



Universitetet
i Stavanger

DET TEKNISK-NATURVITENSKAPELIGE FAKULTET
MASTEROPPGAVE

Studieprogram/spesialisering: Industriell økonomi	Vårsemesteret, 2015 Åpen
Forfatter: Rune Holm	 (signatur forfatter)
Veileder: Jostein Aleksandersen	
Tittel på masteroppgaven: Oljeprisens påvirkning på norske boligpriser- effekten av oljeprisfallet høsten 2014 Engelsk tittel: The oil price impact on Norwegian housing prices- the effect of the drop in oil prices during the fall 2014	
Studiepoeng: 30	
Emneord: Boligprisen, Oljeprisen, Paneldata	Sidetall: 71 + vedlegg/annet: 2 Stavanger, 15/06/2015

Sammendrag

Denne masteroppgaven har som formål å finne ut om det er en sammenheng mellom boligprisen og oljeprisen. Dette gjøres ved å lage en variabel som justerer oljeprisen etter andel indirekte og direkte petroleumsansatte i Norges 25 største byer. Oppgaven undersøker hvorvidt oljeprisfallet høsten 2014 har hatt et umiddelbart utslag i det norske boligmarkedet og vil derfor begrense analyseområdet fra kvartal 2 2014 til kvartal 1 2015.

Paneldata er brukt som analysemetode i oppgaven og programmet Stata 11 er brukt til å utføre selve analysen. Datagrunnlaget er balansert og har 12 perioder og 300 observasjoner. Analysene viser at faste effekters modell gir de beste estimatene for datasettet, hvorav de uavhengige variablene inntekt og arbeidsledighet ikke var signifikante ved 5% nivå.

Analysen kan ikke konkluderer med at det er en sammenheng mellom oljeprisen og boligprisen. På bakgrunn av teori og tidligere forskning antas det at det er et etterslep mellom oljeprisfallet og boligprisen som analysen ikke har fanget opp. Det er derfor rimelig å anta at oljepriseffekten ikke har slått ut i boligmarkedet enda.

Forord

Med denne oppgaven avslutter jeg min master i industriell økonomi ved UIS og hiver meg ut i arbeidslivet som sivilingeniør. Arbeidet med denne oppgaven har gitt meg et større innblikk i makroøkonomiske sammenhenger. Det har vært interessant å se hvor avhengig Norge er av oljeprisen og økonomiske faktorer internasjonalt. Ettersom jeg personlig har kjøpt meg bolig under utarbeidelsen av denne masteroppgaven har det vært interessant å følge utviklingen i boligmarkedet og flere av variablene som nevnes i oppgaven.

Jeg ønsker å takke min veileder Jostein Aleksandersen for mange gode diskusjoner, tips og veiledning under oppgaven. Jeg ønsker å takke Atle Øglend for veiledning vedrørende analysedesign og analyseutførelse. Jeg ønsker å takke Iris, Eiendom Norge, Eiendomsverdi og Finn.no for tilgang på analysedata. Jeg ønsker å takke min far for korrekturlesning. Og til slutt ønsker jeg å takke min samboer Ane Baltzersen for fine diskusjoner og korrekturlesning.

Rune Holm

Innholdsfortegnelse

Sammendrag	
Forord	
Tabelliste	
Figurliste	
Forkortelser/ordforklaringer	
1 Introduksjon	1
1.1 Tidligere forskning	3
1.2 Motivasjon	4
1.3 Problemstilling og antakelser	4
1.4 Oppgavens oppbygning	5
2 Oljeprisen	7
2.1 Oljemarkedet	7
2.2 Tilbud/etterspørsel	9
2.2.1 Oljeforbruk	9
2.2.2 Oljeproduksjon	12
2.2.3 Utviklingen i den amerikanske produksjonen	14
2.3 Andre faktorer som påvirker oljeprisen	15
2.4 Valutaens påvirkning på oljeprisen	16
2.5 Lagertall	17
2.6 Oljeprisens påvirkning på norsk økonomi	18
3 BOLIGPRISEN	21
3.1 Husholdningenes inntekt	22
3.2 Boliglånsrente	24
3.3 Medias påvirkning på boligprisene	24
3.4 Befolkningsvekst og nyboligbygging	25
3.5 Arbeidsmarkedet	26
3.6 Boligprisene i de 25 største norske byene	28
4 Geografisk og petroleumsbasert inndeling av Norge	31
5 Metode	35
5.1 Statistisk teori	35
5.1.1 <i>Paneldata</i>	35

5.1.2	<i>Minste kvadraters metode</i>	36
5.1.3	<i>Forskjellene mellom faste effektors modell og modell med tilfeldig heterogenitet</i>	37
5.1.4	<i>Faste effektors modell</i>	38
5.1.5	<i>Modell med tilfeldig heterogenitet</i>	39
5.1.6	<i>Breusch-Pagan Lagrangiansk Multiplier test</i>	40
5.1.7	<i>F-test</i>	40
5.1.8	<i>Hausman spesifikasjonstest</i>	41
5.1.9	<i>Bruk av logaritme til variablene brukt i modellen</i>	42
5.2	<i>Fremgangsmåte</i>	43
5.3	<i>Forutsetninger for analysen</i>	44
5.3.1	<i>Tettstedsdefinisjon</i>	44
5.3.2	<i>Sesongjustering</i>	44
5.3.3	<i>Logaritmisk fremstilling</i>	44
5.4	<i>Variablene brukt i analysen</i>	45
5.4.1	<i>Boligprisen (Y)</i>	45
5.4.2	<i>Multivariabelen</i>	46
5.4.3	<i>Arbeidsledighetstall</i>	48
5.4.4	<i>Befolkningsvekst</i>	48
5.4.5	<i>Inntekt</i>	48
5.4.6	<i>Annonseudager</i>	49
5.4.7	<i>Boligrentene</i>	49
6	<i>Resultat og diskusjon</i>	51
6.1	<i>Resultat</i>	51
6.1.1	<i>Minste kvadrats metode</i>	52
6.1.2	<i>Faste effektors modell</i>	54
6.1.3	<i>Modell med tilfeldig heterogenitet</i>	56
6.1.4	<i>Breusch Pagan Lagrangiansk Multiplier test</i>	57
6.1.5	<i>F-test</i>	58
6.1.6	<i>Hausman spesifikasjonstest</i>	59
6.1.7	<i>Resultatoppsummering</i>	60
6.2	<i>Diskusjon</i>	61
7	<i>Konklusjon og videre forskning</i>	65
8	<i>Svakheter ved oppgaven</i>	67
9	<i>Bibliografi</i>	69
	<i>Appendiks</i>	72

Tabelliste

Tabell 1 Verdens 18 største oljeforbrukere i 2013 pluss Norge som referanse (Eia, 2014)	10
Tabell 2 Verdens 19 største oljeprodusenter, deres produksjonsvolum og prosent av total verdensproduksjon i 2014 (Eia, 2014)	13
Tabell 3 Estimert boligbehov mot igangsatte boliger 2013 (Konkurransetilsynet, 2015)	25
Tabell 4 Markedsandelen til de tre største aktørene i norske byregioner (Konkurransetilsynet, 2015).....	26
Tabell 5 Sammenligning av faste effekters modell og modell med tilfeldig heterogenitet (Park, 2011).....	37

Figurliste

Figur 1 Fordeling BNP i 2014 (Finansdepartementet, 2014), (SSB, 2014)	2
Figur 2 Regionfordelt oljeforbruk 2013 (Eia, 2014)	9
Figur 3 Snitt kvartalsvis oljepris mot tilbud og etterspørsel (ACRPS, 2015) (eia, 2015) gjengitt med brent oljepris	11
Figur 4 Oljeprodusenter etter region (Eia, 2014)	12
Figur 5 USAs oljeproduksjon fra 2009 til 2014 (eia, 2015).....	14
Figur 6 Tilbud, etterspørsel (venstre akse) og lager av olje (høyre akse) (VOX News, 2015).....	17
Figur 7 Hvordan renten påvirker inflasjonen (Norges Bank, 2004)	18
Figur 8 Årlig boligpris- og konsumprisindeks i perioden 2005 til 2015 (SSB, 2015)	21
Figur 9 De viktigste driverne i det norske boligmarkedet, separate spørsmål (NHI, 2015)	22
Figur 10 Den Norske boligprisens utvikling i forhold til andre land (Brun, 2013)	23
Figur 11 Disponibel inntekt per innbygger 1960-2010 (Brun, 2013)	23
Figur 12 Sysselsetning 2014-2015 fordelt på type ansatte (Norsk Industri, 2015).....	27
Figur 13 Arbeidsstyrken i prosent av antall personer i alderen 15 til 74 år (Victoria Sparrman, 2012).....	27
Figur 14 Prisutviklingen i de største norske tettstedene fra april 14-mars 15 (Finn.no AS, 2015).....	28
Figur 15 Prisutviklingen i de største norske tettstedene fra april 14-mars 15 (Finn.no AS, 2015).....	29
Figur 16 Prisutviklingen i de største norske tettstedene fra april 14-mars 15 (Finn.no AS, 2015).....	29
Figur 17 Prisutviklingen i de største norske tettstedene fra april 14-mars 15 (Finn.no AS, 2015).....	30

Figur 18 Petroleumsrelatert virksomhet direkte (gul/rød) og indirekte (grønn) (Blomgren, et al., 2015).....	31
Figur 19 Ansatte i petroleumsvirksomhet fordelt på fylke, Norge 2014 (Blomgren, et al., 2015)	32
Figur 20 Petroleumsvirksomhet fordelt på regioner og sortert etter absolutt størrelse, Norge 2014 (Blomgren, et al., 2015)	33
Figur 21 Retningslinjer for modellvalg (Park, 2011).....	43

Forkortelser/ordforklaringer

Spekulanter	Tradere eller personer som tjener penger på fluktueringer i markedet
Hedgere	Personer eller selskaper som tjener penger i andre markeder og kjøper markedsposisjoner for å minske risikoen for fluktueringer i markedet.
BNP	Bruttonasjonalprodukt
SSB	Statistisk sentralbyrå
OPEC	Organization of the Petroleum Exporting Countries
NIBOR	Norwegian Interbank Offered Rate også kalt pengemarkedsrenten
NAV	Arbeids- og velferdsforvaltningen
AKU	Arbeidskraftundersøkelse gjennomført av statistisk sentralbyrå
Dummy-variabler	En dummy-variabel er binær variabel som enten har verdien 1 eller 0 for å vise om en effekt er tilstede eller ikke. Det kan for eksempel være 1 for observasjonene som gjelder mars måned og 0 på alle andre.
Frihetsgrader	Frihetsgrader er forskjellen mellom antall variabler og antall parameter i modellen (Store Norske Leksikon, 2015).
Spuriøse sammenhenger	En spuriøs sammenheng er når to variabler henger sammen på grunn av en bakenforliggende årsak. Et eksempel kan være blomster og iskremsalg, hvor den bakenforliggende årsaken er sommer (Store Norske Leksikon, 2015).
Kolinearitet	Korrelasjon mellom forklaringsvariablene
MKM	Minste kvadrats metode eller på engelsk Ordinary Least Square (OLS)
LSDV	Least squares dummy variable eller MKM med dummy variabler

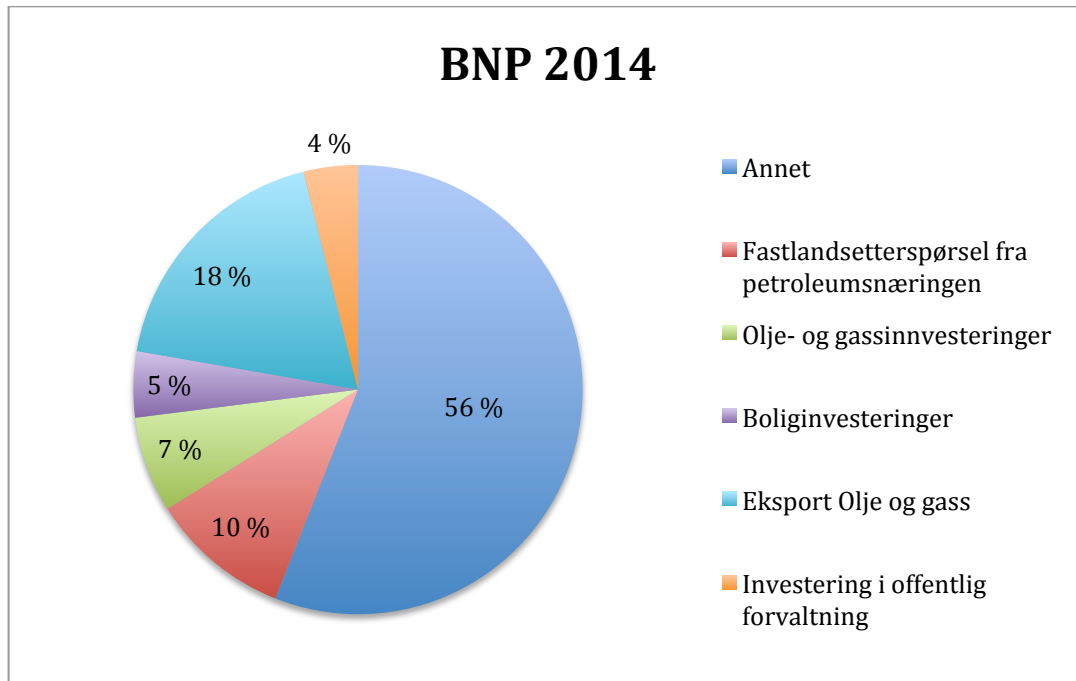
1 Introduksjon

I løpet av det siste året har det skjedd store omrokeringer i norsk økonomi etter oljeprisfallet høsten 2014. Det er stor uenighet om hvor, når og hva konsekvensene av oljeprisfallet blir og om dette er starten på en særnorsk resesjon eller om dette bare er forbigående førstesidestoff. Boligprisene har de siste årene har stadig slått nye rekorder og det er uenighet om hvilken vei boligprisene vil gå fremover.

Siden 70-tallet har oljen vært viktig for den norske økonomien og endringer i oljeprisen har hatt stor påvirkning på den norske handelsbalansen. I 2012 publiserte Menon en rapport som viste et anslag på de totale offentlige inntektene fra petroleumsindustrien. Rapporten inkluderte inntekter fra petroleumsskatt, Statens direkte økonomiske engasjement (SDØE), miljøavgifter, selskapsskatt fra operatører og leverandører samt inntektsskatt fra de 250 000 som jobbet direkte eller indirekte mot petroleum i Norge.

Rapporten konkluderte med at Norges i 2010 hadde inntekter på 1 196 milliarder kroner som stammet direkte og indirekte fra petroleumsindustrien, altså 40% av de totale offentlige inntektene (Menon, 2012).

I 2014 var Norges totale BNP på 3 108,4 milliarder kroner hvor petroleumsnæringen stod for en stor andel. Figur 1 illustrerer Norges BNP fordeling i 2014, hvor visse næringer er fremhevet i egne sirkelsektorer. En kan her se at omlag 18% av verdiskapningen kommer fra eksport av olje og gass, ca. 7% fra olje- og gassinvesteringer og ca. 10% fra fastlandsetterspørsel som følge av petroleumsnæringen (Finansdepartementet, 2014).



Figur 1 Fordeling BNP i 2014 (Finansdepartementet, 2014), (SSB, 2014)

I takt med bedre økonomi har også boligprisene steget. Historisk har de vært en viktig del av norske husholdningers sparing og pensjon-plassering (Norges Eiendomsmeglerforbund, 2015). Som vist i Figur 1 står landets boliginvesteringer for 5% av BNP.

I Norge er det en boligmodell som er basert på politisk enighet om at alle skal kunne eie egen bolig og fritt ha mulighet til å selge denne til markedspris (Norges Eiendomsmeglerforbund, 2015). Det har ført til at 78% av Norges husholdninger eier sin egen bolig i 2014. Dette er en veldig høy andel i forhold til våre naboland og resten av Europa. De norske myndighetene har gjennom lang tid holdt en moderat beskatning på bolig samt rentefradrag på skatten for å stimulere befolkningens evne til boligkjøp. Dette har vært en sentral faktor i boligprisstigningen gjennom de siste tiårene (Norges Eiendomsmeglerforbund, 2015).

1.1 Tidligere forskning

Kutluay og Yildiz (2013) mener i motsetning til Jacobsen og Naug (2004) at det er mer enn de fundamentale variablene: inntektsnivå, arbeidsledighet, boligbygging og rentenivået som bestemmer boligprisene. Jacobsen og Naug (2004) argumenterer for at boligprisene i stor grad påvirkes av endringer i boligrenten, mens Kutluay og Yildiz (2013) mener at det psykologiske aspektet, gjennom forventninger til norsk økonomi og stigende boligpriser, har en større påvirkning på boligprisen. Kutluay og Yildiz (2013) konkluderer i sin analyse med at boligprisene i 2010 var overestimert med 14% i forhold til sin fundamentale verdi. De konkluderer videre med at boligprisen ikke utelukkende bestemmes av fundamentale faktorer.

I sin analyse viser Brun (2013) at et oljeprissjokk vil ha størst innvirkning på boligprisene etter 6 år. Han viser også at en kombinasjon av et kraftig oljeprisfall og en renteøkning i utlandet vil ha størst effekt på norske boligmarkedet. Brun (2013) viser i likhet med Kutluay og Yildiz (2013) at forventninger til norsk økonomi og boligprisstigning har stor effekt på boligprisen. Brun (2013) sine analyser viser at et fall i forventninger har nesten like stor påvirkning som et fall i oljeprisen og investeringene på norsk sokkel til sammen.

Cappelen et al. (2014) mener i sin rapport at Norges økonomi er robust ovenfor et kraftig fall i oljeprisen. De viser til erfaringer fra oljeprisfallet i 1986 hvor resultatet var et kraftig fall i den norske kronen, arbeidsledighet på over 6% og en nominell økning i boligrentene. Forskjellen fra den gang er at Norge har opparbeidet seg en økonomisk buffer i form av oljefondet, en fleksibel valutakurs og inflasjonsmål. Norge har også fått et mer fleksibelt arbeidsmarked gjennom at flere arbeidsinnvandrere vil forlate landet i dårligere tider. De konkluderer til slutt med at Norge fortsatt er avhengig av oljen og at oljeprisfallet vil merkes godt.

1.2 Motivasjon

Motivasjonen for å skrive denne oppgaven har vært mye basert på medias fremstillinger om oljeprisfallets katastrofale følger og boligmarkedets bobletendenser. Det er interessant å analysere om det er en sammenheng mellom to av de viktigste variablene for norsk økonomi og om oljeprisfallet høsten 2014 har slått ut i boligprisene.

1.3 Problemstilling og antakelser

Denne masteroppgaven har som formål å finne ut om det er en sammenheng mellom boligprisen og oljeprisen. Dette gjøres ved å lage en variabel som justerer oljeprisen etter andel indirekte og direkte petroleumsansatte i Norges 25 største byer.

Oppgaven bruker perioden rett før og etter oljeprisfallet høsten 2014 for å se om oljeprisen har hatt et direkte utslag i boligmarkedet. Analyseperioden er begrenset til kvartal 2 2014 til kvartal 1 2015.

Boligprisene har blitt hentet gjennom boligprisstatistikken til Eiendom Norge, Eiendomsverdi og Finn.no. Disse tallene blir deretter delt opp på kommunenivå og settes sammen til byer gjennom tettstedsdefinisjonen til (SSB, 2015) omtalt i avsnitt 5.3.1. Grensesnittet mellom disse to statistikkene er ikke helt perfekt, men oppgaven antar at dataene er representative for boligprisene i Norge. Det er valgt å ikke bruke sesongjusterte tall for å kunne se de direkte svingningene i boligprisen.

Variablene arbeidsledigheten, inntekt, befolkningsvekst, prosent direkte og indirekte petroleumsansatte og antall annonsedager er også oppdelt etter tettstedsdefinisjonen til (SSB, 2015) omtalt i avsnitt 5.3.1. Ettersom tettstedene består prosentvis av et antall kommuner antas det at de nevnte variablene er likt fordelt gjennom de aktuelle kommunene.

I mangel på nyere data har analysen brukt inntektsdata fra 2013 som ikke er justert for inflasjon eller skatt. Ettersom analysen går over en kort periode antas det at forskjeller i inflasjon og skatt er neglisjerbare. Det antas også at inntektene fra 2013 er representative for dagens inntektsforskjeller mellom byene.

Det antas at NAV sine arbeidsledighetstall er representative for arbeidsledigheten i Norge, selv om tallene ikke fanger opp de som ikke har registrert seg hos NAV. NAV sine arbeidsledighetstall er valgt fremfor AKU-ledigheten på grunn av at dataene er mer tilgjengelige.

Byggekostnadene er ekskludert fra analysen, da det antas at endringen i byggekostnadene er neglisjerbar i analyseperioden.

Det antas at antall indirekte og direkte petroleumssysselsatte per bosatt ikke endrer seg i analyseperioden, tross for oljeprisfallet.

1.4 Oppgavens oppbygning

Kapittel 2 går inn på hvilke aktører og faktorer som bidrar til endringer i oljeprisen og ser på Norges økonomiske forhold til denne råvaren. Kapittel 3 ser på boligprisen og hvilke fundamentale og ikke fundamentale faktorer som prissetter det norske boligmarkedet. Kapittel 4 ser på hvor og i hvilke regioner norsk petroleumsindustri er utbredt. Kapittel 5 viser teorien bak analysene som har blitt utført i oppgaven. Første del av kapittel 6 viser analyseresultatene og i slutten av kapitlet sammenlignes analyseresultatene mot teorien presentert i de foregående kapitlene. Oppgaven avsluttes med en konklusjon og forslag til videre forskning i kapittel 7, etterfulgt av en vurdering av oppgavens svakheter i kapittel 8. To appendiks ligger som vedlegg til oppgaven.

2 Oljeprisen

Denne oppgaven tar for seg hvordan oljeprisen påvirker boligprisene i de 25 største norske byene. For å kunne vurdere oljeprisen opp mot andre variabler som påvirker norsk økonomi, er det viktig å forstå hvordan oljeprisen blir satt og hvilke markedskrefter som ligger bak denne råvaren. I dette kapittelet vil oppgaven gå nærmere inn på hva som driver oljeprisen, hvilke markeder oljen omsettes i og hvilke aktører som kjøper og selger olje.

2.1 Oljemarkedet

For at det skal være en gjensidig forståelse av hva som blir kjøpt og solgt i markedet er det viktig å ha fast kvalitet, volum, valutakurs på råvaren som handles. Ettersom det er ulike aktører som handler olje er det også viktig å ha en forståelse for agendaen til de ulike aktørene. Når det er snakk om oljeprisen refereres det alltid til prisen per fat (158,99 liter eller 42 gallon) råolje oppgitt i dollar.

Oljemarkedet opererer med flere ”benchmarks” eller oljetyper. De største og mest brukte er: Brent Crude (BRT), Texas Intermediate (WTI), Dubai Crude, Oman Crude, Urals Oil og OPEC Reference Basket. Forskjellen på disse oljetyperne er forenklet forklart: kvalitet og leveransepunkt. Oljetyperne representere ulike råoljer fra forskjellige steder i verden og råoljen har derfor forskjellig egenskaper. En light (lav densitet) og sweet (lite svovelinnhold) er den mest ettertraktede oljetyper, da denne er lettere å raffinere. En slik råolje vil normalt være priset høyere i forhold til andre oljetyper. I tillegg til kvalitetsforskjeller har de ulike oljene forskjellige leveransepunkt. Det fører til at oljene som har billigst transportkostnader blir priset høyere (Akram & Holter, 1996). I denne oppgaven vil det utelukkende bli brukt Brent Crude (BRT) når det refereres til oljeprisen, dette er fordi det både er ”benchmarken” for olje produsert på norsk sokkel, men også fordi det er referanseprisen for to-tredjedeler av alle oljehandler gjort i verden.

Dagens oljehandel foregår i grove trekk på to markeder: spotprismarkedet og futures-markedet. Spotprismarkedet er det tradisjonelle markedet hvor raffinerier, produsenter, transportører etc. kjøper og selger fysiske volumer av olje.

”Futures” er fremtidige kontrakter med en forhåndsbestemt pris og et forhåndsbestemt volum råolje, levert på en gitt dato i fremtiden. Handlene i et futures-marked blir gjort av tre typer aktører: forbrukere, spekulanter og hedgere. I futures-markedet resulterer bare 3% av handlene i en faktisk leveranse av olje, hvor de resterende 97% ikke blir leverte, men blir tilbakesolgt til den opprinnelige selgeren når kontrakten utløper i fremtiden (CME, 2006).

Oljespekulantene forsøker å analysere markedet i håp om å kunne se tegn til hvordan prisene vil se ut i fremtiden og handle slik at de sitter igjen med en profitt. Hedgerne forsøker derimot å minske risikoen for høyere oljepris gjennom å kjøpe fremtidige oljekontrakter til en fast pris. Det vil si at hvis oljeprisen stiger, vil en i fremtiden kunne tjene tilsvarende på å selge sin futures-kontrakt som en kommer til å tape på å kjøpe olje til spotpris eller vice versa (CME, 2006).

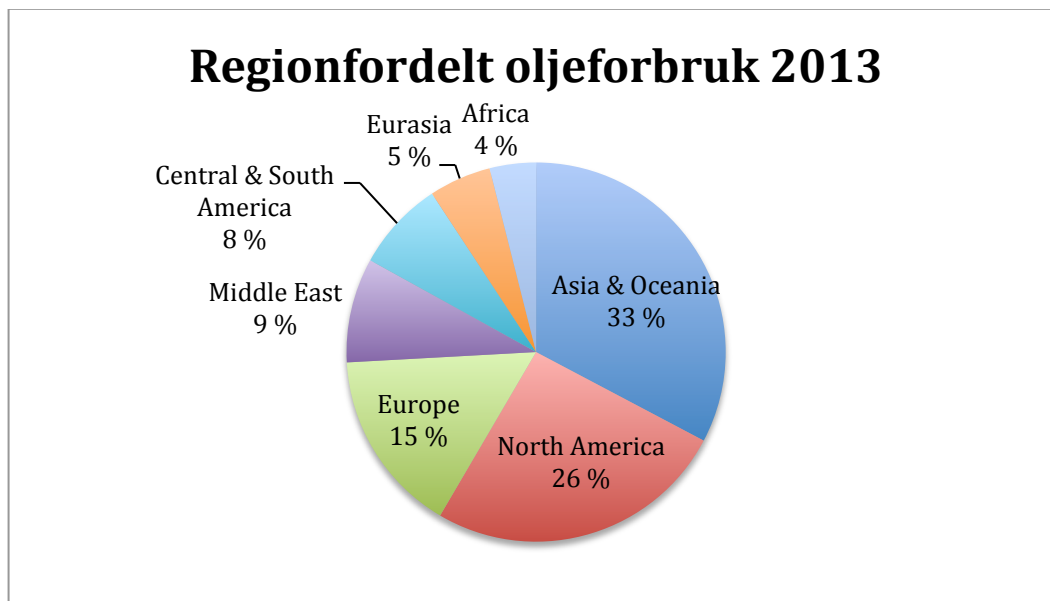
Spekulanter er ofte sett på som noe negativt når det er snakk om svingninger i markedet. Det er verdt å merke seg at det er spekulantene som gjør markedet likvid, og uten dem vil ikke hedgerne få utført sine handler (CME, 2006). For spotmarkedet er spekulantene også med på å stabilisere prisen ved midlertidig etterspørsel og tilbudssjokk. Det gjøres igjennom å selge ”futures-kontrakter” når prisene stiger og kjøpe ”futures-kontrakter” når prisene faller. Prisdifferensen mellom spotprismarkedet og ”futures-markedet” vil på sikt balanseres ettersom det vil bli større etterspørsel i det markedet som er lavest priset (Akram & Holter, 1996).

2.2 Tilbud/etterspørsel

Oljeprisen, som andre handelsvarer, er avhengig av grunnleggende tilbud og etterspørsel. På bakgrunn av tall i forkant av oljeprisfallet høsten 2014 diskuteres det om det er andre faktorer som spiller en viktigere rolle. Akram & Holter (1996) forklarer at både oljeproduksjonen og oljeforbruket er lite prisfølsomt. Dette gjør at små endringer i markedet gir store utslag på oljeprisen. Dette delkapittelet vil gå nærmere inn på hvilke land som produserer og forbruker mest olje, samt teori på hva som har hatt størst innflytelse på oljeprisen den siste tiden.

2.2.1 Oljeforbruk

Den globale etterspørselen etter olje vokser kontinuerlig med unntak av noen svingninger som for eksempel etter finanskrisen. Aastveit et al. (2012) forklarer at 50-60% av oljeprisens fluktueringer kommer av etterspørselssjokk i markedet. Det betyr at etterspørselen påvirker oljeprisen mer enn tilbudet. Eia (2014) viser i Figur 2 verdens oljeforbruk i 2013 fordelt på regioner. Det er Asia og Oseania og Nord Amerika som har størst etterspørsel og Aastveit et al. (2012) påpeker at det er etterspørselssjokk fra spesielt asiatiske "Emerging Economies" som har størst innvirkning på oljeprisen.



Figur 2 Regionfordelt oljeforbruk 2013 (Eia, 2014)

På grunn av imperfekte substitusjonsmuligheter på olje er etterspørselen lite prisfølsom på kort sikt. På lengre sikt vil derimot etterspørselen etter olje være mer prisfølsom da oljeforbrukende prosjekter utsettes og andre energikilder vil bli mer etterspurt (Akram & Holter, 1996).

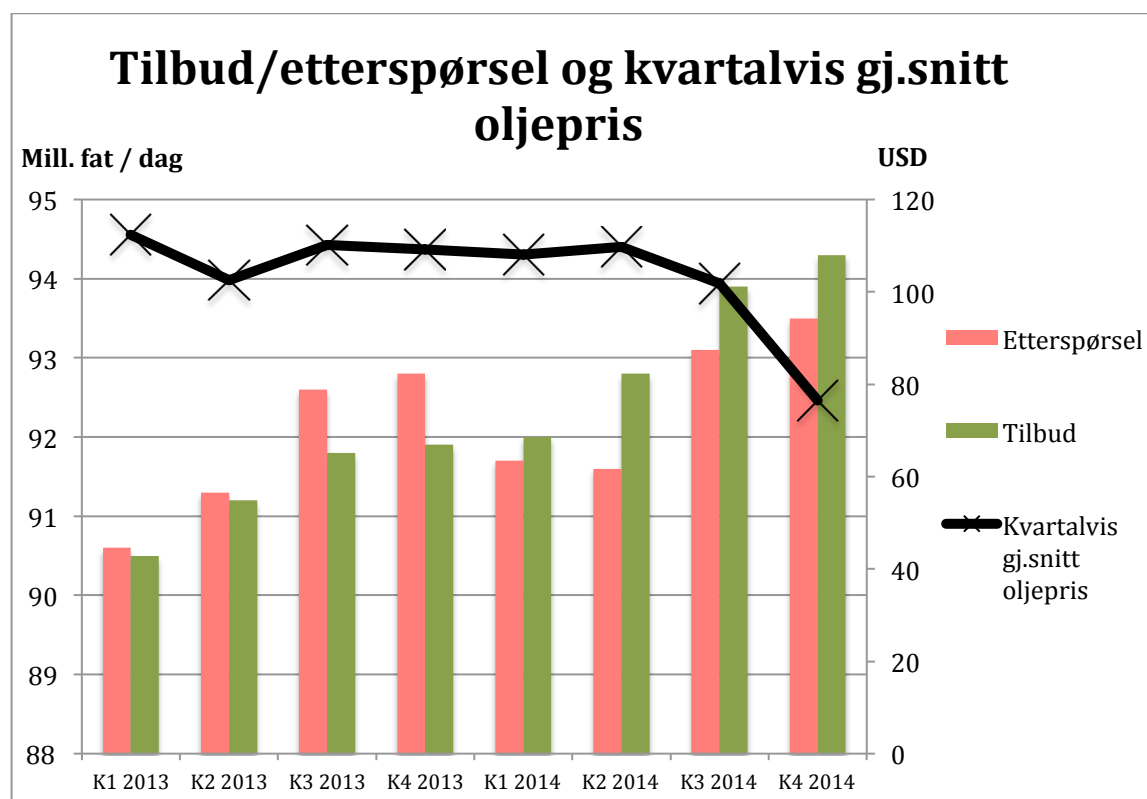
Tabell 1 viser Norge og de 18 landene med høyest forbruk av råolje pluss, hvor det er USA som spesielt utmerker seg ved å ha nesten dobbelt så stort forbruk som andreplassen Kina.

Tabell 1 Verdens 18 største oljeforbrukere i 2013 pluss Norge som referanse (Eia, 2014)

Topp oljeforbrukende land 2013 pluss Norge (Mill. Fat/dag)	2013	Prosent av tot. forbruk
World	91,19	100 %
United States	18,96	20,8 %
China	10,30	11,3 %
Japan	4,53	5,0 %
Russia	3,52	3,9 %
India	3,51	3,8 %
Brazil	3,00	3,3 %
Saudiia	2,97	3,3 %
Canada	2,43	2,7 %
Germany	2,40	2,6 %
Korea, South	2,32	2,5 %
Mexico	2,04	2,2 %
Iran	1,87	2,1 %
France	1,77	1,9 %
Indonesia	1,64	1,8 %
United Kingdom	1,51	1,7 %
Italy	1,32	1,4 %
Thailand	1,27	1,4 %
Singapore	1,26	1,4 %
Norway	0,22	0,2 %

Arab Center for Research and Policy Studies (2015) viser et eksempel som støtter teorien til Akram & Holer (1996) om at små endringer i tilbud og etterspørsel får store utslag i oljeprisen. I perioden 2009 til 2013 økte den globale oljeproduksjonen med 6,6%, mens den globale etterspørselen økte med 6,8%. I den samme tidsperioden økte oljeprisen med mer enn 50%.

Figur 3 viser kvartalsvis gjennomsnittlig brent oljepris mot tilbud og etterspørsel i millioner fat per dag i perioden 2013-2014 og illustrerer et annet eksempel fra studien til Arab Center for Research and Policy Studies (2015). Eksempelet forklarer at det var en økning i etterspørsel av olje i slutten av 2013, uten at det ga noe utslag i oljeprisen. Markedet går deretter fra overvekt etterspørsel til overvekt tilbud i perioden K4 2013 til K1 2014, noe som resulterer i veldig svak nedgang i prisen. I K2 2014 er det markant høyere tilbud av olje enn det er etterspørsel, noe som burde resultere i et sterkt prisfall. Resultatet var derimot en svak stigning i oljeprisen til prisrekord. De påfølgende kvartalene K3 2014 og K4 2014 er det netto tilbud i markedet, selv om netto tilbudet er lavere enn i K2 2014, faller oljeprisen markant.

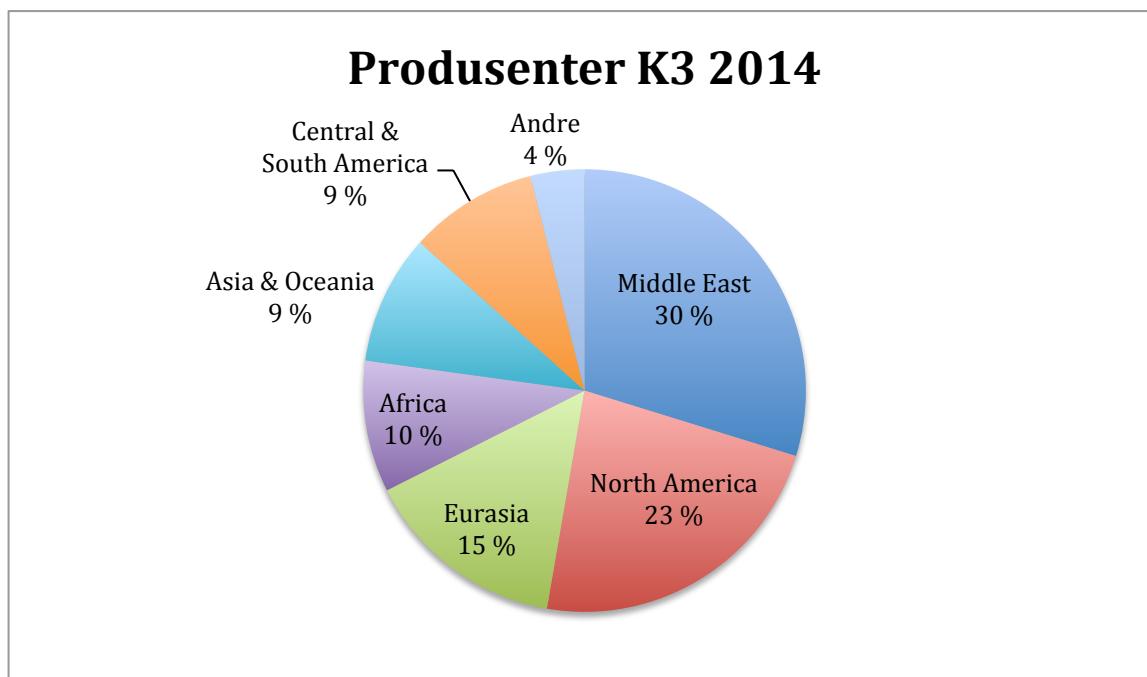


Figur 3 Snitt kvartalsvis oljepris mot tilbud og etterspørsel (ACRPS, 2015) (eia, 2015) gjengitt med brent oljepris

Arab Center for Research and Policy Studies (2015) argumenterer derfor for at det er andre faktorer som påvirker oljeprisen mer enn tilbud og etterspørsel. De faktorene som fremheves er politisk spill, markedsandeler og spekulering i råvarer.

2.2.2 Oljeproduksjon

Historisk sett har OPECs medlemmer, Algerie, Angola, Ecuador, Iran, Irak, Kuwait, Libya, Nigeria, Qatar, Saudi Arabia, De forente Arabiske Emirater og Venezuela stått for største delen av oljeeksporten i verden. Siden begynnelsen av 80-tallet har de oljeproduserende landene utenfor OPEC, som bla. USA, Canada, Mexico, Storbritannia, Russland og Norge, fått større innflytelse på markedet. Figur 4 viser verdens oljeprodusenter i 2014 fordelt på regioner, hvor en spesielt bør legge merke til hvordan Nord Amerika i dag har blitt en viktig produsent i oljemarkedet. Den amerikanske oljeproduksjonen de siste årene vil bli diskutert nærmere i avsnitt 2.2.3.



Figur 4 Oljeprodusenter etter region (Eia, 2014)

Så lenge etterspørselen av olje er stigende, vil det letes etter nye oljefelt og nye måter å effektivisere oljeutvinningen på. Råolje er derimot ikke en fornybar ressurs og vil sannsynligvis gå tom en gang i fremtiden, hvis dagens etterspørsel opprettholdes. I moderne tid har det vært en økende trend i produksjonen, bortsett fra en tilbakegang på 80-tallet

Peak-Oil er når det maksimale utvinningsvolumet i verden er oppnådd og oljeproduksjonen ikke lenger vil kunne tilfredsstille behovet for olje (Investopedia, 2015). Peak-Oil har vært et mye diskutert tema og det er uenighet om hvor stor innvirkning Peak-Oil vil ha på verdensøkonomien. Tabell 2 viser verdens 19 største oljeprodusenter, deres produksjonsvolum og prosent av total verdensproduksjon. Tabellen viser at verdensproduksjonen er jevnt stigende, men at produksjonen i de fleste landene har nådd ”peak-oil” og er jevn eller lavt fallende. USA og Brasil står derimot for en stor økning av verdensproduksjonen i de tre første kvartalene av 2014.

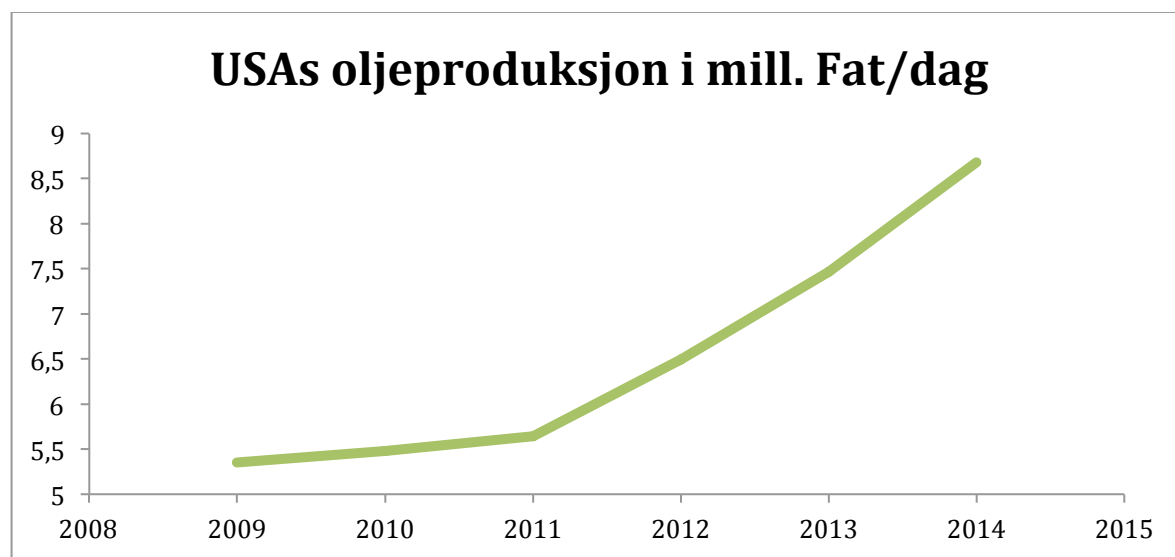
Tabell 2 Verdens 19 største oljeprodusenter, deres produksjonsvolum og prosent av total verdensproduksjon i 2014 (Eia, 2014)

Land med størst oljeproduksjon i 2014 (Mill. Fat/dag)	2014					
	K1	Prosent av tot. prod.	K2	Prosent av tot. prod.	K3	Prosent av tot. prod.
World	91,613	100 %	92,263	100 %	93,556	100 %
United States	13,121	14,3 %	13,929	15,1 %	14,275	15,3 %
Saudi Arabia	11,727	12,8 %	11,578	12,5 %	11,629	12,4 %
Russia	10,859	11,9 %	10,831	11,7 %	10,787	11,5 %
China	4,459	4,9 %	4,486	4,9 %	4,420	4,7 %
Canada	4,342	4,7 %	4,193	4,5 %	4,413	4,7 %
United Arab Emirates	3,471	3,8 %	3,471	3,8 %	3,471	3,7 %
Iran	3,364	3,7 %	3,385	3,7 %	3,385	3,6 %
Brazil	2,337	2,6 %	2,980	3,2 %	3,323	3,6 %
Iraq	3,291	3,6 %	3,320	3,6 %	3,313	3,5 %
Kuwait	2,812	3,1 %	2,812	3,0 %	2,812	3,0 %
Mexico	2,882	3,1 %	2,857	3,1 %	2,782	3,0 %
Venezuela	2,689	2,9 %	2,689	2,9 %	2,689	2,9 %
Nigeria	2,424	2,6 %	2,390	2,6 %	2,491	2,7 %
Qatar	2,077	2,3 %	2,067	2,2 %	2,054	2,2 %
Norway	1,939	2,1 %	1,784	1,9 %	1,879	2,0 %
Angola	1,77	1,9 %	1,778	1,9 %	1,864	2,0 %
Algeria	1,721	1,9 %	1,721	1,9 %	1,721	1,8 %
Kazakhstan	1,73	1,9 %	1,662	1,8 %	1,706	1,8 %
Colombia	1,024	1,1 %	0,993	1,1 %	1,016	1,1 %

Det kreves mye kapital for å kunne bygge og lete etter nye oljefelt, men når oljefeltet omsider er i produksjon er produksjonskostnadene lave i forhold til inntjeningen. Basert på økonomisk teori resulterer dette i at selv om oljeprisene faller, vil produksjonen fortsette så lenge gjennomsnittskostnadene til prosjektet går ned og oljeprisen er høyere enn produksjonskostnadene. Ved et vedvarende prisfall/prishopp vil derimot antall utvinningsanlegg og utvinningskapasiteten på eksisterende anlegg endre produksjonstakten. Oljeproduksjonen er derfor i likhet med tilbudet, lite prisfølsomt på kort sikt og mer prisfølsomt på lengre sikt (Akram & Holter, 1996).

2.2.3 Utviklingen i den amerikanske produksjonen

USA har hatt stor betydning for oljeprisen historisk og har lenge vært en stor oljeforbrukende nasjon, men i løpet av de siste årene med høy oljepris har USA også blitt verdens største oljeprodusent. I Nord-Amerika har produksjon av skiferolje økt kraftig siden 2011 og som vist i Figur 5 har USA økt sin oljeproduksjon med 62% fra 2009-2014 og 54% fra 2011-2014 (eia, 2015).



Figur 5 USAs oljeproduksjon fra 2009 til 2014 (eia, 2015)

I 1970 ble det ulovlig å eksportere amerikansk olje ut av USA som gjør at den amerikanske oljen (WTI) utelukkende selges på det amerikanske markedet. Det internasjonale oljemarkedet blir bare påvirket av USA gjennom etterspørselssiden.

The Economist (2015) skrev i en artikkel at prisen på WTI ligger mye lavere enn prisen på Brent olje på grunn av mindre etterspørsel i et marked med lavere handlingsfrihet. I artikkelen spekuleres det i om de amerikanske styresmaktene vurderer å oppheve eksportforbudet, da oljelagrene i USA er nesten fulle. Denne oppgaven kommer ikke til å gå nærmere inn på hva utfallet på en slik lovendring vil bli, men at det kommer til å få et utslag i oljeprisen er ganske sikkert.

2.3 Andre faktorer som påvirker oljeprisen

Oljen er en kompleks råvare som både brukes som investeringsobjekt, risikosikring og som energikilde til mye av verdens transport og produksjon. Svingninger i oljeprisen har derfor stor betydelse for mange mennesker i verden og prisen vil derfor svinge på bakgrunn av mange faktorer.

Geopolitiske uroligheter, naturkatastrofer, lokale konflikter og politisk ustabilitet i oljeproduserende land har historisk vært bakgrunnen for flere negative tilbudssjokk. I nyere tid viser derimot Kilian (2008) og Aastveit et al. (2012) at produksjonsavvik grunnet geopolitiske uroligheter ikke gir et fysisk etterspørselssjokk, men at det snarere resulterer i spekulative etterspørselssjokk.

Oljeprisen kan også brukes som et politisk virkemiddel for å legge økonomisk press på land som er avhengig av oljeinntekter for å kunne finansiere konflikter nasjonalt eller internasjonalt. I kjølvannet av oljeprisfallet 2014 spekuleres det i om verden har vært vitne til en priskrig om markedsandeler mellom OPEC og USA eller om det er et politisk spill i regi av Saudi Arabia og USA for å hemme Irans og kanskje også Russlands støtte til aggressive militser i Jemen og Ukraina (ACRPS, 2015).

2.4 Valutaens påvirkning på oljeprisen

Oljen handles mellom ulike aktører i mange forskjellige land. Valutakursen spiller derfor en rolle for den reelle oljeprisen i hvert land. Økonomisk teori tilsier at kursnivået mellom to lands valuta skal være lik det relative kursnivået i de respektive landene (Rime & Sojli, 2006). Både Rime & Sojli (2006) og Frankel & Ros (1994) mener at valutakursen fluktuerer på bakgrunn av flere makroøkonomiske faktorer som rente, økonomisk vekst og inflasjon. På kortere sikt kan det derimot oppstå spekulative bobler som gjør at valutakursen avviker fra sin makroøkonomiske balanse.

Romstad (2008) og Rime & Sojli (2006) påpeker begge at en ordrestrømsanalyse i valutamarkedet er et viktig supplement til de makroøkonomiske faktorene for å kunne forklare valutaens svingninger. Romstad (2008) påpeker at det er viktig å se på hvor ordrestømmene kommer fra og bruker oljeoperatører som eksempel for svingninger i den norske krona: Oljeoperatørene får sine inntekter i dollar, men må betale petroleumsskatt i kroner. Oljeoperatørene må da kjøpe mye norske kroner og vil da spekulere i valuta for å få best mulig vekslingskurs. En god indikator på aktivitetsnivået i petroleumssektoren vil derfor være oljeoperatørenes kjøps- og salgsvolum av kroner (Romstad, 2008).

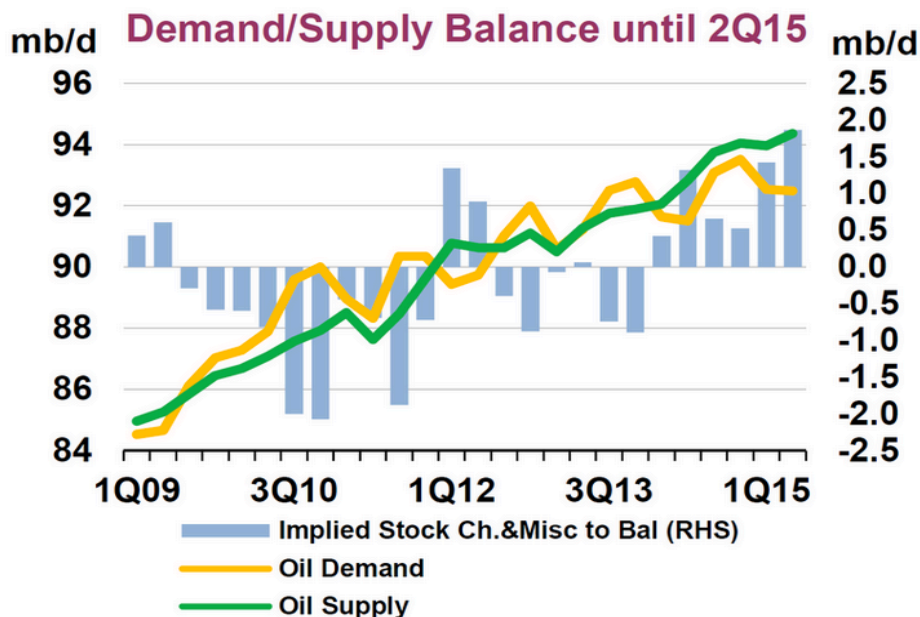
Oljeprisen har siden 1977 utelukkende vært notert i dollar, noe som gjør at alt salg av olje faktureres i dollar. Ved både uendret produksjon og oljepris vil derfor et fall i dollaren føre til et fall i oljeprisen målt i norske kroner (Akram & Holter, 1996). Novtny (2012) argumenterer videre for at det har vært et sterkt inverst forhold mellom oljeprisen og dollarkursen siden 2005. Hans modell viser at hvis dollaren taper seg 1% i verdi, vil oljeprisen stige med 2,1%. Ettersom dollaren og oljeprisen har en negativ korrelasjon vil dette dempe oljeprissvingningene i økonomier som ikke har dollar som valuta (Novtny, 2012).

Som vist innledningsvis er store deler av den norske økonomien basert på petroleumsinntekter. Empiri viser at råvarebaserte økonomier svinger etter prisene på råvarene, som for Norge er oljeprisen. Det er derfor allmenn akseptert at den norske kronen er oljeavhengig (Romstad, 2008).

2.5 Lagertall

En kan si at mengden olje som er på lager til en hver tid brukes som en slags termometer på oljemarkedet. Produseres det mer enn det forbrukes stiger lagertallene og vice versa.

Ut i fra modellene til det internasjonale energibyrået (IEA) kommer det ukentlig rapporter som gir markedet en statusoppdatering på hvor mye olje som finnes på lager. I tillegg presenterer Baker Hughes hver fredag resultatet av riggtellingen som forteller markedet hvor mange rigger som er i produksjon i USA. OPEC presenterer hver måned en noe mer langsiktig rapport som tar med seg produksjonstall og fremtidige estimater av produksjon og etterspørsel. Basert på blant annet disse tre rapportene ser markedet om det er over- eller underproduksjon til gjeldende priser. Både kortsiktige prisfluktueringer og større trender kan leses ut fra disse tallene og spekulative tilbud eller etterspørselssjokk kommer gjerne i etterkant av slike nyhetsslipp. Figur 6 viser tilbud og etterspørsel mot lagertall fra 2009 til 2015. En ser ut i fra figuren at etterspørselen på kort sikt svinger mye etter små endringer i lagerverdiene, noe som støtter forklaringen til Akram & Holter (1996) om at både oljeproduksjonen og oljeforbruket er lite prisfølsomt og at små endringer i markedet gir store utslag på oljeprisen.



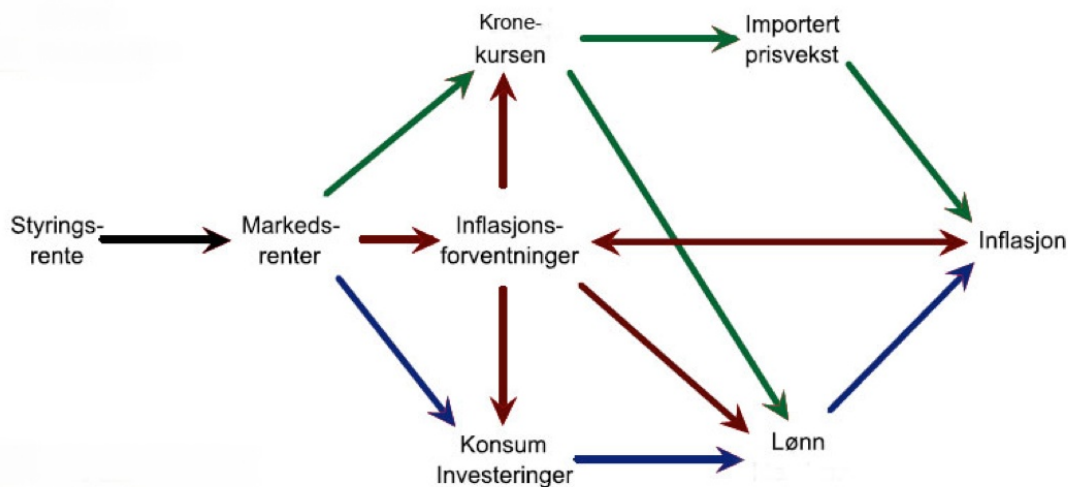
Figur 6 Tilbud, etterspørsel (venstre akse) og lager av olje (høyre akse) (VOX News, 2015)

2.6 Oljeprisens påvirkning på norsk økonomi

Norge, som har en liten åpen oljeproduserende økonomi, er veldig avhengig av oljeprisens fluktueringer og dollarkursens svingninger. En stor endring i oljeprisen vil kunne føre konjunktur-, kapitalstrøms- og konkurranseendringer.

Som vist innledningsvis står olje og gass eksport for 18% av Norges brutto nasjonalprodukt. Norge produserte 20 ganger mer olje og gass enn det som ble brukt innenlands i 2006 (Mohn, 2008). Ettersom all oljen som eksporterer selges i dollar er den amerikanske valutakursen et viktig parameter som slår direkte inn på norsk handelsbalanse.

Et viktig parameter i makroøkonomisk sammenheng er foliorenten eller styringsrenten. Norges Bank setter denne renten etter å ha vurdert Norges økonomi i en internasjonal sammenheng og de ser spesielt på rentenivået hos våre største handelspartnere. Nasjonalt vil lavere renter gjøre at private og bedrifter sitter igjen med mer kapital etter at gjelden er betjent. Det vil også generelt være billigere å ta opp ny gjeld for å investere, noe som resulterer i økt konsum og mindre sparing (Norges Bank, 2004). Figur 7 illustrerer styringsrentens inflasjonspåvirkning og bevegelser i markedet.



Figur 7 Hvordan renten påvirker inflasjonen (Norges Bank, 2004)

Kronekursen blir direkte påvirket av markedsrentene i Norge fordi valutainvestorer plasserer penger i valutaer som gir god avkastning eller høy rente. En forenklet forklaring er at hvis markedsrentene settes ned, vil investorene få mindre tilbakebetalt (renter) for å ha norske kroner og vil derfor finne andre markeder med bedre renteavkastning. Det resulterer i at det blir et større tilbud av kroner som resulterer i depresiering av den norske kronen. Dette fungerer også motsatt. En lavere kronekurs gjør Norge mer konkurransedyktig i utenlandske markeder ettersom våre handelspartnere vil få mer norske varer med samme beløp i deres valuta. Det fører videre til at importerte varer fra utlandet blir dyrere i Norge, som resulterer i mindre import og dermed en stigning i pris på norskproduserte varer. Dette kalles importert prisvekst og er med på å skape inflasjon på det norske markedet (Norges Bank, 2004).

Inflasjon betyr prisøkning og de norske myndighetene har et inflasjonsmål på 2,5% årlig. Poenget med dette er at det skal lønne seg å investere i dag fremfor i morgen, fordi det vil bli dyrere for hvert år som går. Markedet vil da opparbeide seg en inflasjonsforventning som blir preget av den inflasjonen som er i dag og den inflasjonen som har vært i markedet historisk. Lavere styringsrente vil derfor gi en forventning om økt inflasjon på en 1-3 års horisont (Norges Bank, 2004).

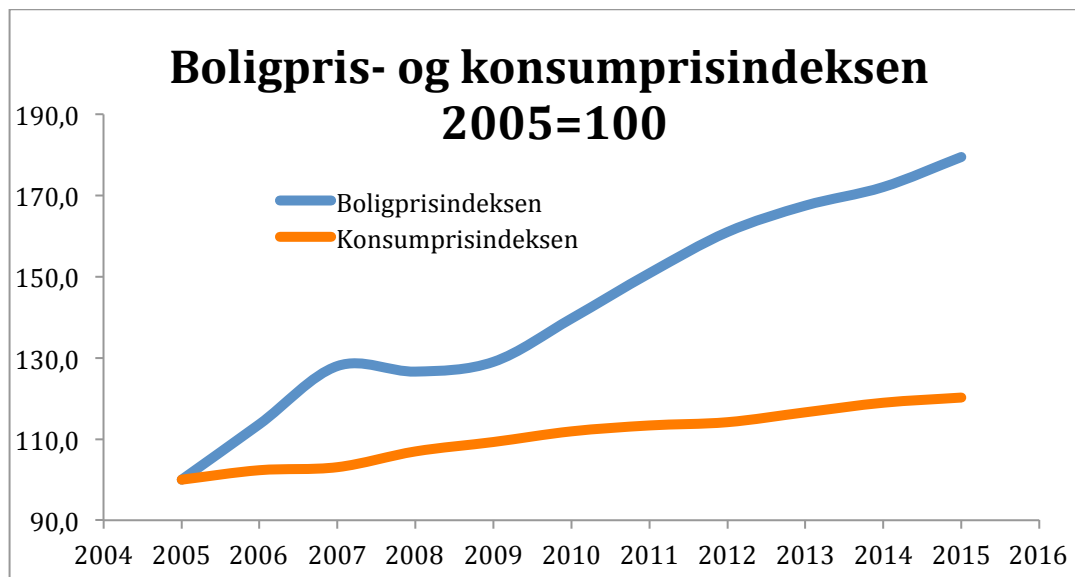
Økt konsum og investeringer bidrar til en oppsving i økonomien, flere arbeidsplasser og rift om kompetanse. Flere stillinger og konkurranse om kompetanse resulterer i høyere lønninger og bedre arbeidsbetingelser. Hvis lønnen øker mer enn inflasjonen og skatteutgiftene, vil hver enkelt lønnstaker ha mer å rutte med. Dette er også kalt en økning i realdisponibelinntekt (inntekten justert for inflasjon og skatt). Husholdningene får da en høyere inntekt som gir større spillerom til investeringer i bolig, forbruk eller sparing (Norges Bank, 2004).

Mohn (2008) påpeker at Norges økonomi de siste tiårene har nytt godt av høy oljepris og store investeringer innen petroleumsnæringen. Press på kapasiteten hos norske petroleumsleverandører har økt prisene på varer og tjenester nasjonalt og dermed gitt en importøkning. Empiriske studier viser at på grunn av petroleumsvirksomheten har Norge høyere vekst i både offentlig og privatsektor sammenlignet med våre naboland. Petroleumsvirksomheten har også bidratt til lavere arbeidsledighet og høyere lønns- og kostnadsvekst enn våre handelspartnere (intern appresiering). Resultatet av dette har vært en styrking av kronkursen (ekstern appresiering) samt en svekket konkurransevne for Norge internasjonalt. På bakgrunn av svekket konkurransevne har Norges nettoeksport av tradisjonelle varer minsket og bidratt negativt til BNP fastlands-Norge. Økt formue både privat og i offentlig sektor har vært motiverende både på investeringer og resultert blant annet i en økning i boligprisene (Mohn, 2008).

3 BOLIGPRISEN

Et vanlig uttrykk er ”å spare i egen bolig. Boligprisen er en viktig parameter i norsk privatøkonomi da 78% av Norges husholdninger eier egen bolig. Norske myndigheter har i lang tid ønsket å stimulere nordmenns evne til å eie egen bolig, dette har blitt gjort gjennom en moderat boligbeskatning og skattefradrag på renter (Norges Eiendomsmeglerforbund, 2015). Det er flere faktorer som påvirker boligprisen som blant annet boligrente, tomtepriser, inntekt, befolkningsvekst, media, arbeidsmarkedet, nyboligbygging og byggekostnadene. Dette kapitlet tar for seg disse faktorene.

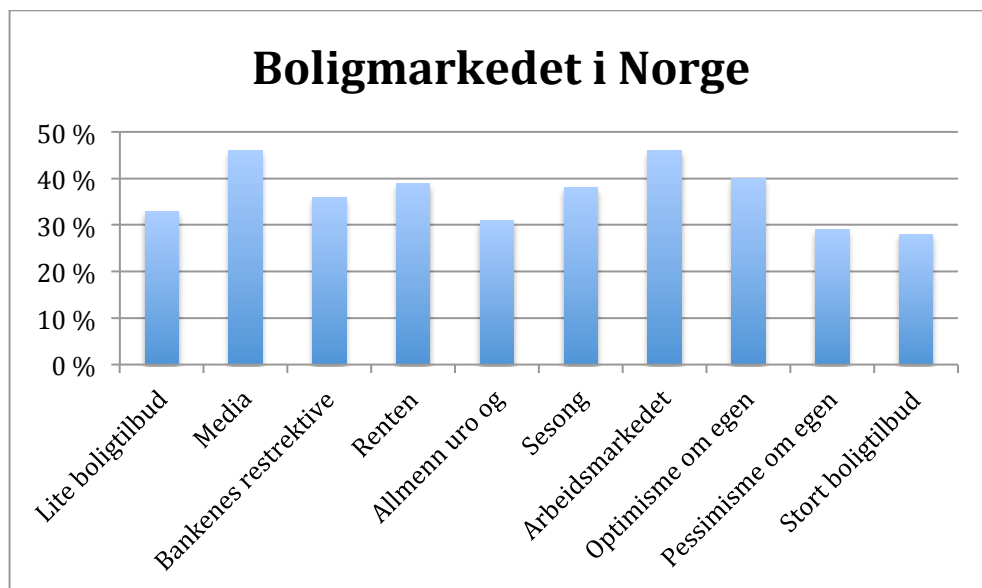
Figur 8 viser den årlige boligpris- og konsumprisindeksen i perioden 2005 til 2015. Ut i fra figuren kan en se at boligprisen har steget kraftig i forhold til konsumprisindeksen de siste 10 årene. Siden 2005 har boligprisene steget med hele 80% hvorav ca. 40% er før 2009 og 7% er stigningen det siste året.



Figur 8 Årlig boligpris- og konsumprisindeks i perioden 2005 til 2015 (SSB, 2015)

Det er mange faktorer som påvirker hvordan boliger er priset i markedet. Hvis en ser bort fra individuelle forskjeller som størrelse, utseende, vedlikehold, lokal beliggenhet etc. mener Jellum (2008) de viktigste faktorene er: den kortsiktige boliglånsrenten, realdisponibel inntekt, mengden lokal boligbygging og lokal befolkningsvekst og utsiktene for arbeidsmarkedet.

Nyere undersøkelser gjort av (NHI, 2015) viser derimot at media, arbeidsmarkedet, optimisme rundt egen økonomi og boliglånsrenten er de største driverne i det norske boligmarkedet. Dette er illustrert i Figur 9 som viser resultatet av undersøkelsene til (NHI, 2015). Konkurransetilsynet (2015) og NEF (2012) peker videre på at befolkningsveksten i og rundt storbyene er en viktig prisdriver samt at tomteprisene veier tyngre enn boligens byggekostnad og standard.

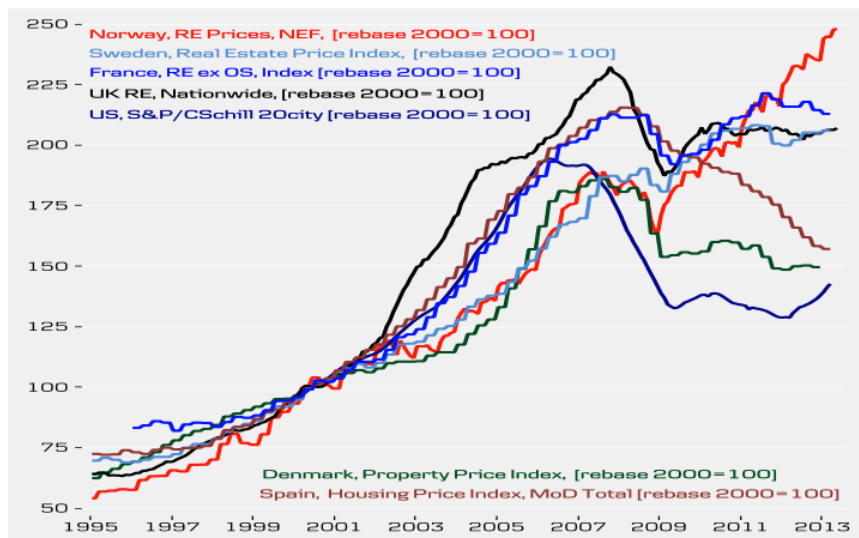


Figur 9 De viktigste driverne i det norske boligmarkedet, separate spørsmål (NHI, 2015)

3.1 Husholdningenes inntekt

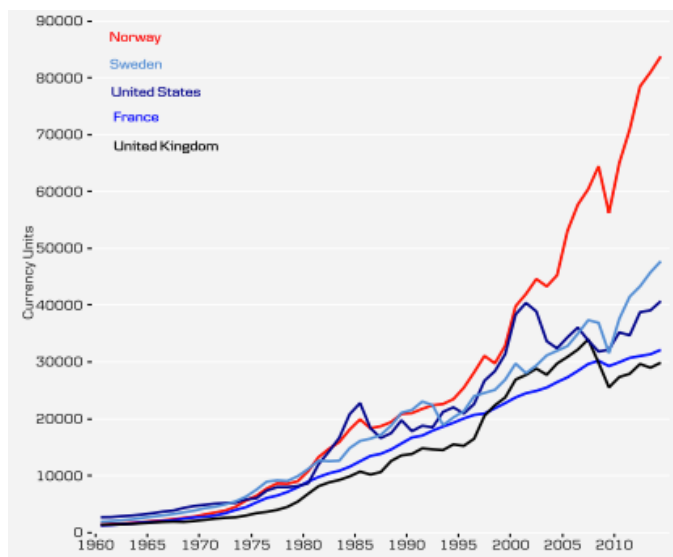
Som nevnt innledningsvis har Norge hatt en formidabel boligprisvekst de siste årene. For å finne ut om Norges prisvekst er særegen kan en sammenligne med boligprisveksten internasjonalt.

Figur 10 viser at Norges boligprisutvikling har fulgt gjennomsnittet internasjonalt frem til etter finanskrisen i 2009. En ser at Norges boligpriser har en krappere stigningsgrad og når boligmarkedet internasjonalt konsoliderer eller faller har Norges boligmarked skutt fart. Figur 10 viser disponibel inntekt per innbygger, hvor Norge er i rødt.



Figur 10 Den Norske boligprisens utvikling i forhold til andre land (Brun, 2013)

Det kan være mange grunner for denne prisstigningen, men det er en faktor som spesielt skiller Norge fra andre land og det er disponibel inntekt per innbygger. Ut fra Figur 11 kan en se at Norges disponible inntekt per innbygger har økt kraftig fra 1995, bortsett fra en tilbakegang under finanskrisen. I forhold til de andre landene vist i figuren har Norge hatt en spesielt høy lønnsvekst siden 2000. Det kan tenkes at et er nettopp denne lønnsveksten som har vært en viktig faktor for boligprisstigningen i Norge. Figur 11 viser disponibel inntekt per innbygger, hvor Norge er vist i rødt.



Figur 11 Disponibel inntekt per innbygger 1960-2010 (Brun, 2013)

3.2 Boliglånsrente

Kjøpekraften til de fleste norske husholdninger påvirkes i stor grad av svingninger i boliglånsrenten. Forenklet er boliglånsrenten satt sammen av to komponenter: pengemarkedsrenten (NIBOR) og bankenes rentemargin. På bakgrunn av det som skjedde under finanskrisen krever myndighetene at bankene er mer likvide for å kunne tåle mer økonomisk turbulens. Det er flere måter å få høyere kapital i bankene, men den mest vanlige er å øke rentemarginen slik at banken sitter igjen med mer penger per utlånt krone. Kapitalkravene har derfor en direkte innvirkning på boliglånsrenten (Konkurransetilsynet, 2015). Den viktigste faktoren i boliglånsrenten er pengemarkedsrenten (NIBOR), som er den renten bankene bruker for å låne penger seg imellom. Denne renten er bygd opp av styringsrenten pluss et risikopåslag som reflekterer internasjonale markedsf forhold og hvordan banken blir sett på som låntaker (Konkurransetilsynet, 2015).

Boliglånsrenten påvirker boligmarkedet gjennom billig eller dyr kreditt for husholdninger. Ved et lavt rentenivå, eller billig kreditt, sitter husholdningene igjen med mer penger etter at rentekostnadene er betalt. Romsligere økonomi gjør at norske husholdninger har mer penger til oppussing og kjøp av dyrere boliger. Noe som igjen driver opp boligprisene.

3.3 Medias påvirkning på boligprisene

Norske aviser skriver ofte om prisutviklingen på norske boliger og utviklingen i rentebanen. Ved at media gjør forbrukerne oppmerksom på hvilke banker som har den beste boliglånsrenten stimulerer det bankene til konkurranse. Media har derfor en indirekte påvirkning på den kortsiktige boliglånsrenten (Konkurransetilsynet, 2015).

Det er uenighet om til hvilken grad media påvirker boligprisene. NHI (2015) finner at 46% av spurte eiendomsめglere mener at media har en stor innflytelse på det norske boligmarkedet og konkluderer med at media er en av de største driverne i boligmarkedet. NEF (2012) konkluderer derimot med at medias påvirkning er stabil over lengre tid og at media ikke har noen spesiell påvirkning på boligmarkedet.

3.4 Befolkningsvekst og nyboligbygging

Norges befolkning øker stadig, spesielt gjennom innvandring. I følge SSB (2015) økte den norske befolkningen med 56 746 personer eller 1,1% fra januar 2014 til januar 2015, hvorav befolkningsveksten var størst i og rundt de store byene og da spesielt hovedstaden.

NHO (2015) viser at den norske boligbyggingen ikke har holdt tritt med befolkningsveksten siden 2000 og lavt boligtilbud har skapt et stort press på boligmarkedet, spesielt i bynære strøk. Konkurransetilsynet (2015) peker på samme trend og viser i Tabell 3 at boligbehovet i 2013 var større enn antall boliger igangsatt. Det trekkes også frem at Norges tilbudsrespons i boligmarkedet er mye dårligere enn i våre naboland (NHO, 2015).

Tabell 3 Estimert boligbehov mot igangsatte boliger 2013 (Konkurransetilsynet, 2015)

	Oslo	Bergen	Trondheim	Stavanger	Sandnes	Kristiansand
Estimert boligbehov 2013	6 250	1 500	1 700	1 250	700	800
Igangsatt boliger 2013	3 484	1 585	2 220	1 028	668	572
(Gjennomsnitt 2009-2013)	(2 758)	(1 099)	(1 068)	(676)	(373)	(488)

Boligprisene stiger mye mer enn byggekostnadene spesielt i og rundt de største byene. Ettersom 90% av antall omsatte boliger i løpet av et år er eldre boliger og kun 10% er nybygging, vil boligprisene i stor grad være skjermet for stigning i byggekostnader (Vale, Kutluay, & Yildiz, 2015).

Både Konkurransetilsynet (2015) og Prognosesenteret (2014) mener at det ikke lenger er konjunkturer som styrer boligbyggingen, men snarere tilgang på byggeklare tomter. Kommunene kritiseres av Konkurransetilsynet (2015) for å drive en ineffektiv og uforutsigbar saksbehandling og med det svekke konkurransen i markedet. Det trekkes også frem rekkefølgekrav og investeringskostnader ved bygging av infrastruktur som en prisdriver på nye boliger, da disse blir passert videre til kjøperen eller gjør at boligprosjekter blir utsatt eller ikke realisert. For å kunne håndtere disse usikkerhetene må utbyggerne til en hver tid ha store tomtebanker for å kunne sikre nok byggeklare tomter.

Som vist i Tabell 4 har de tre største aktørene i hver by godt over 50% av markedsandelene i store norske byer. Kravet om 10% garantistillelse sammen med behovet for store tomtebanker er likviditetskrevenende og gjør mindre entreprenører mindre konkurransedyktige i markedet (Konkurransetilsynet, 2015).

Tabell 4 Markedsandelen til de tre største aktørene i norske byregioner (Konkurransetilsynet, 2015)

SAMLET MARKEDSANDEL	
Oslo	79 prosent
Sandnes	74 prosent
Trondheim	74 prosent
Stavanger	65 prosent
Bergen	57 prosent

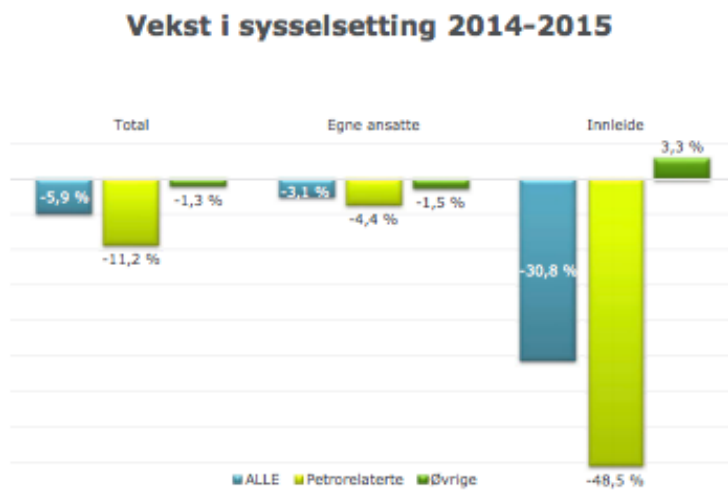
I følge NHO (2015) må det bygges 700 000 nye boliger innen 2040 for å holde tritt med befolkningsveksten, hvorav ca. 370 000 av disse må bygges innen 2025. For å oppnå dette målet må det altså bygges 37 000 boliger i året. Finansdepartementet (2014) anslår i nasjonalbudsjettet for 2014-2015 at det i 2014 skal igangsettes om lag 29 000 nye boliger, mens det i 2015 skal igangsettes 35 000 nye boliger. Ut i fra en enkelt sammenligning av disse to estimatene, ser det ut som at det vil kunne bli en knapphet på boliger i fremtiden også.

3.5 Arbeidsmarkedet

Arbeidsledighet er ut i fra økonomisk teori sett på som en sentral konjunkturindikator. Høy aktivitet i landets økonomi henger ofte sammen med lav arbeidsledighet og motsatt.

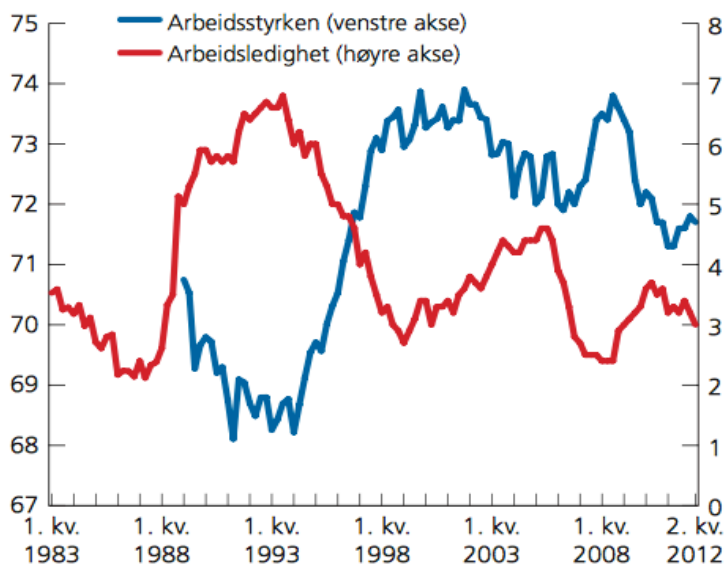
Etterspørselen etter arbeidskraft påvirkes direkte av lønnsnivået, hvor høyere lønn gir lavere etterspørsel. Norsk Industri (2015) viser i sin konjunkturrapport at det har vært en negativ vekst i sysselsetningen i perioden 2014 til 2015. En ser at det spesielt er petroleumssektoren som kutter og at det er innleide ansatte som reduseres kraftig.

Figur 12 illustrerer at petroleumsrelaterte selskaper reduserer de innleide med om lag 50%, men at noen av disse flytter over til andre næringer ettersom reduksjonen i innleide totalt sett faller med 30% (Norsk Industri, 2015).



Figur 12 Sysselsetning 2014-2015 fordelt på type ansatte (Norsk Industri, 2015)

Victoria Sparrman (2013) argumenterer for at økt arbeidsinnvandring senker arbeidsledigheten. Teorien går ut på at økt arbeidsinnvandring først senker lønnsveksten, som videre øker etterspørselen etter arbeidskraft som til slutt senker arbeidsledigheten. Figur 13 illustrerer arbeidsstyrken i prosent av antall personer i alderen 15 til 74 år og viser Victoria Sparrman (2013) argument grafisk.

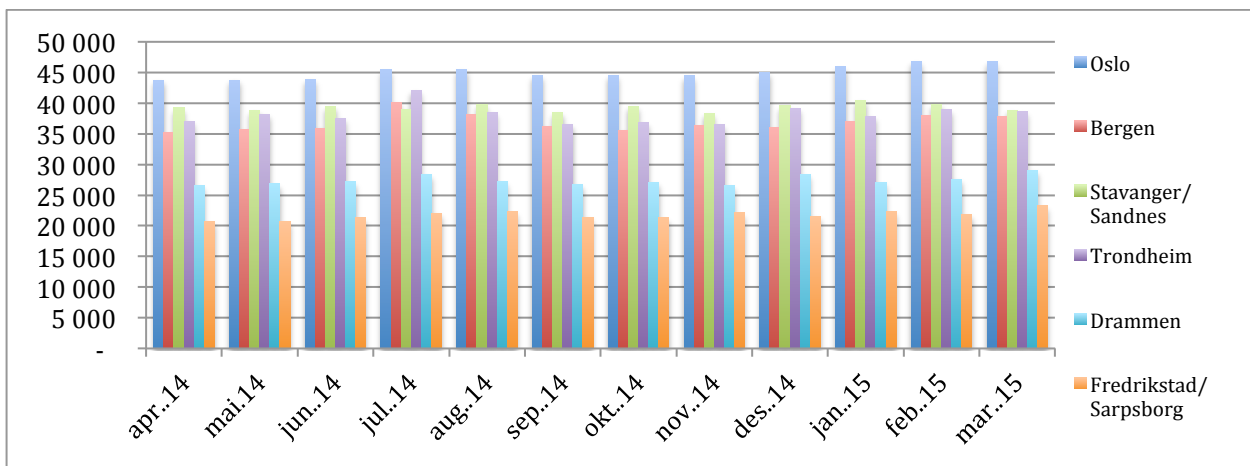


Figur 13 Arbeidsstyrken i prosent av antall personer i alderen 15 til 74 år (Victoria Sparrman, 2012)

3.6 Boligprisene i de 25 største norske byene

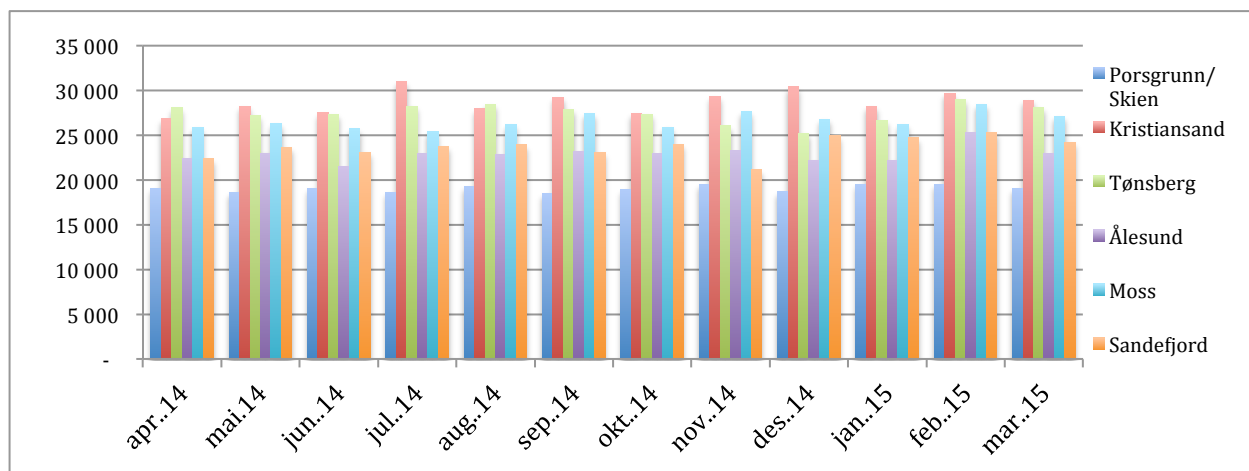
Denne oppgaven har sett på de boligprisutviklingen i de 25 største norske byene i perioden april 2014 til mars 2015. Generelt har de norske boligprisene i gjennomsnitt steget i perioden april 2014 til mars 2015 (SSB, 2015), men det vises allikevel regionale forskjeller (SSB, 2015).

Det er illustrerer i Figur 14 at Oslo, Bergen, Drammen og Fredrikstad/Sarpsborg har hatt en kraftig prisvekst på respektive 7%, 7,5%, 9,1% og 12,5% i perioden, mens Trondheim har hatt en noe mindre vekst på 4,6%. Stavanger/ Sandnes viser derimot at det har vært et fall i boligprisene i perioden på 1,1%.



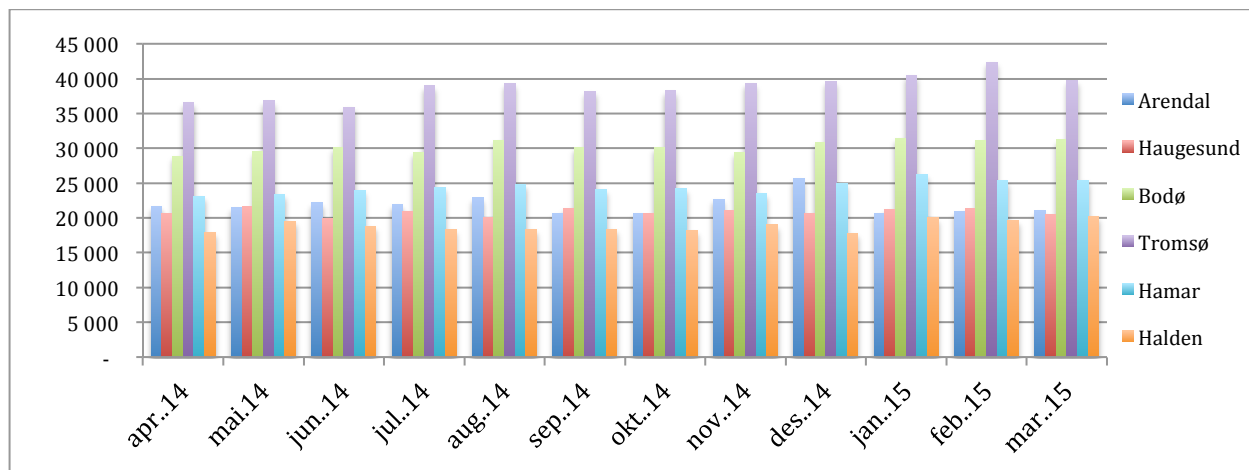
Figur 14 Prisutviklingen i de største norske tettstedene fra april 14-mars 15 (Finn.no AS, 2015)

I likhet med hovedstaden har både Kristiansand og Sandefjord hatt en stor prisvekst på respektive 7,6 og 8,2% i perioden. Moss og Ålesund har hatt noe mer moderat prisvekst på 4,7% og 2,33%, mens Tønsberg og Porsgrunn/Skien har hatt en uendret boligprisvekst med respektive 0% og -0,5% illustrerte i Figur 15.



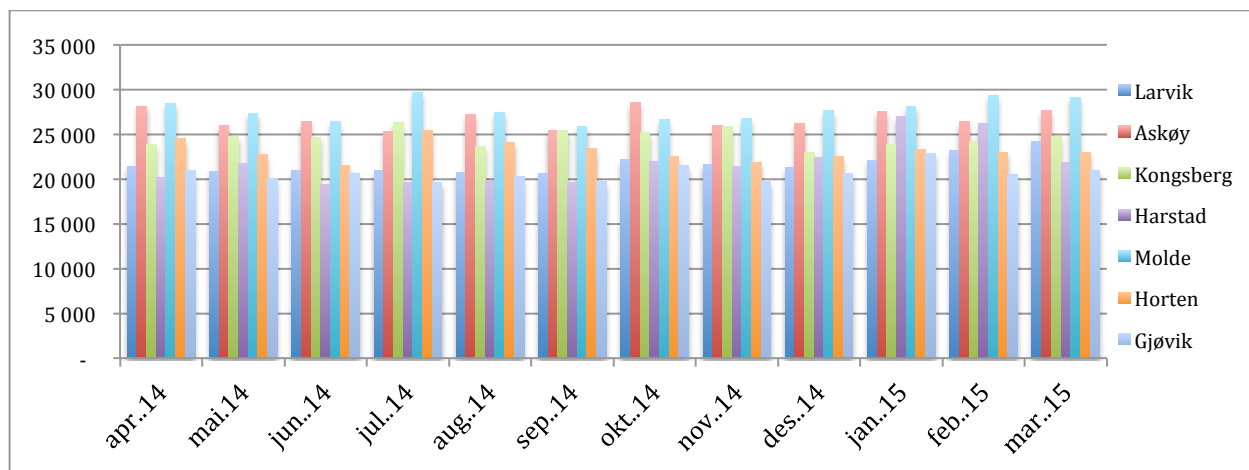
Figur 15 Prisutviklingen i de største norske tettstedene fra april 14-mars 15 (Finn.no AS, 2015)

I Figur 16 kan en se at boligprisene i nordlandsbyene Bodø og Tromsø sammen med Hamar har steget godt i perioden med respektive 8,2%, 8,6% og 10,0%. Videre har både Haugesund og Arendal hatt en negativ vekst på respektive -0,6% og -2,8%.



Figur 16 Prisutviklingen i de største norske tettstedene fra april 14-mars 15 (Finn.no AS, 2015)

Avslutningsvis viser Figur 17 at både Halden og Larvik topper prisveksten blant de 25 største byene på 12,5% og 13,1%. Videre har også Harstad hatt en god prisvekst på 8,22%. Kongsberg, Molde og Gjøvik har hatt noe lavere prisvekst i perioden på 3,9%, 2,4% og 0%. Den store taperen blant de 25 største byene har vært Horten som har falt 6,2% i perioden, mens Askøy har falt 1,5%.

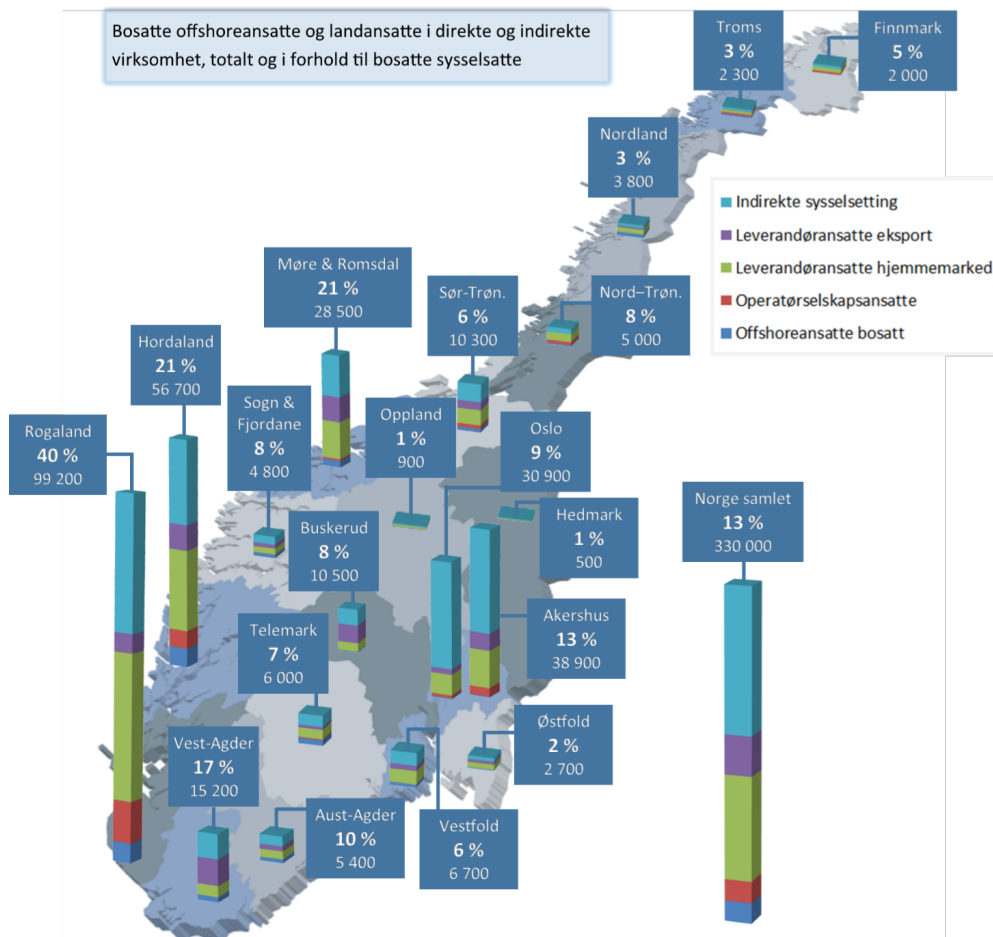


Figur 17 Prisutviklingen i de største norske tettstedene fra april 14-mars 15 (Finn.no AS, 2015)

For å oppsummere ser en at det har vært en kraftig prisvekst spesielt i Østfoldregionen, og Nord-Norge. En ser også at de fleste byene har hatt en god prisvekst det siste året med unntak av Stavanger-regionen, Horten og Askøy som har hatt et prisfall.

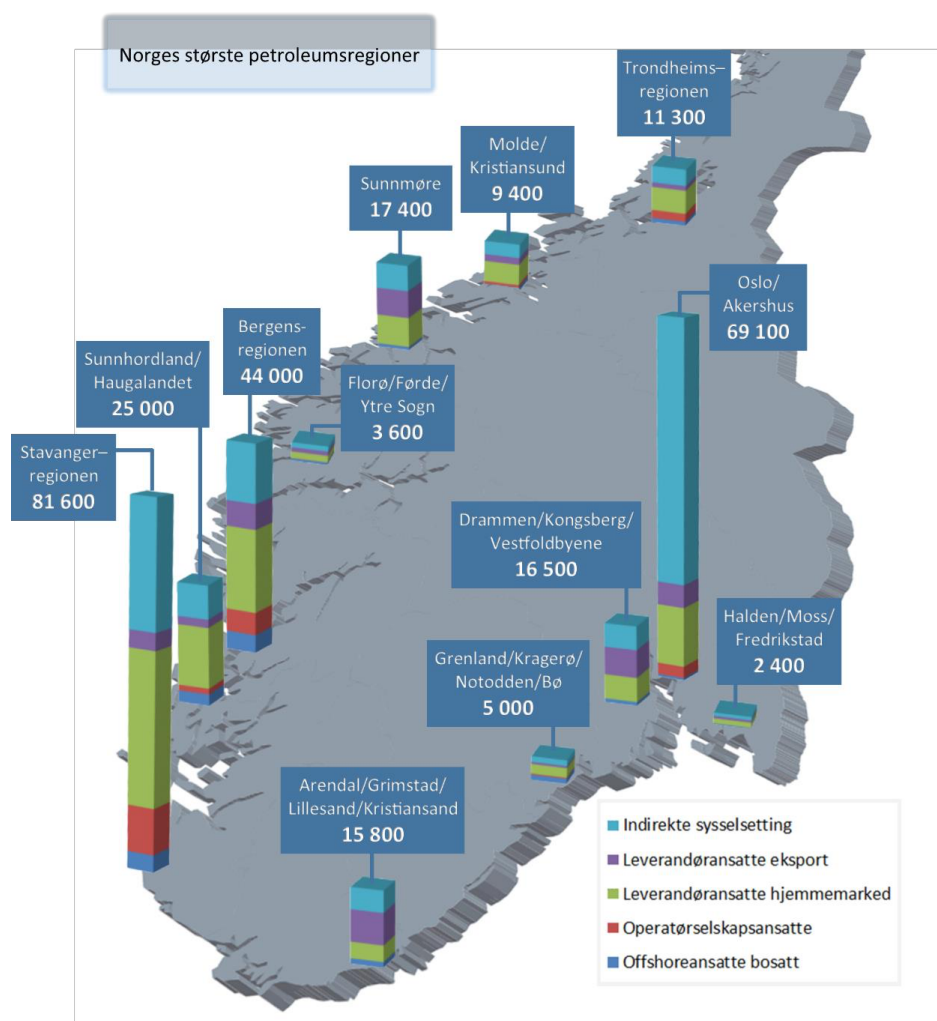
Tall fra 2014 viser at det i Norge var ca. 330 000 petroleumsansatte, hvorav 186 000 var direkte ansatt i for eksempel operatørselskaper og serviceselskaper, mens 143 000 var indirekte petroleumsansatte innen for eksempel transport, it, hotell, finans etc. Totalt utgjør dette nesten 13% av alle bosatte sysselsatte i Norge (Blomgren, et al., 2015).

Figur 19 illustrerer antall og prosent indirekte og direkte petroleumsansatte per bosatt sysselsatt fordelt på fylker. En kan tydelig se at det er Rogaland peker seg ut som det fylket med mest petroleumsansatte per bosatt sysselsatt, med 40%. Videre har både Hordaland, Møre og Romsdal og Vest-Agder har en stor petroleumspåvirkning. Hvis en bare ser på indirekte petroleumsansatte (den turkise søylen) ser en at Rogaland fortsatt er på topp, men at Oslo og Akershus utmerker seg med mange ansatte innen indirekte petroleumsvirksomhet. De fylkene med desidert minst petroleumsvirksomhet er Hedmark og Oppland (Blomgren, et al., 2015)



Figur 19 Ansatte i petroleumsvirksomhet fordelt på fylke, Norge 2014 (Blomgren, et al., 2015)

Ettersom det gjerne danner seg ”clusters” eller områder som spesialiserer seg innen visse bransjer er det interessant å heller se på petroleumsregioner. Figur 20 illustrerer antall indirekte og direkte petroleumsansatte fordelt Norges største petroleumsregioner. Stavanger regionen er fortsatt størst med flest ansatte, men hvis en ser på Oslo/Akershus er det på en klar andre plass etterfulgt av Bergensregionen og Sunnhordland/Haugalandet (Blomgren, et al., 2015).



Figur 20 Petroleumsvirksomhet fordelt på regioner og sortert etter absolutt størrelse, Norge 2014 (Blomgren, et al., 2015)

5 Metode

5.1 Statistisk teori

Det er mange ulike fremgangsmåter for å finne en modell som passer godt nok til å kunne se om oljeprisen kan brukes som en forklaringsvariabel for svingninger i boligprisen.

Denne oppgaven har tatt utgangspunkt i paneldata som undersøkelsesdesign og vil følge Park (2011) sin fremgangsmåte i programmet Stata 11 for å finne den mest passende modellen.

Et panel er en type undersøkelsesdesign som undersøker individspesifikke gruppeeffekter, tidseffekter eller begge (Park, 2011). Paneldata kan også forklares som et datasett med gjentatte observasjoner av samme observasjonsenhet (Bårdsen & Nymoen, 2014).

5.1.1 Paneldata

Paneldata er bygd opp gjennom å slå sammen en tidsserie med tverrsnittsdata, det er derfor viktig å kunne skille mellom disse typene data. Forskjellen mellom en tidsserie og tverrsnittsdata kan illustreres gjennom et eksempel fra norske kommuner: Hvis en tar inntektene for norske kommuner i 2015, er dette et sett med tverrsnittsdata, ser man derimot på Stavanger kommunes inntekter de siste 30 årene, har man en tidsserie. Et sett med paneldata vil for eksempel være inntektene til alle norske kommuner de siste 10 årene.

Andreß et al. (2013) argumenterer for at hovedgrunnen til at en ønsker å bruke paneldata fremfor andre dataoppsett er muligheten for å kunne analysere individuelle endringer over tid. Hvis en skal estimere større utviklinger og trender vil bruk av tverrsnittsdata fra flere tidsperioder (også kalt repetert tverrsnittsdata) være et fullgodt alternativ. Lurer man derimot på hvordan utviklingen har vært på en spesifikk enhetsgruppe eller individer fra en periode til en annen, vil denne informasjonen bare være tilgjengelig i paneldata. Grunnen er at paneldata observerer de samme individuelle enhetene over flere perioder, mens repetert tverrsnittsdata bruker tilfeldig observasjoner i forskjellige perioder med ulike observasjonsenheter.

Hvis hensikten med en modell er å forklare hvordan virkeligheten henger sammen, må en ha i bakhodet at modellene alltid kan være ukorrekte eller biased fordi det kan være utelatt viktige variabler i modellene. Tverrsnittsdata tillater ikke mye modifikasjon med utelatte variabler, noe som kan gjøre modellen biased. Ved bruk av paneldata kan man derimot kontrollere at disse ukjente eller utelatte variablene er konstante over tid, noe som gjør modellen mer troverdig (Andreß, Golsch, & Schmidt, 2013).

5.1.2 Minste kvadraters metode

Minste Kvadrats Metode (MKM, eng. OLS) basert på data fra flere perioder er kalt "pooled" MKM. Metoden slår sammen tverrsnittsdata med tidsserie slik at en kan se trender mellom periodene. MKM kan derimot ikke skille ut individuelle effekter verken over tverrsnittsdataene eller over tidsserien ($u_i = 0$).

Modellen MKM:

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + \epsilon_{it} \quad (u_i = 0)$$

MKM baserer seg på fem forutsetninger (Bårdsen & Nymoene, 2014).

MKM forutsetning 1: Lineær betinget forventningsfunksjon: $E(Y_i|x_i) = x'_i\beta, i = 1, \dots, n$

MKM forutsetning 2: Tilfeldig utvalg: $E(Y_i|x_1, \dots, x_i, \dots, x_n) = E(Y_i|x_i) = x'_i\beta, i = 1, \dots, n$

MKM forutsetning 3: Eksogenitet - som sier at en forventede verdien av feilleddet er null eller ikke korrelert med noen av regressorene: $E(\epsilon_i|x_1, \dots, x_i, \dots, x_n) = E(\epsilon_i|X) = 0, i = 1, \dots, n$ eller $E(\epsilon|X) = 0$

MKM forutsetning 4: Konstant kovariansmatrise som sier at feilleddet er identisk og uavhengig fordelt: $E(\epsilon\epsilon'|X) = \sigma^2 I$

MKM forutsetning 5: Full matriserang - regressormatrisen X har full rang, $\rho = (X'X) = k$ slik at $(X'X)^{-1}$ eksisterer

MKM forutsetning 6: Betinget normalfordeling - utvalget y_i er uavhengig av normalfordelt betinget på $x_i, i = 1, \dots, n$

Det kan være utfordrende å bruke denne modellen i praksis uten å bryte noen av forutsetningene. Typiske situasjoner som kan oppstå er at den individuelle effekten i tidsserien ikke er lik null ($u_i \neq 0$) noe som gjør at MKM regressoren ikke lenger er ”unbiased” og forutsetning 3 ikke lenger oppfylles.

En annen vanlig situasjon er at feilleddet i tverrsnittsdataene har ulik varians, men varierer mellom individer og da ikke oppfyller forutsetning 4 (Park, 2011).

5.1.3 Forskjellene mellom faste effektors modell og modell med tilfeldig heterogenitet

Bårdsen & Nymoen (2014) viser at det er to ulike metoder som estimerer uobserverte effekter eller uobservert heterogenitet i paneldata: faste effektors modell og modell med tilfeldig heterogenitet. Faste effektors modell undersøker om krysningspunktet (konstanten) endrer seg i tverrsnittsdataene eller mellom tidsperiodene. Modell med tilfeldig heterogenitet undersøker derimot om det er noen forskjell mellom variansen i feilleddet i tverrsnittsdataene eller mellom tidsperiodene. Hovedforskjellen i utførelsen av modellene er bruken av ”dummy variabler”. En generell sammenligning mellom disse to modellene er vist i Tabell 5 under (Park, 2011).

Tabell 5 Sammenligning av faste effektors modell og modell med tilfeldig heterogenitet (Park, 2011)

	Faste effektors modell	Modell med tilfeldig heterogenitet
Formler	$y_{it} = (\alpha + u_i) + X'_{it}\beta + v_{it}$	$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + (u_{it} + v_{it})$
Forutsetninger	-	Individuelle effekter er ikke korrelert med regressorer
Krysningspunkt	Varyer over tverrsnitt og eller periode	Konstant
Variansen i feilledd	Konstant	Tilfeldig fordelt over tverrsnitt og eller periode
Helningsgrad	Konstant	Konstant
Estimering	Minste kvadraters metode med ”dummy” for ulike panel	Generaliserte minste kvadraters metode (FGLS)
Hypotesetesting	F-test	Breusch-Pagan LM test
R ²	Korrekt verdi	Ikke korrekt verdi

Ved bruk av Hausman-testen kan det avgjøres om det er grunnlag for å bruke en modell med tilfeldig heterogenitet fremfor faste effektors modell. Videre i dette kapitlet vil denne oppgaven gå nærmere inn på begge modellene og testene som verifiserer om modellene er representative for paneldataene.

5.1.4 Faste effektors modell

Når en velger å bruke faste effektors modell forutsetter en at noe ved de individuelle enhetene vil kunne påvirke resultatet på variablene som gir en biased forklaringsvariabel. Faste effektors modell vil kunne kontrollere dette (Torres-Reyna, 2007).

Minste kvadraters metode med dummy-variabler eller least squares dummy variable (LSDV) for ulike panel, er en av mange måter å estimere faste effektors modell. MKM med ”dummy” variabler er en metode som er intuitiv og enkel å utføre. (Park, 2011) påpeker at ved paneler med stort antall enheter (N) vil bruken av MKM med ”dummy” variabler bli mindre effektiv ettersom MKM med ”dummy” variabler krever et stort antall ”dummy” variabler. Modellen vil da miste frihetsgrader (uavhengige variabler) lik antallet tverrsnittsdata eller n og dette vil gi et dårligere estimat. Formelen for faste effektors modell er følgende (Park, 2011):

$$y_{it} = (\alpha - u_i) + X'_{it}\beta + v_{it}$$

Hvor u_i er en fast effekt som er spesifikk for enheten eller perioden.

I tillegg til MKM med ”dummy” variabler finnes det to andre metoder for å estimere faste effektors modell. Den første heter ”within” estimatoren og den baserer seg på avviket fra gjennomsnittet til enhetene eller periodene. Den andre heter ”between” estimatoren og bruker MKM etter å ha kalkulert enhetsgjennomsnittet av både avhengige og uavhengige variabler samt redusert observasjonene ned til antall enheter (n). Disse to metodene vil ikke bli brukt i oppgaven og vil derfor ikke utdypes i mer detalj.

5.1.5 Modell med tilfeldig heterogenitet

Bårdsen & Nymoen (2014) viser at forskjellen fra faste effektors modell er at modell med tilfeldig heterogenitet forutsetter at de individuelle effektene ikke korrelerer med X_{it} som er tilfellet i faste effektors modell. Park (2011) viser også hvordan modell med tilfeldig heterogenitet har et mer sammensatt feilledd hvor u_i antas å være uavhengig av både X_i og den originale feilkoeffisienten v_{it} , vist i uttrykket: $w_{it} = u_i + v_{it}$

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it} + v_{it}, \text{ hvor } u_i \sim IID(0, \sigma_u^2), \text{ og } v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$$

Park (2011) forklarer at for å estimere modell med tilfeldig heterogenitet vil i de fleste praktiske tilfeller en "feasible" Aitken-estimator være brukt. Her må en først må estimere θ etter formelen under, hvor $\hat{\sigma}_u^2$ og $\hat{\sigma}_v^2$ er hentet fra summen av kvadratsavviket (SSE) i "within" estimatet og v_{it} er hentet fra feilleddet i MKM med "dummy" variabler estimatet (Park, 2011).

$$\hat{\theta} = 1 - \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_v^2}{T\hat{\sigma}_u^2 + \hat{\sigma}_v^2}} = 1 - \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_v^2}{T\hat{\sigma}_{between}^2}}$$

Hvor: $\hat{\sigma}_u^2 = \hat{\sigma}_{between}^2 - \frac{\hat{\sigma}_v^2}{T\hat{\sigma}_{between}^2}$, $\hat{\sigma}_{between}^2 = \frac{SSE_{between}}{n-k-1}$,

$$\hat{\sigma}_v^2 = \frac{SSE_{within}}{nT - n - k} = \frac{e'e_{within}}{nT - n - k} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (v_{it} - \bar{v}_i.)^2}{nT - n - k}$$

Videre må de uavhengige variablene bli omgjort slik at de kan brukes i estimatet gjort som følger (Park, 2011):

$$y_{it}^* = y_{it} - \hat{\theta}\bar{y}_i.$$

$$x_{it}^* = x_{it} - \hat{\theta}\bar{x}_i. \text{ for alle } x_k$$

$$\alpha^* = 1 - \hat{\theta}$$

Analysen avsluttes med å kjøre en MKM med de omgjorte variablene som følger:

$$y_{it}^* = \alpha^* + x_{it}^{*'}\beta^* + \varepsilon_{it}^*$$

5.1.6 Breusch-Pagan Lagrangiansk Multiplier test

For å kunne finne ut av om modell med tilfeldig heterogenitet er en bedre modell for datagrunnlaget enn pooled MKM brukes Lagrangiansk multipliertest. Nullhypotesen (H_0) vil være at variansen til individuell enhet eller periode er null eller $H_0 = \sigma_u^2 = 0$. Nullhypotesen kan forkastes hvis det kan konkluderes med at det kan påvises en signifikant tilfeldig heterogenitet i panelet (Prob > chi2 mindre enn 0,05) (Park, 2011).

5.1.7 F-test

Park (2011) bruker F-testen for å validere om fast effektors modell er riktig å bruke for å representere datagrunnlaget som skal analyseres. F-testen sjekker hvorvidt de uavhengige variabler påvirker den avhengige variabelen.

Testen ser på om summen av kvadratsavviket og R^2 har forandret seg mellom MKM modellen og MKM med "dummy" variabler. Nullhypotesen (H_0) sier at alle "dummy" variabler utenom en er lik 0 eller at minimum en "dummy" ikke er 0.

$$H_0: \mu_1 = \dots = \mu_{n-1} = 0$$

Nullhypotesen kan forkastes dersom det er en eller flere enheter eller perioder som er lik null. Det kan da konkluderes med at det finnes en fast effekt i dataene og at faste effektors modell er bedre egnet enn MKM (Park, 2011).

5.1.8 Hausman spesifikasjonstest

Ettersom faste effektors modell bruker dummy variabler mister denne n grader av frihet, som gjør at modell med tilfeldig heterogenitet har mer korrekte p-verdier og dermed er en mer effektiv modell for paneldata (Torres-Reyna, 2007). På en annen side estimerer faste effektors modell mer konsist ettersom den forutsetter korrelasjon mellom effektene til individuelle enheter med den avhengige variablene (Torres-Reyna, 2007).

Hausman-testen brukes for å avgjøre om modell med tilfeldig heterogenitet er foretrukket fremfor faste effektors modell for paneldataene. Nullhypotesen sier at det ikke finnes noen korrelasjon mellom effektene til uavhengige variablene og den avhengige variabelen.

I følge Park (2011) innebærer det at: $LM = (b_{mkdv} - b_{RE})' \widehat{W}^{-1} (b_{mkdv} - b_{RE}) \sim \chi^2(k)$

hvor $\widehat{W} = Var[b_{mkdv} - b_{RE}] = Var(b_{mkdv}) - Var(b_{RE})$

Hvis det viser seg at det er signifikant korrelasjon kan nullhypotesen forkastes og det kan konkluderes med at den individuelle effekten u_i er signifikant korrelert med en eller flere av regressorene. Da vil altså faste effektors modell være foretrukket fremfor modell med tilfeldig heterogenitet når $p > 0,05$ (Torres-Reyna, 2007) .

5.1.9 Bruk av logaritme til variablene brukt i modellen

Det er ikke alltid intuitivt å tolke resultatene til modellene. Det kan forklares med et eksempel hvor en ser på koeffisienten til inntekten for norske husholdninger målt mot boligprisen.

Koeffisienten forklarer hvilket utsalg en kroners økning i inntekten vil ha på boligprisen. Dette er antakelig veldig lite og vil ikke direkte være interessant. Det som derimot gir mer mening er for eksempel hvis inntekten øker med en prosent, øker boligprisene med en halv prosent.

Benoit (2011) viser at ved å bruke logaritmen til den avhengige variabelen Y (logaritmisk-lineær), logaritmen til både Y og X (logaritmisk-logaritmisk, også kalt elastisiteter) eller en kombinasjon er det enklere å forstå hva resultatet sier.

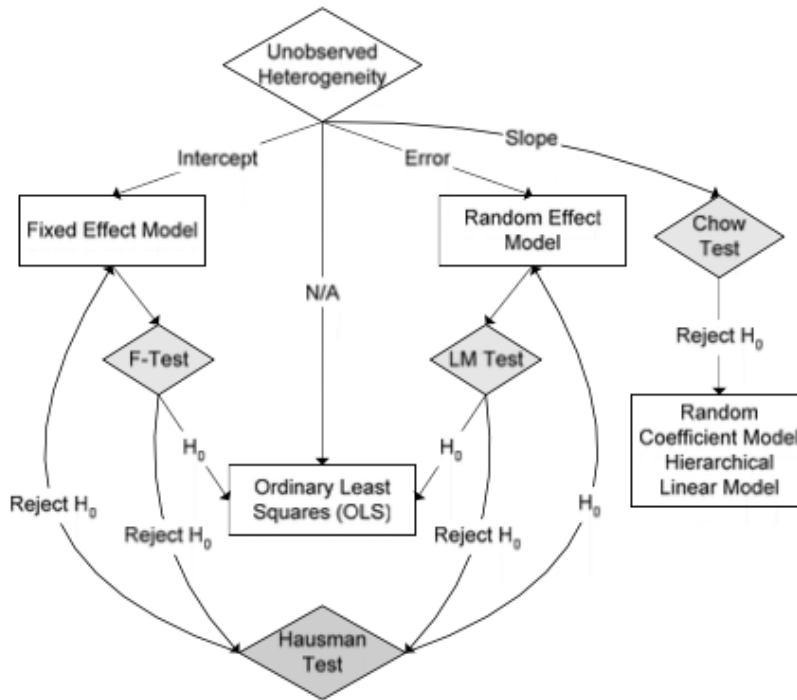
En *logaritmisk-lineær modell* er satt opp på følgende måte $\ln(Y) = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i$ og en kan ut i fra dette resultatet lese at en enhets økning i X vil gi en antatt økning i $\ln(Y)$ på β . Eller en eller flere enheters økning i X (gitt ved c) vil gi en antatt økning i Y (uten logaritmen) på ce^β (Benoit, 2011).

En *logaritmisk-logaritmisk modell* er satt opp på følgende måte: $\ln(Y) = \alpha + \beta \ln(X_i) + \varepsilon_i$ og denne likningen kan forklares ved en prosents endring i X vil gi en β prosentvis endring i Y . Hvis en ganger X med e vil den antatte verdien av Y ganges med e^β (Benoit, 2011).

Hvis en ser på eksempelet med koeffisienten til husholdningenes inntekt mot boligprisen, vil en kunne sette opp variablene som en logaritmisk-logaritmisk modell og vise at en lønnsforhøyelse på for eksempel 3,5% vil gi en økning i boligprisen på $\beta\%$. Dette er mye enklere å forholde seg til.

5.2 Fremgangsmåte

Denne oppgaven har valgt å bruke fremgangsmåten til Park (2011) som er illustrert i Figur 21. For å finne den modellen som gir best estimat basert på gjeldende datasett. Fremgangsmåten, modellene og testene vist i figuren vil bli nærmere forklart under.



Figur 21 Retningslinjer for modellvalg (Park, 2011)

Analysen begynner med en minste kvadraters metode (ordinary least squares). Deretter vil det gjøres en faste effektors modell (fixed effect model) etterfulgt av en modell med tilfeldig heterogenitet (random effect model). For å kontrollere om hvilken modell som er foretrukket for datasettet brukes det tre typer tester. F-testen sjekker om faste effektors modell er foretrukket fremfor MKM, Lagrangiansk Multiplier test sjekker om modell med tilfeldig heterogenitet er foretrukket fremfor MKM og Hausman-test sjekker om faste effektors modell er foretrukket fremfor modell med tilfeldig heterogenitet. Den fundamentale likningen til den foretrukne modellen vil deretter forsøke å forklare de uavhengige variabelenes påvirkningen på den avhengige variabelen.

5.3 Forutsetninger for analysen

5.3.1 Tettstedsdefinisjon

Det finnes ulike definisjoner på hvordan norske byer avgrenses. Ettersom de fleste dataene var tilgjengelige i formatet måned og kommune er det valgt å benytte SSB sin definisjon av tettsteder etter publisering den 9 april 2015 ”Befolkning og areal i tettsteder, 1. januar 2014”, tabell 4 for å regne om kommunedataene til byer. Denne publiseringen definerer hvilke kommuner som inngår i tettstedene og hvor mange av kommunens innbyggere som bor i det respektive tettstedet.

Kommunefordelingene som er brukt i oppgaven kommer frem i appendiks 2. Tallene har videre blitt brukt som grunnlag til å fordele kommunenes prosentandel av landets 25 største byer. Alle variablene baserer seg på månedsgjennomsnitt og kommunegjennomsnitt og variablene vil derfor ikke fange opp lokale forskjeller i kommunene eller innenfor månedene.

5.3.2 Sesongjustering

Boligprisene stiger normalt mest om våren faller eller flater mer ut på høsten. Selv om dette har vært en ”sesongtrend” historisk er det valgt å ikke sesongjusterte tallene i denne analysen (NEF, 2012). Grunnen for dette er at en skal kunne se det effektive resultatene uten at sesongjusteringen ”forstyrrer”.

5.3.3 Logaritmisk fremstilling

Det er valgt å bruke en logaritmisk fremstilling på boligprisen og på inntekter slik at resultatene blir mer intuitive. Modellen vil da bli en logaritmisk-lineær modell med unntak av når en ser på inntektene, da modellen er en logaritmisk-logaritmisk modell.

5.4 Variablene brukt i analysen

I analysen er det tatt med variabler som ansees som viktige for å forklare de norske boligprisene. Målet er å se om det er en sammenheng mellom boligprisen og oljeprisen. Ettersom analyseperioden er kort er det valg å ekskludere boligkostandene fra analysen, da effekten på boligprisen ansees å være neglisjerbar. På grunn av lite tilgjengelig data har verken tomteprisene eller variabler som representerer medias påvirkning blitt tatt med i analysen. Rådataene i analysen er basert på ulike statistikker hvor alle er bearbeidet til å passe analysen etter tettstedsdefinisjonen forklart i avsnitt 5.3.1.

5.4.1 Boligprisen (Y)

Boligprisene er hentet fra Eiendom Norge, Eiendomsverdi og Finn.no sin boligprisstatistikk som i analysen er representativt for Norges boligmarked. Boligprisene er ikke sesongjustert, da analysen forsøker å se de faktiske endringene i boligprisen.

Rådataen i denne statistikken har blitt justert til å passe tettstedsdefinisjonen vist i avsnitt 5.3.1, men ettersom rådataen fra Eiendom Norge er noe grovere oppdelt enn i det som er tilfellet i tettstedsdefinisjonen vil være noe avvik i grensesnittene mellom statistikkene. Et eksempel er at tettstedsdefinisjonen deler opp byen Stavanger/Sandnes prosentvis mellom kommunene Stavanger, Sandnes, Sola og Randaberg. Boligprisstatistikken bruker derimot en grovere oppdeling for Rogaland: Stavanger, Sandnes, Haugesund og Rogaland foruten Stav, Sand, Haug. Det er antatt at Rogaland foruten Stav, Sand, Haug er representativt for Sola og Randaberg. Det brukes en logaritmisk fremstilling av boligprisen analysen, da det gjør det mer intuitivt å lese analyseresultatene. På grunn av at boligprisstatistikk er privat eiendom, vil ikke disse datagrunnlaget være vedlagt i appendiks.

5.4.2 Multivariabelen

For å representere oljeprisens påvirkning på det norske boligmarkedet har det i denne oppgaven blitt laget en ”multivariabel” som er produktet av prosent direkte og indirekte petroleumsansatte per sysselsatte bosatte og oljeprisen i kroner.

Variabelen er bygd opp som følger:

$$\text{Multivar} = \text{dir. og indir. petro} * \text{oljeprisen}$$

Hvor *dir. og indir. petro* (%) er direkte og indirekte bosatte sysselsatte hentet fra rapporten til Blomgren et al. (2015) fordelt etter tettsteder som omtalt i avsnitt 5.3.1.

Oljeprisen er den månedlige gjennomsnittsprisen på olje i kroner. Dataene for den daglige oljeprisen er hentet fra nettsiden (Exchangerates.org.uk, 2015) og er omregnet med Excel for å finne det månedlige gjennomsnittet.

Blomgren et al. (2015) har beregnet at det i 2014 var ca. 147 000 ”direkte petroleumsansatte” på norsk sokkel. Tallet inkluderer ansatte knyttet til leveranser mot leverandørbedriftenes egne investeringer, men ekskluderer ansatte hos leverandører som jobber med eksport. Blomgren et al. (2015) baserer sine tall på Prestmo et al (2015) om at det i 2012 var 215 000 personer som var direkte og indirekte ansatte i norsk petroleumssektor. Blomgren et al. (2015) har deretter justert anslaget i forhold til etterspørselen fra norsk sokkel etter 2012 og anslår at det i 2014 var 239 000 som var direkte og indirekte sysselsatt i norsk petroleumssektor. Prestmo et al (2015) har i sin rapport ikke hensyntatt ringvirkningene fra leverandørenes egne investeringer. Blomgren et al. (2015) har derfor økt den årlige sysselsettingseffekten med 21 000 til totalt 260 000. Rapporten subtraherer videre de ”direkte ansatte” fra de totale ansatte (260 000 - 147 000) og står igjen med totalt indirekte ansatte i petroleumsnæringen på norsk sokkel (113 000).

Blomgren et al. (2015) antar videre at indirekte leveranser utgjør 77% av ansatte i direkte petroleumsrelaterte virksomhet i Norge, men antar at kommunene Oslo og Bærum har en overvekt av indirekte tjenesteytelse til petroleumsnæringen (finans, konsulenter, advokater, flytransport etc.) De indirekte ansatte i kommunene Oslo og Bærum har derfor sjablongmessig økt med 20 000 og 15 000 hvorpå de resterende kommunene vil få ca. 58% indirekte petroleumsrelaterte sysselsatte i forhold til direkte petroleumsrelaterte ansatte.

Blomgren et al. (2015) har valgt å bruke tall på ansatte basert på avdelingsdataene i NAVs Aa-register fremfor antall sysselsatte ettersom disse tallene er mer tilgjengelige.

Blomgren et al. (2015) har identifisert noen feilkilder i sine data: Ansatte i bemanningsbyråer vil normalt sett være registrert som ansatt i den kommunen utleievirksomheten har sitt hovedkontor selv om de arbeider i en annen kommune geografisk.

Ettersom det er vanlig at innleide arbeidstakere blir sagt opp først i dårligere tider, kan det antas at det er en overvekt av ansatte i bemanningsbyråer som blir sagt opp først. Det vil derfor være et minus for denne oppgaven at ansatte i bemanningsbyrå ikke er fordelt etter kommunen personene faktisk jobber.

Ettersom Blomgren et al. (2015) sine rådata er forskningsinstituttet Iris sin private eiendom vil ikke disse bakgrunnsdataene være vedlagt i appendiks, men de er godt illustrert i deres rapport ”Industribyggerne 2015”.

5.4.3 Arbeidsledighetstall

Denne oppgaven har brukt månedlig registrerte arbeidsledige fra Nav fordelt på kommuner for å måle arbeidsledigheten i Norge. Registrerte arbeidsledige må ikke forveksles med arbeidskraftsundersøkelsen (AKU) gjort av SSB. AKU følger den internasjonale definisjonen på arbeidsledig som baserer seg på tre kriterier (NAV, 2015):

- *En skal være helt uten arbeid*
- *En skal nylig ha forsøkt å skaffe arbeid*
- *En skal umiddelbart være tilgjengelig for arbeid*

Forskjellen mellom AKU og registrerte arbeidsledige er at en i tillegg må ha søkt jobb via NAV og ikke være med på arbeidsmarkedstiltak. Antallet AKU-ledige antas å være noe høyere enn registrerte arbeidsledige, da AKU også fanger opp de som er arbeidsledige, men som ikke søker jobb gjennom NAV (NAV, 2015).

Selv om det kunne ha vært fordelaktig å bruke AKU-ledighet i denne oppgaven fremfor registrerte arbeidsledige hos NAV, har det på blitt vurdert som akseptabelt å bruke registrerte arbeidsledige som et parameter på arbeidsledigheten i Norge. Argumentasjonen for dette er at dataene til NAV er delt opp etter kommuner og måneder fremfor fylker og kvartaler, noe som gjør dataene mer tilgjengelige for analysen. Videre bruker også oppgaven data fra Blomgren et al. (2015) som igjen bruker avdelingsdataene i NAVs Aa-register i sine analyser.

5.4.4 Befolkningsvekst

Befolkningsveksten er hentet fra SSB (2015), *Tabell 01222: Folkemengd og kvartalsvise endringer (K)* og er omgjort til månedlige befolkningsvekst ved å dele de kvartalsvise endringene på tre. Selv om disse tallene ikke direkte kan forklare boligprisene måned for måned vil en kunne se forskjellen mellom byene på per kvartal.

5.4.5 Inntekt

Gjennomsnittlig inntekt per innbygger i 2013 fordelt på kommuner er hentet fra Kommuneprofilen (2015) og skal representere betalingsviljen i boligmarkedet. Det er brukt inntektstall fra 2013, ikke justert for inflasjon eller skatt. Det antas at disse tallene er representative for dagens lønnsfordeling mellom kommunene, da nyere tall ikke er tilgjengelige. Det brukes en logaritmisk fremstilling av denne variabelen i analysen, da det gjør resultatene mer intuitive.

5.4.6 Annonseudager

Annonseudager er antall dager en bolig ligger ute på finn.no før boligen blir solgt. Den er tatt med i analysen for å representere likviditeten i boligmarkedet. Antallet dager før salg hos Finn.no antas å være representativt for Norges boligmarked, da størstedelen av boligsalg foregår gjennom denne nettportalen. Det vil antakeligvis være større overvekt av boliger fra byer og bynære strøk og i større grad eldre boliger fremfor nye boliger.

5.4.7 Boligrentene

I denne oppgaven brukes ”totale nye boliglån med pant i bolig” for å representere prisen på kreditt for boligkjøpere, ettersom denne rentetypen reagerer fortere på endringer i markedet enn utestående renter. Disse dataene er hentet fra SSB (2015) sin publisering ”Renter i banker og kredittforetak, mars 2015” og fremstiller en representativt boliglånsrente basert på et utvalg av banker og kredittforetak (SSB, 2015).

6 Resultat og diskusjon

6.1 Resultat

Analysen har blitt gjennomført i statistikkprogrammet Stata 11 og valget av metodedesign og analyseprosedyren følger guiden til Park (2011). Datagrunnlaget er balansert og basert på paneldata med 12 perioder og 300 observasjoner. For å analysere dataene er det først brukt en minste kvadrats metode deretter en faste effektene og til slutt en tilfeldig heterogenitet. Disse tre modelltypene har blitt testet opp mot hverandre ved bruk av F-testen, Lagrangiansk Multiplier-test og Hausman-test.

Til å begynne med kan den fundamentale ligningen som forklarer boligprisen stilles opp slik oppgaven antar at de uavhengige variablene vil påvirke den avhengige variabelen $ln_{boligpris}$.

$$ln_{boligpris} = \alpha + \beta_1 ln(inntekt) + \beta_2 multivar - \beta_3 ledighet - \beta_3 annonsedager - \beta_4 boligrente + \beta_5 bvekst + \varepsilon_{it}$$

I forkant av analysen (priori) forventes det at en økt inntekt i husholdninger, økning i multivariabelen og høyere befolkningsvekst påvirke boligprisene i byene positivt. Det forventes også at høyere arbeidsledighet, annonsedager og boligrente vil påvirke boligprisene negativt.

6.1.1 Minste kvadrats metode

Pooled MKM er flere lineære regresjoner over tid uten faste eller tilfeldige effekter eller heterogenitet. I denne analysen er det brukt 25 byer over 12 tidsperioder

```
. regress ln_boligprisef ln_inntekt multivar ledighet annonsedager boligrent
> e bvekst
```

Source	SS	df	MS			
Model	1.81629636	6	.302716059	Number of obs =	300	
Residual	1.98970063	293	.006790787	F(6, 293) =	44.58	
				Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.4772	
				Adj R-squared =	0.4665	
				Root MSE =	.08241	
Total	3.80599699	299	.012729087			

ln_boligp~ef	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_inntekt	-.0731525	.0153454	-4.77	0.000	-.1033537	-.0429513
multivar	.0006229	.0000689	9.04	0.000	.0004873	.0007585
ledighet	-.0429068	.0076321	-5.62	0.000	-.0579274	-.0278862
annonsedager	-.0010331	.000279	-3.70	0.000	-.0015823	-.000484
boligrente	-.1087912	.0165865	-6.56	0.000	-.1414349	-.0761474
bvekst	18.31345	7.409014	2.47	0.014	3.731814	32.89508
_cons	6.779429	.2058485	32.93	0.000	6.374299	7.184558

Resultatene viser at modellen passer dataene bra ved 5% signifikansnivå ($F=44,58$ og $p<0,0000$) og at forklaringsevnen til modellen (R^2) ligger på 47,72%, noe som tilsier at de uavhengige variablene forklarer om lag halvparten av fluktueringene i boligprisen.

Hvis en ser på t-testen til de uavhengige variablene, er alle signifikante på 5% nivå og nullhypotesen om at koeffisientene er lik null kan derfor forkastes. Ut i fra minste kvadrats metode kan en sette inn koeffisientene i den fundamentale ligningen som følger:

$$\ln_{boligpris} = 6,7794 - 0,7315 \ln(inntekt) + 0,0006 multivar - 0,4029 ledighet - 0,0010 annonsedager - 0,1088 boligrente + 18,3134 bvekst + \varepsilon_{it}$$

- i. *ln_inntekt*: MKM regresjonens resultatlikning viser at en økning i inntekten på 1 % vil føre til boligprisfall på 0,7%
- ii. *multivar*: En stigning i multivariabelen på 10 enheter vil gi en boligvekst på 0,06%
- iii. *ledighet*: En stigning i arbeidsledigheten med 1% vil gi et boligprisfall på 0,04%
annonsedager: Hvis tiden før boligen blir solgt øker med en dag vil boligprisen falle med 0,001%
boligrente: En prosents økning i boligrenten tilsvarer et boligprisfall på 0,1%
- iv. *bvekst*: En økning i befolkningsvekst på 1% vil gi en boligprisstigning på 18%

Det som spesielt er overaskende med denne modellen er hvor stor påvirkning befolkningsveksten har i denne modellen. Hvis befolkningen stiger med 10% vil boligprisene stige med 180%. Dette virker ulogisk. Videre viser resultatene at en stigning i inntekter vil gi negativt utslag på boligprisene, dette strider mot forventningene i forkant av analysen. De resterende variablene virker rimelige i forhold til antakelsene gjort i forkant av analysen.

6.1.2 Faste effektors modell

For å estimere faste effektors modell er det i denne analysen brukt minste kvadraters metode med dummy-variabler hvor by1-by25 er dummy variablene for byene rangert etter innbyggertall. I denne analysen er det brukt 25 byer over 12 tidsperioder.

Legg merke til at by25 ikke er tatt med, dette er for å unngå perfekt kolinearitet. Det er kontrollert for endringer i modellen ved å utelukke by1 fremfor by25, dette er vist i appendiks 1.

```
. regress ln_boligprisef by1-by24 ln_inntekt multivar ledighet annonsedager
> boligrente bvekst
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	300
Model	3.78451491	30	.126150497	F(30, 269) =	1579.66
Residual	.021482078	269	.000079859	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.9944
				Adj R-squared =	0.9937
Total	3.80599699	299	.012729087	Root MSE =	.00894

ln_boligprisef	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
by1	.0696343	.0061612	11.30	0.000	.057504 .0817647
by2	.2284223	.0054874	41.63	0.000	.2176187 .239226
by3	.3148254	.0123176	25.56	0.000	.2905742 .3390765
by4	.1867435	.0050837	36.73	0.000	.1767346 .1967525
by5	.1020482	.0049455	20.63	0.000	.0923114 .1117849
by6	.0015353	.0051637	0.30	0.766	-.0086312 .0117018
by7	.0574088	.0055571	10.33	0.000	.0464678 .0683498
by8	.0739331	.0074012	9.99	0.000	.0593614 .0885048
by9	-.0495686	.0040344	-12.29	0.000	-.0575116 -.0416256
by10	-.0547539	.0045319	-12.08	0.000	-.0636765 -.0458314
by11	-.0067604	.0043928	-1.54	0.125	-.0154091 .0018883
by12	-.0236994	.0053239	-4.45	0.000	-.0341812 -.0132177
by13	.0554679	.0068567	8.09	0.000	.0419682 .0689675
by14	.0841984	.0098367	8.56	0.000	.0648317 .1035651
by15	.1861502	.0037881	49.14	0.000	.178692 .1936083
by16	.2436522	.0038164	63.84	0.000	.2361384 .251166
by17	.0634557	.0036884	17.20	0.000	.0561939 .0707174
by18	-.0452399	.0046078	-9.82	0.000	-.0543118 -.0361681
by19	-.0229709	.0038538	-5.96	0.000	-.0305583 -.0153835
by20	.1793237	.0038909	46.09	0.000	.1716632 .1869843
by21	.0053633	.0069776	0.77	0.443	-.0083743 .0191008
by22	.1725726	.0037803	45.65	0.000	.1651299 .1800153
by23	.1489223	.0053461	27.86	0.000	.1383969 .1594477
by24	-.0609147	.0057203	-10.65	0.000	-.0721768 -.0496525
ln_inntekt	.0034146	.004347	0.79	0.433	-.0051439 .011973
multivar	.0002559	.0000391	6.54	0.000	.0001788 .0003329
ledighet	.0016371	.0025001	0.65	0.513	-.0032851 .0065593
annonsedager	-.000123	.0000475	-2.59	0.010	-.0002166 -.0000293
boligrente	-.0733972	.0023066	-31.82	0.000	-.0779384 -.068856
bvekst	-2.425804	.9219283	-2.63	0.009	-4.240916 -.6106908
_cons	5.469299	.0574284	95.24	0.000	5.356233 5.582366

Ut i fra disse resultatene ser man at modellen passer dataene bedre enn pooled MKM ved 5% signifikansnivå ($F=1579,66$ og $p<0,0000$) og forklaringsevnen (R^2) på 99,44%. En kan da si at modellen fanger opp mesteparten av fluktueringene i boligprisen. På grunn av ”dummy” variablene mister modellen 24 frihetsgrader forhold til pooled MKM.

T-testen til de uavhengige variablene viser at verken $\ln_inntekt$ eller $ledighet$ signifikant på 5% nivå og nullhypotesen om at koeffisientene er lik null kan derfor ikke forkastes for disse variablene. De resterende variablene er signifikante på 5% nivå og likningen vil bli seende slik ut (merk at $\ln_inntekt$ og $ledighet$ har $\beta = 0$ og vil derfor ikke være med i likningen under)

$$\ln_{boligpris} = (5,5456 + u_i) + 0,0002 multivar - 0,0001 annonsedager \\ - 0,0734 boligrente - 2,4258 bvekst + v_{it}$$

- i. *multivar*: En stigning i multivariabelen på en enhet vil gi en boligvekst på 0,0003%
- ii. *annonsedager*: Hvis tiden før boligen blir solgt øker med en dag vil boligprisen falle med 0,0001%
- iii. *boligrente*: En prosents økning i boligrenten tilsvarer et boligprisfall på 0,0734%
- iv. *bvekst*: En økning i befolkningsveksten på 1% vil gi en boligprisfall på 2,4258%

Det er igjen befolkningsveksten som skiller seg ut med en noe større koeffisient en de resterende variablene. Det strider mot forventningene i forkant av analysen at økning i befolkningsveksten vil resultere i et boligprisfall. Videre påvirker de andre variablene boligprisen som forventet før analysen.

6.1.3 Modell med tilfeldig heterogenitet

For å estimere Modell med tilfeldig heterogenitet brukes er det i denne analysen ”feasible Aitken-estimator” (eng. FGLS). I denne analysen er det brukt 25 byer over 12 tidsperioder.

```
. xtreg ln_boligprisnef ln_inntekt multivar ledighet annonsedager boligrente b
> vekst, re theta
```

```
Random-effects GLS regression                Number of obs   =    300
Group variable: id                          Number of groups =    25

R-sq:  within = 0.8444                       Obs per group:  min =    12
        between = 0.2230                      avg           =   12.0
        overall = 0.1970                      max           =    12

Random effects u_i ~ Gaussian                Wald chi2(6)     =  1403.23
corr(u_i, X)      = 0 (assumed)              Prob > chi2      =   0.0000
theta              = .96964066
```

ln_boligp~ef	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
ln_inntekt	.0027181	.00443	0.61	0.540	-.0059645 .0114008
multivar	.0002668	.0000395	6.76	0.000	.0001895 .0003442
ledighet	.0010471	.0025425	0.41	0.680	-.0039361 .0060303
annonsedager	-.0001254	.0000485	-2.58	0.010	-.0002205 -.0000303
boligrente	-.0738982	.0023452	-31.51	0.000	-.0784948 -.0693016
bvekst	-2.403208	.9419776	-2.55	0.011	-4.24945 -.5569658
_cons	5.557439	.0610441	91.04	0.000	5.437795 5.677083
sigma_u	.08493345				
sigma_e	.00893639				
rho	.98905073	(fraction of variance due to u_i)			

Testresultatene viser ukorrekt R^2 , dette vil derfor ikke bli diskutert (Park, 2011). Hvis en ser på ρ og θ som er en indikatorer på modellens passform, kan en se at disse er høye og indikerer en god passform (ca. 98,9% og ca. 97%).

T-testen til de uavhengige variablene verken $\ln_inntekt$ og $ledighet$, er i likhet med i faste effektors modell, ikke signifikant på 5% nivå . Nullhypotesen om at koeffisientene er lik null kan derfor ikke forkastes for disse variablene. De resterende variablene er signifikante på 5% nivå og likningen vil bli følgende: (merk at $\ln_inntekt$ og $ledighet$ har $\beta = 0$ og vil derfor ikke være med i likningen)

$$\ln_{\text{Boligpris}} = 5,5456 + 0,0002 \text{ multivar} - 0,0001 \text{ annonsedager} - 0,0734 \text{ boligrente} \\ - 2,4258 \text{ bvekst} + (u_i + v_{it})$$

- i. *multivar*: En stigning i denne multivariabelen på en enhet vil gi en boligvekst på 0,0003%
- ii. *annonsedager*: Hvis tiden før boligen blir solgt øker med en dag vil boligprisen falle med 0,0001%
- iii. *boligrente*: En prosents økning i boligrenten tilsvarer et boligprisfall på 0,0734%
- iv. *bvekst*: En økning i befolkningsvekst på 1% vil gi en boligprisfall på 2,4032%

6.1.4 Breusch Pagan Lagrangiansk Multiplier test

For å kontrollere om MKM er foretrukket fremfor modell med tilfeldig heterogenitet gjøres det en Lagrangiansk multipliertest. Testen kontrollerer om det er variasjon mellom utvalget i datasettet og nullhypotesen er variansen til hver enkelt enhet eller periode er lik null.

```
. quietly xtreg ln_boligprisnef ln_inntekt multivar ledighet annonsedager boli
> grente bvekst, re i(id)
```

```
. xttest0
```

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$\ln_{\text{boligprisnef}}[\text{id},t] = Xb + u[\text{id}] + e[\text{id},t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ln_boligprisnef	.0127291	.1128233
e	.0000799	.0089364
u	.0072137	.0849335

Test: Var(u) = 0

chi2(1) = 1357.61
Prob > chi2 = 0.0000

Testresultatet sier at nullhypotesen forkastes med 5% signifikans og det kan konkluderes med at modell med tilfeldig heterogenitet bør brukes fremfor MKM.

6.1.5 F-test

Det er gjort en F-test for faste effekters modell med nullhypotesen at alle dummy variablene foruten en er null, $H_0: \mu_1 = \dots = \mu_{n-1} = 0$. Testen blir utført for å sjekke om den samlede effekten av de uavhengige variablene påvirker den avhengige variabelen. Hvis F-testen viser at nullhypotesen kan forkastes er faste effekters modell en mer passende modell enn MKM eller motsatt.

```
. quietly regress ln_boligprisef by1-by25 ln_inntekt multivar ledighet annons
> edager boligrente bvekst

. test by1 by2 by3 by4 by5 by6 by7 by8 by9 by10 by11 by12 by13 by14 by15 by16 b
> y17 by18 by19 by20 by21 by22 by23 by24 by25

( 1) by1 = 0
( 2) by2 = 0
( 3) o.by3 = 0
( 4) by4 = 0
( 5) by5 = 0
( 6) by6 = 0
( 7) by7 = 0
( 8) by8 = 0
( 9) by9 = 0
(10) by10 = 0
(11) by11 = 0
(12) by12 = 0
(13) by13 = 0
(14) by14 = 0
(15) by15 = 0
(16) by16 = 0
(17) by17 = 0
(18) by18 = 0
(19) by19 = 0
(20) by20 = 0
(21) by21 = 0
(22) by22 = 0
(23) by23 = 0
(24) by24 = 0
(25) by25 = 0
    Constraint 3 dropped

    F( 24, 269) = 1026.92
    Prob > F = 0.0000
```

Ut fra resultatet av F-testen kan en se at 1026,92 er tilstrekkelig for å forkaste nullhypotesen ved 5% signifikansnivå. Og det kan derfor konkluderes med at faste effekters modell er foretrukket fremfor MKM.

6.1.6 Hausman spesifikasjonstest

Fra F-testen vet man at faste effekters modell er foretrukket fremfor MKM, men det må testes om modell med tilfeldig heterogenitet passer bedre ved å gjennomføre en Hausman-test.

Nullhypotesen sier at det ikke finnes noen korrelasjon mellom effektene til uavhengige variablene og den avhengige variabelen. Hvis Hausman-test viser at nullhypotesen kan forkastes er faste effekters modell foretrukket fremfor modell med tilfeldig heterogenitet eller motsatt.

```
. tsset id periode
      panel variable:  id (strongly balanced)
      time variable:  periode, 651 to 662
      delta: 1 unit

. quietly xtreg ln_boligprisnef ln_inntekt multivar ledighet annonsedager boli
> grente bvekst, re

. quietly estimates store tilfeldig_gruppe

. quietly xtreg ln_boligprisnef ln_inntekt multivar ledighet annonsedager boli
> grente bvekst, fe

. quietly estimates store fast_gruppe

. hausman tilfeldig_gruppe fast_gruppe
```

Note: the rank of the differenced variance matrix (4) does not equal the number of coefficients being tested (6); be sure this is what you expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

	---- Coefficients ----		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) tilfeldig_~e	(B) fast_gruppe		
ln_inntekt	.0027181	.0034146	-.0006964	.0008536
multivar	.0002668	.0002559	.000011	5.04e-06
ledighet	.0010471	.0016371	-.00059	.0004626
annonsedager	-.0001254	-.000123	-2.44e-06	9.72e-06
boligrente	-.0738982	-.0733972	-.000501	.0004243
bvekst	-2.403208	-2.425804	.0225956	.1933129

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(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
        = 3.73
Prob>chi2 = 0.4431
```

Resultatet til Hausman-test viser ganske like koeffisienter i begge modelltypene. På bakgrunn av testresultatene kan nullhypotesen forkastes ved 5% signifikansnivå. Testen sier derfor at faste effekters modeller er foretrukket fremfor modell med tilfeldig heterogenitet.

6.1.7 Resultatoppsummering

F-test og Lagrangiansk Multiplier test viser at både faste effekters modell og modell med tilfeldig heterogenitet er foretrukket fremfor minste kvadrats metode. Hausman-test viser at begge modellene gir et ganske likt resultat, men at det er faste effekters modell som er foretrukket å bruke i denne oppgaven.

Resultatet fra denne testen viser at modellen har en god forklaringssevne (R^2) på 99,44%, men at den er mindre effektiv i forhold til modell med tilfeldig heterogenitet på grunn av 24 mindre frihetsgrader. Resultatet viser at variablene $\ln_inntekt$ eller $ledighet$ ikke er signifikante ved 5% nivå og de vil derfor ikke kunne tas med som forklarende variabler i den fundamentale likningen.

Likningen ser er gjengitt fra avsnitt 0 :

$$\begin{aligned} \ln_{Boligpris} = & (5,5456 + u_i) + 0,0002 \text{ multivar} - 0,0001 \text{ annonsedager} \\ & - 0,0734 \text{ boligrente} - 2,4258 \text{ bvekst} + v_{it} \end{aligned}$$

6.2 Diskusjon

Resultatene fra analysen henger ikke alltid sammen med hva grunnleggende teori om boligpris tilsier. Det vil i dette kapitlet diskuteres om resultatene fra analysen gir mening i forhold til resultater fra tidligere analyser og grunnleggende teori. Forklaringsevnen til resultatmodellen (R^2) er på 99,44%. Ettersom noen elementer ved boligprisen er utelatt i forkant av analysen skaper dette tvil til om modellen er nøyaktig. Variablene i modellen kan ha spuriøse sammenhenger, som underbygger det høye forklaringstallet. Det er ikke unaturlig, da flere av variablene er tett linket opp mot Norges økonomi. Ettersom de ulike analysene gir noe ustabile resultater og to av variablene ikke var signifikante i resultatmodellen, må dette tas med i vurderingen av resultatene. I diskusjonen vurderes både tallene fra faste effekters modell og modell med tilfeldig heterogenitet da de var forholdsvis like under Hausman-test. Det påpekes at det er faste effekters modell som er riktig.

Ved å sammenligne boligprisene i avsnitt 3.6 med geografisk petroleumpåvirkning i kapittel 4 er det vanskelig å konkludere med at det er noen sammenheng mellom boligpris og oljepåvirkning. Hvis en ser på byene Stavanger/Sandnes, Bergen og Horten er ikke effekten av oljeprisfallet iøynefallende. Stavanger/Sandnes har over dobbelt så mange indirekte og direkte petroleumsansatte per bosatt sysselsatt i forhold til Bergen og over fem ganger flere i forhold til Horten. Hvis man ser på prisutviklingen i byene i perioden mars 2014-april 2015 ser en at Stavanger/Sandnes har hatt ett prisfall på 1%, mens Bergen har hatt en prisstigning på 7,5% og Horten har hatt et prisfall på 6,2%.

Ut i fra boligprisene i avsnitt 3.6 ser en at svingningene i boligprisene stemmer overens med teorien rundt sesongvariasjon. En ser at den største prisveksten har skjedd på våren og de største prisfallene har skjedd på høsten. Det kan være at modellen hadde blitt bedre ved bruk av sesongjusterte boligpriser.

Boligprisene stiger normalt mest om våren og faller eller flater mer ut på høsten. Selv om dette har vært en "sesongtrend" historisk er det valg å ikke sesongjusterte tallene i denne analysen (NEF, 2012). Grunnen for dette er at en skal kunne se det effektive resultatene uten at sesongjusteringen "forstyrrer".

Analysen viser at befolkningsveksten påvirker boligprisen negativt med 2,4% i både faste effektors modell eller modell med tilfeldig heterogenitet. Det vil si at i Oslo med 2,1% befolkningsvekst i 2014 ville man hatt et boligprisfall på ca. 5% med andre variabler konstante. Begge disse estimatene strider med fundamental teori eller er i alle fall ganske usannsynlige. Det vil være rimelig å anta at befolkningsveksten vil øke etterspørselen etter boliger og det er i sentrumsnære strøk det er mest tilflytting. Det kan også antas at det spesielt er flytting og innvandring til byene som driver boligprisveksten, da befolkningsveksten i Norge er på et moderat nivå. Ettersom analyseperioden er forholdsvis kort vil effekten av befolkningsveksten være liten. På grunn av at ikke alle som flytter inn til byene kjøper bolig direkte, vil det kunne være et etterslep i boliger som ikke fanges opp i modellen. Befolkningsveksten er derimot ulik mellom byene og kan derfor representere forskjellen i boligetterspørselen i de ulike byene.

Antall annonsedager representerer i denne oppgaven likviditeten i markedet. Det er rimelig å anta at i et likvid marked vil boligene kjøpes og selges fort som vil gi et lavere antall annonsedager. Det vil antakelig være mange variabler som spiller inn på likviditeten i markedet, men det vil være rimelig å kunne anta at annonsedager fanger opp noe av medias påvirkning og psykologien i markedet. Analysene viste at annonsedagene hadde en negativ påvirkning på boligprisen ved at boligprisen faller ved lengre annonsetid. Resultatet virker logisk da det gjerne er mer rom for forhandlinger når etterspørselen er lav. Analysene viser i midlertid at effektene på boligprisen nesten er neglisjerbare, i og med at en dags økning i annonsedager gir 0,0001% fall i boligprisen.

Boligrenten representerer kredittkostnaden i boligmarkedet og virker direkte inn på husholdningenes økonomi. Både NHI (2015), Jacobsen & Naug (2004) og Brun (2013) finner at boligrenten er en viktig forklaringsvariabel for boligprisen. Denne oppgavens analyse viser også at boligrenten har en påvirkning på boligprisen. Faste effektors modell og modell med tilfeldig heterogenitet viser begge at ved 1% stigning i boliglånsrenten vil boligprisen falle med ca. 0,7%. Ved en økning i rentenivået på 5% vil det tilsvare et fall i boligprisene på 3,5%. Ved å sammenligne denne analysen med andre fundamentale analyser på området har boliglånsrenten mindre effekt. Grunnen til dette kan være at boliglånsrenten har vært lav over hele perioden.

Inntekten per innbygger har steget mye de siste årene og fundamental pristeori sier at romsligere økonomi vil gi høyere forbruk. Det vil derfor på forhånd kunne antas at inntekten vil være prisdrivende for boligprisen. Denne analysen viser at inntekten, i likhet med arbeidsledigheten, ikke er signifikant på 5% nivå verken i faste effekters modell eller modell med tilfeldig heterogenitet. Teorien i kapittel 3 viser at både Brun (2013) og Jacobsen & Naug (2004) viser i sine analyser at inntekten har en positiv påvirkning på boligprisene.

Oppgavens problemstilling var å analysere om det er en sammenheng mellom boligprisen og oljeprisen. Dette gjøres ved å lage en variabel som justerer oljeprisen etter andel indirekte og direkte petroleumsansatte i Norges 25 største byer. I alle analysene som er utført, har multivariabelen (produktet av indirekte og direkte petroleumsansatte per bosatt sysselsatt og oljeprisen i kroner) vært signifikant ved 5% nivå. Analyseresultatene viser derimot at multivariabelens påvirkning på boligprisen er veldig liten. Hvis man ser på Stavanger og et oljeprisfall på 40% med konstant petroleumssysselsetning som et eksempel, vil multivariabelen endre seg med -146 enheter og boligprisen vil falle med ca. 0,03%. Oljepriseffekten er derfor neglisjerbar liten.

Analysen viser at arbeidsledigheten, i likhet med analysene til Kutluay & Yildiz (2013), ikke er signifikant på 5% nivå. Dette gjelder både i faste effekters modell og modell med tilfeldig heterogenitet. Det kommer frem i konjunksjonsrapporten til Norsk Industri (2015) at sysselsetningen har i løpet av 2014 gått ned med ca. 6%, men at innleide har blitt redusert med 30%. Ut i fra datagrunnlaget ser det ikke ut som oljeprisfallet har slått nevneverdig ut i arbeidsledigheten verken lokalt eller nasjonalt.

Arbeidsledighetstallene til NAV i perioden april 2014 til mars 2015 viser at ledigheten i Stavanger, Sandnes og Sola har gått opp rundt 1%. Arbeidsledighetstallene er på et lavt nivå og hvis en skal ta medias betraktninger om masseoppsigelser til grunn, burde arbeidsledigheten vært mye høyere. Det kan derfor være rimelig å anta at det ligger etterslep i datagrunnlaget mellom oljeprisfallet, oppsigelser, arbeidsledighet. Noen eksempler kan være at de oppsagte er pendlere eller hører til i andre byer eller land, at de oppsagte får sluttpakker som forskyver tiden før arbeidsledigheten inntreffer, at de oppsagte ikke melder seg som arbeidsledige hos NAV eller at de rett og slett har funnet nye jobber. På grunn av at analyseperioden er over kort tid og at oljeprisfallet er såpass nytt ville det vært vanskelig å legge inn en tidsforskyvning i datagrunnlaget, selv om det ville gjort analysen mer nøyaktig.

Analysene til Brun (2013) viser at det tok seks år før en så de fulle virkningene av et hypotetisk oljeprisfall i boligmarkedet. Brun (2013) sine resultater underbygger antakelsen om at det er et etterslep analysen ikke fanger opp. Forventningsvariabelen trekkes frem om en viktig parameter for boligprisen. Det vil være rimelig å tro at det også ligger et etterslep mellom arbeidsledighet og boligpris.

Verken tomtepriser eller byggekostnader er tatt med som forklarende variabler i denne analysen. Jacobsen & Naug (2004) konkluderer med at byggekostnader er blant de faktorene som er avgjørende for boligprisen historisk sett. Denne analysen er gjort over en så kort tidsperiode at det antas at endringer i byggekostnadene vil være neglisjerbare. Det argumenteres for at kommunenes ineffektivitet bidrar til høye boligpriser, gjennom mindre konkurranse i storbyene. Det kan også argumenteres for at tomteprisene er en viktig forklaringsvariabel for boligprisen. Det kan vurderes dit hen at tomteprisene og boligprisene korrelerer og forskjellen mellom dem er byggekostnadene. Det vil derfor kunne være interessant å finne ut av i hvor stor grad tomteprisene forklarer boligprisen.

7 Konklusjon og videre forskning

Denne oppgaven har tatt for seg oljeprisens påvirkning på boligprisen i Norges 25 største byer i lyset av oljeprisfallet i juni 2014. I analysen er det blitt brukt programmet Stata 11 og fremgangsmåten til Park (2011) for paneldata. Faste effekters modell ble valg som den best forklarende modellen. Datagrunnlaget er balansert og basert på paneldata med 12 perioder og 300 observasjoner i perioden mars 2014 til april 2015.

Det var i analysen ustabile resultater mellom de ulike analysetypene og to av variablene var ikke signifikante ved 5% nivå i resultatmodellen. Det kan derfor ikke konkluderes med at modellen forklarer boligprisen på en god og nøyaktig måte. Modellen er ikke kontrollert for spuriøse sammenhenger, som kan underbygge det høye forklaringstallet til modellen på 99,44%.

Oppgavens problemstilling var å analysere om det er en sammenheng mellom boligprisen og oljeprisen. Dette gjøres ved å lage en variabel som justerer oljeprisen etter andel indirekte og direkte petroleumsansatte i Norges 25 største byer. I alle analysene som er utført har sammenhengen vært signifikant ved 5% nivå, men effekten er så liten at den er neglisjerbar. Det kan derfor ikke konkluderes med noen sammenheng mellom oljeprisen og boligprisen i denne oppgaven.

Ved å sammenligne antall reduserte innleide i løpet av 2014 med arbeidsledighetstallene fra NAV kan det være rimelig å anta at det ligger et etterslep i datagrunnlaget mellom oljeprisfallet og arbeidsledighetstallene som ikke analysen fanger opp. Norsk Industri (2015) viser en nedgang i innleide med 30 % i 2014 og arbeidsledigheten i Stavanger, Sandnes og Sola har i samme periode gått opp med ca. 1%. Basert på Brun (2013) vil et estimert oljeprisfall få størst utslag i boligmarkedet etter 6 år, som underbygger antakelsen om at analysen ikke fanger opp dette etterslepet.

Det kan være flere grunner for dette etterslepet: de oppsagte er pendlere eller hører til i andre byer eller land, at de oppsagte får sluttpakker som forskyver tiden før arbeidsledigheten inntreffer, at de oppsagte ikke melder seg som arbeidsledige hos NAV eller at de rett og slett har funnet nye jobber.

Forslag til videre forskning er å gjøre en liknende analyse med en lenger tidsserie, hvor det legges til et etterslep på flere av variablene i forhold til oljeprisen. Det hadde også vært interessant å analysere medias påvirkning på boligmarkedet, Norges økonomiske avhengighet av dollarkursen og tomteprisens påvirkning på boligprisen.

8 Svakheter ved oppgaven

I oppgavens analyse er det brukt balansert paneldata med 12 perioder og 25 enheter som altså gir 300 observasjoner. De 12 periodene er månedene april 2014 til mars 2015. Flere av variablene varierer derfor lite over perioden og det er ikke mulig å legge inn etterslep mellom variablene. Ved å ha en analyseperiode som strekker seg over lenger tid ville analyseresultatene kunne vært mer nøyaktige.

Variablene i modellen kan ha spuriøse sammenhenger, som underbygger det høye forklaringstallet. Det er ikke unaturlig, da flere av variablene er tett linket opp mot Norges økonomi. Dette er en svakhet ved oppgaven.

Ettersom medias påvirkning og forventningene til Norsk økonomi kom frem som viktige forklaringsfaktorer i teorien, ville en forventningsvariabel av vært bra for modellen. Det ble dessverre ikke tatt med, da slik data ikke var tilgjengelig.

Opgaven bruker NAV sine arbeidsledighetstall, ved å bruke AKU-Ledighet ville analysen også kunne reflektert de arbeidsløse om ikke har meldt seg som arbeidsløs hos NAV.

Boligprisstatistikken er basert på finn.no sine tall og som i følge Eiendom Norge representerer 70% av boliger solgt i Norge. Det antas at nye boliger og boliger utenfor sentrumsnære strøk er underrepresentert.

9 Bibliografi

ACRPS. (2015). *Is the Supply and Demand Equation No Longer Able to Explain the Current State of the Oil Market?* Doha, Qatar: Arab Center for Research and Policy Studies.

Akram, Q. F., & Holter, J. P. (1996). *Dollarkursens effekt på oljeprisene-en empirisk analyse*. Oslo: Norges Bank.

Andreß, H.-J., Golsch, K., & Schmidt, A. W. (2013). *Applied Panel data Analysis for Economic and Social Surveys*. Berlin: Springer.

Aastveit, K. A., Bjørnland, H. C., & Thorsrud, L. A. (2012, Oktober 31). What drives oil prices? Emerging versus developed economies. *2012/11, Working Paper, Monetary Policy*, s. 37.

Bårdsen, G., & Nymoen, R. (2014). *Videregående Emner I Økonometri*. Bergen: Fagbokforlaget.

Benoit, K. (2011). *Linear Regression Models with Logarithmic Transformations*. Methodology Institute. London School of Economics.

Blomgren, A., Quale, C., Austnes-Underhaug, R., Harstad, A. M., Fjose, S., Wifstad, K., et al. (2015). *Industribyggerne 2015*. Stavanger: Iris.

Brun, B. C. (2013). *Kan et oljeprissjokk knekke boligmarkedet ?*. Trondheim: Danske Bank.

Cappelen, Å., Eika, T., & Prest, J. B. (2014, 3). Virkninger på norsk økonomi av et kraftig fall i oljeprisen. *Økonomiske analyser*, ss. 31-41.

CME. (2006). *An Introduction to Options and Futures*. Chicago: Chicago Mercantile Exchange.

Eia. (2014). *US. Energy Information Administration*. Hentet Mars 17, 2015 fra International Energy Statistics : <http://www.eia.gov/cfapps/ipdbproject/IEDIndex3.cfm?tid=50&pid=53&aid=1>

Eia. (2015, Mars 30). *US. Energy Information Administration*. Hentet April 23, 2015 fra International Energy Statistics : http://www.eia.gov/dnav/pet/pet_crd_crpdn_adc_mbbldpd_a.htm

Exchangerates.org.uk. (2015, Mai 20). *Exchangerates.org.uk*. Hentet Mai 20, 2015 fra Brt/nok: <http://www.exchangerates.org.uk/commodities/BRT-USD-history.html>

Finansdepartementet. (2014). *Statsbudsjettet 2014-2015*. Oslo: Det kongelige finansdepartement.

Finn.no AS. (2015, Mai 22). *Finn.no*. Hentet Mai 22, 2015 fra Eiendomsstatistikken: <http://www.finn.no/finn/realstate/pulse/priceinfo/>

Investopedia. (2015, Mai 15). *Investopedia*. Hentet Mai 15, 2015 fra DEFINITION OF 'PEAK OIL': http://www.investopedia.com/terms/p/peak_oil.asp

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

Kilian, L. (2008, Juni 13). Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market. *MACRO-LINKAGES, OIL PRICES AND DEFLATION WORKSHOP*, s. 29.

- Kommuneprofilen*. (2015, Mai 22). Hentet Mai 22, 2015 fra Befolkningsvekst: http://www.kommuneprofilen.no/Profil/Inntekt/DinRegion/innt_inntekt_region.aspx
- Konkurransetilsynet. (2015). *Konkurransen i boliglånsmarkedet*. Oslo: Konkurransetilsynet.
- Konkurransetilsynet. (2015). *Konkurransen i boligutviklermarkedet*. Oslo: Konkurransetilsynet.
- Kutluay, M., & Yildiz, S. (2013). *Boligprisutviklingen i Norge. Har vi en boligboble?* Ås: Universitetet for miljø og biovitenskap.
- Menon. (2012). *Menon-rapport 3/2012: Totale sysselsettings- og skatteeffekter av petroleumsvirksomhet i Norge - utsikter til fremtidig vekst*. Av: Sveinung Fjose, Leo Grünfeld og Atle Blomgren. Oslo: Menon Business Economics.
- Mohn, K. (2008, Februar). Oljepris, petroleumsvirksomhet og norsk økonomi. *Sammfunnsøkonomen*, ss. 29-39.
- NAV. (2015, Mai 20). *Nav*. Hentet Mai 20, 2015 fra Arbeidssøkere og stillinger - statistikk, Helt ledige: <https://www.nav.no/Om+statistikken+-+Arbeidss%C3%B8kere.1073745818.cms?kap=6>
- NEF. (2012). *Utvalgte funn fra Meglerinnsikt 2/2012*. Norges Eiendomsmegler forbund.
- NHI. (2015). *Nordic Housing Insight Vinter 2015*. Stockholm: Mäklarsamfunnet.
- NHO. (2015). *Økonomisk overblikk 4/2014, Utsikter for 2015 - 2016*. Oslo: NHO.
- Norges Bank. (2004, September 7). *Norges Bank*. Hentet Mai 4, 2015 fra HVORDAN RENTEN VIRKER PÅ INFLASJONEN: <http://www.norges-bank.no/pengepolitikk/Hvordan-renten-virker-pa-inflasjonen/>
- Norges Eiendomsmeglerforbund. (2015, Mars 30). <http://www.nef.no>. Hentet April 13, 2015 fra Norges Eiendomsmeglerforbund: http://www.nef.no/xp/pub/mx/filer/vedlegg/Hoeringsuttalelse-NOU-2014-13-Kapitalbeskatning-i-en-internasjonaoekonomi_663440.pdf
- Norsk Industri. (2015). *Konjunkturrapport 2015*. Sandefjord: Norsk Industri.
- Novtny, F. (2012). THE LINK BETWEEN THE BRENT CRUDE OIL PRICE AND THE US DOLLAR EXCHANGE RATE. *PRAGUE ECONOMIC PAPERS* (2/2012), ss. 220-232.
- Park, H. M. (2011). *Practical Guides To Panel Data Modeling: A Step by Step Analysis Useing Stata*. Niigata: International University of Japan.
- Prestmo, J. B., Strøm, B., & Midsem, H. K. (2015). *Ringvirkninger av petroleumsnæringen i norsk økonomi*. Oslo: Statistisk sentralbyrå.
- Prognosesenteret.no. (2014). *Om boligmarked og boligfinansiering*. Oslo: Finans Norge.
- Rime, D., & Sojli, E. (2006). Ordrestrømsanalyse av valutakurser. *Penger og Kreditt* (2/2006), ss. 110–115.
- Romstad, M. E. (2008). *Ordrestrømsanalyse Et lyspunkt i valutateorien – teori og praktisk anvendelse*. Bergen: Norges Handelshøyskole.
- SSB. (2014, Mars 01). *Regjeringen.no*. Hentet April 14, 2015 fra Presentasjon av rapport 59/2013: https://www.regjeringen.no/contentassets/41c27ff0e7a3482c8e2a5adff7ece6d2/2014/mmu_mars2014_petrolevmsvirksomheten.pdf

SSB. (2015, Februar 20). *Statistisk sentralbyrå*. Hentet Mars 3, 2015 fra Statistikkbanken: <https://www.ssb.no/statistikkbanken/SelectVarVal/Define.asp?MainTable=NY3026&KortNavnWeb=folkemengde&PLanguage=0&checked=true>

SSB. (2015, April 9). *Statistisk sentralbyrå/Statistikkbanken*. Hentet Mai 22, 2015 fra Tabell: 05212: <https://www.ssb.no/statistikkbanken/SelectVarVal/Define.asp?MainTable=FolkTettSpredt&KortNavnWeb=befytt&PLanguage=0&checked=true>

Store Norske Leksikon. (2015, Juni 05). *Store Norske Leksikon*. Hentet Juni 05, 2015 fra <https://snl.no/spuriøs>

THE ECONOMIST. (2015, Mars 19). *www.businessinsider.com*. Hentet April 23, 2015 fra Americas crude oil export ban does more harm than good: <http://www.businessinsider.com/americas-crude-oil-export-ban-does-more-harm-than-good-2015-3>

Torres-Reyna, O. (2007, Desember). *Princeton University*. Hentet Mai 20, 2015 fra Panel Data Analysis Fixed and Random Effects using Stata (v. 4.2): <http://www.princeton.edu/~otorres/Panel101.pdf>

Vale, P. H., Kutluay, M., & Yildiz, S. (2015). Magma. *Econas tidsskrift for økonomi og ledelse*, #0315, 22-36.

Victoria Sparrman. (2012, Oktober 25). Arbeidsledighet som konjunkturindikator og forklaringsfaktor i makromodeller. *Økonomiske analyser 5/2012*, ss. 21-25.

VOX News. (2015, Januar 23). *www.Vox.com*. Hentet Mars 16, 2015 fra Why oil prices keep falling — and throwing the world into turmoil: <http://www.vox.com/2014/12/16/7401705/oil-prices-falling>

Appendiks 1

Minste Kvadrats Metode

```
-----  
name:   Minste Kvadraters Metode  
log:    C:\Users\Eier\Desktop\Analyse 3\OLS.smcl  
log type: smcl  
opened on: 9 Jun 2015, 01:39:57
```

```
. regress ln_boligprisnef ln_inntekt multivar ledighet annonsedager boligrent  
> e bvekst
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	300
Model	1.81629636	6	.302716059	F(6, 293) =	44.58
Residual	1.98970063	293	.006790787	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.4772
				Adj R-squared =	0.4665
Total	3.80599699	299	.012729087	Root MSE =	.08241

ln_boligp~ef	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_inntekt	-.0731525	.0153454	-4.77	0.000	-.1033537	-.0429513
multivar	.0006229	.0000689	9.04	0.000	.0004873	.0007585
ledighet	-.0429068	.0076321	-5.62	0.000	-.0579274	-.0278862
annonsedager	-.0010331	.000279	-3.70	0.000	-.0015823	-.000484
boligrente	-.1087912	.0165865	-6.56	0.000	-.1414349	-.0761474
bvekst	18.31345	7.409014	2.47	0.014	3.731814	32.89508
_cons	6.779429	.2058485	32.93	0.000	6.374299	7.184558

```
-----  
. log close  
name:   <unnamed>  
log:    C:\Users\Eier\Desktop\Analyse 3\OLS.smcl  
log type: smcl  
closed on: 9 Jun 2015, 01:41:16  
-----
```

Faste effekters modell

```

-----
name: Faste Effekters Modell
log: C:\Users\Eier\Desktop\Analyse 3\LSDV.smcl
log type: smcl
opened on: 9 Jun 2015, 01:47:00

```

Faste effekters metode ved bruk av MKDV

```

. regress ln_boligprisnef by1-by24 ln_inntekt multivar ledighet annonsedager
> boligrente bvekst

```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	300
Model	3.78451491	30	.126150497	F(30, 269) =	1579.66
Residual	.021482078	269	.000079859	Prob > F =	0.0000
-----				R-squared =	0.9944
-----				Adj R-squared =	0.9937
Total	3.80599699	299	.012729087	Root MSE =	.00894

ln_boligp~ef	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
by1	.0696343	.0061612	11.30	0.000	.057504	.0817647
by2	.2284223	.0054874	41.63	0.000	.2176187	.239226
by3	.3148254	.0123176	25.56	0.000	.2905742	.3390765
by4	.1867435	.0050837	36.73	0.000	.1767346	.1967525
by5	.1020482	.0049455	20.63	0.000	.0923114	.1117849
by6	.0015353	.0051637	0.30	0.766	-.0086312	.0117018
by7	.0574088	.0055571	10.33	0.000	.0464678	.0683498
by8	.0739331	.0074012	9.99	0.000	.0593614	.0885048
by9	-.0495686	.0040344	-12.29	0.000	-.0575116	-.0416256
by10	-.0547539	.0045319	-12.08	0.000	-.0636765	-.0458314
by11	-.0067604	.0043928	-1.54	0.125	-.0154091	.0018883
by12	-.0236994	.0053239	-4.45	0.000	-.0341812	-.0132177
by13	.0554679	.0068567	8.09	0.000	.0419682	.0689675
by14	.0841984	.0098367	8.56	0.000	.0648317	.1035651
by15	.1861502	.0037881	49.14	0.000	.178692	.1936083
by16	.2436522	.0038164	63.84	0.000	.2361384	.251166
by17	.0634557	.0036884	17.20	0.000	.0561939	.0707174
by18	-.0452399	.0046078	-9.82	0.000	-.0543118	-.0361681
by19	-.0229709	.0038538	-5.96	0.000	-.0305583	-.0153835
by20	.1793237	.0038909	46.09	0.000	.1716632	.1869843
by21	.0053633	.0069776	0.77	0.443	-.0083743	.0191008
by22	.1725726	.0037803	45.65	0.000	.1651299	.1800153
by23	.1489223	.0053461	27.86	0.000	.1383969	.1594477
by24	-.0609147	.0057203	-10.65	0.000	-.0721768	-.0496525
ln_inntekt	.0034146	.004347	0.79	0.433	-.0051439	.011973
multivar	.0002559	.0000391	6.54	0.000	.0001788	.0003329
ledighet	.0016371	.0025001	0.65	0.513	-.0032851	.0065593
annonsedager	-.000123	.0000475	-2.59	0.010	-.0002166	-.0000293
boligrente	-.0733972	.0023066	-31.82	0.000	-.0779384	-.068856
bvekst	-2.425804	.9219283	-2.63	0.009	-4.240916	-.6106908
_cons	5.469299	.0574284	95.24	0.000	5.356233	5.582366

Den samme analysen som ovenfor, men her utelukkes en annen "dummy" variabel.

```
. . regress ln_boligprisnef by2-by25 ln_inntekt multivar ledighet annonsedage
> r boligrente bvekst
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	300
Model	3.78451491	30	.126150497	F(30, 269) =	1579.66
Residual	.021482078	269	.000079859	Prob > F =	0.0000
Total	3.80599699	299	.012729087	R-squared =	0.9944
				Adj R-squared =	0.9937
				Root MSE =	.00894

ln_boligp-ef	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
by2	.158788	.0072978	21.76	0.000	.1444199 .1731561
by3	.2451911	.0124115	19.76	0.000	.220755 .2696271
by4	.1171092	.0084065	13.93	0.000	.1005583 .1336601
by5	.0324139	.0067506	4.80	0.000	.0191231 .0457046
by6	-.068099	.0062177	-10.95	0.000	-.0803406 -.0558575
by7	-.0122255	.0060449	-2.02	0.044	-.0241268 -.0003243
by8	.0042988	.0067767	0.63	0.526	-.0090434 .017641
by9	-.1192029	.0054845	-21.73	0.000	-.1300008 -.108405
by10	-.1243882	.006379	-19.50	0.000	-.1369474 -.111829
by11	-.0763948	.0055299	-13.81	0.000	-.0872821 -.0655074
by12	-.0933337	.0056991	-16.38	0.000	-.1045544 -.0821131
by13	-.0141664	.006828	-2.07	0.039	-.0276095 -.0007233
by14	.0145641	.0087056	1.67	0.095	-.0025757 .0317039
by15	.1165158	.0061446	18.96	0.000	.1044183 .1286134
by16	.1740179	.0061914	28.11	0.000	.1618281 .1862077
by17	-.0061786	.0060088	-1.03	0.305	-.0180089 .0056516
by18	-.1148743	.0059407	-19.34	0.000	-.1265704 -.1031781
by19	-.0926052	.006141	-15.08	0.000	-.1046958 -.0805147
by20	.1096894	.0055921	19.62	0.000	.0986796 .1206993
by21	-.0642711	.0069255	-9.28	0.000	-.0779061 -.050636
by22	.1029383	.0060042	17.14	0.000	.0911171 .1147595
by23	.079288	.0063602	12.47	0.000	.0667658 .0918102
by24	-.130549	.006001	-21.75	0.000	-.1423639 -.1187341
by25	-.0696343	.0061612	-11.30	0.000	-.0817647 -.057504
ln_inntekt	.0034146	.004347	0.79	0.433	-.0051439 .011973
multivar	.0002559	.0000391	6.54	0.000	.0001788 .0003329
ledighet	.0016371	.0025001	0.65	0.513	-.0032851 .0065593
annonsedager	-.000123	.0000475	-2.59	0.010	-.0002166 -.0000293
boligrente	-.0733972	.0023066	-31.82	0.000	-.0779384 -.068856
bvekst	-2.425804	.9219283	-2.63	0.009	-4.240916 -.6106908
_cons	5.538934	.0616259	89.88	0.000	5.417603 5.660264

```
. save "C:\Users\Eier\Desktop\Analyse 3\LSDV.dta"
file C:\Users\Eier\Desktop\Analyse 3\LSDV.dta saved
```


Faste effekter modell ved bruk av "within" estimatoren

```
. tsset id periode
      panel variable:  id (strongly balanced)
      time variable:  periode, 651 to 662
      delta: 1 unit
```

```
. xtreg ln_boligprisnef ln_inntekt multivar ledighet annonsedager boligrente b
> vekst, fe i(id)
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs      =      300
Group variable: id                    Number of groups   =       25

R-sq:  within = 0.8445                 Obs per group: min =       12
      between = 0.2097                  avg =              12.0
      overall = 0.1843                  max =              12

corr(u_i, Xb) = 0.2121                 F(6,269)           =      243.41
                                          Prob > F           =       0.0000
```

ln_boligp~ef	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_inntekt	.0034146	.004347	0.79	0.433	-.0051439	.011973
multivar	.0002559	.0000391	6.54	0.000	.0001788	.0003329
ledighet	.0016371	.0025001	0.65	0.513	-.0032851	.0065593
annonsedager	-.000123	.0000475	-2.59	0.010	-.0002166	-.0000293
boligrente	-.0733972	.0023066	-31.82	0.000	-.0779384	-.068856
bvekst	-2.425804	.9219283	-2.63	0.009	-4.240916	-.6106908
_cons	5.545689	.0574359	96.55	0.000	5.432608	5.658771
sigma_u	.10587127					
sigma_e	.00893639					
rho	.99292568	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(24, 269) = 1026.92      Prob > F = 0.0000
```

Modell med tilfeldig heterogenitet

```
-----  
name: Modell med tilfeldig heterogenitet  
log: C:\Users\Eier\Desktop\Analyse 3\Random.smcl  
log type: smcl  
opened on: 9 Jun 2015, 20:48:15
```

```
. xtreg ln_boligprisnef ln_inntekt multivar ledighet annonsedager boligrente b  
> vekst, re theta
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       300  
Group variable: id                     Number of groups =        25  
  
R-sq:  within = 0.8444                 Obs per group:  min =       12  
        between = 0.2230                avg   =       12.0  
        overall = 0.1970                max   =       12  
  
Random effects u_i ~ Gaussian           Wald chi2(6)     =    1403.23  
corr(u_i, X) = 0 (assumed)             Prob > chi2      =     0.0000  
theta = .96964066
```

```
-----  
ln_boligp-ef |          Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]  
-----+-----  
ln_inntekt |    .0027181    .00443      0.61   0.540    - .0059645   .0114008  
multivar |    .0002668    .0000395    6.76   0.000     .0001895   .0003442  
ledighet |    .0010471    .0025425    0.41   0.680    - .0039361   .0060303  
annonsedager | -.0001254    .0000485   -2.58   0.010    - .0002205  -.0000303  
boligrente | -.0738982    .0023452  -31.51   0.000    - .0784948  -.0693016  
bvekst | -2.403208    .9419776   -2.55   0.011    -4.24945   -.5569658  
_cons |  5.557439    .0610441   91.04   0.000     5.437795   5.677083  
-----+-----  
sigma_u |    .08493345  
sigma_e |    .00893639  
rho |    .98905073   (fraction of variance due to u_i)  
-----
```

```
. log close  
name: Modell med tilfeldig heterogenitet  
log: C:\Users\Eier\Desktop\Analyse 3\Random.smcl  
log type: smcl  
closed on: 9 Jun 2015, 20:48:37  
-----
```

F-test

```
. quietly regress ln_boligprisnef by1-by25 ln_inntekt multivar ledighet annons  
> edager boligrente bvekst
```

```
. test by1 by2 by3 by4 by5 by6 by7 by8 by9 by10 by11 by12 by13 by14 by15 by16 b  
> y17 by18 by19 by20 by21 by22 by23 by24 by25
```

```
( 1) by1 = 0  
( 2) by2 = 0  
( 3) o.by3 = 0  
( 4) by4 = 0  
( 5) by5 = 0  
( 6) by6 = 0  
( 7) by7 = 0  
( 8) by8 = 0  
( 9) by9 = 0  
(10) by10 = 0  
(11) by11 = 0  
(12) by12 = 0  
(13) by13 = 0  
(14) by14 = 0  
(15) by15 = 0  
(16) by16 = 0  
(17) by17 = 0  
(18) by18 = 0  
(19) by19 = 0  
(20) by20 = 0  
(21) by21 = 0  
(22) by22 = 0  
(23) by23 = 0  
(24) by24 = 0  
(25) by25 = 0
```

Constraint 3 dropped

```
F( 24, 269) = 1026.92  
Prob > F = 0.0000
```

```
. log close  
name: Faste Effekters Modell  
log: C:\Users\Eier\Desktop\Analyse 3\LSDV.smcl  
log type: smcl  
closed on: 9 Jun 2015, 02:47:09
```

Breusch-Pagan Lagrangiansk Multiplier test

name: Breusch-Pagan Lagrangiansk Multiplier test
log: C:\Users\Eier\Desktop\Analyse 3\LM test.smcl
log type: smcl
opened on: 9 Jun 2015, 19:08:41

```
. quietly xtreg ln_boligprisnef ln_inntekt multivar ledighet annonsedager boli  
> grente bvekst, re i(id)
```

```
. xttest0
```

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$\ln_boligprisnef[id,t] = Xb + u[id] + e[id,t]$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ln_bol~ef	.0127291	.1128233
e	.0000799	.0089364
u	.0072137	.0849335

Test: Var(u) = 0

chi2(1) = 1357.61
Prob > chi2 = 0.0000

```
. log close
```

name: Breusch-Pagan Lagrangiansk Multiplier test
log: C:\Users\Eier\Desktop\Analyse 3\LM test.smcl
log type: smcl
closed on: 9 Jun 2015, 19:09:15

Hausman Spesifikasjonstest

```

-----
      name: Hausman Spesifikasjonstest
log:  C:\Users\Eier\Desktop\Analyse 3\Hausaman 2.smcl
      log type:  smcl
      opened on:   9 Jun 2015, 18:17:42

. tsset id periode
      panel variable:  id (strongly balanced)
      time variable:  periode, 651 to 662
      delta:  1 unit

. quietly xtreg ln_boligprisnef ln_inntekt multivar ledighet annonsedager bol
> igrente bvekst, re

. quietly estimate store tilfeldig_gruppe
unrecognized command:  estimate
r(199);

. quietly estimates store tilfeldig_gruppe

. quietly xtreg ln_boligprisnef ln_inntekt multivar ledighet annonsedager bol
> igrente bvekst, fe

. quietly estimates store fast_gruppe

. hausman tilfeldig_gruppe fast_gruppe

```

Note: the rank of the differenced variance matrix (4) does not equal the number of coefficients being tested (6); be sure this is what you expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

	---- Coefficients ----			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	tilfeldig_~e	fast_gruppe	Difference	S.E.
ln_inntekt	.0027181	.0034146	-.0006964	.0008536
multivar	.0002668	.0002559	.000011	5.04e-06
ledighet	.0010471	.0016371	-.00059	.0004626
annonsedager	-.0001254	-.000123	-2.44e-06	9.72e-06
boligrente	-.0738982	-.0733972	-.000501	.0004243
bvekst	-2.403208	-2.425804	.0225956	.1933129

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

$$\begin{aligned}
\text{chi2}(4) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\
&= 3.73 \\
\text{Prob}>\text{chi2} &= 0.4431
\end{aligned}$$

Appendiks 2

Norges største tettsteder fordelt på folkemengde

Kilde: Statistisk sentralbyrå, Tabell: 05212: Folkemengde, etter kjønn og tettbygd/spredtbygd strøk (K)

By ID	Tettsted	Folkemengde
		I alt
1	0801 Oslo	942 084
2	5001 Bergen	251 281
3	4522 Stavanger/Sandnes	207 439
4	6501 Trondheim	172 226
5	2003 Drammen	112 123
6	0022 Fredrikstad/Sarpsborg	107 920
7	3005 Porsgrunn/Skien	91 349
8	4002 Kristiansand	59 681
9	2521 Tønsberg	50 372
10	6025 Ålesund	50 345
11	0031 Moss	45 017
12	2531 Sandefjord	42 345
13	3511 Arendal i alt	42 145
14	4532 Haugesund	40 631
15	7501 Bodø	39 384
16	8011 Tromsø	33 319
17	1001 Hamar	26 232
18	0001 Halden	24 707
19	2541 Larvik	23 579
20	5201 Askøy	21 911
21	2015 Kongsberg	20 670
22	8003 Harstad	20 533
23	6001 Molde	20 327
24	2511 Horten	20 036
25	1511 Gjøvik	19 604

Norges størstet tettsteder etter innbyggere, folkemengde og areal, etter kommune. 1.januar 2014.

Kilde: Statistisk sentralbyrå, Tabell: 05212: Folkemengde, etter kjønn og tettbygd/spredtbygd strøk (K)

Tettsted	Kommune	Folkemengde	
		I alt	Fordelt på kommune
0001 Halden	0101 Halden	24 707	
0022 Fredrikstad/Sarpsborg i alt		107 920	
	0105 Sarpsborg		44 919
	0106 Fredrikstad		63 001
0031 Moss i alt		45 017	
	0104 Moss		30 775
	0136 Rygge		8 413
	0211 Vestby		5 829
0801 Oslo i alt		942 084	
	0213 Ski		10 949
	0217 Oppegård		25 781
	0219 Bærum		105 589
	0220 Asker		52 831
	0226 Sørums		2 365
	0228 Rælingen		13 849
	0230 Lørenskog		34 162
	0231 Skedsmo		48 548
	0233 Nittedal		10 607
	0301 Oslo		628 719
	0626 Lier		2 026
	0627 Røyken		6 658
1001 Hamar i alt		26 232	
	0403 Hamar		24 390
	0412 Ringsaker		1 731
	0417 Stange		111
1511 Gjøvik	0502 Gjøvik	19 604	
2003 Drammen i alt		112 123	
	0602 Drammen		64 776
	0624 Øvre Eiker		8 238
	0625 Nedre Eiker		23 243
	0626 Lier		11 455
	0627 Røyken		3 925
	0713 Sande		486
2015 Kongsberg	0604 Kongsberg	20 670	
2511 Horten	0701 Horten	20 036	
2521 Tønsberg i alt		50 372	
	0704 Tønsberg		33 437
	0722 Nøtterøy		16 935
2531 Sandefjord	0706 Sandefjord	42 345	
2541 Larvik	0709 Larvik	23 579	
3005 Porsgrunn/Skien i alt		91 349	
	0805 Porsgrunn		33 149
	0806 Skien		48 012
	0814 Bamble		10 188
3511 Arendal i alt		42 145	
	0904 Grimstad		5 685
	0906 Arendal		36 460
4002 Kristiansand	1001 Kristiansand	59 681	
4522 Stavanger/Sandnes i alt		207 439	
	1102 Sandnes		57 368
	1103 Stavanger		127 848
	1124 Sola		13 340
	1127 Randaberg		8 883
4532 Haugesund i alt		40 631	
	1106 Haugesund		35 053
	1149 Karmøy		5 578
5001 Bergen	1201 Bergen	251 281	
5201 Askøy	1247 Askøy	21 911	
6001 Molde	1502 Molde	20 327	
6025 Ålesund i alt		50 345	
	1504 Ålesund		42 267
	1531 Sula		8 078
6501 Trondheim	1601 Trondheim	172 226	
7501 Bodø	1804 Bodø	39 384	
8003 Harstad	1903 Harstad	20 533	
8011 Tromsø	1902 Tromsø	33 319	