

# Er bustadprisane påverka av oljeprisen?

Ein empirisk analyse

av

Diana Kloczek Årskaug

## Masteroppgåve

Masteroppgåva er levert for å fullføre graden

**Master i samfunnsøkonomi**

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Februar 2016

UNIVERSITETET I BERGEN



## Føreord

Denne utreiinga utgjer min siste del av masterstudiet i samfunnsøkonomi ved Universitetet i Bergen. Arbeidet med utreiinga har vore ein lærerik og utfordrande prosess. Eg har tileigna meg mykje kunnskap, spesielt om økonometri og empirisk metode.

Eg ønskjer å rette ein stor takk til min rettleiar, professor Steinar Vagstad, for grundig rettleiing og gode diskusjonar. Eg ønskjer også å takke professor Arild Aakvik for gode tilbakemeldingar angående økonometriske utfordringar. Takk til Bjørn Gran i Samfunnsøkonomisk analyse for å ha gitt med tilgang til rapportane om bustadmarknaden.

Takkar også Morten, Arne Henning, Anna Elfrida og Kristine for korrekturlesing og forslag til forbedringar. I tillegg vil eg takke mine medstudentar for gode diskusjonar.

Til slutt vil eg takke familien og kjærasten min for støtte gjennom studiane.

*Diana Kloczek Årskaug*

---

Diana Kloczek Årskaug, Bergen 22. februar 2016

### Er bustadprisane påverka av oljeprisen?

av

**Diana Kloczek Årskaug, Master i samfunnsøkonomi**

Universitetet i Bergen, 2016

Rettleiar: Steinar Vagstad

---

Bustadprisane i Noreg har sidan 1990-talet vore prega av ein sterk vekst, samstundes som oljeprisen har dobla seg. Det gjer det interessant å undersøkje om oljeprisen påverkar dei norske bustadprisane, spesielt no som oljeprisen har falt.

Denne oppgåva er ein empirisk analyse av den norske bustadmarknaden og har som formål å finne ut om oljeprisen påverkar bustadprisar. Med utgangspunkt i ein bustadprismodell, som direkte og indirekte avhenger av oljeprisen kan eg undersøkje om det er noko samanheng mellom prisane. Den avhengige variabelen er ein gjennomsnittleg kvadratmeterpris på einebustad og forklaringsvariablane er oljepris, lønnsindeks, folketilvekst, rente, arbeidsløyse og tal på fullførte bustad. Datasettet er eit panel med kvartalsvise observasjonar i perioden 2000 til 2015. Eg tar fyrst utgangspunkt i bustadmarknaden på landsbasis og deretter på fylkesnivå. Sistnemnd for å undersøkje om bustadprismodellen også kan forklare regionale bustadprisforskjellar. For å estimere bustadprismodellen på landsbasis tar eg utgangspunkt i fast effekt modell, medan på fylkesnivå blir minste kvadraters metode brukt.

Analysen på landsbasis viser at det er ein positiv samanheng mellom oljeprisen og bustadprisane. Dei fleste forklaringsvariablane har ein effekt på bustadprisen og det er oljeprisen som har størst effekt. Resultata samsvarer i stor grad med tidligare empiri og med kva som var hypotesen i oppgåva. Vidare analyse på fylkesnivå gir svake resultat og det er vanskeleg å trekke noko konklusjonar om kva som fører til regionale bustadprisforskjellar.

Statistikkprogrammet STATA/IC 13.1 er brukt for den statistiske analysen, medan databehandling er gjort i Microsoft Excel 2010.

## Innholdsliste

Føreord .....	i
Samandrag .....	ii
Tabellar.....	vi
Figurar .....	vii
1. Innleiing .....	1
2. Historisk utvikling i bustadmarknaden .....	4
2.1 Bustadmarknaden på 1800-talet .....	5
2.2 Bustadmarknaden på 1900-talet .....	7
2.3 Bustadmarknaden på 2000-talet .....	9
3. Prisdanning i bustadmarknaden .....	11
3.1 Tilbod på kort og lang sikt .....	11
3.2 Etterspurnad .....	13
3.3 Rente.....	13
3.4 Hushalda si inntekt .....	14
3.5 Arbeidsløyse.....	14
3.6 Bustadbygging.....	15
3.7 Befolkningsvekst .....	17
4. Noreg og oljen.....	18
4.1 Norsk oljehistorie .....	18
4.2 Oljemarknaden .....	18
4.3 Prisdanning i oljemarknaden .....	20
4.3.1 Tilbod og etterspurnad på kort- og lang sikt .....	21
4.4 Korleis oljesektoren har påverka norsk økonomi.....	22
4.5 Oljeprisfall.....	23
4.6 Oljeprisfallet og norsk økonomi.....	24
5 Relevant forskning .....	25
6 Økonometrisk teori.....	29
6.1 Paneldata .....	29
6.2 Logaritmisk framstilling.....	30
6.3 Lineær regresjonsmodell .....	30
6.4 Minste kvadraters metode .....	30
6.5 Bustadprismodell.....	31
6.6 Fast effekt modell.....	33

6.7 Tilfeldig effekt modell .....	35
6.8 Hausman-test .....	37
6.9 F-test.....	38
6.10 Breusch-Pagan- test.....	38
6.11 Dynamiske effekt .....	38
6.12 Simultanitet .....	39
6.13 Homoskedastisitet .....	39
6.14 Autokorrelasjon .....	40
6.15 Stasjonaritet.....	40
6.16 Sesongmønster .....	40
7. Datagrunnlag .....	41
7.1 Rådata.....	41
7.2 Avgrensingar ved datasettet .....	41
7.3 Tilrettelegging av data.....	42
7.4 Variablar.....	43
7.5 Deskriptiv statistikk.....	45
7.6 Utvikling i variablane over tid .....	46
8. Empirisk analyse .....	54
8.1 Grunnleggjande resultat .....	54
8.2 Val av modellane.....	56
8.3 Tilrettelegging av bustadprismodell.....	57
8.4 Utvida bustadprismodell .....	59
8.5 Utvida FE- og RE-modell .....	59
8.6 Bustadprismodell på utvala fylke .....	63
9. Oppsummering og konklusjonar .....	67
Referansar.....	70
Appendiks A.1 Økonomiske metodar .....	75
A.1.1 Hausman-test .....	75
A.2 Deskriptiv statistikk.....	76
A.3 Utfyllande regresjonsresultat.....	77
A.3.1 Grunnleggjande MKM .....	77
A.3.2 Grunnleggjande FE-modell .....	78
A.3.3 Grunnleggjande RE-modell.....	79

A.3.4 Breusch-Pagan -test.....	80
A.3.3 Hausman-test.....	80
A.3.5 Wooldridge- test.....	81
A.3.6 Regresjonsresultat utvida FE-modell.....	82
A.3.7 Regresjonsresultat utvida RE-modell.....	83
A.3.8 Regresjonsresultat på fylkesniv.....	84

## Tabellar

<i>Tabell 1: Deskriptiv statistikk</i> .....	45
<i>Tabell 2: Regresjonsresultat frå grunnleggjande bustadprismodell</i> .....	54
<i>Tabell 3: Regresjonsresultat frå utvida bustadprismodell</i> .....	59
<i>Tabell 4: Regresjonsresultat frå utvida bustadprismodell for utvala fylke</i> .....	64
<i>Tabell 5: Deskriptiv statistikk</i> .....	76
<i>Tabell 6: Regresjonsresultat frå grunnleggjande MKM</i> .....	77
<i>Tabell 7: Regresjonsresultat frå grunnleggjande FE-modell</i> .....	78
<i>Tabell 8: Regresjonsresultat frå grunnleggjande RE-modell</i> .....	79
<i>Tabell 9: Breusch-Pagan -test</i> .....	80
<i>Tabell 10: Hausman-test</i> .....	80
<i>Tabell 11: Wooldridge-test 1</i> .....	81
<i>Tabell 12: Wooldridge-test 2</i> .....	81
<i>Tabell 13: Regresjonsresultat frå utvida FE-modell</i> .....	82
<i>Tabell 14: Regresjonsresultat frå utvida RE-modell</i> .....	83
<i>Tabell 15: Regresjonsresultat frå utvida bustadprismodell av 18 fylke</i> .....	84

## Figurar

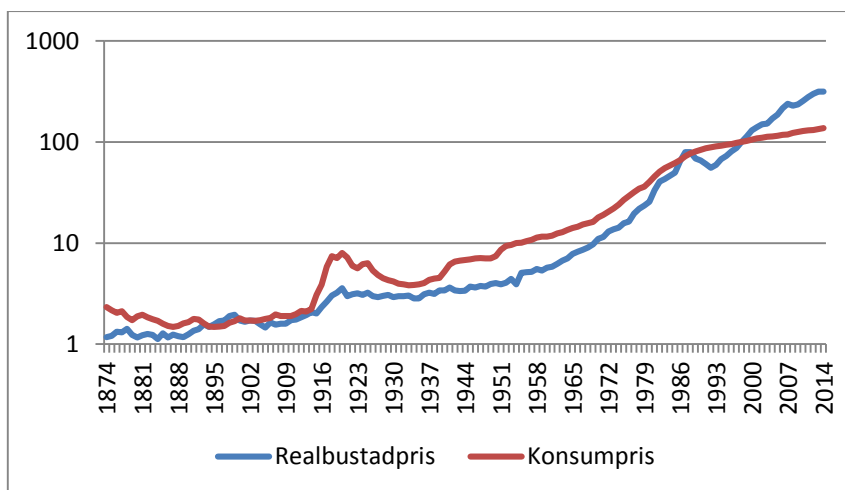
<i>Figur 1: Realbustadprisindeks og konsumprisindeks, 1874-2014</i> .....	1
<i>Figur 2: Bustadprisindeks per kvadratmeter, 1819-2014</i> .....	5
<i>Figur 3: Bustadpris per kvadratmeter, 1995-2015</i> .....	9
<i>Figur 4: Økonomisk modell av tilbod- og etterspurnad etter bustadar på kort sikt</i> .....	11
<i>Figur 5: Økonomisk modell av tilbod- og etterspurnadskurva etter bustadar på lang sikt</i> .....	12
<i>Figur 6: Igangsetting av bustadar, 1995-2015</i> .....	15
<i>Figur 7: Bustadbygg i alt, 2015</i> .....	16
<i>Figur 8: Befolkningsvekst i Noreg (absolutt vekstrate), 1995-2015</i> .....	17
<i>Figur 9: Dei 15 største oljeproduserande land, 2014</i> .....	19
<i>Figur 10: Tilbod- og etterspurnad modell etter olje, på kort sikt</i> .....	21
<i>Figur 11: Modell av tilbod- og etterspurnad etter olje på lang sikt</i> .....	22
<i>Figur 12: Utviklinga i verdas oljeproduksjon fordelt på OPEC, USA og resten av verda, 2005-2015</i> .....	23
<i>Figur 13: Utvikling i gjennomsnittleg kvadratmeterpris på einebustad, 2000-2015</i> .....	47
<i>Figur 14: Utvikling i gjennomsnittleg kvadratmeterpris på einebustad og gjennomsnittleg oljepris, 2000-2015</i> .....	48
<i>Figur 15: Utvikling i gjennomsnittleg kvadratmeterpris på einebustad og gjennomsnittleg lønnsindeks for olje- og gassutvinning og bergverksdrift, 2000-2015</i> .....	49
<i>Figur 16: Utvikling i gjennomsnittleg kvadratmeterpris på einebustad og gjennomsnittleg folketal, 2000-2015</i> .....	50
<i>Figur 17: Utvikling i gjennomsnittleg kvadratmeterpris på einebustad og gjennomsnittleg utlånsrente 2000-2015</i> .....	51
<i>Figur 18: Utvikling i gjennomsnittleg kvadratmeterpris på einebustad og gjennomsnittleg arbeidsløyse, 2000-2015</i> .....	52
<i>Figur 19: Utvikling i gjennomsnittleg kvadratmeterpris på einebustad og gjennomsnittleg tal fullførte bustadar, 2000-2015</i> .....	53



## 1. Innleiing

Sidan slutten av 1990-talet har Noreg vore prega av sterk økonomisk vekst og ein nesten kontinuerleg vekst i bustadprisar.<sup>1</sup> I løpet av perioden 1992-2014 har norske bustadprisar auka med 400 prosent, til samanlikning har den generelle prisveksten i same periode auka med 55 prosent (SSB, 2015i). Mykje av dette skyldast den sterke veksten i oljeprisen, som gjekk frå om lag 10 dollar per fat til 100 dollar per fat på under 15 år. God lønnsemd i petroleumsrelaterte næringar har ført til god lønnsvekst og skapt vekst i forbruket, deriblant kjøp av bustadar (Norges Bank, 2015b).

**Figur 1: Realbustadprisindeks og konsumprisindeks, 1874-2014**



*Eigen figur, kjelde (Norges Bank, 2014a og 2014b).*

Figur 1 er ei semilogaritmisk framstilling av utviklinga i reell bustadprisindeks og konsumprisindeks i perioden 1819- 2014, med basisår i 1998.<sup>2</sup> Som det kjem fram følgjer bustadprisane den generelle prisutviklinga i økonomien fram til om lag 1999. Deretter snur denne trenden seg og realbustadprisane aukar betydeleg meir enn konsumprisen.

<sup>1</sup>Bustadprisen fall i perioden 2002-2003 og under finanskrisa i 2008. Sjå delkapittel 2.3 for nærmare beskriving.

<sup>2</sup>Reelle bustadprisar er nominelle bustadprisar som har blitt korrigerte for den generelle prisutviklinga i økonomien, konsumprisindeksen (KPI). Reelle bustadprisar gir eit meir riktig bilete av prisutviklinga i bustadmarknaden (Steigum, 2006). Ein indeks viser utviklinga i bustadprisar i forhold til ein bestemt tidsperiode, basisåret (SSB, 2015a). Indeksen i basisåret settast lik 100 og bustadprisar i andre tidsperiodar blir samanlikna med bustadprisen i basisåret.

Bustadprisar har vore eit mykje omdiskutert tema i media og det finst ei rekke studiar som undersøker årsaka til den sterke utviklinga i bustadprisane og om det fins ei bustadboble i Noreg.<sup>3</sup> Likevel er det få studiar som har retta sin merksemd på korleis oljeprisen direkte påverkar bustadprisar. Hovudmålet med denne oppgåva er å undersøkje korleis oljeprisen påverkar bustadprisar, både direkte og indirekte. Dette blir gjort ved å lage ein bustadprismodell gitt ein rekke forklaringsfaktorar som både direkte og indirekte vil spegle av utviklinga i oljeprisen. Etersom bustadprisar er prega av store regionale forskjellar, ønskjer eg også å teste for demografiske faktorar som befolkningsvekst og bustadbygging.

Norsk økonomi er oljeavhengig. Som følgje av ein halvert oljepris sidan hausten 2014, har veksten i fastlandsøkonomien blitt svekka og bustadmarknaden er prega av to motstridane krefter i økonomien. På den eine sida bidrar høgare arbeidsløyse, lågare lønnsvekst og usikkerheit knytt til framtidig utvikling i Noreg til å dempe etterspurnaden etter bustadar. På den andre sida bidrar rentenedsetting og utsiktene til ei langvarig låg rente til å auke etterspurnaden etter bustadar.

Den norske bustadmarknaden skil seg vesentleg frå andre europeiske land ved at eigerandelen i Noreg er vesentleg høgare (SSB, 2015i). Omtrent 78 prosent av alle hushald i Noreg eig sin bustad. Veksten i bustadprisane er fyrst og fremst etterspurnadsdrivne. Låg arbeidsløyse, låg rente, låg skatt på bustad og høg realinntektsvekst, er blant forklaringsfaktorane bak den sterke utviklinga i bustadmarknaden. Samstundes kan bustadprisveksten forklarast ut ifrå tilbodssida. Låg bustadbygging i forhold til befolkningsveksten senkar bustadtilbodet og dermed driv bustadprisane oppover. Denne samanhengen er særleg synleg i storbyar, som på grunn av sentralisering har opplevd ein høg befolkningsvekst. I 2014 budde 68 prosent av innbyggjarane i Noreg i dei 150 mest sentrale kommunane (SSB, 2015f). Dette flyttemønsteret har blant anna ført til store regionale bustadprisforskjellar.<sup>4</sup> I tillegg har også lengre levealder og endra samansetting av hushaldningane, nærmare sagt aukande tal einpersonhushald, ført til at tilbodet av bustadane har blitt for lite. Om lag 40 prosent bur åleine og mesteparten av desse bur i Oslo. Statistikk utført av Samfunnsøkonomisk analyse viser at dei fleste regionar som har hatt lågare bustadbygging enn landsgjennomsnittet i 2014 har også hatt høgare

---

<sup>3</sup> Bustadboble er når bustadprisar er overvurderte i forhold til den fundamentale verdien av bustadane.

<sup>4</sup> Bustadprisveksten på tvers av fylka i Noreg i perioden 2010-2014, viser at Sør-Trøndelag har hatt den største bustadprisveksten på 33 prosent, medan Vest-Agder har hatt den lågaste veksten i bustadprisar på 7 prosent.

bustadprisvekst enn landgjennomsnittet.<sup>5</sup> Eg ønskjer dermed å inkludere demografiske faktorar som befolkningsvekst og bustadbygging i bustadprismodellen, sjølv om desse ikkje naudsynt blir påverka av oljeprisen.

Eg tar utgangspunkt i bustadprismodellen til Jacobsen og Naug, for å identifisere forklaringsvariablar til min bustadprismodell (Jacobsen & Naug, 2004). Vidare inkluderer eg naudsynte forklaringsvariablar for å skreddarsy bustadprismodellen til problemstillinga i oppgåva.

Data er henta frå Statistisk sentralbyrå (SSB) og International Monetary Fund (IMF). Datasettet er eit panel med kvartalsvise observasjonar i perioden fyrste kvartal 2000 til og med tredje kvartal 2015. Eg estimerer ein bustadprismodell på landsbasis og på fylkesnivå for å avdekke samanhengen mellom variablane i modellen og moglege drivarar bak prisforskjellar på tvers av landet.

Bustadmarknaden er lite oversiktleg, lite homogen og består av mange delmarknadar på grunn av dimensjonar som areal, plassering og standard. Likevel blir det komplisert å behandle alle delmarknadane kvar for seg. Oppgåva vil difor behandle alle bustadmarknadane som ein bustadmarknad.

Denne oppgåva består av 9 kapittel og oppbygginga er som følgjer: Kapittel 2 presenterer historisk utvikling i bustadmarknaden, medan kapittel 3 gir ei nærmare beskriving av prisdanninga i bustadmarknaden. Kapittel 4 vil ta for seg oljemarknaden, korleis den har blitt til, prisdanning og korleis den har påverka norsk økonomi. I kapittel 5 blir det gitt ein gjennomgang av relevant forskning. Kapittel 6 tar for seg det teoretiske rammeverket og generelle problem og løysningar ved estimering med paneldata. I kapittel 7 blir datamaterialet og ein del deskriptiv statistikk gjennomgått. Kapittel 8 vil presentere resultat frå analysen og i kapittel 9 blir dei viktigaste funna oppsummert og diskutert.

---

<sup>5</sup> Vekst i bustadbygging dividert på befolkningsveksten i perioden 2009-2014, viser at Oslo har hatt den lågaste veksten i bustadbygginga, nemleg 0,23 nye bustadar per nye innbyggjar. I motsett ende finn ein Song og Fjordane med 1,08 nye bustadar per nye innbyggjar (Bjørnstad, Gran, Kostøl Bakkemo, & Nymoen, 2015).

## 2. Historisk utvikling i bustadmarknaden

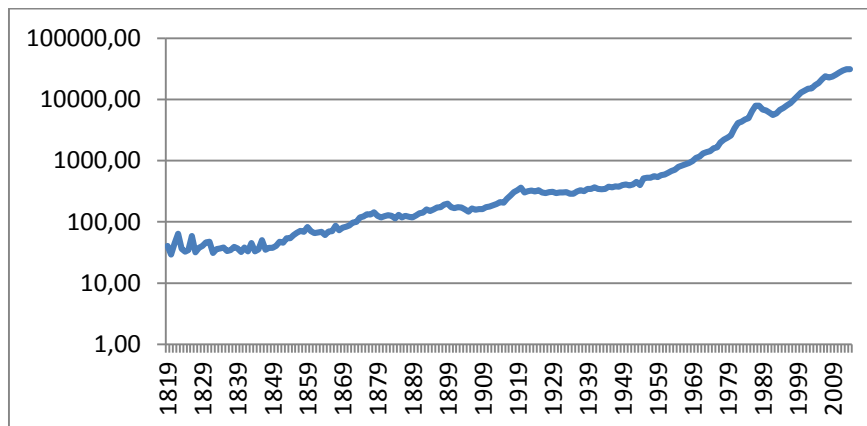
Norges Bank har publisert ei oversikt over nominelle bustadprisar i åra 1819 til 2003 i *Historical Monetary Statistics for Norway 1819-2003* (Eitrheim & Erlandsen, 2004). Forfattarane har her utarbeida ein bustadprisindeks basert på historiske data for bustadprisar. Denne bustadprisindeksen er konstruert ved bruk av metoden «gjentatt sal», og er basert på tal for bustadomsetninga i byane Bergen (frå 1819), og seinare Kristiania/Oslo (frå 1841), Kristiansand (frå 1867) og Trondheim (frå 1897). Det blei laga ein eigen bustadprisindeks for kvar av desse fire byane, i tillegg til ein felles bustadprisindeks, der fellesbustadprisindeksen er rekna ut ved hjelp av den «hedoniske metoden». Fram til 1986 er bustadprisindeksen basert på registrerte nominelle salsprisar på bustadar. Frå 1986 er denne indeksen slått saman med Norges Eiendomsforbund (NEF) sin bustadprisindeks. Etter 2003 har Norges Bank henta bustadpristal frå SSB, Eiendom Norge, Eiendomsverdi og FINN.no.

Som eg har vore inn på tidligare blir metoden «gjentatt sal» brukt til å lage bustadprisindeksar. Utgangspunktet for utrekninga er observasjonar av prisforskjellar over tid ved gjentatt sal av ein einskild eigedom. Enkelteigendomar har blitt observert over tid, for å kartlegge forskjell i pris. Det betyr at ein må ha salsprisane  $p_1$  og  $p_2$  til ein bustad på tidpunkt  $t_1$  og  $t_2$ . Metoden er med andre ord basert på partransaksjonar, noko som kan by på fleire ulemper. Dette medfører blant anna at ein bustad som har blitt selt kun éin gong, vil dermed bli ekskludert frå utrekninga. Ei anna potensiell ulempe er at bustadar som ofte blir selt kan ha visse fellestrekk og avvike frå bustadar som sjeldnare blir selt. Metoden har likevel også ein fordel, nemleg at ein ikkje treng informasjon om spesifikke bustadkarakteristikkar, då desse ofte er vanskeleg å observere.

Den «hedoniske metoden» er ein annan måte å konstruere bustadprisindeksar på (Takle, 2012). Denne metoden består av ein regresjonsmodell, der ein ser på salsprisen på bustadar og reknar ut ein gjennomsnittspris per kvadratmeter som er justert for eigenskapane ved bustaden. Dette inneber at gjennomsnittspris per kvadratmeter blir justert etter interne karakteristikkar som storleiken på bustaden, talet på rom, type bustad, byggeår og standard, og eksterne karakteristikkar som plassering, bustadområdet sin status, forureining og støy. Ved bruk av den hedoniske metoden, kan ein finne korleis bustaden sine karakteristikkar påverkar bustadprisen, og dermed korrigere for forskjellar i karakteristikkar til andre selde bustadar. Den hedoniske metoden standardiserer bustadar og gjer det mogleg å sjå på

prisutviklinga på ein bustad med konstant kvalitet. Det kan likevel vere ei utfordring å identifisere og inkludere alle karakteristikkar som påverkar bustadprisane. Salsprisen på bustaden er ein avhengig variabel, medan karakteristikkar ved bustaden er forklaringsvariablar. Ein bruker vidare ein lineær regresjon for å finne kva for karakteristikkar som påverkar bustadprisen.

**Figur 2: Bustadprisindeks per kvadratmeter, 1819-2014**



*Eigen figur, kjelde (Norges Bank, 2014a)*

Ettersom både bustadstandarden- og storleiken har auka med tida, kan ein del av prisstigninga i bustadmarknaden sjåast i samanheng med desse endringane ved bustadar. Figur 2 er ei semilogaritmisk framstilling av utviklinga i nominelle prisar per kvadratmeter for ein gjennomsnittleg bustad på ca. 100 kvadratmeter. Modellen utelét dermed at prisauka skyldast endringar i bustadstorleiken. Bustadprisindeksen per kvadratmeter har gått opp frå ein indeks på 40,4 (1819) til ein indeks på 31 301 (2014).

I oppgåva er det perioden 1995 til 2015. Sidan historikken dannar grunnlag for samansettinga av dagens bustadprisar, ønskjer eg likevel å gi eit historisk tilbakeblikk på den norske bustadmarknaden, 1800-talet til 2015. Vidare i dette kapittelet vil utviklinga i bustadbygging og bustadprisar bli presentert. I tillegg vil eg i grove trekk ta føre meg faktorar som har bidratt til denne utviklinga.

## 2.1 Bustadmarknaden på 1800-talet

På 1800-talet var den Norske økonomien prega av fluktuasjonar (Eitrheim & Erlandsen, 2004). Mange av desse var forårsaka av internasjonale finanskriser. Særleg etter

Napoleonskrigen (1800-1815) blei Europa, og såleis også Noreg, ramma av økonomisk krise. Dette førte til at bustadprisveksten låg rundt null. Fyrst under Krimkrisa, i perioden 1853-1856, begynte bustadprisane å stige, for så å flate ut fram til midten av 1870-talet.

Etter nærmare 20 år med deflasjon (1876-1896), gjekk landet inn i ein høgkonjunktur på slutten av 1800-talet (Grytten O. H., 2012). Dette førte fyrst til ein kraftig oppgang i bustadprisane, etterfølgt av ein nedgang. Den positive prisutviklinga var størst i Kristiania, og i løpet av 1895-1899 auka bustadprisane med 73 prosent. Denne prisutviklinga var ei følgje av industrialiseringa, og den påfølgjande urbaniseringa av byane.

Ein annan faktor som bidrog til høgkonjunktur, var endring i pengepolitikken (Grytten & Hunnes, 2010). Stortinget vedtok å forlate kvotientsystemet til fordel for differansesystemet i 1893. Kvotientsystemet gjekk ut på at pengemengda skulle stå fast i forhold til gull.<sup>6</sup> Under dårlege tider blei pengemengda stramma inn og motsett i gode tider. Systemet hadde dermed ein pro-syklisk verknad, det vil seie at systemet forsterka konjunkturane i økonomien. Differenssystemet derimot gjorde pengepolitikken uavhengig av konjunkturane (Hanisch, Søylen, & Ecklund, 1999). Systemet gav sentralbanken rett til å utgi setlar som den hadde gulldekning for, pluss ein viss differanse.<sup>7</sup> Vidare fekk Norges Bank regulere eiga utlånsrente (diskonto), noko som førte til at banken kunne føre ein fleksibel pengepolitikk og unngå store variasjonar i gullbeholdninga. Litt meir konkret vil det seie at ei auke i diskontoen førte til eit høgare rentenivå, noko som blant anna førte til lågare etterspurnad etter pengemengde og gav vidare ein reduksjon i prisnivået. Motsett ved ein reduksjon i diskontoen. Sjølv utslaget av differansesystemet var ein meir ekspansiv pengepolitikk som gav lågare renter og ei betydeleg auke i pengemengda.

Differansesystemet hadde likevel sine svakheiter. Den ekspansive pengepolitikken førte til ein vekst i pengemengda på 61 prosent i perioden 1890- 1899. I tillegg blei det i 1893 vedtatt ei lov om avgrensing av bustadutbygging, som skulle gjelde frå 1. januar 1900. Lova gav dermed forventningar om høge framtidige bustadprisar, noko som førte til ei massiv utbygging av bustadar fram mot 1900.

---

<sup>6</sup> Norges Bank måtte ha gullreserver på minst 40 prosent av verdien av setelvolumet.

<sup>7</sup> Denne differansen var på 24 millionar, men blei utvida etter kvart (Grytten & Hunnes, 2010).

Til saman førte desse faktorane til ei kraftig auke i etterspurnaden for bustadar og forretningseigedommar. Etterspurnaden blei finansiert gjennom billig kreditt og det oppstod ei kreditt- og egedomsboble. Den store optimismen blant nordmenn tok slutt vinteren 1898, då det blei tydeleg at bustadar var overprisa og i 1899 sprakk både kreditt- og egedomsbobla. Bustadprisane fall dramatisk og marknaden blei prega av konkursar og bankkollapsar. Den norske økonomien stagnerte fram til 1905.

## **2.2 Bustadmarknaden på 1900-talet**

Byrjinga av 1900-talet var prega av flate bustadprisindeksar (Riiser, 2005). Dette skyldast Kristianiakrakket i kombinasjon med stor utvandring frå Noreg. På dette tidspunktet blei mange bustadar ståande tomme, og det blei lite lønnsamt å investere i bustad. Samstundes var perioden 1900-1920 prega av industrielle nydanningar og høg sysselsetting (Hodne & Grytten, 2002). I 1910 begynte bustadindeksen å ta seg sakte opp igjen. Då fyrste verdskrig braut ut i 1914, var landet i ein høgkonjunktur. Krigen førte til varemangel i Noreg og det oppstod eit etterspurnadspress etter varer, noko som gav ei auke i pengemengda og førte til inflasjon. I tillegg til inflasjon, blei økonomien i perioden 1914-1920, prega av ekspansiv pengepolitikk, negativ realrente og ei høg omsetning i bustadmarknaden. Stortinget vedtok husleigereguleringslova i 1915 og realprisane på bustadar begynte å falle (Riiser, 2005).

1920-åra var prega av ein internasjonal etterkrigsdepresjon med nasjonal bankkrise, høg arbeidsløyse og eit kraftig fall i bustadprisane (Hodne & Grytten, 2002). Dette kom blant anna av at Norges Bank heva renta, som eit tiltak for å redusere kreditten. Denne innstraminga kom samstundes som konjunktoren snudde og inflasjon snudde til deflasjon. I 1934 blei pengepolitikken lagt om til ein meir ekspansiv pengepolitikk, som blant anna innebar rentekutt (frå 8 prosent i 1931 til 3,5 prosent i 1933). Som følgje av dette fall realrenta og kreditttilgangen blei rimelegare. Mellom 1931 og 1939 var Noreg i ein oppgangskonjunktur med ein byggeboom, der bustadbygginga blei meir enn fordobla.

Under andre verdskrig, 1940-1945, fall bustadprisane og bustadbygginga låg nede (Hodne & Grytten, 2002). I etterkrigstida oppstod det dermed bustadmangel, noko som førte til ei massiv utbygging av bustadar (Hodne & Grytten, 1992). I perioden 1945- 1952 blei det bygd 131 610 leilegheiter. Myndighetene hadde blant anna som mål å gi alle moglegheita til å skaffe seg ein bustad. I 1946 blei renta sett ned frå 8 prosent til 2,5 prosent og denne haldt

seg uendra fram til 1955.<sup>8</sup> Vidare blei Den Norske Stats Husbank oppretta i 1947, blant anna for å tilby rimelegare finansieringsvilkår. I tillegg blei det innført prisregulering for å forhindre sterk prisstigning. Vidare fekk norske bustadeigarar ulike støttetiltak frå staten, som frådragsrett for gjeldsrenter, momskompensasjon og låg bustadskatt. Talet på bustadeigarar begynte dermed å auke og i 1945 var talet på 51 prosent (Sørvoll, 2011). Noreg hadde på denne tida fleire bustadeigarar enn dei fleste andre europeiske land.

Perioden 1950-1973 blir omtalt som "Gullalderen" på grunn av den samanhengande oppgangskonjunkturen (Hodne & Grytten, 1992). Ei av årsakene for dette var endringar i den økonomiske politikken, som liberalisering av internasjonal handel og utjammingspolitikk. Bustadbygging var framleis ei stor prioritering og talet på fullførte bustadar auka jamt fram til 1954. Dette året blei det bygd 35 388 bustadar. Deretter låg bustadbygginga på ca. 30 000 bustadar i året, fram til slutten av 1960-talet (Enge, 1999).

I 1970-åra begynte oljesektoren å hauste inn pengar (Hodne & Grytten, 1992). I kombinasjon med låge renter og ei negativ realrente, bidrog dette til ein kraftig vekst i bustadprisane fram til 1986. Denne kraftige veksten skjedde på trass av fleire pris- og lønnsstopp.

Åra 1980-1985 var prega av liberalisering i kredittmarknaden som blant anna førte til ei stor auke i kredittvolumet (Hodne & Grytten, 2002). I løpet av 1985 blei det klart at norsk økonomi var overoppheta, det vil seie at etterspurnaden var for høg i forhold til produksjonen. Høge oljeprisar med 40 dollar fatet blei ei kortsiktig redning, fram til oljeprisen fall til under ti dollar fatet i 1986. Eksporten gjekk betydeleg ned og overskot i handelsbalansen blei snudd til underskot. Det blei dermed innført innstramming i pengepolitikken og spesielt i bankane sin utlånspraksis. Renta som låg på rundt null prosent i 1985 auka til 18 prosent i 1986. Høg gjeldsprosent, nedgangskonjunktur og stigande realrente gjorde at folk fekk store problem med å betene lån. Som følgje av dette oppstod det ei bankkrise i åra 1987-1992. Noreg var med dette inne i ein nedgangskonjunktur der bustadprisane stupte.

Konjunkturen snudde i 1993, etter ei internasjonal spekulasjonsbølgje (Hodne & Grytten, 2002).<sup>9</sup> Samstundes begynte oljeprisen å auke og gjekk frå 13,15 dollar fatet i 1993 til 24,05 dollar fatet i 1996. Noreg gjekk derfor inn i ein høgkonjunktur prega av sterk vekst i bustadprisar.

---

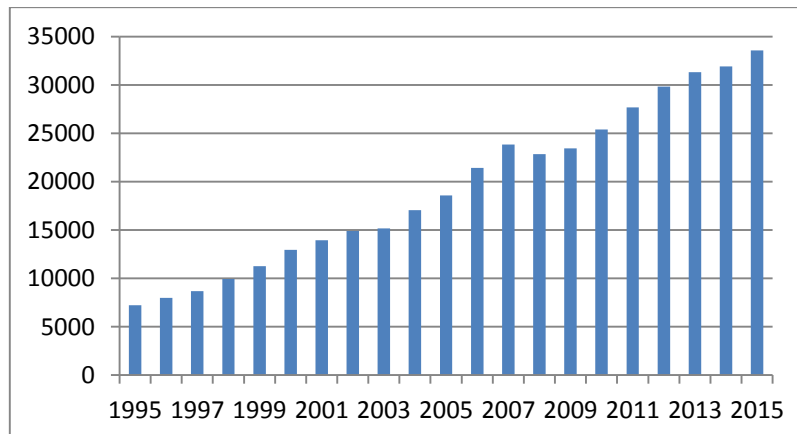
<sup>8</sup> Dette var den lågaste renta i landet si finansielle historie.

<sup>9</sup> Spekulasjonsbølgja førte til at krona fall i verdi og renta blei halvert (Hodne & Grytten, 2002).



## 2.3 Bustadmarknaden på 2000-talet

**Figur 3: Bustadpris per kvadratmeter, 1995-2015**



*Eigen figur, kjelde: (Norges Eiendomsmeglerforbund, 2013) og (Finn eiendom, 2015).<sup>10</sup>*

29. mars, 2001 blei pengepolitikken formelt lagt om frå eit mål om stabil valutakurs til inflasjonsmål. Det nye målet var å halde ei prisstigning på 2,5 prosent i året, mot eit mål på 2,0 prosent i Eurosona. Prisutviklinga skulle dermed vere avgjerande for rentefastsettinga (Hodne & Grytten, 2002). Høgkonjunktur prega landet også på 2000-talet, med store petroleumsinntekter og kontinuerleg vekst i bustadprisar fram til 2013. To unntak finn ein likevel i 2002-2003 og under finanskrisa i 2008, noko ein kan sjå i figur 3 (Eika, 2008). Den fyrste reduksjonen i bustadprisane kom hovudsakleg av låg internasjonal vekst og styrke i kronekursen, men allereie i slutten av 2002 sette Norges Bank renta ned for å svekke krona og stimulere eksporten. Vidare auka både olje- og bustadinvesteringane. Nedgangen varte såleis ikkje lenge og i 2004 kom det ein ytterligere auke i bustadprisane. Det andre fallet i bustadprisane blei forårsaka av bustadkraket i USA, som blant anna oppstod på grunn av at den største investeringsbanken i USA, Lehman Brothers, kollapsa hausten 2008 (Grytten & Hunnes, 2010). Bankane blei deretter meir tilbakehaldne i utlånspraksisen sin. Renta gjekk opp og uvisse om framtida førte til at konsumentane begynte å spare. Aktiviteten i den norske bustadmarknaden blei redusert, og mellom 2007 og 2008 stupte dei reelle bustadprisane med 18 prosent. Heller ikkje denne reduksjonen i bustadprisane varte lenge, då bustadprisane begynte å auke igjen allereie i fyrste kvartal 2009. På eitt år, fyrste kvartal 2009-2010, hadde

<sup>10</sup> Bustadpris tala er henta frå nef.no for perioden 1995-2013, og frå Finn.no for dei to siste åra 2014-2015. Norges Eiendomsmeglerforbund har publisert statistikk på eigedom sidan 1985, men slutta med publikasjonen i 2013. Vidare er det Finn.no som publiserer bustadprisstatistikk.

bustadprisnivået gått opp med 10,8 prosent (SSB, 2010). Noreg var eit av dei landa som klarte seg best gjennom finanskrisa.

Hausten 2013 opplevde Noreg nok eit bustadprisfall (Sættem, 2014). Bustadprisane fall med 5,3 prosent frå mai til desember. Ved utgangen av 2013 var den gjennomsnittlege kvadratmeterprisen 0,6 prosent lågare enn ved utgangen av 2012. Fallet i prisane skyldast blant anna ein moderat aktivitetsvekst og ein strengare utlånspraksis frå bankane, nærmare bestemt større krav til eigenkapital (SSB, 2014a). Allereie i januar 2014 begynte aktiviteten i bustadmarknaden å ta deg opp og prisane på bustadar auka over heile landet (Eiendom Norge, 2014a). Bustadprisane var 2,4 prosent (ikkje sesongjustert) høgare i januar 2014 enn i desember 2013. Auken i prisane kom blant anna av eit lågt og stabilt rentenivå, god lønnsutvikling og låg arbeidsløyse (Eiendom Norge, 2014b). Sett under eitt, så har bustadprisane auka med 8,1 prosent i løpet av 2014 (Eiendom Norge, 2015a).

Vidare i 2015 fortset bustadmarknaden å gå oppover, og både prisnivået og talet på selde bustadar stig betrakteleg (Eiendom Norge, 2015b). Den gjennomsnittlege bustadprisen er 6,8 prosent høgare ved utgangen av juni 2015, enn kva den var gjennom heile 2014. I tillegg går formidlingstida nedover, samstundes som talet på bustadar til sals på Finn.no går nedover.<sup>11</sup> Bustadar til sals har gått ned med 8,8 prosent i juni 2015, samanlikna med juni 2014. Den låge tilbudssida er dermed med på å presse prisane oppover. I tillegg er bustadmarknaden prega av store regionale prisforskjellar. Tromsø har hatt den største prisauka frå juni 2014 til juni 2015(12,3 prosent), deretter Oslo (12,1 prosent) og Bergen (10,1 prosent). Sandnes og Stavanger hadde den lågaste prisutviklinga (høvesvis 0,9 prosent og 0,2 prosent). På landsbasis auka bustadprisane med 8,1 prosent i same periode.

---

<sup>11</sup> Med formidlingstid meinast det den tida det tar å selje ein bustad. Det tok i gjennomsnitt 29 dagar å selje ein bustad i Noreg, juni 2015. Det er store regionale forskjellar i formidlingstida, der Bergen hadde den lågaste formidlingstida på 13 dagar, medan Stavanger hadde den høgaste formidlingstida på 40 dagar, juni 2015. (Eiendom Norge, 2015b).

### 3. Prisdanning i bustadmarknaden

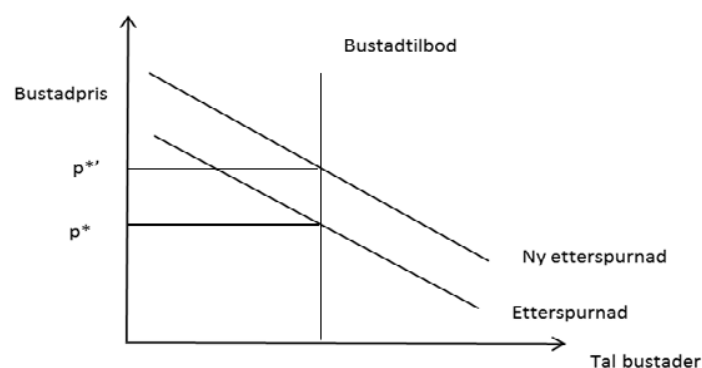
Ut i frå økonomisk teori blir bustadprisane bestemt av forholdet mellom tilbodet og etterspurnaden etter bustadar (NOU 2002:2, 2002). Vanlegvis er det slik at høgare etterspurnad fører til prisauke og gir produsentane større investeringslyst, noko som medfører større produksjon. Det er likevel variasjonar i kor fort produsentane kan tilpasse produksjonen til etterspurnaden. Ettersom bustadbygging er ein langsam prosess, vil det ta tid før bustadprodusentane kan møte etterspurnaden.

Denne delen av oppgåva vil ta føre seg prisdanninga i bustadmarkanden, ut i frå økonomisk teori på kort og lang sikt. Vidare tar oppgåva utgangspunkt i bustadprismodellen til Jacobsen og Naug (Jacobsen & Naug, 2004), og går nærmare inn på kva faktorar som påverkar tilbodet og etterspurnaden etter norske bustadar.

#### 3.1 Tilbod på kort og lang sikt

På kort sikt er bustadtilbodet konstant og gitt av den eksisterande bustadmassen, sidan det tar tid å byggje nye bustadar og nybygging per år er låg i forhold til den totale bustadmassen (NOU 2002:2, 2002). Dermed er det fyrst og fremst etterspurnaden etter bustadar som påverkar bustadprisane.

**Figur 4: Økonomisk modell av tilbod- og etterspurnad etter bustadar på kort sikt**

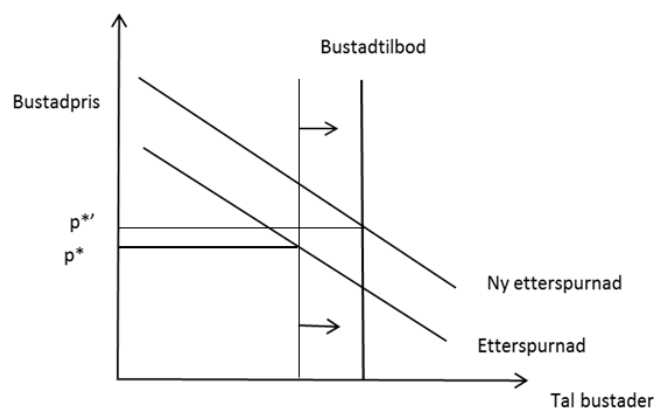


*Eigen figur, kjelde (NOU 2002:2, 2002).*

Figur 4 er ein økonomisk modell som viser tilbodet og etterspurnaden etter bustadar i ein gitt marknad på kort sikt. Tilbodskurva består av bustadmassen. Sidan tilbodet er tilnærma perfekt uelastisk, vil tilbodskurva vere vertikal. Etterspurnadskurva representerer potensielle

bustadkjøparar og deira betalingsvilje. Denne kurva er fallande fordi talet på konsumentar med tilstrekkeleg betalingsvilligheit minkar med prisen. Hushalda si betalingsvilje er i utgangspunktet bestemt av deira inntekt og formue. For kvart nivå av prisen, fortel etterspurnadskurva kor mange bustadkjøparar som er villige til å betale denne prisen eller ein høgare pris. Sidan bustadtilbodskurva er gitt på kort sikt, er det berre endringar i etterspurnadskurva som vil endre prisen på bustadar. Likevekt i bustadmarknaden oppstår der etterspurnads- og tilbodskurva kryssar kvarandre. Skjeringspunktet bestemmer likevektsprisen, samstundes som den representerer den marginale kjøparen, det vil seie den siste forbrukaren som har betalingsevna til den gitte prisen ( $p^*$ ). Ved større etterspurnad, vil etterspurnadskurva flytte seg utover og vi får ei ny tilpassing som gir høgare prisar ( $p^{*'}$ ), som figur 4 viser.

**Figur 5: Økonomisk modell av tilbod- og etterspurnadskurva etter bustadar på lang sikt**



*Eigen figur, kjelde (NOU 2002:2, 2002).*

På lang sikt er det i hovudsak bustadtilbodsfunksjonen som dannar bustadprisar (NOU 2002:2, 2002). Forklaringsfaktorar bak bustadbygginga som arbeidskraft, maskinar, material, tomtar og andre reguleringsmessige forhold, er avgjerande for investeringa i bustadmarknaden. I tillegg fastsettast bustadprosjekt ut i frå salsprisen på nye bustadar og utsiktane framover. Jo høgare salsprisar, jo meir lønnsamt er det for byggeprodusentane å auke bustadbygginga.

Teorien tar utgangspunkt i at talet på bustadar etter kvart vil auke tilbodskurva flyttar seg utover (sjå figur 5), og på lang sikt vil møte etterspurnadskravet. Vidare byggjer økonomiske modellar på at auke i bustadtilbodet vil dempe prisveksten på lang sikt. Det kan likevel diskutertast i kor stor grad påstanden er realistisk i røynda. Det er nemleg rimeleg å anta at

også etterspurnaden vil tilta, på grunn av befolknings- og inntektsvekst, og at denne veksten vil skje i takt med auking i bustadmassen slik at bustadmassen ikkje vil nå etterspurnaden. På same måte vil ei auke i etterspurnaden på kort sikt flytte etterspurnadskurva utover og gi ei ny likevekt, med høgare bustadprisar ( $p^*$ ).

## 3.2 Etterspurnad

Bustad etterspurnaden består av to komponentar: buføremål og investeringsobjekt (Jacobsen & Naug, 2004). Det blir antatt at bustadkjøp med buføremål utgjer den største komponenten, ettersom dei fleste ønskjer å eige sin eigen bustad. Hensikta med kjøp av bustad som eit reint investeringsobjekt er å få leigeinntekter og framtidig avkastning ved bustadsal. I 2012 var 67 prosent av alle hushalda i Noreg registert med ein primærbustad, og berre 11 prosent av alle hushaldningane eigde ein sekundærbustad (Nørgaard, Omholt, & Strøm, 2014d).

Som tidlegare nemnt er det etterspurnadssida som i størst grad bestemmer aktiviteten i bustadmarknaden ettersom den representerer betalingsevna til dei aktuelle bustadkjøparane. Det er mange forklaringsfaktorar bak etterspurnadsfunksjonen. Her kan ein blant anna trekke fram bankane sin utlånspraksis, bukostnader, demografiske forhold, urbanisering og skattefordelar. Likevel er det nokre faktorar som har større påverknad på bustadprisane enn andre. Desse faktorane er i følgje Jacobsen og Naug (2004) rentenivået, hushaldningane sine inntekter, arbeidsløyse og nybygging. Vidare i kapitlet blir desse forklaringsfaktorane diskutert. I tillegg tar eg for meg bustadbygging og befolkningsvekst sidan demografiske forhold er av relevans i prisdanninga i bustadmarknaden.

## 3.3 Rente

Historikk og tidlegare analyser viser at bustadprisar reagerer sterkt og fort på renteendringar (Jacobsen & Naug, 2004). Norges Bank styrer pengepolitikken ut i frå eit inflasjonsmål, som gjer at rentefastsetting i stor grad blir bestemt av marknader og internasjonal vekst. Styringsrenta har dei siste åra vore rekordlåg og i skrivande stund, februar 2016, ligg den på 0,75 prosent (Norges Bank, 2015a). Låg styringsrente fører til blant anna låge utlånsrenter. I løpet av 2014 fall bustadlånarenta i gjennomsnitt med 0,50 prosentpoeng, frå 3,98 prosent til 3,48 prosent. Denne rentenedsettinga førte med ein gong til større aktivitet i kredittmarknaden og der gjennom til større aktivitet i bustadmarknaden. Vidare har gjeldsveksten vore større enn inntektsveksten. Ved utgangen av mars 2015 utgjorde

bruttogjelda 2 756 milliardar kroner (Finans Norge, 2015), der nærmare 90 prosent av gjelda er bustadlån (Remen, 2015). Den rekordhøge gjeldsgraden, som er høgast blant dei unge, gjer hushalda sårbare for eventuelle renteaugar (SSB, 2015g). I 2013 hadde 31,1 prosent av hushalda ei gjeld som utgjorde minst dobbel så mykje som samla inntekt før skatt, medan 15,8 prosent av hushalda hadde ei gjeld som var meir enn tre gonger så stor som samla inntekt.

### 3.4 Hushalda si inntekt

Hushalda si betalingsevne avheng hovudsakleg av deira disponible inntekt i dag og i framtida, som i sin tur påverkar lånemoglegheiter. Nordmenn har hatt ei betydeleg auke i disponibel inntekt dei siste åra (SSB, 2015g). I løpet av 2014 auka realinntekta med 2,7 prosent (justert for KPI). Etersom arbeidsinnsats er hovudkjelda til inntekt, er det fyrst og fremst lønnsvekst som har bidratt til høgare realinntekt. Yrkesaktiviteten i landet er høg og det er særleg yrkesdelen blant kvinner som har tatt seg opp (Nørgaard, Omholt, & Strøm, 2014d). Dette gir meir inntekt per hushald og større forbruk. Sjølv om landet over lengre har vore prega av sterk vekst og stabilitet, så begynte den økonomiske veksten å stagge i andre halvår i 2014 (SSB, 2015g). Dette førte blant anna til den lågaste reallønnsveksten på 15 år, nemleg 1,9 prosent mot eit gjennomsnittleg vekst 4,3 prosent dei siste ti åra. Samstundes har sparerata auka frå 7,6 prosent til 8,5 prosent i løpet av 2014, og er den høgaste sparerata sidan 2005. Privat konsum har på si side ein moderat veks, medan etterspurnaden etter bustadar fortsatt er høg.

### 3.5 Arbeidsløyse

Arbeidsmarknaden spelar ei sentral rolle når det kjem til framtidig inntektsutvikling. Sidan andre halvår 2014 har det vore ein lågare økonomisk vekst, noko som har bidratt til ei auke i arbeidsløysa (Norges Bank, 2015a). Arbeidskraftundersøkinga (AKU) utarbeida av SSB viste ei arbeidsløyse på 127 000 personar, som utgjer 4,6 prosent av arbeidsstyrken ved utgangen av november 2015 (SSB, 2015h). Hos NAV var dette talet noko mindre. Her var 93 300 personar registrert som heilt arbeidslause i januar 2015 (NAV, 2016). Målt i prosent av arbeidsstyrken utgjer dette 3,4 prosent i januar 2016, mot 3,0 prosent januar 2015.<sup>12</sup> Det var størst nedbemanning innanfor ingeniør- og ikt-fag, og i industriyrker. NAV viser også til store geografiske forskjellar, noko som tyder på nedbemanning og omstillingar i oljenæringa. Arbeidsløysa har auka betydeleg i alle kystfylka frå Aust-Agder til og med Møre og Romsdal

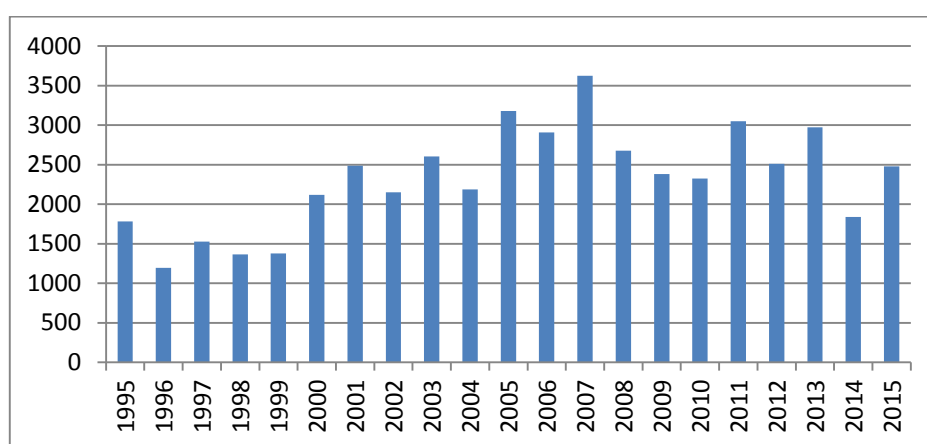
---

<sup>12</sup> Det er ikkje uvanleg at AKU-tala og NAV-tala avvik. Dette skyldast ofte at ein del arbeidsløyse er registrert i AKU men ikkje i NAV, då desse personane ikkje har krav på dagpengar og dermed har lågare insentiv til å registrere seg som arbeidsløyse hos NAV.

i løpet av 2015. Samstundes kan ein og sjå at fleire andre fylke har opplevd ein nedgang i arbeidsløysa, for eksempel Hedmark og Østfold. Vidare er det Rogaland, Hordaland og Møre og Romsdal som har hatt den største auke i arbeidsløysa frå januar 2015 til januar 2016, med høvesvis 79 prosent auke, 35 prosent auke og 33 prosent auke. Ved utgangen av januar 2016 er arbeidsløysa høgast i Rogaland (4,9 prosent), etterfølgt av Vest-Agder (4,7 prosent), medan Oppland og Troms har den lågaste arbeidsløysa (2,4 prosent).<sup>13</sup>

### 3.6 Bustadbygging

**Figur 6: Igangsetting av bustadar, 1995-2015**



*Eigen figur, kjelde: (SSB, 2015b)*

Figur 6 viser igangsetting av bustadbygging, det vil seie byggeprosjekter som har blitt sett i gang. Denne igangsettinga har vore varierende frå år til år. Toppåret var 2007 etterfølgt av eit fall i 2008-2010, som følgje av finanskrisa. Vidare fall igangsettinga att i 2014, kor ein nådde eit historisk lågt nivå. Ei mogleg forklaring på dette er eit lågt nybustadsal frå hausten 2013 til våren 2014, som igjen påverkar investeringar i bustadbygginga (Fredriksen, 2014). Endringane i bustadmarknaden slår vanlegvis fyrst ut i nybustadsalet, sidan prisane her er høgast og potensialet for fall er størst (Bjørnstad, Gran, Kostøl Bakkemo, & Nymoen, 2015).

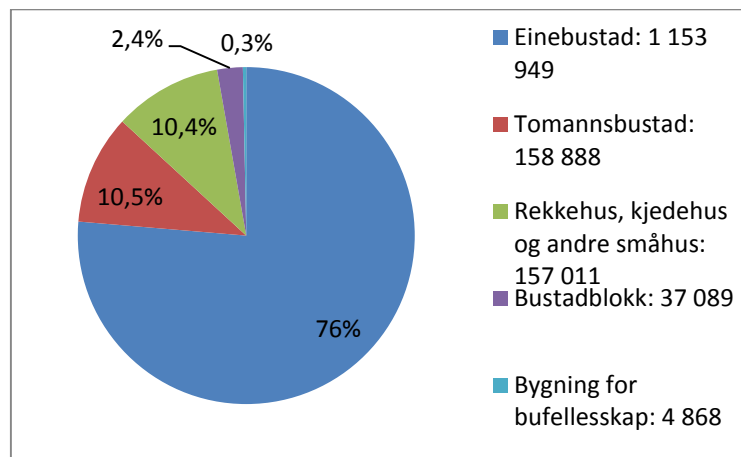
Per fyrste kvartal 2015 har 7 238 bustadar fått igangsettingstillating til bygging, noko som er ei auke på 18 prosent, samanlikna med same kvartal 2014 (SSB, 2015c).<sup>14</sup> Det er Sør-Trøndelag, Rogaland og Akershus som har fått mest igangsettingstillating. Sjølv om

<sup>13</sup> Arbeidsløysa tala i prosent utgjer prosent av arbeidsstyrken.

<sup>14</sup> Bustadbygging ikkje er det same som igangsettingstillating, der sistnemnde er registrert tillating til å bygge og betyr ikkje nødvendigvis at byggeprosjektet blir sett i gang.

bustadbygginga begynner å ta seg opp, er det langt i frå nok. (Fredriksen, 2014). Dette gjeld særleg for storbyane. Befolkningsutviklinga tilseier nemleg at det burde byggjast rundt 37.000 bustadar i året, medan det no blir bygd rundt 28.000 bustadar. Representantar for byggebransjen og eigedomsmeklarar meiner at det er nettopp denne ubalansen mellom tilbodet av og etterspurnaden etter bustadar som driv prisane opp (Sparre, 2015). Myndigheitene på si side skulder på låge renter, låge skattar på bustad og lett tilgang på kreditt.

**Figur 7: Bustadbygg i alt, 2015**



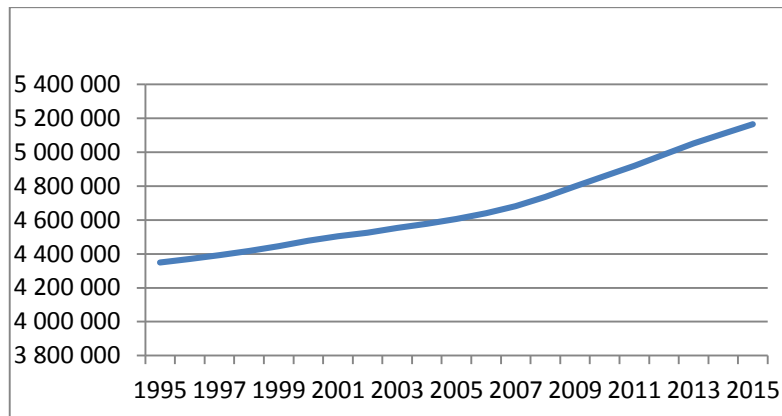
*Eigen figur, kjelde: (SSB, 2015d)*

Per 1. januar, 2015 var det registrert 1 511 805 bustadar i Noreg (SSB, 2015d). Bustadmassen har auka med ca. 0,8 prosent i løpet av 2014, noko som er den lågaste veksten sidan 1997. Ved utgangen av februar 2015, er det leiligheiter som har den største auka i igangsettinga og det er dermed denne typen bustad det blir bygd mest av (Boligprodusentene, 2015a).



### 3.7 Befolkningsvekst

**Figur 8: Befolkningsvekst i Noreg (absolutt vekstrate), 1995-2015<sup>15</sup>**



*Eigen figur, kjelde: (SSB, 2015e)*

Noreg har hatt ein jamn befolkningsvekst, og har per 1. januar 2015 passert 5 165 802 innbyggjarar. Veksten frå 1995 og fram til 2015 er på 817 392 personer, noko som utgjer ei auke på 18,8 prosent. Mykje av denne befolkningsauka skyldast utanlandske statsborgarar.<sup>16</sup> Innflytting til Noreg auka mykje frå 2007 og hadde eitt toppår i 2011 (SSB, 2015f). Etter 2011 har det vore ein tilbakegang og i 2014 blei det registrert størst utflytting nokosinne.<sup>17</sup> Dette kan ha samanheng med dårlege økonomiske utsikter framover, spesielt aukande arbeidsløyse. Samstundes har året 2014 vore prega av rekordhøg flytting innanlands, med høgast flytting innanfor same kommune (SSB, 2015f).<sup>18</sup> Det er for det meste større bykommunar som opplever fråflytting til ein nabokommune.

Sjølv om nettoinnvandringa har blitt redusert, så er den framleis positiv og bidrar til befolkningsvekst.<sup>19</sup> Per 1. januar 2015 er det registrert 805 000 personar med innvandrarbakgrunn (inkludert norskfødde med innvandrarforeldre), i Noreg. Dette utgjer 15,6 prosent av den totale befolkninga i landet. Generelt bidrar innvandring til større bustadetterspurnad og har ein positiv effekt på bustadprisane på kort sikt (Nordbø, 2013).

<sup>15</sup> Absolutt vekstrate reknar veksten ut i frå differansen mellom tal på fødsjar og tal på dødsfall og inkluderer i tillegg inn- og utvandring.

<sup>16</sup> Arbeidsinnvandring er hovudgrunnen til innvandring, deretter er det familieinnvandring (SSB, 2015f).

<sup>17</sup> Polske statsborgarar er den største innvandrargruppa, etterfølgd av svenskar og litauarar. Samstundes er det polske og svenske innvandrarar, som er den største utflyttingsgruppa (SSB, 2015f)

<sup>18</sup> Innbyggjarar i Oslo flyttar mest innanfor kommunegrensa. Kvar sjuande person i Oslo har bytta bustad i løpet av 2014.

<sup>19</sup> Nettoinnflytting måler differansen mellom dei som migrerer til Noreg og dei som utvandrar frå landet.

## 4. Noreg og oljen

Formålet med dette kapittelet er å vise korleis den norske oljenæringa har voksa fram og korleis den har påverka norsk økonomi, deriblant bustadprisar. Eg startar med å gi ei oversikt over korleis det norske oljeeventyret begynte. Deretter tar eg føre meg oljemarknaden og prisdanning i oljemarknaden. Vidare vil eg gå nærmare inn på korleis oljen har påverka norsk økonomi. Til slutt vil kapittelet ta føre seg det store oljeprisfallet hausten 2014 og ringverknadar i den norske økonomien som fallet har forårsaka.

### 4.1 Norsk oljehistorie

Det norske oljeeventyret begynte med eit nederlandsk funn av gass i Groningen i 1959, noko som gav håp om liknande funn også i Noreg (Regjeringen, 2015). I 1962 sendte eit amerikansk oljeselskap, Phillips Petroleum eit førespurnad til myndighetene i Noreg, om løyve til oljeleting i Nordsjøen. Same året fekk selskapet lov til å ta forbererande undersøkingar i Nordsjøen.

I april 1965 blei det gitt ut 22 utvinningstillatingar og 78 blokker til oljeselskap. Utvinningstillating gav einerett til å undersøke, bore og utvinne konsesjonsområde. Fyrst i 1969 starta det norske oljeeventyret for alvor, med funn av olje og gass på Ekofiskfeltet i Nordsjøen, oppdaga av selskapet Phillips. Oljeproduksjonen i Ekofiskfeltet starta 15. juli 1971 og feltet har i seinare tid vist seg å vere eit av dei største oljefelta som nokon gang har blitt funne til havs. På 1970-talet var leiteverksemda konsentrert rundt områda sør for Stadt, og etter kvart blei nye havområder, som deler av Norskehavet og Barentshavet, opna for leiteverksemd og petroleumverksemd. I startfasen var det utanlandske selskap som dominerte leiteverksemda og stod for utbygginga av dei fyrste olje- og gassfelte (Hodne & Grytten, 2002). Utover 1970- talet, då den norske leverandørnæringa tok til seg kompetanse og utvikla kapasitet, begynte heimemarknaden å ta stadig større del av leveransar til petroleumsnæringa. I 1972 blei to norske oljeselskap oppretta, Saga Petroleum og Statoil (Regjeringen, 2015). Med tida fekk fleire oljeselskap delta på den norske kontinentalsokkelen og i 2015 er norsk sokkel prega av mangfald og konkurranse, beståande av over 50 selskap.

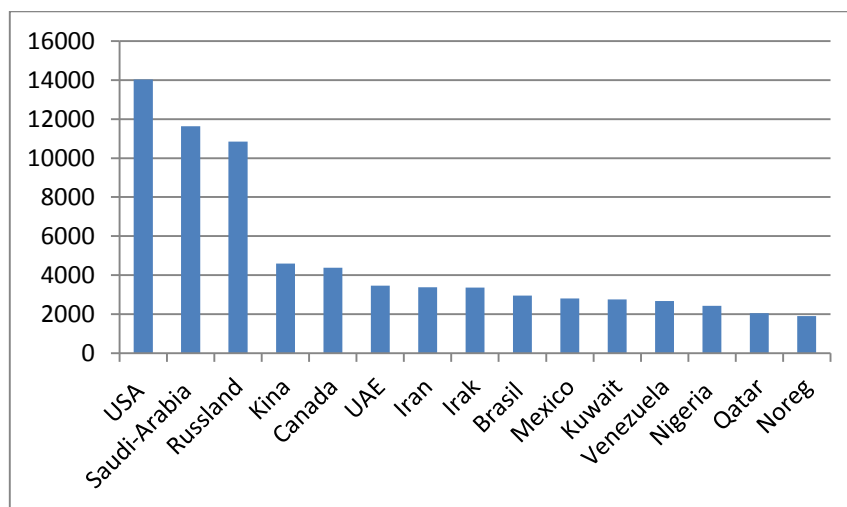
### 4.2 Oljemarknaden

Oljen har eit bredt bruksområde og er den viktigaste energikjelda i verdas industriproduksjon (Hilyard, 2012). Nokon av hovudbruksområda for olje er drivstoff i transport, produksjon av

elektrisitet, oppvarming og industriell produksjon. Det finst hundrevis av forskjellige typar råolje, noko som blir spegla i forskjellige oljeprisar (Hilyard, 2012). Det er likevel vanleg å anvende éin av dei fire største oljetypane som referanseolje, nemleg Texas West Intermediate (WTI), Brent Blend, Dubai-Oman eller OPEC Reference basket. Denne oppgåva vil bruke Brent Blend (brent olje, lett råolje) som referanseolje, då Brent Blend er referanseolje for oljen som utvinnast i Nordsjøen.<sup>20</sup> Vidare blir oljeprisen oppgitt i *pris per fat råolje* i amerikanske dollar (Oljedirektoratet, u.d.).<sup>21</sup>

Oljeutvinning førgår i relativt få land, og dei fleste oljeeksporterande land er organisert gjennom The Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC) (Akram & Holter, 1996).<sup>22</sup> Figur 9 gir ei oversikt over dei 15 mest- oljeproduiserande land, der Saudi-Arabia, Dei forente arabiske emirater, Iran, Irak, Kuwait, Venezuela, Nigeria og Qatar høyrer til OPEC.

**Figur 9: Dei 15 største oljeproduiserande land, 2014**



Målt i tusen fat per dag.<sup>23</sup> Eigen figur, kjelde: (Eia, 2014).

Noreg var blant dei 15 landa som hadde størst oljeproduksjon i verda, i 2014. Og i løpet av 2014, blei det produsert 87,7 millionar  $Sm^3$  råolje i Noreg, der tilsvarande 70 millionar  $Sm^3$

<sup>20</sup> Brent Blend er også den største referanseoljen for andre råoljer i Europa, Afrika og i deler av Midtausten.

<sup>21</sup> Per fat er eit amerikansk rommål, der eitt fat tilseier 159 liter (Oljedirektoratet).

<sup>22</sup> Nærmare beskriving av organisasjonen i delkapittel 3.5.

<sup>23</sup> UAE står for De forente arabiske emirater.

råolje blei eksportert (Norsk Petroleum, 2015).<sup>24</sup> Mesteparten av oljen blir eksportert til nordvestlige Europa, vidare ein del til Asia og ein minkande del til Nord- Amerika. På den andre sida, står Noreg for omtrent 0,22 prosent av det totale oljeforbruket på verdsbasis, og ligg på 57 plass over dei mest oljeforbrukande landa (Eia, 2014).

### 4.3 Prisdanning i oljemarknaden

Dagens prissystem er basert på formelprissetting, der referanseprisar blir bestemt av internasjonalt tilbod- og etterspurnad etter olje, *spotpris* (Akram & Holter, 1996). Oljeetterspurnaden blir hovudsakleg bestemt av oljeprisen, aktivitetsnivået i verdas økonomi og inntektsnivået til forbrukarane (Regjeringen, 2010-2011). Der førstnemnde vil endre seg i takt med endringar i valutakursen. Dette fordi eit fall i dollaren (depresiering) vil redusere prisen per fat olje målt i norske kroner og motsett dersom dollaren aukar (appresierer).

Tilbodet av olje blir bestemt av blant anna oljeressursar og oljeproduksjon. I tillegg har oljepolitikken og politisk ustabilitet i oljeproduserandeland hatt mykje å seie for oljetilbodet (Noreng, 2009). Oljeressursar bestemmer oljetilbodet gjennom sin usikkerheit knytt til kor mykje som er teknisk og økonomisk mogleg å utvinne (Regjeringen, 2010-2011). Oljeproducentar på si side har ein uformell pris- og produksjon samarbeid. Dette fordi kvar enkel oljeproducent er i stand til å påverke oljeprisen åleine og produsentane må derfor ta omsyn til kvarandre sin oljeproduksjon. Medan politisk ustabilitet, hovudsakleg i Midtausten, kan føre til periodevis ustabil og fallande oljeproduksjon som gir usikkerheit i oljemarknaden og hopp i oljeprisen (Noreng, 2009).

I tillegg reagerer oljeprisen fort på endringar i lagertala, noko som heng saman med forventningar om den framtidige oljebruken og oljeproduksjonen (Bruce, 2002). Når lagertala stig er det eit teikn på at det produserast for mykje olje til dagens oljepris, noko som gir utslag i tilbodssjokk og lågare oljepris, og motsett tilfelle dersom det er underproduksjon og lagernedbygging. Men lagring av olje skjer også bevisst, ettersom det er sesongvariasjonar i oljeforbruket som gir ein høgare oljepris om vinteren og lågare pris om sommaren (Akram & Holter, 1996).

Vidare viser det seg at omtrent 75 prosent av alt oljesal skjer gjennom langsiktige kontraktar og papirmarknaden er difor ein viktig drivar for oljeprisen. Nærmare sagt, finansielle aktørar inngår langsiktige avtaler (futures) i realmarknaden, ved å spekulere i framtidige oljeprisar

---

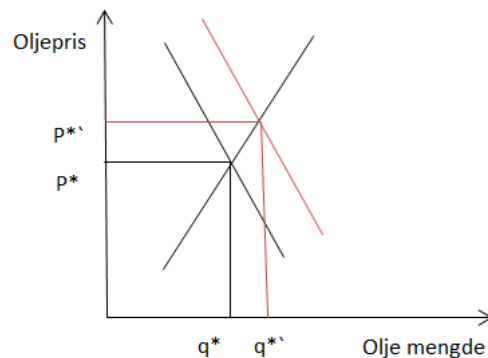
<sup>24</sup> 1Sm<sup>3</sup> tilseier 6,29 fat olje.

(Hamilton, 2008). Generelt kjøper spekulantar olje dersom dei forventar at oljeprisen vil auke og overstige dagens oljepris, slik at dei kan selje oljen dersom prisen stig. Slike spekuleringar skapar ubalanse og svingingar i oljemarknaden, men også likevekt på lang sikt. Dette fordi spekulantar sel oljen når prisen stig, noko som aukar oljetilbodet og dermed reduserer forventningar til den framtidige oljeprisen.

### 4.3.1 Tilbod og etterspurnad på kort- og lang sikt

Olje er ein naudsynt innsatsfaktor i ei rekke produkt og tenester, noko som blir spegla av i ein låg priselastisitet på oljen, hovudsakleg på kort sikt. (Hamilton, 2008). Oljetilbodet kan auke enten ved større utvinning av eksisterande reserver eller ved å oppdage nye oljefelt. Der spesielt sistnemnde er tidskrevjande og gir eit uelastisk oljetilbod på kort sikt. Uelastisk etterspurnad derimot, skyldast imperfekte substitusjonsmoglegheiter på olje.

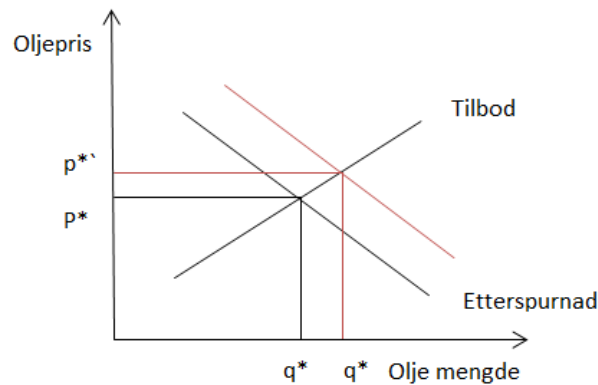
**Figur 10: Tilbod- og etterspurnad modell etter olje på kort sikt**



*Eigen figur, kjelde: (Austvik, 1999)*

Etterspurnadskurva viser etterspurt kvantum av olje, gitt ulike prisar. Etterspurnaden vil normalt sett fluktuere med oppgangs- og nedgangstider i økonomien. På kort sikt vil både tilbod- og etterspurnadskurva ha ei brattare helling enn på lang sikt, på grunn av ein låg priselastisitet. Dersom etterspurnaden aukar (den raude etterspurnadskurva), vil ikkje tilbodet vere i stand til å tilpasse seg den nye etterspurnaden raskt nok, noko som vil resultere i høgare oljeprisar, som det kjem fram av figur 10 ( $p^* < p^*$ ).

**Figur 11: Modell av tilbod- og etterspurnad etter olje på lang sikt**



*Eigen figur, kjelde: (Austvik, 1999).*

På lang sikt vil derimot begge kurvene flytte seg utover, spesielt tilbodskurva blir meir elastisk. Gitt ei auke i etterspurnaden (den raude etterspurnadskurva), vil prisstigninga vere mindre enn på kort sikt. På lang sikt vil også oljeprisen ha større betydning for etterspurnaden, då forbrukarar vil ta i betraktning forventningar om framtidige oljeprisar. Økonomisk teori går ut ifrå at tilbodet og etterspurnaden etter kvart oppnår ein likevekt i oljemarknaden.

#### **4.4 Korleis oljesektoren har påverka norsk økonomi**

Oljesektoren gir direkte impulsar til norsk økonomi gjennom etterspurnaden etter ressursar i oljeproduksjonen, nærmare sagt gjennom sysselsetting, investeringar og produktinnsats (Prestmo, Strøm, & Midsem, 2015). Vidare påverkar sysselsetting i oljenæringa resten av den norske økonomien gjennom lønningar, som utgjer ei lønnsinntekt for hushaldningar og ei inntekt for det offentlege, i form av arbeidsgivaravgift og inntektsskatt. Desse inntektene avgjer så privat konsum og offentleg pengebruk.

Då den fyrste oljen i Noreg blei henta (1971), var landet prega av eit lågt inntektsnivå samanlikna med andre vestlege land (Norges Bank, 2015b). I dag har Noreg tatt forspranget på dei rikaste landa og ligg heilt i toppen målt ved bruttonasjonalprodukt (BNP) per innbyggjar 2015. Utviklinga i olje- og gassverksemda har bidratt til framvekst i andre næringar og har difor vore avgjerande for den sterke økonomiske veksten i Noreg dei siste 40 åra. Særleg leverandørnæringa har vakse fram, som følgje av at norske bedrifter har retta sin aktivitet inn mot oljesektoren. Olje -og gasseksporten, saman med eksporten frå oljeleverandørar utgjer 60 prosent av heile den norske eksporten (Norges Bank, 2015c).

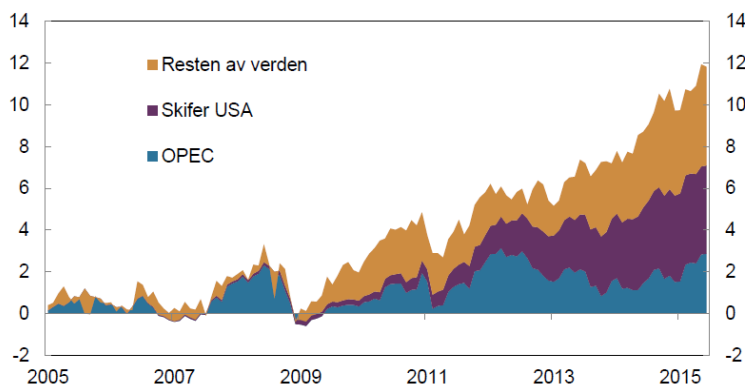
I 2014 stod oljesektoren for nesten ein tredjedel av staten sine inntekter, samstundes som den stod for 20 prosent av BNP.<sup>25</sup> Det store overskotet frå oljeverksemda har blitt tilføydd staten og fellesskapet gjennom handlingsregelen. Oljeinntekter som blir brukt gjennom offentlege utgifter fases gradvis inn i økonomien, ut i frå forventa avkastning av oljefondet.

## 4.5 Oljeprisfall

I 2012 var prisen på Brent Blend råolje på sitt høgaste, nemleg 112 dollar per fat (Kjus, 2015). Hausten 2014 begynte oljeprisen å falle, der den gjennomsnittlege oljeprisen blei 98,9 dollar per fat, same året. Oljeprisen fortsette vidare å falle i 2015 og den gjennomsnittlege oljeprisen blei 52,40 dollar per fat (IMF).

Dette oljeprisfallet er fyrst og fremst tilbodsdrive. Det betyr at veksten i oljeproduksjonen har vore større enn veksten i etterspurnaden (Kjus, 2015). Som figur 12 viser, har oljeproduksjonen vore aukande, særleg dei siste to åra. Dette skyldast hovudsakleg den store skiferoljeproduksjonen i USA.<sup>26</sup> I tillegg har også Libya, Canada, Brasil og Russland bidratt til eit større oljetilbod (BP Global, 2014). Noreg på si side har redusert sin oljeproduksjon.

**Figur 12: Utviklinga i verdas oljeproduksjon fordelt på OPEC, USA og resten av verda, 2005-2015**



*Kjede:* (Norges Bank, 2015c).

Vidare har politisk uro ført til vekst i utestengde fat i perioden 2011-2013 og vidare i 2014 nådde dei eit historisk høgt nivå (Kjus, 2015).<sup>27</sup> Desse utestengte fata har bidratt til å redusere

<sup>25</sup> Oljeinntekta kjem via skatt og utbytte frå petroleumsverksemda og staten sine direkte eigardeler frå SDØE.

<sup>26</sup> Den amerikanske skiferoljerevolusjonen i Bakken-feltet kjem av ein ny teknologi som tillater rask boring av brønningar, som gjer at olje- og gassreserver kjem raskt opp, i motsetning til tradisjonell oljeboring til havs. Bakken-feltet produserte rundt 1,1 millionar fat per dag i 2015 (BP Global, 2014).

oljetilbodet, og støtta høge oljeprisar i perioden 2011-2013. Dette skapte så ein ubalanse i oljemarknaden, når nedstengte oljefelt begynte å produsere olje igjen.

Ein annan årsak som har drive oljeprisen ned, er OPEC sin oljepolitikk. Organisasjonen valde å oppretthalde sitt produksjonsmål på 30 millionar fat per dag, trass i det store oljeprisfallet (Kjus, 2015). Denne oljepolitikken førte til eit direkte fall i oljeprisen på 6 prosent, det største prosentvise fallet det siste året. På tross av produksjonsmål, oversteig oljeproduksjonen 31,5 millionar fat per dag i mai 2015 (KPMG, 2015).

Det store fallet i oljeprisen skyldast ikkje aleine tilbodssida, men også etterspurnadssida (Kjus, 2015). Dei siste tiåra har oljeetterspurnaden vore prega av ein vekst på 2-4 prosent, men etter at oljeprisen nådde over 100 dollar per fat, fall veksten i oljeetterspurnaden til under 1 prosent (2011-2014). Lågare etterspurnad etter oljen kjem av både sykliske og strukturelle endringar (Saltvedt, 2014).<sup>28</sup>

#### **4.6 Oljeprisfallet og norsk økonomi**

At oljeprisen har falle med nærmare 50 prosent tyder på ein reduksjon i aktivitetsnivået, ikkje berre i oljesektoren men også i fastlandsøkonomien (Norges Bank, 2015b). Hovudsakleg er det næringar som leverer varer og tenester til oljenæringa som vil oppleve dei største ringverkander av ein redusert oljepris.

Som følgje av ein lågare oljepris og svakare vekstutsikter i norsk økonomi, har den norske krona blitt svekka sidan september 2014, og er om lag 10 prosent svakare enn gjennomsnittet for fyrste halvår 2014. I tillegg har Norges Bank halvert styringsrenta sidan desember 2014, frå 1,5 prosent til 0,75 prosent i september 2015. Dette for å stimulere eksporten og aktiviteten i den norske økonomien.

---

<sup>28</sup> Sykliske endringar er den generelle utviklinga i verdesøkonomien, medan strukturelle endringar kjem av blant anna svakare økonomiske utsikter i oljeforbrukande land, som Kina og EU, og fallande transporteksport (Saltvedt, 2014).



## 5 Relevant forskning

Det eksisterer relativt få økonometriske analysar av kva effekt har oljeprisen på den norske bustadmarknaden. Dei analysane som finst ser fyrst og fremst korleis eit kraftig fall i oljeprisen vil påverke norsk økonomi og deriblant bustadmarknaden. Derimot finst det ei rekke økonometriske bustadprismodellar som forsøker å identifisere faktorar bak utviklinga i bustadprisar. Dette kapittelet vil presentere og utleie to bustadprismodellar, som er relevante for modelleringa av bustadprismodellen i oppgåva, nemleg MODAG og Jacobsen & Naug. Sistnemnde blir også brukt til å kartlegge forklaringsvariablar til min bustadprismodell. Til slutt vil eg presentere resultat av to scenarier, som begge tar for seg korleis eit fall i oljeprisen vil bli spegla av i bustadprisar. Den eine er utarbeida er SSB og den andre av DNB.

Bustadprismodellen til Jacobsen og Naug (2004) hadde til føremål å finne dei mest fundamentale forklaringsvariablane for utviklinga i norske bustadprisar og å sjå på samanhengen mellom variablane (Jacobsen & Naug, 2004). Bustadprismodellen blei estimert ved bruk av minste kvadraters metode (MKM) for perioden andre kvartal 1990 til fyrste kvartal 2004.<sup>29</sup> Modellen til Jacobsen og Naug bestod i utgangspunktet av 12 forklaringsvariablar, men på grunn av naudsynt tilpassing av variablane blei ein del av desse ekskludert frå modellen. I tillegg er det brukt nominelle storleikar, då nominell rente gav betre føying enn realrente. Den endelege bustadprismodellen består av følgjande forklaringsvariablar: utlånsrente etter skatt, nybygg, arbeidsløyse, hushaldningane sine lønnsinntekter og deira forventingar til både eigen og landets økonomi. Den avhengige variabelen er ein prisindeks for brukte bustadar. Den empiriske bustadprismodellen til Jacobsen og Naug kan skrivast på følgjande måte:

$$\begin{aligned} \Delta \text{boligpris}_t = & 0,12 \Delta \text{inntekt}_t - 3,16 \Delta (\text{RENTE}(1 - \tau))_t - 1,47 \Delta (\text{RENTE}(1 - \tau))_{t-1} + \\ & 0,04 \text{FORV}_t - 0,12 \left[ \text{boligpris}_{t-1} + 4,47 (\text{RENTE}(1 - \tau))_{t-1} + 0,45 \text{ledighet}_t - \right. \\ & \left. 1,66 (\text{inntekt} - \text{boligmasse})_{t-1} \right] + 0,56 + 0,04 S1 + 0,02 S2 + 0,01 S3 \end{aligned} \quad (5.1)$$

Forfattarane kom fram til at rente, nybygg, arbeidsløyse og lønnsinntekter er dei viktigaste forklaringsvariablane for utviklinga i bustadprisane. Spesielt ei endring i renta hadde ein rask og sterk effekt på bustadprisar. Vidare gav ikkje resultatet noko teikn til at bustadprisane var overvurdert i forhold til ein fundamentalverdi gitt rente, arbeidsløyse, inntekter og nybygg.

---

<sup>29</sup> Sjå avsnitt 6.4 for utredning av minste kvadraters metode.

Med bakgrunn i denne analysen, vel eg å inkludere dei ovanfor nemnde viktigaste forklaringsvariablane i min bustadprismodell.

MODAG (MODell av AGgregert type) er ein makroøkonomisk modell for norsk økonomi utvikla av SSB (Boug & Dyvi, 2008). Modellen blir brukt som eit analyseverktøy hovudsakleg av Finansdepartementet. MODAG bustadprismodell modellerer ut ifrå brukte sjølveigebustadar, der prisen på brukte bustadar blir bestemt av hushaldningane sitt konsum, altså etterspurnadssida. Modellen byggjer vidare på teorien om at bustadettespurnad avhenger av hushaldarane si disponible realinntekt og prisen på brukte bustadar, der sistnemnde blir bestemt av prisen på bustad, realrente etter skatt og slitasje ved bruk av bustadkapital. Bustadtilbodet avhenger av lønnsmda ved å byggje nye bustadar, som igjen blir bestemt av forholdet mellom bustadprisar og investeringskostander. Vidare går teorien ut ifrå at ei auke i bustadettespurnaden vil gi høgare bustadprisar på kort sikt enn lang sikt, som forklart i kapittel 3. Ei auke i etterspurnaden kan enten komme av høgare disponibel realinntekt eller lågare realrente etter skatt. Medan eit fall i etterspurnaden kan komme av ei auke i bustadprisen og/eller ei auke i realrenta etter skatt. Den empiriske brukt-bustadprismodellen er ein log-lineær modell, og ser som følgjer ut:

$$pbs - pc = \beta_P + \beta_{P,Y}(rc - pc) + \beta_{P,r}RRT + \beta_{P,K}k_{83}, \quad (5.2)$$

$pbs$  er prisindeks for brukte sjølveigebustadar,  $pc$  er nasjonalregnskapets prisindeks for privat konsum,  $\beta_P$ - parametrar syner reell langsiktig bustadpris si følsemd for endringar i realrente etter skatt, realinntekt og bustadkapital. Vidare er  $rc$  hushaldningane si disponible inntekt og parametrar til  $(rc - pc)$  står for langsiktig elasticitet.  $RRT$  syner realrente etter skatt og  $k_{83}$  står for samla bustadkapital målt i faste prisar. På lang sikt vil brukt- bustadprismodellen på sjølveigebustadar sjå ut som:

$$pbs - pc = konstant - 0,62 * k_{83} + 1,62(rc - pc) - 11,59 * RRT \quad (5.3)$$

Denne brukt-bustadprismodellen på sjølveigebustadar impliserer at 1 prosent auke i bustadkapital og realinntekt fører til 1 prosent auke i bustadprisen. Modellen viser også at realrenta har ein stor effekt på bustadprisen, der ei auke i realrenta på 1 prosent vil redusere bustadprisen med 11,59 prosent. Dette samsvarer med resultat frå bustadprismodellen til Jacobsen og Naug, nemleg at rente har ein sterk negativ effekt på bustadprisar.

Cappelen, Eika og Prestmo (2013) har studert effekten av eit kraftig fall i oljeprisen på norsk økonomi, deriblant norske bustadprisar (Cappelen, Eika, & Prestmo, 2014). Utgangspunktet

for analysen er eit scenario kor oljeprisen faller frå 94 dollar per fat til 40 dollar per fat i 2015, for så å stabilisere seg på 60 dollar per fat deretter. Oljeprisfallet er tilbodsdrive. Dette scenarioet blir så samanlikna i forhold til ei referansebane, der oljeprisen faller frå 108 dollar per fat i 2014 til 94 dollar per fat i 2015 og held seg uendra gjennom heile prognoseperioden, 2014-2040. Forfattarane bruker MODAG modell til å undersøkje verknadane på norsk økonomi og norske bustadprisar.

I grove trekk viser resultatane at ein lågare oljepris vil føre til nedgang i petroleumsproduksjonen, noko som vil smitte over på andre næringar og gi eit lågare aktivitetsnivå. Dei negative impulsane frå oljenæringa vil vere størst rundt 2020, seks år etter fallet, og deretter minke med tida. Som følgje av høgare arbeidsløyse og reduserte lønningar, vil inntektsnivået til hushaldningane falle og gi lågare konsum. Denne effekten vil vere størst i 2020/21. Det mest relevante her er korleis bustadmarknaden vil bli påverka av det store fallet i oljeprisen. Analysen slår fast at sjølv om styringsrenta vil bli sett ned, så vil ikkje det vere nok til å unngå eit fall i bustadprisane. Dette på grunn av lågare inntekter, høgare arbeidsløyse og usikkerheit knytt til den framtidige økonomiske utviklinga i Noreg. Med utgangspunkt i referansebana vil veksten i bustadprisane falle berre litt, rundt 1-2 prosent, medan ut ifrå scenarioet vil bustadprisane oppleve eit kraftig fall. Avviket mellom referansebana og scenarioet ligg på mellom minus 1,4 prosent til minus 16,4 prosent. Funn frå analysen impliserer dermed at dei største verknadane vil skje fyrst 6-7 år etter oljeprisfallet.

DNB utarbeidar halvårsrapporter med namn *Økonomiske utsikter*, som tar for seg økonomisk utvikling i Noreg og andre land (DNB, 2015). I den halvårlege rapporten frå august 2015, skildrar rapporten korleis eit fall i oljeprisen har og vil påverke dei norske bustadprisane. For å kartlegge dette har DNB tatt utgangspunkt i sin bustadprismodell som avhenger av hushaldarane sine inntekter, bankane sine utlånsrenter, arbeidsløyse og bustadmasse. Modellen analyserer korleis eit fall i oljeprisen påverkar desse fire faktorane og vidare bustadprisane, i perioden 2015-2018.

Rapporten til DNB viser nokså lik utvikling i den norske økonomien som rapporten til Cappelen et al. (2013). Der fallande oljeinvesteringar vil redusere aktiviteten i andre næringar, og bremse veksttakten i norsk økonomi. Resultatet viser at auke i arbeidsløyse så langt har vore avgrensa til Vestlandet og Sørlandet, men at den vil auke ytterligare fleire plassar. Vidare syner rapporten at realinntekta og konsumet vil minke i 2016, for så å auke att i dei to siste prognoseåra, 2017-2018. Bustadprisane har vore prega av ein sterk

bustadprisvekst i fyrste halvår 2015. Men også her er det forskjellar på tvers av fylka, med fall i oljefylket Rogaland og sterk vekst i blant anna Oslo. Bustadprismodellen til DNB indikerer ein bustadprisvekst som varer ut 2015. Denne veksten kjem vidare til å flate ut i løpet av våren 2016, og etterkvart falle frå hausten av og ut gjennom heile 2017. Bustadprisane vil så begynne å stige att i 2018, som følgje av større vekst i norsk økonomi, lågare renter og eit stramt tilbod av bustadar. Forfattarane forklarar den sterke bustadprisveksten i 2015 med ein tregleik av effekten på aukande arbeidsløyse og at den hittil har vore skeivt fordelt. DNB understrekar samstundes at bustadprismodellen har sine svakheiter og kan ha luka ut nokre viktige forklaringsvariablar, som forventingar om låg rente i lang tid.

Analysane til DNB og SSB byggjer i stor grad på like føresetnadar og slår fast at bustadprisar vil falle som følgje av eit fall i oljeprisen. Dette på trass av rentekutt og lågare bustadtilbod. Vidare konkluderer begge modellane med at ringverkandar frå oljenæringa vil vere prega av eit tidsetterslep.

## 6 Økonometrisk teori

I kapittel 3 blei det presentert prisdanning i bustadmarknaden, ut ifrå forklaringsvariablar til Jacobsen og Naug. Dette kapitelet vil ta føre seg estimering av bustadprismodell på eit generelt plan, med utgangspunkt i desse forklaringsvariablane og paneldatasett. Kapitelet startar med ei nærmare beskriving av paneldata. Vidare blir det gitt ein gjennomgang av grunnleggane regresjonsmodellar, som lineær regresjonsmodell og MKM. Deretter skal eg sette opp bustadprismodell, ein multippel regresjonsmodell. Kapittelet vil vidare presentere dei økonometriske modellane som vil bli brukt i den empiriske delen av oppgåva, samt ulike testar som samanliknar desse modellane. Kapittelet blir avslutta med ei oversikt over moglege utfordringar ved bruk av tidsseriedata og paneldata der moglege løysningar blir presentert. Denne delen av oppgåva er basert på Verbeek (2012), Wooldridge (2012) og Bårdsen & Nymoen (2014).

### 6.1 Paneldata

Denne oppgåva tar utgangspunkt i eit balansert makro-paneldatasett, som datagrunnlang i den empiriske modellen. Det vil seie at alle observasjonar i datasettet, både dei som er gitt på land- og fylkesnivå, har like mange observasjonar i same tidsperiode. Paneldataa består av tidsserie- og tversnittdata og gjer det mogleg å studere endringar over tid og geografi. Tidsseriedata ser på utviklinga over tid, som for eksempel utviklinga av oljeprisen i perioden 2000 til 2015, medan tversnittdata ser på utviklinga på tvers av fylke, som for eksempel talet på petroleumtilsette på tvers av fylka i ein gitt periode. Til saman består datagrunnlaget av seks variablar, kor tre av variablane er tidsserie data, medan resten er paneldata.

Ettersom oppgåva ønskjer å studere endringar i bustadprisar over tid og på tvers av fylka, vil ein kunne estimere meir realistiske og kompliserte modellar med paneldata enn med tidsserie- og tversnittdata. I tillegg er det tenleg å analysere med ei stor mengd einingar, og paneldata aukar talet på observasjonar ved å inkludere fleire tidsperiodar for kvar eining. Ein annan fordel ved paneldata, er at ein kan kontrollere for ukjente eller ikkje målbare data, nemning uobservert heterogenitet. Det er også lettare å løyse eventuelle korrelasjonsproblem (endogenitetsproblem) ved paneldata. Korleis ein kan kontrollere uobservert heterogenitet og løyse korrelasjonsproblem, blir utdjupa seinare i kapittelet.

## 6.2 Logaritmisk framstilling

Bustadprismodellen blir framstilt på ein logaritmisk form og  $\beta_1$  tolkast som ein elastisitet. Ein enkel logaritmisk modell kan framstillast på følgjande måte;

$$\ln(y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(x_{it}) + u_{it}, \quad (6.1)$$

Endringane i variablane kan tolkast då som prosentvise endringar.

## 6.3 Lineær regresjonsmodell

Ettersom datasettet i oppgåva består av paneldata, er det mogleg å utlede ein regresjonsmodell for kvartalsvise tidsperiodar  $t$  og på fylkesnivå  $i$ . Dette vil vere tilfelle i oppgåva, og bustadprismodellen kan skrivast på følgjande måte:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_K x_{itK} + u_{it} = \beta_0 + \mathbf{X}'_{it} \boldsymbol{\beta} + u_{it} \quad (6.2)$$

Her er  $y_{it}$ , ein avhengig variabel som blir forklart av uavhengige variablar  $x_{it}$ . Nærmare sagt er det vektoren  $\boldsymbol{\beta}$ , til parametrar som måler forklaringsvariablane sitt bidrag til  $y_{it}$ , medan  $\beta_0$  er eit i konstantledd og  $u_{it}$  er eit stokastisk feilledd.<sup>30</sup> Regresjonsanalysen prøver å forklare bevegelsar i den avhengige variabel med utgangspunktet i bevegelsane til dei uavhengige variablane, ved å finne best mogleg estimat. Éin måte å finne dette estimatet på, er ved bruk av MKM.

## 6.4 Minste kvadraters metode

MKM også kjent som OLS (Ordinary Least Squares), er ein metode som estimerer ukjente parameterar i ein lineær regresjonsmodell. MKM minimerer summen av kvadrerte residualer mellom den estimerte verdien  $\hat{y}_i$  og den observerte  $y_i$ , noko som gir best estimat for betaene,  $\hat{\beta}$ . MKM-estimat ( $\hat{\beta}_{MKM}$ ) viser kva for effekt forklaringsvariabelen  $x$  har på avhengig variabel  $y$ , ved å måle samvariasjonen mellom variablane, og variansen til forklaringsvariabelen. MKM -estimat kan skrivast som:

$$\hat{\beta}_{MKM} = \frac{\sum_{i=1}^N (x_{it} - \bar{x})(y_{it} - \bar{y})}{\sum_{i=1}^N (x_{it} - \bar{x})^2} \quad (6.3)$$

Ettersom regresjonsmodellen i oppgåva består av seks forklaringsvariablar, vil det vere naudsynt å finne eit MKM-estimat for kvar forklaringsvariabel.

---

<sup>30</sup> Førestnad om stokastisk feilledd  $u_{it} \sim IID(0, \sigma^2)$

MKM byggjer på ei rekke føresetnadar som må vere oppfylt for at MKM-estimatoren skal vere forventingsrett.<sup>31</sup> Regresjonsmodellen må vere lineær i koeffisientane og korrekt spesifisert.<sup>32</sup> Vidare må følgjande fire Gauss- Markov føresetnadar om feilleddet vere oppfylt;

- 1) Eksogenitet:  $E\{\varepsilon_{it}\} = 0$  (forventa verdien til feilledd er null)
- 2)  $E\{\varepsilon_{it1}, \dots, \varepsilon_{itN} | x_{it1}, \dots, x_{itN}\} = 0$  (feilledd og forklaringsvariablar er uavhengig for alle forklaringsvariablar)
- 3) Homoskedastisitet:  $Var\{\varepsilon_{it} | x_{it1}, \dots, x_{itN}\} = \sigma^2$  (variansen til feilledd må vere konstant og endeleg for alle verdiar av  $x_{it}$ )
- 4) Ingen perfekt multikollinearitet:  $Cov\{\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}\} = 0$  (feilledd er uavhengig av kvarandre i alle tidsperiodar  $t \neq s$ )

Dersom føresetnad 1-4 er oppfylt så er MKM-estimatoren beste lineære forventningsrette estimat (BLUE; Best Linear Unbiased Estimator). Det kan vere utfordrande å bruke MKM, utan å bryte nokre av føresetnadane. Ved paneldatasett er det hovudsakleg føresetnad 4, om multikollinearitet som vil vere mest utsett for brot.

## 6.5 Bustadprismodell

Med utgangspunkt i bustadprismodellen til Jacobsen og Naug, skal eg stille opp ein generell regresjonsmodell, MKM for gjennomsnittleg kvadratmeterpris på ein bustad. For at modellen skal kunne identifisere samanheng mellom bustadprisar og oljepris, må forklaringsvariablar fange endringar i tilbodet- og etterspurnaden etter bustadar, og endringar i oljeprisen.

Den avhengige variabelen  $y_{it} = \ln GjennKvm_{it}$ , står for gjennomsnittleg kvadratmeterpris på ein bustadar og er eit utfall av tid og fylke, der  $t = 1$ .kvartal 2000- 3.kvartal 2015 og  $i = 1$ -18 fylke. Modellen legg til grunn at følgjande forklaringsvariablar vil ha ein positiv innverknad på bustadprisen;  $\beta_1 \ln Oljepris_t$ ,  $\beta_2 \ln Lonnssindeks_t$  og  $\beta_3 \ln Folketilvekst_{it}$ .<sup>33</sup> Samstundes går modellen ut ifrå at følgjande forklaringsvariablar vil ha eit negativt utfall på

<sup>31</sup> At ein estimator er forventingsrett betyr at sannsynsfordelinga til estimatoren har ein forventa verdi som er lik den sanne ukjente parameteren som den estimerer.

<sup>32</sup> Korrekt spesifisert regresjonsmodell, alle relevante forklaringsvariablar er tatt med i modellen samstundes som alle irrelevante forklaringsvariablar er utelatt frå modellen.

<sup>33</sup> Med positiv påverknad meinast det at ei auke i ovanfor nemnde variablar ( $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ ), vil føre til auke i bustadprisen ( $y_{it}$ ). Motsett med negativ påverknad, der ei auke i variablane ( $\beta_4, \beta_5, \beta_6$ ), vil føre til eit fall i bustadprisen.

bustadprisen;  $\beta_4 \ln Rente_t$ ,  $\beta_5 \ln Arbloyse_{it}$  og  $\beta_6 \ln Fullforte\_bustad_{it}$ . Variablane  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  og  $\beta_4$  er gitt som tidsseriedata, som ikkje varierer på tvers av fylka. MKM kan då formulerast slik:

$$MKM \ln GjennKvm_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Oljepris_t + \beta_2 \ln Lønnsindeks_t + \beta_3 \ln Folketilvekst_{it} + \beta_4 \ln Rente_t + \beta_5 \ln Arbloyse_{it} + \beta_6 \ln Fullforte\_bustad_{it} + \beta_7 trend_t + u_{it} \quad (6.4)$$

I tillegg til dei ovanfor nemnde variablane, inkluderer modellen ein lineær trendvariabel,  $\beta_7 trend_t$  og eit stokastisk feilledd,  $u_{it}$ .<sup>34</sup> Trendvariabelen korrigerer for ein eventuell felles trend, som kan oppstå når ein samanliknar data over lengre tidsperiode. Dette fordi ein ukontrollert felles trend kan føre til spuriøs regresjon.

Bustadprismodellen byr på ei utfordring når det kjem til føresetnad 4 om multikollinearitet. Det kan nemleg tenkjast at ein observasjon på eit fylke  $i$  på eit tidspunkt  $t$ , kan påverke observasjonen til det same fylket  $i$  på neste tidspunkt  $t+1$ . Dette kan resultere i korrelerte feilledd frå ulike periodar, og MKM-estimatorane vil ikkje lenger vere BLUE.

Eit anna problem som kan oppstå ved estimering av bustadprismodellen, er uobserverte faktorar som kan påverke forklaringsvariablane og den avhengige variabelen. For å unngå problemet med uobserverte faktorar, er det vanleg å inkludere ein variabel ( $\alpha_i$ ) som fangar dei uobserverte fylkes effektar. Den uobserverte fylkes effekten blir antatt å vere konstant over tid og påverke  $y_{it}$ . Den nye variabelen blir lagt til det stokastiske feilleddet og kan formulerast slik:

$$w_{it} = \alpha_i + u_{it}, \quad (6.5)$$

der  $u_{it}$  føresetjast å vere homoskedastisk og ikkje korrelert over tid, medan  $\alpha_i$  føresetjast å vere tidskonstant på tvers av einingar (fylka).<sup>35</sup>

Vidare må ein ta omsyn til at det nye feilleddet oppfyller kravet om eksogenitet (føresetnad 1).

$$E \{w_{it1}, \dots, w_{itK} | x_{it1}, \dots, x_{itK}\} = 0 \quad (6.6)$$

Ettersom feilleddet no består av  $\alpha_i + u_{it}$ , krev eksogenitet at  $x_{it}$  er ukorrelert med dei uobserverte einingar i både  $\alpha_i$  og  $u_{it}$ .<sup>36</sup> Denne føresetnaden blir rekna for å vere restriktiv og det er grunnen til å gå ut frå at den uobserverte einingseffekten er korrelert med éin eller fleire

<sup>34</sup> Stokastisk feilledd,  $w_{it}$ , har forventning lik null og konstant varians.

<sup>35</sup> Homoskedastisitet føresetnad (3) og korrelasjon føresetnad (1) og (4).

<sup>36</sup> Forklaringsvariablar er eksogene, dersom krav om eksogenitet er oppfylt.



forklaringsvariablar. Dette gir brot på krav om eksogentitet og MKM-estimatoren vil bli forventingskeiv:

$$E \{x'_{it}\alpha_i\} \neq 0 \quad (6.7)$$

Det er mogleg å bruke mindre strenge føresetnadar om  $\alpha_i$ , noko som vil resultere i bruk av andre regresjonsmodellar enn MKM. Dersom ein tillét at  $\alpha_i$  er uobserverbar, stokastisk og korrelert med  $x'_{it}$ , brukast det ein *Fast Effekt*-modell (FE). Ein annan mogleg føresetnad er at  $\alpha_i$  er ukorrelert med  $x'_{it}$ , og saman med feilleddet  $u_{it}$  utgjør eit stokastisk feilledd ( $\varepsilon_{it}$ ). Dette gir ein *Tilfeldig Effekt*-modell (RE). Hovudforskjellen mellom dei to modellane er at RE-modellen føreset at  $\alpha_i$  er ukorrelert med  $x'_{it}$  medan det ikkje er tilfelle for FE-modellen. Begge modellane er standardmodellar ved paneldatasett og blir presentert under.

## 6.6 Fast effekt modell

$$y_{it} = \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_K x_{itK} + \alpha_i + u_{it} = X'_{it}\beta + \alpha_i + u_{it}, \quad u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)^{37} \quad (6.8)$$

FE-modell er ein lineær regresjonsmodell som tar omsyn til variasjonen over tid i fylket, men ikkje til variasjonen på tvers av fylke. Modellen estimerer kun ut ifrå endringar innan kvar eining og filtrer bort alt om ikkje varierer over tid. Etersom FE-modell går ut frå at uobserverbare effektar er konstante, så forsvinn dei frå regresjonen. Estimeringsmetoden går ut på at modellen erstattar einingar  $y_{it}$  og  $x_{it}$ , med avvik frå sine respektive gjennomsnitt. Det finst fleire måtar å estimere ein FE-modell på, alt etter den individuelle heterogeniteten, som kan vere :

- 1) Full heterogenitet: alle  $\alpha_i$  og  $\beta_i$  er ulike
- 2) Individuelle effektar:  $\beta_i = \beta$  for alle  $i$
- 3) Homogenitet:  $\alpha_i = \alpha$  og  $\beta_i = \beta$  for alle  $i$

Full heterogenitet-estimering tar ikkje omsyn til tids- og tversnittinformasjonen, noko som er lite relevant ved eit paneldatasett. Oppgåva går difor ikkje nærmare inn på dette.

Dersom modellen har individuelle effektar blir det fyrst tatt avvik frå *individuelle gjennomsnitt*. Dette kan visast slik:

---

<sup>37</sup>  $u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)$  betyr at feilleddet er uavhengig og identisk fordelt med forventning null og konstant varians.

$\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$  og tilsvarende for alle forklaringsvariablane  $\bar{x}_i$  og  $\bar{u}_i$  og  $\alpha_i$ . Der variablane  $\bar{y}_i$ ,  $\bar{x}_i$  og  $\bar{u}_i$  synar eit gjennomsnitt over tid for fylket  $i$ , medan  $\alpha_i$  forsvinner frå modellen då gjennomsnittet av variabelen er lik null. Dei transformerte variablane gir så følgjande modell:

$$y_{it} - \bar{y}_i \beta_1 (x_{it1} - \bar{x}_{i1}) + \dots + \beta_K (x_{it} - \bar{x}_{iK}) + (u_{it} - \bar{u}_i) \quad (6.9)$$

Vidare vil ein estimere modellen med MKM, for å finne parameteren  $\beta$  for kvar forklaringsvariabel. Ein bruker deretter fyrsteordensvilkåret og løyser for alle  $\beta$ -ane for å finne FE-estimator,  $\hat{\beta}_{FE}$ :

$$\hat{\beta}_{FE} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2}, \text{ der } i = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T \quad (6.10)$$

Ein annan metode er å bruke *within-estimator*  $\hat{\beta}_W$ , som går ut på å bruke kovariansen ( $W_{XY}$ ) og variansen ( $W_{XX}$ ) mellom fylka i paneldata. Der eit fylke utgjer ei gruppe i den forstand at ein har fleire observasjonar på same fylket. Estimatoren  $\hat{\beta}_W$  står for gruppegjennomsnitt og er det same som tverstnittestimatoren  $\hat{\beta}_{FE}$ . Ein tredje metode er å estimere modellen med dummyvariablar (MKDV eller LSDV), for å fange opp nivåforskjellar mellom fylka,  $\hat{\beta}_{MKDV}$ . Dette blir gjort ved å inkludere ein dummyvariabel  $\alpha_i$ , for kvart fylke, men i staden for å ta avvik frå det individuelle gjennomsnittet, tar ein fyrstedifferanse-transformasjon før ein estimerer modellen.<sup>38</sup> Denne metoden kan vere krevjande og lite oversiktleg dersom datasettet består av mange einingar (fylke). Samanfatta:  $\hat{\beta}_{FE} = \hat{\beta}_W = \hat{\beta}_{MKDV}$ .

Dersom modellen har full homogenitet brukast det ein metode som heiter *pooled regression*. Metoden tar avvik på det *globale gjennomsnitt* og det vidare skal skillast mellom *within-estimator*  $\hat{\beta}_G$  og *between estimator*  $\hat{\beta}_B$ . Fyrstnemnde er ein global estimator for variasjonen innanfor fylka og tilsvarende  $\hat{\beta}_W$ -estimatoren, medan den andre er ein global estimator for variasjonen mellom fylka sitt gjennomsnitt. Framgangsmåten for å estimere modellane er som følgje:

$\bar{y} = \frac{1}{nT} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T y_{it}$  og tilsvarende for alle forklaringsvariablane  $\bar{x}$  og feilledet  $\bar{u}$ . Der  $\bar{y}$ ,  $\bar{x}$  og  $\bar{u}$  angir globale gjennomsnitt.

For å finne  $\hat{\beta}_G$ , settast dei transformerte variablane inn i likninga (6.10), som gir :

<sup>38</sup> Fyrstedifferanse (FD) går ut på å differensiere kvar variabel over tid, der alle tidskonstante effektar som  $\alpha_i$ , blir differensiert vekk. FD-likning:  $y_{it} - y_{i,t-1} = (x_{it} - x_{i,t-1})\beta + (u_{it} - u_{i,t-1})$ .

$$y_{it} - \bar{y} = \beta_1(x_{it1} - \bar{x}_1) + \dots + \beta_n(x_{itk} - \bar{x}_k) + (u_{it} - \bar{u}) \quad (6.11)$$

Ein bruker MKM og fyrsteordensvilkåret for å finne  $\hat{\beta}_G$ -estimator, dette gir:

$$\hat{\beta}_G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y})(x_{it} - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x})^2} \quad \text{der } i = 1, 2, \dots, n, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (6.12)$$

På same måte finn ein  $\hat{\beta}_B$ -estimator, berre at her vil dei transformerte variablane gi følgjande likning:

$$y_i - \bar{y} = \beta_1(x_{i1} - \bar{x}_1) + \dots + \beta_k(x_{ik} - \bar{x}_k) + (u_i - \bar{u}) \quad (6.13)$$

Vidare estimerer ein modellen med MKM og reknar ut fyrsteordensvilkåret for å finne  $\hat{\beta}_B$ -estimatoren:

$$\hat{\beta}_B = \frac{\sum_{i=1}^n (\bar{y}_i - \bar{y})(\bar{x}_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (\bar{x}_i - \bar{x})^2} \quad \text{der } i = 1, 2, \dots, n \quad (6.14)$$

FE- modell løyser problemet med spuriøse analyseresultat (utelatt viktige forklaringsresultata), ettersom regresjonskoeffisientane kontrollerer for uobservert heterogenitet. I tillegg vil modellen kunne fange opp dei individuelle einingane som kan påverke resultatet til variablane. På den andre sida, eliminerer FE-estimatoren effekten av alle tidskonstante observerbare variablar (for kvart fylke), noko som kan vere problematisk dersom forklaringsvariablane er tidskonstante.

Denne oppgåva vil ta utgangspunkt i  $\hat{\beta}_{FE}$ -estimatoren, for å finne variasjonen i bustadprisar mellom fylka. Det som vil vere avgjerande for bruk av FE- modellen er blant anna tidskonstante variablar og kva for variasjon ein ønskjer å studere.

## 6.7 Tilfeldig effekt modell

$$\begin{aligned} y_{it} &= \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_K x_{itK} + \alpha_i + u_{it} \\ &= \beta_0 + \mathbf{X}'_{it} \boldsymbol{\beta} + \alpha_i + u_{it}, \quad u_{it} \sim \text{IDD}(0, \sigma_u^2); \quad \alpha_i \sim \text{IDD}(0, \sigma_\alpha^2) \end{aligned} \quad (6.15)$$

RE-modell gjer det mogleg å sjå på variasjonen over tid innan fylka, men også på variasjonen mellom fylka. I tillegg tillét modellen bruk av tidskonstante variablar, og dermed kan ein studere kva for effekt desse variablane har på den avhengige variabelen. Vidare byggjer

modellen på meir restriktive føresetnader enn FE-modellen, nemleg at uobserverte effektar er uavhengige og tilfeldig fordelt på tvers av fylka. RE- modellen har følgjande føresetnader om  $\alpha_i$  og  $u_{it}$ :

$$E\{u_{it}\} = 0 \quad (6.16)$$

$$E\{\alpha_i\} = 0 \quad (6.17)$$

$$E\{u_{it}^2\} = \sigma_u^2 \quad (6.18)$$

$$E\{\alpha_i^2\} = \sigma_\alpha^2 \quad (6.19)$$

$$E\{u_{it}u_{js}\} = 0 \quad \forall t \neq s \text{ og } \forall i \neq j \quad (6.20)$$

$$E\{\alpha_i\alpha_j\} = 0 \quad \forall i \neq j \quad (6.21)$$

$$E\{u_{it}\alpha_i\} = 0 \quad (6.22)$$

$$E\{u_{it}X_{it}\} = 0 \quad (6.23)$$

$$E\{\alpha_iX_{it}\} = 0 \quad (6.24)$$

Vidare går modellen ut i frå at feilledda ikkje er heteroskedastiske og at forklaringsvariablar er strengt eksogene. RE- modellen inneheld to additive tilfeldige ledd, som blir framstilt ved eit samansett feilledd:

$$w_{it} = \alpha_i + u_{it} \quad (6.25)$$

Der  $\alpha_i$  består av ei tilfeldig trekning for fylke  $i$ , som gjeld for alle periodar. Medan  $u_{it}$  består av ei trekning for kvart fylke  $i$ , for kvar periode  $t$ . Det betyr at det er ein samvariasjon over tid for fylket.

Variansen og kovariansane til  $w_{it}$  blir:

$$Var\{w_{it}\} = \sigma^2 + \sigma_\alpha^2 \quad (6.26)$$

$$Cov\{w_{it}w_{is}\} = E\{(\alpha_i + u_{it})(\alpha_i + u_{is})\} = E\{\alpha_i^2\} = \sigma_\alpha^2 \quad (6.27)$$

$$Cov\{w_{it}w_{jt}\} = E\{(\alpha_i + u_{it})(\alpha_j + u_{jt})\} = 0, i \neq j \quad (6.28)$$

I følgje modellen skal all korrelasjon i feilledda over tid komme frå  $\alpha_i$ . Strukturen på dei samansette feilledda impliserer at det oppstår ein autokorrelasjon (seriekorrelasjon), og

kovariansmatrisen til RE-modellen vil då avvike frå kovariansmatrisen til vanleg MKM.<sup>39 40</sup> Dette medfører at MKM-estimatorane vil vere ineffisiente. Prinsippet er at ein transformerer den opphavlege likninga (6.15) til ei tilsvarende likning, der dei klassiske Gauss-Markov vilkåra er oppfylte. Løysninga er å bruke ein generalisert MKM (GKM eller GLS: Generalized Least Squares:), som vil «rydde» i variansen til  $u_{it}$  og  $\alpha_i$ . Transformasjonen kan vere som følgjer:

$$y_{it} - \vartheta \bar{y}_i = \beta_0(1 - \vartheta) + \beta(\mathbf{X}'_{it} - \vartheta \bar{x}_i) + (w_{it} - \vartheta \bar{w}_i), \quad (6.29)$$

der  $\vartheta$  er vekting og synar einingsgjennomsnitt som blir fjerna frå datasettet

$$\vartheta = 1 - \sqrt{\psi} = 1 - \frac{\sigma_u}{\sqrt{\sigma_u^2 + T \sigma_\alpha^2}} \quad (6.30)$$

Dette vil gi MKM på transformerte variablar, ein RE-estimator (FGLS; Feasible Least Squares), som ser slik ut:

$$\hat{\beta}_{RE} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) + \psi T \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{\bar{x}})(\bar{y}_i - \bar{\bar{y}})}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2 + \psi T \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{\bar{x}})^2} \quad \text{der } i = 1, 2, \dots, n \quad (6.31)$$

Dei ovanfor nemnde fordelane med modellen har likevel sine svakheiter dersom det er samvariasjon mellom dei uobserverte effektane og forklaringsvariablane, samt samvariasjon mellom det stokastiske feilleddet og forklaringsvariablane. Dette kan blant anna føre til forventingsskeiv estimator. Etersom modellen går ut i frå at forskjellar mellom fylke er eit tilfeldig resultat og ikkje ein spesifikk samfunnsaspekt, kan resultatane føre til feiltolkningar. For å kunne stole på resultatane til ein RE-modell må eigenskapane til feilleddet vere nøye spesifisert.

## 6.8 Hausman-test

Hausman-test blir brukt til å avgjere kva for modell av fast- og tilfeldig effekt som er å føretrekke. Nullhypotesen testar for om  $x_{it}$  og  $\alpha_{it}$  er ukorrelerert.<sup>42</sup> Ein tar utgangspunkt i at fast effekttestimator  $\hat{\beta}_{FE}$  er konsistent og uavhengig av kollerasjonen mellom  $x_{it}$  og  $\alpha_{it}$ , medan tilfeldig effekt estimator  $\hat{\beta}_{RE}$  er konsistent og effisient om  $x_{it}$  og  $\alpha_{it}$  er ukorrelerert.

<sup>39</sup> Autokorrelasjon (seriekorrelasjon) går ut at observasjonar som ligg kvarandre nær tidsmessig er korrelert. Korrelasjonen er den same for alle periodar,  $t-1, t-2, \dots, t-n$ .

<sup>40</sup> Kovariansmatrisen til RE-modellen  $\Omega$ , vil vere forskjellig frå kovariansmatrisen til MKM:  $\Omega \neq \sigma_w^2 \mathbf{I}_k$ .

<sup>41</sup>  $\psi$  står for vekta gruppegjennomsnitt, sjå i appendiks A.1 for nærmare utreiing.

<sup>42</sup>  $H_0 = E\{x_{it}\alpha_i\} = 0, H_1 = E\{x_{it}\alpha_i\} \neq 0$

Testen undersøker om dei to estimatorane er signifikant forskjellig frå kvarandre. Dersom det er ein vesentleg forskjell i estimatorane (høg  $\xi_H$ ), vil ein forkaste nullhypotesen og bruke FE-modellen framfor RE-modellen. Motsett tilfelle dersom forskjellen er liten, nullhypotesen bør beholdast.<sup>43</sup>

## 6.9 F-test

Ein F-test blir brukt til å samanlikne FE- modell og MKM. F-testen går ut på å estimere ein modell med restriksjonar ( $SSR_R$ ) og ein utan restriksjonar ( $SSR_{UR}$ ), og å rekne ut  $F$ -verdien.<sup>44</sup> Nullhypotesen går ut frå at alle tidskonstantane er lik null, medan alternativhypotesen reknar med at minst éin av tidskonstantane ikkje er lik null. Ein høg  $F$ - verdi impliserer at det finst ein fast effekt i data og ein forkastar nullhypotesen. Det betyr at FE-modellen er å føretrekke framfor MKM.

## 6.10 Breusch-Pagan - test

Ein kan også samanlikne RE-modell med MKM, ved å bruke ein Breusch-Pagan Multiplier-test, som testar for heteroskedastisitet. Nullhypotesen går ut ifrå at den estimerte variansen til feilledda er lik null og er konsistent med MKM.<sup>45</sup> Ein høg Lagrange Multiplier (LM), indikerer at det er signifikant tilfeldig heterogenitet i data og nullhypotesen kan forkastast. Ein bør difor velje RE-modellen framfor MKM.

## 6.11 Dynamiske effekt

I bustadprismodellen som er presentert så langt, har ein gått ut ifrå at endringane i forklaringsvariablane verkar straks på den avhengige variabelen,  $\ln GjennKvm_{it}$ . Men ofte er dette ikkje tilfelle ved tidsseriedata, og det kan vere meir realistisk å gå ut frå at den avhengige variabelen responderer med eit tidsetterslep. Ein kan korrigere for tidsetterslep, ved å inkludere lagga variablar i modellen. Bustadprismodellen (6.4) blir då utvida til ein dynamisk lineær modell:

<sup>43</sup> Antar at  $E\{x_{it} \varepsilon_{it}\} = 0$  Dersom det er tilfelle vil både  $\hat{\beta}_{FE}$  og  $\hat{\beta}_{RE}$  vere konsistent og  $\hat{\beta}_{FE} \approx \hat{\beta}_{RE}$ . Differansen,  $\xi_H$  mellom dei to estimatane vil vere liten og  $H_0$  beholdast. Sjå i appendiks A.1.1 for matematisk utreining.

<sup>44</sup> F-test:  $H_0 = \alpha_i = 0$ ,  $F = \frac{(SSR_R - SSR_{UR})/q}{SSR_{UR}/(n-k-1)}$

<sup>45</sup> Breusch-Pagan-test:  $H_0: \sigma_\alpha^2 = 0$ ,  $H_1: \sigma_\alpha^2 \neq 0$ ,  $LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[ \frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it})^2}{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}^2)} - 1 \right]^2 \sim \chi^2(1)$

$$\ln GjennKvm_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 \ln Oljepris_t + \beta_2 \ln Lønnsindeks_t + \beta_3 \ln Folketilvekst_{it} + \beta_4 \ln Rente_t + \beta_5 \ln Arbloyse_{it} + \beta_6 \ln Fullforte\_bustad_{it-1} + \beta_7 trend_t + u_{it} \quad (6.32)$$

Gjennom  $\ln GjennKvm_{it-1}$  tillét ein at den gjennomsnittlege kvadrameterprisen på ein bustad i kvartal  $t$  blir påverka av det gjennomsnittlege utfallet til forklaringsvariablane frå eit tidligare kvartal ( $t-1$ ). Det er mogleg å inkludere lagga variablar for fleire periodar, som  $t-2$ ,  $t-3$ , alt ettersom kva som er relevant for modellen. Dersom ein ikkje tar omsyn til tidsetterslep, risikerer ein å gå glipp av samanhengen mellom variablane.

## 6.12 Simultanitet

Bustadprismodell går vidare ut ifrå at det er forklaringsvariablar som påverka den avhengige variabelen, og ikkje motesett. Det kan likevel vere tilfelle med omvendt kausalitet i bustadprismodellen, nemleg at den avhengige variabelen  $\ln GjennKvm_{it}$  påverka forklaringsvariabelen  $\beta_6 \ln Fullforte\_bustad_{it}$ . Økonomisk teori føreset at det er bustadtilbod som påverka bustadprisen, gjennom bustadtilbodet. Men det kan også tenkjast at det er bustadprisen i marknaden som avgjer bustadbygginga. For å unngå dette endogenitetsproblemet kan ein bruke lagga variablar på den eksogene variabelen,  $\beta_6 \ln Fullforte\_bustad_{it-1}$ . Dette impliserer at den gjennomsnittlege kvadrameterprisen på ein bustad i kvartal  $t$  ikkje kan påverke bustadbygginga i eit tidligare kvartal  $t-1$ . Også her vil det vere mogleg å inkludere lagga variablar for fleire periodar, ut ifrå kva som vil vere tilstrekkeleg for modellen.

## 6.13 Homoskedastisitet

Homoskedastisitet er éin av føresetnadane, som må vere oppfylt for at MKM-estimatorar skal vere BLUE. Det vil seie at feilledda skal vere uavhengig og variansen til feilledda skal vere konstant. Brot på denne føresetnaden fører til heteroskedastisitet. Her vil MKM-estimatorane fortsatt vere forventningsrette, men ikkje lenger effsiente og difor generere feilleiande standardavvika.<sup>46</sup> Det finst ulike testar for heteroskedastisitet, som blant anna ein Lagrange multipliar-test, ein White-test og ein Breusch- Pagan-test. I tillegg kan ein bruke robuste standardfeil for å forsikre seg mot heteroskedastisitet.

---

<sup>46</sup> Føresetnad (3): Homoskedastisitet  $Var = \frac{\sigma^2}{SST_1}$ . Heteroskedastisitet  $Var \neq \frac{\sigma^2}{SST_1}$ , kan typisk oppstå i tidsseriedata ved eit ekstremt sjokk eller andre endringar i omgjevnadane som skapar usikkerheit i den avhengige variabelen. Mindre sannsyn for heteroskedastisitet ved eit høg tal observasjonar ( $n$ ).

## 6.14 Autokorrelasjon

Ved bruk av tidsseriedata kan det oppstå autokorrelasjon (seriekorrelasjon) i den forstand at det er avhengigheit mellom variablane frå kvartal til kvartal. Dersom det er tilfelle, vil feilledda vere korrelert med kvarandre og kovariansesementa vil vere forskjellig frå null. Dette fører til brot på MKM-føresetnad om at feilledda i to forskjellige periodar skal vere uavhengig av kvarandre.<sup>47</sup> Konsekvensane av autokorrelasjonen er av same type som ved heteroskedastisitet, MKM-estimatorane vil vere forventningsrett men ikkje BLUE. For å teste modellen for autokorrelasjon, kan ein utføre ein Durbin-Watson- test eller ein Breusch-Godfrey- test, dersom ein bruker lagga variablar. Ved paneldata derimot, må ein utføre ein Wooldridge-test for å oppdage autokorrelasjon. Vidare kan autokorrelasjon handterast ved bruk av generalisert minste kvadrater, variablar på differanseform og robuste standardfeil.

## 6.15 Stasjonaritet

Stasjonaritet går ut på at variablar (både avhengige- og uavhengige variablar) har ein konstant forventning, varians og kovarians.<sup>48</sup> Stasjonaritet er ein viktig føresetnad i regresjonsmodellen for at ein skal kunne tileigne endringar i den avhengige variabelen til forklaringsvariablane. Mangel på stasjonaritet fører til ikkje- stasjonaritet, og kan gi spuriøs regresjon. Dette er ofte tilfelle ved tidsseriedata, då tidsseriedata kan vere prega av ein trend. For å avgjere om ein tidsserie er stasjonær eller ikkje-stasjonær, kan ein blant anna utføre ein Dickey-Fuller-test. Ikkje-stasjonaritet kan korrigerast ved å inkludere ein trend i regresjonen (ved deterministisk trend) eller differensiere data (ved stokastisk trend).<sup>49</sup>

## 6.16 Sesongmønster

Ettersom bustadprismodellen i oppgåva byggjer på kvartalsvise paneldata, kan det førekomme sesongmønster i variablane. Slike sesongvariasjonar kan føre til at ein går glipp av sykliske mønster i bustadmarknaden. Ved å inkludere sesongdummyar i modellen, kan ein justere datasettet for sesongvariasjonar.

---

<sup>47</sup> Føresetnad (4): Ingen perfekt multikollinearitet:  $cov\{\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}\}$

<sup>48</sup> Stasjonaritet dersom  $E(y_t)$  er konstant,  $Var(y_t)$  er konstant og  $Cov(y_t, y_{t-s})$  avhengig av  $s$  og ikkje  $t$ .

<sup>49</sup> Vanleg å skilje mellom ein deterministisk -og stokastisk trend. Der fyrst nemnde skyldast ein langsiktig vekst i økonomien, medan stokastisk trend skyldast konjunkturane i økonomien, tilfeldige trend (Random Walk).



## 7. Datagrunnlag

Formålet med dette kapittelet er å presentere datamaterialet som blir brukt i den empiriske analysen. Kapittelet startar med ein gjennomgang av rådata, og tar vidare for seg avgrensing- og tilrettelegging av datasettet. Deretter beskriv kapittelet den avhengige variabelen, og dei uavhengige variablane. Kapittelet blir avslutta med ei oversikt over deskriptiv statistikk og korleis variablane har utvikla seg over prognoseperioden.

### 7.1 Rådata

Datasettet som blir brukt i den empiriske analysen består av målbare paneldata som inneheld informasjon om den norske bustadmarknaden og oljeprisen, og skal difor kunne forklare korleis oljeprisen påverkar bustadprisar. Somme data er likevel tidsseriedata som følgje av at data er gitt på nasjonalt nivå og er tilsvarande for alle fylka i landet.

Datasettet har kvartalsvise observasjonar frå fyrste kvartal 2000 til og med tredje kvartal 2015. Dette gir totalt 63 tidsperiodar. Bustadmarknaden er delt på 18 fylke, der kvart fylke har like mange observasjonar, målt i same periode. Datasettet består av totalt 1 134 observasjonar.

Rådata er basert på ulike statistikkar, og er henta frå Statistisk Sentralbyrå (SSB) og International Monetary Fund (IMF). Vidare stammar data i oppgåva frå ulike seksjonar hos SSB, som seksjon for *inntekts- og lønnsstatistikk*, seksjon for *befolkningsstatistikk*, seksjon for *arbeidsmarkedsstatistikk*, seksjon for *bygg- og tjenestestatistikk* og seksjon for *finansielle foretak*. Data er utarbeida på kvartals- og månadsnivå, og på land-, fylkes- og kommunenivå. IMF Primary Commodity Prices publiserer månadlege prisar på ein rekke råvarer, deriblant prisar på olje som blir brukt i datasettet.

### 7.2 Avgrensingar ved datasettet

Her blir det gitt ein gjennomgang av avgrensingar gjort på datasettet, for å belyse eventuelle svakheiter i analysen.

Den fyrste avgrensinga som oppstod var manglande observasjonar, samt ikkje samanliknbare statistikkar på ein rekke data for tidsperioden 1995-2015. Tidsperioden blei difor korta ned med fem år, og gjeld for 2000-2015 i staden. Kortare tidsperiode fører til færre observasjonar på bustadmarknaden, noko som kan gi svakrere analyseresultat.

Noreg er inndelt i 19 fylke; Akershus, Aust- Agder, Buskerud, Finnmark, Hedmark, Hordaland, Møre og Romsdal, Nord- Trøndelag, Nordland, Oppland, Oslo, Rogaland, Sogn og Fjordane, Sør- Trøndelag, Telemark, Troms, Vest-Agder, Vestfold og Østfold. Ettersom datasettet på bustadprisar hadde mangelfulle observasjonar for Sogn og Fjordane, var det naudsynt å ekskludere fylket frå modellen. Dermed består datasettet av 18 fylke, som til saman utgjer heile den norske bustadmarknaden i oppgåva. Det å ekskludere eit fylke gir færre observasjonar og svekker dermed resultata. Samstundes er Sogn og Fjordane eit nokså gjennomsnittleg fylke i landet i den forstand at bustadprisar ligger tett opp til landsgjennomsnittet.

Ei anna avgrensing ved datasettet er at somme data ikkje er gitt på fylkesnivå, men på landsbasis og difor er lik for alle fylka i Noreg. Desse tidsseriedata kan vere irrelevante når ein skal studere forskjellar i bustadprisar mellom fylka.

Ei siste utfordring med datasettet, var manglande statistikk på petroleumtilsette i den aktuelle tidsperioden. Eg har nemleg prøvd å estimere ein bustadprismodell som inkluderte tal på petroleumtilsette som éin av forklingsvariablane. Tanken bak denne variabelen var at talet på tilsette ville variere betydeleg mellom fylka og dermed kunne forklare nokre av dei regionale bustadprisforskjellane. I tillegg er det tenkjeleg at talet på petroleumtilsette heng sterkt saman med oljeprisen. Ved å inkludere ein multivariabel, beståande av prosent petroleumtilsette og oljeprisen, ville det vere mogleg å studere den direkte effekten av oljeprisen på bustadprisen på fylkesnivå.<sup>50</sup> Men SSB sin statistikk er ikkje omfattande nok og gir difor eit snevert utval. Eg blei dessutan avråda av SSB om å slå saman to av tidsseriane, då desse hadde forskjellige næringsgrupperingar.<sup>51</sup> Petroleumtilsette er dermed ikkje inkludert i bustadprismodellen.

### 7.3 Tilrettelegging av data

Ovanfor nemnde avgrensingar gjorde det naudsynt å omarbeide data, for å oppnå ein samvariasjon ved datasettet.

For å unngå problemet med for få tidsperiodar, blei det brukt kvartalsvise data. Målbare data som var gitt på månadsnivå blei rekna om til kvartalsvise tal, for å tilpasse datasettet. Dette gjaldt data for oljepris og for arbeidsløyse (kun året 2000).

---

<sup>50</sup> Multivariabel eit produkt av  $Multivar = \ln Oljepris * \ln Petroleumtilsette$

<sup>51</sup> Dei statistikkane som finst av petroleumtilsette er utvalsundersøkingar som er utført av forskjellige institusjonar og baserer seg på ulike definisjonar, samt korte tidsperiodar (som oftast eitt år).

Vidare var det to tilfelle kor statistikken ikkje var samanhengande over heile prognoseperioden (2000-2015): talet på arbeidsløyse og bustadprisar. Dette blei løyst ved å slå saman to statistikkar som målte dei same data. Samanslåinga blei på førehand diskutert og bekrefte av SSB.

Bustadprisen er oppgitt i gjennomsnittleg kvadrameterpris, for tre typar bustadar; einebustad, småhus og blokkleilegheiter (SSB). Det er problematisk med fleire manglande verdiar etter kvarandre, då det er ikkje mogleg å erstatte manglande verdiar med ein gjennomsnittleg verdi frå perioden før og etter. Dette var tilfelle med prisar på småhus og blokkleilegheiter, noko som førte til at begge bustadtypane blei ekskludert får modellen. Gjennomsnittleg kvadratmeterpris omhandlar av den grunn kun einebustad. Dette gir færre observasjonar, men samstundes vil dataa vere meir korrekte og presise.

Ettersom dataa ikkje er justert for inflasjon, består bustadmodellen av nominelle storleikar. Dette fordi bustadmodellen til Jacobsen og Naug, med nominell rente, fekk betre føying enn bustadmodell med realrente. Bustadprismodellen i oppgåva tar utgangspunkt i nominelle bustadprisar og nominelle utlånsrenter.

Data i estimeringsmodellar er gitt gjennom ein logaritmisk form og er uttrykt på differanseform. I tillegg blei sesongdummyar inkludert i modellen for å sesongjustere paneldatasettet. Dette blir forklart nærmare i neste kapittel, Empirisk analyse.

## 7.4 Variablar

Her blir det gitt ei nærmare beskriving av variablar som inngår i den empiriske analysen.

Oppgåva ønskjer å avdekke korleis dei ulike forklaringsvariablane påverkar bustadprisar. Den empiriske modellen består av ein utfallsvariabel som måler utviklinga i bustadprisen på einebustad, (*GjennKvm*), (SSB tabell 03637 og 05963). Det er tenleg å bruke gjennomsnittleg kvadratmeterpris på same type bustad, då særpreg som storleik, type og plassering i mindre grad vil kunne påverke bustadprisane. Samstundes viser det at gjennomsnittleg kvadratmeterpris på mindre bustadar ofte er høgare enn på større bustadar, noko som kan gi feiltolkingar av variabelen.

Det er mange ulike variablar som påverkar bustadprisar, enten gjennom bustadtilbodet eller gjennom bustadetterspurnaden. Oppgåva går ut ifrå at følgjande forklaringsvariablar er mest

relevante til å forklare dei norske bustadprisane; oljepris, lønnsindeks, folketilvekst, utlånsrente, arbeidsløyse og fullførte bustadar.

Oljepris (*Oljepris*) viser kvartalsvis utvikling i oljeprisen (Crude Oil) per fat i amerikanske dollar, (Dated Brent, light blend 38 API, fob U.K., US\$ per barrel) (International Monetary Fund, 2015). Variabelen måler den direkte effekten oljeprisen har på bustadprisar og er gitt på nasjonalt nivå.

Lønnsindeks (*Lønnsindeks*) er ein indeks for gjennomsnittleg månadslønn i *olje- og gassutvinning og bergverksdrift*. Lønnsindeksen viser kvartalsvis endring frå same periode året før og brukar slutten av kvartalet som referanseperioden (SSB, tabell 07219). Variabel har som mål å vise korleis lønningane til petroleumtilsette blir spegla av i bustadprisar. Sidan lønnsindeksen er gitt på nasjonalt nivå, vil den ikkje kunne reflektere fylkesforskjellar.

Folketilvekst (*Folktilvekst*) måler kvartalsvise endringar i folketal per fylke (SSB, tabell 01222).

Utlånsrente (*Rente*) er kvartalsvise rentesatsar i prosent. Variabelen er gitt på nasjonalt nivå og forklarar ikkje bustadprisar på tvers av fylka, men den kontrollerer likevel for viktige storleikar, nemleg korleis rentepolitikken påverkar den norske bustadmarknaden (SSB, Finansmarked; *Utvalgte norske rentesatser. Prosent*).

Arbeidsløyse (*Arbloyse*) viser kor stor prosent av arbeidsstyrken (inkl. innvandrarar) i landet som er utan arbeid. Variabelen er eit fylkestal og blir utarbeida per kvartal (SSB, tabell 04471 og 07115). Arbeidsløyse er dermed med på å forklare dei regionale prisforskjellane i bustadmarknaden.

Fullførte bustadar (*Fullforte\_bustad*) representerer talet på nye bustadar som enten har fått mellombels brukstillating eller er ferdigstilte (SSB, tabell 05889). Variabelen måler fullførte bustadar per kvartal og er gitt på fylkesnivå. Fullførte bustadar kan utgjere ein viktig forklaringsvariabel i modellen, då den har ein direkte påverknad på bustadtilbodet.

Hovudmålet med oppgåva er å avdekke korleis oljeprisen påverkar bustadprisar, noko som blir kontrollert gjennom forklaringsvariabelen oljepris. Vidare går eg ut ifrå at oljeprisen vil kunne påverke bustadmarknaden indirekte gjennom dei ovanfor nemnde forklaringsvariablane. Lønnsindeksen er ein variabel som vil kunne variere i takt med oljeprisen, der ein høgare oljepris vil kunne gi høgare lønnsindeks. Motsett tilfelle er det med

arbeidsløyse, der auke i oljeprisen kan bidra til lågare arbeidsløyse. Ein annan variabel som kan bli påverka av endringar i oljeprisen er utlånsrenta. Dårlige oljeprisutsikter kan føre til ulike politiske tiltak, som blant anna rentenedsetting. Også bustadbyggprosjekt kan bli påverka av endringar i oljeprisen, der ei auke i bustadtal kan gi to motsette utslag i bustadprisen. På den eine sida gjev ein høgare oljepris positive ringverknader i den norske økonomien, deriblant fleire investeringar i bustadar som fører til fleire bustadbyggprosjekt. Men på den andre sida vil fleire bustadbygg føre til at bustadtilbodet aukar og ut ifrå økonomisk teori gi lågare bustadprisar. Lågare bustadprisar gir igjen mindre insentiv til å sette i gang med bustadbygginga. Her oppstår det eit kausalitet spørsmål. Når det kjem til folketilveksten, blir denne variabelen sett på som uavhengig av utviklinga i oljeprisen, men er samstundes ein viktig storleik i bustadmarknaden. Dette fordi fleire studiar har påpeika at forholdet mellom bustadtal og folketal er relevant for utviklinga i bustadprisar.

I forkant av analysen, blir det tatt utgangspunkt i at ei auke i *Oljepris*, *Lonnsindeks* og *Folketilvekst* vil føre til auke i bustadprisar. Motsett med ei auke i *Rente*, *Arbloyse* og *Fullforte\_bustad* som vil ha ein negativ effekt på bustadprisar.

## 7.5 Deskriptiv statistikk

Denne delen av oppgåva vil beskrive deskriptiv statistikk for variablane på nivåform og i nominelle tal. Kvar variabel har 1 134 observasjonar.

**Tabell 1: Deskriptiv statistikk**

Variable	Gjennomsnitt	Skildring
<i>GjennKvm</i>	14836 (6485)	Gjennomsnittleg kvadratmeterpris på einebustad (avhengig variabel)
<i>Oljepris</i>	66,59 (32,66)	Oljepris per fat i amerikanske dollar for Crude Oil
<i>Lonnsindeks</i>	115,23 (22,07)	Lønnsindeks for gjennomsnittleg månadslønn, i olje- og gassutvinning og bergverksdrift
<i>Folketal</i>	259163 (139620)	Folketal ved inngangen av kvartal

<i>Rente</i>	5,59 (1,69)	Utlånsrenter i alt
<i>Arbloyse</i>	2,91 (0,89)	Prosentvis arbeidsløyse gitt arbeidsstyrken
<i>Fullforte_bustad</i>	75,99 (50,23)	Tal nye bustadbygg ved inngangen av kvartal

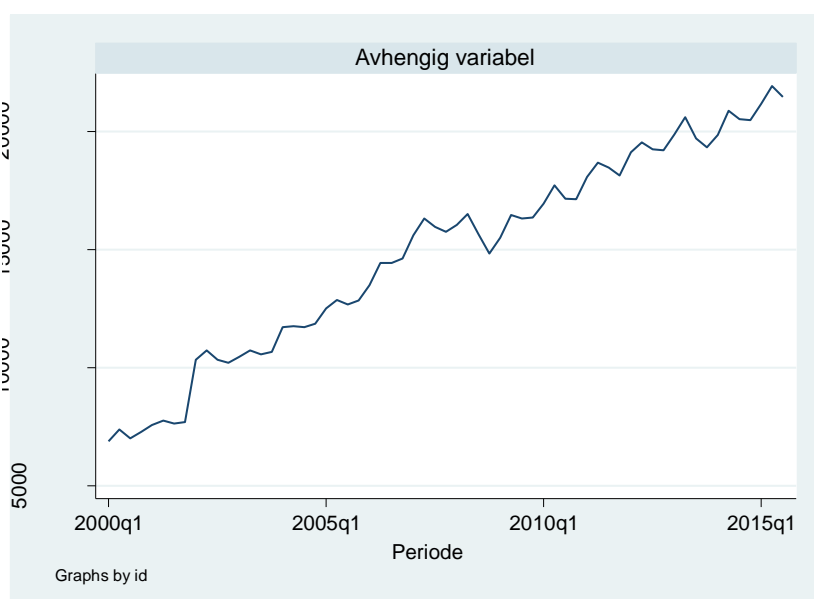
---

Tabell 1 viser ei gjennomsnittleg utvikling i variablar som blir brukt i den empiriske analysen. Variablane som er gitt på fylkesnivå representerer eit gjennomsnitt av alle dei 18 fylka som er med i datasettet. Det er likevel ikkje eit landsgjennomsnitt då modellen manglar eit fylke, og variablane er ikkje vekta. Ettersom bustadprisane varierer på tvers av fylka, vil eit fylke som har fleire bustadtal enn eit anna fylke bli underrepresentert i tabellen og gjennomsnittsprisen kan bli overvurdert/undervurdert. Variablane som er gitt på landsbasis representerer ein gjennomsnittleg verdi, basert på prognoseperioden. Vidare er variablane verken justert for sesongvariasjonar eller trend. Tal i parentes viser ein total variasjon rundt gjennomsnittet (standardavviket).

## 7.6 Utvikling i variablane over tid

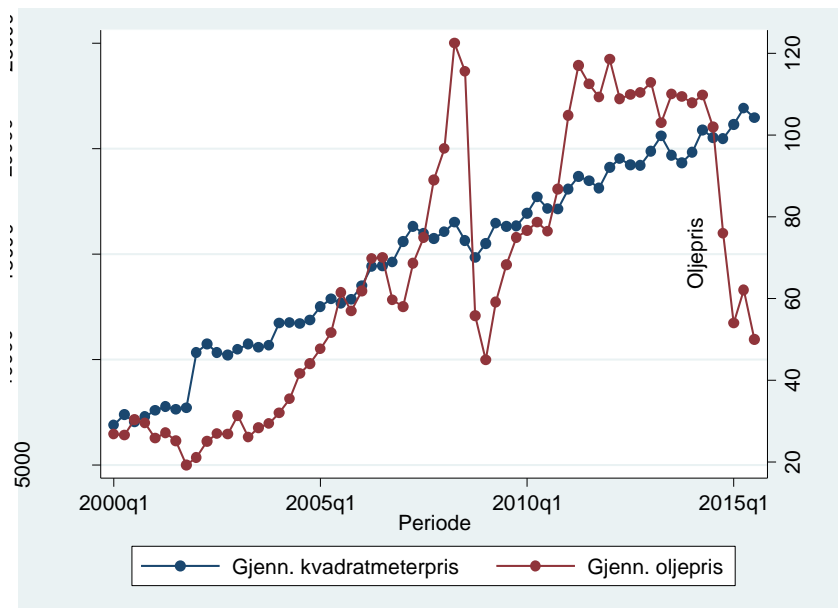
Dette avsnittet vil sjå nærmare på utviklinga i dei gjennomsnittlige variablane frå tabell1 for perioden 2000-2015. Ettersom oppgåva går ut ifrå at dei uavhengige variablane påverkar bustadprisar (avhengig variabel), er det av interesse å samanlikne utviklinga i bustadprisar med uavhengige variablar, for å sjå om dette er tilfelle. Ettersom utviklinga blir presentert grafisk, kan ein sjå om prognoseperioden har vore prega av stabil likevekt og gi nyttig informasjon om eventuelle tidsetterslep i bustadmarknaden.

**Figur 13: Utvikling i gjennomsnittleg kvadratmeterpris på ein bustad, 2000-2015**



Gjennomsnittleg utvikling i kvadratmeterpris på ein bustad har ein sterk positiv vekst, med små forstyrringar innimellom. Desse forstyrringane kan vere sesongvariasjonar, ettersom den gjennomsnittlege prisen pleier å vere høgast ved andre kvartal. Vidare er det to hopp i prisen som skil seg ut i grafen. Det fyrste er ei større prisauke mellom fjerde kvartal 2001 og fyrste kvartal 2002, der gjennomsnittskvadratmeterprisen gjekk frå 7 704,95kr til 10 335,67kr. Det andre prishoppet er eit fall i bustadprisen etter tredje kvartal 2007, som fyrst tok seg opp att i tredje kvartal 2009. I denne perioden fall prisen frå 13 018kr per kvadratmeter og nådde botn i tredje kvartal 2008 med 10 852kr per kvadratmeter. Dette bustadprisfallet skyldast mest sannsynleg finanskrisa. Den gjennomsnittlege kvadratmeterprisen på ein bustad var på sitt lågaste i fyrste kvartal 2000 og på sitt høgaste ved andre kvartal 2015.

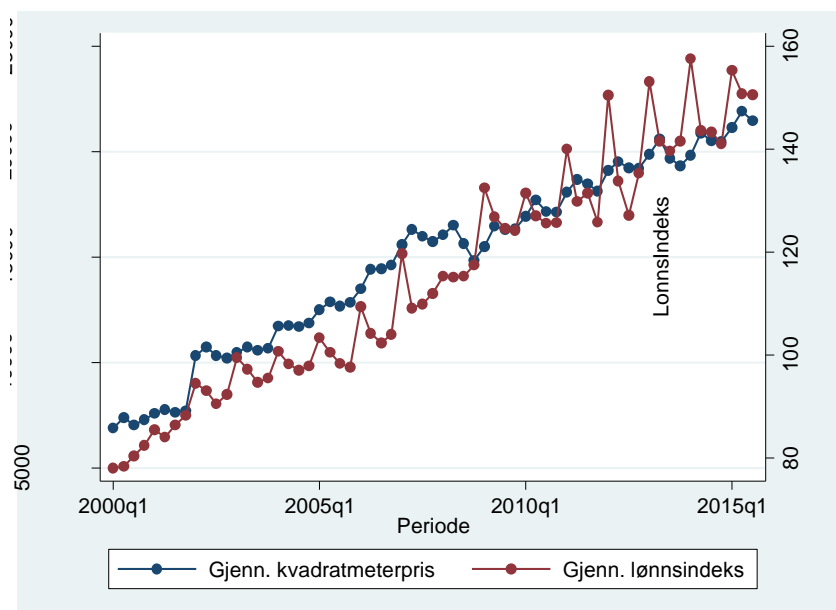
**Figur 14: Utvikling i gjennomsnittleg kvadratmeterpris på einebustad og gjennomsnittleg oljepris, 2000-2015**



Figur 14 framstiller gjennomsnittleg utvikling i bustadpris og oljepris, der oljeprisen har vore på sitt høgaste i andre kvartal 2008, og på sitt lågaste i fjerde kvartal 2001. Grafen viser at begge variablane har hatt ein stigande trend, men at stabiliteten i trenden har vore ulik. Oljeprisen har fluktuert meir og har hatt kraftigare hopp enn bustadprisen. Samstundes kan det sjå ut som at endringar i bustadprisar er prega av tidssetterslep i forhold til endringar i oljeprisen. Dette kjem tydeleg fram i grafen ved tredje kvartal 2014, som viser det store oljeprisfallet utan at det har gitt nokre store utslag i bustadprisane.

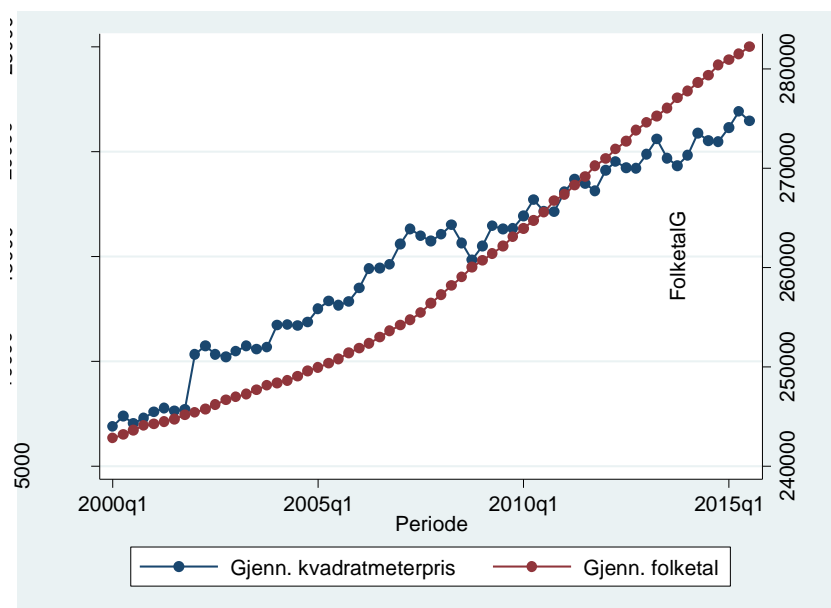


**Figur 15: Utvikling i gjennomsnittleg kvadratmeterpris på einebustad og gjennomsnittleg lønnsindeks for olje- og gassutvinning og bergverksdrift, 2000-2015**



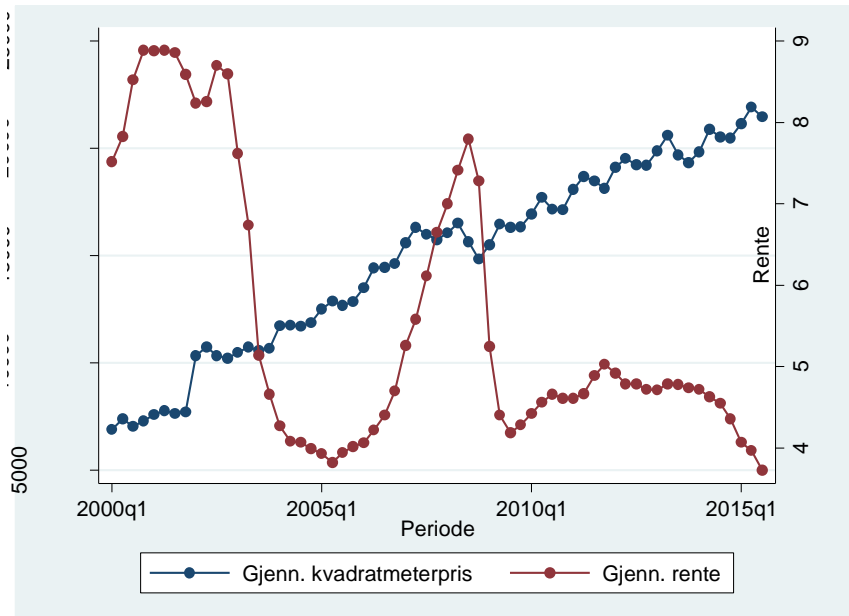
Utvikling i gjennomsnittleg lønnsindeks for tilsette i olje- og gassutvinning og bergverksdrift har på same måte som gjennomsnittleg kvadratmeterpris på einebustad, hatt ein tydeleg positiv trend i løpet av prognoseperioden. Variablane beveger seg relativt samla, men utviklinga er ikkje samanfallande. Lønnsindeksen er prega av fleire svingar og større utslag enn kva bustadprisen er. Ei mogleg forklaring på det kan vere at endringar i arbeidsmarknaden blir fortare spegla av i lønnsindeksen enn kva endringar i bustadmarknaden blir i bustadprisen. Den høgaste lønnsindeksen er observert i fyrste kvartal 2015, og den lågaste i fyrste kvartal 2000.

**Figur 16: Utvikling i gjennomsnittleg kvadratmeterpris på einebustad og gjennomsnittleg folketal, 2000-2015**



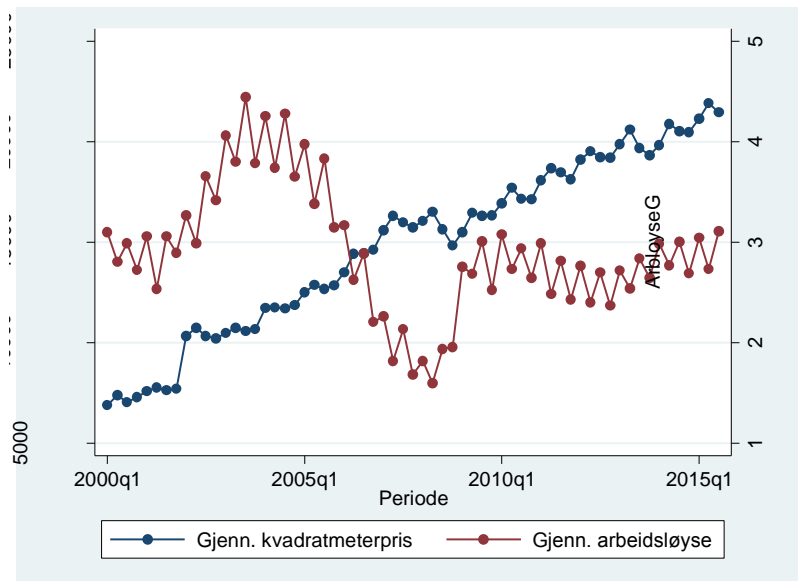
Som figur 16 viser, har variabelen gjennomsnittleg folketal hatt ei jam auke, med nokre små variasjonar mellom kvartala. Folketalet var på sitt lågaste i fyrste kvartal 2000 og på sitt høgaste i tredje kvartal 2015. Det er vanskeleg å seie noko konkret om korleis desse to variablane utviklar seg i forhold til kvarandre då folketalet har ein konstant og stabil vekst, medan bustadprisane fluktuerer litt.

**Figur 17: Utvikling i gjennomsnittleg kvadratmeterpris på einbustad og gjennomsnittleg utlånsrente 2000-2015**



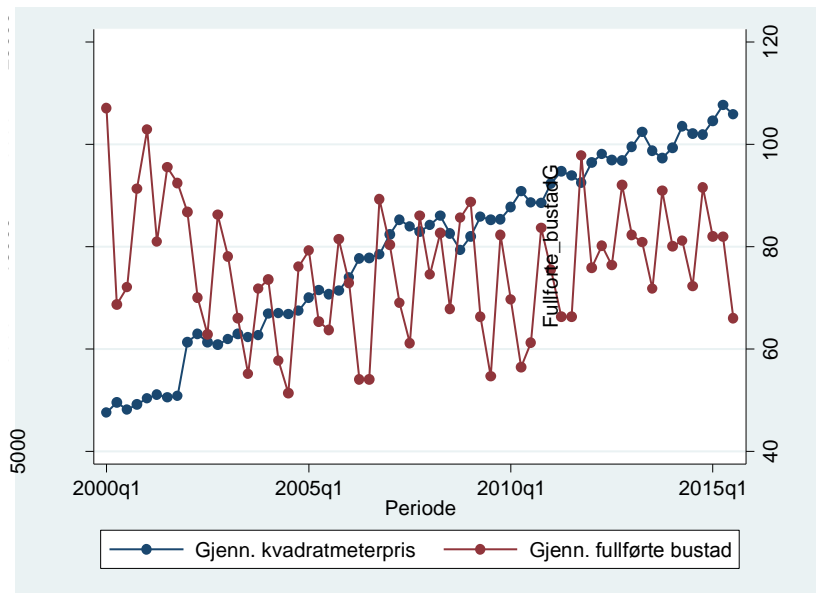
Utlånsrenta var på sitt høgaste i perioden 2000, fjerde kvartal fram til 2001, andre kvartal, medan den var på sitt lågaste i tredje kvartal 2015. Utlånsrenta har fluktuert ein del, men har ein klart fallande trend. Perioden 2003-2005 er prega av eit langvaring fall i utlånsrenta, der utlånsrenta nådde botn i andre kvartal 2005. Vidare har utlånsrenta hatt ei langvarig stigning fram til slutten av 2008. Etter det har rentenivået haldt seg meir stabilt. Ut ifrå figur 17 er det lite som tilseier at utviklinga i bustadprisane følgjer utviklinga i rentenivået.

**Figur 18: Utvikling i gjennomsnittleg kvadratmeterpris på ein bustad og gjennomsnittleg arbeidsløyse, 2000-2015**



Som det kjem fram av figur 18 har arbeidsmarknaden vore utsett for større forstyrringar enn bustadmarknaden, og den gjennomsnittlige utviklinga i arbeidsløysa har ikkje hatt ein eintydig trend. Lågast gjennomsnittleg arbeidsløyse var målt ved andre kvartal 2009 og høgast ved tredje kvartal 2004. Dersom makroøkonomisk teori leggast til grunn, vil ei negativ utvikling i arbeidsløysa føre til ei positiv utvikling i bustadprisane. Dette samsvarer til ein viss grad med utviklinga i variablane i grafen, kor eit fall i arbeidsløysa var etterfølgt av bustadprisoppgang, som i 2002 og 2006. Likevel er ikkje dette nok til å seie noko konkret om bustadprisane beveger seg i takt endringane i arbeidsløysa.

**Figur 19: Utvikling i gjennomsnittleg kvadratmeterpris på einebustad og gjennomsnittleg tal fullførte bustadar, 2000-2015**



Gjennomsnittleg tal på fullførte bustadar har ein svak fallande trend med betydelege variasjonar mellom kvartala. Talet på fullførte bustadar har nesten blitt halvvert i løpet av prognoseperioden, og hadde sin topp i fyrste kvartal 2000 og sin botn i fyrste kvartal 2005. Figur 19 viser at bustadprisane har ein tendens til auke når talet på fullførte bustadar er fallande, noko som stemmer med teorien om at eit lågare bustadtilbod vil kunne drive bustadprisane oppover. Det er likevel vanskeleg å stadfeste denne samanhengen ut ifrå bevegelsane til variablane i grafen.

Innleiingsvis blei det nemnd at grafisk framstilling kan vise om utviklinga i variablane har hatt stabil likevekt eller ikkje. Gitt grafane i oppgåva, vil ikkje dette vere tilfelle på grunn av trendar og kvartalsvise variasjonar i variablane.

## 8. Empirisk analyse

I dette kapitlet vil resultat frå den empiriske analysen bli presentert og diskutert. Eg har estimert effekten av forklaringsvariablar i fire omgangar, for både FE- og RE-modell og MKM. Fyrst blei det gjort ein ordinær FE-,MKM- og RE-regresjon av forklaringsvariablane på logaritmisk form ( $\ln$ ), som beskrive i delkapittel 6.2. Vidare blei dei tre modellane nytta på variablar på differanseform. Dette for å unngå problemet med høg autokorrelasjon i datasettet. Deretter blei regresjonsmodellane utvida med lagga verdiar på den avhengige variabelen og på forklaringsvariabelen, *Fullforte\_bustad*. Bakgrunnen for dette var å sjå om bustadprisar reagerer med etterslep (dynamisk effekt) og om forklaringsvariabelen har eit endogenitetsproblem (simultanitet). Til slutt blei tre sesongdummyar inkludert i regresjonsmodellane, dette for å unngå sesongmønster i datasettet.

Kapitelet startar med å gi ei oversikt over dei grunnleggjande resultata frå høvesvis FE-og RE- modellen og MKM. I neste avsnitt blir det utført ein analyse av modellane. Dette på bakgrunn av funn i det teoretiske rammeverket (kapittel 6), som tilseier at MKM kan vere eit dårleg alternativ ved paneldatasett. Deretter viser kapitlet korleis modellane blir utvida gjennom tilrettelegging av variablane, for å unngå spuriøs regresjon. Hovudresultata av utvida FE- og RE-modell blir presentert i avsnitt 8.5, tabell 3. Dette gir ei fullstendig oversikt over korleis forklaringsvariablar påverkar bustadprisar. Tolkinga av problemstillinga i oppgåva vil basere seg på FE-modellen, ettersom modellen står fram som den mest attraktive gitt datasettet og testane av modellane. Kapitelet blir avslutta med separate regresjonar av fylke. Målet er å finne moglege drivarar bak forskjellar i bustadprisar på tvers av fylka.

### 8.1 Grunnleggjande resultat

Tabell 2 presenterer resultat frå både FE-, MKM- og RE-regresjonen. Den avhengige variabelen er logaritmen av gjennomsnittleg kvadratmeterpris på ein bustad (*lnGjennKvm*). Alle regresjonar inkluderer dei same forklaringsvariablane. Fokuset er retta mot estimeringa av alle parametar, då desse prøver å forklare utviklinga i bustadprisar.

**Tabell 2: Regresjonsresultat frå grunnleggjande bustadprismodell**

	<i>MKM</i>	<i>FE</i>	<i>RE</i>
<i>lnOljepris</i>	0.1478*** (0.021)	0.0904*** (0.011)	0.0910*** (0.011)

<i>Lonnsindeks</i>	0.0022* (0.001)	0.0031*** (0.000)	0.0031*** (0.000)
<i>lnFolketal</i>	0.4361*** (0.016)	0.0012 (0.326)	0.2460* (0.138)
<i>lnRente</i>	-0.0176*** (0.005)	-0.0394*** (0.005)	-0.0402*** (0.004)
<i>lnArbloyse</i>	0.0169* (0.009)	-0.0518*** (0.011)	-0.0537*** (0.009)
<i>lnFullforte_bustad</i>	-0.1220*** (0.012)	-0.0282** (0.011)	-0.0322*** (0.008)
<i>Trend</i>	0.0093*** (0.002)	0.0084*** (0.001)	0.0078*** (0.001)
<i>_cons</i>	3.5374*** (0.228)	9.0012** (3.972)	6.0225*** (1.693)
<i>R<sup>2</sup></i>	0.794	0.920	
<i>N</i>	1134	1134	1134

\*indikerer signifikans på 10 prosentnivå; \*\* indikerer signifikans på 5 prosentnivå;  
\*\*\*indikerer signifikans på 1 prosentnivå. Robuste standardfeil i parentes.

I alle modellane er oljepriskoeffisienten positiv og sterkt signifikant, noko som betyr at ei auke i oljeprisen fører til ei auke i bustadprisen. Resultatet er som venta frå teoridelen. Koeffisienten i MKM er noko høgare enn i dei to andre modellane.

Den estimerte lønnsindeksen er positiv i alle modellane, men signifikansnivået i MKM avvik frå dei to andre modellane. Vidare ser ein at lønnskoeffisienten er på 0,0022 i MKM og på 0,0031 i dei to andre modellane, ein nokså låg verdi. Lønnsindeksen har dermed har ein liten positiv effekt på bustadprisen.

Korleis folketalet påverkar bustadprisen varierer ein del mellom modellane. Medan folketaalkoeffisienten er positiv og signifikant på 1 prosentnivå i MKM, er koeffisienten nesten halvert og kun signifikant på 10 prosentnivå i RE-modellen. Det betyr at ei auke i folketalet fører til auke i bustadprisen, noko som stemmer med funn frå tidligare forskning. Om ein derimot tek utgangspunktet i FE-modellen, har folketalet ingen effekt på bustadprisen. Resultatet frå FE-modellen stemmer overeins med trenden vist i figur 17, kor det var vanskeleg å sjå noko samanheng mellom folketalet og bustadprisen.

Rentekoeffisienten er negativ og sterkt signifikant i alle modellane. Koeffisienten i RE-modellen er noko høgare enn i FE-modellen og meir enn dobbelt så høg enn i MKM. Dette tyder på at ei renteauke har ein negativ effekt på bustadprisen og resultatet er dermed som venta.

Det vil vere naturleg å anta at ei auke i arbeidsløyse vil påverke bustadprisen negativt, noko som stemmer overeins med resultatata frå FE- og RE-modellen, der arbeidsløyseparameteren er negativ og sterk signifikant. Det er likevel ikkje tilfelle i MKM, som viser eit positivt forteikn og eit signifikansnivå på berre 10 prosent.

Koeffisienten for fullførte bustadar er negativ og sterk signifikant i alle modellane. Resultatet støtter dermed økonomisk teori, om at ei auke i talet på bustad aukar bustadtilbodet og fører til lågare bustadpris. Vidare viser modellane ingen teikn til kausalitet mellom variablane.

Som det kjem fram i tabell 2, er dei estimerte effektane i FE- og RE-modellane meir eller mindre like, bortsett får ein betydeleg signifikansforskjell på folketaletparameteren. Det at koeffisientane er nokså like kan gi estimatorar som ikkje er signifikant forskjellig frå kvarandre.

## 8.2 Val av modellane

Hovudessensen i den grunnleggjande framstillinga av koeffisientane i tabell 2, var å vise skilnaden i dei tre regresjonsmodellane: FE- og RE-modellen og MKM. Som eg nemnde i kapittel 6, er det mest vanleg å bruke anten FE- eller RE-modell på paneldata, sidan det er stor sannsyn for at MKM vil gi forventingsskeive estimatorar. I dette avsnittet vil dei tre modellane bli vurdert opp mot kvarandre, for å finne den modellen som passar best til datasettet i oppgåva.

Eg starter analysen med å utføre ein F-test på FE-modell, ved *xtreg* kommando i STATA. Testobservatoren viser ein verdi på 206 og er signifikant på 1 prosentnivå. Det betyr at nullhypotesen kan forkastast då det finst ein fast effekt i data.<sup>52</sup> FE-modell er å føretrekke framfor MKM.

Vidare analyserer eg RE- modell og MKM, ved å utføre ein Breusch-Pagan -test, ved *xttest0* kommando i STATA. Testobservatoren viser ein verdi på 15 971 og er signifikant på 1

---

<sup>52</sup> Sjå delkapittel 6.9 for F-test og i appendiks A.3.2 for STATA test.



prosentnivå.<sup>53</sup> Dette betyr at det er signifikant tilfeldig heterogenitet i data og at nullhypotesen blir forkasta. Av denne grunn bør RE-modell nyttast framfor MKM.

Til slutt tar eg føre meg Hausman-test, som samanliknar FE- og RE-modell. Testen blir utført ved bruk av kommando *hausman* i STATA. Resultatet viser at det er ein forskjell i estimatorane då testobservatoren har ein verdi på 63,81 og er signifikant på 1 prosentnivå.<sup>54</sup> Nullhypotesen kan forkastast og FE-modell er meir effektiv enn RE-modell, gitt datasettet i oppgåva.

Verbeek (2012, s. 384-385) påpeikar at Hausman-testen gir ikkje eit eintydig svar og ein bør difor vere varsam med tolkinga av resultatet. Det er nemleg mogleg å basere seg på modellspekifikasjonar (Bårdsen & Nymoen, 2014). Ein kan for eksempel gå ut ifrå at dei individuelle effektane er uavhengige av forklaringsvariablar. Vidare står valet mellom effisient estimering (FE-modell) og om å unngå skeive estimatorar (RE-modell).

I denne oppgåva vil det vere av interesse å bruke FE-modell framfor RE-modell, då det er moglegheit for at  $x_{it}$  og  $\alpha_i$  er korrelert. RE-modellen ignorerer denne korrelasjonen, og kan difor gi ineffisiente estimatorar. Ved store utval i modellen, er det vanleg å prioritere forventingsrett estimering, sidan standardavvik til estimatorane uansett vil bli små på grunn av utvalsstorleiken. I tillegg tolkar FE-modellen fylke som *one of a kind*, og ikkje som eit tilfeldig utval frå ein underliggjande populasjon, då verdiane for er vilkårsbundne. RE-modellen har derimot ikkje vilkårsbunden tilnærming av  $\alpha_i$ s og integrerer den ut. Det betyr at RE-modellen ikkje er interessert i eit spesielt fylke  $i$ , men heller i eit viklårleg fylke  $i$  med visse karakteristika. I grove trekk er sjansane for å få forventningsrette og konsistente estimat størst når ein nyttar FE-modellen. Av denne grunn har eg valt å bruke FE-modellen.

### 8.3 Tilrettelegging av bustadprismodell

Som nemnt i kapittel 6, kan ulike utfordringar dukke opp ved bruk av tidsserie- og paneldata. Desse kan gjere til at ein blant anna går glipp av samanhengen mellom variablane, eller får forventingskeive- og/eller ineffisiente estimatorar. Før eg estimerer FE- og RE-modellen, ønskjer eg å korrigere bustadprismodellen for heteroskedastisitet, autokorrelasjon, dynamiske

---

<sup>53</sup> Sjå delkapittel 6.10 for Breusch-Pagan Multiplier-test og i appendiks A.3.4 for STATA test.

<sup>54</sup> Sjå delkapittel 6.8 for Hausman-test og i appendiks A.3.3 for STATA test.

effektar, simultanitet og sesongmønster. Dette blir gjort ved å leggje til rette variablane i bustadprismodellen.

For å unngå problemet med heteroskedastisitet i datasettet, estimerer eg bustadprismodellen ved bruk av robuste standardfeil. Dette blir gjort gjennom kommando *robust* i STATA. Vidare kan bruk av robuste standardfeil også korrigere for autokorrelasjon. Eg utfører ein Wooldridge-test i STATA, *xtserial* kommando, for å teste datasettet for autokorrelasjon. Testobservatoren er signifikant på 1 prosentnivå og nullhypotesen om at det ikkje finst noko autokorrelasjon i feilledda må forkastast. For å rette opp i korrelerte feilledd, kan ein blant anna bruke variablar på differanseform.<sup>55</sup> I oppgåva enda eg opp med å differanseform på alle variablar, då dette gav lågast autokorrelasjon.<sup>56</sup> Likevel er testobservatoren signifikant på 5 prosentnivå, og det finst framleis autokorrelasjon i feilledda. Estimata vil ikkje lenger vere BLUE, men dei vil vere forventingsrette.

Ut i frå mine estimeringar, gir ikkje bustadprismodellen tilfredstillande resultat og det er grunn til å tru at den avhengige variabelen reagerer med eit tidsetterslep på endringar i forklaringsvariablar. Eg vel difor å inkludere lagga endogen variabel ( $\ln GjennKvm_{it-1}$ ), i bustadprismodellen, for å fange opp eventuelle tregleikar i bustadmarknaden. Bustadprismodellen blir dermed utvida til ein dynamisk lineær modell, som vist i delkapittel 6.11.

Den dynamiske strukturen i modellen kan også løyse problemet med simultanitet. Ettersom det er moglegheit for endogenitetsproblem i bustadprismodellen, mellom tal på fullførte bustad og bustadprisen, ønskjer eg å korrigere modellen for eventuell simultanitet. Eg inkluderer dermed variabelen  $\ln Fullforte\_bustad_{it-1}$ , som er datert i ein tidligare periode, lagga eksogen variabel.

Ettersom det er ikkje tatt omsyn til paneldimensjonen i datasettet, er det tenleg å inkludere sesongdummyar i bustadprismodellen. For kvartalsvise observasjonar er det vanleg å bruke tre dummyar for tre av dei fire kvartala, og bruke det utelate kvartalet som referanse. I oppgåva er det fjerde kvartalet brukt som referansekvartalet.

---

<sup>55</sup> Differensierte variablar kan skrivast som følgjande:  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ , for alle variablane. ette gir følgjande bustadprismodell:  $\Delta y_{it} = \beta_0 + \Delta X'_{it}\beta + \Delta u_{it}$

<sup>56</sup> Autokorrelasjon gjekk frå 315,76 til 5,6. Sjå i appendiks A.3.5 for Stata test.

## 8.4 Utvida bustadprismodell

Eg har brukt det same datasettet til å estimere ei rekke modellar, med ulike lagga variablar for fleire periodar, med ulike differensierte variablar og med sesongdummyar. Bakgrunnen for dette er å finne ein bustadprismodell som best mogleg forklarar samanhengen mellom variablane og samstundes oppfyller kravet om forventingsrette og effisiente estimatorar. I tillegg har eg prøvd å inkludere ein multivariabel for å kunne måle den direkte effekten av oljeprisen på fylkesnivå (sjå kapittel 7.2). Dette blei gjort for å sjå om bustadprisforskjellar mellom fylka kan bli forklart av oljeprisen. Data på petroleumtilsette som var omfattande nok, var tversnittdata og gjaldt kun for eitt år (2014). Den samansette multivariabelen gav lite truverdige koeffisientar og vanskeleg tolkbare resultat. Eg har difor ekskludert variabelen frå bustadprismodellen. På bakgrunn av dette, har eg landa på følgjande bustadprismodell:

$$\Delta \ln GjennKvm_{it-1} = \beta_0 + \Delta \beta_1 \ln Oljepris_t + \Delta \beta_2 \ln Lonnindeks_t + \Delta \beta_3 \ln Folketilvekst_{it} + \Delta \beta_4 \ln Rente_t + \Delta \beta_5 \ln Arbloyse_{it} + \Delta \beta_6 \ln Fullforte\_bustad_{it-1} + \beta_7 trend_t + u_{it} + \beta_8 S1 + \beta_9 S2 + \beta_{10} S3 \quad (8.1)$$

## 8.5 Utvida FE- og RE-modell

På bakgrunn i testresultata frå delkapittel 8.2 kom eg fram til at FE-modellen passar best til datasettet i oppgåva. Det kan likevel vere nyttig å sjå på RE-modellen for å undersøkje forskjellar. I denne delen av oppgåva blir resultata frå den utvida bustadprismodellen presentert, gitt FE- og RE-modellen. Resultata frå den utvida FE-modellen vil bli samanlikna med resultata frå den grunnleggjande FE-modellen (frå delkapittel 8.1), og til ei viss grad med den utvida RE-modellen.

**Tabell 3: Regresjonsresultat frå utvida bustadprismodell**

	<i>FE</i>	<i>RE</i>
<i>lnOljeprisDiff</i>	0.0484*** (0.005)	0.0474*** (0.005)
<i>LonnindeksDiff</i>	0.0021*** (0.000)	0.0021*** (0.000)
<i>lnFolketalDiff</i>	-2.6230 (2.521)	-1.0353 (1.118)

<sup>57</sup> Lagga variablar i bustadprismodellen er oppgitt som følgje:  $\ln GjennKvm_{it-1}$ ,  $\ln GjennKvm_{it-2}$ ,  $\ln GjennKvm_{it-3}$ .  $\beta_8 S1 + \beta_9 S2 + \beta_{10} S3$  står for sesongdummyar, for dei tre første kvartala, fjerde kvartal er referanse.

<i>RenteDiff</i>	-0.0062** (0.002)	-0.0068*** (0.002)
<i>ArbloyseDiff</i>	-0.0182** (0.008)	-0.0196*** (0.008)
<i>lnFullforte_bustadDiff</i>	0.0040 (0.007)	0.0040 (0.007)
<i>Trend</i>	-0.0002 (0.000)	-0.0002*** (0.000)
<i>D.lnFullforte_bustadLag1</i>	-0.0081 (0.006)	-0.0082 (0.006)
<i>D.lnFullforte_bustadLag2</i>	-0.0055 (0.005)	-0.0053 (0.005)
<i>D.lnFullforte_bustadLag3</i>	0.0006 (0.005)	0.0006 (0.005)
<i>D.lnGjennKvmLag1</i>	-0.0544*** (0.013)	-0.0540*** (0.012)
<i>D.lnGjennKvmLag2</i>	0.0014 (0.015)	0.0031 (0.015)
<i>D.lnGjennKvmLag3</i>	-0.0183** (0.008)	-0.0177** (0.007)
<i>1.q</i>	0.0775*** (0.011)	0.0798*** (0.011)
<i>2.q</i>	0.0379*** (0.007)	0.0393*** (0.007)
<i>3.q</i>	-0.0092 (0.010)	-0.0074 (0.009)
<i>4.q</i>	0.0000 (.)	0.0000 (.)
<i>_cons</i>	-0.0076 (0.009)	-0.0102 (0.009)
<i>R<sup>2</sup></i>	0.331	
<i>N</i>	1113	1113

\*indikerer signifikans på 10 prosent nivå; \*\* indikerer signifikans på 5 prosent nivå;  
\*\*\*indikerer signifikans på 1 prosent nivå. Robuste standardfeil i parentes.

Bustadprismodellen føreset at veksten i bustadprisen vil auke med 4,84 prosent dersom

oljeprisen aukar med eitt prosentpoeng, noko som er i tråd med spesifikasjonane i modellen. Samanlikna med den grunnleggjande FE-modellen er koeffisienten nesten halvert.

Lønnsindeksen har same forteikn og har like sterkt signifikansnivå som ved den førre FE-modellen, men sjølve forklaringskrafta til variabelen har blitt noko lågare. Ei einingsauke i lønnsindeksen fører til ei auke i bustadprisen på 0,2 prosent. Variabelen påverkar bustadprisen som forventta, men sjølve effekten er liten.

Folketalkoeffisienten er framleis ikkje signifikant ulik null, men koeffisienten har skifta forteikn. Det betyr at dersom koeffisienten hadde vore signifikant, ville ei auke i folketalet redusert bustadprisen. Dette stemmer ikkje overeins med den økonomiske teorien og kva som var antatt på forhand. Samstundes stemmer resultatet med deskriptiv statistikk (kapittel 7.5), kor det var vanskeleg å slå fast korleis folketalet påverkar bustadprisen.

Effekten av ei renteauke på eitt prosentpoeng gir ein liten reduksjon på kun 0,62 prosent i bustadprisen. Koeffisienten er signifikant negativt og både signifikansnivået og verdien på koeffisienten har blitt lågare i forhold til den grunnleggjande FE-modellen. Vidare samsvarar effekten av ei renteauke på bustadprisen med kva som er utgangspunktet i oppgåva.

Koeffisienten på arbeidsløyse har blitt betydeleg lågare, samanlikna med den opphavlege koeffisienten i FE-modellen. I tillegg er også signifikansnivået lågare no enn før. Arbeidsløyse har ein negativ effekt på bustadprisen, noko som er i tråd med forventingane i modellen.

I den grunnleggjande FE- modellen var fullførte bustad-koeffisienten negativt signifikant på 1 prosentnivå. Dette er ikkje tilfelle i den utvida FE- modellen, då koeffisienten verken er negativ eller signifikant. Resultatet er ikkje så uventa, ettersom eg tidligare var inne på mogleg kausalitetsproblem mellom denne og den avhengige variabelen. Det som er uventa, er at den lagga fullførte bustad-variabelen ikkje løyser dette problemet. Som det kjem fram av modellen har eg prøvd med lagga variablar for tre periodar utan hell. Dermed er det vanskeleg å seie noko konkret om korleis fullførte bustadar påverkar bustadprisen.

Som nemnt i delkapittel 6.11, bør ein ta omsyn til mogleg tregleikar i bustadprismodellen. Dette blei gjort i den utvida FE-modellen, ved å inkludere den avhengige variabelen på lagga form. Koeffisienten  $D.lnGjennKvmLag1$  er negativt signifikant, noko som betyr at bustadprisen frå førre kvartal fører til ein reduksjon i bustadprisen på 5,4 prosent i noverande kvartal. Vidare er  $D.lnGjennKvmLag3$  koeffisienten noko svakare og har lågare signifikans, men same forteikn. Resultatet tyder på at bustadprisen frå tre kvartal tidligare reduserer bustadprisen med 1,83 prosent i noverande kvartal, medan  $D.lnGjennKvmLag2$ -koeffisienten ikkje er signifikant. Desse resultatane er i strid med utviklinga i bustadprisen for prognoseperioden (sjå figur 13), ettersom bustadprisen har vore prega av ein nesten kontinuerleg vekst. Det kan likevel tenkjast at forteiknet til dei to koeffisientane er riktig, ved at ein høg bustadpris i eit tidligare kvartal gir forventningar om ein høg pris også i neste kvartal. Det kan skremme potensielle bustadkjøparar og gi insentiv til å vente med bustadkjøpet, noko som vil resultere i lågare aktivitet i bustadmarkanden i neste kvartal og dermed lågare bustadpris.

Sesongdummyar for fyrste og andre kvartal er positivt signifikante, medan sesongdummyen for tredje kvartal ikkje er signifikant ulik null. Resultatet indikerer at bustadprisen i fyrste og andre kvartal er høgare enn i fjerde kvartal, der bustadprisane i fyrste kvartal er 7,75 prosent høgare enn ved fjerde kvartal. Vidare er prisen på bustader 3,8 prosent høgare i andre kvartal enn i fjerde kvartal. Dette stemmer ikkje heilt med kva som blei funne i delkapittel 6.6, at bustadprisen pleier å vere høgast ved andre kvartal.

For å oppsummere så har nokre variablar i den utvida FE-modellen gitt uventa resultat, som ikkje stemte med spesifikasjonar og tidligare funn. Det gjeld fyrst og fremst folketalet og bustadtalet. Samstundes har alle dei signifikante variablane riktig forteikn. Den mest interessante koeffisienten, gitt problemstillinga i oppgåva, er oljepriskoeffisienten. Utvida FE-modell viser at oljeprisen har ein nokså stor forklaringskraft i forhold til dei andre variablane i modellen.

Utvida FE-modell gir forskjellig resultat samanlikna med den grunnleggjande FE-modellen. Den største skilnaden er fullførte bustad-koeffisienten, som gjekk frå å vere sterk negativ signifikant (-0.0282), til å skifte forteikn og ikkje signifikant ulik null. Også folketalkoeffisienten skifta forteikn, men denne var uansett ikkje signifikant frå før av. Ser ein vidare på trendkoeffisienten er den ikkje lenger positiv signifikant, noko som var tilfelle i den grunnleggjande FE-modellen. Dette har sin naturlege forklaring i sesongdummyar, som blei

inkludert i den utvida FE-modellen, og som fangar opp sesongmønster i datasettet. Alle koeffisientane i den utvida FE-modellen har fått lågare verdiar og forklaringskrafta til modellen har falle betydeleg, frå 92 prosent til 33,1 prosent. Dette kan tyde på at den grunnleggjande FE-modellen var prega av korrelasjon mellom variablane og at estimatoren var ineffisient.

Samanliknar ein resultatata frå den utvida FE-modellen med den utvida RE-modellen, kan ein sjå at koeffisientane er nokså like. Dette stemmer med ovanfor nemnt usikkerheit (kapittel 8.2), knytt til Hausman-testen, kor testen ikkje gir eit eintydig svar på kva for modell ein bør bruke.

## 8.6 Bustadprismodell på utvala fylke

Som nemnt i byrjinga av kapittelet, har eg utført separate regresjonar av bustadprismodellen for kvart enkelt fylke. Dette blei gjort ved bruk av MKM, då bustadprismodellen for eitt enkelt fylket består av tidsseriedata og ikkje paneldata. MKM er dermed å føretrekke, samstundes som modellen kan samanliknast med FE-modellen, sidan dei er like mekanisk.

Fyrst og fremst, så er resultatata frå MKM, nokså svake og veldig varierende mellom fylka (sjå i appendiks A.3.8). 13 av 18 fylke har kun to signifikante koeffisientar, noko som er årsaka til kvifor eg ikkje går nærmare inn på kvart enkelt fylke. Vidare skil Hordaland, Oslo og Rogaland seg ut, med flest signifikante koeffisientar. Avsnittet vil difor ta føre seg desse tre fylka. Før eg går i gang med denne utgreiinga ønskjer eg i grove trekk presentere resultatata for alle fylka.

Det er variasjonar mellom fylka i kva for koeffisientar som er signifikante. Likevel viser resultatata at dei fleste fylka har minst éin positiv signifikant sesongdummy, enten for fyrste eller for andre kvartal, noko som stemmer overeins med den utvida FE-modellen. Dette kan vere eit teikn på at bustadprisar i nesten alle fylke er prega av sesongtrend, med høgast bustadpris i fyrste- og andre kvartal. Unntaket er Finnmark og Hordaland, som ikkje har nokon signifikante sesongdummyar, og Nord-Trøndelag har ein negativ signifikant sesongdummy for tredje kvartal.

Vidare kan ein sjå at dei fleste koeffisientane som er signifikante har riktig forteikn, og samsvarar med koeffisientane i den utvida FE-modellen. Det som er mest overraskande er den positiv signifikante koeffisienten for arbeidsløyse for Nord-Trøndelag, som tilseier at eitt

prosentpoeng auke i arbeidsløyse vil føre til 6,26 prosent auke i bustadprisen. Men når dette er sagt, så er koeffisienten signifikant på kun 10 prosentnivå.

Det ville vere mest hensiktsmessig å samanlikne dei tre fylka som har hatt størst, middels og lågast bustadprisvekst, høvesvis Oslo, Akershus og Vest-Agder, for finne årsaka til bustadprisforskjellar på tvers av fylka. Men dette lar seg ikkje gjere då resultatata i oppgåva for dei to sistnemnde fylka er svake og uråd å samanlikne. Ei anna interessant samanlikning ville ha vore mellom dei fylka som har flest og minst petroleumssysselsette, gitt året 2014, som Hordaland, Rogaland og Hedmark og Østfold. Men også her er dei mangelfulle resultatata eit problem for dei to sistnemnde fylka.

Tabellen under viser resultatata frå MKM-estimeringa for Hordaland, Oslo og Rogaland.

**Tabell 4: Regresjonsresultat frå utvida bustadprismodell for utvala fylke**

	Hordaland	Oslo	Rogaland
lnOljeprisDiff	0.0615* (0.036)	-0.0028 (0.040)	0.0551** (0.026)
LonnsindeksDiff	0.0012 (0.002)	0.0017 (0.002)	0.0000 (0.001)
lnFolketalDiff	-30.1399*** (5.107)	-6.0889 (3.946)	13.3145*** (4.329)
RenteDiff	0.0097 (0.011)	0.0037 (0.026)	-0.0124 (0.008)
ArbloysDiff	0.0322 (0.038)	-0.0624* (0.032)	-0.0398** (0.018)
lnFullforte_bustadDiff	0.0033 (0.030)	0.0146** (0.007)	-0.0394 (0.033)
Trend	0.0007* (0.000)	0.0001 (0.000)	-0.0008** (0.000)
D.lnFullforte_bustadLag1	-0.0716** (0.031)	0.0145 (0.010)	-0.0382 (0.034)
D.lnFullforte_bustadLag2	-0.0662* (0.036)	0.0231** (0.011)	-0.0375 (0.030)
D.lnFullforte_bustadLag3	-0.0918*** (0.022)	0.0131 (0.010)	-0.0443* (0.024)



D.lnGjennKvmLag1	-0.2427*** (0.053)	-0.2885* (0.172)	-0.0630** (0.027)
D.lnGjennKvmLag2	-0.0518 (0.065)	-0.2870* (0.161)	0.0084 (0.027)
D.lnGjennKvmLag3	-0.1257* (0.069)	-0.1647 (0.161)	-0.0370 (0.023)
1.q	0.0110 (0.033)	0.0570** (0.021)	0.0616*** (0.017)
2.q	0.0226 (0.024)	0.0537*** (0.019)	0.0022 (0.013)
3.q	-0.0590 (0.037)	0.0414 (0.036)	0.0064 (0.018)
4.q	0.0000 (.)	0.0000 (.)	0.0000 (.)
_cons	0.0889*** (0.033)	0.0068 (0.039)	-0.0209 (0.020)
$R^2$	0.755	0.387	0.677
$N$	62	62	62

*\*indikerer signifikans på 10 prosent nivå; \*\* indikerer signifikans på 5 prosent nivå; \*\*\*indikerer signifikans på 1 prosent nivå. Robuste standardfeil i parentes.*

Oljepriskoeffisienten er signifikant positiv for dei to fylka som har flest petroleumtilsette, nemleg Rogaland og Hordaland, og resultatet samsvarer med den utvida FE-modellen.<sup>58</sup>

Folketalkoeffisienten viser to motsette effektar på bustadprisen. Medan koeffisienten er unormal høg og negativ signifikant for Hordaland, er den nokså høg men positiv signifikant for Rogaland. At ei auke i folketalet skal gi lågare bustadpris er lite sannsynleg og resultatata har ikkje opplagte forklaringar.

Arbeidsløyskoeffisienten har same effekt på bustadprisen i Oslo og Rogaland, som den har på gjennomsnittet av fylka. Koeffisienten er nokså høg i forhold til koeffisienten i den utvida FE-modellen.

<sup>58</sup> Rogaland hadde 99 200 petroleumtilsette, noko som utgjorde 40 prosent av alle busette i fylket. Vidare hadde Hordaland 56 700 petroleumtilsette, noko som utgjorde 21 prosent av busette i fylket. Tala er for 2014, (Blomgren, et al., 2015).

Tal på fullførte bustadar har ein liten positiv signifikant effekt, men kun i Oslo. Her gir ein prosent auke i fullførte bustad 1,5 prosent auke i bustadprisen, det omvendte av kva teorien seier. Dette kan vere teikn på omvendt kausalitet i bustadprismodellen, som eg var inne på tidligare.

Vidare viser dei lagga koeffisientane for fullførte bustadar nokså ulike resultat for alle tre fylka og samsvarer ikkje med den utvida FE-modellen. Koeffisientane er negativt signifikante i Hordaland og Rogaland, der effekten er nokså stor i Hordaland. I Oslo er koeffisienten derimot positiv, og støtter vidare påstanden om mogleg kausalitet.

Dei lagga koeffisientane for gjennomsnittleg kvadratmeterpris er like på tvers av fylka, i den forstand at alle er negativ signifikante. Men sjølve effekten og signifikansnivået er varierende, der høg bustadpris i førre kvartal har klart størst negativ effekt på bustadprisen i novarande kvartal i Hordaland.

Det er vanskeleg å seie noko konkret om korleis oljeprisen påverkar bustadprisen på fylkesnivå, då ingen av oljepriskoeffisientane er signifikante på 1 prosentnivå for dei 18 fylka i modellen. Koeffisienten er derimot signifikant på 5 prosentnivå i Oppland, Rogaland og Telemark. Vidare er den effekten størst i Oppland og Telemark, noko som er overraskande med tanke på tal petroleumtilsette i fylka, høvesvis 1 prosent og 7 prosent.<sup>59</sup>

Oslo har nokså mange petroleumtilsette (9 prosent) og er det fylket som har vore lengst prega av høg bustadprisvekst, men likevel er ikkje oljekoeffisienten signifikant.<sup>60</sup>

I tillegg er Oslo prega av det lågaste forholdet mellom bustadtal og folketal, noko som kan vere forklaringa bak dei høge bustadprisane. Men folketalkoeffisienten i modellen kan ikkje bekrefte dette.

Forklaringskrafta til MKM varierer mellom fylka, alt frå 37 prosent til 75 prosent. Det kan bety at ikkje alle forklaringsvariablar er like relevante på tvers av fylka og at modellen ikkje gir ein god nok indikasjon på kva som driv bustadprisen på tvers av fylka.

---

<sup>59</sup> Oppland hadde 900 petroleumtilsette, noko som utgjorde 1 prosent av alle busette i fylket. Telemark hadde 6 000 petroleumtilsette, dette utgjorde 7 prosent av alle busette i fylket. Tala er for 2014, (Blomgren, et al., 2015).

<sup>60</sup> Oslo hadde 30 900 petroleumtilsette, noko som utgjorde 9 prosent av alle busette i fylket. Tala er for 2014, Iris (Blomgren, et al., 2015).

## 9. Oppsummering og konklusjonar

Hovudmålet med denne oppgåva var å undersøkje korleis oljeprisen, både direkte og indirekte, påverkar bustadprisar i Noreg. I tillegg ønskte eg å sjå nærmare på kva effekt oljeprisen hadde på bustadprisar for kvart enkelt fylke i Noreg. Bakgrunnen for dette var å undersøkje om det fanst ei mogleg forklaring på regionale bustadprisforskjellar på tvers av landet.

Fyrst blei den grunnleggjande bustadprismodellen analysert ved bruk av FE-og RE-modellane og MKM. Deretter blei modellane testa opp mot kvarandre for å finne den modellen som passar best til paneldatasettet i oppgåva. Resultata frå F-testen, Breusch- Pagan Multiplier-testen og Hausman-testen påviste at FE -modellen var å føretrekke framfor RE- modellen og MKM. Vidare blei det naudsynt å inkludere variablar på differanseform, lagga variablar og sesongdummyar i bustadprismodellen. Dette for å unngå forventningsskeive og ineffisiente estimatorar. Den utvida bustadprismodellen blei så analysert ved bruk av FE og RE-modellen. Hovudfunna frå den empiriske analysen har sitt utgangspunkt i FE-modellen og blir presentert under.

Analysen av den grunnleggjande bustadprismodellen viste at nesten alle forklaringsvariablane hadde ein påverknad på bustadprisen, bortsett frå folketalvariabelen. Bustadprisen på landsbasis aukar med oljeprisen og lønnsindeksen, medan den fell med når det blir ei auke i renta, arbeidsløysa og tal på fullførte bustadar. Resultata er i stor grad som venta og samsvarer med resultatata til Jacobsen og Naug, og til ein viss grad med MODAG modellen når det gjeld inntekta og renta. Det kan likevel vere vanskeleg å samanlikne resultatata då modellane inneheld ulike forklaringsvariablar. Dette gjeld særleg MODAG modellen. Vidare viser bustadprismodellen i oppgåva at oljeprisen og arbeidsløysa har den største effekten på bustadprisane, medan det i følgje tidligare forskning var renta som hadde størst effekt.

Resultata frå den utvida bustadprismodellen er generelt noko svakare enn frå den grunnleggjande modellen. Differensierte variablar har både lågare forklaringskraft og færre sterkt signifikante koeffisientar, og folketal- og fullførte bustad-koeffisienten er ikkje signifikant ulik null. Oljeprisen og arbeidsløysa har framleis størst påverknad på bustadprisane på landsbasis. Den utvida bustadprismodellen viser at auke i bustadprisane skyldast auke i oljeprisen og lønnsindeksen, medan auke i renta og arbeidsløysa gir lågare

bustadprisar. Det er dermed ingen stor skilnad mellom modellane, bortsett frå at tal på fullførte bustadar ikkje har nokon effekt på bustadprisen lenger.

Vidare viser den lagga avhengige variabelen at bustadprisen i tidligare periode har ein negativ effekt på bustadprisen i novarande periode. Modellen indikerer at forventningar om bustadprisar er med på å påverke den faktiske bustadprisen.

Sesongdummyar viser at bustadprisane er prega av sesongvariasjonar, noko som var forventa. Bustadprisane er 7,75 prosent høgare i fyrste kvartal enn i fjerde kvartal, og vidare 3,8 prosent høgare i andre kvartal enn i fjerde kvartal. Desse funna samsvarer ikkje heilt med funn frå tidligare, ettersom bustadprisane pleier å vere høgast i andre kvartal.

Vidare tok eg føre meg bustadmarknaden på fylkesnivå, der eg estimerte den utvida bustadprismodellen for 18 av dei 19 fylka i Noreg. Resultata frå MKM er vanskeleg å tolke då dei fleste fylka har få signifikante koeffisientar og nokre av koeffisientane har feil forteikn. Det gjer det i tillegg vanskeleg å samanlikne resultata på tvers av fylka. Eg valde likevel å sjå nærmare på dei tre fylka med flest signifikante koeffisientar: Hordaland, Oslo og Rogaland. Det mest interessante funnet her, er at oljeprisen har ein signifikant positiv påverknad på bustadprisane i dei to fylka som har høgast sysselsetting i petroleumsnæringa i 2014, nemleg Rogaland og Hordaland. Resultata frå MKM er vidare for mangelfulle til å seie noko konkret om bustadprisforskjellar på tvers av fylka.

Gitt bustadprismodellen i oppgåva og ved bruk av FE-modellen, kan eg konkludere med at oljeprisen har ein positiv effekt på norske bustadprisar og samstundes har den største effekten av alle forklaringsvariablane i modellen. Analysen i denne oppgåva er basert på ei rekke føresetnadar og tilrettelegging av datasettet, noko som kan påverke resultata. Ettersom forklaringsvariablane i modellen ikkje er justert for KPI, kan estimata vere upresise. Vidare kan samansetting av modellen, bruk av metode og datamateriale vere årsaka til kvifor funn frå analysen ikkje samsvarer heilt med funn frå tidligare forskning.

Tal på fullførte bustad og folketilveksten gav ingen signifikante resultat i den utvida modellen. Begge variablane blei inkludert i modellen fyrst og fremst for å forklare dei regionale bustadprisforskjellane. Desse forskjellane i regionale bustadprisar kan nemleg skyldast forholdet mellom befolkningsveksten og bustadbygginga. Det er mogleg at tal på fullførte bustadar og folketilveksten heng saman med forventningar. Det kunne dermed ha

vore aktuelt å inkludere variablar som fangar opp denne samanhengen i ein vidare analyse av bustadprismodellen.

Ettersom resultatata frå MKM, på fylkesnivå, er noko uventa og varierende mellom fylka, kan det tenkjast at bustadprismodellen i oppgåva har ein dårleg passform gitt eit enkelt fylke. Dette kan tyde på at bustadprisar i dei forskjellige regionane er til dels drivne av ulike faktorar, noko som stemmer overeins med oljeprisvariabelen, som var signifikant positiv i nokre fylke. Ein utvida analyse ville kunne tatt føre seg årsaka til dei regionale bustadprisforskjellane, ved å identifisere nye variablar som vil vere i stand til å forklare veksten i bustadprisane på tvers av fylka. Det kan også tenkjast at samansettinga av hushaldninga i ein region er med på påverke bustadprisane, sidan betalingsevna avhenger av livsfasen og dermed er både storleiken og standarden på bustadar aukande med alderen.

Trass i det store oljeprisfallet, som blant anna har svekka veksten i fastlandsøkonomien, fortsette bustadprisane å vekse betydeleg i 2015. Denne prisveksten var dermed ikkje drive av fundamentale forhold, noko som kan vere eit teikn på at det finst ei bustadboble i den norske bustadmarknaden. Det er også grunner til å tru at dei regionale bustadprisforskjellane vil halde fram, som følge av forskjellar i befolkningsveksten relativt til bustadbygginga. I tillegg til at ringverknadar av ein halvert oljepris hittil har vore avgrensa til oljetunge regionar, noko som også har blitt spegla av i regionale bustadprisforskjellane.

## Referansar

- Akram, Q., & Holter, J. (1996). Dollarkursens effekt på oljeprisene-en empirisk analyse. *Penger og Kreditt* 3/96, 195-206. Henta 05.11.2015, frå Norges-Bank.no.
- Austvik, O. (1999). *Norges avhengighet av olje- og gassmarkedene*. Henta 08.11.2015, frå Kaldor.no: <http://www.kaldor.no/energy/lp9910.htm>
- Bjørnstad, R., Gran, B., Kostøl Bakkemo, F., & Nymoene, R. (2015). *Oljeoptimisme og boligoptimisme. Norsk økonomi- bolig nr. 1-2015*. Oslo: Samfunnsøkonomisk analyse AS.
- Blomgren, A., Quale, C., Austnes-Underhaug, R., Harstad, A., Fjose, S., Wifstad, K., & et.al. (2015). *Industribyggerne 2015*. Stavanger: Iris.
- Boligprodusentene. (2015a). *Sterk økning i igangsetting av leiligheter i februar [Pressemelding]*. Henta 14.06.2015, frå Boligprodusentene.no: <http://boligprodusentene.no/nyheter/igangsettingen-av-boliger-naar-nye-hoeyder-men-mange-kommuner-henger-etter-article867-151.html>
- Boug, P., & Dyvi, Y. (2008). *MODAG- En makroøkonomisk modell for norsk økonomi*. Oslo: SSB.
- BP Global. (2014). *Statistical Review, Oil*. Henta 14.11.2015, frå BP.com: <http://www.bp.com/en/global/corporate/energy-economics/statistical-review-of-world-energy.html>
- Bruce, E. (2002). *OPEC vil neppe la oljeprisen bli for høy*. Henta 10.11.2015, frå Magma.no: <https://www.magma.no/artikkelsoek?q=opec+vil+neppe+la+oljeprisen+bli+for+h%c3%b8y>
- Bårdsen, G., & Nymoene, R. (2014). *Vidaregående emner i økonometri*. Bergen: Fagbokforlaget Vigmostad & Bjørke AS.
- Cappelen, Å., Eika, T., & Prestmo, J. (2014). Virkninger på norsk økonomi av et kraftig fall i oljeprisen. *Økonomske analyser, 3/2014*, 31-41. Henta 13.12.2015, frå SSB.no: <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/oa/3-2014>
- DNB. (2015). *Økonomiske utsikter 19.08*. Oslo: DNB.no. Henta frå DNB.no.
- Eia. (2014). *International Energy Statistics*. Henta 07.11.2015, frå U.S. Energy Information Administration: <http://www.eia.gov/cfapps/ipdbproject/IEDIndex3.cfm#>
- Eiendom Norge. (2014a). *Høy aktivitet og solid prisutvikling i boligmarkedet*. Henta 06.05.2015, frå Eiendomnorge.no: <http://eiendomnorge.no/pressemelding/>
- Eiendom Norge. (2014b). *Prognose på 1-3 prosent nedgang i boligprisene i 2014*. Henta 06.05.2015, frå Eiendomnorge.no: <http://eiendomnorge.no/prognose-pa-1-3-prosent-nedgang-i-boligprisene-i-2014/>
- Eiendom Norge. (2015a). *Sterk boligprisutvikling i desember*. Henta 06.05.2015, frå Eiendomnorge.no: <http://eiendomnorge.no/sterk-boligprisutvikling-i-desember/>

- Eiendom Norge. (2015b). *Stor aktivitet i boligmarkedet i juni*. Henta 02.08.2015, frå Eiendomnorge.no: <http://eiendomnorge.no/stor-aktivitet-i-boligmarkedet-i-juni/>
- Eika, T. (2008). Det svinger i norsk økonomi. *Samfunnsspeilet 2008/ 5-6*, 98-111. Henta 05.05.2015, frå SSB.no: <http://www.ssb.no/sosiale-forhold-og-kriminalitet/ssp/2008-5-6>
- Eitrheim, Ø., & Erlandsen, S. K. (2004). House price indices for Norway 1819-2003. *Historical Monetary Statistics For Norway 1819-2003, 35/2004*, 349-376. Henta 22.06.2015, frå Norges Bank: <http://www.norges-bank.no/en/Published/Papers/Occasional-Papers/35-Historical-Monetary-Statistics-for-Norway-18192003/>
- Enge, A. K. (1999). *Boligbyggingen når toppen*. Henta 21.06.2015, frå SSB.no: <http://www.ssb.no/bygg-bolig-og-eiendom/artikler-og-publikasjoner/boligbyggingen-naar-toppen>
- Finans Norge. (2015). *Gjeldsveksten tar seg opp*. Henta 18.05.2015, frå FNO.no: <https://www.fno.no/aktuelt/nyheter/2015/04/gjeldsveksten-tar-seg-opp/>
- Finn eiendom. (2015). *Prisutvikling*. Henta 14.05.2015, frå Finn.no: <http://www.finn.no/finn/realestate/pulse/priceinfo/>
- Fredriksen, A. (2014). *Historisk svak boligbygging*. Henta 14.05.2015, frå E24.no: <http://e24.no/privat/eiendom/historisk-svak-boligbygging/23352201>
- Grytten, O. H. (2012). *Kristianiakrakket*. Henta 30.04.2015, frå NHH.no: <http://paraplyen.nhh.no/paraplyen/arkiv/2012/januar/kristiania/>
- Grytten, O., & Hunnes, A. (2010). A chronology of financial crises for Norway. *Tidsskrift for Norges Handelshøyskole, Dept. of economic discussion paper, No. 13/2010*, 1-35. Henta 05.05.2015 frå Tidsskrift for Norges Handelshøyskole, Dept. of economic discussion paper, No. 13/2010.
- Hamilton, J. (2008). *Understanding Crude Oil Prices, NBER Working Paper No. 14492*. Henta 7.11.2015, frå NBER.org: <http://www.nber.org/papers/w14492>
- Hanisch, T., Sjøilen, E., & Ecklund, G. (1999). *Norsk økonomisk politikk i det 20 århundre*. Kristiansand: Høyskoleforlaget AS. Henta 16.09.2015, frå nb.no.
- Hilyard, J. (2012). *The oil and gas industry: a nontechnical guide*. Tulsa: Pennwell.
- Hodne, F., & Grytten, O. (1992). *Norsk økonomi 1900-1990*. Oslo: Tano.
- Hodne, F., & Grytten, O. H. (2002). *Norsk økonomi i det 20. århundre*. Bergen: Fagbokforlaget.
- International Monetary Fund*. (2015). Henta 10.10.2015, frå IMF.ogr: <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>
- Jacobsen, D. H., & Naug, B. E. (2004). Hva driver boligprisene? *Penger og kreditt 4/04*, 229-240. Henta 20.04.2015 frå Norges- Bank.no.
- Kjus, T. (2015). *Kraftkommentaren 2015. Oljemarkedsprognose, 31-36*. Henta 05.11.2015, frå DNB.no: <https://www.dnb.no/bedrift/markets/analyser/arkiv/kraftkommentar.html>

- KPMG. (2015). *Markedsrapport juni 2015*. Henta 10.11.2015, frå KPMG.com.no:  
<http://www.kpmg.com/NO/NB/Nyheter-Innsikt/artikler-og-publikasjoner/nyheter/Sider/MarkedsRapport2015-05.aspx>
- Kreutzer, I. (2015). *Lånekrav vil ikke bremse boligprisene*. Henta 05.06.2015, frå FNO.no:  
<https://www.fno.no/aktuelt/nyheter/2015/03/lanekrav-vil-ikke-bremse-boligprisene/>
- NAV. (2016). *Hovedtall om arbeidsmarkedet [Pressemelding januar 2016]*. Henta 10.02.2016, frå NAV.no: <https://www.nav.no/no/NAV+og+samfunn/Statistikk/Arbeidssokere+og+stillinger++statistikk/Nyheter/800+fleire+arbeidslause+i+januar>
- Nordbø, E. W. (2013). *Innvandring og boligpriser i Norge. Staff Memo 8/2013, 1-13*. Henta 20.06.2015, frå Norges-Bank.no: <http://www.norges-bank.no/Sok/?q=innvandring+og+boligpriser+i+norge>
- Noreng, Ø. (2009). *Oljemarkedet og finanskrisen*. Henta 10.11.2015, frå NUPI.no:  
<http://www.nupi.no/Skole/HHD-Artikler/2009/Oljemarkedet-og-finanskrisen>
- Norges Bank. (2014a). *House price indices*. Henta 28.04.2015, frå Norges- Bank.no:  
<http://www.norges-bank.no/en/Statistics/Historical-monetary-statistics/House-price-indices/>
- Norges Bank. (2014b). *Consumer price indices*. Henta 01.09.2015, frå Norges- Bank.no:  
<http://www.norges-bank.no/en/Statistics/Historical-monetary-statistics/Consumer-price-indices/>
- Norges Bank. (2015a). *Pengepolitisk rapport med vurdering av finansiell stabilitet 1/15*. Oslo: Norges Bank . Henta 18.05.2015, frå Norges- Bank.no: <http://www.norges-bank.no/Sok/?q=pengepolitisk+rapport+med+vurdering+av+finansiell+stabilitet>
- Norges Bank. (2015b). *Norge og oljen- nye utfordringer*. Henta 08.11.2015, frå Norges-Bank.no:  
<http://www.norges-bank.no/Publisert/Foredrag-og-taler/2015/2015-04-16-Olsen-ACI/>
- Norges Bank. (2015c). *Olje og norsk økonomi*. Henta frå Norges-Bank.no: <http://www.norges-bank.no/Publisert/Foredrag-og-taler/2015/2015-11-17-UiB/>
- Norges Eiendomsmeglerforbund. (2013). *Boligprisstatistikk*. Henta 14.05.2015, frå Nef.no:  
<http://www.nef.no/xp/pub/topp/boligprisstatistikk>
- Norsk Petroleum. (2015). *Eksport av norsk olje og gass*. Henta 10.11.2015, frå Norskpetroleum.no:  
<http://www.norskpetroleum.no/okonomi/eksport-av-norsk-olje-og-gass/>
- NOU 2002:2. (2002). *Boligmarkedene og boligpolitikken. Del 2: Boligmarked og boforhold*. Henta 23.05.2015, frå Regjeringen.no: <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-2002-2/id145338/?ch=3>
- Nørgaard, E., Omholt, E., & Strøm, F. (2014d). *Livet vi lever og Sterk vekst i boligformuen. Samfunnsspeilet 5/2014, 2-5 og 35-39*. Henta 20.05.2015, frå SSB.no:  
<http://www.ssb.no/sosiale-forhold-og-kriminalitet/ssp/5-2014>



- Oljedirektoratet. (u.d.). *Ordliste*. Henta 04.11.2015, frå NPD.no: <http://www.npd.no/no/Om-OD/Informasjonstjenester/Oljeordliste/>
- Prestmo, J., Strøm, B., & Midsem, H. (2015). *Ringvirkninger av petroleumsnæringen i norsk økonomi*. Oslo: SSB. Henta 08.11.2015, frå SSB.no: <http://www.ssb.no/sok?sok=ringvirkninger+av+petroleumsn%C3%A6ringen+i+norsk+%C3%B8konomi>
- Regjeringen. (2010-2011). *Meld. St. 28 (2010-2011), En næring for framtida- om petroleumsvirksomheten, kap. 3*. Henta 02.11.2015, frå Regjeringen.no: <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/meld-st-28-2010-2011/id649699/?q=&ch=3>
- Regjeringen. (2015). *Norsk oljehistorie på 5 minutter*. Henta frå Regjeringen.no: <https://www.regjeringen.no/no/tema/energi/olje-og-gass/norsk-oljehistorie-pa-5-minutter/id440538/>
- Remen, A. (2015). *Nordmenn har rekordhøy gjeld*. Henta 18.05.2015, frå NRK.no: <http://www.nrk.no/norge/folk-laner-mer-1.12322884>
- Riiser, M. D. (2005). Boligpriser, aksjekurser, investeringer og kreditt- hva sier de om bankkriser? En historisk analyse på norske data. *Penger og kreditt 2/2005*, 98-106. Henta 01.05.2015, frå Norges-Bank.no: frå <http://www.norges-bank.no/Publisert/Signerte-publikasjoner/Penger-og-Kreditt/Penger-og-Kreditt-22005/>
- Røed Larsen, E., & Sommarvoll, D. E. (2003). *Til himmels eller utfor stupet?* Henta 30.05.2015, frå SSB.no: <http://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/til-himmels-eller-utfor-stupet?fane=om>
- Saltvedt, T. (2014). *Det store oljeskiftet*. Henta 05.11.2015, frå Dagens Næringsliv.no: <http://www.dn.no/meninger/debatt/2014/12/03/2158/konomi/det-store-oljeskiftet>
- Sandlie, C. H., Seeberg, L. M. (2012). *NOVA: Fremtidens leiemarked i et internasjonalt arbeidsmarked*. Henta 21.06.2015, frå Husbanken.no: [http://www.husbanken.no/bibliotek/bib\\_boligpolitikk/fremtidens-leiemarked-i-et-internasjonalt-arbeidsmarked/](http://www.husbanken.no/bibliotek/bib_boligpolitikk/fremtidens-leiemarked-i-et-internasjonalt-arbeidsmarked/)
- Sparre, M. (2015). *Så mange boliger mangler Norge*. Henta 14.05.2015, frå DN.no: <https://www.dn.no/privat/privatokonomi/2013/04/24/sa-mange-boliger-mangler-norge>
- SSB. (2010). *Boligprisindeksen, 1. kvartal 2010*. Henta 05.05.2015, frå SSB.no: <https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/bpi/kvartal/2010-04-20>
- SSB. (2014a). *Svak konjunkturutvikling*. Henta 05.05.2015, frå SSB.no: <http://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/svak-konjunkturutvikling>
- SSB. (2014b). *Flyttinger, tabell 09587*. Henta 23.05.2015, frå SSB.no: <https://www.ssb.no/statistikkbanken/selecttable/hovedtabellHjem.asp?KortNavnWeb=flytting&CMSSubjectArea=befolkning&checked=true>

- SSB. (2015a). *Nøkkeltall for priser og prisindekser*. Henta 20.07.2015, frå SSB.no:  
<https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/nokkeltall/priser-og-prisindekser>
- SSB. (2015b). *Byggeareal, tabell 03723*. Henta 12.05.2015, frå SSB.no:  
<https://www.ssb.no/statistikkbanken/selecttable/hovedtabellHjem.asp?KortNavnWeb=byggeareal&CMSSubjectArea=bygg-bolig-og-eiendom&checked=true>
- SSB. (2015c). *Byggeareal, 1. kvartal 2015*. Henta 12.05.2015, frå SSB.no: <https://www.ssb.no/bygg-bolig-og-eiendom/statistikker/byggeareal/kvartal/2015-05-04>
- SSB. (2015d). *Byggningsmassen, 1.januar 2015*. Henta 12.05.2015, frå SSB.no:  
<http://www.ssb.no/bygg-bolig-og-eiendom/statistikker/byggningsmasse>
- SSB. (2015e). *Folkemengde og befolkningsendringer, tabell 06913*. Henta 13.05.2015, frå SSB.no:  
<https://www.ssb.no/statistikkbanken/selecttable/hovedtabellHjem.asp?KortNavnWeb=folkemengde&CMSSubjectArea=befolkning&checked=true>
- SSB. (2015f). *Flyttinger, 2014*. Henta 23.05.2015, frå SSB.no: <https://www.ssb.no/flytting>
- SSB. (2015g). Husholdningene og Konjunkturutviklingen i Norge. *Økonomiske analyser 1/2015*, 16-45 og 87-97. Henta 21.05.2015, frå SSB.no: <http://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/oa/1-2015>
- SSB. (2015h). *Arbeidskraftundersøkinga, sesongjusterte tal, november 2015*. Henta 18.15.2015, frå SSB.no: <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/statistikker/akumnd/maaned>
- SSB. (2015i). *Dette er Norge 2015, "Bolig"*. Henta 11.12.2015, frå SSB.no:  
<http://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/dette-er-norge-2015>
- Steigum, E. (2006). *Moderne Makroøkonomi*. Oslo: Gyldendal.
- Sættem, J. (2014). *Meglerne spår vidare boligprisfall*. Henta 05.05.2015, frå NRK.no:  
<http://www.nrk.no/okonomi/meglerne-spar-videre-boligprisfall-1.11452062>
- Sørvoll, J. (2011). *Norsk boligpolitikk i forandring 1970-2010*. Henta 15.06.2015, frå Husbanken.no:  
<http://www.husbanken.no/fou/norsk-boligpolitikk-et-dokumentasjonsprosjekt/>
- Takle, M. (2012). *Boligprisindeksen 10/2012*. Henta 15.09.2015, frå SSB.no:  
<https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/boligprisindeksen--65148>
- Verbeek, M. (2014). *A guide to modern econometrics (4.utg.)*. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Wooldridge, J. (2009). *Introductory econometrics: A modern approach (4.utg.)*. South-Western: Cengage Learning.

## Appendiks A.1 Økonomiske metoder

Samanlikning av FE-estimatoren ( $\hat{\beta}_{FE}$ ) med RE-estimatoren ( $\hat{\beta}_{RE}$ )

$$\hat{\beta}_{RE} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) (y_{it} - \bar{y}_i) + \psi T \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x}) (\bar{y}_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2 + \psi T \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})^2} \text{ der } i = 1, 2, \dots, n$$

$$\hat{\beta}_{FE} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) (y_{it} - \bar{y}_i)}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2}, \text{ der } i = 1, 2, \dots, n, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Dersom  $\psi = 0$ , så betyr det at den individuelle variansen  $\sigma_\alpha^2$ , er så stor at den er dominerende kilde til variasjonen i det sammensatte feilledet. Vidare vil det føre til at en RE-estimator vil bli lik en FE-estimator. Motsett dersom  $\psi = 1$ , da finnes det ikke noen individuell variasjon, og  $\sigma_\alpha^2 = 0$ . Dersom det er tilfelle vil RE-estimatoren bli lik MKM-estimatoren. Dette kan så videre bli testa ved bruk av *Breusch-Pagan* -test.

### A.1.1 Hausman-test

Hausman-testen blir brukt for å teste om  $x_{it}$  og  $\alpha_i$  er ukorrelerte, ved å sammenlikne estimatorer til FE-modell ( $\hat{\beta}_{FE}$ ) og RE-modell ( $\hat{\beta}_{RE}$ ). Ein tar utgangspunkt i at modellen estimerer følgende:

$$\text{FE-modell: } E\{y_{it}|x_{it}, \alpha_i\} = x'_{it} \beta + \alpha_i$$

$$\text{RE-modell: } E\{y_{it}|x_{it}\} = \beta_0 + x'_{it} \beta$$

Nullhypotesen og alternativhypotesen er:

$$H_0 = E\{x_{it}\alpha_i\} = 0, \quad H_1 = E\{x_{it}\alpha_i\} \neq 0$$

Under nullhypotesen er  $\hat{\beta}_{FE}$  konsistent for  $\beta$ , uavhengig av om  $x_{it}$  og  $\alpha_i$  er ukorrelata. Medan  $\hat{\beta}_{RE}$  er konsistent og effisient kun når  $x_{it}$  og  $\alpha_i$  er korrelata. Dette blir testa ved å sjå på differensen mellom begge estimata,  $(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})$ . Der ein signifikant forskjell mellom estimata indikerer at det er lite sannsyn for å behalde nullhypotesen. Nullhypotesen antar:

$$V\{\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}\} = V\{\hat{\beta}_{FE}\} - V\{\hat{\beta}_{RE}\}$$

For å tolke signifikansen er det vanleg å bruke kovariansmatrise. Det krev estimering av kovariansen mellom  $\hat{\beta}_{FE}$  og  $\hat{\beta}_{RE}$ , men sidan sistnemnde estimat er effisient under nullhypotesen, kan Hausman- testobservatoren skrivast på følgjande måte:

$$\xi_H = \frac{(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})}{\hat{V}\{\hat{\beta}_{FE}\} - \hat{V}\{\hat{\beta}_{RE}\}} \sim \chi_k^2$$

Høg verdi av testobservatoren ( $\xi_H$ ), betyr at det er ein signifikant forskjell mellom estimatorane, nullhypotesen forkastast og FE-modell er å føretrekke. Verbeek (2012, s. 385) påpeikar at Hausman- testen gir ikkje eit eintydig svar og ein bør difor vere varsam med tolkinga av resultatata til testen.

## A.2 Deskriptiv statistikk

**Tabell 5: Deskriptiv statistikk**

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
GjennKvm	1134	14836.28	6485.557	4156	49592
Oljepris	1134	66.5905	32.65596	19.34	122.4767
LonnsIndeks	1134	115.2317	22.0747	78.1	157.6
Folketal	1134	259163.3	139620.4	72362	652044
Rente	1134	5.593175	1.690942	3.73	8.89
Arbloyse	1134	2.909994	.8927097	.9	6.8
Fullforte_~d	1134	75.99471	50.22878	2	276

## A.3 Utfyllende regresjonsresultat

### A.3.1 Grunnleggjande MKM

**Tabell 6: Regresjonsresultat frå grunnleggjande MKM**

```
. reg lnGjennKvm lnOljepris Lonnsindeks lnFolketal Rente Arbloyste ///
> lnFullforte_bustad Trend,
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	1134
Model	158.386073	7	22.6265819	F( 7, 1126) =	620.98
Residual	41.0280766	1126	.036437013	Prob > F	= 0.0000
Total	199.41415	1133	.176005428	R-squared	= 0.7943
				Adj R-squared	= 0.7930
				Root MSE	= .19088

lnGjennKvm	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnOljepris	.147767	.0208506	7.09	0.000	.1068565	.1886774
Lonnsindeks	.0022422	.0011466	1.96	0.051	-7.52e-06	.004492
lnFolketal	.4361185	.0131063	33.28	0.000	.410403	.461834
Rente	-.0175676	.0048689	-3.61	0.000	-.0271207	-.0080145
Arbloyste	.0169094	.0087466	1.93	0.053	-.0002519	.0340708
lnFullforte_bustad	-.1220187	.0110426	-11.05	0.000	-.1436851	-.1003524
Trend	.0093268	.0016237	5.74	0.000	.0061409	.0125127
_cons	3.537368	.2101514	16.83	0.000	3.125035	3.9497

## A.3.2 Grunnleggjande FE-modell

**Tabell 7: Regresjonsresultat frå grunnleggjande FE-modell**

```
. xtreg lnGjennKvm lnOljepris Lonnsindeks lnFolketal Rente Arbloyse ///
> lnFullforte_bustad Trend, fe
```

```
Fixed-effects (within) regression           Number of obs   =    1134
Group variable: id                         Number of groups =     18

R-sq:  within = 0.9200                      Obs per group:  min =     63
        between = 0.0012                      avg             =    63.0
        overall = 0.5806                      max             =     63

corr(u_i, Xb) = -0.0063                      F(7,1109)       =   1821.57
                                                Prob > F        =    0.0000
```

lnGjennKvm	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnOljepris	.0904155	.0107684	8.40	0.000	.0692867	.1115442
Lonnsindeks	.0030541	.0005771	5.29	0.000	.0019218	.0041865
lnFolketal	.0012238	.1241419	0.01	0.992	-.2423557	.2448032
Rente	-.0393524	.0026713	-14.73	0.000	-.0445938	-.034111
Arbloyse	-.0517622	.0055208	-9.38	0.000	-.0625946	-.0409299
lnFullforte_bustad	-.0282215	.0085533	-3.30	0.001	-.045004	-.011439
Trend	.0084258	.0008824	9.55	0.000	.0066946	.0101571
_cons	9.00115	1.511984	5.95	0.000	6.034478	11.96782
sigma_u	.26197373					
sigma_e	.09560463					
rho	.88247154	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(17, 1109) =   206.54          Prob > F = 0.0000
```

Denne regresjonen k yrer samtidig ein F-test som samanliknar FE-modell og MKM. F-verdien impliserer at det finst ein fast effekt i data og eg forkastar nullhypotesen. FE-modellen er   f retrekke framfor MKM.

### A.3.3 Grunnleggjande RE-modell

**Tabell 8: Regresjonsresultat fr  grunnleggjande RE-modell**

```
. xtreg lnGjennKvm lnOljepris Lonnsindeks lnFolketal Rente Arbloyse ///
> lnFullforte_bustad Trend, re

Random-effects GLS regression                Number of obs   =    1134
Group variable: id                          Number of groups =     18

R-sq:  within = 0.9197                      Obs per group:  min =     63
        between = 0.4612                    avg =           63.0
        overall = 0.7457                    max =           63

corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Wald chi2(7)    = 12655.95
                                                Prob > chi2     = 0.0000
```

lnGjennKvm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnOljepris	.0910223	.010812	8.42	0.000	.0698312	.1122135
Lonnsindeks	.0031039	.0005791	5.36	0.000	.0019689	.0042388
lnFolketal	.246039	.0648819	3.79	0.000	.1188728	.3732052
Rente	-.040203	.0026352	-15.26	0.000	-.045368	-.035038
Arbloyse	-.0537025	.0054097	-9.93	0.000	-.0643053	-.0430998
lnFullforte_bustad	-.0322178	.0084893	-3.80	0.000	-.0488566	-.015579
Trend	.0077888	.0008383	9.29	0.000	.0061457	.0094318
_cons	6.022475	.7931379	7.59	0.000	4.467954	7.576997
sigma_u	.16809762					
sigma_e	.09560463					
rho	.75558916	(fraction of variance due to u_i)				

### A.3.4 Breusch-Pagan- test

**Tabell 9: Breusch-Pagan -test**

```
. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

lnGjennKvm[id,t] = Xb + u[id] + e[id,t]

Estimated results:

```

	Var	sd = sqrt(Var)
lnGjenn~m	.1760054	.41953
e	.0091402	.0956046
u	.0282568	.1680976

```

Test:   Var(u) = 0
        chibar2(01) = 15971.47
        Prob > chibar2 = 0.0000

```

Her testar eg for RE-modell og MKM. Nullhypotesen forkastast og eg bør bruke RE-modell framfor MKM.

### A.3.3 Hausman-test

**Tabell 10: Hausman-test**

```
. hausman FE RE
```

	Coefficients			
	(b) FE	(B) RE	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
lnOljepris	.0904155	.0910223	-.0006069	.
Lonnsindeks	.0030541	.0031039	-.0000497	.
lnFolketal	.0012238	.246039	-.2448152	.1058373
Rente	-.0393524	-.040203	.0008506	.0004375
Arbloyse	-.0517622	-.0537025	.0019403	.001102
lnFullfort~d	-.0282215	-.0322178	.0039963	.0010442
Trend	.0084258	.0077888	.0006371	.0002754

```

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test:   Ho:   difference in coefficients not systematic

        chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
           =      63.81
        Prob>chi2 =      0.0000
        (V_b-V_B is not positive definite)

```

Samanliknar FE-modell og RE-modell. Etersom nullhypotesen forkastast, bør eg bruke FE-modell i analysen



### A.3.5 Wooldridge- test

Wooldridge- test undersøker data for autokorrelasjon.

#### *Tabell 11: Wooldridge-test 1*

```
. xtserial lnGjennKvm lnOljepris Lonnsindeks lnFolketal Rente Arbloyse lnFullforte_bustad

Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
      F( 1,      17) =      315.766
      Prob > F =      0.0000
```

Resultatet viser at det finst autokorrelasjon i datasettet. Eg brukar dermed variablar på differanseform og køyrer ein ny test for autokorrelasjon.

#### *Tabell 12: Wooldridge-test 2*

```
. xtserial lnGjennKvmDiff lnOljeprisDiff LonnsindeksDiff lnFolketalDiff RenteDiff ArbloyseDiff lnFullforte_bustadDiff

Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
      F( 1,      17) =      5.629
      Prob > F =      0.0297
```

Det er framleis autokorrelasjon i datasettet men betydeleg lågare ved variablar på differanseform.

## A.3.6 Regresjonsresultat utvida FE-modell

**Tabell 13: Regresjonsresultat frå utvida FE-modell**

```
. xtreg lnGjennKvmDiff lnOljeprisDiff LonnsindeksDiff lnFolketalDiff RenteDiff ArbloyseDiff ///
> lnFullforte_bustadDiff Trend D.lnFullforte_bustadLag1 D.lnFullforte_bustadLag2 ///
> D.lnFullforte_bustadLag3 D.lnGjennKvmLag1 D.lnGjennKvmLag2 ///
> D.lnGjennKvmLag3 b4.q, fe robust
```

```
Fixed-effects (within) regression                Number of obs   =    1113
Group variable: id                             Number of groups =     18
```

```
R-sq:  within = 0.3313                          Obs per group: min =     59
        between = 0.0175                          avg =             61.8
        overall = 0.3286                          max =             62
```

```
F(16,17) = 853.13
corr(u_i, Xb) = -0.0810                          Prob > F = 0.0000
```

(Std. Err. adjusted for 18 clusters in id)

lnGjennKvmDiff	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnOljeprisDiff	.0484112	.005196	9.32	0.000	.0374485	.0593739
LonnsindeksDiff	.0020935	.0004035	5.19	0.000	.0012421	.0029449
lnFolketalDiff	-2.622952	2.521176	-1.04	0.313	-7.942168	2.696264
RenteDiff	-.0062323	.0023025	-2.71	0.015	-.0110902	-.0013743
ArbloyseDiff	-.0182282	.0079843	-2.28	0.036	-.0350736	-.0013828
lnFullforte_bustadDiff	.0039573	.0066039	0.60	0.557	-.0099757	.0178904
Trend	-.0001591	.0001072	-1.48	0.156	-.0003852	.000067
lnFullforte_bustadLag1						
D1.	-.0080973	.0055232	-1.47	0.161	-.0197503	.0035558
lnFullforte_bustadLag2						
D1.	-.0054538	.0049574	-1.10	0.287	-.0159131	.0050055
lnFullforte_bustadLag3						
D1.	.000618	.0048166	0.13	0.899	-.0095442	.0107802
lnGjennKvmLag1						
D1.	-.0544133	.0125554	-4.33	0.000	-.0809028	-.0279237
lnGjennKvmLag2						
D1.	.0013629	.0151488	0.09	0.929	-.0305983	.0333241
lnGjennKvmLag3						
D1.	-.0183205	.0075884	-2.41	0.027	-.0343307	-.0023104
q						
1	.0774799	.0111098	6.97	0.000	.0540402	.1009195
2	.0378985	.0071949	5.27	0.000	.0227186	.0530784
3	-.0091587	.0096335	-0.95	0.355	-.0294835	.0111661
_cons	-.007611	.0091115	-0.84	0.415	-.0268345	.0116125
sigma_u	.00386615					
sigma_e	.05472463					
rho	.00496626	(fraction of variance due to u_i)				

```
. eststo FE
```

## A.3.7 Regresjonsresultat utvida RE-modell

**Tabell 14: Regresjonsresultat frå utvida RE-modell**

```
. xtreg lnGjennKvmDiff lnOljeprisDiff LonnsindeksDiff lnFolketalDiff RenteDiff ArbloyseDiff ///
> lnFullforte_bustadDiff Trend D.lnFullforte_bustadLag1 D.lnFullforte_bustadLag2 ///
> D.lnFullforte_bustadLag3 D.lnGjennKvmLag1 D.lnGjennKvmLag2 ///
> D.lnGjennKvmLag3 b4.q, re robust
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       1113
Group variable: id                     Number of groups =         18

R-sq:  within = 0.3307                  Obs per group:  min =         59
      between = 0.0293                  avg           =        61.8
      overall  = 0.3300                  max           =         62

                                           Wald chi2(16)    =    11141.78
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2      =     0.0000
```

(Std. Err. adjusted for 18 clusters in id)

lnGjennKvmDiff	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnOljeprisDiff	.047367	.0051813	9.14	0.000	.0372119	.0575222
LonnsindeksDiff	.0020896	.0004017	5.20	0.000	.0013023	.0028768
lnFolketalDiff	-1.035313	1.11845	-0.93	0.355	-3.227435	1.15681
RenteDiff	-.0067883	.002141	-3.17	0.002	-.0109845	-.0025921
ArbloyseDiff	-.019578	.0075095	-2.61	0.009	-.0342963	-.0048597
lnFullforte_bustadDiff	.0039981	.0066595	0.60	0.548	-.0090543	.0170504
Trend	-.0002149	.0000697	-3.08	0.002	-.0003515	-.0000783
lnFullforte_bustadLag1						
D1.	-.0081872	.0055341	-1.48	0.139	-.0190338	.0026593
lnFullforte_bustadLag2						
D1.	-.00533	.0050811	-1.05	0.294	-.0152887	.0046287
lnFullforte_bustadLag3						
D1.	.0005651	.0048004	0.12	0.906	-.0088434	.0099737
lnGjennKvmLag1						
D1.	-.0539976	.0124531	-4.34	0.000	-.0784052	-.0295899
lnGjennKvmLag2						
D1.	.0031084	.0147512	0.21	0.833	-.0258033	.0320202
lnGjennKvmLag3						
D1.	-.0176738	.0073713	-2.40	0.017	-.0321212	-.0032264
q						
1	.0798339	.0105559	7.56	0.000	.0591448	.1005231
2	.0393093	.0071606	5.49	0.000	.0252748	.0533438
3	-.0073817	.009092	-0.81	0.417	-.0252018	.0104383
_cons	-.010247	.0086349	-1.19	0.235	-.027171	.0066771
sigma_u	0					
sigma_e	.05472463					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

```
. eststo RE
```

### A.3.8 Regresjonsresultat på fylkesnivå

Tabell 15: Regresjonsresultat frå utvida bustadprismodell av 18 fylke

	Akershus	Aust-Agder	Buskerud	Finnmark
lnOljeprisDiff	0.0206 (0.041)	0.0474 (0.042)	0.0412 (0.039)	0.0347 (0.079)
LonnsindeksDiff	0.0030** (0.001)	0.0034 (0.003)	0.0025 (0.002)	-0.0019 (0.003)
lnFolketalDiff	5.3736 (9.647)	2.5823 (11.196)	-10.6325* (5.442)	12.4628 (9.688)
RenteDiff	-0.0246 (0.015)	-0.0056 (0.018)	0.0195 (0.015)	0.0021 (0.019)
ArbloyseDiff	-0.1146** (0.050)	-0.0013 (0.029)	-0.0211 (0.027)	0.0231 (0.033)
lnFullforte_bustadDiff	-0.0478 (0.029)	0.0117 (0.023)	-0.0020 (0.020)	-0.0326 (0.022)
Trend	-0.0002 (0.001)	-0.0001 (0.001)	0.0003 (0.000)	-0.0018** (0.001)
D.lnFullforte_bustadLag1	-0.0696* (0.039)	0.0150 (0.036)	-0.0500 (0.035)	0.0053 (0.023)
D.lnFullforte_bustadLag2	-0.0289 (0.026)	-0.0003 (0.036)	-0.0069 (0.024)	-0.0186 (0.022)
D.lnFullforte_bustadLag3	-0.0210 (0.029)	0.0210 (0.030)	0.0159 (0.018)	-0.0075 (0.024)
D.lnGjennKvmLag1	0.0414 (0.141)	-0.0000 (0.058)	-0.1185*** (0.028)	-0.1193*** (0.038)
D.lnGjennKvmLag2	0.1285 (0.138)	-0.0357 (0.039)	0.0381 (0.036)	0.1396*** (0.041)
D.lnGjennKvmLag3	-0.1193 (0.088)	-0.0470 (0.030)	-0.0244 (0.024)	0.0223 (0.033)
1.q	0.0998** (0.037)	0.0797** (0.038)	0.1111*** (0.032)	-0.0284 (0.049)
2.q	0.0453** (0.017)	0.1091*** (0.031)	0.0471** (0.019)	0.0156 (0.045)

3.q	0.0070 (0.031)	-0.0209 (0.036)	-0.0064 (0.028)	-0.0661 (0.057)
4.q	0.0000 (.)	0.0000 (.)	0.0000 (.)	0.0000 (.)
_cons	-0.0489 (0.039)	-0.0431 (0.027)	-0.0102 (0.024)	0.1068** (0.041)
$R^2$	0.620	0.505	0.642	0.494
$N$	59	62	62	62

\*indikerer signifikans på 10 prosentnivå; \*\* indikerer signifikans på 5 prosentnivå;  
\*\*\*indikerer signifikans på 1 prosentnivå. Robuste standardfeil i parentes

	Hedmark	Hordaland	Møre og Romsdal	Nord- Trøndelag
lnOljeprisDiff	-0.0040 (0.059)	0.0615* (0.036)	0.0117 (0.036)	0.0789 (0.055)
LonnsindeksDiff	0.0046 (0.004)	0.0012 (0.002)	0.0032 (0.003)	0.0022 (0.002)
lnFolketalDiff	6.2394 (15.091)	-30.1399*** (5.107)	-7.4205 (7.284)	-11.0458 (9.388)
RenteDiff	-0.0239 (0.022)	0.0097 (0.011)	0.0038 (0.015)	-0.0060 (0.016)
ArbloyseDiff	-0.1364* (0.076)	0.0322 (0.038)	-0.0244 (0.031)	0.0626* (0.037)
lnFullforte_bustadDiff	-0.0380 (0.043)	0.0033 (0.030)	-0.0065 (0.028)	-0.0027 (0.023)
Trend	-0.0005 (0.001)	0.0007* (0.000)	0.0002 (0.000)	0.0003 (0.001)
D.lnFullforte_bustadLag1	-0.0647 (0.066)	-0.0716** (0.031)	-0.0063 (0.034)	0.0205 (0.027)
D.lnFullforte_bustadLag2	-0.0223 (0.041)	-0.0662* (0.036)	0.0366 (0.037)	0.0352 (0.025)
D.lnFullforte_bustadLag3	-0.0538 (0.036)	-0.0918*** (0.022)	-0.0272 (0.047)	0.0310 (0.022)
D.lnGjennKvmLag1	-0.0568	-0.2427***	-0.0252	-0.0362

	(0.067)	(0.053)	(0.016)	(0.042)
D.lnGjennKvmLag2	0.0004 (0.040)	-0.0518 (0.065)	- 0.0520** *	-0.0242 (0.026)
			(0.019)	
D.lnGjennKvmLag3	-0.0856 (0.064)	-0.1257* (0.069)	0.0119 (0.014)	-0.0443 (0.034)
1.q	0.2175** (0.106)	0.0110 (0.033)	0.0717 (0.047)	-0.0425 (0.047)
2.q	0.0303 (0.037)	0.0226 (0.024)	0.0353* (0.019)	-0.0274 (0.046)
3.q	0.0516 (0.063)	-0.0590 (0.037)	0.0055 (0.042)	-0.1058** (0.049)
4.q	0.0000 (.)	0.0000 (.)	0.0000 (.)	0.0000 (.)
_cons	-0.0656 (0.043)	0.0889*** (0.033)	-0.0186 (0.028)	0.0560* (0.033)
$R^2$	0.585	0.755	0.507	0.404
$N$	62	62	62	62

\*indikerer signifikans på 10 prosentnivå; \*\* indikerer signifikans på 5 prosentnivå;  
\*\*\*indikerer signifikans på 1 prosentnivå. Robuste standardfeil i parentes.

	Nordland	Oppland	Oslo	Rogaland
lnOljeprisDiff	-0.0190 (0.051)	0.0981** (0.044)	-0.0028 (0.040)	0.0551** (0.026)
LonnsindeksDiff	0.0036 (0.003)	0.0047* (0.002)	0.0017 (0.002)	0.0000 (0.001)
lnFolketalDiff	-0.8532 (16.965)	-2.8163 (7.664)	-6.0889 (3.946)	13.3145** * (4.329)
RenteDiff	0.0030 (0.023)	-0.0117 (0.012)	0.0037 (0.026)	-0.0124 (0.008)
ArbloyseDiff	-0.0391 (0.039)	-0.0319 (0.052)	-0.0624* (0.032)	-0.0398** (0.018)

lnFullforte_bustadDiff	0.0102 (0.048)	0.0036 (0.019)	0.0146** (0.007)	-0.0394 (0.033)
Trend	-0.0003 (0.001)	0.0001 (0.000)	0.0001 (0.000)	-0.0008** (0.000)
D.lnFullforte_bustadLag1	-0.0822 (0.060)	-0.0529 (0.042)	0.0145 (0.010)	-0.0382 (0.034)
D.lnFullforte_bustadLag2	-0.1024** (0.050)	-0.0164 (0.026)	0.0231** (0.011)	-0.0375 (0.030)
D.lnFullforte_bustadLag3	-0.0141 (0.033)	0.0223 (0.018)	0.0131 (0.010)	-0.0443* (0.024)
D.lnGjennKvmLag1	-0.0987* (0.050)	-0.1135*** (0.027)	-0.2885* (0.172)	-0.0630** (0.027)
D.lnGjennKvmLag2	-0.0063 (0.041)	-0.0126 (0.024)	-0.2870* (0.161)	0.0084 (0.027)
D.lnGjennKvmLag3	0.0638** (0.027)	0.0060 (0.019)	-0.1647 (0.161)	-0.0370 (0.023)
1.q	0.1830*** (0.042)	0.1478*** (0.051)	0.0570** (0.021)	0.0616*** (0.017)
2.q	0.1499*** (0.040)	0.0527** (0.021)	0.0537*** (0.019)	0.0022 (0.013)
3.q	0.0481 (0.051)	-0.0278 (0.028)	0.0414 (0.036)	0.0064 (0.018)
4.q	0.0000 (.)	0.0000 (.)	0.0000 (.)	0.0000 (.)
_cons	-0.0806** (0.037)	-0.0479* (0.024)	0.0068 (0.039)	-0.0209 (0.020)
$R^2$	0.578	0.696	0.387	0.677
$N$	62	62	62	62

\*indikerer signifikans på 10 prosentnivå; \*\* indikerer signifikans på 5 prosentnivå;  
\*\*\*indikerer signifikans på 1 prosentnivå. Robuste standardfeil i parentes

	Sør- Trøndelag	Telemark	Troms	Vest- Agder
lnOljeprisDiff	0.0549	0.0865**	-0.0271	0.0529

	(0.046)	(0.034)	(0.054)	(0.038)
LonnsindeksDiff	0.0030 (0.002)	0.0041* (0.002)	-0.0019 (0.004)	-0.0008 (0.003)
lnFolketalDiff	1.5554 (6.372)	-9.1954 (9.147)	-14.4054 (13.997)	13.9052 (10.053)
RenteDiff	-0.0258 (0.016)	-0.0043 (0.014)	0.0002 (0.029)	-0.0239** (0.012)
ArbloyseDiff	-0.0380 (0.054)	0.0001 (0.029)	0.0160 (0.047)	-0.0757** (0.028)
lnFullforte_bustadDiff	0.0126 (0.023)	-0.0148 (0.018)	0.0062 (0.047)	0.0027 (0.022)
Trend	-0.0003 (0.000)	-0.0001 (0.000)	-0.0003 (0.001)	-0.0009* (0.000)
D.lnFullforte_bustadLag1	-0.0224 (0.038)	-0.0387 (0.032)	-0.0872 (0.059)	-0.0079 (0.041)
D.lnFullforte_bustadLag2	-0.0054 (0.028)	0.0235 (0.030)	-0.0606 (0.052)	-0.0084 (0.036)
D.lnFullforte_bustadLag3	0.0502* (0.029)	0.0127 (0.027)	0.0007 (0.038)	0.0407 (0.027)
D.lnGjennKvmLag1	-0.0205 (0.028)	-0.0280 (0.017)	-0.1275* (0.064)	-0.0435 (0.037)
D.lnGjennKvmLag2	-0.0069 (0.030)	-0.0292* (0.017)	-0.0808 (0.060)	0.0280 (0.019)
D.lnGjennKvmLag3	-0.0536*** (0.019)	-0.0207 (0.026)	0.0450 (0.056)	-0.0012 (0.027)
1.q	0.1331* (0.067)	0.0437 (0.029)	0.1217** (0.054)	0.1147** (0.045)
2.q	0.0309 (0.028)	0.0310 (0.022)	0.0534 (0.049)	0.0346 (0.026)
3.q	-0.0119 (0.052)	-0.0195 (0.027)	-0.0443 (0.060)	0.0174 (0.031)
4.q	0.0000 (.)	0.0000 (.)	0.0000 (.)	0.0000 (.)



_cons	-0.0255 (0.038)	-0.0068 (0.022)	0.0255 (0.039)	-0.0279 (0.033)
R <sup>2</sup>	0.501	0.526	0.371	0.391
N	62	62	62	62

\*indikerer signifikans på 10 prosentnivå; \*\* indikerer signifikans på 5 prosentnivå;

\*\*\*indikerer signifikans på 1 prosentnivå. Robuste standardfeil i parente

	Vestfold	Østfold
lnOljeprisDiff	0.0280 (0.037)	0.0269 (0.040)
LonnsindeksDiff	0.0031 (0.002)	0.0006 (0.002)
lnFolketalDiff	-12.2838* (7.145)	3.7604 (7.184)
RenteDiff	-0.0052 (0.013)	-0.0116 (0.013)
ArbloyseDiff	-0.0100 (0.027)	-0.0561 (0.034)
lnFullforte_bustadDiff	-0.0060 (0.017)	-0.0348 (0.039)
Trend	-0.0000 (0.000)	-0.0004 (0.000)
D.lnFullforte_bustadLag1	0.0477 (0.054)	-0.0310 (0.047)
D.lnFullforte_bustadLag2	-0.0103 (0.027)	-0.0388 (0.044)
D.lnFullforte_bustadLag3	0.0070 (0.027)	-0.0461 (0.039)
D.lnGjennKvmLag1	-0.0166 (0.054)	-0.0647*** (0.013)
D.lnGjennKvmLag2	-0.0262 (0.028)	0.0224 (0.023)
D.lnGjennKvmLag3	0.0021 (0.031)	-0.0183 (0.021)

1.q	0.0423 (0.037)	0.0983 (0.060)
2.q	0.0444* (0.024)	0.0626** (0.029)
3.q	0.0178 (0.033)	0.0714 (0.045)
4.q	0.0000 (.)	0.0000 (.)
_cons	0.0045 (0.031)	-0.0397 (0.041)
<hr/>		
$R^2$	0.617	0.410
$N$	62	62
	<hr/>	<hr/>

*\*indikerer signifikans på 10 prosentnivå; \*\* indikerer signifikans på 5 prosentnivå;  
\*\*\*indikerer signifikans på 1 prosentnivå. Robuste standardfeil i parentes*