

## **Forord**

*Jeg ønsker å takke Lars C. Bruno for god veiledning med oppgaven og for god hjelp i løpet av hele min tid på Handelshøyskolen BI.*

### **1.0 Sammendrag**

I denne bacheloroppgaven ønsker en å finne ut hvilke påvirkningsfaktorer som har vært mest betydningsfulle for boligprisutviklingen i Norge på et regionalt nivå, de siste ti til femten årene. For å kunne se nærmere på denne sammenhengen og eventuelle likheter og forskjeller mellom regionene, har en benyttet seg av kvantitativ analyse. Utvalgte variabler er valgt med bakgrunn i økonomisk teori og forskningsrapporten til Jacobsen og Naug (2004).

Resultatene jeg kommer frem til er kortsiktige sammenhenger mellom endringen i de uavhengige variablene og endringen i reell boligpris. Like kortsiktige sammenhenger kan observeres fra tidligere teori og Jacobsen og Naug (2004). Modellene mine klarer ikke å observere signifikante langsiktige effekter, og jeg fikk generelt langt mindre signifikante variabler enn jeg trodde. Dog kom det fram noen betydelige likheter og forskjeller mellom Oslo med Bærum, Bergen, Trondheim og Stavanger.

# Innholdsfortegnelse

<b>1.0 Sammendrag</b>	<b>1</b>
<b>1.1 Innledning</b>	<b>4</b>
<b>1.2 Problemstilling</b>	<b>4</b>
<b>1.3 Nasjonal prisutvikling</b>	<b>4</b>
<b>1.4 De regionale boligmarkedene</b>	<b>5</b>
<b>2.0 Teori</b>	<b>11</b>
2.1 Etterspørsel og tilbudssiden i boligmarkedet	
2.1.1 Jacobsen og Naug (2004): modell for etterspørsel i boligmarkedet	
2.1.2 James Tobin (1969): modell for estimering av merverdien til selskaper	
2.1.3 Sørensen og Whitta-Jacobsen (2010): modell for tilbud i boligmarkedet	
2.1.4 Sørensen og Whitta-Jacobsen (2010): modell for etterspørselen i boligmarkedet	
2.1.5 Likevekt på kort sikt	
2.1.6 Likevekt på lang sikt	
2.2 Tidligere forskning	
2.2.1 Jacobsen og Naug (2004)	
2.3 Utvalgte variabler	
2.3.1 Boligpris	
2.3.2 Rente	
2.3.3 Boligmasse	
2.3.4 Arbeidsledighet	
2.3.5 Inntekt	
2.3.6 Befolkning	
2.3.7 Gjeld	
2.3.8 Flere forklaringsvariabler	
<b>3.0 Metode</b>	<b>28</b>
3.1 Økonometri	
3.1.1 Tidsserier	
3.1.2 Stasjonaritet	
3.1.3 Autokorrelasjon	
3.1.4 Kointegrasjon	
3.1.5 Feiljusteringsmodeller	
3.1.6 Leads and lags operator	
3.1.7 Interpolasjon	
3.1.8. Spesifikasjonsfeil	
<b>4.0 Data</b>	<b>40</b>
4.1 Kilder til data	
4.2 Resultater for regresjon	
4.2.1 Oslo med Bærum	
4.2.2 Bergen	
4.2.3 Trondheim	
4.2.4 Stavanger	
4.3 Resultat for feiljusteringsmodeller og «leads and lags operator»	
<b>5.0 Analyse</b>	<b>46</b>
5.1 Sammenligning av regionene	
5.1 Svakheter ved resultatet	
<b>6.0 Konklusjon</b>	<b>55</b>
<b>7.0 Referanser</b>	<b>56</b>

## 1.1 Innledning

Å eie bolig i Norge kan sies å være ettertraktet og dermed har boligprisene stadig blitt dyrere spesielt de siste 25 årene, sett bort i fra finanskrisen 2008. De største byene har vært områder som har bidratt til å øke det nasjonale gjennomsnittet, der boligprisene fra Oslo og omegn har tredoblet seg fra perioden 1991 til 2017. Dog finner vi også områder på Vestlandet, som siden 2014 har opplevd flate eller synkende boligpriser.

Utgangspunktet for denne oppgaven var et ønske om å finne ut hvilke påvirkningsfaktorer som har vært mest betydningsfulle for boligprisutviklingen i Norge på et regionalt nivå, de siste ti til femten årene.

Ved hjelp av teori og en økonometrisk modell vil oppgaven analysere hvilke ulike og like faktorer, som påvirker boligprisen på tvers av de regionale boligmarkedene. Her vil en også undersøke graden av påvirkning og tidsperspektivet på de utvalgte faktorene, mer bestemt den korte eller langsiktige effekten en faktor har hatt på boligprisen.

Det er ønskelig å studere boligprisutviklingen på et regionalt nivå, fremfor et aggregert nasjonalt nivå. Først og fremst fordi at en bolig er et stedsbestemt objekt, med sin særegne karakter at den ikke kan flyttes på.

Dog vil utgangspunktet for å finne noen av påvirkningsfaktorene starte på et overordnet nivå. Den globale økonomiske situasjonen og andre eksterne faktorer påvirker Norge spesielt, grunnet sin flytende valutakurs og rolle som eksport nasjon. Her vil en faktor som styringsrenten ofte både settes og påvirke på et nasjonalt nivå, men en faktor som arbeidsledighet potensielt kan utvikle seg mer ulikt mellom regionene.

Boligprisindeksen vist ved en nasjonal aggregert størrelse gir ofte et mindre nøyaktig og potensielt feilaktig bilde av de mange forskjellene en finner mellom regionene i Norge, og spesielt de siste årene. Hvor regionale verdifall og tap i boligmarkedet kan ofte bli dysset ned eller glemt, når media melder om en stigende nasjonal aggregert boligprisutvikling.

Det er flere fordeler av å se tilbake på boligmarkedet på et mer på et regionalt nivå, i løpet av den siste perioden. Her vil en oppnå en større forståelse av hvilke sammensetninger som

utgjør den nasjonal aggregerte boligprisutviklingen. Kunnskap som også kan brukes til å sette sammen et mer nøyaktig bilde av en potensiell fremtidig boligprisutvikling.

Med utgangspunktet i hvilke områder med tettest og størst antall boligmasse i Norge, velger en områdene; Oslo med Bærum, Bergen, Trondheim og Stavanger i oppgaven. Tidsperioden 2005 til 2018 er valgt med hensyn på periodens høye sammenhengende prisvekst, tilgang på sesongjustert data og for å unngå å ha med boligkrakket på sent åttitallet i den økonometriske modellen. Derfor endte en til slutt opp med problemstillingen beskrevet nedenfor.

## 1.2 Problemstilling:

*Hvilke hovedfaktorer er det som har påvirket boligprisutviklingen i Norges mest befolkede områder, Oslo med Bærum, Bergen, Trondheim og Stavanger i perioden 2005 til 2018?*

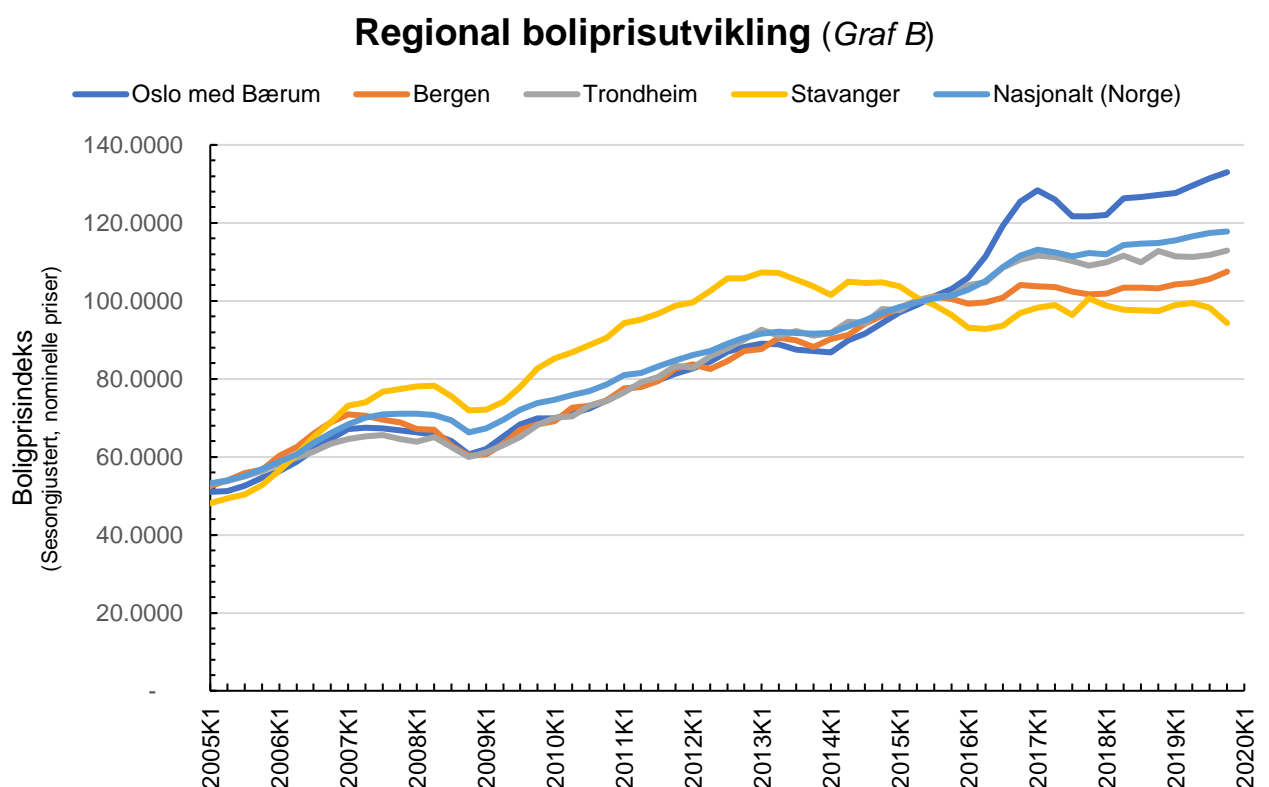
## 1.3 Nasjonal prisutvikling



**Graf A, Kilde:** <https://www.norges-bank.no/en/topics/Statistics/Historical-monetary-statistics/House-price-indices/>  
<https://www.ssb.no/statbank/table/08184/tableViewLayout/>

Graf (A) tar for seg Norges aggregerte boligprisindeks justert for generell prisvekst, i perioden 1905 til 2019. Grafen viser reelle boligpriser og en kan da sammenligne hvor mye boligprisen har steget i forhold til den konsumprisindeksen. Fra grafen kan en se en relativt stabil utvikling i realboligprisen fram til 1980. Her åpnes det opp for deregulering av boligmarkedet, som innleder jappetiden og til slutt boligpriskrakk etter toppen i 1987. En kan videre observere fra 1992 til 2019 har boligprisen nesten bare hatt en sterk vekst, utenom et betydelig fall på 18 % mellom perioden 2007 og 2009 under finanskrisen (Grytten, 2012).

### 1.3.1 De regionale boligmarkedene

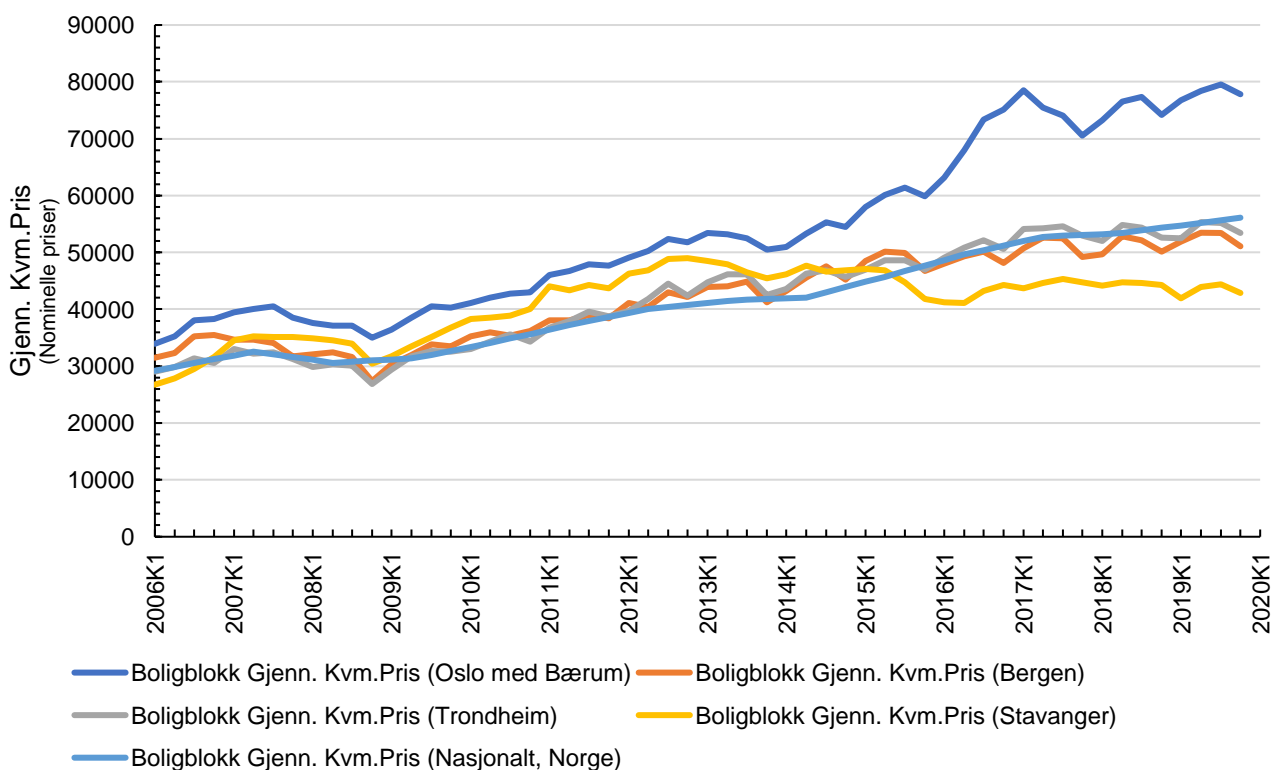


**Graf B, Kilde:** <https://www.ssb.no/statbank/table/07221/>

Her viser graf (B) nominell boligprisutviklingen justert for sesonger, i perioden 2005 til 2019. Fra starten av tidsperioden kan en se at alle områdene vokser frem til 2014, utenom om knekken alle opplevde under finanskrisen i 2008. Videre kan en se at Stavanger har hatt en større vekst enn de andre områdene og det nasjonale gjennomsnittet frem til sommeren 2014, da falt oljeprisen betydelig fram til 2016 i følge med boligprisindeksen for Stavanger. Neste

observasjon er det felles krysningspunktet i midten av 2015, der Oslo med Bærum skyter i værs og Stavanger faller. Fra samme tidspunktet ser en også Bergen med en nesten flat utvikling, og Trondheim vokser i samme styrke som det nasjonale gjennomsnittet ut tidsperioden. Når Oslo med Bærum ligger på en topp i starten av 2017, ser en i neste omgang en korreksjon som faller på samme tidspunkt med boliglånsforskriften innført av regjeringen i 2017. Fra starten av 2018 kan en se at Oslo med Bærum ikke opplever samme grad av vekst som i 2016, men fra starten av 2018 fortsetter boligprisindeksen å vokse i et stødig tempo over det nasjonale gjennomsnittet.

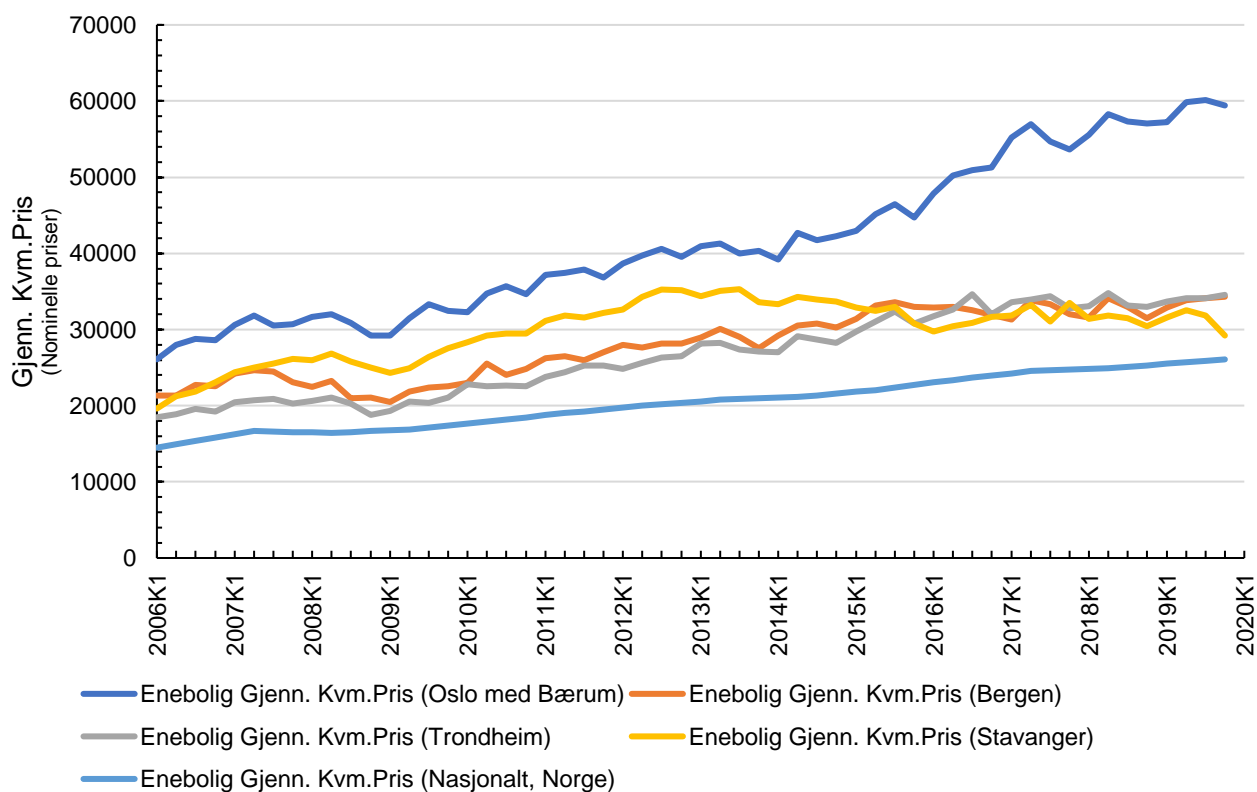
### Gjennomsnittlig kvadratmeterpris på leilighet i boligblokk (Graf C)



**Graf C, Kilde:** <https://www.ssb.no/statbank/table/05963/>, <https://www.ssb.no/statbank/table/06035/>

Graf (C) viser gjennomsnittlig nominell kvadratmeterpris på leilighet i boligblokk, i perioden 2006 til 2019. Fra perioden kan en nesten se akkurat den samme utviklingen som i graf (B), utenom om en parallellforskyvning av kvadratmeterprisen for Oslo med Bærum. Dermed har boligprisindeksen og kvadratmeterprisen for Oslo med Bærum meget lik utviklingen, men i motsetningen ligger her kvadratmeterprisen over de andre områdene og det nasjonale gjennomsnittet over hele tidsperioden.

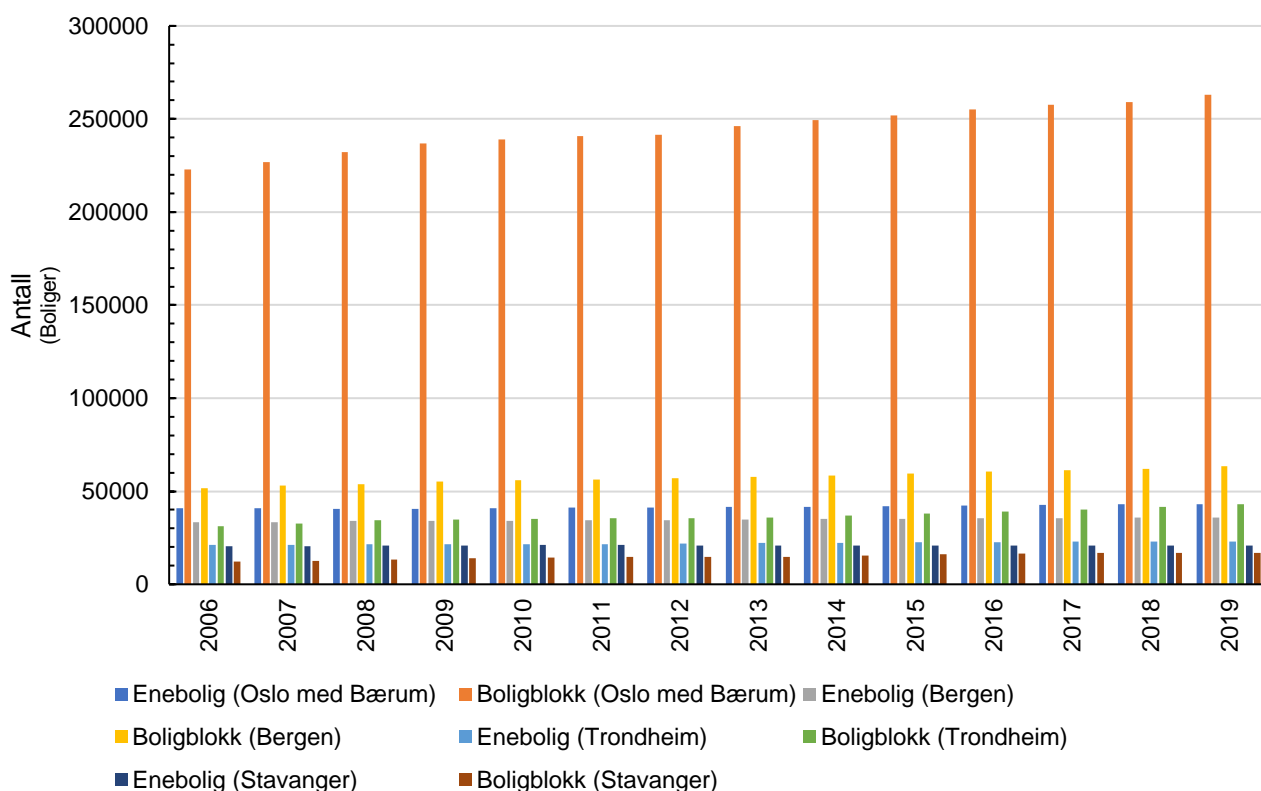
### Gjennomsnittlig kvadratmeterpris på enebolig (Graf D)



**Graf D, Kilde:** <https://www.ssb.no/statbank/table/05963/>, <https://www.ssb.no/statbank/table/06035/>

Ved Graf (D) ser en på gjennomsnittlig nominell kvadratmeterpris på enebolig, i perioden 2006 til 2019. Fra grafen kan en se at prisene for alle områdene holder seg over det nasjonale gjennomsnittet, og med nesten samme utviklingen som i graf (B), bare ikke like tydelig som i Graf (C). Der fluktuasjonene observerte for alle områdene i 2008, fallet for Stavanger i 2014 til 2016, Oslo med Bærum sin sterke vekst i 2016 og korreksjon i 2017 vises tilsynelatende å være mer moderate ved kvadratmeterprisen for eneboliger i tidsperioden. Dog er prisskille mellom Oslo med Bærum og det nasjonale gjennomsnittet på sitt største når en ser bestemt på denne størrelsen i 2019, sammenlignet med de andre grafene (B og C) i 2019 som tar for seg andre mål for regional prisutvikling.

## Boligtype (Enebolig og Leilighet i Boligblokk, Graf E)

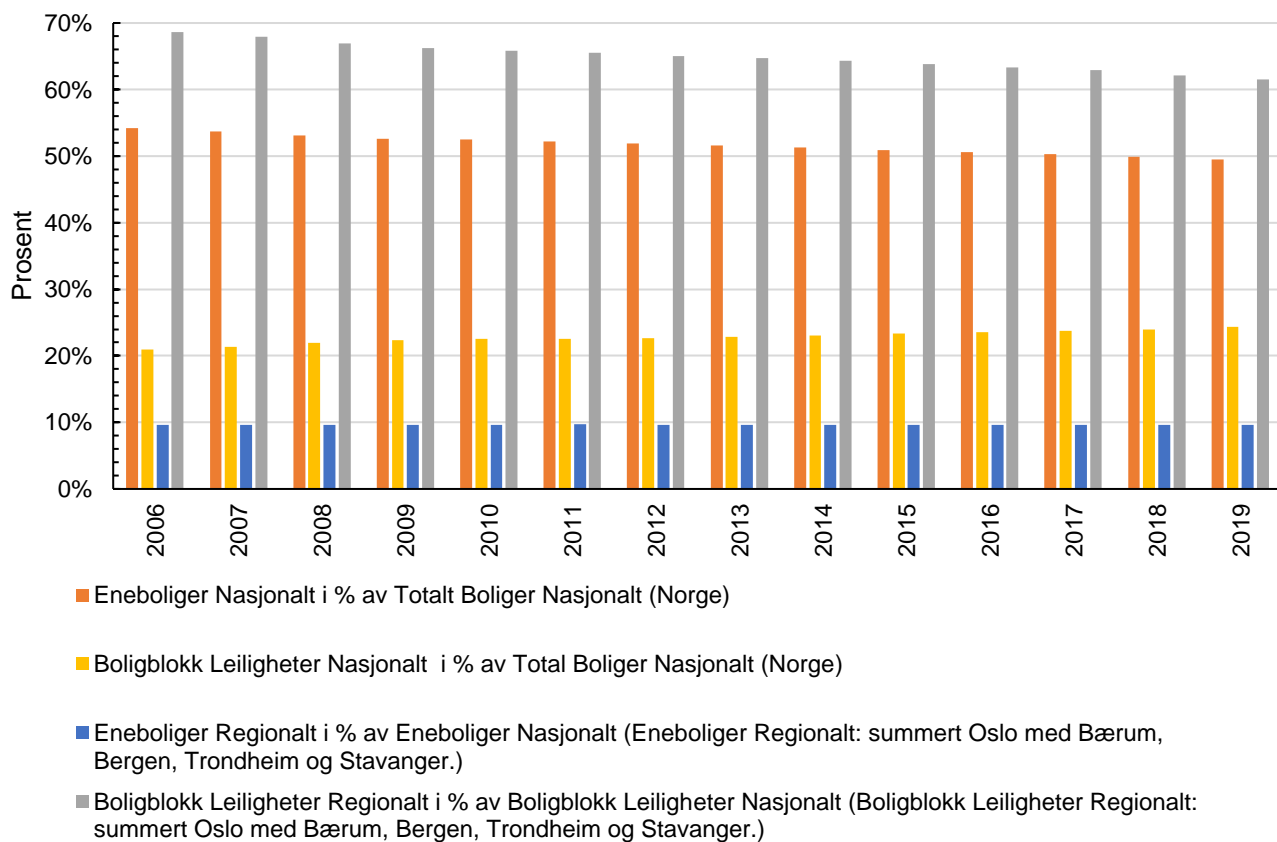


**Graf E, Kilde:** <https://www.ssb.no/statbank/table/06265/>

Graf (E) viser mengden boligmasse i kategoriene enebolig og leilighet i boligblokk fra områdene Oslo med Bærum, Bergen, Trondheim og Stavanger i perioden 2006 til 2019. Grafen viser en relativ moderat økning i eneboliger, med en vekst som holder seg under 10 % for alle områdene i løpet av perioden. Videre viser grafen en relativt sterkere økning for leiligheter i boligblokk, der veksten ligger over 15 % for alle områdene gjennom perioden. Alle områdene utenom Stavanger, har flere boligblokk leiligheter enn eneboliger. Det er har tydeligere blitt et skifte i det tradisjonelle bolig tilbudet ved forholdet mellom de to bolig kategoriene, hvor leiligheter har blitt stadig mere populært å bygge. En årsak til dette kan være profitt incentivet for utbyggere. Der størrelse på eneboliger er som oftest større leiligheter, og når det er trangt om plass i bykjernen, vil utbyggere få bedre betalt per kvadratmeter å bygge boligblokker i høyden, enn eneboliger ofte litt utenfor indre bykjerne. Dog vil tomte prisene i byene også stige, så kostnadene for utbyggerne vil også reflekteres i markedsprisen og ikke bare en større margin for leilighetene de selger.



## Boligtype i % sammenlignet med nasjonal mengde (Enebolig og Leilighet i Boligblokk, Graf F)



**Graf F, Kilde:** <https://www.ssb.no/statbank/table/06265/>

Graf (F) viser to mål for boligtypene eneboliger og boligblokk leiligheter, fra perioden 2006 til 2019. Stolpene (oransje og gul) fra venstre i grafen viser hvor stor andel eneboliger og boligblokk leiligheter utgjør av det totale boligtilbudet. Hvor i 2019 utgjorde eneboliger 49 % og boligblokk leiligheter 24 %, tilsammen 73% av den totale boligmassen i landet.

Utviklingen i boligforholdet i perioden har vært relativt moderat, med et fall for eneboliger på 5 % og vekst på 3 % for boligblokk leiligheter. Her kan en observere at eneboliger fortsatt er den største delen av det nasjonale boligtilbudet, men fra perioden kan en observere en stadig større konvergens av de to boligtypene.

Neste del i grafen bestående av stolpene (grå og blå) til høyre tar for seg mengden regionale eneboliger og boligblokk leiligheter, altså områdene Oslo med Bærum, Bergen, Trondheim og Stavanger summert sammen, så delt på den nasjonale mengden av de samme to boligtypene. Dette gjøres med hensikt å finne ut hvor stor andel oppgavens utvalgte regioner utgjør av de tidligere nevnte 73% av nasjonal mengde boligmasse for enebolig og boligblokk leiligheter. Fra 2019 kan vi se at regionale eneboliger utgjorde 10 % av total mengde eneboliger

nasjonalt, og boligblokk leiligheter lå på 62 % av nasjonal mengde, altså enn majoritet av boligblokk leilighetene i landet finner du i oppgavens utvalgte områder. Utviklingen av tilbudet for oppgavens regioner opp i mot nasjonal mengde er relativt uforandret, i perioden 2006 til 2019. Der eneboliger har holdt seg nesten uforandret på 10% og boligblokk leiligheter har falt 7% i løpet av perioden.

## 2.0 Teori

### 2.1 Etterspørsel og tilbudssiden i boligmarkedet

#### 2.1.1 Jacobsen og Naug (2004): modell for etterspørsel i boligmarkedet

Etterspørselen etter bolig kan betraktes på to måter, hovedsakelig som et boformål, men og som et investeringsobjekt, fokuset her vil ligge på det største området som er boformålet (Jacobsen & Naug, 2004). Utgangspunktet for hva som er de fundamentale prisdrivende i oppgaven vil stamme fra forskningsartikkelen av Jacobsen og Naug (2004) i regi av Norges Bank, altså hvilke faktorer som påvirker etterspørsel i det Norske boligmarkedet.

$$(1) H_D = f((V/P), (V/HL), (Y), (X)) \quad f_1 < 0, f_2 < 0, f_3 > 0$$

$H_D$  = Etterspørsel etter bolig

$V$  = Bokostnad for eier

$P$  = Priser på andre varer og tjenester enn bolig

$HL$  = Husleiekostnader

$Y$  = Husholdningenes disponible realinntekt

$X$  = Andre faktorer som påvirker boligprisene

Modellen vist i likningen (1) sier at hvis husholdningene disponible realinntekt ( $Y$ ) øker, vil etterspørselen for bolig ( $H_D$ ) øke. Når husleiekostnader ( $HL$ ) og priser på andre varer og tjenester enn bolig ( $P$ ) er relativt mindre enn bokostnaden for eier ( $V$ ), vil resultere i redusert etterspørsel etter bolig ( $H_D$ ). Videre vil andre faktorer som påvirker boligprisene i ( $X$ ) være drivere som rentesatsen for boliglån og husholdningens forventninger rundt boligmarkedet og økonomien i Norge generelt.

En generell optimisme blant husholdningene vedrørende økonomien og boligmarkedet vil føre til økt satsing og etterspørsel for bolig ( $H_D$ ). Derimot bekymringer for den framtidige økonomiske situasjon, vil føre ofte til en reduksjon i privat konsum og investeringer, som videre redusere etterspørselen etter bolig ( $H_D$ ). Denne reaksjonen kan da føre til et fall ved bygging av boliger, som ved videre forplantning kan føre til økt arbeidsledigheten, når behovet for arbeidskraft vil også synke ved redusert bygningsaktivitet. Økt arbeidsledigheten vil igjen gi usikkerhet, rundt forventningene om reallønnsvekst, som vil igjen øke pessimismen rundt norsk økonomis framtid, hvor igjen en ender opp med redusert privat konsum og risikovillighet for investeringer, og dermed også for bolig ( $H_D$ ).

Den andre mekanisme i (X) som kan påvirke etterspørselen etter bolig ( $H_D$ ) vil være den forventede og nominelle styringsrente ( $i$ ) satt av Norges Bank. En økt styringsrente vil da øke boliglånsrenten, som vil resultere i både økte priser for å ta opp boliglån, men også evnen til å håndtere lånekostnadene ved å eie en bolig.

Vedrørende husholdningenes forventning for økonomien vil renten ha en betydelig påvirkning. Endring av renten vil påvirke markedsaktørens forventinger vedrørende pris og reallønnsvekst. Økt styringsrente vil blant annet gi redusert forventet inflasjon ( $E\pi$ ), som blant annet vil føre til en økt forventet realrente. Dette som vil da dempe privat konsum og investeringer, sammen med at lån og penger blir dyrere, som vil igjen redusere etterspørselen etter bolig ( $H_D$ ). Rentens effekt på inflasjonen vises dog over lengere, og graden kan variere.

$$(2) \quad V/P = (PH/P)[BK] = (PH/P)[i(1 - \tau) - E\pi - (E\pi_{PH} - E\pi)]$$

$BK$  = Bokostnad per krone investert i bolig  
 $PH$  = Pris på gjennomsnittlig bolig  
 $i$  = Nominell rente  
 $\tau$  = Marginalskattesats  
 $E\pi$  = Forventet inflasjon  
 $E\pi_{PH}$  = Forventet vekst på boligpris

Videre fra modellen i ligning (2), tar en ( $V/P$ ) på venstresiden av ligningen, og kan dermed bytte variabelen bokostnad per krone investert i bolig ( $BK$ ) med realrenten etter skatt  $[i(1 - \tau) - E\pi_{PH}]$ . Utrykket viser den direkte og alternative rentekostnaden en boliglåntager vil være utsatt for. Altså den direkte rentekostnaden en må betale fra boliglånet, samt de potensielle renteinntektene man mister ved å være investert i bolig. Dermed vil økt rente ( $i$ ) øke den totale rentekostnader, gjennom lånet blir dyrere å ta opp og det vil være høyere avkastning å ha pengene i banken enn i bolig, og etterspørselen etter bolig vil reduseres ( $H_D$ ). Innad klammeparatesen  $[BK]$  finner vi forventet boligprisvekst ( $E\pi_{PH} - E\pi$ ), som beskriver dermed at kostnadene ved å eie en bolig ( $BK$ ) vil reduseres over tid, hvor på lang sikt vil det være dyrere å leie enn å eie bolig. Dermed vil boliggetterspørselen ( $H_D$ ) øke.

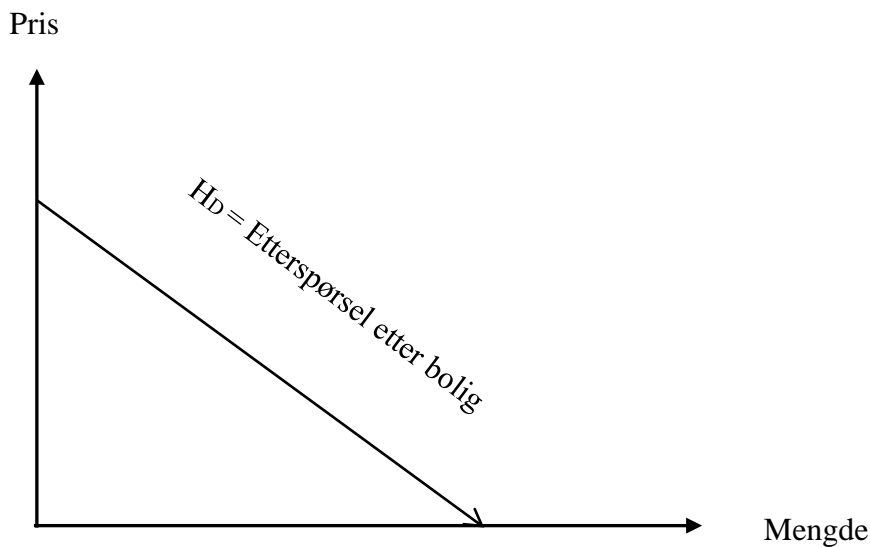
$$(3) \quad Y = Y_N / P^{\alpha_1} H^{\alpha_2} P^{\alpha_3}$$

$$\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$$

Y = Realinntekt  
YN = Nominell disponibel inntekt  
P = Konsum prisnivå  
HL = Husleie  
PH = Pris på bolig

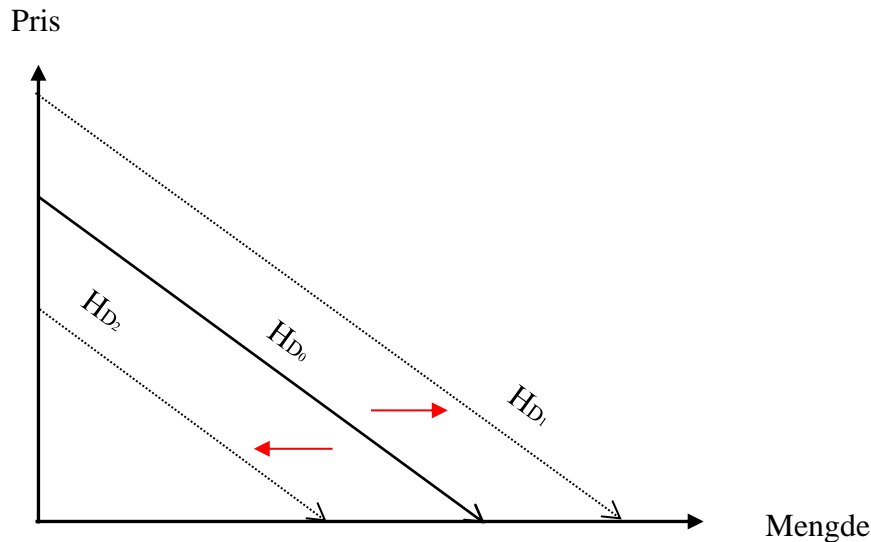
Når den disponible inntekten (YN) til husholdningene øker, altså beløpet en sitter igjen med etter betalte faste utgifter, vil etterspørsel for privat konsum også øke ved normale goder, som innebærer også etterspørselen for bolig ( $H_D$ ). Modellen i likning (3) viser realinntekten (Y) og den nominelle disponible inntekten (YN). På høyre siden av likningen ser en tre forskjellige faktorer kan redusere kjøpekraften til husholdningene. Økt konsumpriser (P), husleie (HL) og prisnivået på boliger (PH).

Etterspørselskurven (**Figur A**):



I figur (A) forenkler en etterspørsel for bolig ( $H_D$ ), her vises sammenhengen mellom pris (PH) og mengde boliger ( $H_D$ ). Ved å ha de andre forklaringsvariablene konstante, fokuserer en på prisfluktusjon påvirkning ved etterspørselen eller mengden. Hvor reduserte boligpriser vil øke etterspørselen etter bolig, og motsatt så vil økt pris redusere etterspørselen.

Etterspørselskurven med skift (**Figur B**):



Videre kan et skift eller en parallellforskyvning oppstå i etterspørselskurven (Figur B), når for eksempel renten eller arbeidsledighet endres. Hvor økt rente eller arbeidsledighet vil redusere boligetterpørselen og etterspørselskurven vil skifte innover fra ( $H_{D0}$ ) til ( $H_{D2}$ ).

Reduseres renten eller arbeidsledigheten vil etterspørselskurven øke og få et skift utover fra ( $H_{D0}$ ) til ( $H_{D1}$ ). Hvor motsatt vil en inntektsøkning gi et positivt skift, og dermed flytte kurven utover, og videre en reduksjon vil ha en negativ effekt, og kurven vil gå innover.

### 2.1.2 James Tobin (1969): modell for estimering av merverdien til selskaper

Modellen som skal betraktes her skal ha som hensikt å kunne forklare nærmere mekanismene bak utviklingen i boligprisen. Utgangspunktet for modellen er James Tobin sin q-teori (Tobin, 1969), som ønsker å estimere merverdien til selskaper. En kan forklare ( $q$ ) som forholdet mellom selskapets markedsverdi og gjenanskaffelsesverdi. Hvis forholdet er ( $q = 1$ ), har selskapet da ikke merverdi.

Q-teorien tar for seg selskaper og verdipapirinvesteringer, men det er fortsatt god mulighet å forklare hovedtrekkene i boligprisutvikling på bakgrunn av boliginvesteringer med denne teorien. Hvis forholdet ( $q$ ) mellom boligprisen på brukt og ny bolig er større enn 1, vil det si at det vil være lønnsomt å bygge nye boliger. Den modellen som skal videre analyseres nedenfor vil være en q-teori for investering av bolig. Modellen er basert på Sørensen og

Whitta-Jacobsen (2010), og til hensikt å forklare likevekt i boligmarkedet, både på kort og lang sikt.

### 2.1.3 Sørensen og Whitta-Jacobsen (2010): modell for tilbud i boligmarkedet

For å kunne forstå dannelsen av likevekten i boligmarkedet, må en starte med å ta for seg tilbudet og etterspørselen hver for seg. En kan betrakte tilbudet av boliger som konstant på kort sikt. Fordi det tar relativt lang tid å ferdigstille bygging av nye boliger. Dette kan beskrives gjennom antallet ferdigstilte nybygg per år i forhold til den totale boligmassen er i Norge, som beskriver bare en liten andel. På lang sikt vil boligmassen eller tilbudet etter hvert tilpasse seg etterspørselen. Derfor vil boligmarkedet preges av treghet forbundet med tilpasning. Der etterspørselen kan øke og dermed prisene, som igjen setter i gang nybygging. Hvor igjen da etterspørselen kan falle på kort sikt, og dermed kan prisene plutselig ha falt når endelig de nye boligene er ferdigstilt. Bygging av nye boliger beskrives i ligningen (1) nedenfor:

$$(1) Y_B = A \cdot X^\beta, \quad (0 < \beta < 1)$$

Her vises en kortsiktig produksjonsfunksjon, der den avhengige variabelen ( $Y_B$ ) tar for seg produksjonen eller byggingen av nye boliger. Den uavhengige variabelen ( $X$ ) beskriver innsatsfaktoren, hvor konstantleddet ( $A$ ) påfølger av produksjonskapasiteten i bygningsbransjen. I uttrykket beskrives eksponenten ( $\beta$ ) som større enn 0 og mindre enn 1, altså et avtagende skalautbytte. Produksjonen av nye boliger vil ha en avtagende skala avkastning, som betyr at en dobling av innsatsfaktorer vil mindre enn doble avkastningen.

$$L = cX$$

$$Q = dX$$

Videre har en forenklet modellen fra ligning (1), ved at arbeidskraft ( $L$ ) og bygningsmateriale ( $Q$ ) holdes i faste størrelser. Hvor i hver enhet av ( $X$ ) består det en viss mengde enheter av ( $c$ ) arbeid og ( $d$ ) materiale.

$$(2) P = cW + dP_M$$

Her vil prisen på en enhet av innsatsfaktoren (X), beskrives gjennom en indeks for bygningskostnad (P) i ligningen (2). Der (W) beskriver lønnsraten og (P<sub>M</sub>) er materialprisen.

$$(3) \quad \Pi = P_B Y_B - P X$$

Profitten til produsenten eller boligbygger beskrives med (Π) i ligning (3). Her vil salgsinntekt være (P<sub>B</sub>Y<sub>B</sub>), der (P<sub>B</sub>) vil være markedsprisen på en enhet av bygde boliger.

$$(4) \quad \Pi = P_B Y_B - P \left( \frac{Y_B}{A} \right)^{\frac{1}{\beta}}$$

Ved å sette ligning (1) inn i (3) får vi det nye uttrykket i ligning (4) for produsentens profitt (Π). Her vil produsenten velge å bygge en viss mengde nye boliger (Y<sub>B</sub>), med hensikt å maksimere profitten. Dette gitt ut fra en boligpris (P<sub>B</sub>) og kostnadsindeks for bygging (P).

$$(5) \quad \left( \frac{d\Pi}{dY_B} \right) = 0$$

$$(6) \quad P_B - \frac{1}{\beta} P \left( \frac{Y_B}{A} \right)^{\frac{1}{\beta} - 1} * \frac{1}{A} = 0$$

Maksimum profitt gis ved førstederiverte av profittfunksjonen satt lik null, beskrevet i ligning (5) og (6). I ligning (6) vil produsenten eller boligbygger sin marginalinntekt beskrives i det første leddet, og marginalkonstruksjonskostnad i det andre leddet av uttrykket.

$$(7) \quad P_B = \frac{P}{\beta A} \left( \frac{Y_B}{A} \right)^{\frac{1-\beta}{\beta}}$$

Videre ut i fra ligning (6), kan en ende opp med ligning (7). Hvis ønsker en å ende opp med mengden nye bygde boliger (Y<sub>B</sub>) eller tilbudet på venstre siden av likhetstegnet, må en følge disse stegene under:

$$(8) \quad \frac{P_B \beta A}{P} = \left( \frac{Y_B}{A} \right)^{\frac{1-\beta}{\beta}}$$



Først multipliserer  $\left(\frac{P^B}{P}\right)$  på begge sider av uttrykket vist i ligning (8).

$$(9) \quad \left(\frac{P^B \beta A}{P}\right)^{\frac{\beta}{1-\beta}} = \left(\frac{Y^B}{A}\right)$$

Videre opphøye uttrykket på begge sider med brøken  $\left(\frac{\beta}{1-\beta}\right)$  som eksponenten i ligning (9).

$$(10) \quad Y_B = A \left(\frac{P^B \beta A}{P}\right)^{\frac{\beta}{1-\beta}}$$

$$(11) \quad Y_B = (\beta)^{\frac{\beta}{1-\beta}} (A)^{\frac{1}{1-\beta}} * \left(\frac{P^B}{P}\right)^{\frac{\beta}{1-\beta}}$$

Deretter gange med (A) på begge sider, med hensikt å isolere (Y<sub>B</sub>) i ligning (10) og (11).

$$(12) \quad Y_B = k \left(\frac{P^B}{P}\right)^{\frac{\beta}{1-\beta}}, \quad k \equiv (\beta)^{\frac{\beta}{1-\beta}} (A)^{\frac{1}{1-\beta}}$$

En kan forenkle ved å benytte tegnet likhetstegn med tre streker ( $\equiv$ ), som betyr at (k) er definert lik;  $\left((\beta)^{\frac{\beta}{1-\beta}} (A)^{\frac{1}{1-\beta}}\right)$ . Hensikten er at hver gang det står k senere i kapittelet (2.0

Teori) kan du erstatte dette med  $\left((\beta)^{\frac{\beta}{1-\beta}} (A)^{\frac{1}{1-\beta}}\right)$ .

Sørensen og Whitta-Jacobsen (2010) forklarer at den relative variabelen for pris  $\left(\frac{P^B}{P}\right)$  kan da sammenlignes med Tobins (q) vedrørende investeringer i verdipapir. I stedet er her forholdet mellom prisen på en brukt bolig (P<sub>B</sub>) og prisen på å ferdigstille en ny bolig (P). Hvor større (P<sub>B</sub>) er i sammenlignet med (P), jo større vil (Y<sub>B</sub>) bli, grunnet produsenten vil da øke sin profitt.

### 2.1.4 Sørensen og Whitta-Jacobsen (2010): modell for etterspørselen i boligmarkedet

Den aggregerte etterspørsel etter bolig består av summerte konsumenters kjøp av boligmasse ( $B_M$ ) til en tildelt markedspris ( $P_B$ ) til per enhet bolig. Hvis boligkjøper har finansiert boligkjøpet med et lån, vil renten til boliglånet beskrives med ( $r$ ). Her vil rentekostnadene for en periode beskrives med ( $rP_B$ ). Hvis boligkjøper ikke har tatt opp boliglån, vil ( $rP_B$ ) være en alternativkostnad for boliginvestering, grunnet den avkastingen man går glipp av ved å ikke sette pengene i banken eller risikofri avkastning i statsobligasjoner.

Hvis boligkjøper ønsker å unngå verdiforringelse, må en ut med utgiften ( $\delta P_B B_M$ ) for vedlikehold og reparasjoner i hver enkelt periode. Denne tilegnede raten for depresiering på boligen regnes ut ved; ( $\delta = \hat{\delta} - v^e$ ). Her vil utgift på vedlikehold og reparasjoner på boligen tilsvare ( $\hat{\delta}$ ) hvis den forventede veksten til boligprisene ( $v^e$ ) holder stabil. Boligens totale kostander vil da bestå av  $((r + \delta)P_B B_M)$ , hvis da boligens markedspris i en periode vil reduseres, vil det da utgiften for vedlikehold og reparasjoner øke, hvis en ønsker å beholde boligens opprinnelige verdi.

$$(13) Y = C + (r + \delta)P_B B_M$$

Budsjettbetingelsen til konsumenten eller boligkjøper beskrives i modellen fra ligning (13). Der inntekten som skal brukes er ( $Y$ ), hvor ( $C$ ) er konsum av ikke-varige goder, og  $((r + \delta)P_B B_M)$  er kostnadene knyttet til boligkonsum. Her vil en bruke hele inntekten, å da se bort i fra sparing, grunnet dette ikke vil påvirke resultatet. En setter ( $C = 1$ ) for å forenkle modellen, da vil en stigende en boligpris ( $P_B$ ) være en relativ verdi økning sammenlignet med det generelle prisnivået, her vil boligkjøper oppleve en realkapitalgevinst.

$$(14) U = (B_M)^\beta (C)^{1-\beta} \quad , \quad 0 < \beta < 1$$

Fra ligning (14) kan en vise en boligkjøpers indifferenskurve gjennom en Cobb-Douglas nyttefunksjon ( $U$ ), altså ulike gode kombinasjoner av boligkonsum og konsum av ikke varige goder, som alle maksimerer nytten for konsumenten og da anses som like gode.

$$(15) U = (B^M)^\beta [Y - (r + \delta)P_B B^M]^{1-n}$$

Med budsjettbetingelsen (13) som utgangspunkt, bytter man plass på (Y) og (C), med hensikt å kunne sette ligning (13) inn i ligning (14), og ender med nyttefunksjonen i ligning (15).

$$(16) \frac{dU}{dB^M} = 0$$

I ligning (16) tar en den førstederiverte av nyttefunksjonen (U) med hensyn til etterspørsel etter bolig. Videre for å maksimere uttrykket, setter en den førstederiverte lik null.

$$(17) \beta(B^M)^{\beta-1} [Y - (r + \delta)P_B B^M]^{1-n} - (r + \delta)P_B(1 - \beta) (B^M)^\beta [Y - (r + \delta)P_B B^M]^{-\beta} = 0$$

Da en ender en opp et lengere uttrykk vist i ligning (17).

$$(18) B_D = \frac{\beta Y}{(r + \delta)P_B}$$

Ved å isolere boligmasse ( $B^M$ ) på venstresiden av likhetstegnet i uttrykket fra ligning (17), finner en til slutt etterspørselen etter boliger i ligning (18). Utrykket beskriver at etterspørselen etter boliger ( $B_D$ ) vil reduseres ved økt rente (r), økt ( $\delta$ ) depresieringsrate eller økt boligpris ( $P_B$ ). Videre vil etterspørselen etter bolig ( $B_D$ ) øke når inntekten (Y) øker.

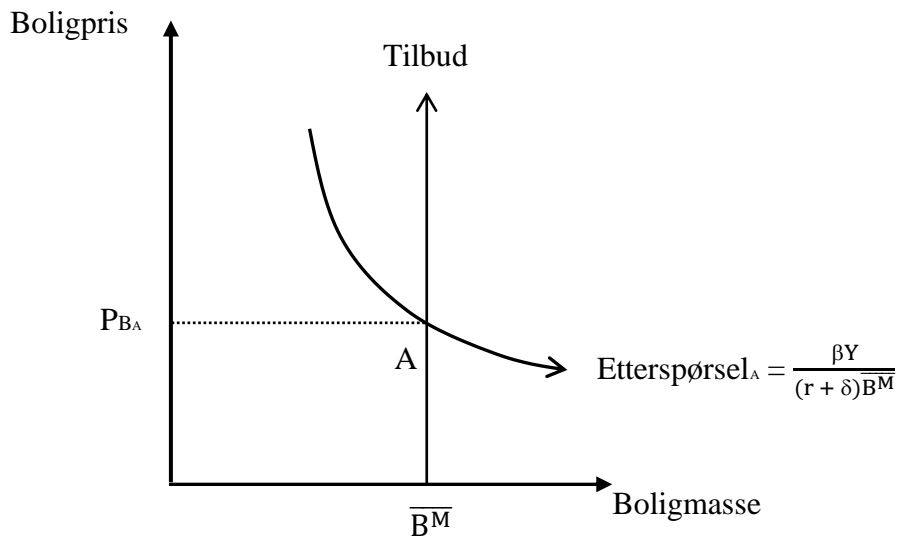
### 2.1.5 Likevekt på kort sikt

Ut i fra mekanismene beskrevet ovenfor vil det aggregerte boligmarked på kort sikt bestå av en fluktuerende etterspørsel ( $B_D$ ) og et fast tilbud ( $\overline{B^M}$ ), som vil føre til at markedsprisen ( $P_B$ ) vil variere ut i fra etterspørselen etter bolig ( $B_D$ ).

$$(19) P_B = \frac{\beta Y}{(r + \delta)\overline{B^M}}$$

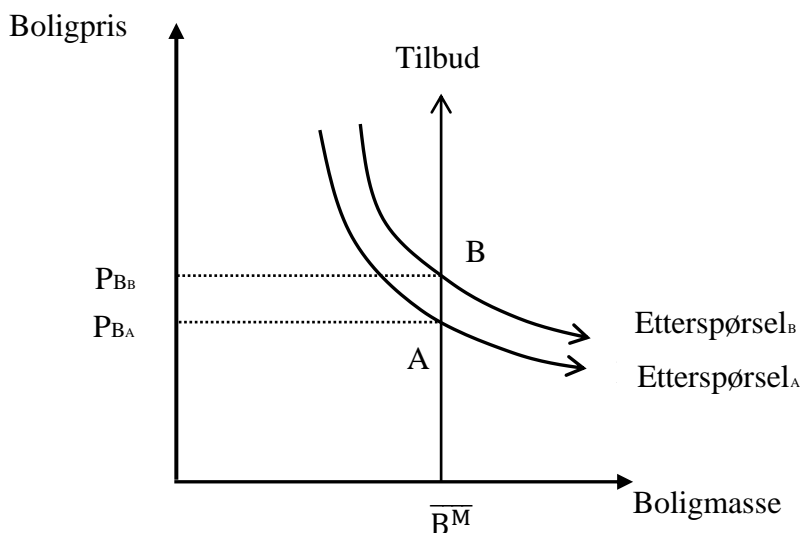
Grunnet et konstant tilbud på kortsiktige, kan da likevekten beskrives som ( $B_D = \overline{B^M}$ ), og videre kan uttrykket settes inn i ligning (18). Videre bytter en plass på mengden og pris i uttrykket, så en ender opp med boligprisen ( $P_B$ ) på venstre siden av likhetstegnet, og en ender opp med uttrykket for etterspørsel etter bolig på prisform i ligning (19).

Figur A: Likevekt i boligmarkedet på kort sikt



I (Figur A) ser en likevekt i punktet (A), der det faste tilbudet krysser etterspørselen, som gir markedsprisen for bolig i ( $P_{BA}$ ). En kan betrakte grafenes monotoniegenskaper, der tilbudet er perfekt uelastisk, og etterspørselskurven stadig faller jo lengere man beveger seg utover på x-aksen.

Figur B: Skifte i boligmarkedet på kort sikt



I (Figur B) kan en se at når etterspørselen øker, vil etterspørselskurven flytte seg utover, og med det en ny kortsiktig likevekt vil flytte seg fra punkt (A) til (B). Tilbudet er fortsatt konstant og dermed vil den økte etterspørselen etter bolig øke prisene fra ( $P_{BA}$ ) til ( $P_{BB}$ ).

### 2.1.6 Likevekt på lang sikt

Boligmarkedet på lengere sikt vil åpne opp for endringer i tilbudet.

$$(20) B^M_{t+1} = B^M_t (1 - \widehat{\delta}) + Y^B_t$$

Fra Sørensen og Whitta-Jacobsen (2010) beskriver de tilbudet på lengere sikt i ligning (20). Økte boligpriser ( $P_H$ ) vil drive opp lønnsomheten ved boligsalg, der da incentivet for økt byggeaktivitet vil bare forsterkes for boligbyggerne. Denne sammenhengen kan betraktes ut i fra det tidligere i kapittelet (2.2.3), omhandlende tilbudsfunksjonen ( $Y_B$ ), nærmere bestemt ligning (12). Produsentens profittmaksimering vil føre byggeaktiviteten helt fram til punktet der marginalkostnaden for boligbygging, vil være lik markedsprisen på bolig.

Videre beskrives sammenhengen mellom boligmassen i perioden ( $B^M_{t+1}$ ) med forrige periode ( $B^M_t$ ). Her vil variabelen ( $\widehat{\delta}$ ) beskrive vedlikeholds og reparasjonskostnader knyttet til bolig, som eier må betale for at bolig skal beholde sin opprinnelige verdi, dog med utgangspunkt at boligprisene ikke vokser. Da vil derfor det første delen av uttrykket ( $B^M \widehat{\delta}$ ) vise reduksjonen i boligmasse basert på både utelatelse av boligbygging, men også verdiforringelse.

Med utgangspunktet i ligning (19), hvis verdiene for rente ( $r$ ) og inntekt ( $\beta Y$ ) holdes konstante, vil boligmassen ( $B^M_t$ ) i perioden ( $t$ ) bestemme boligprisen ( $P_B$ ). Hvis at kostnadsindeksen for boligbygging ( $P$ ) fra ligning (2), vil videre bestemme boliginvestering i periode ( $t$ ) fra ligning (12), som igjen vil sette boligmassen i perioden ( $t+1$ ) i ligning (20). Denne utviklingen beskrevet ovenfor vil fortsette helt fram til boligprisen vil treffe punktet der boligbyggeaktiviteten vil kompensere for verdiforringelsen i tilstedeværende boligmasse. Hvor tilfelle er at ( $Y^B_t = \widehat{\delta} B^M_t$ ), altså vil da boligmassen i neste periode ( $B^M_{t+1}$ ) være lik boligmassen ( $B^M_t$ ) i tidligere periode.

Oppsummert kan etterspørsels og tilbudssiden i boligmarkedet bestemmes av en rekke faktorer, som igjen bestemmer utfallet av boligprisene. Den tilsiktede markedsprisen finner en i likevektspunktet der etterspørselen og tilbudet krysses, denne utviklingen kan beskrives både gjennom et kort og langt perspektiv. Hvor på kort sikt vil det være en økning i boligetterpørselen som vil skape økte boligpriser. Der reaksjonen på lang sikt vil da føre til

økt byggeaktivitet fra boligbyggere, som igjen vil føre til at den økte boligprisen vil dempes. Derfor kan en ofte betrakte at kortsiktige svingninger i boligprisene vil på lengre sikt, trekke tilbake til en pris bestemt av både etterspørselen men også tilbudet.

## **2.2 Tidligere forskning**

### **2.2.1 Jacobsen og Naug (2004)**

Ut i fra Jacobsen og Naug (2004, s.238) sin forskningsrapport, har boligprisene mer enn tredoblet seg i perioden fra 1992 til 2004. Videre konkluderer de ut fra egne fra sin økonometriske modell for beregning av boligpris (4), at rente, nybygging, arbeidsledighet og husholdningens inntekter var de mest signifikante forklaringsvariablene.

Modellen fra Jacobsen og Naug (2004, s.235) i tabell 1 forklarer at boligprisen vil øke med 0,5% det første året, og videre 1,75% på lang sikt, hvis tilfelle er at lønnsinntekten konstant øker med 1% og de andre forklaringsvariablene ligger faste. Videre vil en økning i boligprisen gi en midlertidig økning i nybygg og boligmasse over tid. På lang sikt vil også boligprisen reduseres med 1,75%, hvis boligmassen øker med 1 %. Renten, arbeidsledigheten og forventningsindikatoren er såkalte stasjonære variabler, som betyr at boligprisen vil vokse parallelt med lønnsinntektene over lang sikt. Dette blir bekreftet hvis en utelater boligmassen fra modellen. Da vil den estimerte inntektselastisiteten reduseres til 1,22. Altså hvor mye etterspørselen etter bolig endres når inntekten endres, alt annet likt. Videre ifølge modellen vil boligprisen reduseres med 2,25% i det første kvartalet, og med 3,25% på lang sikt, hvis bankenes utlånsrenter øker med 1% og de andre forklaringsvariablene er faste. Videre fra rapporten til Jacobsen og Naug (2004, s.236) i figur har de observert at effektene ved 2-4 kvartaler er 0,25% sterkere, enn hva effektene er på langsikt. Det gjengis videre at renteendringer har stor påvirkning på husholdenes forventinger observert på kort sikt (Jacobsen og Naug, 2004, s.239) i tabell 3.

Isolert sett vil økte renter føre til forventinger om at boligprisen vil reduseres. Reaksjonen til potensielle nye konsumenter i boligmarkedet, kan da bli at de i utgangspunktet avstår og dermed utsetter kjøpet av bolig. Konsensene av dette kan da føre til at boligprisen faller mere på kort sikt enn hva den vil på lang sikt når renten øker. Lignende effekt ved en rentereduksjon vil da forårsake at det blir relativt billigere å kjøpe i øyeblikket enn senere i

tid. Dette kan da lede til at prisene øker mer på kort sikt enn hva det vil på lang sikt. Her måles renten i slutten av hvert kvartal, den betydeligste korttidseffekten kan da tyde på at boliggetterspørselen påvirkes av endrede markedsrenter, før selve utlånsrentene vil endre seg. Boligprismodellen fra Jacobsen og Naug (2004) viser videre at boligprisen vil falle med rundt 11% over tid hvis ledighetsraten skulle komme til å øke fra 4 til 5 % på fast basis. Ledigheten endrer seg relativt tregt, og dette kan være grunnen til også at tilpasningen er relativt treg. Altså grunnet tiden husholdningene bruker på å oppfatte at ledigheten har økt på et permanent vis, kan ta noe lengere tid. Derimot viser husholdningenes forventninger (Jacobsen og Naug, 2004, s.239) i tabell 3, at endret ledighet slår raskt ut på husholdningens samlede forventninger både ovenfor egen og landets økonomiske utsikter. Ut i fra dette kan en tolke isolert sett at boligprisene skal reagere raskt for endringer når det kommer til ledigheten. Boligprismodellen inneholder en positiv effekt av den utregnede forventningsvariabelen, denne effekten viser til at boligprisene hovedsakelig reagerer på større sjokk fra forventningene. Mindre endringer i forventningsvariabelen kan vise til støy i dataen, fordi variabelen som brukes i modellen for å utregne forventning, er basert på data hentet fra en utvalgsundersøkelse. Dette kan føre til at forventningsvariabelen kan fange opp effekter av endrede forventninger vedrørende ledigheten. Derfor kan endrende utsikter for arbeidsmarkedet slå egentlig raskere ut i boligprisen, enn hva som følger fra estimatene vedrørende ledighetseffektene.

### **2.3.0 Utvalgte variabler**

#### **2.3.1 Boligpris**

Den avhengige variabelen er prisindeksen for brukte boliger. Utviklingen i boligmarkedet og prisene som blir satt der, kan beskrives som en pågående dynamikk bestående av mange forskjellige faktorer. Der prisene reflekterer dagens økonomiske situasjon, men også basert på historiske størrelser, som igjen påvirker forventningene og dermed også utviklingen i markedet. Alle disse faktorene kan sies i bunn og grunn og enten påvirke etterspørsel eller tilbudssiden, og forenklet sagt sitter man til slutt igjen med en pris ut i fra denne likevekten.

#### **2.3.2 Rente**

Den første uavhengige variabelen er rente, nærmere bestemt styringsrenten og bankenes gjennomsnittlige utlånsrente. Styringsrenten settes av Norges Bank og er det viktigste pengepolitiske tiltaket for å stabilisere prisvekst og sikre en stabil utvikling for norsk økonomi. Styringsrenten og forventningene til videre utvikling av denne størrelsen har mange ringvirkninger, men i første omgang brukes styringsrenten som referanse når renten mellom bankene skal bestemmes og dermed hvilken rente bankene tilbyr sine kunder. Denne renten som tilbys til kundene kan omtales som markedsrenten, hvor i denne oppgaven bruker en bankens gjennomsnittlige utlånsrente som mål på markedsrenten. Her vil en lav styringsrente vanligvis fra tidligere observasjoner bidra til lavere rente ved opptak av lån.

Boligkjøpere vil da oppleve rimeligere opptak og betjening av et boliglån, som vil være med å øke etterspørselen etter konsum av bolig og følgende vil boligprisen øke. I motsetning vil en økt styringsrente bidra til høyere boliglånsrente og da dyrere lånebetingelser og betjening av boliglånet.

Da vil inngangsbarrieren får å delta i boligmarkedet bli større grunnet dyrere lån og større alternativkostnad ved å ikke la penge ligge i banken med en gunstig rente. Disse nevnte momentene er med å dempe etterspørselen etter boligkonsum og til slutt prisen.



Økt rente vil også påvirke de som har allerede tatt opp boliglån når renta var lavere, og de vil kunne oppleve økte kostnader og i noen tilfeller problemer knyttet til betjening av selvet lånet.

### **2.3.3 Boligmasse**

Antall boliger vil utgjøre tilbudet i boligmarkedet, dermed vil mengden nybygg bestemme boligtilbudets utvikling. Boliger tar ofte flere år å fullføre å derfor vil boligmassen og tilbudet være tilnærmet fast på kortsikt, og vil da endres på langsikt.

Etterspørselen som vil påvirke disse nye boligene vil være blant annet størrelsen, kvalitet, romfordeling og viktigst av alt beliggenheten på boligen. Her vil områder som kan tilby godt betalte jobber tiltrekke seg flere mennesker, som vil drive opp etterspørselen etter bolig i området. Deretter vil igjen boligprisen øke grunnet flere potensielle boligkunder, samt kunder med en sterk kjøpekraft.

### **2.3.4 Arbeidsledighet**

Et av målene som kan ofte fortelle noe om økonomiens tilstand er størrelsen på arbeidsledigheten eller antall sysselsatte av arbeidsstyrken. Her skal vi se på arbeidsledighet og sysselsatte i primærnæringen for petroleumssektoren. En periode med lav arbeidsledighet vil flere ha muligheten til å spare nødvendig egenkapital og videre vise banken nødvendig betalingsevne for å da kunne ta opp boliglån og dermed kjøpe bolig. Altså vil det motsatte skje ved en økning av arbeidsledigheten, der folk ikke får tatt opp boliglån grunnet manglende oppspart egenkapital betalingsevne. Her vil også de med allerede eksisterende boliglån tilslutt ikke klare å betjene boliglånet sitt, og da må dumpe boligen sin ut i et allerede fallende marked, som vil øke boligtilbudet fra desperate selgere, som resulterer i fallende boligpriser. Dette kunne en observere under finanskrisen i 2008 ved boligmarkedet i USA.

### **2.3.5 Inntekt**

Inntekten til husholdningen er resultatet av en inntektsgivende aktivitet, dette er først og fremst knyttet til et arbeidsforhold. Derfor er sysselsetting og arbeidsledigheten viktig å observere, men så vil inntekt nivået i forhold til prisveksten til husholdningene være relevant å ta for seg. Hvis husholdningenes realinntekt øker, altså inntekt justert for inflasjon, så vil en styrke kjøpekraften, som vil igjen øke boligetterspørselen og videre øke prisen. Reel inntektsøkning vil også føre til at flere konsumenter vil raskere møte bankenes krav for egenkapital og betalingsevne. Hvis den reelle inntekten reduseres vil da kjøpekraften reduseres og etterspørsel vil falle, og til slutt vil boligprisen reduseres. Det samme vil skje med bankenes utlåsvillighet, hvor redusert betalingsevne vil føre til økt risiko og dermed vil banken være mindre villig å låne ut penger i dårligere tider.

### **2.3.6 Befolkning**

Størrelsen på befolkningen vil være avgjøre på hvor mange som kan etterspørre en gode. Dermed vil utviklingen av den overordnede befolkningsveksten og mengden studenter gi et overordnet og segmentert bilde av veksten på de som etterspør bolig. Hvis tilbudet henger igjen og ikke følger befolkningsveksten, vil da mest sannsynlig etterspørselen øke og videre også boligprisen. Norge kan også sies å ha blitt påvirket av den globale megatrenden kalt urbanisering, et tilfelle gjeldene helt siden den første industrielle revolusjonen (UIO, 2015). Hvor befolkningen generelt over tid har flyttet til storbyene, som blant annet følger av en krympende primærnæring, der arbeidsplassene og utdanningsinstitusjonene har blitt mer sentret rundt de stadige større og voksende byene.

### **2.3.7 Gjeld**

Vedørende gjeld tar en her for seg gjeld som del av samla inntekt for hushold, ved å se på prosentandelen blant husholdningene som har gjeld 2-3 ganger samlet inntekt og de som har gjeld større en 3 ganger samlet inntekt. Et gjeldsforhold som ofte gjenspeiler de som tar opp boliglån, grunnet normalt kan en maksimalt ta opp fem ganger egen inntekt før skatt.

Gjeld eller boliglån vil ofte stige og øke når både boligprisene stiger, og ved en lav rente som muliggjør opptak av relativt billige lån. Lave lånekostnader senker terskelen for å ta opp lån, som igjen øker etterspørselen for bolig og videre øker boligprisen.

Forholdet mellom boligprisen og opptaket av gjeld vil være en selvforsterkende sirkel. Grunnet økt tilgang på relativt billig kapital fra bankene vil inngangsbarrieren for å komme inn på boligmarkedet øke i takt med prisen. Grunnet økte boligpriser trenger igjen nye boligkjøpere å ta opp mere lån, hvor det ene tar det andre.

Hvis gjelden øker mer enn den reelle inntekten, vil husholdningen øke sin sårbarhet ved tilfelle av renteoppgang eller ved arbeidsløshet.

### **2.3.8 Flere forklaringsvariabler**

I regresjonsmodellen som testes tas det også med tre uavhengige dummy variabler, som potensielt kan ha hatt betydelig påvirkning på boligprisen i løpet av tidsperioden. Dummy variablene representerer 0 i en ikke relevant periode, og 1 i kvartalene hvor fenomenet dummy variabelen representerer kan sies å være på sitt mest relevante.

Dette gjelder dummy variabler for finanskrisen i 2008, oljeprisfallet i 2014 til 2016 og boliglånsforskriften i 2017 og ut tidsperioden. Finanskrisen startet med krise i boligmarkedet i USA, videre utviklet krisen seg raskt videre til verdens finansielle institusjoner, ved kollapsen av banken Lehman Brothers i starten av 2007 (E24, 2008). Fra 2007 til 2009 gikk utviklingen fra en finansiellkrise til en realøkonomisk global krise, som da også påvirket Norge betydelig i løpet av 2008 (SSB, 2020). Oljeprisfallet fra midten av 2014 til 2016 fikk konsekvenser for skatteinntektene og utvikling av Norsk økonomi (E24, 2016). Boliglånsforskriften som ble innført i 2017 innebar hovedsakelig et 15% egenkapitalkrav, og et tak for utlån på fem ganger bruttoinntekt. Oslo fikk igjen strengere reguleringer enn de andre regionene, hvor det ble innført et 40% egenkapitalkrav ved opptak av boliglån for kjøp av sekundærbolig (NEF, 2016).

### 3.0 Metode

#### 3.1 Økonometri

##### 3.1.1 Tidsserier

Når en skal tar kartlegge hvilke drivere som påvirker boligprisene over tid, er tidsserieøkonometri hensiktsmessig å benytte. En tar her i bruk en multippel regresjons analyse, som har med hensikt å beskrive sammenhengen mellom to eller flere uavhengige variabler opp i mot en avhengig variabel. Videre er det vanlig å bruke metoden; «Minste Kvadraters Metode», eller kalt MKM. Hensikten med metoden er å detektere parameterne som vil gi det minste kvadrerte avviket mellom regresjonen og observasjonene. Den ypperste modellen vil da være den som oppnår å minimere det summerte avvik mellom regresjonslinjen og observasjonene. (Sucarrat, 2017).

Oppgavens multiple regresjon beskrives nedenfor med den avhengige variabelen (Boligpris), og de uavhengige variablene representert ved ulike (VarN) prisdrivere. En starter med modellen:

$$(1) \text{ Boligpris}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Var1}_t + \beta_2 \text{Var2}_t + \dots + \beta_N \text{VarN}_t + u_t$$

$$u_t = \text{feilledd og tidsperiode } t = 1, 2, 3, \dots, T$$

Når en skal beslutte om MKM er den beste metoden å benytte i sammenligning med andre estimatorer, bruker vi forutsetningene til Gauss-Markov (Wooldridge, 2016) vist nedenfor;

1. At den avhengige variabelen ( $y$ ) er relatert til forklaringsvariablene ( $x$ ) eller feilleddet ( $u_t$ ) i regresjonsmodellen i en lineær sammenheng. Dette betyr at leddene i regresjonsmodellen er enten konstanter, eller verdien av en parameter og en forklaringsvariabel. Dette uttrykkes som; ( $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k + u_t$ ).
2. Det finnes ingen perfekt multikollinearitet, som betyr at ingen av de uavhengige variablene er perfekt forklart av de resterende uavhengige variablene i modellen.
3. Feilleddene har her forventet verdi lik 0 i alle tidsperioder, uansett hvilke verdier de uavhengige variablene besetter.
4. Feilleddet er homoskedastisk, altså feilleddet har konstant varians i alle tidsperioder.

5. At det ikke er autokorrelasjon, som betyr at feilledet i en tidsperiode ikke korrelerer med feilledene i de andre tidsperiodene.

Hvis disse forutsetningene er oppfylt vil MKM være BLUE (Wooldridge, 2016), som står for; «Best Linear Unbiased Estimator». Dette betyr at MKM skaper en estimator som vi gi oss det mest effisiente eller beskrivende estimatene, som inneholder egenskapene beskrevet nedfor;

1. Den estimatoren som har lavest varians.
2. Estimatorene vil være lineære, men ikke nødvendigvis variablene.
3. Estimatorene vil være forventingsrette, altså gjennomsnittlig vil estimatorene være lik deres sanne verdi.
4. En estimator er en form å vise den sanne populasjonsverdien.

Hvis tilfelle er at disse betingelsene ikke er til stedet, vil da regresjon gi et forventningsskjævt koeffisientestimat, det vil si at koeffisientestimatene vil være under eller overestimerte i forhold til den sanne populasjonsverdi.

### **3.1.2 Stasjonaritet**

Tidsseriedata kan inneholde en felles tidstrend, som vil si at to eller flere av forklaringsvariablene øker eller minker sammen over tid. Denne felles tidstrend vil kunne føre til resultater som viser i utgangspunktet høy korrelasjon mellom variabler, som egentlig vil være helt uavhengige fra hverandre. Den korrelasjon som kommer fram kan da potensielt være helt tilfeldig, altså en spuriøs regresjon (Wooldridge, 2016). Spuriøse regresjoner bryter ikke på overflaten med «Gaus-Markov» forutsetningene, men vil fortsatt gi en resultater som ikke kan stoles på. Disse spuriøse regresjoner kan ofte gjenkjennes ved overdrevet høy forklaringskraft ( $R^2$ ).

For å oppnå en gyldig regresjon og da unngå problemet beskrevet ovenfor, må observasjonene i tidsserien være stasjonære. Variablene brukt i regresjonen må ha konstant sannsynlighetsfordelingen over tid, og både konstant forventningsverdi og varians for alle tidsperioder (Wooldridge, 2016).

En tidsserie vil være stasjonær når disse forutsetninger er tilstede:

Forventning[VarN<sub>t</sub>] = μ for alle t

Varians[VarN<sub>t</sub>] = σ<sup>2</sup> for alle t

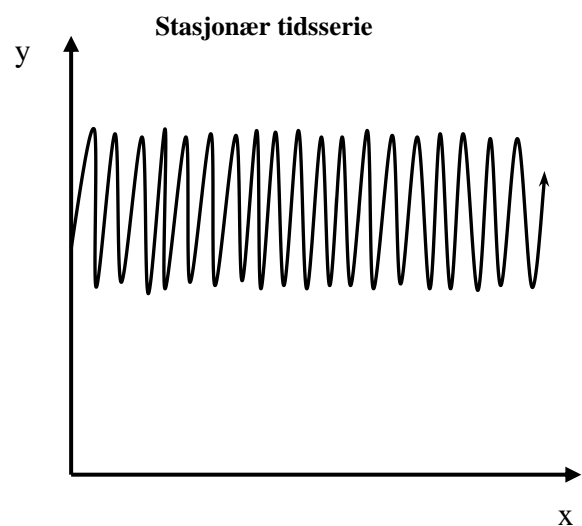
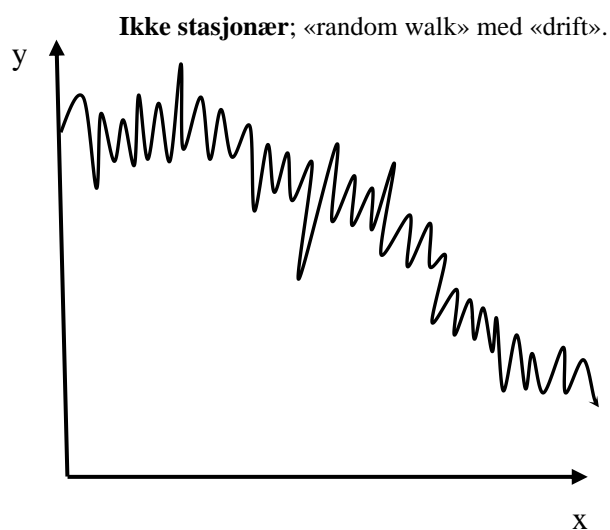
Kovarians[VarN<sub>t</sub>, VarN<sub>t+s</sub>] = ρ for alle t, og s ≠ 0

Ikke stasjonære prosesser kan også ha en enhetsrot, som betyr at prosessens varians avhenger av selve tidsperioden, som også pleier ofte å øke med tid. Disse prosessene gir oss misvisende informasjon, altså problematikken med spuriøse regresjoner. En kan teste for stasjonaritet med en Dickey-Fuller test. Videre undersøker man om tidsserien følger en enhetsrotprosess eller ikke (Wooldridge, 2016), altså testens null og alternativhypotese. Dette kan videre forklares med utgangspunktet i autokorrelasjonsmodellen nedenfor (Wooldridge, 2016):

$$(2) \text{ Boligpris}_t = \alpha + \rho \text{ Boligpris}_{t-1} + v_t$$

$$t = 1, 2, 3, \dots, T$$

Hvis (Boligpris<sub>t</sub>) har en enhetsrot er (ρ = 1). Videre hvis (ρ = 1) og (α = 1) har (Boligpris<sub>t</sub>) en såkalt «random walk». Hvis (α ≠ 1) har man en «random walk» med «drift», som er at (Expected(Boligpris<sub>t</sub>)) vil være en lineær funksjon av (t).



Konstanten ( $\alpha$ ) pleier vanligvis å være uspesifisert i en Dickey-Fuller test, da man ender opp med denne nullhypotesen:

$$H_0: \rho = 1$$

Hvor alternativhypotesen for at tidsserien er stasjonær er:

$$H_A: \rho < 1$$

Videre kan modellen forenkles ved trekke fra ( $\text{Boligpris}_{t-1}$ ) på begge sider i ligning (2):

$$(3) \text{Boligpris}_t - \text{Boligpris}_{t-1} = \rho \text{Boligpris}_{t-1} - \text{Boligpris}_{t-1} + v_t$$

$$(4) \Delta \text{Boligpris}_t = (\rho - 1) \text{Boligpris}_{t-1} + v_t$$

Testverdien med Dickey-Fuller er gitt ved:

$$df = \frac{(\hat{\rho} - 1)}{\text{Standardfeil}(\hat{\rho})}$$

Hvis testverdien (df) er større enn den kritiske verdien spesielt laget for Dickey-Fuller tester (Wooldridge, 2016), forkaster en ( $H_0$ ) og sier at prosessen er stasjonær.

Videre der en mistenker tilfelle med at feileddene er korrelert med hverandre, kan man da bruke en Augmented Dickey-Fuller test for å teste for enhetsrot, som vises gjennom denne modellen:

$$(5) \quad \Delta \text{Boligpris}_t = \alpha + (\rho - 1) \text{Boligpris}_{t-1} + \sum_{s=1}^m a_s \Delta \text{Boligpris}_{t-s} + v_t$$

$$\begin{aligned} \text{Boligpris}_{t-1} &= (\text{Boligpris}_{t-1} - \text{Boligpris}_{t-2}), \text{Boligpris}_{t-2} \\ &= (\text{Boligpris}_{t-2} - \text{Boligpris}_{t-3}), \dots \end{aligned}$$

I denne oppgaven vil en at ta for seg noen fundamentale makroøkonomiske tidsserier. Når en benytter slike variabler vil disse ofte følge trender, eller være avhengige av hvordan de andre variablene i modellen utvikler seg. Den umiddelbare estimering disse seriene vil kunne gi oss

spuriøse resultater. Utgangspunktet i den første Dickey-Fuller testen er at det ikke er autokorrelasjon i feilledet. Ved mistanke om autokorrelasjon kan vi da bruke Augmented Dickey-Fuller testen forklart ovenfor, men en kan videre utvide denne testen, hvis en ønsker å teste for stasjonaritet i en mer omfattende dynamisk modell, hvor en også mistenker autokorrelasjon mellom feilledene. Prosessen vil her være å tilføye fler momenter i den dynamiske modellen til feilledet ikke er har autokorrelasjonen lenger. Dette gjøres ved å spesifisere konstantenleddet i modellen ( $\alpha$ ), deretter tilføye et trendelement ( $\lambda_t$ ). Videre ved å tilføye laggede verdier av første differansen til den avhengige variabelen ( $\Delta\text{Boligpris}_t$ ), helt til autokorrelasjonen i feilledende forsvinner. En får da denne modellen:

$$(6) \quad \Delta\text{Boligpris}_t = \alpha + \lambda_t + (\rho - 1)\text{Boligpris}_{t-1} + \sum_{s=1}^m a_s \Delta\text{Boligpris}_{t-s} + v_t$$

Avgjørelsen om antall lags ( $m$ ) av ( $\Delta\text{Boligpris}_t$ ) som en skal benytte i testen, kan løses ved bruk av en autoregressiv modell (AR( $m$ )), der ( $m$ ) antall lags er den avhengige variabelen (Wooldridge, 2016). I denne modellen kan ulike informasjonskriterier som Schwarz-Bayesian (SBIC) eller Akaike (AIC) benyttes som metode, for å finne den optimale mengden lags som skal brukes i testen. Her vil en benytte AIC for å være konsistent, og vil da velge antall lags på bakgrunn av det antallet som får den laveste AIC verdien. Et feilvalg av antall lags kan gi enten forventningsskjeve resultater ved å ha for få lags, eller gi feil standardavvik ved å ha for mange lags.

Valget av hvilket trendelement ( $\lambda_t$ ) og konstantledd ( $\alpha$ ) vil avhenge av dataserien som testes. Hvis det vises å være en bestemt tidstrend burde trendelementet inkluderes. Dette kan man logisk resonere seg fram til ut i fra hvilke dataserier en analyserer, som tidligere påpekt ovenfor, eller betrakte serien ved en grafisk presentasjon. Denne testen gjennomføres som de andre Dickey-Fuller testene, altså med egne bestemte kritiske verdier for disse testene. Dog de kritiske verdiene kan endres hvis en inkluderer trendelementet ( $\lambda_t$ ).

For å se nærmere på tiltak man kan utføre for å oppnå stasjonaritet, tar man et tilbakeblikk på ligning (1) fra starten av kapitlet (3.2 Økonometri). Ut i fra tidligere resonnement, vil sannsynligvis en umiddelbar regresjon her vil komme til å vise spuriøse sammenhenger. Problemet kan løses ved å benytte metoden «detrende» av variablene (Sucurrat, 2017). En legger da til forklaringsvariabelen lineær tidstrend, ( $\gamma_1 t$ ) i regresjonen:



$$(7) \text{ Boligpris}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Var}1_t + \beta_2 \text{Var}2_t + \dots + \beta_N \text{Var}N_t + \gamma_1 t + u_t$$

$$u_t = \text{feiledd og tidsperiode } t = 1, 2, 3, \dots, T$$

Dette er et ganske enkelt tiltak, der en trekker i fra den lineære trenden;  $(\text{Boligpris}_t - \text{trend})$ , dette fungerer bare om tidsserien av data er trendstasjonær. Altså at tidsserien blir stasjonær hvis en trekker i fra en deterministisk eller lineær trend. Ulempen med denne metoden er at ofte i virkeligheten finner man sjeldent deterministiske trender, men i stedet er karakteristikken til de fleste trender stokastiske eller varierende over tid. Dette kan kompenseres for, dog ikke de-trende, ved å bruke av et HP filter (Hodrick-Prescott, 1997), når en estimerer stokastiske trender. Dette er en algoritme som minimerer trendelementet i periodene. Dog er dette filteret ikke forankret i teori, og videre mister en første og siste observasjon i tidsserien.

Videre kan en benytte førstedifferansen  $(\Delta \text{Var}N_t = \text{Var}N_t - \text{Var}N_{t-1})$  av variablene i ligning (1) for å oppnå stasjonaritet (Sucurra, 2017). Bruk av denne metoden på en ikke stasjonær variabel fører til at den samlede veksten vaskes bort, og da står igjen med kun endringen mellom periodene. En kan også benytte andredifferansen  $((\Delta \text{Var}N_t) = \Delta \text{Var}N_t - \Delta \text{Var}N_{t-1} = \text{Var}N_t - 2\text{Var}N_{t-1} + 2\text{Var}N_{t-2})$ , dog vil de fleste variabler bli stasjonære ved bruk av førstedifferansen. Hvis  $(\text{Var}_t)$  blir stasjonær etter at en har tatt førstedifferansen eller andredifferansen sies det at  $(\text{Var}N_t)$  er integrert av første orden (I(1)) eller av andre orden (I(2)). Ulempen med differensiering er at langsiktig informasjon vil forsvinne. Denne langsiktige informasjonen vil være spesielt nyttig, når en skal estimere makroøkonomiske regresjoner, som i denne oppgaven. Denne utfordringen kan løses, noe man kommer tilbake til i delkapittel (3.2.3).

### 3.1.3 Autokorrelasjon

En annen utfordring man kan stå ovenfor, når man skal estimere modellen fra ligning (1) er autokorrelasjon. Autokorrelasjon betyr at regresjonens feilledd er korrelerte over flere tidsperioder:

$$\text{Correlation}(u_t, u_s) \neq 0, \text{ for alle } t \neq s$$

Når en har autokorrelerte feilledd bryter dette med Gaus-Markov forutsetningene for å oppnå en BLUE estimator. Selv om koeffisientestimatet vil være forventingsrett, kan tilfelle være at det estimerte standardavviket vil være undervurdert sammenlignet den med faktiske verdien. En kan da ikke lenger stole på testverdiene, når variablene på overflaten viser seg å være signifikante, men egentlig ikke er tilfelle.

Dette kan blant annet oppstå i regresjoner når en benytter makroøkonomiske variabler, som strukturelt forandres gradvis over tidsperioder, altså ikke stasjonære dataserier. Der inflasjon og styringsrenten er eksempler på fenomenet beskrevet ovenfor.

En vanlig test for autokorrelasjon er «Durbin-Watson» test, den tar for seg kun AR(1) autokorrelasjon. Ved bruk av en Breusch-Godfrey testen istedet, kan en ta for seg og teste høyere orden av autokorrelasjon i feilleddet. For å øke testens validitet bør en velge riktig mengde lags. Det er ingen bestemt regel for hvilke eksakt mengde lags en skal bruke, men det bør brukes relativt få lags sammenlignet med størrelsen til utvalget (Wooldridge, 2016). En tar igjen utgangspunkt i modellen fra ligning (1) når en estimerer feilleddet ( $\hat{u}_t$ ), og tester for autokorrelasjon i ligning (8);

$$(8) \hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Var}1_t + \alpha_2 \text{Var}2_t + \dots + \alpha_N \text{Var}N_t + \delta_1 \hat{u}_{t-1} + \delta_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \delta_p \hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t$$

Årsaken til at de uavhengige variablene (VarN) er med, er for å kontrollere for endogenitets problemet, hvor feilleddet ikke er forventet lik null, gitt den uavhengige variabelen; ( $\text{Expected}(u|\text{Var}N) \neq 0$ ). Videre kan en teste for AR(3) autokorrelasjon, hvor nullhypotesen vil være at tidligere perioders feilledd er ikke korrelerte:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$$

En kan kontrollere for autokorrelasjon ved bruk av robuste standardfeil, her vil koeffisientene i den opprinnelige MKM regresjonen være uforandret, men mengden standardfeil vil øke i den nye modellen (Wooldridge, 2016). Dette kan gjøres ved bruk av «Newey-West» standardavvik vist i ligningen (9);

$$(9) \text{ NeweyWest Standardavvik}(\hat{\beta}_1) = \left( \frac{\text{MKM Standardavvik}(\hat{\beta}_1)}{\text{Standardavvik MKM Regresjon}} \right)^2 * \text{Grad Autokorr.}$$

Newey-West metoden korrigerer ikke bare for autokorrelasjon, fordi det er en forlengelse av «White» robuste standardfeil (Wooldridge, 2016), vil en også korrigere for ustabil varians ved feilleddene eller kalt hetroskedasititet. Videre vil det være en viss problematikk knyttet til metoden, når en mangler signifikante uavhengige variabler i modellen, og en vil få forventingsskjeve estimatorene. Dermed vil ikke det være nok å justere modellen når Gauss-Markov forutsetningene ikke vil være oppfylt, og da vil ikke MKM videre være BLUE. Da bør en benytte en annen type estimering enn MKM, som en skal se nærmere på i neste avsnitt.

Hvis det vises å være autokorrelasjon i feilledet, kan en bruke GLS (Generalized Least Squares) og Prais-Winsten estimering for å korrigere for autokorrelasjon. En må da se bort i fra MKM (Minste Kvadraters Metode), grunnet MKM er nå mindre nøyaktig enn GLS.

Ved tilfelle av AR(1) starter en å gjennomføre en MKM regresjon;

( $\text{Boligpris}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{VarN}_t + u_t$ ), for å kunne finne residualen ( $\hat{u}_t$ ). Hvor dette feilledet skal brukes videre for å finne den estimerte verdien på autokorrelasjonsleddet ( $\hat{\rho}$ ), som skal brukes i regresjonsmodellen i ligning (9).

$$(10) \quad \text{Boligpris}_t(1 - \hat{\rho}) = \beta_0(1 - \hat{\rho}) + \beta_1 \text{VarN}_t(1 - \hat{\rho}) + u_t(1 - \hat{\rho})$$

Fordelene med en Prais-Winsten estimering ovenfor den mye like Cochrane-Orcutt estimering, er at en ikke mister første observasjon.

### 3.1.4 Kointegrasjon

Med denne oppgaven ønsker en å se på den kortsiktige likevekten (del kapittel 2.2.5), men også den langsiktige likevekten (del kapittel 2.2.6) av den utvalgte tidsperioden i boligmarkedet. For å kunne analysere likevekten på langsikt vil en ønske å ikke ta førstedifferansen av alle variablene i modellen. Dette grunnet at variabler i endringsform kan føre til tap av langsiktig informasjon. En annen ulempe ved å ha variablene på endringsform er at mye av den økonomiske teorien rundt boligmarkedet tar utgangspunktet i størrelser på nivåform. En annen tidligere gjennomgått metode for å kunne endre på ikke-stasjonære størrelser om til stasjonære er å de-trende. Tidligere nevnt vil det være ytterst få deterministiske trender i virkeligheten, og denne metoden vil da ofte føre til at variablene ikke vil bli stasjonære. Fortsatt finnes det en bedre metode, hvor en beholder variablene på nivåform og samtidig korrigerer for ikke-stasjonære serier. Dette gjøres ved bruk av feiljusteringsmodeller (del-kapittel 3.2.5), men da er en avhengig av at de uavhengige variablene er kointegrerte med den avhengige variabelen eller boligprisen i denne oppgaven.

Tilfelle ved kointegrasjon er at to eller flere ikke-stasjonære variabler deler den samme stokastiske trenden. At variablene i utgangspunktet deler denne type trend gjør de til ikke-stasjonære, men her vil det også være en stabil sammenheng over lengere tid mellom to ikke-stasjonære variablene (Wooldridge, 2016). Dermed vil slik langsiktig og stabil sammenhengen mellom de to ikke-stasjonære variablene, altså være stasjonær. Dette innebærer at variablene ikke vil kunne vokse mye fra hverandre over lengere tid, dette kan observeres grafisk og vil være en intuitiv indikator på kointegrasjon mellom to størrelser.

En mer nøyaktig test for kointegrasjon ved enkle tidsserier er ved en Engle-Granger test (Wooldridge, 2016). Testen går ut på om feilleddet er stasjonært, altså en gjennomfører en Dickey-Fuller test ved feilleddet fra en enkel regresjon, vist i ligningen (10) nedenfor:

$$(11) \quad u_t = \text{Boligpris}_t - \beta_0 - \beta_1 \text{VarN}_t$$

Engle-Granger testen benytter egne kritiske verdier, samtidig som en kan bare teste for én uavhengig variabel om gangen for kointegrasjon sammen med ( $\text{Boligpris}_t$ ). Testing av stasjonaritet for feilleddet vil også kunne inkludere et konstantledd, trendelement og laggede

verdier i likhet med en Augmented Dickey-Fuller test forklart tidligere i del-kapittel (3.2.2), dette beskrives som en «Augmented Engle-Granger test» (Wooldridge, 2016).

### 3.1.5 Feiljusteringsmodeller

Tidligere nevnt så nytter det ikke å kjøre en vanlig MKM estimering når variablene ikke er stasjonære, da ender en opp med feil standardavvik. Videre kan en løse dette problemet utenom å miste informasjon på langsikt med hjelp av en feiljusteringsmodell, men kriteriet er da at de ikke-stasjonære variablene må kointegrere. Feiljusteringsmodellen en bruker vises i ligningen (11) nedenfor, og tar utgangspunktet i Engle-Granger sin to stegs metode (Wooldridge, 2016)

$$(12) \quad \Delta \text{Boligpris}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \text{VarN}_t + \alpha_2 u_{t-1} + e_t$$

Fra modellen er  $(\alpha_0)$  konstantleddet, og videre forteller koeffisienten  $(\alpha_1)$  den initielle og kortsiktige påvirkning ved endringen i den uavhengige variabelen  $(\Delta \text{VarN}_t)$ , har på endringen i boligprisen  $(\Delta \text{Boligpris}_t)$ . Videre viser  $(\alpha_2)$  hastigheten på å oppnå den langsiktige likevekten innad modellen, etter avvik som følge av midlertidige variasjon bestemt av  $(\text{VarN})$ . Her defineres den langsiktige likevekten som;

$$(u_{t-1} = \text{Boligpris}_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 \text{VarN}_{t-1}).$$

Modellen vil være i langsiktig likevekt når  $(u_{t-1} = 0)$ , da vil en ende opp med uttrykket

$$(0 = \text{Boligpris}_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 \text{VarN}_{t-1}), \text{ som til slutt gir en det kjente uttrykket}$$

$$(\text{Boligpris}_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 \text{VarN}_{t-1}).$$

Siste ledd i modellen vil defineres som  $(e_t)$  hvit tilfeldig støy.

### 3.1.6 Leads and lags operator

Hvis en ønsker en å finne ut hvilken potensiell langsiktig effekt den uavhengige variabelen ( $\text{VarN}_t$ ) har på boligprisen, kan starte med å ta utgangspunktet i den enkle regresjonsmodellen presentert i ligningen (13) nedenfor.

$$(13) \quad \text{Boligpris}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{VarN}_t + u_t$$

Videre bør kriteriet om at forventningsverdien av feilleddet betinget på endringen av den uavhengige variabelen er lik null ( $E(u|\Delta\text{VarN}) = 0$ ) tilfredsstilles, for at test verdiene skal kunne stoles på.

Her vil «leads and lags operator» være relevant, der hensikten er å registrere korrelasjonen (Wooldridge, 2016) mellom endringen av den uavhengige variabelen ( $\Delta\text{VarN}_t$ ) og feilleddet ( $u_t$ ).

$$(14) \quad u_t = \phi_0 \Delta\text{VarN}_t + \phi_1 \Delta\text{VarN}_{t-1} + \phi_2 \Delta\text{VarN}_{t-2} + \gamma_1 \Delta\text{VarN}_{t+1} + \gamma_2 \Delta\text{VarN}_{t+2} + e_t$$

Fra ligningen (14) for feilleddet ( $u_t$ ) ser en at det benyttes to av både «leads» og «lags», antallet bestemmes ut i fra hva en skal løse og størrelsen på datasettet. Faktoren ( $e_t$ ) i ligningen defineres som tilfeldig hvit støy.

$$(15) \quad \text{Boligpris}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{VarN}_t + \phi_0 \Delta\text{VarN}_t + \phi_1 \Delta\text{VarN}_{t-1} + \phi_2 \Delta\text{VarN}_{t-2} + \gamma_1 \Delta\text{VarN}_{t+1} + \gamma_2 \Delta\text{VarN}_{t+2} + e_t$$

Videre fra ligning (14) setter en inn ( $u_t$ ) i ligning (13), og ender opp med det endelige uttrykket i ligning (15). Dermed vil en kunne registrere alle korrelasjoner, som oppstår mellom endringen av den uavhengige variabelen ( $\Delta\text{VarN}_t$ ) og feilleddet ( $u_t$ ). Da vil det tilfeldige feilleddet ( $e_t$ ) estimeres i modellen, da vil en opp med et standardavvik som er rett.

### 3.1.7 Interpolasjon

Metoden interpolasjon benyttes når en ønsker å minere avstanden mellom datapunktene i en tidsserie. Ved å redusere avstand mellom hvert datapunkt, vil en da øke mengden observasjoner, men ikke forandre det opprinnelige start og slutt punktet i tidsserien. Her ønsker man å transformere en tidsserie med årlige observasjoner, over til en tidsserie med kvartalsvise observasjoner. Disse nye observasjonene skal legges til uten å endre på de opprinnelige verdiene i datasettet, samt beholde den opprinnelige lengden på tidsserien. Interpolasjon er en metode som ikke vil gi en hundre prosent korrekte observasjoner, og kan være problematisk å benytte på variabler som fluktuerer meget over kort tid. Derfor benytter man denne transformasjonen bare på de variablene hvor muligheten var å innhente årlige og ikke kvartalsvise tall. Videre kriterier vil være at variablene innehar en karakter hvor en kan anta en relativt stabil utvikling gjennom hvert enkelt kvartal i løpet av et år. Et eksempel på en størrelse som ikke innehar denne karakteren er styringsrenten, som kan både settes opp og ned i løpet av kvartalene gjennom et års periode.

### 3.1.8 Spesifikasjonsfeil

I denne oppgaven vil en som utgangspunkt ta for seg forklaringsvariablene fra forskningsrapporten til Naug og Jacobsen (2004), men en skal også ta inn noen uavhengige variabler, som en mistenker å ha en regional påvirkning på boligprisene i områdene.

Når en skal velge en modell for å kunne gjennomføre regresjonsanalysen kan man blant møte på to potensielle problemer (Sucarrat, 2017). Den første utfordringen kalles «utelatingsproblemet», der en ikke klarer å inkludere de uavhengige variablene som har størst betydning på variasjonen til den avhengige variabelen. Hvis dette problemet er tilfelle vil en få feilaktige koeffisienter i resultatene ved en regresjonsanalyse. Den neste hindringen kalles «inkluderingsproblemet», der en tar med irrelevante uavhengige variabler i modellen. Dette problemet fører til unøyaktige resultater, men dog riktige resultater. Disse potensielle problemene kan løses ved å ta utgangspunktet i hva både økonomisk teori og tidligere forskning har vist å være fundamentale påvirkningsfaktorer på variasjon i boligprisen, videre legge til regionale faktorer som en høyst mistenker kan påvirke. Videre fjerne forklaringsvariabler som ikke er signifikante, til en ender opp med de viktigste prisdriverne ved boligprisen. Med dette som utgangspunktet ender vi opp med valgte modell og datasett beskrevet i oppgaven.

## 4.0 Data

### 4.1 Kilder til data

Tabell A

Variabel	Beskrivelse	Kilde	Oslo med Bærum	Bergen	Trondheim	Stavanger
<b>BoligPris</b>	Regional prisindeks for brukte boliger, sesongjusterte tall fra forrige kvartal (SSB, tabell 07221). Dataen er oppgitt som nivåfall.	SSB	2005K1 = 51,0000 2018K4 = 127,1000 Diff. = 76,1	2005K1 = 52,5000 2018K4 = 103,2000 Diff. = 50,7	2005K1 = 53,1000 2018K4 = 112,8000 Diff. = 59,7	2005K1 = 48,1000 2018K4 = 97,4000 Diff. = 49,3
<b>ReellBolipris</b>	Regional prisindeks for brukte boliger (SSB, tabell 07221), justert for inflasjon (KPI, SSB, tabell 03013). Dataen er oppgitt som nivåfall.	SSB	2005K1 = 0,6265 2018K4 = 1,1593 Diff. = 0,5328	2005K1 = 0,6450 2018K4 = 0,9413 Diff. = 0,2964	2005K1 = 0,6523 2018K4 = 1,0289 Diff. = 0,3765	2005K1 = 0,5909 2018K4 = 0,8884 Diff. = 0,2975
<b>ReellStyrRente</b>	Styringsrenten hentet fra Norges Bank, justert for inflasjon (KPI, SSB, tabell 03013). Dataen er oppgitt som prosentpoeng.	Norges Bank og SSB	2005K1 = 0,6373 2018K4 = 0,4446 Diff. = - 0,1927	2005K1 = 0,6373 2018K4 = 0,4446 Diff. = - 0,1927	2005K1 = 0,6373 2018K4 = 0,4446 Diff. = - 0,1927	2005K1 = 0,6373 2018K4 = 0,4446 Diff. = - 0,1927
<b>ReellUtlånsrente</b>	Bankenes aggregerte gjennomsnittlige utlånsrente (SSB, tabell 08175), justert for inflasjon (KPI, SSB, tabell 03013). Dataen er oppgitt som prosentpoeng.	SSB	2005K1 = 2,6995 2018K4 = 3,2511 Diff. = 0,5516	2005K1 = 2,6995 2018K4 = 3,2511 Diff. = 0,5516	2005K1 = 2,6995 2018K4 = 3,2511 Diff. = 0,5516	2005K1 = 2,6995 2018K4 = 3,2511 Diff. = 0,5516
<b>Arbeidsledighet</b>	Regionalt registrerte arbeidsledige fra 15-74 år, (SSB, tabell 10594). Langtids ledige tas ikke med i tabellen. Dataen er oppgitt som prosentpoeng.	SSB	2005K1 = 4,4774 2018K4 = 2,3993 Diff. = - 2,0782	2005K1 = 4,1080 2018K4 = 2,7882 Diff. = - 1,3198	2005K1 = 4,1453 2018K4 = 1,9629 Diff. = - 2,1824	2005K1 = 4,3940 2018K4 = 2,7991 Diff. = - 1,5949
<b>RealLønn</b>	Regional bruttoinntekt (median), hentet fra skatteoppgjøret for bosatte personers over 17 år (SSB, tabell 05671). Justert for inflasjon (KPI, SSB, tabell 03013), vist som nivåfall.	SSB	2005K1 = 336939,6000 2018K4 = 409558,6000 Diff. = 72619,0	2005K1 = 306357,5000 2018K4 = 378260,9000 Diff. = 71903,4	2005K1 = 310688,0000 2018K4 = 381270,9000 Diff. = 70582,9	2005K1 = 318673,2000 2018K4 = 396777,1000 Diff. = 78103,9
<b>Petroleums Arbeidere</b>	Regionalt sysselsatte for utvinning av råolje og naturgass fra 15-74 år (SSB, tabell 08536 og 08545). Dataen er oppgitt som prosentpoeng.	SSB	2005K1 = 0,3234 2018K4 = 0,3929 Diff. = 0,0695	2005K1 = 2,7667 2018K4 = 2,0386 Diff. = - 0,7280	2005K1 = 1,1385 2018K4 = 0,7089 Diff. = - 0,4297	2005K1 = 10,4689 2018K4 = 6,9417 Diff. = - 3,5272
<b>Befolkningsvekst</b>	Regional endring i befolkningen i løpet av kvartalet (SSB, tabell 01222). Dataen er oppgitt som prosentpoeng.	SSB	2005K1 = 0,2789 2018K4 = 0,1784 Diff. = - 0,1005	2005K1 = 0,3098 2018K4 = - 0,0906 Diff. = - 0,4004	2005K1 = 0,3605 2018K4 = 0,3633 Diff. = 0,0027	2005K1 = 0,3386 2018K4 = - 0,2047 Diff. = - 0,5434
<b>Studenter</b>	Regionalt antall studenter i høyere utdanning (SSB, tabell 03814). Dataen er oppgitt som prosentpoeng.	SSB	2005K1 = 10,0979 2018K4 = 9,5113 Diff. = - 0,5866	2005K1 = 11,9643 2018K4 = 12,7373 Diff. = 0,773	2005K1 = 18,6833 2018K4 = 19,4123 Diff. = 0,729	2005K1 = 7,8751 2018K4 = 9,9943 Diff. = 2,1192
<b>FullførteBoliger</b>	Regionalt fullførte boliger, bestående av alle bygningstyper for boligbygg (SSB, tabell 05889), utenom størrelsen andre bygg enn boligbygg. Dataen er oppgitt som nivåfall.	SSB	2005K1 = 1 281,0000 2018K4 = 1 386,0000 Diff. = 105,0	2005K1 = 424,0000 2018K4 = 407,0000 Diff. = -17,0	2005K1 = 513,0000 2018K4 = 483,0000 Diff. = - 30,0	2005K1 = 80,0000 2018K4 = 145,0000 Diff. = 65,0
<b>GjeldHushold1</b>	Regional andel av husholdningene (ikke med studenter), som har gjeld 2-3 ganger samlet inntekt (SSB, tabell 08781). Dataen er oppgitt som prosentpoeng.	SSB	2005K1 = 12,9561 2018K4 = 13,1570 Diff. = 0,2009	2005K1 = 14,0000 2018K4 = 15,0000 Diff. = 1,0	2005K1 = 14,7500 2018K4 = 15,0000 Diff. = 0,25	2005K1 = 15,0000 2018K4 = 15,0000 Diff. = 0
<b>GjeldHushold2</b>	Regional andel av husholdningene (ikke med studenter), som har	SSB	2005K1 = 14,0467	2005K1 = 12,5000	2005K1 = 13,5000	2005K1 = 12,5000



	gjeld større enn 3 ganger samlet inntekt (SSB, tabell 08781). Dataen er oppgitt som prosentpoeng.		2018K4 = 25,0290 Diff. = 10,9823	2018K4 = 23,0000 Diff. = 10,5	2018K4 = 25,0000 Diff. = 11,5	2018K4 = 23,5000 Diff. = 11,0
<b>Finanskris</b>	Rapport om bruttonasjonalproduktutvikling.	SSB	(2008K1 til og med 2008K4) = 1	(2008K1 til og med 2008K4) = 1	(2008K1 til og med 2008K4) = 1	(2008K1 til og med 2008K4) = 1
<b>Oljeprisfall</b>	Data for oljeprisutvikling.	Oslo Børs og E24	(2014K3 til og med 2016K1) = 1	(2014K3 til og med 2016K1) = 1	(2014K3 til og med 2016K1) = 1	(2014K3 til og med 2016K1) = 1
<b>Bolig lånsforskrift</b>	Artikler om regjeringens innførte boliglånsforskrift.	NEF og DNB	(2017K1 til og med 2018K4) = 1	(2017K1 til og med 2018K4) = 1	(2017K1 til og med 2018K4) = 1	(2017K1 til og med 2018K4) = 1

## 4.2 Resultater for regresjon

Her gjennomføres det fire multiple regresjoner, en for hver region (Oslo med Bærum, Bergen Trondheim og Stavanger) og med utgangspunkt i modellen beskrevet tidligere i metoddelen (Ref. Kapittel 3.2.1, ligning 1). Modellen er gjengitt på nytt nedenfor:

$$\begin{aligned}
 (1) \ln \text{ReellBoligPris}_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{ReellStyrRente}_t + \beta_2 \text{ReellUtlånsRente} + \\
 & \beta_3 \ln \text{RealLønn}_t + \beta_4 \text{Arbeidsledighet}_t + \beta_5 \ln \text{FullførteBoliger}_t + \\
 & \beta_6 \text{Befolkningsvekst}_t + \beta_7 \text{Studenter}_t + \beta_8 \text{PetroleumsArbeidere}_t + \\
 & \beta_9 \text{GjeldHushold1}_t + \beta_{10} \text{GjeldHushold2}_t + \beta_{11} \text{Finanskris} + \\
 & \beta_{12} \text{Oljeprisfall} + \beta_{13} \text{Oljeprisfall}
 \end{aligned}$$

Hvor en analyserer den reelle boligprisindeksen på endringsform ( $\Delta \text{Boligprisen}_t = \text{Boligprisen}_t - \text{Boligprisen}_{t-1}$ ), i løpet av tidsperioden 2005 til 2018 med kvartalsvis data. En ønsker å se om det eksisterer en sammenheng med boligprisindeksen på endringsform og endringer i de utvalgte uavhengige variablene (Ref. Tabell A).

De uavhengige variablene oppgitt med nivå-tall i tabell A, vil bli omgjort i STATA til logaritmen av variabelen, grunnet endringen i logaritmen er tilnærmet det samme som den prosentvise endringen. Videre vil en finne optimal mengde lags gjennom et AIC informasjonskriterie (Ref. Kapittel 3.2.2). Deretter teste og tilpasse seg stasjonaritet (Ref. Kapittel 3.2.2), og korrigerer for autokorrelasjon. Grunnet autokorrelasjon vil en da benytte GLS og Prais-Winsten estimering for Oslo med Bærum. Hver og en region vil da til slutt ende opp med fire individuelle modeller, med forskjellige signifikante forklaringsvariabler. Kravet for å vurdere om en variabel er signifikant ligger på et 5 % signifikansnivå, og hvis variablene

ikke er innenfor et 10% nivå ut i fra en F-test, velges de videre bort fra modellen. Modellene nedenfor er resultatet av den gjennomførte prosessen beskrevet ovenfor.

#### 4.2.1 Oslo med Bærum

$$(2) \Delta \ln \text{ReellBoligPris}_t = 0,213 + 0,00878 \Delta \text{ReellStyrRente}_{t-1} + \\ 0,903 \Delta \ln \text{RealLønn}_{t-1} - 0,0149 \Delta \text{Arbeidsledighet}_{t-5} - \\ 0,423 \text{PetroleumsArbeidere}_t - \\ 0,0477 \text{DGjeldHushold1}_{t-5} - \\ 0,0258 \text{Finanskriser} - 0,0560 \text{Boliglånsforskrift}$$

Fra ligning 3 (tabell B) kan en se at justert ( $R^2$ ) ligger på 50,9 %, som beskriver hvor stor del av den totale variansen i endringen til boligprisen, som er forklart av regresjonsmodellen. Dette kan anses som høy til middels forklaringskraft, ut i fra boligmarkedets kompleksitet og mange påvirkningsfaktorer.

Videre for ligningen i tabell B, som er lik med modellen ovenfor, kan en observere at en økning på 1 % ved endringen av reell styringsrente vil medføre en 0,00878 % økning i endringen av reell boligpris. Ved bruk av samme økningen på 1 % i de resterende uavhengige variablene, vil endringen av reallønnen medføre en 0,903 % økning, endringen av arbeidsledighet vil medføre en 0,0149 % reduksjon, endringen av petroleumsarbeidere vil medføre en 0,423 % reduksjon, endringen av andelen av husholdningene som har gjeld 2-3 ganger samlet inntekt vil medføre en 0,0477 % reduksjon, finanskrisen i 2008 vil medføre en 0,0258 % reduksjon og boliglånsforskriften i 2017 til 2018 vil medføre en 0,0560 % reduksjon i endringen i den reelle boligprisen.

Fra samme ligning kan en se at endringen av variablene reell styringsrente, petroleumsarbeidere og dummy-variabelen boliglånsforskriften har en p-verdi lavere en 1 %, altså et signifikansnivå på 1%. Videre observerer vi at endringen i variabelen andelen av husholdningene som har gjeld 2-3 ganger samlet inntekt er innenfor et 5 % signifikansnivå. Her kan vi konkludere med at de fire nevnte uavhengige variablene ovenfor kan med minst 95 % statistisk sikkerhet sies å ha en sammenheng med endringen av den reelle boligprisen.

På neste nivå ligger variabelen endringen av reallønn og dummy-variabelen for finanskrisen innenfor et 10% signifikansnivå. Videre har en endring av arbeidsledighet fra den opprinnelige regresjonen (tabell B, ligning 1), som var da på et 5 % signifikansnivå. Dog faller denne variabelen bort etter korrigerings for autokorrelasjon.

Fra Oslo med Bærum i løpet av tidsperioden ligger den gjennomsnittlige prosentandelen av sysselsatte fra bransjen for uthenting av petroleum på % 0,45, derfor kan en være skeptisk til den reelle påvirkningskraften denne variabelen innehar.

#### 4.2.2 Bergen

$$\begin{aligned}
 (3) \Delta \ln \text{ReellBoligPris}_t = & 0,148 + 0,296 \Delta \ln \text{ReellBoligPris}_{t-1} + \\
 & 0,00758 \Delta \text{ReellStyrRente}_{t-1} + \\
 & 0,0665 \text{PetroleumsArbeidere}_{t-5} - \\
 & 0,0197 \text{DGjeldHushold1}_t - 0,0246 \ln \text{FullførteBoliger}_t - \\
 & 0,0343 \text{Finanskriserise}
 \end{aligned}$$

Ved ligning 1 (tabell C) kan en observere justert ( $R^2$ ) er lik 51,7 %, som også kan sies å være en høy til middels forklaringskraft for regresjonsmodellen.

Ved en økning på 1 % ved alle de uavhengige variablene vil endringen av forrige periodes reelle boligpris medføre en 0,296 % økning, endringen av reell styringsrente vil medføre en 0,00758 % økning, endringen av petroleumsarbeidere vil medføre en 0,0665 % økning, endringen av andelen av husholdningene som har gjeld 2-3 ganger samlet inntekt vil medføre en 0,0197 % reduksjon, endringen av fullførte boliger vil medføre en 0,0246 % reduksjon og finanskrisen i 2008 vil medføre en 0,0343 % reduksjon i endringen i den reelle boligprisen.

Videre fra ligningen ser en at endringen av variablene reell styringsrente, fullførte boliger og dummy-variabelen finanskriserise har et signifikansnivå på 1%. Neste nivå kan en observere endringen i variablene forrige periodes reelle boligpris, petroleums arbeidere innenfor et 5 % signifikansnivå. Til slutt har en endring i variabelen andelen av husholdningene som har gjeld 2-3 ganger samlet inntekt med et 10 % signifikansnivå.

### 4.2.3 Trondheim

$$(4) \Delta \ln \text{ReellBoligPris}_t = 0,0145 + 0,00570 \Delta \text{ReellStyrRente}_{t-1} - \\ 0,0449 \text{Finanskriser} - 0,0179 \text{Boliglånsforskrift}$$

For ligning 1 (tabell D) ligger justert ( $R^2$ ) på 31,2 %, som kan sies å være en middels til noe lav forklaringskraft for regresjonsmodellen, ut i fra hvilke marked vi ser på. I modellen ble bare tre uavhengige variabler signifikante. Her er forklaringskraften fordelt på færre variabler, altså hver variabel har mer tyngde som forklaring for variasjonen til endring av den reelle boligprisen.

Med en økning på 1 % ved alle de uavhengige variablene vil endringen av reell styringsrente medføre en 0,00570 % økning, finanskrisen i 2008 vil medføre en 0,0449 % reduksjon og boliglånsforskriften i 2017 til 2018 vil medføre en 0,0179 % reduksjon i endringen i den reelle boligprisen.

Når en ser nærmere på ligning 1, kan en observere at dummy-variabel finanskrise har et signifikansnivå på 1%. Ved neste nivå har endringen av variabelen reell styringsrente og dummy-variabelen boliglånsforskrift på et 5 % signifikansnivå.

### 4.2.4 Stavanger

$$(5) \Delta \ln \text{ReellBoligPris}_t = 0,00956 + 0,480 \Delta \ln \text{ReellBoligPris}_{t-1} + \\ 0,0109 \Delta \text{ReellStyrRente}_{t-1} - \\ 0,0354 \text{Finanskriser} - 0,0247 \text{Oljeprisfall}$$

Ved ligning 1 (tabell G) ligger ( $R^2$ ) på 51,3 %, som kan sies å være et høy til middels forklaringskraft for regresjonsmodellen. Her er det også bare fire signifikante uavhengige variabler.

Hvis en tar en økning på 1 % ved alle de uavhengige variablene vil endringen av forrige periodes reelle boligpris medføre en 0,480 % økning, endringen av reell styringsrente vil

medføre en 0,0109 % økning, finanskrisen i 2008 vil medføre en 0,0354 % reduksjon og oljepris fallet i 2014 til 2016 vil medføre en 0,0247 % reduksjon i endringen i den reelle boligprisen.

Videre fra ligning 1 kan en se at endringen av variablene forrige periodes reelle boligpris, reell styringsrente og dummy-variabelen finanskrisen har et 1% signifikansnivå. Neste er dummy-variabelen for oljeprisfallet, som er innenfor et 5 % signifikansnivå.

#### **4.3 Resultat for feiljusteringsmodeller og «leads and lags operator»**

Etter individuelle Engle-Granger testing for kointegrasjon uten og med trendelement (Ref. Kapittel 3.2.4), mellom boligprisen og de uavhengige variablene (Ref. Tabell A), for alle regionene. Var det områdene Trondheim og Stavanger som hadde variabler som kointegrerte uten trendelementet med boligprisen. Ved Trondheim kointegrerte boligprisen og studenter. For Stavanger kointegrerte boligprisen og styringsrenten, og videre mellom boligprisen og fullførte boliger. For feiljusteringsmodellene fant en autokorrelasjon og benyttet da GLS og Prais-Winsten estimering for begge områdene.

Ved feiljusteringsmodellene (Ref. Tabell E, H og I) var det ønskelig å analysere hvor fort boligprisen justerer seg tilbake til den langsiktige likevekt, ved en potensiell effekt fra variabelen ( $L\_egresid$ ). Ingen av regionen møtte kravet for et signifikansnivå på 5%, på den nevnte variabelen.

Ved modellene for «leads og lags operator» (Ref. Tabell F, J og K) Tabell ønsket en å analysere den potensielle langsiktige effekten på boligprisen fra variabelen (D.Studenter) i Trondheim og variablene (D.ReellStyrRente og D.LFullførteBoliger) i Stavanger. Ingen av regionene møtte kravet for et signifikansnivå på 5%, på de nevnte variablene.

## 5.0 Analyse

På forhånd har en lagt seg forskjellige forventinger, til hvilke påvirkninger hver og en enkelt uavhengige variabel har på boligprisen (Kapitel 2.3). Om tidligere forventinger og den økonomiske teorien sammenfaller med resultatene fra de fire økonometriske modellene, kan bekreftes blant annet gjennom å observere de uavhengige variabelenes koeffisienter i modellen. Der en enten kan se et negativt eller positivt fortegn, størrelsen på tallet og signifikansnivået, som betinger variabelens grad av samhandling og potensiell effekt på boligprisen.

### 5.1 sammenligning av regionene

En fellesfaktor mellom resultatene beskrevet i regresjonsmodellene ovenfor, er at variabelen endring av reell styringsrente er statistisk signifikant på enten et 1% eller 5% signifikansnivå, for alle regionene. Videre likheter er at variabelen har 1 lag (DReellStyrRente\_L1) og en positiv koeffisient.

En mulig årsak for denne positive korrelasjonen mellom styringsrenten og boligprisen, kan være at ved gode økonomiske tider, kan dette også reflekteres i boligprisen. Videre pleier da Norges Bank å sette styringsrenten opp i slike gode tider.

Når en i neste omgang setter variabelen endring av reell styringsrente uten lags (DReellStyrRente) i de samme modellene ovenfor, og kjører regresjonen på nytt i STATA (Vedlegg, Do files), da får en negativ koeffisient foran variabelen i alle regionene. Denne sammenhengen stemmer overens med Jacobsen og Naug (2004) sin forskning, hvor renten påpekes som den mest betydelige påvirkningsfaktoren på boligprisen. Der en økt styringsrente på kort sikt vil ha en negativ effekt på boligprisen og vice versa.

Endringen av lags ved styringsrenten, forårsaker ingen betydelige endringer i de andre uavhengige variabelenes koeffisienter, dette viser at variablene er relativt robuste.

En annen likhet mellom områdene er sammenhengen mellom finanskrisen og endringen av den reelle boligprisen. Her ligger signifikansnivået på 1% for alle områdene, utenom Oslo

med Bærum, hvor signifikansnivået er innenfor 10%. Effekten fra finanskrisen kan også observeres grafisk fra tidligere i oppgaven med graf D (Kapitel 1.3.1).

Ved å observere koeffisienten for dummy-variabelen for finanskrisen, ser en at boligprisen i Trondheim ble påvirket mest og Oslo med Bærum i minst grad. Dog var det ingen stor forskjell mellom koeffisientene for denne variabelen.

Stavanger var det eneste området oljepris fallet hadde en signifikant korrelasjon med boligprisen. Det stemmer overens med egne forventinger, hvor området besetter den største mengden petroleumsarbeidere.

Videre så ser en at Bergen er det eneste området som har fullførte boliger som en signifikant variabel, dette er i utgangspunktet ikke kompatibelt med at tilbudet vil være fast på kort sikt. Dette kan mulig skyldes en effektiv og økt boligbygging i perioden, eller at mange boligprosjekt ble ferdig samtidig i denne perioden.

Områdene Oslo med Bærum og Bergen en likhet ved at variabelen endring i andelen av husholdningene som har gjeld 2-3 ganger samlet inntekt er begge steder statistisk signifikant. I begge modellene er variabelen ser vi en negativ koeffisient, som samsvarer ikke med egne forventinger (Kapitel 2.3.6) om forholdet mellom økt gjeld og boligprisen.

En mulig årsak for denne negative korrelasjonen mellom variabelen for gjeld og boligprisen, kan være at ved dårlige økonomiske tider, kan dette også reflekteres i boligprisen. Fra tidligere mekanisme beskrevet ovenfor vil ofte da styringsrenten være lav i slike dårlige tider, som vil igjen gjøre det mindre kostbart å låne penger og etterspørselen for lån vil øke.

## Oslo med Bærum (Tabell B)

	(1)	(2)	(3)
	DLReellBoligPris	DLReellBoligPris <i>Newey-West</i>	DLReellBoligPris <i>Prais-Winsten</i>
DReellStyrRente_L1	0.00792** (2.57)	0.00792** (2.65)	0.00878*** (2.73)
DLRealLønn_L1	0.899** (2.05)	0.899*** (3.76)	0.903* (1.89)
DArbeidsledighet_L5	-0.0213** (-2.12)	-0.0213** (-2.29)	-0.0149 (-1.54)
PetroleumsArbeidere	-0.449*** (-4.84)	-0.449*** (-8.61)	-0.423*** (-4.15)
DGjeldHushold1_L5	-0.0518** (-2.65)	-0.0518*** (-4.40)	-0.0477** (-2.27)
Finanskrise	-0.0245** (-2.05)	-0.0245*** (-3.04)	-0.0258* (-1.99)
Boliglånsforskrift	-0.0597*** (-6.04)	-0.0597*** (-9.63)	-0.0560*** (-5.15)
_cons	0.225*** (5.29)	0.225*** (9.24)	0.213*** (4.56)
<i>N</i>	50	50	50
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.634		0.579
adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.572		0.509

*t* statistics in parentheses  
\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

*Tabell B: regresjon, produsert i STATA.*



## Bergen (Tabell C)

---

	(1)
	DLReellBoligPris
DLReellBoligPris_L1	0.296** (2.50)
DReellStyrRente_L1	0.00758*** (2.85)
DPetroleumsArbeidere_L5	0.0665** (2.27)
DGjeldHushold1	-0.0197* (-1.78)
LFullførteBoliger	-0.0246*** (-3.64)
Finanskrise	-0.0343*** (-3.08)
_cons	0.148*** (3.81)
<i>N</i>	50
<i>R</i> <sub>2</sub>	0.576
adj. <i>R</i> <sub>2</sub>	0.517

*t* statistics in parentheses  
\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

---

*Tabell C: regresjon, produsert i STATA.*

## Trondheim (Tabell D)

	(1)
	DLReellBoligPris
DReellStyrRente_L1	0.00570** (2.15)
Finanskrise	-0.0449*** (-4.61)
Boliglånsforskrift	-0.0179** (-2.52)
_cons	0.0145*** (5.09)
<i>N</i>	54
<i>R</i> <sub>2</sub>	0.351
adj. <i>R</i> <sub>2</sub>	0.312
<i>t</i> statistics in parentheses	
* <i>p</i> < 0.10, ** <i>p</i> < 0.05, *** <i>p</i> < 0.01	

*Tabell D: regresjon, produsert i STATA.*

## Trondheim (Tabell E)

	(1)	(2)	(3)
	DLReellBoligPris	DLReellBoligPris <i>Newey-West</i>	DLReellBoligPris <i>Prais-Winsten</i>
DStudenter	-0.0302 (-1.14)	-0.0302 (-1.25)	-0.0268 (-0.94)
L._egresid	-0.0266 (-0.37)	-0.0266 (-0.45)	-0.0554 (-0.69)
_cons	0.00873*** (2.91)	0.00873** (2.35)	0.00870** (2.41)
<i>N</i>	55	55	55
<i>R</i> <sub>2</sub>	0.028		0.026
adj. <i>R</i> <sub>2</sub>	-0.010		-0.011
<i>t</i> statistics in parentheses			
* <i>p</i> < 0.10, ** <i>p</i> < 0.05, *** <i>p</i> < 0.01			

*Tabell E: feiljusteringsmodell, produsert i STATA.*

## Trondheim (Tabell F)

	(1)	(2)	(3)
	LReellBoligPris	LReellBoligPris <i>Newey-West</i>	LReellBoligPris <i>Prais-Winsten</i>
Studenter	0.200*** (17.59)	0.200*** (14.47)	0.0276 (0.64)
DStudenter	-0.0808 (-0.77)	-0.0808 (-1.33)	-0.0450 (-0.85)
L.DStudenter	-0.0449 (-0.41)	-0.0449 (-0.64)	-0.0668 (-1.25)
L2.DStudenter	-0.317** (-2.65)	-0.317** (-2.20)	-0.0188 (-0.30)
F.DStudenter	0.126 (1.18)	0.126** (2.18)	0.0194 (0.34)
F2.DStudenter	0.362*** (2.89)	0.362** (2.23)	-0.00517 (-0.08)
_cons	-3.823*** (-18.24)	-3.823*** (-14.65)	-0.683 (-0.85)
<i>N</i>	51	51	51
<i>R</i> <sub>2</sub>	0.887		0.092
adj. <i>R</i> <sub>2</sub>	0.871		-0.032

*t* statistics in parentheses

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

*Tabell F: leads and lags operator, produsert i STATA.*

### Stavanger (Regresjon, Tabell G)

	(1)
	DLReellBolgPris
DLReellBolgPris_L1	0.480*** (4.62)
DReellStyrRente_L1	0.0109*** (3.47)
Finanskrise	-0.0354*** (-3.02)
Oljeprisfall	-0.0247** (-2.67)
_cons	0.00956*** (2.69)
<i>N</i>	54
<i>R</i> <sub>2</sub>	0.550
adj. <i>R</i> <sub>2</sub>	0.513
<i>t</i> statistics in parentheses	
* <i>p</i> < 0.10, ** <i>p</i> < 0.05, *** <i>p</i> < 0.01	

Tabell G: regresjon, produsert i STATA.

### Stavanger (Tabell H)

	(1)	(2)	(3)
	DLReellBolgPris	DLReellBolgPris <i>Newey-West</i>	DLReellBolgPris <i>Prais-Winsten</i>
DReellStyrRente	-0.00493 (-1.15)	-0.00493** (-2.27)	-0.00923*** (-4.10)
L._egresid	-0.0503 (-1.53)	-0.0503 (-1.05)	-0.0730 (-1.24)
_cons	0.00758* (1.86)	0.00758 (0.99)	0.00662 (0.70)
<i>N</i>	55	55	55
<i>R</i> <sub>2</sub>	0.065		0.284
adj. <i>R</i> <sub>2</sub>	0.029		0.257
<i>t</i> statistics in parentheses			
* <i>p</i> < 0.10, ** <i>p</i> < 0.05, *** <i>p</i> < 0.01			

Tabell H: feiljusteringsmodell nr.1, produsert i STATA.

**Stavanger (Tabell I)**

	(1)	(2)	(3)
	DLReellBoligPris	DLReellBoligPris Newey-West	DLReellBoligPris Prais-Winsten
DLFullførteBoliger	0.00339 (0.57)	0.00339 (0.74)	0.00509 (1.39)
L._egresid	-0.0503 (-1.52)	-0.0503 (-1.09)	-0.106* (-1.82)
_cons	0.00756* (1.84)	0.00756 (1.02)	0.00619 (0.73)
<i>N</i>	55	55	55
<i>R</i> <sub>2</sub>	0.047		0.081
adj. <i>R</i> <sub>2</sub>	0.011		0.046

*t* statistics in parentheses  
\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

*Tabell I: feiljusteringsmodell nr.2, produsert i STATA.*

**Stavanger (Tabell J)**

	(1)	(2)	(3)
	LReellBoligPris	LReellBoligPris Newey-West	LReellBoligPris Prais-Winsten
ReellStyrRente	-0.0362** (-2.52)	-0.0362** (-2.23)	0.0258 (1.53)
DReellStyrRente	0.0122 (0.53)	0.0122 (0.42)	-0.00240 (-0.22)
L.DReellStyrRente	0.0135 (0.59)	0.0135 (0.51)	0.00387 (0.45)
L2.DReellStyrRente	0.00562 (0.27)	0.00562 (0.36)	0.00243 (0.47)
F.DReellStyrRente	-0.0251 (-1.15)	-0.0251 (-0.77)	0.0233*** (2.73)
F2.DReellStyrRente	-0.0312 (-1.52)	-0.0312 (-1.15)	0.00994* (1.88)
_cons	-0.0103 (-0.37)	-0.0103 (-0.20)	-0.199** (-2.37)
<i>N</i>	51	51	51
<i>R</i> <sub>2</sub>	0.149		0.258
adj. <i>R</i> <sub>2</sub>	0.033		0.157

*t* statistics in parentheses  
\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

*Tabell J: leads and lags operator nr.1, produsert i STATA.*

## Stavanger (Tabell K)

	(1)	(2)	(3)
	LReellBoligPris	LReellBoligPris Newey-West	LReellBoligPris Prais-Winsten
LFullførteBoliger	-0.0742* (-1.77)	-0.0742 (-0.94)	-0.0346 (-0.81)
DLFullførteBoliger	0.0816 (1.67)	0.0816* (1.86)	0.0141 (0.55)
L.DLFullførteBoliger	0.0458 (1.08)	0.0458 (1.12)	0.00454 (0.27)
L2.DLFullførteBoliger	0.0117 (0.35)	0.0117 (0.37)	0.000688 (0.08)
F.DLFullførteBoliger	0.00880 (0.22)	0.00880 (0.15)	-0.0151 (-0.87)
F2.DLFullførteBoliger	0.00693 (0.21)	0.00693 (0.20)	-0.00635 (-0.70)
_cons	0.313 (1.48)	0.313 (0.86)	0.0282 (0.13)
<i>N</i>	51	51	51
<i>R</i> <sub>2</sub>	0.092		0.120
adj. <i>R</i> <sub>2</sub>	-0.032		-0.000

*t* statistics in parentheses  
\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Tabell K: leads and lags operator nr.2, produsert i STATA.

### 4.3 Svakheter med modellen

Jacobsen og Naug (2004) ser på en annen tidsperiode, har flere datapunkter, med en mer avansert modell, som tar også for seg forventinger i markedet. Videre har de en mer avansert måte for å se på om flere uavhengige variabler kointegrerer samtidig, videre enn mer nøyaktige feiljusteringsmodell.

## **5.0 Konklusjon**

Resultatene jeg kommer frem til er kortsiktige sammenhenger mellom endringen i de uavhengige variablene og endringen i reell boligpris. Like kortsiktige sammenhenger kan observeres fra tidligere teori og Jacobsen og Naug (2004). Modellene mine klarer ikke å observere signifikante langsiktige effekter, og jeg fikk generelt langt mindre signifikante variabler enn jeg trodde. Dog kom det fram noen betydelige likheter og forskjeller mellom Oslo med Bærum, Bergen, Trondheim og Stavanger.

## 6.0 Referanser

DNB og NEF (2020, 25. mars). Variabel. *Boliglånsforskrift*.

Hentet fra

<https://dnbeiendom.no/altombolig/kjop-og-salg/boligokonomi/boliglan/ingen-innstramninger-i-boliglansforskriften>

<https://www.nef.no/nyheter/nyttar-maks-fem-ganger-inntekt-lan-strammere-kjope-sekundaerbolig-oslo/>

E24 og Oslo Børs (2020, 25. mars). Variabel. *Oljeprisfall*.

Hentet fra

<https://bors.e24.no/#!/instrument/C:PBROUSDBR%5CSP.IDCENE>

<https://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#!/details/C:PBROUSDBR%5CSP.IDCENE/overview>, <https://bors.e24.no/#!/instrument/C:PBROUSDBR%5CSP.IDCENE>

E24 (2008). Finanskrisen steg for steg.

Hentet fra

<https://e24.no/norsk-oekonomi/i/1nWWxX/finanskrise-steg-for-steg>

Grytten, O.H. (2012, 10. august). Slik har norske boligpriser utviklet seg gjennom de siste 200 årene. *NRK*.

Hentet fra

<https://www.nrk.no/norge/boligpriser-gjennom-200-ar-1.8273402>

Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). "Post-war U.S Business cycles : An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit Banking* 29. Ohio: State University Press.

Jacobsen D.H. & Naug B.E. (2004). Hva driver boligprisene? *Norges Bank*.

Hentet fra

[https://www.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/penger\\_og\\_kreditt/2004-04/jacobsen.pdf](https://www.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/penger_og_kreditt/2004-04/jacobsen.pdf)

NEF, (2016). Fra nyttår: Maks fem ganger inntekt i lån – og strammere for de som vil kjøpe sekundærbolig i Oslo.

Hentet fra

<https://www.nef.no/nyheter/nyttar-maks-fem-ganger-inntekt-lan-strammere-kjope-sekundaerbolig-oslo/>.

Statistisk Sentralbyrå og Norges Bank (2020, 20. mars). Graf A.

Hentet fra

<https://www.ssb.no/statbank/table/08184/tableViewLayout1/>

<https://www.norges-bank.no/en/topics/Statistics/Historical-monetary-statistics/House-price-indices/>

Statistisk Sentralbyrå (2020, 20. mars). Graf B.

Hentet fra

<https://www.ssb.no/statbank/table/07221/>

Statistisk Sentralbyrå (2020, 20. mars). Graf C.



Hentet fra

<https://www.ssb.no/statbank/table/05963/>

<https://www.ssb.no/statbank/table/06035/>

Statistisk Sentralbyrå (2020, 20. mars). Graf D.

Hentet fra

<https://www.ssb.no/statbank/table/05963/>

<https://www.ssb.no/statbank/table/06035/>

Statistisk Sentralbyrå (2020, 20. mars). Graf E.

Hentet fra

<https://www.ssb.no/statbank/table/06265/>

Statistisk Sentralbyrå (2020, 20. mars). Graf F.

Hentet fra

<https://www.ssb.no/statbank/table/06265/>

Statistisk Sentralbyrå (2020, 25. mars). Variabel. *Boligpriser*.

Hentet fra

<https://www.ssb.no/statbank/table/07221/tableViewLayout1/>

Statistisk Sentralbyrå (2020, 25. mars). Variabel. *Arbeidsledighet*.

Hentet fra

<https://www.ssb.no/statbank/table/10594/>

Statistisk Sentralbyrå (2020, 25. mars). Variabel. *Lønn*.

Hentet fra

<https://www.ssb.no/statbank/table/05671/>

Statistisk Sentralbyrå (2020, 25. mars). Variabel. *StyrRente*.

Hentet fra

<https://www.norges-bank.no/tema/Statistikk/Rentestatistikk/Styringsrente-manedlig/>

Statistisk Sentralbyrå (2020, 25. mars). Variabel. *Utlånsrente*.

Hentet fra

<https://www.ssb.no/statbank/table/08175/>

Statistisk Sentralbyrå (2020, 25. mars). Variabel. *KPI*.

Hentet fra

<https://www.ssb.no/statbank/table/03013/>

Statistisk Sentralbyrå (2020, 25. mars). Variabel. *FullførteBoliger*.

Hentet fra

<https://www.ssb.no/statbank/table/05889/>

Statistisk Sentralbyrå (2020, 25. mars). Variabel. *Befolkningsvekst*.

Hentet fra

<https://www.ssb.no/statbank/table/01222/>

Statistisk Sentralbyrå (2020, 25. mars). Variabel. *Studenter*.

Hentet fra  
<https://www.ssb.no/statbank/table/03814/>

Statistisk Sentralbyrå (2020, 25. mars). Variabel. *PetroleumsArbeidere*.

Hentet fra  
<https://www.ssb.no/statbank/table/08545/>  
<https://www.ssb.no/statbank/table/08536>

Statistisk Sentralbyrå (2020, 25. mars). Variabel. *GjeldHushold1*.

Hentet fra  
<https://www.ssb.no/statbank/table/08781/>

Statistisk Sentralbyrå (2020, 25. mars). Variabel. *GjeldHushold2*.

Hentet fra  
<https://www.ssb.no/statbank/table/08781/>

Statistisk Sentralbyrå (2020, 25. mars). Variabel. *Finanskrise*.

Hentet fra  
<https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/faktaside/norsk-okonomi>

Statistisk Sentralbyrå, (2020). Nasjonalregnskap og konjunkturer.

Hentet fra  
<https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/faktaside/norsk-okonomi>

Statistisk Sentralbyrå, (2016). Nasjonalregnskap og konjunkturer.

Hentet fra  
<https://e24.no/norsk-oekonomi/i/bK1J7v/slik-rammer-oljeprisfallet-statens-oekonomi-vaart-direkte-oljesalg-har-falt-med-139-mill-dagen>

Statistisk Sentralbyrå, (2020). Nasjonalregnskap og konjunkturer.

Hentet fra  
<https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/faktaside/norsk-okonomi>

Statistisk Sentralbyrå, (2016) Slik rammer oljeprisfallet statens økonomi:

Vårt direkte oljesalg har falt med 139 mil. Dagen.

Hentet fra  
<https://e24.no/norsk-oekonomi/i/bK1J7v/slik-rammer-oljeprisfallet-statens-oekonomi-vaart-direkte-oljesalg-har-falt-med-139-mill-dagen>

Sucarrat, G. (2017). *Metode og økonometri : en moderne innføring* (2.utg.). Bergen: Fagbokforl.

Sørensen, P. B., & Whitta-Jacobsen, H. J. 2010. *Introducing advanced macroeconomics : Growth an business cycles*. (2nd ed.). London: McGraw-Hill.

Tobin, James. 1969. "A General Equilibrium Approach To Monetary Theory." *Journal of Money, Credit and Banking* (Vol.1 No.1). Ohio: State University Press.

UIO (2015). Norgeshistorie.

Hentet fra

<https://www.norgeshistorie.no/velferdsstat-og-vestvending/1802-flukten-fra-landsbygda.html>

Wooldridge, J.M. (2016). *Introductory econometrics : a modern approach* (6th ed. utg.). Australia: Cengage Learning.