabel korrigert for effekter av rente og ledighet, siden de allerede var inkludert som forklaringsvariabler i modellen. Variabelens hensikt var å fange opp effekter av ikke-fundamentale forhold. Slike forhold kunne eksempelvis være endrede politiske forhold, endrede utsikter for norsk økonomi eller negative eksogene sjokk som krig, terror eller børsfall (Jacobsen og Naug, 2004).

Selve forventningsmodellen tok hensyn til både kortsiktige og langsiktige effekter gjennom å korrigere for forrige periodes avvik fra en likevektsammenheng. Forventningsmodellen utrykkes slik (små bokstaver betyr at variabelen er på logaritmisk form):

$$\Delta E_t = C - \beta_1 \Delta (RENTE (1-\tau)) - \beta_2 \Delta (ledighet_t) - \beta_3 E_{t-1} - \beta_4 \Delta RENTE (1-\tau)_{t-1} - \beta_5 ledighet_{t-1} + \beta_6 S1 + \beta_7 S2 + \beta_8 S3 \quad (4.1)$$

ΔE_t ga svar på den delen av trendindikatoren som forklares av rente- og arbeids-ledighetseffekter. Jacobsen og Naug uttrykte forventningsvariabelen basert på feilleddet til forventningsmodellen i ligning *4.1*.

$$FORV = (E-F) + 100*(E-F)^3 \quad (4.2)$$

[9] Forklaringsvariablene inntekt, arbeidsledighet, boligmasse (Pål Boug) og rente har vi hentet fra SSB (SSB 2017-c, d og 2018-a, d). Forventningsindikatoren har vi fått tilsendt fra Kantar TNS (Thomas Karterud).

E var den ujusterte trendindikatoren målt over to kvartaler, mens *F* var andelen av *E* som ble forklart av rente- og arbeidsledighetseffekter i forventningsmodellen. Modellen benyttet ujusterte tall for å være konsistent over tid, slik at de selv kunne kontrollere hvilke effekter det skulle justeres for.

Dataene våre er ulikt datasettet som Jacobsen og Naug brukte i 2004. Vi har i hovedsak benyttet offentlige statistikker fra SSB, mens de benyttet Norges Banks utlånsrente og arbeidsledighetsrate fra NAV.[10] Forventningsindikatoren er hentet fra samme kilde, TNS Kantar.

Tabell 4-1 Reestimering av forventningsvariabelen

	(1) **Jacobsen og Naug**	**(2)** **Reestimering**
$\Delta\ RENTE(1-\tau)$	-12.96*** (6,68)	-12.19*** (5,84)
Δ ledighet$_t$	-0.43** (2.47)	-0.11 (0.52)
E_{t-1}	-0.11 (1.06)	-0.07 (0.68)
$\Delta\ RENTE(1-\tau)_{t-1}$	-0.40 (0.42)	-1.08 (0.98)
ledighet$_{t-1}$	-0.03 (0.82)	0.01 (0.68)
S1	0.21*** (4.57)	0.11*** (5.84)
S2	0.10*** (4.49)	0.09*** (5.84)
S3	0.22*** (5.61)	0.14*** (5.84)
Konstant	-0.07 (0.39)	0.03 (3.68)
Observasjoner	46	46
Justert R^2	0.80	0.77
Durbin Watson	2.03	2.01

t-verdi i parentes
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

[10] I 2004 het NAV, AETAT.

Tabell 4-1 viser regresjonsresultatet av forventingsvariabelen i vår reestimerte modell. Koeffisientene våre avviker noe fra koeffisientene i den opprinnelige modellen. Rente minus skatt i differensiert form samsvarer godt med Jacobsen og Naugs estimater. Det samme gjør koeffisienten for forventningsindikatoren i lagget form.

Variabelen som avviker mest i størrelse og signifikansnivå fra Jacobsen og Naugs opprinnelige modell, er arbeidsledighet. I differensiert form er den signifikant på fem prosent nivå, mens den ikke er signifikant i vår reestimering. Dette skyldes at det var ulike målemetoder i Aetats og SSBs tall for arbeidsledige. Aetat baserte sine tall på meldinger fra sitt register over arbeidssøkere, mens SSB baserer sine tall på Arbeidskraftundersøkelsen (AKU). Aetats tall for arbeidsledige ligger normalt sett under AKUs tall (Næsheim, 2006).

Styrken til AKUs tall var at den målte den totale arbeidsledigheten best, mens svakheten var at den hadde utvalgsusikkerhet knyttet til seg. Det er derfor ikke unaturlig at det er arbeidsledigheten som avviker mest i vår reestimering.

Vår reestimering av forventningsmodellen har en forklaringskraft på R^2 lik 0,77, noe som er tilsvarende forklaringskraften i den opprinnelige modellen. Det er ikke forventningsmodellen som benyttes videre i boligprismodellen, men den delen av variasjonen i trendindikatoren som forventningsmodellen ikke fanger opp.

4.2 Reestimering av Jacobsen og Naugs boligprismodell

Modellen gjenskapes først med opprinnelige variabler for perioden 1997 til 2004. Boligprismodellen reestimeres ved bruk av boligpristall fra både Eiendom Norge og SSB. Tabellen under viser våre resultater.

Tabell 4-2 Resultater reestimering av Jacobsen og Naug

	(1) Jacobsen og Naug (1992-2004)	**(2) Reestimering Eiendom Norge (1997-2004)**	**(3) Reestimering SSB (1997-2004)**
Δ inntekt$_t$	0.12* (1.94)	-0.05 (0.26)	-0.39** (2.41)
$\Delta\ RENTE(1-\tau)_t$	-3.16*** (7.04)	-3.46*** (3.99)	-0.87 (1.27)
$\Delta\ RENTE(1-\tau)_{t-1}$	-1.47*** (3.27)	-1.39* (1.89)	-2.09*** (3.51)
FORV$_t$	0.04*** (3.09)	0.04 (1.05)	0.05 (1.60)
boligpris$_{t-1}$	-0.12*** (5.69)	0.03 (0.57)	0.03 (0.66)
$RENTE(1-\tau)_{t-1}$	-0.54** (2.54)	-1.53*** (2.98)	-0.88* (2.09)
ledighet$_t$	-0,05*** (4.49)	-0.12 (1.60)	-0.10 (1.57)
(inntekt-boligmasse)$_{t-1}$	0.20*** (8.63)	-0.12 (1.19)	-0.07 (0.86)
S1	0.04*** (3.35)	0.04*** (3.35)	0.02* (2.10)
S2	0.02* (1.80)	0.01 (1.04)	0.03*** (3.22)
S3	0.01 (0.73)	-0.01 (1.08)	-0.03*** (3.10)
Konstant	0.56*** (3.42)	-0.71 (1.74)	-0.56 (1.41)
Observasjoner	54	29	29
Justert R^2	0.8773	0.8498	0.8697
Durbin Watson	2.57	2.14	2.24

t-verdi i parentes
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Forklaringskraften til modellene er forholdsvis lik den opprinnelige modellen. Ved bruk av Eiendom Norges boligpristall har modellen en forklaringskraft på 85 prosent, mens med SSBs boligpristall får vi en forklaringskraft på 87 prosent. Den høye forklaringskraften kan være en indikasjon på autokorrelasjon i modellen. Ser man derimot på koeffisientene til forklarings-variablene, er de svært ulike både i størrelse og i hvilken retning de påvirker boligprisene. Dette kan tyde på at Jacobsen og Naug konstruerte en modell for å maksimere forklarings-kraften med signifikante variabler innenfor tidsrommet de observerte. Ustabile koeffisient-estimater gjør at modellen er lite robust, og tyder på enten for få observasjoner eller feilspesifiserte forklaringsvariabler. Den opprinnelige modellen skiller mellom kortsiktige og langsiktige effekter i sin boligprismodell. Vi vil forklare disse effektene i reestimeringen av den nye boligprismodellen som inkluderer renoveringskostnader som forklaringsvariabel.

4.3 Metode 1: Renovering i ny boligprismodell

Vi har valgt å inkludere renoveringskostnader som en forklaringsvariabel i boligprismodellen. Hensikten er å analysere om renovering er en troverdig forklaringsfaktor som påvirker boligprisutviklingen. Ligning 4.3 viser modellen med inkludering av renovering som forklaringsvariabel.

$$
\begin{aligned}
\Delta\, boligpris_t = &-0{,}11\, \Delta inntekt_t - 2{,}09\, \Delta\, (RENTE\,(1-\tau))_t \\
&- 0{,}11\, \Delta\, (RENTE\,(1-\tau))_{t-1} + 0{,}02\, FORV_t \\
&+ 0{,}02\, [boligpris_{t-1} - 1{,}96\, (RENTE\,(1-\tau))_{t-1} \\
&- 0{,}03\, ledighet_t - 0{,}14 (inntekt - boligmasse)_{t-1}] \\
&+ 0{,}12\, \Delta renovering_t + 0{,}04\, S1 + 0{,}04\, S2 + 0{,}01\, S3 - 0{,}45
\end{aligned}
\tag{4.3}
$$

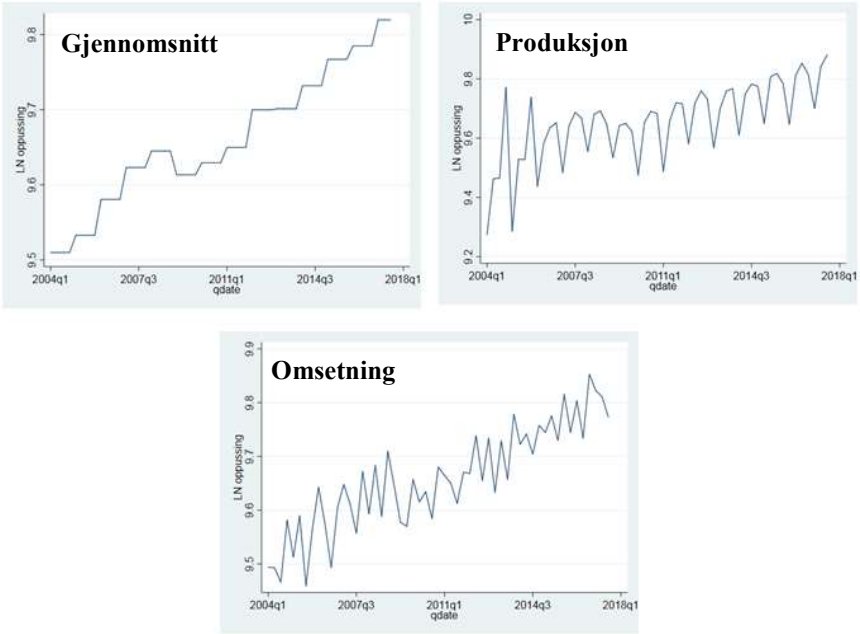
Datasettet som benyttes fra Prognosesenteret rapporterer renoveringskostnader basert på deres årlige spørreundersøkelse. Vi måtte derfor justere renoveringskostnadene til kvartalsvise tall for at de skulle passe inn i modellen. Ulike metoder ble testet som gjennomsnitt, justert i forhold til produksjonsindeksen for rehabilitering av bygg (SSB, 2018-e) og omsetnings-indeksen i bygg- og anleggsvirksomhet (SSB, 2018-f).

4.3.1 Stasjonaritet og valg av funksjonsform

Ved å inkludere renovering som forklaringsvariabel, testet vi om variabelen er stasjonær. Det innebærer at forklaringsvariabelen, x_t, sine statiske egenskaper er konstante og ikke endres over tid (Wooldridge, 2014). Med statiske egenskaper menes gjennomsnitt, varians og kovarians. Økonomiske variabler er imidlertid ofte ikke-stasjonære i sin opprinnelige form. En regresjonsanalyse med ikke-stasjonære data vil kunne gi spuriøse resultater (Hoover, 2003). Dette vil føre til under- eller overestimering av fremtidig gjennomsnitt og varians (Duke Education, 2005).

Trenden i tidsserier er i de fleste tilfeller deterministisk eller stokastisk. En deterministisk trend vil ha et gjennomsnitt som vokser rundt en konstant trend uavhengig av tid. I motsatt tilfelle vil en stokastisk trend bevege seg bort fra gjennomsnittet, enten i negativ eller positiv retning (Nilsen, 2016-b). At trenden ikke kan predikeres kalles for random walk. Historisk data er da uten verdi, og tidsserien vil følge en tilfeldig gang. Random walk er også kjent som en enhetsrot (Wooldridge, 2014).

Figur 4-1 Plott av kvartalsvise renoveringskostnader



Vårt grafiske plot av renoveringskostnader viser at tidsserien inneholder en deterministisk trend. En ikke-stasjonær tidsserie med deterministisk trend kan transformeres til å bli stasjonær ved å trekke fra den estimerte trenden. Ofte vil det være tilstrekkelig å legge til en lineær trend for å gjøre dataene stasjonære. I en tidsserie med stokastisk trend kan man differensiere dataene for å gjøre den stasjonær. Denne betingelsen er kun gyldig dersom variabelen ikke er integrert av høyere orden enn 1. En regresjon med førstedifferansen, $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}^2$, vil kunne gi meningsfulle resultater (Nilsen, 2016-b).

I denne oppgaven er det benyttet den utvidede Dickey-Fuller (ADF)-testen for å teste om renoveringsvariabelen er stasjonær. Hensikten med ADF er at de laggede verdiene av Δyt fanger opp den dynamiske strukturen som er til stede i den avhengige variabelen. Dette gjør at feilleddene ikke er autokorrelerte. Ulempen med metoden er at flere lagger reduserer antall frihetsgrader, som svekker testens troverdighet. For få lagger vil også medføre skjeve test-resultater grunnet gjenværende autokorrelasjon. Korrekt antall lagger i modellen er derfor helt essensielt for å få et troverdig resultat av testen (Brooks, 2008). I vår ADF-test benyttes fire lags siden dette er normalt ved kvartalsvise data.

Resultatet er i tråd med våre forventninger om at variabelen må inkluderes i differensiert form. Testverdien ble på -8,358, som angir at den er signifikant på en prosent nivå (se vedlegg 1-2). Dersom man ikke differensierer renoveringsvariabelen, får vi en testverdi på -0,470, som gjør at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om ingen enhetsrot. Videre valgte vi å inkludere renoveringsvariabelen i logaritmisk form. Bakgrunnen for dette er at sammenlignbare forklaringsvariabler i den opprinnelige modellen er i logaritmisk form.

4.3.2 Tolkning av koeffisientestimatene

Tabell 4-3 viser resultatene for de ulike funksjonsformene av renoveringsvariabelen. Vår valgte modell inkluderer renoveringsvariabelen i differensiert form, som er uthevet i fet skrift. Logaritmiske variabler er angitt med små bokstaver i resultatene.

Tabell 4-3 Resultater ny boligprismodell

	(1) Oppr. Variabler (2004-2017)	**(2) Modell inkl. renovering$_{t-1}$ (2004-2017)**	**(3) Modell inkl. Δ renovering$_t$ (2004-2017)**	**(4) Modell inkl. Δ renovering$_{t-1}$ (2004-2017)**
Δ inntekt$_t$	-0.10** (2.32)	-0.09* (1.93)	**-0.11***** **(2.46)**	-0.11** (2.43)
Δ $RENTE(1-\tau)_t$	-1.53* (1.95)	-1.50** (2.03)	**-2.09**** **(2.25)**	-1.84** (2.34)
Δ $RENTE(1-\tau)_{t-1}$	-0.33 (0.46)	-0.15 (0.22)	**-0.11** **(0.16)**	-0.02 (0.02)
FORV$_t$	0.02* (2.00)	0.01** (2.49)	**0.02***** **(2.71)**	0.01*** (2.82)
boligpris$_{t-1}$	0.02 (0.62)	-0.09 (1.53)	**0.02** **(0.76)**	0.01 (0.53)
$RENTE(1-\tau)_{t-1}$	-2.23**, (5.34)	-2.61*** (5.15)	**-1.96***** **(4.50)**	-2.02*** (4.88)
ledighet$_t$	-0,03* (1.79)	-0.05** (2.47)	**-0.03** **(1.43)**	-0.02 (1.40)
(inntekt-boligmasse)$_{t-1}$	-0.13** (2.17)	-0.09 (1.35)	**-0.14**** **(2.34)**	-0.14** (2.43)
renovering$_{t-1}$		0.23* (1.97)		
Δ renovering$_t$			**0,12** **(0.65)**	
Δ renovering$_{t-1}$				-0.08 (0.44)
S1	0.05*** (10.52)	0.04*** (10.71)	**0.04***** **(6.34)**	0.04*** (11.28)
S2	0.04*** (9.48)	0.04*** (8.57)	**0.04***** **(9.64)**	0.04*** (6.89)
S3	0.01** (2.19)	0.01** (2.33)	**0.01**** **(2.39)**	0.01** (2.57)
Konstant	-0.43** (1.98)	-2.17** (2.41)	**-0.45**** **(2.10)**	-0.40* (2.02)
Observasjoner	53	53	**53**	52
Justert R^2	0.8807	0.8963	**0.8896**	0.9050
Durbin Watson	1.45	1.46	**1.43**	1.49

t-verdi i parentes
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Vår modell har en høy forklaringskraft med en justert R^2 lik 0,8896. Den høye forklaringskraften kan tyde at modellen er autokorrelert. Mistanken underbygges av at vår modell har en lavere Durbin Watson-testverdi lik 1,43, enn modellen som ikke inkluderer renoveringsvariabelen.

Koeffisientestimatene til den reestimerte modellen er ulik Jacobsen og Naugs opprinnelige modell. Sammenligner man koeffisientestimatene for perioden 2004 til 2017 for de opprinnelige variablene mot modellen som inkluderer renovering, er de derimot forholdsvis

like. Når det gjelder de logaritmiske forklaringsvariablene, er de estimerte koeffisientene lik elastisiteten. De forteller oss hvilken effekt en endring i variablene på en prosent vil ha på den prosentvise endringen i boligprisen. Forklaringsvariablene oppgitt i nivåform (store bokstaver) har koeffisienter som viser hvilken effekt en endring i variabelen på en enhet har på den prosentvise endringen i boligprisen.

Tabell 4-4 De kortsiktige variablene i vår modell

	Modell inkl. Δ renovering$_t$ (2004-2017)
Δ inntekt$_t$	-0.11*** (2.46)
Δ $RENTE(1-\tau)_t$	-2.09** (2.25)
Δ $RENTE(1-\tau)_{t-1}$	-0.11 (0.16)
FORV$_t$	0.02*** (2.71)
Δ renovering$_t$	0,12 (0.65)

t-verdi i parentes
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Resultatene tilsier at boligprisene vil falle med 0,11 prosent i kvartalet dersom husholdningenes inntekt øker med en prosent, gitt at de andre variablene ikke endres. Dette strider mot økonomisk teori og hva vi forventet av resultat. Når det gjelder renten vil boligprisene falle med 1,59 prosent i kvartalet dersom bankenes nominelle utlånsrente før skatt øker med ett prosentpoeng.[11] Den laggede rentevariabelen skal fange opp etterslepet i renten fra forrige periode, men den er ikke signifikant i modellen vår. Forventningsvariabelen har en positiv effekt på boligprisene. En økning med en enhet på nivåform, vil føre til en økning i boligprisene på 0,02 prosent. Denne effekten er også signifikant. Effekten er relativt sett liten, noe som antyder at boligprisene kun reagerer på store sjokk i forventningene.

En prosentvis endring i renoveringskostnader vil medføre 0,12 prosent økning i boligprisene i kvartalet. Den årlige effekten blir da i underkant av 0,5 prosent. Forklaringsvariabelen er derimot ikke signifikant og resultatet er derfor lite troverdig. Problemet vedrørende stasjonaritet gjør at det blir vanskelig å trekke konklusjoner i vår nye boligprismodell. Ved å differensiere renoveringsvariabelen «mister» den sin effekt som forklaringsfaktor. Effekten ved en økning i renoveringskostnader i lagget form, renovering$_{t-1}$, tilsier en årlig effekt på

[11] Vi har benyttet en skattesats på 24 prosent, tilsvarende skatt på alminnelig inntekt i 2017.

omtrent en prosent. I denne modellen er renovering i lagget form signifikant på ti prosent nivå, men variabelen er da ikke stasjonær.

Tabell 4-5 De langsiktige variablene i vår modell

	Modell inkl. Δ renovering$_t$ (2004-2017)
boligpris$_{t-1}$	0.02 (0.76)
$RENTE(1-\tau)_{t-1}$	-1.96*** (4.50)
ledighet$_t$	-0.03 (1.43)
(inntekt-boligmasse)$_{t-1}$	-0.14** (2.34)

t-verdi i parentes
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Den laggede boligprisvariabelen skal forklare hvordan prisene påvirkes av å ligge utenfor den estimerte langtidssammenhengen mellom boligpris, rente, ledighet, inntekt og boligmasse (Jacobsen og Naug, 2004). I vår reestimering er den laggede boligprisvariabelen ikke signifikant, noe som gjør at det skaper utfordringer å tolke variabelen på en hensiktsmessig måte. Dersom langtidskoeffisientene skal divideres med en koeffisient tilnærmet lik null vil det gi enorme utslag i modellen. Vi vil derfor beskrive effektene av de langsiktige koeffisientene direkte.

En økning i bankenes nominelle utlånsrente før skatt med en prosent, vil medføre et boligprisfall på omtrent 1,5 prosent, gitt alt annet like. Effekten av en renteendring er like sterk på kort sikt som på lang sikt. Det kan forklares med at renteendringer slår raskt ut i husholdningenes forventninger på kort sikt. Renteutviklingen påvirker hvor attraktivt det er å plassere pengene sine i det norske eiendomsmarkedet. Modellen vår indikerer at boligprisen vil falle med 0,03 prosent dersom arbeidsledighetsraten stiger med en prosent. Effekten er lav og ikke signifikant. Korrelasjonsanalysen viser en positiv sammenheng mellom økt arbeidsledighet og boligpris, noe som bryter med våre forventninger. Historisk sett har arbeidsledighetsraten og boligpriser beveget seg motsyklisk (Grytten, 2016).

Koeffisienten til langtidseffekten av differansen mellom inntekt og boligmasse i vår modell har negativt fortegn. En økning i inntektene på en prosent vil redusere boligprisene med 0,14 prosent på lang sikt. Det betyr at boligprisene vil falle dersom lønnsinntektene vokser mer enn boligmassen. Variabelen er signifikant på fem prosent nivå, men vi kan ikke utelukke at den

er endogen. Dette fører til at koeffisientestimatet blir forventningsskjevt og inkonsistent. Korrelasjonsanalysen antyder også dette siden inntekt minus boligmasse er tilnærmet positivt korrelert med boligprisene med en korrelasjon på 0,8831 (se vedlegg 1-1).

4.3.3 Testing av modellen

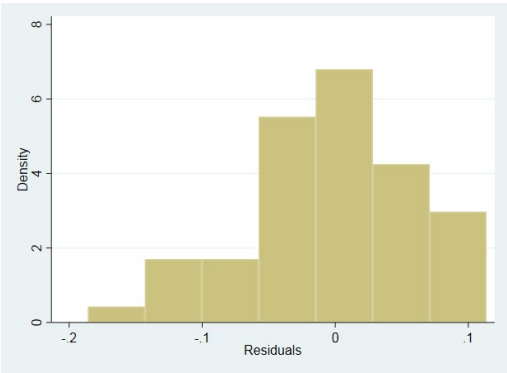
OLS og normalfordeling

For å kunne benytte minste kvadraters metode (OLS) til å estimere koeffisientene må variasjonen i den avhengige variabelen, $\Delta\ boligpris_t$, ha en lineær sammenheng med forklaringsvariablene. For at OLS skal gi estimater som er "Best Linear Unbiased Estimators" (BLUE) må ytterlige fire betingelser være oppfylt (Wooldridge, 2014):

1. Forventningen til feilleddene er null, $E\ (u_t) = 0$
2. Feilleddene har konstant varians, $Var\ (u_t) = \sigma^2$
3. Ingen kovarians mellom feilleddene over tid, $Cov\ (u_t, u_s) = 0$
4. Ingen kovarians mellom feilledd og forklaringsvariabler, $Cov\ (u_t, x_t) = 0$

Dersom inferenstesting av populasjonsparameterne skal være gyldige, må feilleddene være normalfordelte. Dette kan kontrolleres ved å plotte feilleddene grafisk i et histogram for å undersøke om observasjonene avviker mye fra regresjonsligningen. Feil i tallmaterialet eller utelatte relevante variabler kan påvirke koeffisientestimatene, og svekke troverdigheten til hvor signifikante variablene er i modellen. I et lite datasett er dette ofte problematisk siden både t- og F-tester antar normalfordelte data.

Figur 4-2 Histogram av feilleddene



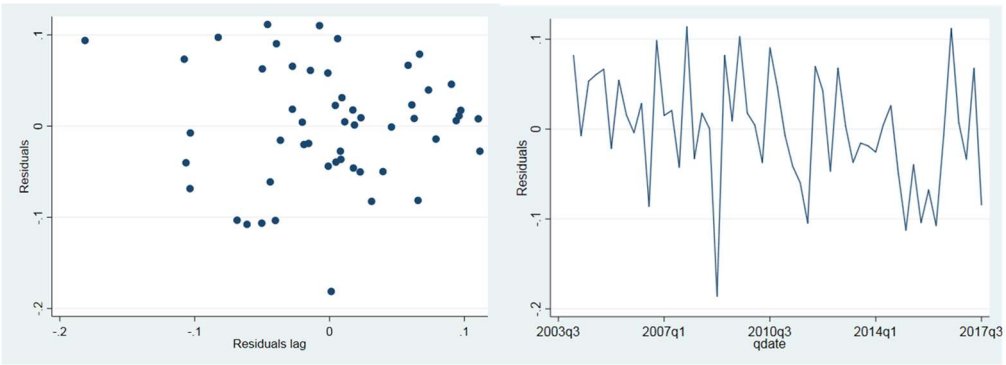
Figur 4-2 viser et histogram av feilleddene i vår modell. Figuren antyder en grad av skjevhet og kurtose, men symmetrien er god nok til at OLS-estimatene er troverdige basert på normalfordelingen av feilleddene.[12]

Autokorrelasjon

Ett av hovedproblemene i tidsserieøkonometri er autokorrelasjon. Det innebærer at feilleddet u_t er korrelert mellom ulike perioder. Autokorrelasjon vil føre til at de koeffisientestimatene man får, ikke er de som minimerer variansen til modellen. Ved bruk av OLS vil de ikke lenger være BLUE (Wooldridge, 2014).

Et plott av feilleddene over tid kan avsløre om datasettet inneholder positiv eller negativ autokorrelasjon (Gujarati, 2015). Ved positiv autokorrelasjon vil en positiv verdi for restleddet på tidspunkt *t-1* bli etterfulgt av en positiv restleddverdi på tidspunkt *t*. Tilsvarende blir det positiv autokorrelasjon dersom det er negativ verdi for restleddene både i tidspunkt *t-1* og *t*. Dersom restleddene på tidspunkt *t* fortsetter i motsatt retning av forrige periode, er det negativ autokorrelasjon. Tilfeldig spredning vil antyde ingen autokorrelasjon.

Figur 4-3 Grafisk test av autokorrelasjon



Figur 4-3 viser det grafiske plottet fra vår modell. Observasjonen på tidspunkt *t* virker å være uavhengig av tidspunkt *t−1*. Den tilfeldige spredningen tyder på ingen autokorrelasjon i modellen. Videre fikk vi en verdi på 1,43 fra Durbin Watson-testen. 1,43 er innenfor de kritiske verdiene for ingen autokorrelasjon, men man kan ikke utelukke at modellen inneholder autokorrelasjon. En Breusch-Godfrey LM-test for autokorrelasjon resulterte i at vi ikke kunne forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon (se vedlegg 1-3).

[12] Skjevhet beskriver asymmetrien i fordelingen. Dersom det ikke er skjevhet i modellen, er utvalget normalfordelt. Kurtose måler hvordan fordelingen er spredt mellom ytterpunktene. Spisse «haler» tilsier at observasjonene vil være sentrert rundt gjennomsnittet, mens fete haler gir større sannsynlighet for at ekstreme verdier vil forekomme.

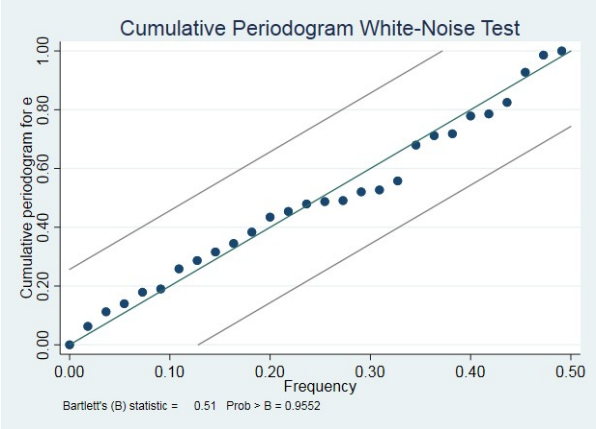
Den høye forklaringskraften i modellen gjør at vi mistenker at feilleddene er autokorrelert. Det vil føre til at koeffisientestimatene i modellen ikke er de som minimerer variansen. Resultatene kan derfor være ugyldige i modellen.

Heteroskedastisitet

En viktig forutsetning for bruk av tidsserier er at feilleddet u_t er fordelt homoskedastisk. Det forutsetter at feilleddene har konstant varians for alle verdier av x_t og er uavhengig av verdien til forklaringsvariablene (Wooldridge, 2014). Brudd på forutsetningen kalles heteroskedastisitet. Tilstedeværelse av heteroskedastisitet vil ved bruk av OLS øke sannsynligheten for at de estimerte standardavvikene er feil. Det vil derfor være nødvendig å korrigere modellen for heteroskedastisitet.

Heteroskedastisitet kan avdekkes ved å gjennomføre en grafisk test. Det gjøres ved å plotte feilleddene mot de forklaringsvariablene man antar kan skape heteroskedastisitet eller mot de tilpassede verdiene av den avhengige variabelen. En grafisk test kan gi en indikasjon på tilstedeværelse av heteroskedastisitet, men ofte er det vanskelig å gi en entydig konklusjon basert på de grafiske fremstillingene. Figur 4-4 viser vårt grafiske plot basert på Whites støytest.

Figur 4-4 Grafisk test for homoskedastisitet



Det grafiske plottet viser at feilleddene er jevnt fordelt. En jevn fordeling indikerer at betingelsen om konstant varians holder. En Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet gir en teststatistikk på 0,50, som gjør at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om konstant varians med en kjikvadratfordeling med en frihetsgrad. Vi konkluderer derfor med at feilleddet i vår modell er fordelt homoskedastisk.

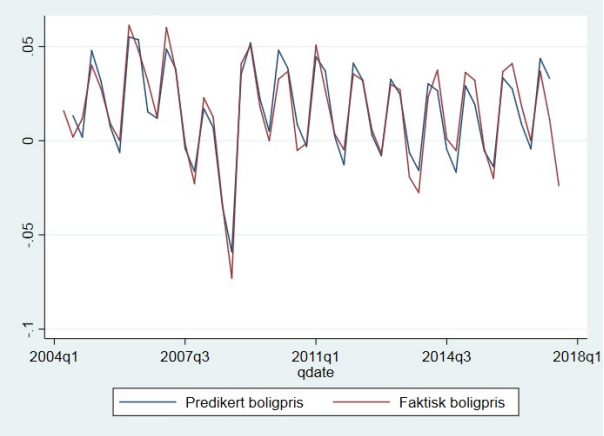
Kointegrasjon

Dersom det eksisterer en lineær kombinasjon av to tidsserier som er stasjonære, kan de være kointegrerte. Tidsseriene inneholder en felles stokastisk trend som gjør at det på lang sikt opprettholdes en likevekt med begrenset varians (Nilsen, 2016-c). Kointegrasjonsvektoren kan estimeres basert på økonomisk teori, og vi har valgt å benytte Johansen-testen. Nullhypotesen er at ligningen ikke inneholder kointegrerte tidsserier. Om nullhypotesen blir forkastet for ingen kointegrerte variabler (rank = 0), tester man videre til neste rank (r = 1) og omformulerer nullhypotesen til maksimalt en kointegrert ligning. I vår test av modellen ble nullhypotesen om ingen kointegrasjon forkastet for alle relevante ranks. Modellen inneholder kointegrerte variabler, og gir derfor spuriøse resultater (se vedlegg 1-6).

4.3.4 Validitet og reliabilitet

Modellen vår predikerer estimeringsperioden godt med en høy forklaringskraft på 89 prosent. Dette vises grafisk i figur 4-5 i form av et plott av predikert og faktisk boligpris.

Figur 4-5 Faktisk og predikert boligpris.



Differansen mellom predikert og faktisk boligpris blir ofte benyttet til å avdekke om boligprisene avviker fra sin fundamentale verdi. Siden modellen er konstruert for å predikere boligprisene, vil den normalt sett avvike i liten grad fra faktiske boligpriser. Bruk av Jacobsen og Naug i en slik analyse vil dermed gi ugyldige resultater.

Den høye forklaringskraften kan tyde på autokorrelasjon i modellen. Testene for autokorrelasjon er ikke entydige, og vi kan dermed ikke utelukke at resultatene er lite valide. Koeffisientestimatene varierer i både størrelse, retning og signifikansnivå.

Enkelte forklaringsvariabler har retning som motstrider vår økonomiske intuisjon. Modellen er derfor lite robust og reliabiliteten er derfor lav.

Vår boligprismodell fra 2004 til 2017 er lite sammenlignbar med den opprinnelige modellen til Jacobsen og Naug. Dette skyldes i hovedsak at vi analyserer tidsseriene i en annen periode. I en balansert modell inngår de samme variablene på endringsform og i lagget form. Boligprismodellen til Jacobsen og Naug forholder seg ikke til dette, og gjør at den inneholder nullrestriksjoner. Nullrestriksjoner gjør at modellen er ubalansert. Noen av variablene inngår på kort sikt, mens andre inngår på lang sikt. Dette forsterker poenget om at modellen er konstruert for å inneholde kun signifikante variabler for den tidsperioden de analyserte.

Reliabiliteten til renoveringskostnadene svekkes av at vi ikke kan utelukke innhold av vedlikeholdskostnader. På den andre siden er Prognosesenterets tall de beste som er tilgjengelig, med mange observasjoner over flere år. Dette gjør at reliabiliteten til renoveringsvariabelen vurderes til å være tilstrekkelig.

En feilkilde i datasettet er ved justering av de årlige renoveringskostnadene til kvartalsvise tall. SSBs indekser for produksjon og omsetning i byggebransjen er nødvendigvis ikke sammenlignbare med utviklingen i renoveringskostnader. Det kan tenkes at aktiviteten i privatmarkedet ofte er større i ferieperioder hvor aktiviteten i byggebransjen er lav. Vår vurdering er at gjennomsnittlige kvartalsvise tall fører til minst feilkilder i renoveringsvariabelen.

Hovedutfordringen med vår boligprismodell er knyttet til stasjonaritet. Ved å inkludere renoveringsvariabelen i differensiert form, «mister» man forklaringskraften til variabelen. Renoveringsvariabelen er signifikant i nivåform, men blir ikke signifikant når variabelen differensieres for å gjøre tidsserien stasjonær. Vår konklusjon er at boligprismodellen har lav validitet, og ikke egner seg til å svare på om det eksisterer en renoveringsskjevhet i SSBs boligprisindeks.

5. Implementering av renoveringsfaktoren

I dette kapittelet implementeres renoveringsfaktoren i SSBs boligprisindeks for å undersøke om det eksisterer et skjevfordelingsproblem grunnet manglende variabel for boligstandard. Metode 2 baserer seg på data fra Prognosesenteret i form av årlige renoveringskostnader. Renoveringskostnadene benyttes til å estimere verdieffekten på boligformuen og boligmassen i det norske boligmarkedet.[13] I metode 3 replikeres SSBs boligprisindeks for eneboliger i Bergen i tidsperioden 2010 til 2017. Resultatet blir en indeks for renoverte eneboliger og en for ikke-renoverte eneboliger.

5.1 Metode 2: Kontrafaktisk boligprisindeks

Vi har beregnet verdieffekten renovering har på boligformuen og boligmassen til privatpersoner. For å beregne justert indeksbane, I_t, har vi benyttet følgende formel:

$$I_t = I_{t-1} + \Delta SSBI_t - \left(\frac{ROT_t}{BF_{t-1}}\right) * VF \qquad (5.1)$$

Der I_{t-1} er fjorårets justerte indeksverdi og $\Delta SSBI_t$ er endringen i prosentpoeng fra år *t-1* til år *t* i SSBs opprinnelige indeks. Basisåret er likt, slik at $I_0 = SSBI_0$. Prognosesenterets tall for husholdningers årlige renoveringskostnader, ROT_t, er dividert på fjorårets boligformue, BF_{t-1}. Hensikten er å finne den årlige andelen av midler brukt til renovering i forhold til boligformuen.

Ved å dele renoveringskostnader i år *t* på boligformuen i år *t-1*, justeres det for den årlige tilførselen av nye boliger i boligformuen. Vi antar derfor at nybygg ikke blir renovert samme året som de blir oppført. Renoveringskostnader delt på fjorårets boligformue er deretter multiplisert med en verdifaktor, *VF*, for å finne verdieffekten av renovering. Ved bruk av boligmasse, erstattes BF_{t-1} med BM_{t-1}.

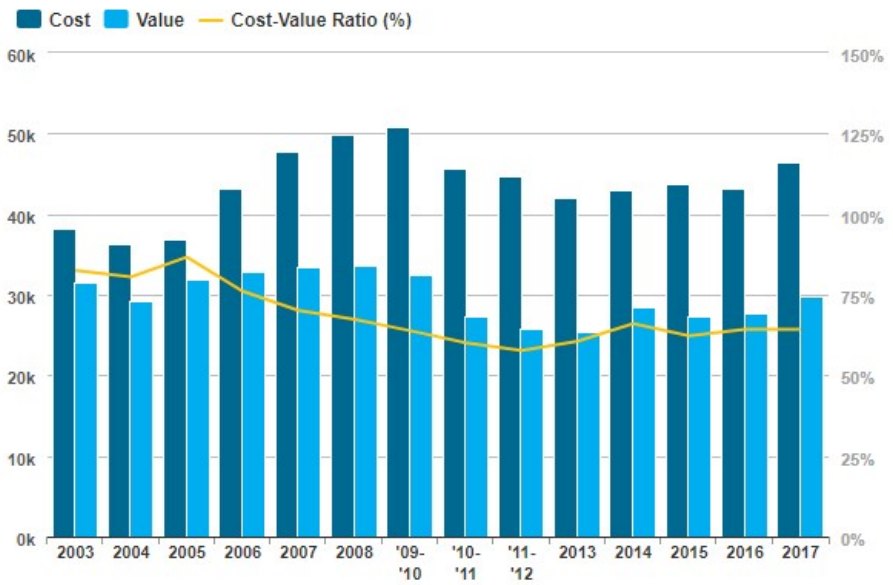
[13] Boligformue er hentet fra SSBs tabell 10135 for perioden 2010 til 2016. For 2008 og 2009 er tallene hentet fra metodebeskrivelsen i 2009 (SSB, 2018-b). Data for boligmasse (K83) er blitt tilsendt på mail den 14.03.2018 fra Pål Boug i SSB (SSB,2018-a).

5.1.1 Valg av verdifaktor

Verdifaktoren blir benyttet for å tallfeste andelen renoveringskostnader som gir avkastning på kapitalen. Renovering kan være begrunnet i andre faktorer enn verdistigning, eksempelvis ønske om økt komfort eller endre boligens estetikk (Leventis, 2007). Christophersen (2000) fant at utmerket utvendig stand i borettslag, medførte en redusert boligverdi. Det kan tenkes at dette funnet skyldes at kostnadene for utført arbeid tillegges fellesgjelden til borettslaget. Når verdien for arbeidet som er utført er mindre enn midlene som er brukt på arbeidet, blir den samlede verdieffekten negativ. Den samme effekten fant de ikke ved andre boligtyper, som ikke hadde fellesgjeld. Det er rimelig å anta at en andel av midler brukt på renovering ikke fører til verdistigning, og verdifaktoren derfor er mindre enn 1,0.

I tidligere litteratur brukte Leventis (2007) et anslag på en verdifaktor på 0,775 på investert kapital hentet fra Remodeling Magazine. Remodeling Magazine utgir en årlig oversikt over gjennomsnittskostnadene for de 21 mest populære renoveringsprosjektene i USA. Videre estimerer de den oppnådde verdistigningen de renoverte boligene har oppnådd i markedet gjennom verdivurderinger utført av lokale meglere.

Figur 5-1 Årlige verdifaktorer for renoveringsprosjekter i USA



(Remodeling Magazine, 2017)

Etter finanskrisen fra 2007 til 2009 ser vi fra figur 5-1 at verdifaktoren for renovering har gått ned sammenlignet med perioden før finanskrisen. Fra 2008 har verdifaktoren fluktuert rundt 60 prosent av investeringskostnaden for renovering. Vi har valgt å bruke de årlige tallene for

verdifaktoren. Det gir en gjennomsnittlig verdifaktor for renovering i perioden fra 2004 til 2017 lik 66,93 prosent. Denne verdifaktoren underbygges av en undersøkelse utført av Sparebank 1. De studerte et utvalg renoveringsprosjekter i Norge, og fant at verdiøkningen på boligene var tilsvarende 67 prosent av renoveringskostnadene (Reite, 2015).

Billings (2015) fant en verdifaktor for renovering på 0,39. Den lave verdifaktoren kan skyldes at han kun observerte effekten av større renoveringer. Datasettet inneholdt ikke informasjon om den enkeltes egeninnsats i egen bolig, slik tall fra Prognosesenteret gjør. Det er grunn til å tro at verdieffekten av egen mindre og enklere renovering er større, enn i mer omfattende renoveringsprosjekt. Vi mener derfor det er rimelig å anta at verdifaktoren er større enn hva Billings fant.

I analysen har vi tatt utgangspunkt i tre ulike verdifaktorer:

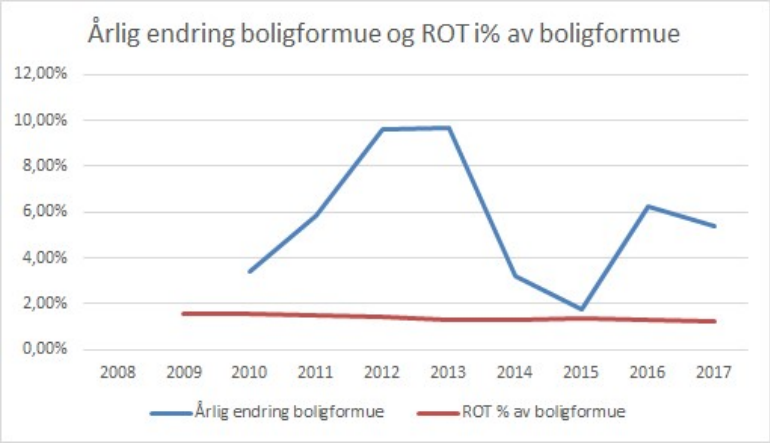
1. Verdifaktor på 0,39 (Billings, 2015)
2. Verdifaktor på 0,669 (Remodeling Magazine, 2017).
3. Verdifaktor på 1,0.

Verdifaktoren på 1,0 er tatt med for sammenligningsgrunnlag, og blir brukt som en ekstremverdi på samme måte som Leventis (2007) inkluderte faktoren. Den er dermed ikke forsknings- eller utredningsbasert slik som de to andre verdifaktorene er. Alle tallene er i 2015-priser, justert ved hjelp av SSBs Konsumprisindeks (SSB, 2017-b).

5.1.2 Boligformue

Boligformuen er definert som den samlede verdien av alle primær- og sekundærboliger, inkludert tomteverdi, for alle husholdninger i Norge. Næringsbygg eller boliger eid i næring, er derfor ikke inkludert i boligformuen. Boligformuen til husholdninger er beregnet fra 2008 til 2016. Beregningen for 2017 er utelatt fordi den ennå ikke er offentlig tilgjengelig.

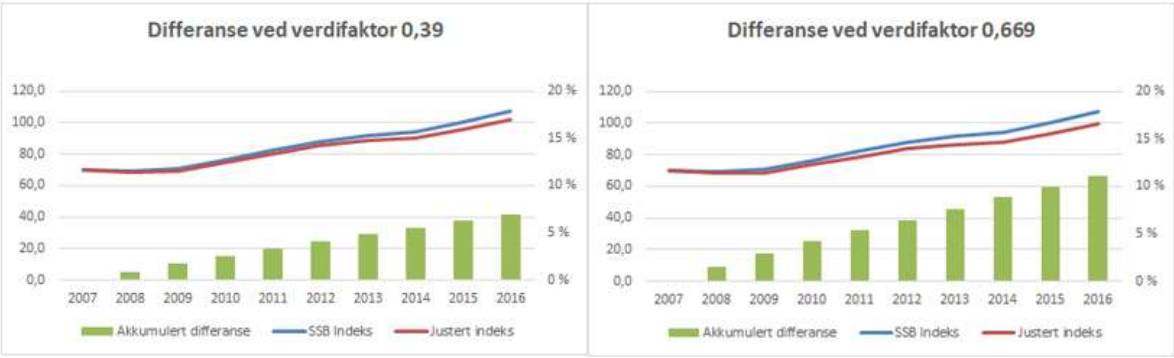
Figur 5-2 Årlig endring i boligformue og andel renoveringskostnader av boligformue



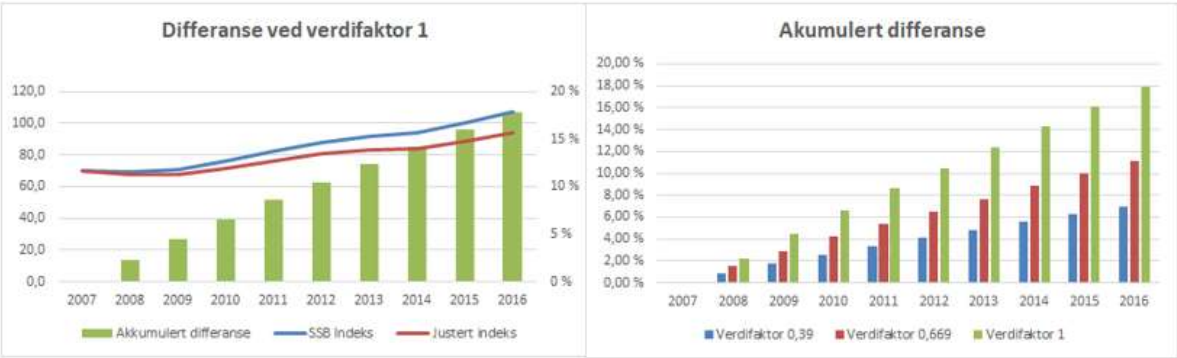
(Prognosesenteret 2018 og SSB 2018-b)

Figur 5-2 viser at årlige gjennomsnittlige renoveringskostnader i forhold til boligformuen var på 1,37 prosent. Den årlige endringen i boligformuen har i perioden en gjennomsnittlig vekst på 5,65 prosent, med en topp i 2012 på 9,66 prosent og en bunn i 2014 på 1,77 prosent.

Figur 5-3 Differansen i SSBs indeks ved verdifaktor 0,39 og 0,669 ved bruk av boligformue



Figur 5-4 Differansen i SSBs indeks ved verdifaktor 1,0 og akkumulert differanse for de ulike verdifaktorene ved bruk av boligformue



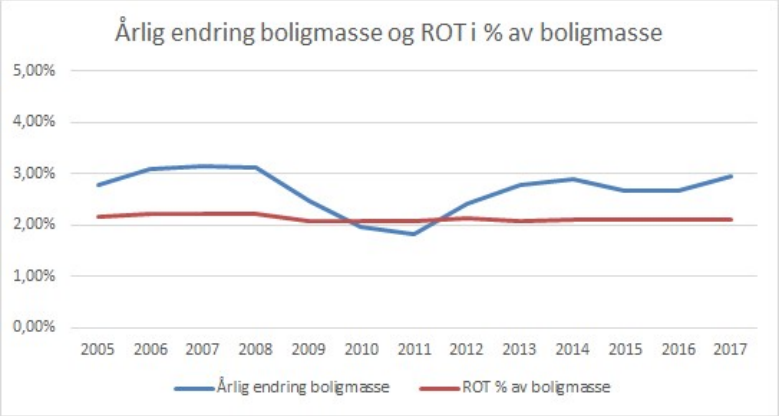
De tre ulike verdifaktorene gir en årlig justert indeksbane på mellom 0,75 til 1,84 prosent lavere enn SSBs indeks. Så lenge verdifaktoren av renovering er positiv, vil renovering bidra

til høyere boligpriser. Denne antagelsen støttes av tidligere arbeid, da både Christophersen (2000) og Cappelen (2017) fant at renovering hadde en positiv effekt på boligprisene. Dette betyr at SSBs boligprisindeks har et skjevfordelingsproblem, og at en del av boligprisveksten skyldes innskutt kapital i boligmarkedet i form av renovering. Ved å benytte det mest konservative anslaget med en verdifaktor på 0,39, får vi en betydelig reduksjon på 0,75 prosent i den kontrafaktiske boligprisindeksen. I en nåverdianalyse av et boligkjøp vil en tilsvarende reduksjon i vekstfaktoren gi en betydelig lavere nåverdi.

5.1.3 Boligmasse

Boligmassen er definert som den totale verdien av private husholdningers primær- og sekundærboliger, fratrukket tomteverdien. Tall for boligmasse er oppgitt kvartalsvis fra 1978 til 2017. Siden tall fra Prognosesenteret på renoveringskostnader strekker seg fra 2004 til 2017, har vi avgrenset oss til denne perioden for analysen av renoveringskostnader i forhold til boligmassen. Dataserien for renoveringskostnader i prosent av boligmassen strekker seg derfor over en fem år lengre tidsperiode, enn for tilsvarende analyse av boligformuen.

Figur 5-5 Årlig endring i boligmasse og andel renoveringskostnader av boligmasse



(SSB, 2018-a og Prognosesenteret, 2018)

Figur 5-5 viser den årlige endringen av boligmasse og renovering som andel av boligmasse. I gjennomsnitt økte boligmassen årlig med 2,71 prosent i perioden fra 2005 til 2017. Boligmassen er i likhet med boligformuen justert for kapitalslit, samt tilførsel og avgang av boliger. Renoveringskostnader i prosent av boligmassen ligger jevnt rett over to prosent, med en gjennomsnittskostnad på 2,13 prosent av verdien til boligmassen. I årene etter finanskrisen var den årlige endringen i boligmasse nedadgående, mens andelen renoveringskostnader av boligmassen holdt seg tilnærmet konstant. Dette tyder på at renoveringskostnadene og boligmasse er positivt korrelerte.

Figur 5-6 Differansen i SSBs indeks ved verdifaktor 0,39 og 0,669 ved bruk av boligmasse

Figur 5-7 Differansen i SSBs indeks ved verdifaktor 1,0 og akkumulert differanse for de ulike verdifaktorene ved bruk av boligmasse

De tre ulike verdifaktorene gir en årlig reduksjon i justert indeksbane på mellom 1,5 til 3,41 prosent. Ved å benytte boligmasse istedenfor boligformuen, blir verdieffekten av renovering tilnærmet doblet. Valg av verdifaktor og om renovering deles på boligformue eller boligmasse, gir derfor store utslag på størrelsen til det estimerte skjevfordelingsproblemet i boligpris-indeksen.

5.1.4 Validitet og reliabilitet

Av tidligere arbeid er det kun Remodeling Magazine som undersøker verdifaktoren for renovering i et nasjonalt perspektiv. De fant en verdifaktor på 0,669 for det amerikanske boligmarkedet. Overførbarheten til det norske boligmarkedet understøttes av en undersøkelse utført av Sparebank 1 fra 2015. De fant en tilsvarende verdifaktor for norske forhold som i USA (Reite, 2015). Verdifaktoren på 0,669 fremstår derfor som den mest troverdige.

Tall fra Prognosesenteret inkluderer utendørs renovering. Kostnadene til utendørs renovering er i hovedsak tilknyttet utendørs bygningsmasse som terrasse, balkong og gjerde. Renoveringskostnadene påvirker derfor i liten grad verdien av tomten. En endring i tomteverdi

kan være tilknyttet andre forklaringsfaktorer enn renovering, som sentralitet og økt urbanisering. På den ene siden er det grunn til å tro at mesteparten av renovering foregår på boligmassen, og at det gir et mer troverdig anslag på renoveringsraten. På den andre siden viser SSBs boligprisindeks prisutviklingen for hele boligformuen, noe som tilsier at bruk av boligformuen gir et bedre estimat på vår justerte indeksbane.

5.2 Metode 3: Utarbeidelse av ny boligprisindeks

I metode 3 gjenskapes SSBs boligprisindeks i perioden 2010 til 2017 for eneboliger i Bergen. Videre inkluderes en proxy for om boligene er renoverte, som resulterer i en indeks for renoverte boliger og en indeks for ikke-renoverte. En forskjell mellom indeksene vil indikere et skjevfordelingproblem i SSBs boligprisindeks grunnet manglende variabel for bolig-standard.

Metoden er avgrenset til eneboliger, siden adresse var den eneste unike variabelen i datasettene.[14] Indeksen er avgrenset både geografisk og i tid, grunnet begrensning i antall observasjoner fra Eiendomsverdi. Dekningsgraden til proxyen for renovering fra Boligmappa er også markant bedre etter 2010.

Eiendomsverdi

Gjennom Eiendomsverdi AS har vi fått tilgang til samme data som SSB benytter i utarbeidelsen av sin indeks. Eiendomsverdi AS har data på salg tilbake til 1985, samt alle boligannonser fra Finn.no tilbake til år 2000. De mottar også rapportering fra alle eiendoms-meglere ved salg. Blant annet mottar de informasjon om salgspris for boliger som ikke blir tinglyst. Eiendomsverdi AS utarbeider en egen boligprisstatistikk på oppdrag fra Eiendom Norge (Eiendomsverdi, 2018).

[14] Datasettet fra Eiendomsverdi inneholdt ikke gårds- og bruksnummer. Siden det kan være flere leiligheter på samme adresse, var det kun eneboliger der adresse kunne benyttes som unik identifikasjon på boligenheten.

Boligmappa

Boligmappa er en tjeneste som henvender seg både til boligeiere og håndverkerbransjen.[15] Tjenesten til Boligmappa muliggjør å opprette en egen mappe for hver enkelt bolig, der tilknyttede bedrifter kan legge inn dokumentasjon om utført håndverksarbeid på boliger. Boligeiere kan også loggføre egeninnsats med blant annet kvitteringer og bilder. Tjenesten er derfor tiltenkt å ha funksjon som et servicehefte for boligen. Per 18. april 2018 hadde Boligmappa 644 143 boligmapper med 2 890 202 filer og 3438 tilknyttede håndverksbedrifter (Boligmappa, 2018). Fra Boligmappa har vi fått tilsendt informasjon om den enkelte bolig har fått utført håndverksarbeid av en profesjonell aktør eller arbeid som egeninnsats av boligeier. På grunn av personvern, har vi ikke fått tilgang til hvilket arbeid eller kostnader av arbeid som er utført.

5.2.1 Metode for utarbeidelse av indeks

Vår indeks benytter samme metode som SSB beskriver i sin dokumentasjon av utarbeidelse av boligprisindeksen. SSB benytter en hedonisk metode for utarbeidelse av indeksen. Datamaterialet blir i hovedsak innhentet fra omsatte boliger på Finn.no. Videre blir datasettet komplementert med opplysninger fra matrikkelen angående boligenes byggeår og hvorvidt boligene ligger i tettbygd eller spredtbygd strøk. Boligomsetning eller boliger solgt uten eiendomsmegler er ikke inkludert i datagrunnlaget. Datagrunnlaget for utarbeidelsen av indeksen inneholder derfor omtrent 70 prosent av alle solgte eneboliger, 60 prosent av selveide småhus og 80 prosent for blokkleiligheter (Takle, 2012).

For utarbeidelse av indeksen utelates boliger med omsetning under 250 000 kroner. Det settes også krav til de enkeltes boligers areal og kvadratmeterpris. For eneboliger inkluderes boliger mellom 50 og 500 kvadratmeter, og med kvadratmeterpris mellom 2000 og 85 000 kroner. Det utarbeides en egen indeks for åtte regioner, samt for de fire største byene i Norge. I tillegg utarbeides en egen indeks for boligtypene enebolig, småhus og blokkleilighet for de forskjellige regionene. Bergen kommune er inndelt i to prissoner, der prissone 1 angir høyest kvadratmeterpris. Alle bydelene med unntak av Arna er i sone 1. Videre defineres Bergen kommune som tettbebygd.

[15] Boligmappa AS er eid av Ambita AS, som igjen er eid av Nærings- og fiskeridepartementet, Nelfo, Rørentrepenørene Norge og Elektroforeningen.

Tabell 5-1 Komplett variabelliste for SSBs prisindeks for brukte boliger

Komplett variabelliste for SSBs prisindeks for brukte boliger		
Sone	**BOLIGENS ALDER**	**BEBYGGELSE** (Gjelder ikke i storbyene og blokkleiligheter)
SoneX_1* SoneX_2 SoneX_3 SoneX_4 Etc	Alder1: [<10år]* Alder2: [10-19år] Alder3: [20-34år] Alder4: [35-> år]	Tett Spredt*
KOMMUNENS SENTRALITET (Gjelder ikke i regioner der kun en sentralitetskode er representert)	**EIERFORM** (Gjelder kun for småhus og blokkleiligheter)	**KVARTAL SOLGT** (Å1 = første år i basis)
Sentr0 = minst sentrale kommuner* Sentr1 = mindre sentrale kommuner Sentr2 = noe sentrale kommuner Sentr3 = sentrale kommuner	Selveier* Borettslag	Kv_1Å1* Kv_2Å1 Kv_3Å1 Kv_4Å1 Etc.

**Referansevariabel*

Takle (2012)

SSBs prisfunksjon for elementære delindekser er som følger:

$$\begin{aligned} Ln\ P = a &+ \beta_1 \ln(boareal) + \beta_2\,(sone) + \beta_3\,(tett/spredt) \\ &+ \beta_4\,(kommunesentralitet) + \beta_5\,(alder) \\ &+ \beta_6\,(eierform) + \beta_7\,(omsetningskvartal) + \varepsilon \end{aligned} \tag{5.1}$$

hvor *Ln P* er totalpris for boligen oppgitt på logaritmisk form, *a* er konstantleddet til regresjonen og β er koeffisienten til forklaringsvariabelen. Vår replikerte indeks for eneboliger i Bergen kommune kan utelukke variablene tett/spredt, kommunesentralitet og eierform. Prisfunksjonen kan derfor forenkles til:

$$\begin{aligned} Ln\ P = a &+ \beta_1 \ln(boareal) + \beta_2\,(sone) \\ &+ \beta_3\,(alder) + \beta_4\,(omsetningskvartal) + \varepsilon \end{aligned} \tag{5.2}$$

I metoden til SSB defineres prisindeksen som forholdet mellom to like boliger i kvartalet *t* og basisåret *0*. For basisår *0* bruker SSB de to foregående årene som basisår. Basis blir oppdatert når det er tilgjengelige data for hele det nye året. Ved denne metoden kan prisindeksen skrives med formelen under (Lillegård, 1994):

$$I_{0,t} = \frac{exp(a_t)(x)^{b_t}\, exp(c_t^1 y^1) \ldots exp(c_t^n y^n)}{exp(a_o)(x)^{b_0}\, exp(c_0^1 y^1) \ldots exp(c_0^n y^n)} \tag{5.3}$$

Ved å anta at priskoeffisientene til indeksen er konstante over kortere tid, kan indeksen forkortes til formelen under:

$$I_{0,t} = \frac{exp(a_t)}{exp(a_o)} \tag{5.4}$$

Det betyr at endringene i indeksen kun vil være avhengig av endring i konstantleddet. For å beregne konstantleddet setter en inn verdier for gjennomsnittet for boligprisene og trekker fra summen av gjennomsnittet for priskoeffisientene. $\overline{lnP}$ er gjennomsnittsverdien for boligprisene, *b* er koeffisienten til boligarealet og *c* er koeffisienten til de resterende forklaringsvariablene som alder, sone, etc. Videre angir *y* gjennomsnittsverdien til forklaringsvariablene gitt ved *c*.

$$a = \overline{lnP} - bln\overline{x} - \sum_{i=1}^{n} c^i \, \overline{y^i} \tag{5.5}$$

Ved å beregne konstantleddet for periode *t*, samt basisåret, vil en da sitte igjen med formelen under for prisindeksen. Her deles konstantleddet for periode *t* på konstantleddet for basisperioden.

$$I_{0,t} = \frac{exp(\overline{lnP} - bln\overline{x} - \sum_{i=1}^{n} c^i \, \overline{y_t^i})}{\overline{exp(lnP} - bln\overline{x} - \sum_{i=1}^{n} c^i \, \overline{y_0^i})} \tag{5.6}$$

SSBs indeks er en elementær indeks som er beregnet som kjedede indekser med årlige lenker. Indeksen kjedes derfor ved å skifte basis i andre kvartal hvert år, der en bruker det foregående året som nytt basisår. En antar at alle koeffisientene er konstante over en ettårs periode.

$$I_{2.kv.09}^{kjedet} = I_{2.kv.09}^{nybasis} \frac{I_{1.kv.09}^{gmlbasis}}{I_{1.kv.09}^{nybasis}} \tag{5.7}$$

Ligning *5.7* viser formelen for utarbeidelsen av ny kjedet indeks for andre kvartal i 2009. Ny kjedet indeks er derfor ny indeksbasis multiplisert med forholdet mellom gammel og ny indeks (Takle, 2012). Metoden gjør at effekten av renovering tilskrives de andre variablene i modellen. Indeksen kan hevdes å ta høyde for endring i kvaliteten på boligmassen, siden koeffisientestimatene glattes ved bruk av kjeding. Total prisutvikling kan derfor være riktig, men forklaringsvariablene kan være skjevfordelte grunnet manglende variabel for boligstandard.

5.2.2 Beskrivelse av datasett

Fra registeret til Eiendomsverdi AS har vi hentet ut alle observerte salg av eneboliger i Bergen kommune for perioden 2008 til 2017. For å kunne beregne indeksen i perioden fra 2010 til 2017 er tall for 2008 og 2009 inkludert for å danne basisår. Totalt er det 8439 observasjoner av solgte eneboliger i perioden. Etter at det blir justert for grenseverdier, samt fjernet boliger som ikke har oppgitt byggeår eller boareal, utgjør utvalget 7499 observasjoner.

Tabell 5-2 Gjennomsnittsverdier, samt maksimum og minimumsverdier for utvalg

Variabel	Observasjoner	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max
Totalpris	7499	4 447 943	1 831 747	650 000	20 000 000
Kvadratmeterpris	7499	27 933	9262	3552	77 358
P-rom	7499	164,7	55,39	50	496
Byggeår	7499	1961	39,97	1600	2017
Sone	7499	1,0755	0,264	1	2
Salgsår	7499	2012,65	2,87	2008	2017

Fra Boligmappa mottok vi 3648 observasjoner på omsatte renoverte eneboliger i perioden 2010 til 2017. Av dette var 253 observasjoner duplikatverdier, som betyr at 6,94 prosent av boligene har blitt solgt flere ganger i perioden 2010 til 2017. Av de resterende 3394 observasjonene, fikk vi koblet 2450 av observasjonene i Boligmappen mot de 8439 observasjonene hentet fra Eiendomsverdi AS.

1577 observasjoner var større arbeid utført av håndverksbedrifter med registrert grunnlags- og garantidokumentasjon. 873 observasjoner var mindre arbeid utført av håndverksbedrifter eller egenregistrert innsats uten dokumentasjon. Vi fikk koblet 72,2 prosent av observasjonene våre fra Boligmappa inn i vårt datasett. Dette samsvarer godt med dekningsgraden til Eiendomsverdi, hvor dekningsgraden på observerte solgte eneboliger er omtrent 70 prosent.

5.2.3 Replikering av indeks

Tabell 5-3 viser forkortet regresjonsresultater for de ulike modellene i metode 3.[16]

Tabell 5-3 Forkortede regresjonsresultater for de forskjellige regresjonsmodellene

	(1) SSB replikert	**(2) SSB med renoverings variabler**	**(3) SSB med variabel for renoverte**	**(4) Modell med renoverte boliger**	**(5) Modell med ikke-renoverte boliger**
ln P-rom	0.675*** (78.97)	0.671*** (78.26)	0.671*** (78.32)	0.660*** (32.87)	0.674*** (71.04)
Sone 2	-0.351*** (-32.24)	-0.348*** (-32.08)	-0.349*** (-32.12)	-0.366*** (-13.78)	-0.347*** (-29.07)
Aldersgruppe 2	-0.0709*** (-4.97)	-0.0721*** (-5.07)	-0.0720*** (-5.06)	-0.0118 (-0.35)	-0.0829*** (-5.26)
Aldersgruppe 3	-0.137*** (-10.71)	-0.139*** (-10.88)	-0.139*** (-10.88)	-0.0941** (-3.07)	-0.148*** (-10.46)
Aldersgruppe 4	-0.146*** (-12.78)	-0.148*** (-12.98)	-0.147*** (-12.97)	-0.100*** (-3.54)	-0.155*** (-12.46)
Renovert		0.0437*** (5.99)	0.0422*** (5.93)		
Utført mindre arbeider		0.00854 (0.94)			
Konstant	11.75*** (243.26)	11.77*** (243.67)	11.77*** (243.67)	11.76*** (99.61)	11.76*** (221.08)
Observasjoner	7499	7499	7499	1577	5922
Justert R^2	0.607	0.609	0.609	0.578	0.606

t-verdi i parentes
* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

I modell 1, som er den replikerte indeksen til SSB, får vi en justert R^2 lik 0,607. Denne verdien sier at modellen beskriver 60,7 prosent av endringene i salgsprisen på boligene. Modell 1 har en koeffisient på P-rom oppgitt i logaritmisk form på 0,675. Dette angir at dersom P-rom øker med en prosent, øker salgsprisen med 0,675 prosent. Variablene P-rom, sone og aldersgruppe er alle signifikante på 0,001 prosent nivå. Koeffisientene for kvartal er i modell 1 i hovedsak signifikante på det samme nivået, med unntak av noen kvartal i 2008, 2009 og 2010.

Alle variablene med unntak av P-rom er dummyvariabler. Det betyr at variablene kan enten ha verdien null eller en. For en bolig som ligger i sone 2, Arna, vil denne boligen oppnå en 35,1 prosent lavere salgspris enn for en tilsvarende bolig i sone 1. Dette gjelder også for

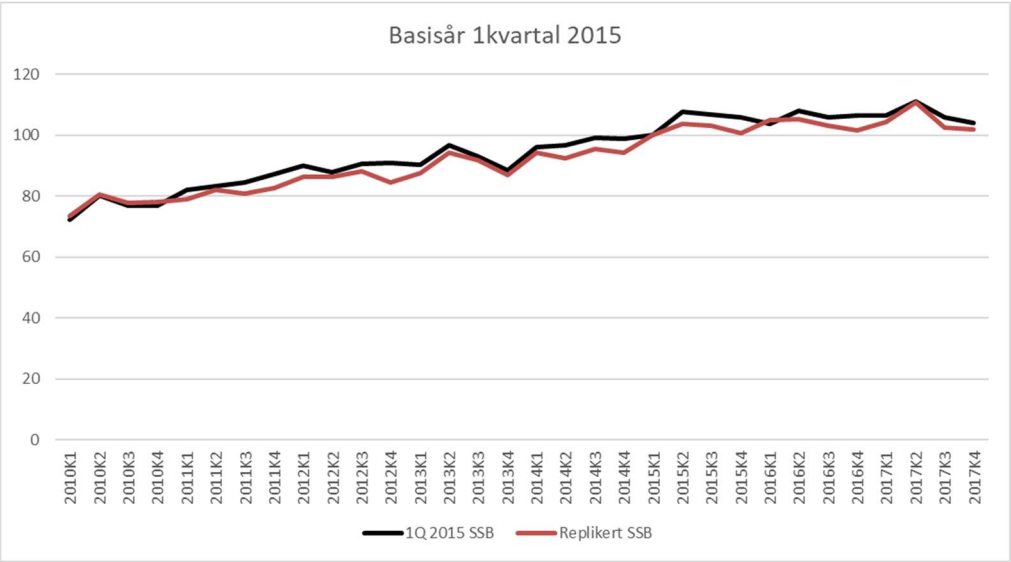
[16] Vedlegg 3-1 viser komplett regresjonsresultater fra 2010 til 2017.

aldersvariablene. En bolig i aldersgruppe 2 (10-19 år) vil oppnå en 7,09 prosent lavere salgspris enn for en bolig i aldersgruppe 1 (0-10 år).

I modell 2 inkluderes en variabel for om boligene er renoverte og om det er utført mindre arbeider. Boliger som er renoverte vil oppnå en 4,37 prosent høyere salgspris, sammenlignet med tilsvarende boliger som ikke er renoverte. Koeffisienten er signifikant på 0,1 prosent nivå. Tilsvarende vil boliger der det er utført mindre arbeider oppnå 0,85 prosent høyere salgspris enn for boliger det ikke er utført mindre arbeider på. Denne koeffisienten er derimot ikke signifikant. Vi har derfor valgt å ikke definere boliger i gruppen utført mindre arbeider som renoverte, men som vedlikehold. Ved å utelate variabelen for mindre arbeider i modell 3, får vi at renoverte boliger oppnår en salgspris som er 4,22 prosent over tilsvarende boliger som ikke er renoverte. Koeffisientene endrer seg minimalt mellom modell 2 og 3.

I modell 4 får vi en justert R^2 som er noe under de resterende modellene, med en verdi på 0,578. Koeffisientene er likevel signifikante på 0,1 prosent nivå, med unntak av variablene for aldersgruppe 2 og 3. Aldersgruppe 2 er ikke signifikant, men aldersgruppe 3 er signifikant på en prosent nivå. I modellen for ikke-renoverte boliger, får vi tilsvarende koeffisienter og signifikansnivå som i modell 1 til 3.

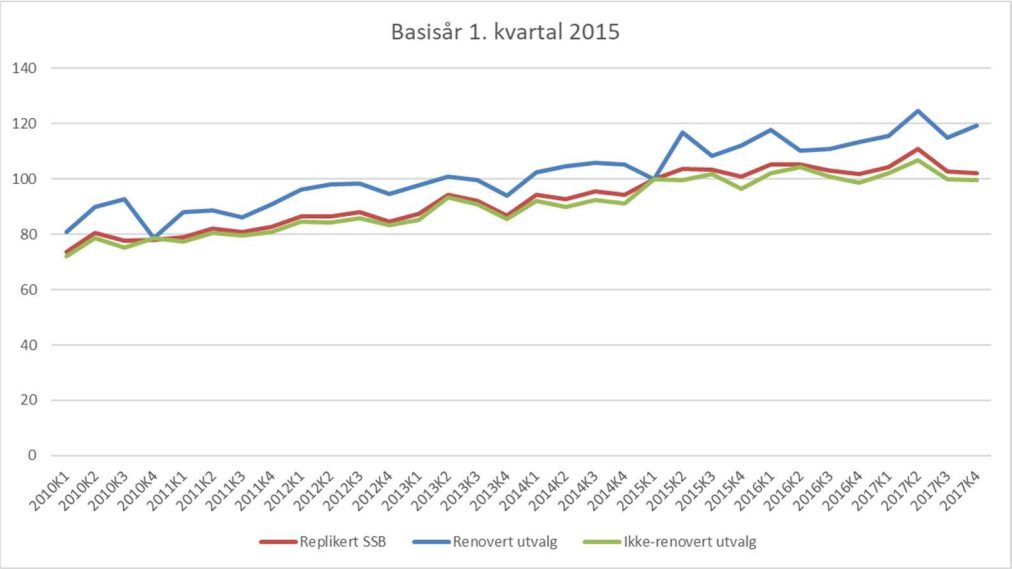
Figur 5-8 Sammenstilling av vår replikerte indeks og SSBs kvartalsvis indeks



Siden vår replikerte indeks inneholder færre observasjoner enn SSBs indeks, var det forventet at vi ville få noe avvik på vår egen utarbeidede indeks. Figur 5-8 viser derimot at vår indeks i

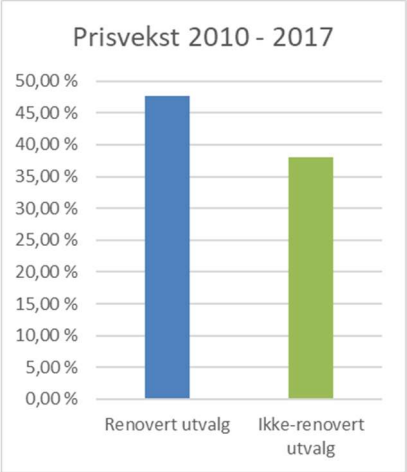
all hovedsak samsvarer med SSBs. Den følger de samme trendene og vendepunktene, noe som tilsier at vi har lyktes i å gjenskape indeksen til SSB. Dette styrker metodens reliabilitet.

Figur 5-9 Sammenstilling av replikert SSB indeks, samt indeks for renoverte og ikke renoverte boliger



Figur 5-9 viser en sammenstilling av indeksene for tre av modellene. Rød linje angir den replikerte indeksen til SSB, blå linje viser indeks for boliger som er renoverte og grønn linje angir indeks for boliger som ikke er renoverte. Vi ser at indeksen for boliger som ikke er renoverte følger den replikerte indeksen til SSB, men at den ligger noe under. Indeksen for boliger som er renoverte, følger i all hovedsak de samme vendepunktene som for SSBs indeks. Den har likevel et brattere stigningstall enn de to andre indeksene, som tilsier høyere prisvekst for utvalget av renoverte boliger.

Figur 5-10 Prisvekst for renovert og ikke-renovert utvalg i perioden 2010 til 2017

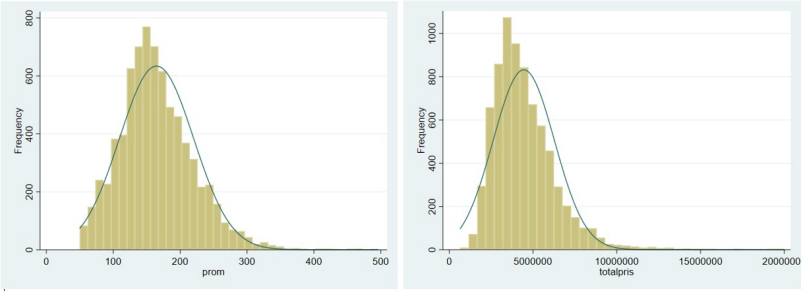


Fra første kvartal i 2010 til fjerde kvartal i 2017, hadde renoverte boliger en prisvekst på 47,61 prosent. Boliger som ikke er renoverte hadde i tilsvarende periode en prisvekst på 38,07 prosent. Forskjellen i prisvekst for perioden er dermed på 9,53 prosent. Dette tilsvarer en årlig ekstra verdiøkning på 1,31 prosent for renoverte boliger sammenlignet med boliger som ikke er renoverte i perioden.

5.2.4 Validitet og reliabilitet

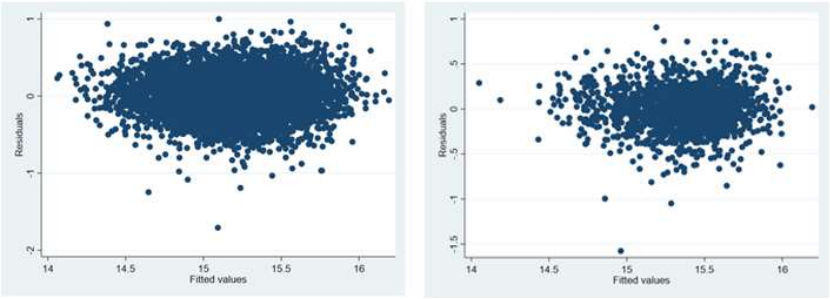
Datasettet vårt inneholder færre observasjoner enn det SSB benytter. Dette siden vi ikke komplementerer observasjonene fra Eiendomsverdi med opplysninger fra Matrikkelen eller fra «Folke- og boligtellingen» i 2001. For å undersøke metodens gyldighet, tester vi derfor om utvalget er normalfordelt.

Figur 5-11 Histogram med normaltrendlinje for total salgspris og boligareal for utvalget.



Figur 5-11 viser at P-rom og salgspris i utvalget er tilnærmet normalfordelt, med en svak forskyvning mot de laveste verdiene. Utvalget er tilstrekkelig normalfordelt til å få gyldige regresjonsresultater. Gjennomsnittlig totalpris for de 7499 observasjoner som benyttes i utarbeidelsen av vår replikerte indeks, er 5871 kroner lavere enn for alle observerte salg i perioden. Dette samsvarer med at den replikerte indeksen ligger noe under SSBs indeks. Vi beholder normalfordelingen også for utvalget av renoverte boliger (se vedlegg 3-3).

Figur 5-12 Residualplott av hele utvalget og for renoverte boliger



For å undersøke om modellene har konstant varians, tester vi for heteroskedastisitet. Figur 5-12 viser ingen tegn på heteroskedastisitet i modellen for hele utvalget, eller for de renoverte boligene. Vi ser at variansen er tilnærmet konstant, og at det ikke eksisterer noe mønster som følge av ekstremverdier i datasettet. Dette bekreftes også av en verdi på 0,79 og 0,53 i Breusch-Pagan testene (se vedlegg 3-2). Nullhypotesen om at modellene har konstant varians, kan derfor ikke forkastes. Dette medfører at regresjonsresultatene våre er gyldige.

Siden vi klarer å gjenskape indeksen til SSB med vårt datasett, styrkes reliabiliteten til metoden. Regresjonsanalysen gir signifikante variabler og en relativt høy forklaringskraft for modellen med en justert R^2 lik 0,609. Disse faktorene indikerer at reliabiliteten til våre resultater i metode 3, er gode.

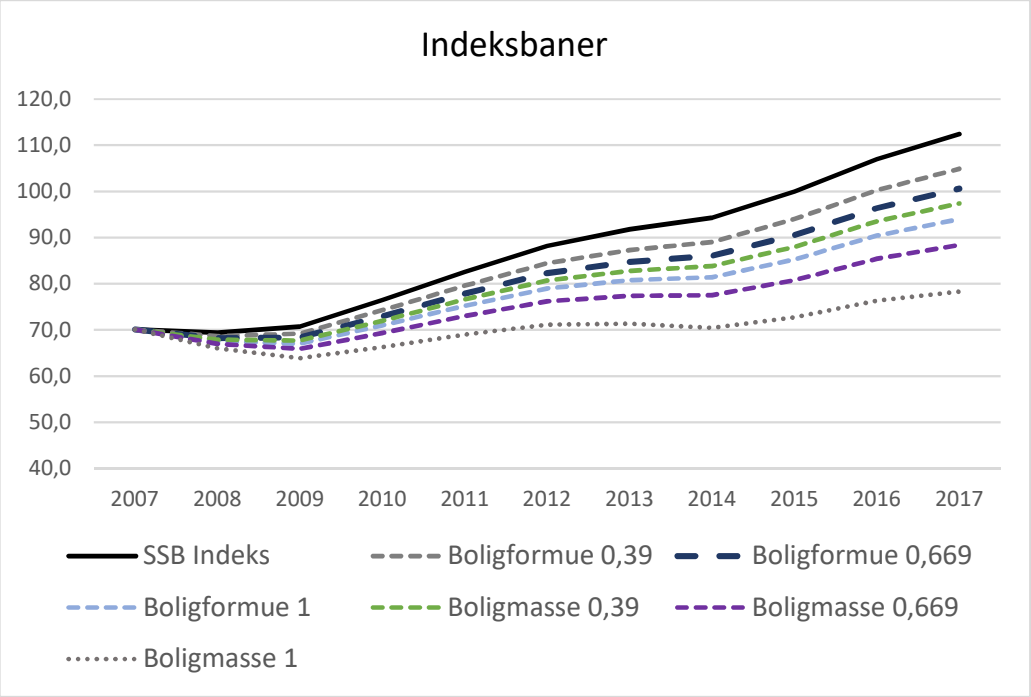
I proxyen vi benytter for renovering, kan man ikke utelukke at vedlikeholdsarbeid er inkludert. Det gjør at proxyen kan inneholde grad av målefeil, som svekker proxyens validitet. På den andre siden mottok vi eksperthjelp fra Boligmappa i vurderingen om boligene kan betegnes som renoverte. Kriteriet som ble brukt var om det var tilknyttet grunnlags- eller garantidokumentasjon til arbeidet som er utført. Siden vi ikke inkluderer kostnadene for arbeidet som er utført, trenger vi ikke et nøyaktig skille mellom renovering og vedlikehold. Om arbeidet som er utført på den renoverte boligen inkluderer en grad av vedlikehold, vil boligen fortsatt defineres som renovert. Variabelen er derfor tilstrekkelig valid til å benyttes som en dummyvariabel for om boligene er renoverte.

Boligene som er renoverte kan være lokalisert i de nabolagene der det er mest betalingsvillighet og -evne. Andelen renoverte boliger er mindre i sone 2, Arna, enn for utvalget i sin helhet. I Arna er andelen renoverte boliger på 5,3 prosent, mens den for hele utvalget er på 7,5 prosent. Dette tyder på at det kan eksistere en grad av utvalgseffekt i vår valgte proxy for renovering.

6. Komparativ analyse

I dette kapittelet gjennomføres en komparativ analyse basert på resultatene fra de tre ulike metodene. Resultatene indikerer at SSBs boligprisindeks har et skjevfordelingsproblem grunnet manglende variabel for boligstandard i indeksen. Dette fordi alle metodene i varierende grad viser at renovering påvirker boligprisutviklingen.

Figur 6-1 Boligprisindeksebaner



Figur 6-1 viser beregnede justerte indeksbaner med ulike verdifaktorer for renovering, samt om renoveringskostnadene er delt på boligformue eller boligmasse. For å finne den mest sannsynlige justerte indeksbanen, vil vi analysere resultatene basert på fire parametere:

1. Validitet og reliabilitet
2. Samsvar med tidligere arbeid
3. Samsvarende resultat
4. Utelatte faktorer

6.1 Validitet og reliabilitet

Da boligprismodellen til Jacobsen og Naug ble laget i 2004, egnet den seg godt til å analysere tidsperioden fra 1992 til 2004. I vår analyse var det utfordringer knyttet til resultatenes validitet og reliabilitet. Resultatene var preget av ustabile koeffisientestimater i både størrelse og retning mot hva vi forventet ut fra økonomisk intuisjon. Problemer knyttet til overmodellering og endogene variabler, kan føre til at regresjonsresultatene ikke er gyldige. Dette kan føre til spuriøse resultater, noe som er et velkjent problem i regresjonsanalyse av tidsserier.

Tidligere reestimering av Jacobsen og Naug for nyere tidsperioder peker også på at modellen er tilpasset perioden fra 1992 til 2004, og at man vil få vanskeligheter med å få troverdige resultater for andre perioder. Vår foretrukne modell var å inkludere renoveringskostnader i differensiert form. Dette skyldtes problemer med at variabelen ikke var stasjonær i sin opprinnelige form, og at en da kan få problemer med spuriøse resultater. Ved å gjøre variabelen stasjonær, fjernet vi sannsynligvis noe av forklaringskraften til renoverings-variabelen.

Koeffisientestimatet til vår stasjonære renoveringsvariabel viste at den årlige effekten av en prosent endring i renoveringskostnader førte til om lag 0,5 prosent økning i boligprisene. Renoveringsvariabelen var likevel ikke signifikant, og dermed var resultatet lite reliabelt. Vår vurdering av metode 1 knyttet til resultatenes validitet og reliabilitet er lav. Vi vil derfor ikke vektlegge denne metoden videre i den komparative analysen.

I metode 2 brukte vi makroøkonomiske tall fra SSBs boligprisindeks og renoveringskostnader fra Prognosesenteret. Validiteten til renoveringskostnader fra Prognosesenteret mener vi er god. De har en stor database og lang erfaring i å analysere trender i nordmenns bruk av midler til renovering. Reliabiliteten til tallgrunnlaget kan diskuteres grunnet definisjonsspørsmålet om hva som er renovering. Prognosesenteret utelukker ikke at tallgrunnlaget kan inneholde kostnader som defineres som vedlikehold. I alle spørreundersøkelser vil det alltid være en grad av målefeil. Basert på tallgrunnlaget som eksisterer, er vår vurdering at reliabiliteten er tilstrekkelig, og det beste som er tilgjengelig.

For å finne andelen renoveringskostnader i boligmarkedet, benyttet vi både tall for boligmasse og boligformue i analysen. Tall fra Prognosesenteret inkluderte utendørs renovering, som i hovedsak er knyttet til utendørs bygningsmasse. Det er grunn til å tro at en endring i tomteverdi er knyttet til andre forklaringsfaktorer enn renovering, i hovedsak sentralitet og økt

urbanisering. Vår vurdering er at tall for boligformue blir mest valid i vår analyse, siden boligprisindeksen viser prisutviklingen til boligformuen. Reliabiliteten til tallene i metode 2 for både boligmasse og boligformue anser vi som god.

I metode 3 utarbeidet vi en egen delindeks for eneboliger i Bergen kommune fra 2010 til 2017. Vi benyttet tallgrunnlag fra Eiendomsverdi og Boligmappa. Data fra Eiendomsverdi brukes i utarbeidelsen av boligprisindeksene til både SSB og Eiendom Norge. Vår gjenskapte indeks var tilnærmet lik SSBs indeks for eneboliger i Bergen. Resultatet har dermed høy grad av reliabilitet. I valg av proxy for om boligene er renoverte, valgte vi å benytte databasen til Boligmappa. Vi mottok eksperthjelp fra Boligmappa i vurderingen om boligene betegnes som renoverte. Tatt i betraktning hva som er tilgjengelig av kilder knyttet til renovering, mener vi at datasettet er tilstrekkelig valid til å trekke gode slutninger.

Et viktig spørsmål om resultatenes validitet, er om analysen har en generaliseringsverdi for hele det norske boligmarkedet. Vi kan ikke utelukke en grad av utvalgseffekt for de renoverte boligene i Bergen. I sone 2, Arna, var andelen renoverte boliger på 5,3 prosent, mens den for hele utvalget var på 7,5 prosent. Dette styrker vår mistanke om at det eksisterer en utvalgs-effekt i datasettet som gjør at resultatet ikke kan generaliseres fullt ut. På den andre siden er indeksen beholdningsvektet. Det er derfor rimelig å anta at Bergen kommune er et representativt utvalg som gjør at resultatet kan generaliseres.

Boligmappa oppgir at antallet aktive brukere i deres register er størst i Oslo, mens dekningsgraden er høyest i Bergen. Videre er dekningsgraden på boligtype høyest på ene-boliger (Boligmappa, 2018). Regresjonsanalysen ga signifikante variabler og en relativt høy forklaringskraft for modellen med en justert R^2 lik 0,609. Disse faktorene styrker reliabiliteten til våre resultater i metode 3.

Tabell 6-1 Validitet og reliabilitet

	Boligformue			**Boligmasse**		
Verdifaktor	**0,39**	**0,669**	**1,0**	**0,39**	**0,669**	**1,0**
Validitet og reliabilitet	Stor grad			Middels grad		

6.2 Samsvar med tidligere arbeid

I metode 2 er det to forutsetninger som ligger til grunn for resultatet av analysen. Det ene er om renovering skal deles som andel av boligformue eller boligmasse, og det andre er hvilken verdifaktor renovering har. Baker (2004) fant at renovering utgjør 0,9 til 1,2 prosent årlig i forhold til boligformuen i USA. Tilsvarende fant vi i metode 2 at renovering i forhold til boligformuen ligger på mellom 1,25 til 1,55 prosent årlig. Graden av renovering i Norge er derfor større enn i USA. Vi kunne dermed forvente at resultatene våre i større grad ville ligge over tilsvarende funn i amerikansk forskning.

SSB anslo renoveringsraten til å være rundt 1,8 prosent av boligmassen i 2014. Tilsvarende fant vi et høyere anslag på 2,15 prosent. Dette kan enten tyde på at SSB ikke måler renoveringskostnader nøyaktig nok, eller at tall fra Prognosesenteret kan inneholde en andel vedlikeholdskostnader. Siden SSB ikke måler renovering direkte, er det grunn til å tro at anslaget de opererer med er unøyaktig. Vår vurdering er at Prognosesenterets tall er mer nøyaktige.

Verdifaktoren 0,669 er basert på en årlig undersøkelse utført av Remodeling Magazine. Leventis (2007) brukte en tilsvarende verdifaktor i sin forskning. Billings (2015) fant på sin side en verdifaktor på 0,39. Han baserte verdifaktoren på innmelding av større byggemeldte renoveringsprosjekter. Det er rimelig å anta at egeninnsats spiller en viktig rolle i renovering av boliger i Norge. Vi mener derfor at verdifaktoren til Billings er estimert til å være for lav. Verdifaktoren 0,669 støttes også av en undersøkelse utført av Sparebank 1 (Reite, 2015). Det er derfor grunn til å tro at verdifaktoren på 0,669 er overførbar til det norske boligmarkedet.

I metode 3 med utarbeidelse av egen replikert indeks, fant vi at renoverte eneboliger i Bergen for perioden 2010 til 2017, hadde en 9,53 prosent høyere prisvekst enn ikke-renoverte eneboliger. I regresjonsmodellen hvor renovering var inkludert som variabel, fant vi at renoverte boliger oppnådde en 4,3 prosentpoeng høyere salgspris enn ikke-renoverte boliger. Dette samsvarer med funnet til Cappelen (2017), hvor moderniserte boliger hadde fem prosentpoeng høyere salgspris enn ikke-moderniserte boliger.

Christophersen (2000) fant et høyere anslag på renoverte boliger der de med utmerket innvendig stand hadde en 9,6 prosent høyere verdi. Utvendig utmerket stand ga 5,7 prosent høyere verdi. Det er grunn til å tro at begrepet «utmerket stand» ligger noe over standarden for boliger som karakteriseres som moderniserte. Boliger som har høy standard har ofte høyere

salgspris enn boliger som kun defineres som moderniserte. Datasettet Christophersen benyttet var også basert på egne verdivurderinger, noe som førte til en seks prosent overestimering av boligverdien. Det er derfor naturlig at estimeringen av verdien til boliger med høy standard ligger over våre estimater på renoverte boliger. Dette siden renoverte boliger i vårt datasett ikke nødvendigvis utelukkende kan defineres som boliger med høy standard.

Resultatene våre er sammenfallende med resultatene til Bogin og Doerner (2017) og Billings (2015) om at det eksisterer et skjevfordelingsproblem i boligprisindeksen. Størrelsen på skjevfordelingsproblemet vi fant i metode 3 var derimot større. Det er likevel ikke unaturlig da andelen renoveringskostnader i forhold til boligformuen er høyere i Norge enn i USA. Bogin og Doerner fant en større renoveringseffekt i byer og tettbygd strøk. Effekten av renovering kan derfor tenkes å være mindre i utkantstrøk i Norge. Det er likevel rimelig å tro at skjevfordelingsproblemet er tilstede i den nasjonale indeksen. Dette fordi indeksen er beholdningsvektet, og en stor andel av boligformuen ligger i de store byene. Vår konklusjon er at en verdifaktor tilsvarende 0,669 er den mest troverdige å benytte.

Tabell 6-2 Tidligere arbeid

	Boligformue			**Boligmasse**		
Verdifaktor	**0,39**	**0,669**	**1,0**	**0,39**	**0,669**	**1,0**
Samsvar med tidligere arbeid	Middels grad	Stor grad	Liten grad	Middels grad	Middels grad	Liten grad

6.3 Samsvarende resultater

I metode 3 fant vi at renoverte eneboliger i Bergen hadde en årlig høyere boligprisvekst på 1,31 prosent i perioden 2010 til 2017 sammenlignet med eneboliger som ikke er renoverte. Om vi generaliserer resultatet fra metode 3, samsvarer dette med resultatet i metode 2 i form av en verdifaktor mellom 0,669 og 1,0 for kostnader til renovering i prosent av boligformuen. Vi får tilsvarende en årlig effekt med verdifaktor på 0,39 for renovering i prosent av boligmassen.

Resultatet i metode 3 viser at skjevfordelingsproblemet i indeksen til SSB er i størrelsesorden 1,31 prosent årlig. En må likevel være forsiktig med å trekke for bastante konklusjoner basert på gjenskapelsen av en delindeks. Resultatene peker likevel i retning av at en verdifaktor på 0,39 gir for lave anslag på skjevfordelingsproblemet. Bruk av en verdifaktor over 0,669 på

boligmassen gir igjen et for høyt anslag for den årlige effekten av renovering, og samsvarer derfor ikke med resultatet i metode 3.

Tabell 6-3 Samsvarende resultater

	Boligformue			Boligmasse		
Verdifaktor	**0,39**	**0,669**	**1,0**	**0,39**	**0,669**	**1,0**
Samsvarende resultater	Middels grad	Stor grad	Stor grad	Middels grad	Liten grad	Liten grad
Årlig differanse	0,75 %	1,18 %	1,84 %	1,50 %	2,40 %	3,41 %

6.4 Utelatte faktorer

Svart arbeid er ikke inkludert i analysen. Omfanget av svart arbeid ble i 2014 estimert til 420 milliarder, herunder var 150 milliarder relatert til boliginvesteringer (Vestreng, 2014). Nasjonalregnskapet anslår at renovering utgjør 35 prosent av boliginvesteringer. Med samme forholdstall, vil renovering utført som svart arbeid utgjøre 52,5 milliarder kroner årlig. Om anslaget er korrekt, betyr det at et skjevfordelingsproblem i indeksen kan være opptil 75 prosent høyere enn det vi finner i vår analyse. Det er likevel grunn til å tro at anslaget på svart arbeid inneholder egeninnsats som allerede inngår i vårt datagrunnlag.

På den ene siden er det grunn til å tro at effekten av renovering er høyere enn våre resultater antyder. En høyere verdifaktor enn 0,669 er derfor sannsynlig. På den annen side kan svart arbeid ha mindre verdi grunnet manglende dokumentasjon, garantier og godkjenninger. Størrelsen på svart utført renovering tyder likevel på at skjevfordelingsproblemet i indeksen er større enn i vår analyse.

Vi mangler kvartalsvise tall for renoveringskostnader, noe som medførte utfordringer i vår reestimering av boligprismodellen i metode 1. Dersom vi hadde fått tilgang til kvartalsvise tall, ville sannsynligheten økt for signifikante resultater. Dette grunnet at den opprinnelige modellen inneholder kun kvartalsvise tall for de andre forklaringsvariablene. Metodene vi benyttet for å justere de årlige tallene om til kvartal, kan ha medført at vi har fjernet forklaringskraften til renoveringsvariabelen.

I metode 3 benyttet vi kun en dummyvariabel for om boligen er renovert, og analyserte ikke kostnadene knyttet til renovering. På bakgrunn av personvernhensyn har vi ikke fått tilgang på kostnadene for det arbeidet som er utført. Ved å inkludere renoveringskostnadene for hver

bolig som variabel, ville vi i likhet med Billings (2015) fått et verdiestimat på utført renovering. Et slikt estimat ville i større grad bidratt til å vurdere hvilken verdifaktor det er rimelig å benytte.

Tabell 6-4 Utelatte variabler

	Boligformue			Boligmasse		
Verdifaktor	**0,39**	**0,669**	**1,0**	**0,39**	**0,669**	**1,0**
Utelatte variabler	Liten grad	Middels grad	Stor grad	Middels grad	Middels grad	Middels grad

6.5 Sammenstilling

I tabell 6-5 har vi sammenstilt vår vurdering av de ulike verdifaktorene i lys av fire parametere. Det gir følgende resultat:

Tabell 6-5 Sammenstilling av faktorer

	Boligformue			Boligmasse		
Verdifaktor	**0,39**	**0,669**	**1,0**	**0,39**	**0,669**	**1,0**
Validitet og reliabilitet	Stor grad			Middels grad		
Samsvar med tidligere arbeid	Middels grad	Stor grad	Liten grad	Middels grad	Middels grad	Liten grad
Samsvarende resultater	Middels grad	Stor grad	Stor grad	Middels grad	Liten grad	Liten grad
Utelatte variabler	Liten grad	Middels grad	Stor grad	Middels grad	Middels grad	Middels grad
Årlig differanse	0,75 %	1,18 %	1,84 %	1,50 %	2,40 %	3,41 %
Rangering	**4**	**1**	**2**	**3**	**5**	**6**

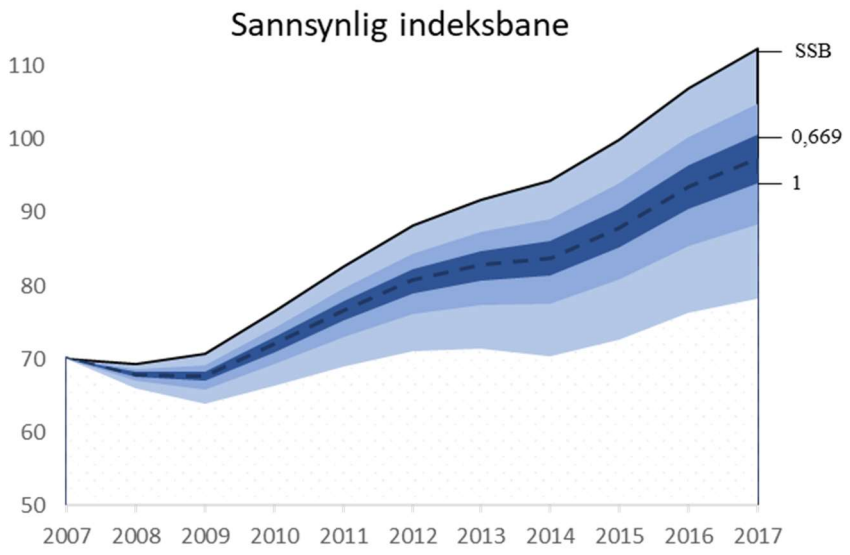
Vi har valgt å ikke vurdere de ulike metodene mot hverandre, men heller drøfte hvilken verdifaktor som er mest troverdig basert på våre resultater. Dette for å estimere den årlige størrelsen på skjevfordelingsproblemet i SSBs boligprisindeks. En verdifaktor på 0,669 med utgangspunkt i boligformue anser vi som mest troverdig. På den ene siden foregår renovering i all hovedsak på boligmassen, men SSBs prisindeks viser boligprisutviklingen for hele boligformuen. Bruk av renoveringskostnader i andel av boligformuen anser vi derfor som mest valid. Videre ser vi at bruken av verdifaktor 0,669 samsvarer best med tidligere arbeid. Dette underbygges igjen med at resultatet i metode 3 samsvarer med den årlige prosentvise effekten

av renovering med bruk av verdifaktor 0,669 på boligformuen. Vi anser derfor også dette som det mest troverdige anslaget for hvor stort skjevfordelingsproblemet er i SSBs boligprisindeks.

Siden svart arbeid er utelatt i vår analyse, er det grunn til å tro at midlene som blir brukt på renovering er betydelig høyere enn det vi har lagt til grunn. Vi anser derfor bruk av verdifaktor 1,0 på boligformuen som det nest mest sannsynlige. Det er sannsynlig at verdifaktoren ved svart arbeid er høyere enn ved bruk av hvit arbeidskraft. Dette siden kostnadene forbundet med svart arbeid ikke blir skattlagt. På den annen side kan svart arbeid ha mindre verdi grunnet manglende dokumentasjon, garantier og godkjenninger.

Den årlige effekten av verdifaktor 0,39 på boligmassen ligger midt i intervallet vi mener det er sannsynlig at den justerte indeksen befinner seg. Vi anser den årlige effekten som troverdig, men bruken av verdifaktoren og boligmasse som mindre god. Bruken av boligmasse trekker opp effekten, mens verdifaktoren trekker ned. Figur 6-2 viser sannsynlige justerte indeksbaner for de ulike verdifaktorene, hvor området merket med mørk blå angir det mest sannsynlige intervallet. Lysere blåfarge angir mindre sannsynlige indeksbaner. Ved å fjerne effekten av innskutt kapital i form av renovering, tilsvarer dette en reduksjon i boligprisveksten på mellom 12,5 og 20 prosent for perioden 2007 til 2017. Det tilsier at SSBs boligprisindeks er årlig skjevfordelt med mellom 1,18 og 1,84 prosent av prisveksten.

Figur 6-2 Sannsynlige justerte indeksbaner



7. Konklusjoner og implikasjoner

7.1 Konklusjoner

I denne oppgaven har vi svart på om manglende variabel for boligstandard i SSBs boligprisindeks medfører et skjevfordelingsproblem. For å svare på dette har vi benyttet tre ulike metoder. I metode 1 ble renoveringskostnader inkludert som en forklaringsvariabel i Jacobsen og Naugs boligprismodell. Videre ble renoveringskostnader benyttet som en forklaringsfaktor for å estimere kontrafaktisk boligprisutvikling i metode 2. I metode 3 ble det utarbeidet en egen replikert boligprisindeks for eneboliger i Bergen kommune som inkluderte en proxy for renoverte boliger. Gjennom disse metodene og utarbeidelse av nye datasett, bringer oppgaven en ny forståelse av renovering sin innvirkning på boligprisindekser.

Analysen viser at SSBs boligprisindeks er skjevfordelt grunnet manglende variabel for boligstandard, og antagelsen om konstant kvalitet på boligmassen holder ikke. I 2017 brukte nordmenn over 70 milliarder på renovering av boliger, og denne innskutte kapitalen har dermed bidratt til å drive boligprisveksten i det norske boligmarkedet. Ved å fjerne effekten av innskutt kapital i form av renovering, gir dette en reduksjon i boligprisveksten på mellom 12,5 og 20 prosent for perioden 2007 til 2017.

Inkludering av renoveringskostnader som en forklaringsvariabel i Jacobsen og Naug ga ikke signifikante resultater i metode 1. Ved å gjøre renoveringsvariabelen stasjonær, mistet den sin forklaringskraft. Den høye forklaringskraften i modellen med en R^2 lik 0,89 tydet også på at feilleddene er autokorrelerte, og at resultatene dermed kan være spuriøse. På bakgrunn av dette konkluderte vi med at modellen ikke egnet seg til å svare på om det eksisterer et skjevfordelingsproblem i SSBs boligprisindeks.

Vår kontrafaktiske metode og replikerte indeks egnet seg bedre til å estimere om indeksen har et skjevfordelingsproblem grunnet effekten av renovering. I vår kontrafaktiske metode beregnet vi andelen renoveringskostnader i forhold til boligmasse og boligformue. Basert på tidligere arbeid, virket en verdifaktor på 0,669 rimelig. Videre fremsto renoveringskostnader delt på boligformue som det mest valide, siden SSBs boligprisindeks viser utviklingen til hele boligformuen. Med en verdifaktor på 0,669 delt på boligformuen, fikk vi en årlig effekt på 1,18 prosent.

I utarbeidelse av en egen boligprisindeks, fant vi at prisveksten for renoverte eneboliger i Bergen for perioden 2010 til 2017 var 9,53 prosent høyere enn for ikke-renoverte eneboliger. Dette tilsvarte en årlig effekt for renoverte boliger på 1,31 prosent. Kombinasjonen av metode 2 og 3 tilsier derfor at SSBs boligprisindeks er årlig skjevfordelt med mellom 1,18 og 1,84 prosent av prisveksten grunnet manglende variabel for boligstandard.

7.2 Implikasjoner og videre arbeid

At SSBs boligprisindeks har et skjevfordelingsproblem medfører ikke nødvendigvis komplikasjoner for den viktigste funksjonen indeksen har, nemlig estimering av boligformuen i Nasjonalregnskapet. Boligprisindeksen viser total prisutvikling for boligformuen, inkludert verdieffekten av den innskutte kapitalen til renovering.

Problemet oppstår når den enkelte benytter indeksen som en del av sin investeringsbeslutning i boligmarkedet. Om de bruker tidligere prisvekst som anslag på fremtidig prisvekst, er det viktig at de er klar over at prisveksten til dels skyldes innskutt kapital. Dette fordi en årlig reduksjon på 1,5 prosentpoeng på vekstanslaget i en nåverdiberegning gir et betydelig utslag på nåverdien til et prosjekt. Asymmetrisk informasjon kan derfor føre til bobletendenser i boligmarkedet, siden man ved bruk av en for høy vekstfaktor kan overestimere verdien av en bolig i en kjøpsbeslutning.

Det at en andel av boligprisveksten kan forklares med innskutt kapital gjennom renovering, betyr at prisveksten i større grad kan forklares av fundamentale forhold i markedet. Prisveksten i boligmarkedet har ført til en voldsom vekst i kredittmarkedet. Denne prisveksten kan være lite bærekraftig dersom det legges til grunn at tilgangen på kreditt skyldes at allerede lånt kapital har økt boligens verdi. Dersom informasjonen som blir benyttet inneholder målefeil, kan offentlige reguleringer til boligbygging og krav til lån, slå uheldig ut. Feilaktig beslutningsgrunnlag kan på lang sikt føre til en ikke-bærekraftig likevekt i boligmarkedet.

Siden boligmarkedet i høy grad påvirker den finansielle stabiliteten i norsk økonomi, bør det gjøres et videre arbeid for å implementere en variabel for kvalitetsjustering av boligmassen i indeksen. Det vil være mulig å finne andre proxyer for om boligene er renoverte eller ikke. En innmelding fra eiendomsmeglere på om standarden blir vurdert som lav, normal eller høy etter dagens standard, vil kunne øke kvaliteten på renoveringsvariabelen.

Ved å kombinere metodene til SSB og Eiendom Norge, kunne man bedre beregnet intervallet til skjevfordelingsproblemet i SSBs indeks. Siden Eiendom Norge hevder at deres boligprisstatistikk justerer for kvalitet i boligmassen, vil en ved å benytte samme utvalg, prissoner og vekting, kunne sammenligne indeksene direkte. En differanse mellom indeksene vil dermed kunne indikere et intervall for størrelsen på skjevfordelingsproblemet i SSBs indeks.

Litteraturliste

Andersen, R., Eldring, L og Røed Steen, J.
2014. *Privatmarkedet i byggenæringen.* Fafo-rapport 2014:14

Andreassen, Jan Ludvig
2012. *Norges lave boligpriser*. Hentet fra:
http://jansblogg.eika.no/2012/11/norges-lave-boligpriser/

Annaniassen, Erling
2018, *Eiendom og eierskap – kapittel 3,* Universitetsforlaget, Oslo

Baker, Dean
2004. *Too much bubbly at the Fed?:The New York Federal Reserve Board's Analysis of the Run-Up in Home Prices.* Center for Economic and Policy Research, Washington DC.

Balsvik, Ragnhild.
2016. *ECN402-H16 Econometric Techniques: Basic Econometrics.* Bergen: Norges Handelshøyskole. Hentet fra: kursside på It's Learning.

Barlindhaug, Rolf
2018, *Eiendom og eierskap – kapittel 8,* Universitetsforlaget, Oslo

Billings, Stephen
2015, *Hedonic Amenity Valuation and Housing Renovations*, Real Estate Economics.

Bogin, Alexander N. og Doerner, William M.
2017. *Property Renovations and Their Impact on House Price Index Construction*, Working paper, Office of Federal Housing Enterprise Oversight

Boligmappa
2018. *Proxy for renovering på alle omsatte eneboliger i Bergen kommune for perioden 2010 til 2017*. Tilsendt per mail fra daglig leder i Boligmappa, Per-Christian Svendsen 27.04.2018

Boligmappa AS
2018, *Om boligmappa.* Hentet fra:
https://www.boligmappa.no/omboligmappa/

Borgersen, T., Hungnes,H. og Jansen, E.
2009. *Boligpris, kredittvekst og virkninger på realøkonomien.* Hentet fra:
https://www.magma.no/boligpris-kredittvekst-og-virkninger-paa-realoekonomien

Bourassa, S. C., Hoesli, M. og Sun, J.
2006. *A Simple Alternative House Price Index Method*. Journal of Housing Economics

Bourassa, S. C., Cantoni, E. og Hoesli, M.
2013. *Robust repeat-sales indexes*. Real Estate Economics.

Brooks, Chris
2008, *Introductory Econometrics for Finance, Second Edition*, Cambridge University Press, New York

Cappelen, Å., Hagalund, A., Skjerpen, T. og Todsen, S.
2017. *Avskrivninger på boliger – En analyse basert på salg av brukte boliger*, Rapport 2017/20, Statistisk sentralbyrå, Oslo/Kongsvinger

Chiodo A., Murillo, R. og Owyang, M.
2010. *Nonlinear Effects of School Quality on House Prices,* Federal Reserve Bank of St. Louis Review.

Christophersen, J., Gulbrandsen, O. og Barlindhaug, Rolf.
2000. *Boligpris og brukskvalitet*, Prosjektrapport 284 – 2000, Norges byggforskningsinstitutt, Oslo

Diewert, W., Haan, J. og Hendriks, R.
2015. *Hedonic Regressions and the Decomposition of a House Price Index into Land and Structure Components.* Econometric Reviews 106-126, Taylor & Francis Group LLC.

Duke Education
2005. *Lecture 1: "Stationarity and Differencing".*
Hentet fra:
http://people.duke.edu/~rnau/411diff.htm

Døskeland, Trond
2014. *Personlig Finans.* Vigmostad og Bjerke AS, Fagbokforlaget. Bergen

Eiendom Norge.
2017. *Den norske boligmodellen*. Hentet fra:
http://eiendomnorge.no/hovedsaker/den-norske-boligmodellen/

Eiendom Norge
2018-a *Om Boligprisstatistikken*, Hentet fra
http://eiendomnorge.no/boligprisstatistikken/#om_statistikken

Eiendom Norge
2018-b. *Endringer i boligprisstatistikken.* Hentet fra:
http://eiendomnorge.no/endringer-i-boligprisstatistikken/

Eiendom Norge
2018-c. *Nasjonal boligprisindeks, månedlige tall fra 2003 til 2017*. Tilsendt på mail fra Erik Lundesgaard 22.01.2018

Eiendom Norge
2018-d. *Hvorfor spriker boligprisindeksene til Eiendom Norge og SSB?* Hentet fra
http://eiendomnorge.no/hvorfor-spriker-boligprisindeksene-til-eiendom-norge-og-ssb/

Eiendomsverdi AS
2018. *Database over omsatte salg.* Hentet fra:
https://eiendomsverdi.no/

Eitrheim, Ø., Klovland, J. og Qvigstad J.
2004. *Historical Monetary Statistics for Norway 1819-2003.* Bicentenary Project, Occasional Paper 35/2004. Norges Bank.

Eurostat
2012. *Handbook on Residential Property Price Indices 2013*. Hentet fra:
http://ec.europa.eu/eurostat/web/housing-price-statistics/methodology/rppi-handbook

Eurostat
2017. *Housing price statistics – house price index* Hentet fra:
http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Housing_price_statistics_-_house_price_index

Finansdepartementet
2016. *Forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig (boliglånsforskriften).* Hentet fra:
https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/forskrift-om-krav-til-nye-utlan-med-pant-i-bolig-boliglansforskriften/id2523973/

Fredriksen, Heidi
2007. *En kritisk gjennomgang av Jacobsen og Naug sin modell for hva som driver boligprisene.* Hentet fra:
https://brage.bibsys.no/xmlui/handle/11250/167773

Goodman, J. og Ittner J.
1992. *The Accuracy of Home Owners' Estimates of House Value.* Journal of Housing Economics, Vol 2 nr.4 s.339-357

Grytten, O. og Hunnes, A.
2016, *Krakk og kriser i et historisk perspektiv,* Cappelen Damm AS, Oslo

Grytten, Ola
2018, *Eiendom og eierskap – kapittel 7,* Universitetsforlaget, Oslo

Gurajati, Domadar.
2015. *Econometrics by Example*. Palgrave MacMillan, New York

Holm, Erling Dokk
2018, *Eiendom og eierskap – kapittel 11,* Universitetsforlaget, Oslo

Hoover, K. D.
2003. *Nonstationary Time Series, Cointegration, and the Principle of the Common Cause.* British Society for the Philosophy of Science.

Jacobsen, D. og Naug, B.
2004. *Hva driver boligprisene?* Penger og kreditt 04/2004.
Oslo: Norges Bank.

Jacobsen, D., Solberg-Johansen, K. og Haugland, K.
2006. *Boliginvesteringer og boligpriser.*
Penger og Kreditt, 04, 229-241.

Johannessen, Randi
2018. *Avklaringer vedrørende Nasjonalregnskapet og ROT-kostnader.* Tilsendt på mail 14.02.18

Kantar TNS
2018. *Tall for Forventningsbarometeret.* Tilsendt per mail fra Senior Research Executive i Kantar TNS, Thomas Karterud den 20.03.2018

Kristoffersen, Ø og Røsnes, A
2018, *Eiendom og eierskap – kapittel 1,* Universitetsforlaget, Oslo

Leventis, Andrew
2007. *Home Improvements and Appreciation Rates Reflected in the OFHEO House Price Index*, Working paper, Office of Federal Housing Enterprise Oversight

Lillegård, Magnar
1994. *Prisindekser for boligmarkedet*. Rapporter 94/7. Statistisk sentralbyrå.

Macic, Nejra
2017. *Boligmarkedet: Opprydding i alternative fakta.* Prognosesenteret. Hentet fra: https://prognosesenteret.no/boligmarkedet-la-rydde-alternative-fakta/

Martens, J, Moe, K
2018. *Hva er en god bolig? – Boligens utvikling i Norge fra 1650 til 2017*
Universitetsforlaget, Oslo

McCarthy, J. og Peach, R.
2004. *Are Home Prices the Next "Bubble"?*, FRBNY Economic Policy Review, December 2014, New York

McMillen, D. P. og Thorsnes, P.
2006. *Housing renovations and the quantile repeat-sales price index*. Real Estate Economics

Nagaraja, C., Brown, L og Wachter, S.
2012. *Repeat Sales House Price Index Methodology*. SSRN Electronic Journal.
Hentet fra:
http://realestate.wharton.upenn.edu/wp-content/uploads/2017/03/724.pdf

Nilsen, Øivind Anti.
2016-a. *ECN402-H16 Econometric Techniques: Time Series.*
Bergen: Norge Handelshøyskole. Hentet fra: kursside på It's Learning.

Nilsen, Øivind Anti.
2016-b. *ECN402-H16 Econometric Techniques: Highly Persistent Time Series.*
Bergen: Norges Handelshøyskole. Hentet fra: kursside på It's Learning.

Nilsen, Øivind Anti.
2016-c. *ECN402-H16 Econometric Techniques: ADF and Cointegration: What lag length?* Bergen: Norges Handelshøyskole. Hentet fra: kursside på It's Learning.

Nordvik, V. og Medby P.
2007. *Selektive virkemidler i lokale boligmarkeder.* NOVA Rapport 08/2007. Oslo: HiOA – Velferdsforskningsinstituttet NOVA.

Norges Bank
2018. *Indikatorer for finansielle ubalanser*. Hentet fra: https://www.norges-bank.no/Bank-og-marked/fastsettelse-motsyklisk-kapitalbuffer/Nokkelindikatorer/

NOU
2004. *Effekter og effektivitet - effekter av statlig innsats for regional utvikling og distriktspolitiske mål.* Norges offentlige utredninger. Kommunal- og moderniseringsdepartementet.

Næsheim, Helge
2006. *Forholdet mellom Aetats og SSBs tall for arbeidsledige.* Økonomiske analyser 04/2006. Hentet fra: https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/oa_200604/nesheim.pdf

Osland, Liv.
2001. *Den hedonistiske metoden og estimering av attributtpriser.* Norsk Økonomisk Tidsskrift 01/2001. Hentet fra: http://samfunnsokonomene.no/wp-content/uploads/2010/01/01.-Osland-s.-1-22.pdf

Prognosesenteret
2014. *Om boligmarked og boligfinansiering.* Hentet fra: https://www.finansnorge.no/contentassets/f2ad4fbbfe38459f80c21970d24c1a63/boligmarked-og-boligfinansiering.pdf

Prognosesenteret
2018. *Tilsendte tall for ROT etter boligtype i perioden 2004 til 2017, samt prognose for 2018 og 2019*. Tilsendt per mail fra administrerende direktør i Prognosesenteret, Kåre Elnan 29.01.2018

Reite, Endre Jo
2017, *Oppussing som hobby.* Artikkel skrevet av Bjørn-Egil Mikalsen, Dagens Næringsliv. *Hentet fra: https://www.dn.no/privat/2015/08/18/2148/Bolig/oppussing-som-hobby*

Remodeling magazine
2017. *Cost vs value report.* Hentet fra: http://www.remodeling.hw.net/cost-vs-value/2017/key-trends-in-the-2017-cost-vs-value-report

Rosen, Sherwin.
1974. *Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition*. The Journal of Political Economy 01/1974. Hentet fra: http://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/260169

Røed Larsen, E. og Sommervoll, D.
2003. *Til himmels eller utfor stupet? SSB Notater, 64*. Hentet fra: https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_200364/notat_200364.pdf

Røed Larsen, E. og Sommervoll, D.
2004. *Boligprisene i Oslo på 1990-tallet.* Økonomiske Analyser, 02/2004. Hentet fra: https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/oa/_attachment/205813?_ts=149a48c2b90

Skatteetaten
2018. *Skillet mellom vedlikehold og påkostning knyttet til bolig eller fritidseiendom.* Hentet fra:
http://www.skatteetaten.no/no/Person/Selvangivelse/tema-og-fradrag/Bolig/skillet-mellom-vedlikehold-og-pakostning-knyttet-til-bolig--eller-fritidseiendom/

SSB
2017-a. *Tabell 11038: Boforhold registerbasert*. Oppdatert 13.09.2017. Hentet fra: https://www.ssb.no/boforhold

SSB
2017-b. *Priser og prisindekser. Prisnivå på varer og tjenester.* Oppdatert 19.6.17. Hentet fra:
https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/pppvare

SSB
2017-c. *Tabell 10678: Registrerte inntekter (gjennomsnitt) for hushald og hushaldstype (F). Inntekt og arbeid.* Oppdatert 13.12.2017. Hentet fra:
https://www.ssb.no/inntekt-og-forbruk

SSB
2017-d. *Tabell 08930 og 08930: Sysselsetting og arbeidsløyse for personar 15-74 år. Sesongjusterte tal og trend, 3 månaders glidande gjennomsnitt, etter kjønn og alder. Arbeid og lønn. Arbeidskraftundersøkinga, sesongjusterte tal.* Hentet fra:
https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/statistikker/akumnd

SSB
2018-a *Tall for boligmasse (K83).* Tilsendt per mail fra forsker i SSB, Pål Boug 14.03.2018

SSB
2018-b *Tabell 10315: Formuesrekneskap for hushald 2010 – 2016.* Hentet fra:
https://www.ssb.no/statbank/table/10315/?rxid=67dfd768-053a-4a74-b439-f6ea7da4e1ee

SSB
2009-a *Tabell 10315: Formuesrekneskap for hushald 2009.* Hentet fra:
https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/3600-milliarder-i-boligformue

SSB
2008-a *Tabell 10315: Formuesrekneskap for hushald 2008.* Hentet fra:
https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_200953/notat_200953.pdf

SSB
2018-c *Tabell 07221: Prisindeks for brukte boliger, etter boligtype og region (2015=100) 1992K1 - 2017K.* Hentet fra:
https://www.ssb.no/statbank/table/07221/?rxid=7f694687-562a-4271-a795-6535090c6385

SSB
2018-d. *Tabell: 07200: Renter på utestående utlån, etter långiver, utlånstype og sektor. Totaltelling (prosent). Renter*. Hentet fra:
https://www.ssb.no/renter

SSB
2018-e *Tabell 03165: Produksjonsindeks for bygge- og anleggsvirksomhet, delindeks for rehabilitering av bygg 1995K1-2017K4.* Hentet fra:
https://www.ssb.no/statbank/table/03165/?rxid=945d8130-550a-4a59-98ac-e3aa2d7c9cce

SSB
2018-f *Tabell 03512: Omsetning i bygge- og anleggsvirksomhet 1998T1-2107T6.* Hentet fra:
https://www.ssb.no/statbank/list/bygganloms?rxid=48808126-eb59-4321-ba96-6fcd91b59c1c

Takle, Mona.
2012. *Boligprisindeksen: Dokumentasjon av metode*. Hentet fra:
https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_201210/notat_201210.pdf

Vestreng, Tom Henry
2014. *Svart arbeid for 420 mrd. Kroner. Hentet fra*:
https://www.dagsavisen.no/innenriks/svart-arbeid-for-420-mrd-kroner-1.283807

Wooldridge, Jeffrey M.
2014: *Introduction to Econometrics.* Cengage Learning EMEA. Hampshire, United Kingdom

Figurliste

Figur 2-1 Pristilpasning i boligmarkedet 4

Figur 3-1 Sammenstilling av SSB og Eiendom Norge 18

Figur 3-2 Eiendom Norge og SSB sine indekser fra 1. kvartal 2011 til 2017 19

Figur 4-1 Plott av kvartalsvise renoveringskostnader 28

Figur 4-2 Histogram av feilleddene 33

Figur 4-3 Grafisk test av autokorrelasjon 34

Figur 4-4 Grafisk test for homoskedastisitet 35

Figur 4-5 Faktisk og predikert boligpris 36

Figur 5-1 Årlige verdifaktorer for renoveringsprosjekter i USA 39

Figur 5-2 Årlig endring i boligformue og andel renoveringskostnader av boligformue 41

Figur 5-3 Differansen i SSBs indeks ved verdifaktor 0,39 og 0,669 ved bruk av boligformue 41

Figur 5-4 Differansen i SSBs indeks ved verdifaktor 1,0 og akkumulert differanse for de ulike verdifaktorene ved bruk av boligformue 41

Figur 5-5 Årlig endring i boligmasse og andel renoveringskostnader av boligmasse 42

Figur 5-6 Differansen i SSBs indeks ved verdifaktor 0,39 og 0,669 ved bruk av boligmasse 43

Figur 5-7 Differansen i SSBs indeks ved verdifaktor 1,0 og akkumulert differanse for de ulike verdifaktorene ved bruk av boligmasse 43

Figur 5-8 Sammenstilling av vår replikerte indeks og SSBs kvartalsvis indeks 50

Figur 5-9 Sammenstilling av replikert SSB indeks, samt indeks for renoverte og ikke renoverte boliger 51

Figur 5-10 Prisvekst for renovert og ikke-renovert utvalg i perioden 2010 til 2017 51

Figur 5-11 Histogram med normaltrendlinje for total salgspris og boligareal for utvalget. .. 52

Figur 5-12 Residualplott av hele utvalget og for renoverte boliger 52

Figur 6-1 Boligprisindeksebaner 54

Figur 6-2 Sannsynlige justerte indeksbaner 61

Tabelliste

Tabell 3-1 Eiendommers prisdeterminanter 14

Tabell 3-2 Sammendrag av tidligere relevante funn 17

Tabell 4-1 Reestimering av forventningsvariabelen 24

Tabell 4-2 Resultater reestimering av Jacobsen og Naug 26

Tabell 4-3 Resultater ny boligprismodell 30

Tabell 4-4 De kortsiktige variablene i vår modell 31

Tabell 4-5 De langsiktige variablene i vår modell 32

Tabell 5-1 Komplett variabelliste for SSBs prisindeks for brukte boliger 46

Tabell 5-2 Gjennomsnittsverdier, samt maksimum og minimumsverdier for utvalg 48

Tabell 5-3 Forkortede regresjonsresultater for de forskjellige regresjonsmodellene 49

Tabell 6-1 Validitet og reliabilitet 56

Tabell 6-2 Tidligere arbeid 58

Tabell 6-3 Samsvarende resultater 59

Tabell 6-4 Utelatte variabler 60

Tabell 6-5 Sammenstilling av faktorer 60

Vedlegg

Vedlegg metode 1:

1-1 Korrelasjonsanalyse med differensiert lnRenovering

	d1_LNS~s	d1_lni~t	d1_Ren~t	l1_d1_~t	FORVV	l1_LNS~s	l1_Ren~t	ln_Arb~g	l1_inn~g	S1	S2	S3	d1_LNo~g
d1_LNSSBIn~s	1.0000												
d1_lninntekt	-0.0774	1.0000											
d1_Rentesk~t	-0.0755	0.0506	1.0000										
l1_d1_rent~t	-0.2660	-0.0532	0.5767	1.0000									
FORVV	0.3257	0.0263	0.1012	-0.1275	1.0000								
l1_LNSSBIn~s	-0.1360	0.0776	-0.0320	-0.0269	-0.1632	1.0000							
l1_Rentesk~t	-0.3068	-0.0101	-0.1370	0.2316	-0.1894	-0.3906	1.0000						
ln_ArbLedig	0.1278	-0.0447	-0.1819	-0.2518	0.0150	0.1978	-0.7748	1.0000					
l1_inntekm~g	-0.1021	-0.1876	-0.1546	-0.1276	-0.1603	0.8831	-0.5368	0.4904	1.0000				
S1	0.5204	-0.3880	-0.1412	0.0280	0.0042	-0.0381	0.0224	-0.0085	0.0696	1.0000			
S2	0.3722	0.4746	-0.0101	-0.1356	0.0269	0.0641	-0.0421	-0.0056	-0.0792	-0.3333	1.0000		
S3	-0.3061	-0.2337	0.1287	-0.0262	0.0844	-0.0157	-0.0072	0.0057	0.0423	-0.3333	-0.3333	1.0000	
d1_LNoppus~g	0.4086	-0.2892	0.3323	0.1704	-0.0696	-0.0029	-0.1716	0.0184	0.0638	0.7051	-0.2350	-0.2350	1.0000

1-2 Dickey-Fuller test for stasjonaritet

```
. dfuller d1_LNoppussing

Dickey-Fuller test for unit root                   Number of obs   =        52

                               ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
                  Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
               Statistic           Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(t)             -8.358            -3.577            -2.928            -2.599
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```

1-3 Breusch-Godfrey LM test for autokorrelasjon

```
. estat bgodfrey

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
    lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
       1     |        1.917                1                   0.1662
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
```

1-4 Ramsey RESET test for utelatte variabler

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of d1_LNSSBIndeks
       Ho:  model has no omitted variables
                  F(3, 37) =      3.01
                  Prob > F =      0.0422
```

1-5 Breusch-Pagan test for heteroskedasitet

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
        Ho: Constant variance
        Variables: d1_lninntekt d1_Renteskatt l1_d1_renteskatt FORVV l1_LNSSBIndeks l1_Renteskatt ln_ArbLedig l1_inntekminusbolig S1 S2 S3 d1_LNoppussing

        chi2(12)      =    11.31
        Prob > chi2   =   0.5027
```

1-6 Johansen test for kointegrasjon

```
. vecrank d1_LNSSBIndeks d1_lninntekt d1_Renteskatt d1_LNoppussing

                       Johansen tests for cointegration
Trend: constant                                        Number of obs =      51
Sample:  2004q4 - 2017q2                                        Lags =       2
```

maximum rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
0	20	587.4991	.	123.8511	47.21
1	27	612.01216	0.61760	74.8250	29.68
2	32	629.8356	0.50290	39.1781	15.41
3	35	644.11935	0.42887	10.6106	3.76
4	36	649.42465	0.18783		

Vedlegg metode 2

2-1 Beregninger boligformue

Tabell 2-1-1 Beregninger indeks med verdifaktor 0,39, ROT/boligformue

Verdieffekt faktor 0,39								
ÅR	**SSB Indeks**	**% vis prisutvikling fra 2004**	**Årlig endring prosent-poeng**	**Årlig oppussing prosent-poeng**	**Årlig endring justert prosent-poeng**	**Indeks VF 0,669**	**% vis prisutvikling fra 2004 justert**	**Differanse**
2007	70,1	0,00 %				70,10		0,00 %
2008	69,4	-1,00 %	-0,7	0,61	-1,31	68,79	-1,88 %	0,88 %
2009	70,7	0,86 %	1,3	0,60	0,70	69,48	-0,88 %	1,74 %
2010	76,5	9,13 %	5,8	0,58	5,22	74,70	6,56 %	2,57 %
2011	82,6	17,83 %	6,1	0,56	5,54	80,24	14,47 %	3,36 %
2012	88,2	25,82 %	5,6	0,51	5,09	85,33	21,73 %	4,09 %
2013	91,8	30,96 %	3,6	0,51	3,09	88,42	26,14 %	4,82 %
2014	94,3	34,52 %	2,5	0,52	1,98	90,40	28,97 %	5,56 %
2015	100,0	42,65 %	5,7	0,50	5,20	95,61	36,39 %	6,27 %
2016	107,0	52,64 %	7,0	0,49	6,51	102,12	45,68 %	6,96 %

Tabell 2-1-2 Beregninger indeks med verdifaktor 0,669, ROT/boligformue

Verdieffekt faktor 0,669								
ÅR	SSB Indeks	% vis prisutvikling fra 2004	Årlig endring prosent-poeng	Årlig oppussing prosent-poeng	Årlig endring justert prosent-poeng	Indeks VF 0,669	% vis prisutvikling fra 2004 justert	Differanse
2007	70,1	0,00 %				70,10		0,00 %
2008	69,4	-1,00 %	-0,7	1,06	-1,76	68,34	-2,51 %	1,51 %
2009	70,7	0,86 %	1,3	0,99	0,31	68,65	-2,07 %	2,92 %
2010	76,5	9,13 %	5,8	0,90	4,90	73,56	4,93 %	4,20 %
2011	82,6	17,83 %	6,1	0,83	5,27	78,83	12,45 %	5,38 %
2012	88,2	25,82 %	5,6	0,75	4,85	83,68	19,37 %	6,45 %
2013	91,8	30,96 %	3,6	0,79	2,81	86,49	23,37 %	7,58 %
2014	94,3	34,52 %	2,5	0,88	1,62	88,11	25,69 %	8,83 %
2015	100,0	42,65 %	5,7	0,79	4,91	93,02	32,69 %	9,96 %
2016	107,0	52,64 %	7,0	0,80	6,20	99,21	41,53 %	11,11 %

Tabell 2-1-3 Beregninger indeks med verdifaktor 1,0, ROT/boligformue

Verdieffekt faktor 1								
ÅR	SSB Indeks	% vis prisutvikling fra 2004	Årlig endring prosent-poeng	Årlig oppussing prosent-poeng	Årlig endring justert prosent-poeng	Indeks VF 0,669	% vis prisutvikling fra 2004 justert	Differanse
2007	70,1	0,00 %				70,10		0,00 %
2008	69,4	-1,00 %	-0,7	1,58	-2,28	67,82	-3,25 %	2,25 %
2009	70,7	0,86 %	1,3	1,55	-0,25	67,57	-3,61 %	4,46 %
2010	76,5	9,13 %	5,8	1,49	4,31	71,88	2,54 %	6,58 %
2011	82,6	17,83 %	6,1	1,43	4,67	76,55	9,20 %	8,63 %
2012	88,2	25,82 %	5,6	1,31	4,29	80,84	15,32 %	10,49 %
2013	91,8	30,96 %	3,6	1,31	2,29	83,13	18,59 %	12,35 %
2014	94,3	34,52 %	2,5	1,33	1,17	84,30	20,26 %	14,25 %
2015	100,0	42,65 %	5,7	1,27	4,43	88,73	26,58 %	16,07 %
2016	107,0	52,64 %	7,0	1,25	5,75	94,48	34,78 %	17,85 %

2-2 Beregninger boligmasse

Tabell 2-2-1 Beregninger indeks med verdifaktor 0,39, ROT/boligmasse

Verdieffekt faktor 0,39								
ÅR	**SSB Indeks**	**% vis prisutvikling fra 2004**	**Årlig endring prosent-poeng**	**Årlig oppussing prosent-poeng**	**Årlig endring justert prosent-poeng**	**Indeks VF 0,669**	**% vis prisutvikling fra 2004 justert**	**Differanse**
2004	50,6			0,85		50,60		
2005	54,8	8,30 %	4,2	0,86	3,34	53,94	6,60 %	1,70 %
2006	62,3	23,12 %	7,5	0,87	6,63	60,57	19,70 %	3,42 %
2007	70,1	38,54 %	7,8	0,86	6,94	67,51	33,42 %	5,12 %
2008	69,4	37,15 %	-0,7	0,82	-1,52	65,99	30,42 %	6,73 %
2009	70,7	39,72 %	1,3	0,81	0,49	66,48	31,38 %	8,34 %
2010	76,5	51,19 %	5,8	0,81	4,99	71,47	41,24 %	9,95 %
2011	82,6	63,24 %	6,1	0,84	5,26	76,73	51,64 %	11,60 %
2012	88,2	74,31 %	5,6	0,81	4,79	81,52	61,10 %	13,21 %
2013	91,8	81,42 %	3,6	0,82	2,78	84,30	66,60 %	14,82 %
2014	94,3	86,36 %	2,5	0,82	1,68	85,98	69,91 %	16,45 %
2015	100,0	97,63 %	5,7	0,82	4,88	90,86	79,56 %	18,06 %
2016	107,0	111,46 %	7,0	0,82	6,18	97,04	91,78 %	19,69 %
2017	112,4	122,13 %	5,4	0,82	4,58	101,62	100,83 %	21,30 %

Tabell 2-2-2 Beregninger indeks med verdifaktor 0,669, ROT/boligmasse

Verdieffekt faktor 0,669								
ÅR	**SSB Indeks**	**% vis prisutvikling fra 2004**	**Årlig endring prosent-poeng**	**Årlig oppussing prosent-poeng**	**Årlig endring justert prosent-poeng**	**Indeks VF 0,669**	**% vis prisutvikling fra 2004 justert**	**Differanse**
2004	50,6			1,74		50,6		
2005	54,8	8,30 %	4,2	1,91	2,29	52,89	4,53 %	3,77 %
2006	62,3	23,12 %	7,5	1,70	5,80	58,69	16,00 %	7,13 %
2007	70,1	38,54 %	7,8	1,55	6,25	64,94	28,35 %	10,19 %
2008	69,4	37,15 %	-0,7	1,41	-2,11	62,84	24,18 %	12,97 %
2009	70,7	39,72 %	1,3	1,33	-0,03	62,81	24,13 %	15,60 %
2010	76,5	51,19 %	5,8	1,25	4,55	67,36	33,11 %	18,07 %
2011	82,6	63,24 %	6,1	1,24	4,86	72,22	42,72 %	20,52 %
2012	88,2	74,31 %	5,6	1,21	4,39	76,61	51,41 %	22,90 %
2013	91,8	81,42 %	3,6	1,27	2,33	78,94	56,02 %	25,41 %
2014	94,3	86,36 %	2,5	1,40	1,10	80,05	58,20 %	28,16 %
2015	100,0	97,63 %	5,7	1,30	4,40	84,45	66,89 %	30,74 %
2016	107,0	111,46 %	7,0	1,35	5,65	90,10	78,05 %	33,41 %
2017	112,4	122,13 %	5,4	1,34	4,06	94,15	86,07 %	36,07 %

Tabell 2-2-3 Beregninger indeks med verdifaktor 1,0 ROT/boligmasse

Verdieffekt faktor 1								
ÅR	**SSB Indeks**	**% vis prisutvikling fra 2004**	**Årlig endring prosent-poeng**	**Årlig oppussing prosent-poeng**	**Årlig endring justert prosent-poeng**	**Indeks VF 0,669**	**% vis prisutvikling fra 2004 justert**	**Differanse**
2004	50,6			2,17		50,60		
2005	54,8	8,30 %	4,2	2,20	2,00	52,60	3,94 %	4,36 %
2006	62,3	23,12 %	7,5	2,23	5,27	57,87	14,36 %	8,76 %
2007	70,1	38,54 %	7,8	2,21	5,59	63,45	25,40 %	13,13 %
2008	69,4	37,15 %	-0,7	2,09	-2,79	60,66	19,89 %	17,26 %
2009	70,7	39,72 %	1,3	2,08	-0,78	59,88	18,34 %	21,38 %
2010	76,5	51,19 %	5,8	2,09	3,71	63,59	25,68 %	25,51 %
2011	82,6	63,24 %	6,1	2,14	3,96	67,55	33,50 %	29,75 %
2012	88,2	74,31 %	5,6	2,09	3,51	71,06	40,44 %	33,87 %
2013	91,8	81,42 %	3,6	2,09	1,51	72,57	43,41 %	38,01 %
2014	94,3	86,36 %	2,5	2,11	0,39	72,96	44,18 %	42,18 %
2015	100,0	97,63 %	5,7	2,09	3,61	76,56	51,31 %	46,32 %
2016	107,0	111,46 %	7,0	2,11	4,89	81,46	60,98 %	50,48 %
2017	112,4	122,13 %	5,4	2,09	3,31	84,77	67,52 %	54,61 %

Vedlegg metode 3

3-1 Regresjonsresultatet metode 3

	(1) SSB replikert	(2) SSB med renoverings-variabler	(3) SSB med variabel for renoverte	(4) Modell med renoverte boliger	(5) Modell med ikke-renoverte boliger
ln P-rom	0.675*** (78.97)	0.671*** (78.26)	0.671*** (78.32)	0.660*** (32.87)	0.674*** (71.04)
Sone 2	-0.351*** (-32.24)	-0.348*** (-32.08)	-0.349*** (-32.12)	-0.366*** (-13.78)	-0.347*** (-29.07)
Aldersgruppe 2	-0.0709*** (-4.97)	-0.0721*** (-5.07)	-0.0720*** (-5.06)	-0.0118 (-0.35)	-0.0829*** (-5.26)
Aldersgruppe 3	-0.137*** (-10.71)	-0.139*** (-10.88)	-0.139*** (-10.88)	-0.0941** (-3.07)	-0.148*** (-10.46)
Aldersgruppe 4	-0.146*** (-12.78)	-0.148*** (-12.98)	-0.147*** (-12.97)	-0.100*** (-3.54)	-0.155*** (-12.46)
2008 2. kvartal	0.0369 (1.54)	0.0381 (1.59)	0.0382 (1.60)	0.162* (2.19)	0.0241 (0.95)
2008 3. kvartal	-0.0526* (-1.97)	-0.0502 (-1.88)	-0.0506 (-1.90)	-0.254** (-2.81)	-0.0399 (-1.42)
2008 4. kvartal	-0.0962*** (-3.40)	-0.0958*** (-3.40)	-0.0963*** (-3.42)	-0.129 (-1.57)	-0.0934** (-3.11)
2009 1. kvartal	-0.0389 (-1.42)	-0.0372 (-1.36)	-0.0375 (-1.37)	-0.101 (-1.14)	-0.0357 (-1.23)
2009 2. kvartal	-0.0261 (-1.06)	-0.0239 (-0.97)	-0.0243 (-0.99)	-0.132 (-1.66)	-0.0192 (-0.74)
2009 3. kvartal	0.00497 (0.18)	0.00681 (0.25)	0.00648 (0.24)	0.0547 (0.62)	-0.000819 (-0.03)
2009 4. kvartal	0.00998 (0.37)	0.00638 (0.24)	0.00655 (0.24)	0.0907 (1.31)	-0.00691 (-0.23)
2010 1. kvartal	0.0410 (1.37)	0.0348 (1.17)	0.0351 (1.18)	0.0798 (1.14)	0.0328 (0.98)
2010 2. kvartal	0.126*** (4.91)	0.122*** (4.76)	0.123*** (4.78)	0.187** (2.81)	0.114*** (4.06)
2010 3. kvartal	0.0904*** (3.49)	0.0875*** (3.38)	0.0883*** (3.42)	0.204** (2.96)	0.0696* (2.49)
2010 4. kvartal	0.100*** (3.67)	0.0949*** (3.48)	0.0952*** (3.49)	0.0924 (1.38)	0.109*** (3.58)
2011 1. kvartal	0.122*** (4.44)	0.119*** (4.32)	0.120*** (4.35)	0.217** (3.03)	0.103*** (3.46)
2011 2. kvartal	0.164*** (6.82)	0.159*** (6.62)	0.160*** (6.65)	0.220*** (3.53)	0.153*** (5.82)
2011 3. kvartal	0.153*** (6.10)	0.150*** (5.97)	0.150*** (5.99)	0.185** (2.80)	0.148*** (5.42)
2011 4. kvartal	0.177*** (6.76)	0.173*** (6.59)	0.173*** (6.61)	0.246*** (3.69)	0.162*** (5.62)
2012 1. kvartal	0.217*** (8.34)	0.212*** (8.16)	0.212*** (8.18)	0.295*** (4.53)	0.198*** (6.90)
2012 2. kvartal	0.224*** (8.43)	0.219*** (8.29)	0.220*** (8.31)	0.293*** (4.35)	0.209*** (7.22)
2012 3. kvartal	0.232*** (9.16)	0.225*** (8.90)	0.226*** (8.93)	0.291*** (4.63)	0.217*** (7.69)

2012 4. kvartal	0.211*** (8.07)	0.209*** (8.01)	0.210*** (8.04)	0.322*** (4.50)	0.193*** (6.89)
2013 1. kvartal	0.242*** (8.77)	0.236*** (8.56)	0.236*** (8.58)	0.338*** (5.05)	0.215*** (7.00)
2013 2. kvartal	0.302*** (12.61)	0.297*** (12.42)	0.298*** (12.45)	0.336*** (5.41)	0.297*** (11.35)
2013 3. kvartal	0.274*** (10.59)	0.271*** (10.50)	0.271*** (10.52)	0.307*** (4.52)	0.269*** (9.63)
2013 4. kvartal	0.234*** (8.96)	0.227*** (8.72)	0.228*** (8.75)	0.281*** (4.36)	0.223*** (7.70)
2014 1. kvartal	0.297*** (10.84)	0.291*** (10.65)	0.291*** (10.67)	0.371*** (5.55)	0.278*** (9.13)
2014 2. kvartal	0.293*** (12.42)	0.289*** (12.24)	0.290*** (12.27)	0.365*** (5.87)	0.277*** (10.78)
2014 3. kvartal	0.308*** (12.20)	0.301*** (11.93)	0.302*** (11.96)	0.385*** (6.16)	0.286*** (10.14)
2014 4. kvartal	0.307*** (11.20)	0.300*** (10.93)	0.300*** (10.96)	0.391*** (5.99)	0.281*** (9.06)
2015 1. kvartal	0.350*** (12.99)	0.346*** (12.87)	0.347*** (12.92)	0.310*** (4.44)	0.362*** (12.37)
2015 2. kvartal	0.404*** (17.01)	0.397*** (16.72)	0.397*** (16.76)	0.499*** (8.28)	0.373*** (14.19)
2015 3. kvartal	0.392*** (15.15)	0.386*** (14.93)	0.386*** (14.96)	0.430*** (6.68)	0.383*** (13.38)
2015 4. kvartal	0.367*** (13.61)	0.357*** (13.24)	0.358*** (13.28)	0.459*** (7.30)	0.330*** (10.63)
2016 1. kvartal	0.401*** (14.45)	0.394*** (14.23)	0.395*** (14.26)	0.474*** (7.13)	0.383*** (12.32)
2016 2. kvartal	0.416*** (17.56)	0.409*** (17.26)	0.410*** (17.32)	0.438*** (7.27)	0.414*** (15.81)
2016 3. kvartal	0.382*** (15.16)	0.372*** (14.78)	0.373*** (14.83)	0.433*** (7.09)	0.365*** (12.77)
2016 4. kvartal	0.408*** (15.18)	0.402*** (14.95)	0.403*** (15.01)	0.473*** (7.19)	0.392*** (13.11)
2017 1. kvartal	0.405*** (15.45)	0.401*** (15.29)	0.402*** (15.34)	0.513*** (7.68)	0.381*** (13.26)
2017 2. kvartal	0.456*** (19.50)	0.446*** (19.09)	0.447*** (19.15)	0.527*** (8.96)	0.431*** (16.42)
2017 3. kvartal	0.400*** (15.55)	0.394*** (15.33)	0.395*** (15.36)	0.478*** (7.47)	0.380*** (13.34)
2017 4. kvartal	0.378*** (13.60)	0.378*** (13.61)	0.378*** (13.61)	0.500*** (6.48)	0.362*** (12.17)
Renovert		0.0437*** (5.99)	0.0422*** (5.93)		
Utført mindre arbeider		0.00854 (0.94)			
Konstant	11.75*** (243.26)	11.77*** (243.67)	11.77*** (243.67)	11.76*** (99.61)	11.76*** (221.08)
Observasjoner	7499	7499	7499	1577	5922
Justert R^2	0.607	0.609	0.609	0.578	0.606

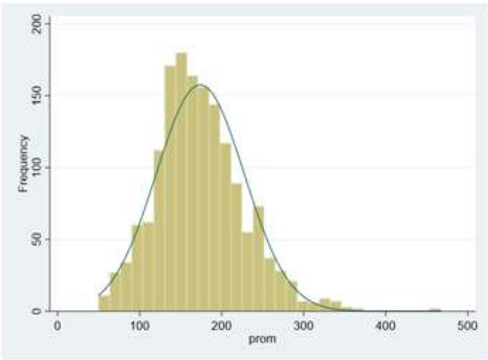
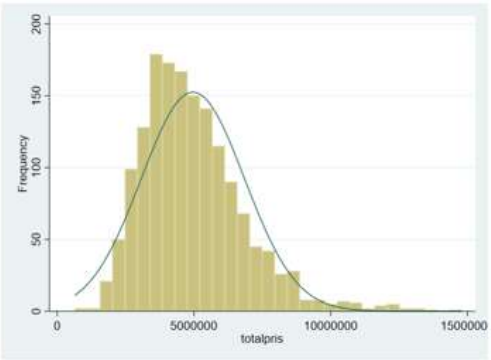
t-verdi i parentes
* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

3-2 Test for heteroskedasitet metode 3

```
. hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: fitted values of lnpris

         chi2(1)      =     0.79
         Prob > chi2  =   0.3746
```

Breusch-Pagan for modell 4.

```
. hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: fitted values of lnpris

         chi2(1)      =     0.53
         Prob > chi2  =   0.4680
```

Breusch-Pagan for modell 1.

3-3 Histogram for P-rom og salgspris for renovert utvalg