



Norges miljø- og
biovitenskapelige
universitet

Masteroppgave våren 2022, 30 stp
Fakultet for Landskap og samfunn

Regionale forskjeller i det norske boligmarkedet: rollen til tilbudsbegrensninger og salgsaktivitet

Ruben P. Ellingsen & Thomas S. Nielsen
Master i Eiendomsutvikling

SAMMENDRAG

Denne masteroppgaven analyserer rollen til tilbudsbegrensninger og salgsaktivitet på regional boligprisdynamikk i Norge. Denne gradsoppgaven er bemerkelsesverdig fordi den setter heterogene boligpriser opp mot den relative betydningen av tilbudsbegrensninger og salgsaktivitet. Dette gjøres ved å analysere et datasett som inneholder kvartalsvis data for fem regioner over en tidsperiode på 19 år. Det er konstruert en feiljusteringsmodell (ECM) for å kunne estimere kortsiktig og langsiktig sammenhenger mellom regionale boligpriser og utvalgte forklaringsvariabler. Disse sammenhengene blir satt opp mot graden av tilbudsbegrensninger og salgsaktivitet i de utvalgte regionene, for å påpeke hvilken rolle tilbudsbegrensning og salgsaktivitet har for regional boligprisdynamikk. Resultatene avdekker at regioner med høyere grad av tilbudsbegrensninger opplever kraftigere boligprisrespons ved endring i forklaringsvariabler. Samtidig avdekker studien at høyere grad av salgsaktivitet sammenfaller med at boligprisen har raskere konvergenstid mot estimert likevekt. Heterogeniteten i regional boligprisdynamikk kan derfor delvis forklares. Som en konsekvens av den observerte markedsdynamikken kan enkelte regioner som lider av høy grad av tilbudsbegrensning oppleve bobbletendenser og generelt høyere boligprisnivåer. Studien avdekker imidlertid ikke bobbletendenser i dagens regionale boligmarkeder, men at prisnivået tilsynelatende kan utvikle seg til å bli utfordrende på sikt.

ABSTRACT

This master's thesis analyzes the role of supply constraints and sales activity on regional housing price dynamics in Norway. This thesis is unique because it sets heterogeneous house prices up against the impact of supply constraints and sales activity. This is accomplished by evaluating a data set containing quarterly data for five regions over a 19-year period. An error correction model (ECM) has been constructed to be able to estimate short-term and long-term relationship between regional house prices and selected explanatory variables. The findings suggest that regions with a higher degree of supply constraints are more sensitive to changes in explanatory variables. Moreover, the study reveals that a higher level of sales activity corresponds with a shorter period of housing price convergence toward the projected equilibrium. Therefore, the heterogeneity of regional housing price dynamics can be partly explained. As a result of the observed market dynamics, certain regions with a high degree of supply constraints may exhibit bubble tendencies and generally higher housing price levels. However, the analysis does not identify bubble trends in today's regional housing markets, although the price level may become problematic in the long run.

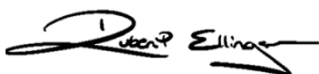
FORORD

Denne gradsoppgaven er utført som en del av vår mastergrad i eiendomsutvikling ved Norges miljø- og biovitenskapelige universitet (NMBU). Hovedmålet med dette forskningsprosjektet er å undersøke hvilken rolle tilbudsbegrensninger og salgsaktivitet spiller i regional boligprisdynamikk i Norge. Felles interesser og studieretning påvirket valg av både tema og innhold for masteroppgaven. I masteroppgaven er vi derfor genuint opptatt av å forstå hvordan boligmarkedene fungerer, og hvorfor ulike boligmarkeder regionalt kan ha ulik boligprisrespons. På denne måten kan vi bidra til å danne et økt og konsolidert kunnskapsgrunnlag for eiendomsutviklere, politikere og andre beslutningstakere i eiendomsmarkedet.

Det å skrive masteroppgave har vært en evig sirkel av overmøte, frustrasjon, angst og glede – der ting sjeldent har gått som planlagt. Semesteret har vært tøft, lærerikt og annerledes som følge av en global pandemi. Våre vanlige liv ble snudd på hodet da det meste av samfunnet ble tvunget til å gå i fullstendig nedstengning. Det var vanskelig for oss å opprettholde motivasjonen fordi vi stadig ble presentert for nye krav og begrensninger fra myndighetene. Som et resultat ble både veiledning og skriving, samt deltidsjobb, utført via elektroniske løsninger som Zoom og Teams. Dette begynte heldigvis å løse nær sommeren, slik at vi kunne føle oss litt mer frigjorte i hverdagen. Dette har likevel vært en lærerik og unik opplevelse, og vi er begge glade for at vi har klart å motivere hverandre til å fullføre oppgaven.

Vi vil gjerne uttrykke vår takknemlighet til vår veileder Terje Holsen for hans hjelp, verdifulle innsikt og konstruktive innspill i løpet av dette semesteret. Vi ønsker også å takke Olvar Bergland, førsteamanuensis ved NMBU, for å «dytte oss» i riktig retning når vi støtte på ulike hindre. I samme tid ønsker vi å rette en stor takk til senioranalytiker Andreas Jensen ved Eiendomsverdi for å overlevere komplett eiendomsdata av høy kvalitet. Dette datagrunnlaget har gjort at vi var i stand til å gjennomføre ønskelige analyser. Vi retter en spesiell takk ovenfor de øvrige medlemmene i Real Estate Sharks, Ludvig Nordby og Elias Heiberg – masterstudiet hadde ikke vært det samme uten ukentlige og oppkvikkende kaffemøter. Til slutt vil vi takke venner og familie som har vært oppmuntrende og støttende under denne prosessen.

Oslo, 16. Mai 2022.



Ruben P. Ellingsen



Thomas S. Nielsen

INNHOLDSFORTEGNELSE

1.0	INNLEDNING	8
2.0	TEORI.....	11
2.1	<i>Statsvitenskapelig teori (politiske virkemidler).....</i>	<i>11</i>
2.1.1	Økonomiske virkemidler	11
2.1.2	Regulative virkemidler	12
2.1.3	Informative virkemidler	12
2.1.4	Kooperative virkemidler.....	12
2.2	<i>Prisdannelse i boligmarkedet.....</i>	<i>13</i>
2.2.1	Etterspørselssiden.....	15
2.2.2	Tilbudssiden	16
2.2.3	Likevekt på kort og lang sikt.....	16
2.3	<i>Real Estate System</i>	<i>19</i>
2.3.1	Space Market.....	19
2.3.2	Asset Market.....	20
2.3.3	Development Industry	21
2.3.4	Eiendomsmarkedet forstått som et system	22
2.4	<i>4Q-modellen.....</i>	<i>23</i>
3.0	LITTERATURGJENNOMGANG.....	26
3.1	<i>Boligprisdeterminanter</i>	<i>26</i>
3.1.1	Oppsummering av boligprisdeterminanter.....	29
3.2	<i>Heterogenitet i boligmarkedet.....</i>	<i>29</i>
3.2.1	Oppsummering av heterogenitet i boligmarkedet	32
3.3	<i>Tilbudsbegrensninger.....</i>	<i>32</i>
3.4	<i>Salgsaktivitet</i>	<i>34</i>
3.5	<i>Oppsummering av tilbudsbegrensninger og salgsaktivitet</i>	<i>35</i>
3.6	<i>Hypoteser</i>	<i>35</i>
4.0	DATA	37
4.1	<i>Måling av boligpriser.....</i>	<i>37</i>
4.1.1	Boligprisstatistikken.....	38
4.1.2	Inflasjonsjustering	39
4.1.3	Sesongjustering	40
4.2	<i>Boligprisdeterminanter</i>	<i>40</i>
4.2.1	Boligpriser	40
4.2.2	Disponibel inntekt	41
4.2.3	Rente.....	41
4.2.4	Befolkning.....	42
4.2.5	Byggekostnader	43
4.2.6	Gjeld	43
4.2.7	Arbeidsledighet	44
4.2.8	Boligmassen	45
4.2.9	Antall bolig lagt ut for salg.....	45
4.3	<i>Proxy</i>	<i>45</i>
4.3.1	Proxy for tilbudsbegrensninger	46
4.3.2	Proxy for salgsaktivitet.....	47
4.4	<i>Dataoversikt</i>	<i>47</i>
4.5	<i>Variablenes validitet</i>	<i>48</i>
4.5.1	Stasjonaritet.....	49

4.5.2	Rekkefølgen av integrasjon	50
4.5.3	Kointegrasjon	50
4.5.4	Enhetsrot.....	51
5.0	METODE.....	53
5.1	<i>Spesifikasjon av modell.....</i>	53
5.1.1	Langsiktig modell.....	53
5.1.2	Kortsiktig modell.....	54
5.2	<i>Estimering av modell.....</i>	55
6.0	RESULTATER	56
6.1	<i>Seleksjon av områder og variabler</i>	56
6.1.1	Områdeseleksjon	56
6.1.2	Seleksjon av variabler	57
6.2	<i>Oslo</i>	59
6.2.1	Langsiktig modell.....	60
6.2.2	Kortsiktig modell.....	62
6.3	<i>Drammen.....</i>	63
6.3.1	Langsiktig modell.....	64
6.3.2	Kortsiktig modell.....	65
6.4	<i>Lørenskog</i>	66
6.4.1	Langsiktig modell.....	66
6.4.2	Kortsiktig modell.....	68
6.5	<i>Moss</i>	68
6.5.1	Langsiktig modell.....	69
6.5.2	Kortsiktig modell.....	70
6.6	<i>Tromsø.....</i>	71
6.6.1	Langsiktig modell.....	71
6.6.2	Kortsiktig modell.....	73
6.7	<i>Oppsummering og overordnede funn.....</i>	74
6.7.1	Rollen til tilbudsbegrensninger	75
6.7.2	Rollen til salgsaktivitet.....	77
6.7.3	Hypotesenes holdbarhet	78
7.0	KONKLUSJON OG DISKUSJON	79
8.0	AVSLUTTENDE KOMMENTAR.....	82
APPENDIKS	90

FIGURLISTE

Figur 1: Prisdannelsen på kort sikt	17
Figur 2: Prisdannelse på kort og lang sikt.....	18
Figur 3: Space Market.....	20
Figur 4: Asset Market	20
Figur 5: Development Industry	21
Figur 6: Real Estate System.....	22
Figur 7: 4Q modell i kombinasjon med Real Estate System	24
Figur 8: Nominell og reell utlånsrente i Norge.....	42
Figur 9: Reell byggekostnadsindeks for Norge	43
Figur 10: Kredittindikator for norske husholdninger.....	44
Figur 11: Arbeidsledighetsrate i Norge	44
Figur 12: Grafisk illustrasjon av stasjonaritetsegenskapene til variabelen boligpris.....	52
Figur 13: Estimert fundamentalverdi og faktisk boligpris for Oslo.....	62
Figur 14: Estimert fundamentalverdi og faktisk boligpris for Drammen	65
Figur 15: Estimert fundamentalverdi og faktisk boligpris for Lørenskog	67
Figur 16: Estimert fundamentalverdi og faktisk boligpris for Moss	70
Figur 17: Estimert fundamentalverdi og faktisk boligpris for Tromsø.....	73

TABELLISTE

Tabell 1: Oversikt over variabler.	48
Tabell 2: Deskriptiv statistikk.	49
Tabell 3: Kartlegging av stasjonaritetsegenskapene.	52
Tabell 4: Langsiktig modell for Oslo	61
Tabell 5: Kortsiktig modell for Oslo.....	63
Tabell 6: Langsiktig modell for Drammen	64
Tabell 7: Kortsiktig modell for Drammen	66
Tabell 8: Langsiktig modell for Lørenskog	67
Tabell 9: Kortsiktig modell for Lørenskog	68
Tabell 10: Langsiktig modell for Moss.....	69
Tabell 11: Kortsiktig modell for Moss.....	71
Tabell 12: Langsiktig modell for Tromsø	72
Tabell 13: Kortsiktig modell for Tromsø	74
Tabell 14: Sammenfatning av langsiktig modell	75
Tabell 15: Sammenfatning av kortsiktig modell.....	77
Tabell 16: Sammenfatning av feiljusteringsledd	77
Tabell 17: Oppsummering av hypoteser og holdbarhet.....	78

1.0 INNLEDNING

Boligprisveksten i Norge har de siste 20 årene tilnærmet tredoblet seg nominelt – men av forskjellig grad regionalt (SSB, 2022). I perioden 2003-2021 har prisveksten på landsbasis vært 192% i gjennomsnitt. Oslo med Bærum hadde en bemerkelsesverdig prisoppgang på 245% i perioden mot Arendal med en prisoppgang med beskjedne 133%. Relativt til moderat lønnsvekst i perioden kan dette virke paradoksalt.¹ Sykepleierindeksen påpeker problematikken ved at inngangsbilletten i deler av de regionale boligmarkedene begynner å bli høy og utilgjengelig for den single husholdning (Eiendom Norge, 2021).² Samfunnsøkonomiske fordeler kan gå tapt ved at befolkningen unnlater å bosette seg i enkelte regioner som følge av for høye boligpriser (Larsen, 2020).³ Utover dette er det en enighet om at høye boligpriser i seg selv utgjør en risiko for finansiell stabilitet (Lindquist & Riiser, 2018).⁴

Viktigheten av temaet gjenspeiles i en rekke utførte studier både nasjonalt og internasjonalt. Himmelberg, Mayer & Sinai (2005) finner heterogenitet i boligprisresponsen ved inntreff av økonomiske sjokk på tvers av regioner i USA.⁵ Resultatene viser i korte trekk at renter har større påvirkning på regioner hvor boligtilbudet er mer uelastisk. Et uelastisk boligtilbud innebærer at nytt tilført kvantum ikke holder tritt med endring i pris, og at det kan virke utfordrende å øke produksjonen selv om prisen øker. Dette er forenelig med funnene hos Anundsen & Aastveit (2018) som i USA avdekker ulik boligprisrespons ved rentenedsettelse, og at dette avgjøres ut ifra hvor mye restriksjoner det er på boligbyggingen. De Vries og Boelhouwer (2005) observerer noe tilsvarende i sin studie om heterogenitet i Nederland, da endring i tilbudet av boliger påvirket boligprisene av ulik grad i forskjellige regioner. I overenstemmelse avdekker Hov (2021) heterogenitet i de regionale boligmarkedene i Norge, ved at Oslo responderer sterkere på renteendringer sammenlignet med resten av landet. Her antar Hov at dette kan forklares av en rigid tilbudsside, uten å ha undersøkt dette videre.

¹ Lønnveksten i perioden 2003-2021 tilsvarer en nominell lønnsvekst på 94 % (Pedersen, 2022) .

² Sykepleierindeksen er et mål på hvor mange av boligene omsatt i Norge eller et geografisk område som en singel sykepleier har råd til. Denne har som hensikt å vise om bolig er dyrt eller ikke. Sykepleierindeksen 2021 legger til grunn en årlig bruttoinntekt på NOK 600 056,- (Eiendom Norge, 2021).

³ Tap av gevinster knyttet til agglomerasjon kan oppstå ved at mennesker lar vær å bosette seg i enkelte områder som følge av for høye boligpriser, eksempelvis produktivitetstap. Dette diskuteres nærmere i kapittel 7.0.

⁴ Boligprisene påvirker forumoesoppbyggingen til private husholdninger i både positiv og negativ forstand. Dette kan forklares ved den norske eierlinjen, og at bolig som en eiendel i aller høyeste grad er lånefinansiert.

⁵ Her forstås heterogenitet som ulikeartet respons i boligprisene. Det motsatte, homogen, forstås som likeartet.

Andre studier avdekker at salgsaktivitet spiller en rolle når det kommer til heterogenitet i regionale boligmarkeder.⁶ Capozza med medforfattere (2002) finner at flere transaksjoner vil bidra til mer oppdatert markedsinformasjon, og at boligprisen raskere vil konvergere mot korrekt likevektspris. Galati, Teppa & Alessi (2013) peker i samme retning, og finner at områder med høy grad av urbanisering raskere konvergerer tilbake til langsiktig likevekt, som en årsak av høy omsetningshastighet på boliger og en mer velfungerende markedsdynamikk. Grimes, Aitken og Kerr (2004) har imidlertid motstridene funn, da de konkluderer med at høyere salgsaktivitet leder til saktere konvergens mot likevektsprisen.

Basert på tidligere forskningsarbeid ser det tilsynelatende ut til at tilbudsbegrensninger har en sammenheng med hvor kraftig prisresponsen er i en region, ved en endring i en forklaringsvariabel. En tilbudsbegrensning i boligmarkedet forstås i denne sammenheng som faktorer som begrenser evnen til å tilføre nytt boligareal (Lynn, Hedgcock, & Organisciak, 2010). Et viktig poeng her kan være å ikke bare fokusere på evnen, men den faktiske tilførselen av nytt boligareal. Salgsaktiviteten derimot virker avgjørende for hastigheten til prisresponsen, her uttrykt gjennom antall transaksjoner.

Responsvariasjonene regionalt gir grobunn for å undersøke hvorfor noen regioner reagerer forskjellig på endringer i makroøkonomiske forklaringsvariabler. Denne masteroppgaven forsøker derfor å svare på følgende problemstilling:

Hvilken rolle spiller tilbudsbegrensninger og salgsaktivitet på regional boligprisdynamikk i Norge?

Problemstillingen anses som relevant, spesielt for boligpolitikken som i lang tid har vært innrettet slik at den skal stimulere til et velfungerende boligmarked (Regjeringen, 2020). Hva som er et velfungerende boligmarked er et komplekst fundamentalt spørsmål, og kan besvares på flere måter. Hayes (2021) foreslår at et marked i likevekt fungerer effektivt og optimalt fordi det tilførte kvantumet er likt det etterspurte kvantumet, som utgjør en likevektspris eller en markedsklarere pris. I et likevektsmarked er det verken overskudd eller mangel på boliger i dette tilfellet. Likevekt er altså tilstanden der markedstilbud og etterspørsel balanserer hverandre, og som et resultat av dette opplever vi mer eller mindre prisstabilitet i markedet.

⁶ I vår studie forstår vi salgsaktivitet som antall boligtransaksjoner relativt til den totale boligmassen i regionen.

Denne tankegangen er også forenelig med hovedfokusets Norges Bank (2022) fremmer om et optimalt boligmarked i sin pengepolitiske rapport. Statens strategiske virkemidler for å oppnå denne målsetningen er gjennom innføring av lover og regler, men også i form av et økt kunnskapsgrunnlag før beslutninger tas.⁷ Det å forstå boligprisdynamikk er derfor viktig for beslutningstakere fordi ressurser risikeres å bli feilallokert. I masteroppgaven er vi derfor genuint opptatt av å forstå hvordan boligmarkedene fungerer, og hvorfor ulike boligmarkeder regionalt kan ha ulik boligprisrespons. Dette er en kompleks øvelse, men vi ønsker å oppnå verdifull innsikt ved å studere responsen i de ulike markedene ved eksponering mot identiske etterspørselsendringer. Masteroppgavens kvantitative funn i kombinasjon med kvalitativ utdypning skal etter sin hensikt bidra til et økt og konsolidert kunnskapsgrunnlag for eiendomsutviklere, politikere og andre beslutningstakere i eiendomsmarkedet.

I masteroppgaven vil vi først presentere grunnleggende tanker og teori om eiendomsmarkedet. I påfølgende kapittel vil vi gjennomgå tidligere forskningsarbeid som gjør seg gjeldende. Deretter vil vi nøye gjøre rede for hvordan type data som er innhentet og hvordan datahåndteringen er foretatt. Senere i masteroppgaven vil metoden som er avendt bli presentert før vi oppsummerer resultat og utredningens hovedfunn. Avslutningsvis har vi en konkluderende diskusjon med anbefaling om videre forskning.

⁷ I kapittel 2.1 fremlegges statsvitenskapelig teori og hvilke politiske virkemidler som kan benyttes i boligpolitikken.

2.0 TEORI

Teori og tidligere forskningsarbeid er helt avgjørende i utarbeidelsen av vår masteroppgave. Når vi utforsker og samler informasjon gjennom ulike observasjoner trenger vi klare idéer om hvordan type informasjon som blir viktig å innhente, og hvilke analyser som gjør seg gjeldende. Her blir derfor grunnleggende tanker om eiendomsmarkedet og økonomisk teori stående helt sentralt for innfallsvinkelen og avhandlingen. Validerte teorier utviklet av forskere forklarer fenomener og trekker sammenhenger, i tillegg til at det for oss er et godt teoretisk rammeverk for videre praktisk handling i vår masteroppgave. Kvalifisert teori og litteratur som selekteres i henhold til problemstillingen er essensiell for hvordan datahåndtering skal foretas, og for valg av metode i studiet. Videre vil teorien hjelpe oss med oppbyggingen av analysemodellen og med tolkningen av empirien vi analyserer. På denne måten vil teori og litteratur være fundamentalt for å danne et konsolidert kunnskapsgrunnlag, og er grunnsteinene for analysen.

2.1 Statsvitenskapelig teori (politiske virkemidler)

I det vitenskapelige studiet av politikk foreslår statsvitenskapelig teori at det finnes ulike virkemidler som vil kunne anvendes i boligpolitikken. Før politiske virkemidler skal anvendes kan det være ideelt å stille spørsmål til hvilke virkemidler som stiller til rådighet. Et sentralt fokus for oss i masteroppgaven er å øke kunnskapsgrunnlaget før fundamentale politiske beslutninger tas, slik at beslutningstagere skal være i stand til å ta bedre beslutninger etter best mulig evne. Politiske virkemidler deles ofte inn i *økonomiske*, *regulative* og *informative virkemidler* (Bemelmans-Videc, Rist, & Vedung, 1998).⁸ I forlengelsen av dette inkluderer andre også *kooperative virkemidler* som et politisk virkemiddel (Böcher, 2012). Holsen (2017) påpeker at alle disse virkemidlene kan brukes enten positivt for å fremme ønsket utvikling, og negativt for å forhindre det som ikke er ønsket utvikling. Her kan vi med fordel utforske det politiske verktøysettet som kan anvendes i boligmarkedet.

2.1.1 Økonomiske virkemidler

Vedung (1998) oppfatter økonomiske virkemidler som materielle goder, enten som i kapital eller konkrete tjenester eller goder. I mange tilfeller gjennomføres virkemidlene på to ulike måter for å oppnå ønsket resultat. Dette kan enten skje ved å lokke med belønning (gulrot), eller true med straff (pisk). Økonomiske virkemidler handler i større grad om å lokke (gulrot). Dette

⁸ Uformelt benytter Bemelmans-Videc et al (1998) begrepene «gulrot», «pisk» og «preken» når han henviser til virkemidlene.

skal gi mottakeren et spillerom for å kunne vurdere om og eventuelt hvordan vedkommende vil handle (Holsen, 2017). Her er husbanklån og ulike typer tilskudd eksempler på økonomiske virkemidler.

2.1.2 Regulative virkemidler

Vedung (1998) forstår regulative virkemidler som noe autoritært som pålegger mottakeren å måtte handle på bestemte måter. Disse virkemidlene vil ofte, men ikke nødvendigvis, følges opp av sanksjoner dersom mottakeren ikke ser ut til å handle i tråd med den iverksatte reguleringen (Holsen, 2017). Et nærliggende eksempel for bruken av regulative virkemidler er innføringen av boliglånsforskriften som begrenser bankenes utlånspraksis. Hensikten med boliglånsforskriften er å dempe kredittveksten og risikoen for finansiell ustabilitet nasjonalt (Regjeringen, 2021). Denne innføringen griper direkte inn i markedssituasjonen som et kredittpolitisk vedtak, og kan fungere som en «pisk». Anders Francke Lund poengterer at finansiering er viktig for anskaffelse av bolig, og dersom befolkningen stenges ute av finansiering, stenges vedkommende også utenfor boligmarkedet (Eiendom Norge, 2022, 12:30). I forlengelse av dette støtter Lund oppunder at det finnes gode grunner til å begrense kredittveksten nasjonalt med tanke på finansiell stabilitet, og for å kunne ha en lav rente med hensyn til andre økonomiske faktorer, uten at det oppstår gjeldsbobler. Likevel påpeker Lund at dette går på bekostning av de som begrenses av forskriften.

2.1.3 Informative virkemidler

Informative virkemidler kan forstås som forsøk på å overbevise mottakeren, gjennom informasjon, til å handle ønskelig. Dette er hovedsakelig gjennom kommunikasjon, der det i utgangspunktet ikke finnes materielle ressurser eller krav i bakhånd (Vedung, 1998). Systemer for transparens i markedet er informative virkemidler. Et nærliggende eksempel her er hvordan Finn.no og Eiendomsverdi bidrar til at eiendomsmarkedet blir mer effisient – i den forstand av økt informasjonsflyt. Dette vil si at vi nå ikke benytter verken «gulrot» eller «pisk» men heller gir «preken». Et økt konsolidert kunnskapsgrunnlag anser vi som et informativt virkemiddel.

2.1.4 Kooperative virkemidler

Kooperative virkemidler dannes gjennom forhandlinger, der intensjonen omhandler å etablere frivillige avtaleinngåelser (Böcher, 2012). Et nærliggende tilfelle for det norske boligmarkedet er eksempelvis hvordan samarbeid mellom offentlige myndigheter og private utviklere finner

løsninger for «tredje boligsektor», «Oslobolig» og «leie til eie»-løsninger. Dette er eksempler på kooperative virkemidler.

I en aktiv og offensiv boligpolitikk har vi nå en oversikt over hvilken type virkemidler som vil kunne anvendes for å styre boligmarkedet. Virkemidlene i det politiske verktøysettet kan da brukes enten positivt for å fremme ønsket utvikling eller negativt for å forhindre det som ikke er ønsket utvikling.

2.2 Prisdannelse i boligmarkedet

I dette delkapittelet vil vi introdusere teori og markedsantagelser som ligger til grunn for hvordan prisen av bolig dannes i markedet. Mekanismene i boligprisdannelsen kan i mange tilfeller sammenlignes med andre markeder, men det er i samme tid enkelte særtrekk for boligmarkedet, spesielt i Norge. Derfor vil vi inngående ta for oss det norske eiendomsmarkedet, bolig som en heterogen gode, og betydningen av tidshorisont i prisdannelsen av boligeiendom.

En typisk bolig kan kjennetegnes som en bygning eller som en del av en bygning som blir benyttet som privatbolig for en eller flere personer (SSB, 2022c). I forlengelse av SSBs definisjon opprampses videre en rekke tekniske krav som bygningen skal tilfredsstilles for å kunne betraktes som boligeiendom.⁹ Boligeiendom anses å være en heterogen gode (Geltner et. Al, 2014). Forfatterne her viser til boligenes immobilitet ved at bygg og tomt ikke kan flyttes, og at boligeiendommens geografiske dimensjon er en av faktorene som bidrar til heterogenitet. Mens beboere kommer og går, forblir huset. Boligens egenskaper har en tendens til å være ulike da boliger varierer i størrelse, bygningstype, alder, byggematerialer, tomtestørrelse, ulike fasiliteter og mye mer. I motsetning til de fleste andre varer og goder er derfor boliger ikke homogene. Dette fører til at det kan være utfordrende å måle boligpriser.¹⁰ Selv om boliger kan omsettes til samme pris kan likevel boligene oppleves totalt forskjellig av både kjøper og selger. Forsøket om å hensynte og modellere denne differensieringen er «indrefiletten» i hedonisk prissetting.¹¹ Samtidig vektlegger Geltner et. al (2014) markedssegmenteringen av eiendom og

⁹ En bolig betraktes som en boenhet bestående av ett eller flere rom. Bolig skal ha egen atkomst uten at det er nødvendig å gå gjennom en annen bolig. Leilighet er en bolig med minimum ett rom og kjøkken. En hybelbolig er et rom med egen inngang som skal ha tilgang til både vann og toalett uten at det skal være nødvendig å bevege seg gjennom en annen bolig (SSB, 2022c).

¹⁰ Se kapittel 4.1 *Måling av boligpriser* for en mer detaljert beskrivelse av utfordringene som er forbundet med måling av boligpriser.

¹¹ Vi beveger oss nærmere inn på hedonisk prissetting og gjensalgsmetoden i kapittel 4.1.

forklarer at eiendom er både lokasjons- og typespesifikk. Her kan vi bemerke oss at det ikke bare er ett boligmarked, men snarere en serie segmenterte delmarkeder – både regionalt og markedssegmentert.

Ved å fokusere på boligmarkedet i Norge, kan vi se at dette markedet i seg selv er unikt og har sine særtrekk. En unik karakteristikk ved det norske eiendomsmarkedet, og som er verdt å bemerke seg, er den norske eierlinjen. Norge er en nasjon av boligeiere. Det er ikke mange land i verden som har like mange boligeiere som i Norge, der langt over 90% (omtrent 98%) av den norske befolkningen eier sin egen bolig i løpet av livet. Omtrent 80% av alle nordmenn eier sin egen bolig til enhver tid (Eiendom Norge, 2018). Dette innebærer at de fleste nordmenn kjøper sin egen bolig, noe som resulterer i et mindre omfattende leiemarked.

I eiendomsmarkedet har vi tilgang til en del markedsdata av høy kvalitet, men markedet anses likevel ikke å være helt transparent, og fremstår ineffisient - i den forstand av at mye informasjon er unntatt fra offentligheten (JLL, 2020). Med dette nevnt er det likevel få land som har samme tilnærmede registerdata over boligpriser som i Norge. Denne informasjonen blir faktisk delvis offentlig tilgjengelig for befolkningen, da eiendomsmeglere som setter salgspriser har tilgang til denne type informasjon.¹² Boligeiere kan på denne måten indirekte motta denne informasjonen ved å oppdatere prisvurderingen på boligene sine. Det er slettes ikke uvanlig at verdivurderingene i de fleste tilfeller vil utføres vederlagsfritt som følge av meglers forsøk i å opparbeide en kundemasse. Informasjons- og transaksjonskostnader ved kjøp av bolig kan derfor anses noe lavere i Norge sammenlignet med en rekke andre land.

Det finnes enkelte utfordringer ved det norske boligmarkedet. Boligutviklermarkedet spesielt lider av flere forhold som gjør at det kan være utfordrende for aktører å utvide virksomheten og fremme konkurranse, samtidig som markedet i høy grad reguleres av offentlige myndigheter (Konkurransetilsynet, 2018). Dette kan delvis forklares av skalafordeler og en kapitaltung bransje. Dette gjør at eiendomsbransjen har noe høyere inngangsbarrierer, og at det kan være vanskelig for nykommere å etablere seg. Det er heller ikke urimelig at myndighetene overvåker boligmarkedet med tanke på dens betydning for finansiell stabilitet nasjonalt. Investering i bolig er en husholdnings viktigste finansielle beslutning, der boligprisene i stor grad direkte påvirker

¹² Markedsplassen FINN.no er allmenn tilgjengelig for befolkningen. Denne informasjonsplattformen kan benyttes vederlagsfritt og bidrar til informasjonsflyt. I motsetning til FINN.no anses Eiendomsverdi og tilsvarende plattformer som offentlig utilgjengelig som følge av høye kostnader ved benyttelse av disse tjenestene. Likevel oppstår det informasjonslekkasje gjennom eksempelvis eiendomsmeglere som tredjepart.

forumuesoppbyggingen til private husholdninger i både positiv og negativ forstand (Sommervoll & Larsen, 2004). Dette kan forklares ved den norske eierlinjen nevnt ovenfor, og at bolig som en eiendel i aller høyeste grad er lånefinansiert.

Alle faktorene sammensatt utgjør et marked med høy kompleksitet, og det vil derfor hensiktsmessig gjøres en rekke forutsetninger og simplifiseringer når det kommer til markedstilpasning og mekanismene i prisdannelsen av boligeiendom. Vi forutsetter her at ingen aktører har markedsrett og heller ikke mulighet til å påvirke prisene. Det legges antagelser om at utvalget av boliger er komplett, og med dette mener vi at alle mulige kombinasjoner av boligens egenskaper og kjennetegn finnes i markedet. I denne seksjonen vil også søke-, flytte- og transaksjonskostnader elimineres. I det vi fokuserer på boligpriser henviser vi til det Sommervoll & Larsen (2004) betegner som subjektiv verdi; den verdien noen er villig til å betale eller ta betalt for en bolig i et marked. Dette innebærer at likevektsprisen vil være krysningen mellom tilbud og etterspørsel av boligeiendom i markedet. I et nøtteskall vil redusert etterspørsel og økt tilbud påvirke prisen i en nedadgående retning, mens derimot økt etterspørsel og redusert tilbud vil bidra til høyere boligpriser. Loven om tilbud og etterspørsel er et grunnleggende økonomisk prinsipp som forklarer forholdet mellom tilbud og etterspørsel etter en vare eller tjeneste, og hvordan denne interaksjonen påvirker prisen (Mansa, 2021). I vår masteroppgave ligger disse antagelsene til grunn, og det er likevektsprisen som analyseres og diskuteres videre i avhandlingen.

2.2.1 Etterspørselssiden

Boligmarkedet er unikt da vi observerer at dette markedet skiller seg fra andre markeder ved at boligmassen oppfattes som heterogen (Nordvik & Medby, 2007). Markedet kan delsegmenteres inn i flere markeder. Dette blir basert på boligens ulike egenskaper som størrelse, bygningstype, beliggenhet o.l. Dette innebærer at etterspørselen kan derfor variere, også innad i disse delmarkedene. For å redusere kompleksiteten ser vi det fordelaktig å benytte aggregerte størrelser når vi går inndypende inn på mekanismene her. Dette innebærer at vi i den tekniske modelleringen i figur 1 og 2 nedenfor anser bolig som en homogen gode for et lite øyeblikk, til tross for heterogeniteten. Etterspørselskurven skal uttrykke hvordan etterspørselen avhenger av prisen på bolig i dette tilfelle. Vi kan anse bolig som et normalt gode. Et normalt gode har negativ priselastisitet (Andresen, 2021). Dette innebærer at etterspørselen synker som følge av en prisstigning. Dette kan vi se i figur 1 der etterspørselskurven er en fallende og konveks

kurve.¹³ Med dette nevnt bør vi likevel bemerke oss at mennesker må ha et sted å bo og at bolig også kan vurderes som et nødvendighetsgode.

2.2.2 Tilbudssiden

Boligmassen representerer tilbudssiden i boligmarkedet. Det er viktig å ikke forveksle boligmassen med hva som ligger ute til salg i markedet. Endringen i boligmassen styres hovedsakelig i utgangspunktet av nybyggaktiviteten. Boligbygging er en tidkrevende prosess der alt fra tomteregulering, kapasitetsbegrensninger i byggebransjen og andre faktorer kan bidra til å forsinke denne prosessen. Samtidig vet vi fra Anundsen & Aastveit (2018) at det finnes store forskjeller på tvers av geografiske områder. I enkelte områder er det relativt flatt terreng, få reguleringer, og tilsynelatende en effektiv saksbehandling. Andre steder kan det være motsatt. Dette er forhold som påvirker kostnadene knyttet til boligbygging. Der det er få begrensninger på boligbyggingen vil det være både raskere og billigere å justere boligmassen (Anundsen & Aastveit, 2018). Dette blir da forhold som virker inn på tilbudssiden i forsøket av å tilføre nye boliger. Når boliger skal bygges kreves det også ledig og tilgjengelig areal som er begrenset tilgjengelig. Knappheten på ledig tilgjengelig areal og andre innsatsfaktorer medfører at tilbudskurven er konveks. Disse medvirkende faktorene medfører at tilbudssiden generelt har noen tilpasningstreggheter. Mange vil derfor hevde at etterspørselen er avgjørende for boligprisen på kort sikt, da tilbudssiden mer eller mindre her vurderes konstant i det korte løp. Dette kommer tydeligere frem ved å studere tilbudskurven i figur 1 og 2 nedenfor. Der vil vi gjøre rede for hvordan mekanismene fungerer rent teknisk.

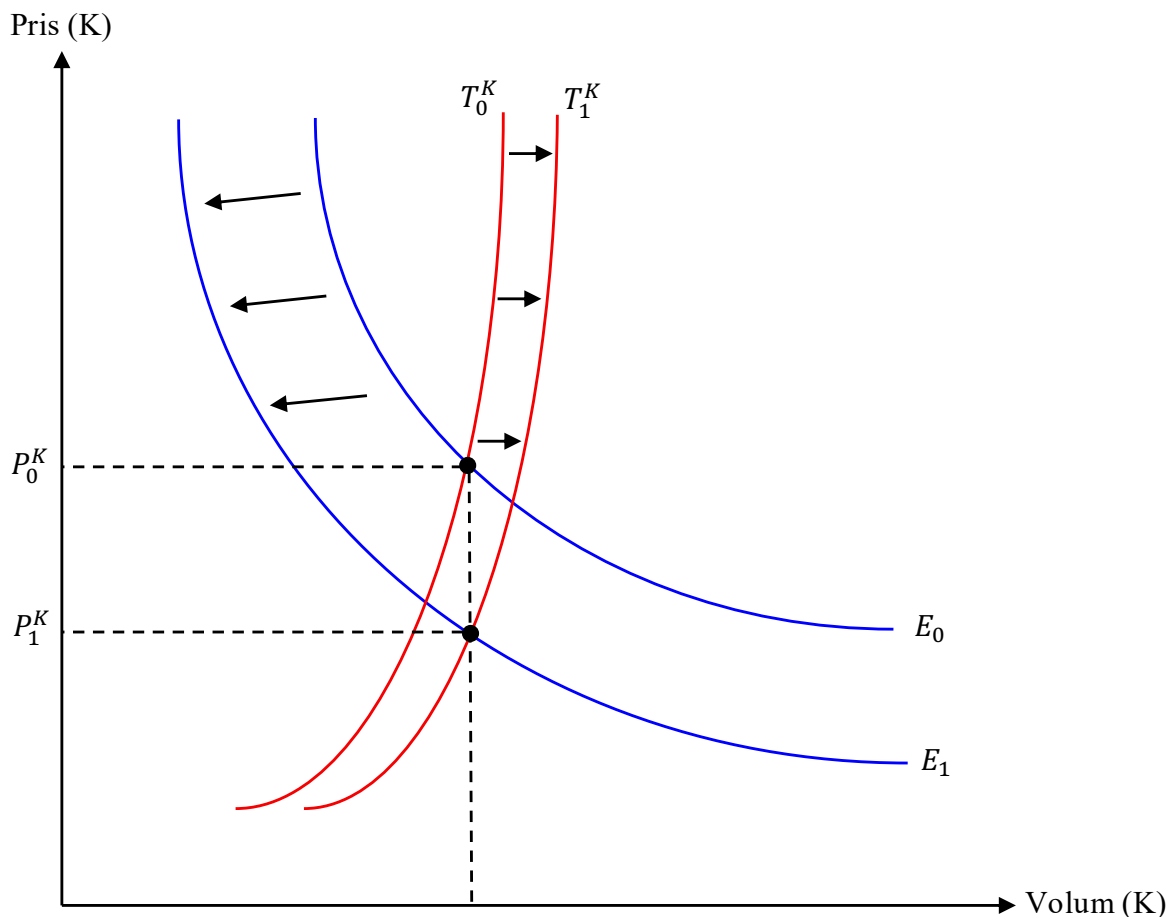
2.2.3 Likevekt på kort og lang sikt

Grunnleggende markedsteori meddeler at likevektsprisen er skjæringspunktet mellom tilbuds- og etterspørselskurven (Mansa, 2021). I figur 1 finner vi den kortsiktige likevektsprisen uttrykt ved P_0^K , der kortsiktig tilbud, T_0^K , og etterspørsel E_0 , krysser hverandre i et skjæringspunkt. Dersom boligmarkedet blir utsatt for et negativt skift i etterspørselen vil da etterspørselskurven flyttes innover til E_1 og bidra til et prisfall isolert sett. Som følge av responstregghetene på tilbudssiden simulerer vi i tillegg at det er en positiv nettoendring i boligmassen som et etterslep. Dette vil flytte den kortsiktige tilbudskurven, T_0^K , ut mot T_1^K og forsterke prisfallet i dette

¹³ Konveksitet beskriver en egenskap hos en kurve som medfører at kurven «krummer» og ikke er lineær. Kurven klassifiseres som konveks når stigningstallet er økende (Skaar, 2019). Motsatt egenskap omtales som konkav.

tilfellet. Ved denne kombinasjonen får vi en ny likevektspris som uttrykkes ved P_1^K .

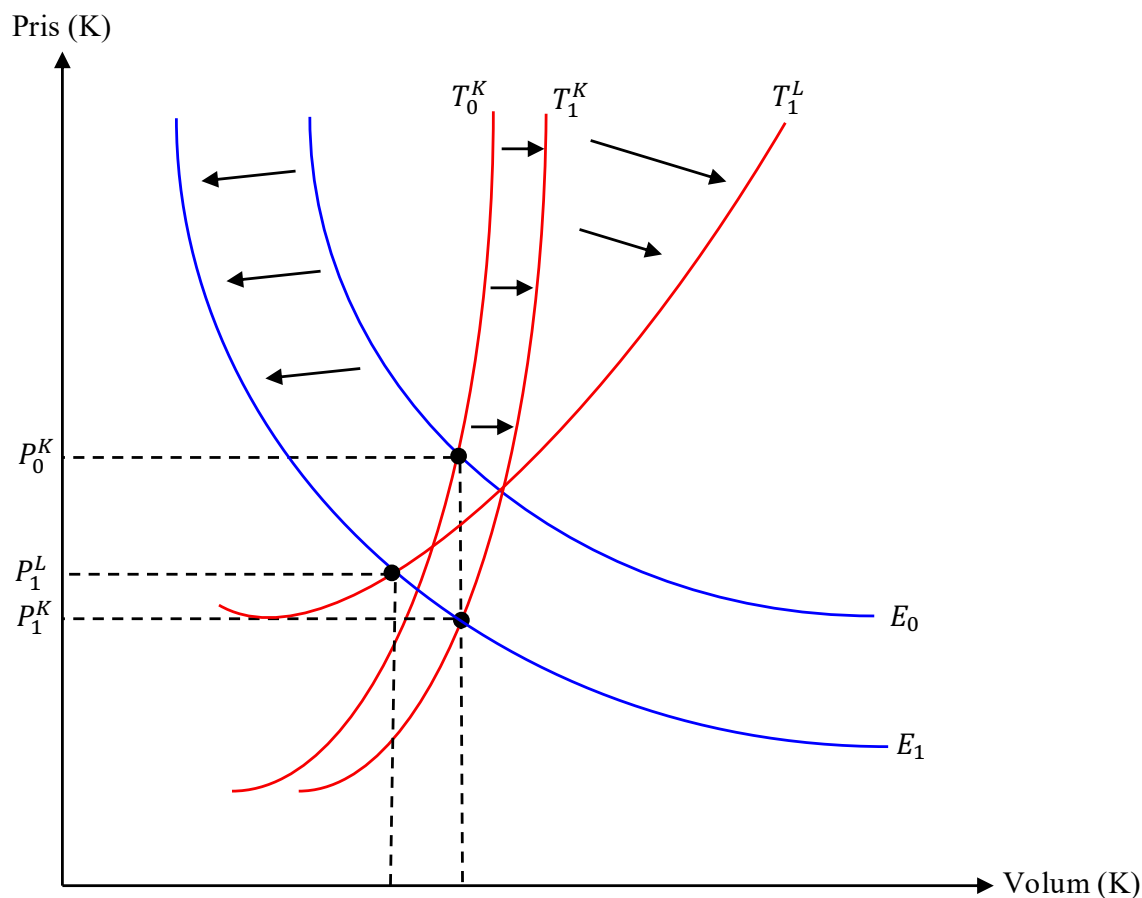
Figur 1: Prisdannelsen på kort sikt, egenutviklet.



Noter: I figuren indikerer noten K kort sikt.

I figur 1 kan vi også observere tilbudskurven som forklarer hvor mye volum som produseres til en gitt pris. Her ser vi at tilbudskurven er tilnærmet uelastisk. En fullstendig uelastisk tilbudskurve ville vært helt vertikal. Ved en uelastisk tilbudsside er vi vitne til at den nye mengden som leveres ikke holder tritt med prosentvise endringer i prisen (Lynn et al., 2010). Dette støtter oppunder markedsantagelsene om at boligmassen anses å være konstant på kort sikt. Tilbudskurven utspiller seg likevel litt annerledes på kort og lang sikt, noe vi kan se bedre i figur 2. Dette kan forklares ved at tidsetterslepet på tilbudssiden er i stand til å tilpasse seg markedsforholdene over tid.

Figur 2: Prisdannelse på kort og lang sikt, egenutviklet.



Noter: I figuren indikerer noten K kort sikt. L indikerer lang sikt.

I figur 2 ovenfor finner vi en ny likevektspris, P_1^L , som skal illustrere skjæringspunktet mellom den langsiktige tilbudskurven T_1^L , og den nye reduserte endringen i etterspørselen, E_1 . Resultatet her er at den nye likevektsprisen på lang sikt har korrigert seg til et høyere nivå ved at kvantumet nå er lavere. Dette er som følge av at tilbudet på lang sikt har tilpasset seg de nye markedsforsholdene. Her kan vi observere at et etterspørselssjokk kan resultere i en kortsiktig likevektspris som avviker fra langsiktig likevektspris. Dette poengteres ved tidsetterslepet som oppstår på tilbudssiden, og at det er tidkrevende å tilføre nytt boligareal på kort sikt.

2.3 Real Estate System

I masteroppgaven utforskes regional boligprisdynamikk i Norge, og vi inviteres inn i det norske eiendomsmarkedet. Her er det avgjørende å ha en forståelse for eiendomsmarkedenes oppbygning, og hvordan eiendomsmarkedene ser ut til å fungere. Markeder er det mest grunnleggende av økonomiske fenomener, der et marked i hovedsak er en mekanisme der varer og tjenester utveksles frivillig mellom ulike eiere (Geltner et al., 2014). I eiendomsmarkedet er informasjonen av eiendommen som utveksles steds- og typespesifikk. Dette innebærer at vi må forholde oss til at bygninger er immobile, og ikke kan flyttes. På denne måten blir både type eiendom, og geografisk lokasjon faktorer som er avgjørende i prisdannelsen av eiendom. I eiendomsmarkedene er fokuset konsentrert på å kjøpe og selge eiendom, men det inkluderes også andre prosesser som er knyttet til forvaltning og besittelse av eiendom. I internasjonal litteratur ser Geltner et al. (2014) det derfor i mange sammenhenger fordelaktig å dekomponere eiendomsmarkedet inn i to store markeder; nemlig *Space Market* (leiemarkedet) og *Asset Market* (eiemarkedet).¹⁴

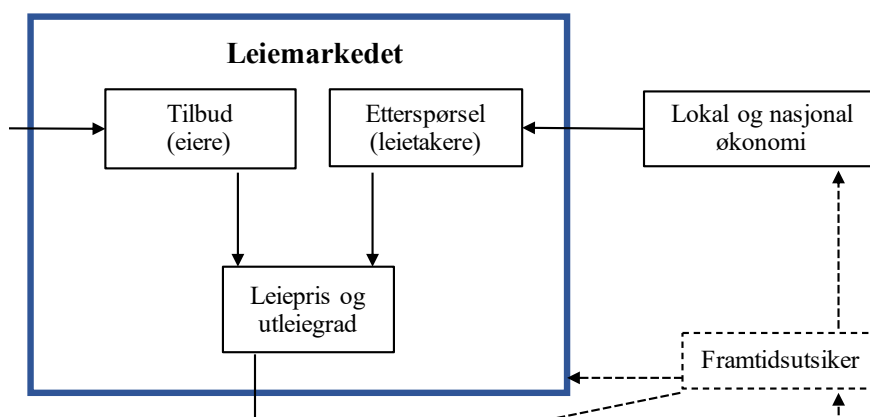
2.3.1 Space Market

Space Market utgjør forholdet mellom leietaker og utleier. Denne delen av eiendomsmarkedet referer blant annet til individer, husholdninger, institusjoner eller selskaper som ønsker å bruke eiendommen uten å kjøpe arealet som benyttes (Geltner et al., 2014). Eksempelvis kan dette være en student som leier en hybel som bolig, eller et advokatselskap som leier kontorlokaler for å utføre sine tjenester. Begge leietakerne her er på etterspørselssiden i leiemarkedet. På tilbudssiden finner vi eiendomsbesittere som leier ut arealet til leietakerne. Retten til å bruke arealet i en bestemt periode uttrykkes gjennom en leiepris basert på balansen mellom tilbud og etterspørsel av den type areal. I mange tilfeller, spesielt for næringsseiendom, uttrykkes leieprisen årlig per kvadratmeter (BTA).¹⁵ På grunn av segmenteringen i leiemarkedet varierer denne leieprisen på tvers av de ulike eiendomssegmentene – både for type eiendom, og geografisk lokasjon.

¹⁴ I Norge omtales *Space Market* som «leiemarkedet», *Asset Market* som «eiemarkedet» og *Development Industry* som «eiendomsutviklingsbransjen» i Norge. Se masteroppgaver utført av Hereng (2011) s. 5 og Halseth (2012) s. 12.

¹⁵ Bruttoareal (BTA) er betegnelsen for det samlede totale arealet av bygningen. BTA måles ved å inkludere ytterveggene av bygget (Takstsenteret, 2018).

Figur 3: Space Market. Kilde: Egenutviklet figur basert på Hereng (2011) s. 5, opprinnelig fra Geltner et al. (2014), s 27.

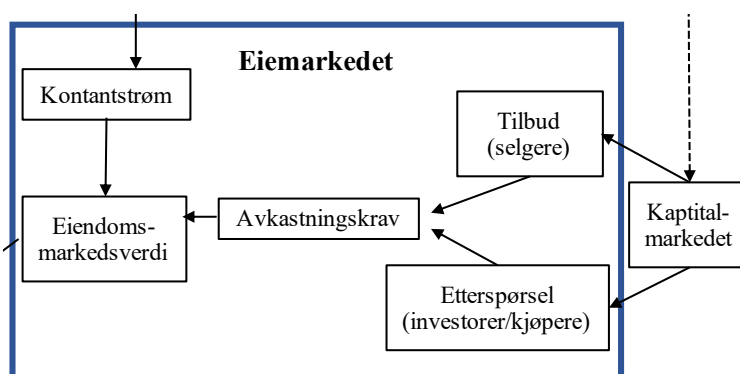


Noter: I illustrasjonen ovenfor ser vi hvordan tilbud og etterspørsel i leiemarkedet skal utgjøre leieprisnivået for å benytte areal.

2.3.2 Asset Market

Selv om *Space Market* i utgangspunktet er det mest fundamentale markedet når fokuset rettes mot bruk av eiendom og arealer, spesielt for næringsvirksomhet, er *Asset Market* minst like viktig. *Asset Market* utgjør markedet for eierskap av eiendom som en aktivaklasse. Eiendom som aktiva her anses som «reell eiendom» bestående av tomtene, inkludert de bygningene som måtte okkupere landarealet (Geltner et al., 2014).

Figur 4: Asset Market. Kilde: Egenutviklet figur basert på Hereng (2011) s. 5, opprinnelig fra Geltner et al. (2014), s 27.



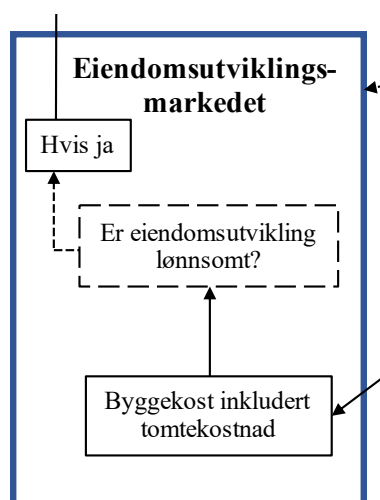
Noter: I illustrasjonen ovenfor foreslås sammenhengen mellom komponentene i *Asset Market*. Her kan vi observere at tilbud og etterspørsel av eiendom som et investeringsobjekt har en innvirkning på markedsprisen av eiendommen.

Når det kommer til selve prisdannelsen av eiendommen, er det interessant å forstå hvordan verdien fastslås. Tankegangen har et klart utgangspunkt om at det er nåverdien av alle fremtidige kontantstrømmer til den tilhørende eiendommen som utgjør eiendomsverdien (Geltner et al., 2014). Denne kalkuleringsmetoden kan minne om den velkjente «Gordon's Valuation Formula» fra finans- og investeringsverden, som etter sin hensikt kalkulerer nåverdien av en uendelig levende annuitet (Hayes, 2022). Ved å flytte fokuset til kontantstrømmen som en komponent i *Asset Market*, vil en balanseendring av enten tilbud eller etterspørsel i *Space Market* ha en effekt på kontantstrømmen til eiendommen. Dette vil igjen trigge en prisrespons av eiendommen (Geltner et al., 2014). Illustrasjonen ovenfor er kun ment som en forenkling av hovedpoengene i *Asset Market*.

2.3.3 Development Industry

De to ovennevnte markedene, *Space Market* og *Asset Market*, vil i kombinasjon med *Development Industry* utgjøre selve systemet *Real Estate System*. Eiendomsutviklingsindustrien er motoren for entreprenøriell aktivitet som samler og bruker både de økonomiske og fysiske ressursene for å bygge nytt areal (Geltner et al., 2014). Eiendomsutvikling er en kompleks og kreativ øvelse som krever tett samhandling mellom selskapene og myndighetene. Her forsøker aktørene å realisere selskapets visjoner samtidig som aktøren, som det i nesten alle tilfeller, må ha et forhold til risikoeksponering og forsvarlig drift for å tilfredsstillere eierne og de ellers økonomiske støttespillerne.

Figur 5: Development Industry. Kilde: Egenutviklet figur basert på Hereng (2011) s. 5, opprinnelig fra Geltner et al. (2014), s 27.



Noter: I figuren til venstre illustreres det når det bør foretas aktivitet hos eiendomsutviklerne. Her vil en rasjonell aktør kun utvikle prosjekter når det skal se ut til å være lønnsomt for aktøren. Dette bidrar til, og medfører at eiendomsmarkedet tilsynelatende er syklisk (Geltner et al., 2014).

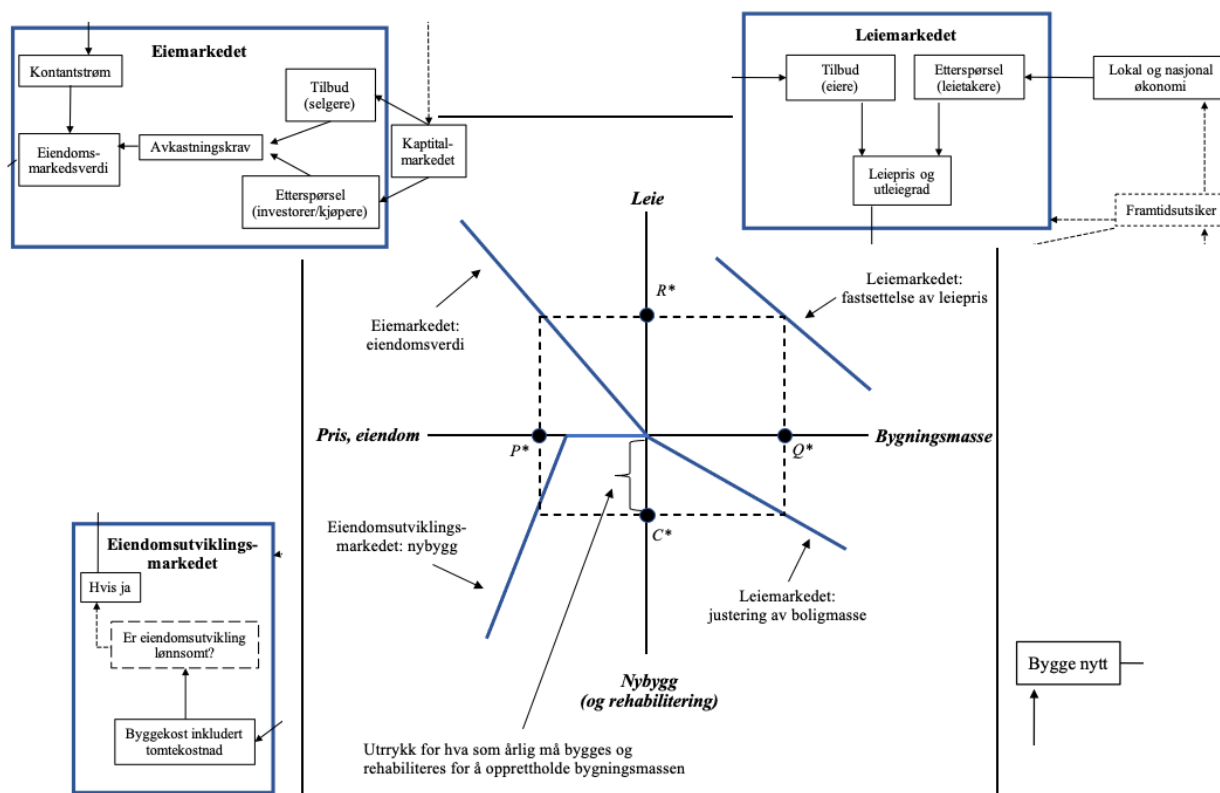
Hovedpoenget til modellen forsøker å illustrere hvordan eiendomsmarkedet er forstått som et system, balansen mellom komponentene og hvordan eiendomsmarkedet henger sammen. Geltner et al. (2014) påpeker også i denne dynamiske modellen hvordan eiendomsmarkedet har en link til andre eksogene systemer, slik som nasjonal og lokal makroøkonomi, og nasjonale samt internasjonale kapitalmarkeder.

Det er verdt å bemerke seg at det finnes såkalte negative *feedback loops* ved den dynamiske modellen. Det innebærer at modellen innehar dempende mekanismer som bidrar til at systemet til en viss grad kan oppleves selvregulerende, og er med på å hindre at systemet går ut av kontroll. Det som vurderes som den viktigste mekanismen her er evnen investorer i *Asset Market* har til å regulere tilstrømmingen av kapital til eiendomsutviklingsbransjen (*Development Industry*). Positive *feedback loops* er derimot «eksplosive» elementer i et system som har en tendens til å danne spiraleffekter, som med andre ord bidrar til en endring i en eller annen retning (Geltner et al., 2014). Dette er det motsatte av den dempende effekten av negative *feedback loops* som nevnes ovenfor. Med en kvantitativ tilnærming av eiendomsmarkedet forstått som et system kan vi med en modell være i stand til å simulere relevante endringer av komponentene i *Real Estate System*. Dette sørget DiPasquale og Wheaton for, da de i 1992 utviklet 4Q-modellen (også kalt DW-modellen) som et omfattende teoretisk verktøy for studie av eiendomsmarkeder.

2.4 4Q-modellen

En kvantitativ videreutvikling av Real Estate System, med eiendomsmarkedet forstått som et system, resulterer i den såkalte 4Q-modellen. Modellen består av en firekvadrant (4Q) som foreslår koblingene mellom *Space Market*, *Asset Market* og *Development Industry* (Geltner et al., 2014).

Figur 7: 4Q modell (DiPasquale & Wheaton, 1992) i kombinasjon med Real Estate System (Geltner et al., 2014). Egenutviklet figur basert på Gravermoen (2017) s. 29 og Hereng (2011) s. 5. Opprinnelig fra Geltner et al. (2014) s. 27 og 30.



Noter: Den stiplede firkanten avbilder likevektsbalansen i et marked. Det bygges en gitt mengde (C^*) for å opprettholde en spesifikk bygningsmasse (Q^*). Dette skal være nok til den gitte etterspørselen i markedet, som resulterer i en gitt leiepris (R^*). Denne leieprisen skal være med på å generere likevektsprisen på eiendommen (P^*). Den konkrete prisen legger de eksakte premisene for hvor mye som skal bygges – og vi er i balanse.

Teoretisk kan vi anvende 4Q-modellen som et verktøy til å løse svært konkrete problemstillinger i eiendomsmarkedet. Ved å foreta en sensitivitetsanalyse med 4Q-modellen og eiendomsmarkedet forstått som et system, kan vi forklare effekten av relevante endringer, og mulige utfall ved endring av enkelte komponenter.

Det er viktig å ha for seg at modellen innehar enkelte svakheter da mange nordmenn kjøper bolig for å bo der selv. Det er ikke mange land i verden som har like mange boligeiere som i Norge, der langt over 90% (omtrent 98%) av den norske befolkningen eier sin egen bolig i løpet av livet. Omtrent 80% av alle nordmenn eier sin egen bolig til enhver tid (Eiendom Norge, 2018). En annen utfordring med modellen er at det kan være utfordrende å kalkulere nøyaktige verdier med tanke på at vi ikke har godt nok datagrunnlag i virkeligheten til å estimere

komponentene. Dette er ikke som følge av modellens kompleksitet, men heller at eiendomsmarkedet fremstår ineffisient – i den forstand av at eiendomsmarkedet ikke innehar nok tilgjengelig informasjon og at mye av den relevante markedsdataen er unntatt fra offentligheten (JLL, 2020). I samme tid har vi likevel anledning til å foreta fundamentale sensitivitetsanalyser som kan gi verdifull innsikt for å forstå sammenhengene i eiendomsmarkedet, og i tillegg også simulere effekten av relevante endringer. Boligmarkedet er komplekst, og boligprisene fastsettes av et mangefasettert samspill mellom tilbud og etterspørsel (Sommervoll & Larsen, 2004). Her legger 4Q-modellen, som en videreutvikling av *Real Estate System*, viktige føringer for grunnleggende markedsantagelser og hvordan eiendomsmarkedet ser ut til å fungere som et utgangspunkt.

3.0 LITTERATURGJENNOMGANG

3.1 Boligprisdeterminanter

Det er til en viss grad en konsensus og enighet om hva som er de fundamentale forklaringsvariablene for boligpriser i det lange løp. Fra de tidlige til de senere studier, og på tvers av landegrensene har de fleste i stor grad konkludert med at inntekt og rente ser ut til å være de mest signifikante forklaringsvariablene for boligprisutvikling.¹⁶ Til tross for dette finner ulike studier likevel flere andre variabler som kan være med på å forklare boligprisutviklingen. Dette impliserer at det fortsatt ikke er enighet om en bestemt kombinasjon av variabler som utgjør den beste modellen for predikasjon av boligpriser. Brorparten av studiene justerer variablene for inflasjon, så modellen opererer med reelle størrelser. Dette er naturligvis en mer realistisk metode, da fremgangsmåten fanger opp faktisk endring i kjøpekraft hos husholdningene samt underliggende verdiendring.

I 1993 utarbeidet Eitrheim en modell for boligpriser, hvorav dette senere var grunnlaget for Norges Bank sin makroøkonomiske modell RIMINI (Eitrheim, 1993). Eitrheim fant variablene; disponibel inntekt, bruttogjeld og verdien av eksisterende boligmasse som forklaringsvariabler for boligpriser på lang sikt. I forlengelse konkluderte Eitrheim med at inflasjon, arbeidsledighet, kapitalskatt og utlånsrente hadde forklaringskraft på boligpriser i det korte løp. Abraham og Hendershott (1994) undersøkte boligprisbevegelsene til 30 byer i USA fra 1977-1992, og fant noenlunde like forklaringsvariabler som Eitrheim, deriblant inntekt og realrente. I tillegg viste resultatene at utviklingen i konstruksjonskostnader hadde en betydelig forklaringskraft på boligpriser i det lange løp (Abraham & Hendershott, 1994). Dette forklares ved at en økning i byggekostnader reduserer tilbudet av boliger, som bygger på markedsantagelsen om at nybyggaktivitet kun foretas når det er lønnsomt.¹⁷ I 2004 fant en studie fra Nederland at aksjepriser kunne forklare deler av boligprisutviklingen. Sammenhengen var derimot sterkest blant det dyreste boligsegmentet (Kakes & End, 2004). I en nyere artikkel fra 2018 finner artikkelforfatterne tilsvarende funn og konkluderer med at det foretas såkalt *capital switching* fra aksjemarkedet til boligmarkedet i perioder med markedsuro og volatile markeder (Chiang et al., 2018).¹⁸ Her flyttes kapital typisk fra aksjemarkedet inn i boligmarkedet som i mange tilfeller kan oppfattes mindre volatil. Dette er konsistent med det Geltner et al. (2014) påpeker

¹⁶ (Eitrheim, 1993; Abraham & Hendershott, 1994; Malpezzi, 1999; Jacobsen & Naug, 2004; Geltner et al., 2014; Anundsen & Jansen, 2013; Aastveit & Anundsen, 2018; Anundsen, 2019; Hov, 2021)

¹⁷ Se 4Q-modell i kapittel 2.2 for betydningen av økte byggekostnader.

¹⁸ *Capital switching* er et begrep som typisk benyttes når kapital flyttes fra en aktivklasse til en annen.

om at investeringer kan flyttes fra en aktivaklasse til en annen. Det avdekkes videre i studien til Chiang, Sing & Wang (2018) at boligmarkedet og aksjemarkedet har gjensidige smitteeffekter ovenfor hverandre i oppgangsperioder.

En studie utført på vegne av IMF sammenligner artikkelforfatterne 18 OECD-land, inkludert Norge, i sin omfattende undersøkelse av 40 år med data (Hirata et al., 2013).¹⁹ ²⁰ Hensikten med undersøkelsen var å kartlegge hvilke nasjonale og globale faktorer som drev boligprisveksten i respektive land. Resultatene viste at boligpriser på tvers av land er prosykliske, som impliserer at boligprisene følger produksjonsveksten. Norge hadde derimot svakest sammenheng blant alle landene. Følgelig finner IMF at globale faktorer som renter og økonomisk aktivitet på generell basis har signifikant påvirkning på boligprisene på tvers av land. Blant utvalget viste Norge seg som mer uavhengig av de globale omgivelsene, da landet var sterkere påvirket av nasjonale drivkrefter.

Jacobsen og Naug (2004) finner at styringsrente, arbeidsledighet, husholdningenes inntekt og tilførsel av nybygg kan forklare boligprisutviklingen. Videre at boligprisene i Norge var spesielt sensitive på renter, dette ved at boligprisene responderte både raskt og kraftig på endringer (Jacobsen et al., 2004). Kranendonk og Berbruggen (2008) undersøker boligprisutviklingen i Nederland fra 1980 til 2007, og konkluderer med at reel disponibel inntekt, realrente, antall boliger og en velferdsindikator forklarer boligprisene godt (Kranendonk et al., 2008). Videre finner en studie fra 2008 at graden av jobbmuligheter var en signifikant forklaringsvariabel (Visser et al., 2008). I en studie fra 2009 benyttes en feiljusteringsmodell (ECM) hvor befolkningsstørrelse og antall boliger kommer ut som sterke forklaringsvariabler (Francke et al., 2009).²¹

Sørensen og Whitta-Jacobsen (2010) finner at økte boligpriser på eksisterende boliger relativt til konstruksjonskostnader av nybygg kan forklare boligprisene, da forholdet i stor grad avgjør hvor profitabelt det er for utbyggere å sette i gang nye prosjekter. Her bør en bemerke seg at markedet ikke betaler mer enn det markedet evner å betale, totalt sett. Hvis

¹⁹ IMF er forkortelsen for International Monetary Fund som aktivt jobber for å oppnå bærekraftig vekst og velstand for alle sine 190 medlemsland (IMF, 2022).

²⁰ OECD er forkortelsen for Organisation for Economic Co-operation and Development. Organisasjon jobber for økonomisk og utviklingssamarbeid. OECD-landene er landene som er medlem av denne organisasjonen. I dag er det 38 land som er medlem av denne organisasjonen (Lundbo, 2021).

²¹ Feiljusteringsmodellen (ECM) får en detaljert utredning i kapittel 5.1.

konstruksjonskostnadene påvirker prisdannelsen kan det i dette tilfelle bety at økte bokostnader tas fra andre ting en ellers ville brukt penger på. Dette bekrefter SSB i sine rapporter der de identifiserer en konsumvridning der husholdninger konsumerer mer bolig på bekostning av andre goder i perioden 1980-2017 (Vegard, 2018). Forholdet mellom boligpriser og konstruksjonskostnader er derfor førende for tilbudet av boliger (Sørensen et al., 2010). Dette er i stor grad i samsvar med 4Q-modellen som tidligere er omtalt i teorikapittelet, hvor utbygger avventer med å igangsette nye prosjekter frem til det er lønnsomt.

Malpezzi (1999) finner i sin studie av boligpriser fra 1979-1996 over 133 storbyområder at husholdningsinntekt per capita, nominell utlånsrente, befolkning og regulatoriske omgivelser forklarer variasjonen i boligprisen. Videre finner Dröes & Minne (2017) i en omfattende studie med over 200 år data at prisdeterminantene endrer seg i styrke og signifikans over tid. Eksempelvis er antall boliger og befolkningsstørrelse viktige forklaringsfaktorer i årene etter 2.verdenskrig, men i de senere år er renter og lån relativt til boligens verdi viktige forklaringsvariabler.

Duca, Muellbauer, og Murphy (2011) benytter en pris-til-leie modell, hvorav de finner at kredittfasiliteter og spesielt forholdet mellom lån relativt til boligens verdi for førstegangskjøpere hadde signifikant forklaringskraft på boligprisene. Anundsen og Jansen (2013) finner at husholdningenes gjeld er viktig på lik linje med Duca et al. (2011), og at reell disponibel inntekt og antallet boliger er viktig på lang sikt (Anundsen et al., 2013). I samme studie fremkommer det at gjeld er drevet av verdien på eksisterende boliger, realrente og omløpshastigheten. Dette begrunnes ved at det foreligger selvforsterkende effekter mellom boligpriser og gjeld. Høyere boligpriser fører til at husholdninger kan ta sikkerhet og øke sin gjeld gjennom pant i egen bolig. Anundsen og Jansen (2013) uttrykker videre at husholdningenes forventninger om fremtidig inntekt og utviklingen av Norges økonomi har forklaringskraft på investeringsvilligheten. Dette virker rasjonelt da bolig er et spekulativt investeringsobjekt for mange.

Hov (2021) benytter en feiljusteringsmodell og finner ut at egendynamikk i stor grad er en driver for boligprisvekst. «Egendynamikken» er ansett som en momentumeffekt, hvor tidligere priser påvirker prisene i dag. Hov fjerner effekten av egendynamikk som leder til at feiljusteringsmodellen i sin helhet mister en forklaringskraft på tilnærmet 20%, men likevel har modellen over 60% forklaringskraft. Etter eliminering av egendynamikk viser resultatene at

husholdningenes inntekt og rente spesielt har betydelig forklaringskraft på boligprisene. Dette er i samsvar med Anundsen (2019) hvor det konstateres at en økning i utlånsrente eller et fall i inntekt er konsistent med et boligprisfall. I forlengelse avdekker Hov heterogenitet, ved at Oslo responderer sterkere på renteendringer enn resten av landet (Hov, 2021).

3.1.1 Oppsummering av boligprisdeterminanter

Tidligere forskningsarbeid foreslår en rekke ulike boligprisdeterminanter i forsøket av å forklare boligprisutviklingen i ulike regioner, og på tvers av land. Vi observerer at det er tvetydighet om hvilke variabler som har størst betydning, da brorparten av respektive studier tildeler ulike variabler stor forklaringskraft. Dette uttrykker at det kan være et stort antall variabler som kan ha påvirkning på boligprisen, og at dette kan variere geografisk. At Dröes & Minne (2017) konkluderer med at forklaringsvariablene og at effekten varierer med tid, øker kompleksiteten ytterligere. Det kan tenkes at det foreligger en viss årsakssammenheng mellom noen av de viktigste boligprisdeterminantene. Eksempelvis kan gjeld være en funksjon av inntekt og rente. I sin helhet kan dette gjøre at det blir vanskelig å finne «riktige» forklaringsvariabler. Likevel ser det ut til at rente, disponibel inntekt, befolkning, byggekostnad, gjeld og arbeidsledighet er gjengangere blant studiene, nasjonalt og internasjonalt. Vi har benyttet alle innspill for å gjøre opp tanker om hvilke vi kan og vil inkludere i vår modell, og i videre analyse. Hvilke som inkluderes videre i analysen presenteres i kapittel 4, *Data*.

3.2 Heterogenitet i boligmarkedet

I vår masteroppgave skal vi utforske regionale prisforskjellene i boligmarkedet. Det er flere studier som undersøker ulike former for heterogenitet i boligmarkedet. Blant disse er det studier som undersøker hvorfor en identisk endring i forklaringsvariabel fører til ulik prisrespons i boligsegmentene, og ulik prisrespons regionalt. Videre observeres heterogenitet gjennom hvor lang tid enkelte regioner bruker på å tilpasse seg til en ny likevekt ved endring i en forklaringsvariabel.

Gjennom en casestudie av leiligheter i Oslo på 1990-tallet avdekker Larsen & Sommervoll (2004) flere former for heterogenitet i boligmarkedet. Forfatterne benyttet data fra OBOS over boliger som har blitt omsatt flere ganger innenfor samme periode, fremfor en tradisjonell

hedonisk prisindeks. Denne metodikken omtales som gjensalgsmetoden.²² Hensikten med dette er å isolere prisøkningen for spesifikke boligtyper i Oslo. Larsen og Sommervoll finner at Oslo opplever kraftigere boligprisvekst enn andre regioner i landet. I forlengelse avdekkes et mønster hvor boligprisene typisk er høyest andre kvartal hvert år, noe som kan anses som en såkalt sesongeffekt. Resultatene viser videre at små leiligheter har hatt høyere prisvekst enn større leiligheter, samt at mindre leiligheter har opplevd mer volatilitet i boligprisene i deres tidsserie på 11 år.

Nygaard, Lie og Karlstad (2010) finner heterogenitet i boligmarkedet ved å sammenligne 217 mindre sentrale kommuner, sett opp mot resten av landet. Uvalgte kommuner er kjennetegnet med et lavt antall omsetninger av boliger. Studien avdekker indirekte at urbaniseringstrenden skaper heterogenitet. Forfatterne uttrykker at små og usentrale kommuner har lett for å havne i en ond sirkel, dette ved at fraflytting skaper usikkerhet om fremtidig boligprisutvikling. I frykt for fremtiden og videre fraflytting grunnet urbanisering, hevder artikkelforfatterne at slike områder preges av avskrekkrekking ovenfor fremtidige boligkjøpere, som gjenspeiles i boligprisene. Resultatene impliserer i den sammenheng at befolkningsutvikling er den viktigste drivkraften bak boligprisutviklingen i mindre sentrale områder.

Empiriske bevis for heterogenitet i boligmarkeder finnes også i utlandet. Capozza et al. (2004) finner at boligpriser i regioner med høy inntektsvekst i større grad er motstandsdyktig mot etterspørselssjokk og konvergerer raskere tilbake til den langsiktige likevektsprisen. I forlengelse finner artikkelforfatterne at desto høyere konstruksjonskostnader, desto høyere serie-korrelasjon og saktere konvergens mot likevektsprisen.²³ Dette kan også betraktes fra en annen synsvinkel, hvor høyere konstruksjonskostnader kan være et resultat av strengere regulære omgivelser. Capozza et al. (2004) skisserer videre at heterogeniteten i boligmarkedsdynamikken kan forklares av tilbudsbegrensninger og informasjonskostnader. Her tror artikkelforfatterne at regioner med høy grad av tilbudsbegrensninger har mer boligprisutholdenhet og saktere reverseringseffekt.²⁴ I forlengelse mener Capozza et al. (2004)

²² Gjensalgsmetoden er en omdiskutert fordi metoden reduserer utvalgsstørrelsen i et datasett. Dette er som følge av metoden har strenge kriterier til at en bolig må omsettes to ganger i perioden. Vi går mer detaljert inn på beregningsmetodene (hedonisk prissetting og gjensalgsmetoden) i kapittel 4.1.

²³ Med seriekorrelasjon observeres et forhold mellom variabelens verdi i dag og en tidligere verdiobservasjon av samme tidsserie.

²⁴ Boligprisutholdenhet betraktes her som evnen eller tendensen til å unnlate konvergering mot estimert likevektspris. Et eksempel her er at boligprisene klarer å motstå boligprisfall selv om fundamentale verdier tilsier en lavere pris. Denne tilstanden omtales ofte som «*sticky prices*».

at desto høyere salgsaktivitet, desto raskere konvergerer markedet til likevektsprisen ved endringer i fundamentale forklaringsvariabler. Dette blir støttet av SSB som uttrykker at den trege tilpasningen kan tilskrives kostbar informasjonsinnhenting av boligmuligheter i markedet, samt myndighetspålagte restriksjoner som eksempelvis utlånskriterier (Boug et al., 2021).

Himmelberg, Mayer & Sinai (2005) har undersøkt boligpriser i USA, og finner heterogenitet i boligprissensitiviteten ved inntreff av økonomiske sjokk på tvers av regioner. Resultatene viser at renter har større påvirkning på regioner hvor boligtilbudet er mer uelastisk (Himmelberg et al., 2005). Abraham and Hendershott (1994) finner videre heterogenitet i boligmarkedene i USA. Kystnære områder opplever større autoregressive koeffisienter sammenlignet med regioner i innlandet.²⁵ Gao, Lin, & Na (2009) finner i sin studie gjennom en autoregressiv modell (ARMA) at sykliske markeder opplever større autoregressive koeffisienter enn mindre sykliske markeder.²⁶ Følgelig viser resultatene at boligpriser tenderer til å respondere med høy boligprisvekst i oppgangsperioder i økonomien, mens i nedgangstider viser boligprisene en resistens mot boligprisfall (Gao et al., 2009).

Boelhouwer og Vries (2005) fant heterogenitet i Nederland, da endring i tilbudet av boliger påvirket boligprisene av ulik grad i forskjellige regioner. Forfatterne sammenlignet de største byene Amsterdam, Rotterdam, Haag og Utrecht mot mindre urbane regioner. Resultatet var at boligprisen i byene falt nominelt ved økning i boligtilbudet, mens i mindre urbane regioner var det ingen vesentlige responser ved endring i boligtilbudet (Boelhouwer & Vries, 2005). Årsaken til dette var at nybygg kan øke verdien på omkringliggende boliger og nabolag fordi det kan bli ansett som et områdeløft. Her er det nærliggende å anta at mindre urbane områder kan dra mer nytte av slike områdeløft.

Brounen og Huij (2004) undersøker i hvor stor grad boligprisen responderer på økonomiske forhold på tvers av regioner i Nederland. Forfatterne avdekker at ulike regioner har ulike regionale økonomier som direkte fører til heterogenitet, men og at sensitiviteten til de fundamentale økonomiske forholdene er forskjellige. Brounen og Huij konkluderer med at graden av urbanisering eller befolkningstetthet kan forklare deler av heterogeniteten på tvers av

²⁵ Autoregressive modeller tar utgangspunkt i at fremtidige verdier predikeres basert på tidligere verdier. Høye autoregressive koeffisienter antyder at tidligere prisutvikling har vært høy og legger premisser for at denne trenden ser ut til å fortsette.

²⁶ ARMA er en forkortelse for Autoregressive-Moving-Average model.

regionene. I tillegg indikerer resultatene at det regionale arbeidsmarkedet kan tildeles forklaringskraft på heterogeniteten (Brounen et al., 2004).

Galati, Teppa & Alessie (2011) finner heterogenitet ved at boligprisdynamikken utspiller seg forskjellig på tvers av regioner. På lik linje med Brounen og Huij (2004) finner de at graden av urbanisering forklarer deler av heterogeniteten. I tillegg finner de at finansieringsomgivelsene og inntektsforventningene spiller en rolle i forklaringen (Galati et al., 2011). Artikkelforfatterne påpeker at det kan være andre grunner til heterogenitet, eksempelvis markedssegmenter. I forlengelse finner artikkelforfatterne at boligmarkedene i de største byene tilpasser seg til likevektsnivået saktere enn de mindre urbane områdene. Imidlertid finner samme forfattere i en påfølgende artikkel fra 2013 at områder med høy grad av urbanisering raskere konvergerer tilbake til den langsiktige likevektsprisen, da slike områder tenderer til å ha høyere grad av omsetningshastighet og en mer velfungerende markedsdynamikk (Galati et al., 2013). Dette er i kontrast til tidligere studie fra 2011.

3.2.1 Oppsummering av heterogenitet i boligmarkedet

Fra forrige delkapittel har vi sett at det er funnet heterogenitet i boligmarkedsdynamikken på tvers av regioner og land. Larsen og Sommervoll (2004), Nygaard, Lie og Karlstad (2010) og Hov (2021) finner tilstedeværelse av heterogenitet i Norge. Nygaard, Lie og Karlstad (2010) tror det er urbanisering og fraflytting fra mindre sentrale områder som kan forklare heterogeniteten. Likevel finner Hov heterogenitet også blant storbyene i Norge, hvor Oslo responderer sterkere enn Bergen og Trondheim på identiske etterspørselsendringer. Hov tror årsaken til heterogenitet ligger i en mer rigid tilbudsside. På lik linje som Hov mener Capozza et al. (2004) at heterogeniteten i boligprisdynamikken kan forklares av tilbudsbegrensninger, i tillegg til salgsaktivitet. I vår studie, basert på tidligere forskning, velger vi å sette søkelys på tilbudsbegrensninger og salgsaktivitet. Av den grunn blir disse mer detaljert beskrevet nedenfor.

3.3 Tilbudsbegrensninger

Som tidligere nevnt i teorikapitlet og 4Q-modellen, vil økt tilbud av boliger føre til lavere pris, gitt alt annet likt. Når etterspørselen øker, må tilbudet i teorien øke med samme frekvens for å opprettholde samme prisnivå. Å øke boligtilbudet er en tidkrevende og lang prosess, da det tar lang tid å bygge boliger. Desto raskere det blir tilført boliger, desto raskere blir prispresset avlastet. I den forbindelse er tiden det tar å tilføre boliger viktig for å utjevne

eventuelle ubalanser i markedet. Viktigheten av boligresponsen blir sterkt understreket i en studie av 21 OECD land, hvor det blir uttrykt at hastigheten på tilbudstilførsel er avgjørende for boligprisutviklingen, samt hvor lang tid markedet bruker på å konvergere seg tilbake til likevekten (Johansson et al., 2013). Boligresponsen er derfor særdeles viktig for å opprettholde en velfungerende markedsdynamikk.

Grimes og Aitken (2006) undersøkte forholdet mellom tilbudsrespons og prisjustering ved inntreff av etterspørselssjokk blant 73 regioner i New Zealand. Artikkelforfatterne fant at boligpriser som var over likevektsprisen konvergente raskere tilbake dersom regionen hadde høyere tilbudsrespons. Videre viste resultatene at regioner med høy tilbudsrespons opplevde relativt små prisstigninger ved etterspørselssjokk i motsetning til regioner med lav tilbudsrespons (Grimes & Aitken, 2006).

Glaeser, Gyourko og Saiz (2008) fant i sin studie at regioner med en mer elastisk tilbudsside, eller raskere tilbudsrespons opplevde færre og kortere bobletendenser enn regioner som hadde uelastisk tilbudsside. I forlengelse opplevde regionene med elastisk tilbudsside mindre prisstigninger enn uelastiske regioner (Glaeser et al., 2008). Gyourko (2009) finner videre at ved inntreff av etterspørselssjokk tenderer regioner med høy grad av tilbudsbegrensninger å respondere med boligprisstigning, og ikke økt tilbud (Gyourko, 2009). Himmelberg, Mayer og Sinai peker i samme retning, da deres studie gir uttrykk for at uelastiske regioner reagerer kraftigere ved endringer i renter (Himmelberg et al., 2005). Effekten av tilbudsbegrensninger blir videre bekreftet av Hilber and Vermeulen (2016) som finner at pris-inntjening elastisiteten i ulike områder i England fra 1973 til 2008 påvirkes av graden av tilbudsbegrensninger.

I en studie utført på vegne av OECD finner Andrews (2010) at boligprisene fluktuerer mer i land hvor tilbudssiden er uelastisk. Resultatene viser videre at i områder med en rigid tilbudsside, påvirker etterspørselssjokk i utgangspunktet boligprisene og ikke boligtilbudet (Andrews, 2010). Funnene er i overensstemmelse med det Gyourko (2009) fant i sin studie.

3.4 Salgsaktivitet

Boliger en heterogen aktivaklasse. Hver bolig er i utgangspunktet unik og kompleks i sin helhet, noe som leder til at potensielle kjøpere må påberegne seg store informasjon- og transaksjonskostnader ved kjøp av ny bolig. Av den grunn er boligmarkedet preget av sporadiske og færre transaksjoner, da det er vanskelig for en kjøper å vurdere riktig nåverdi av boligen (Capozza et al., 2002). Det er ikke sikkert at dette i like stor grad gjelder i Norge som følge av et mer transparent marked.²⁷ Brorparten av potensielle boligkjøpere benytter i sin helhet sammenligningsmetoden, hvor transaksjoner av tilsvarende boliger i tilnærmet like områder blir et ankerpunkt for verdivurderingen (Quan & Quigley, 1991). Hyppigere omløpshastighet på boliger gir økt informasjon- og kunnskapsgrunnlag, som impliserer lavere informasjonskostnader (Clapp, Dolde, & Tirtiroglu, 1995).

I en studie av prisvolatilitet i OECD-land blir det konkludert med at større informasjons- og transaksjonskostnader er konsistent med mindre volatile boligpriser (Andrews, 2010). Sett i lys av forrige studie, er dette en ytterligere forsterkning av funnene til Capozza et al. (2002, 2004). Deres konklusjon er at boligkjøpere får mer oppdatert markedsinformasjon desto høyere salgsaktivitet, og at dette gjør at prisen raskere konvergerer til riktig likevektspris. Økonomiske sjokk blir derfor raskere absorbert i regioner med høy salgsrate.

Grimes, Aitken og Kerr (2004) analyserte 14 ulike regioner i New Zealand fra 1981 til 2002 for å se om salgsaktivitet påvirket markedsdynamikken gjennom økt informasjonstilgang (Grimes, Aitken, & Kerr, 2004). Artikkelforfatterne benyttet forholdet mellom transaksjoner mot antall boliger i området som en proxy for salgsaktivitet. Resultatene fra studiet strider mot tidligere funn gjort av Capozza et al. (2002, 2004), dette ved at resultatene viser at høyere salgsaktivitet leder til saktere konvergens mot likevektsprisen. Grimes, Aitken og Kerr uttrykker videre at dette er todelt. Dette ved at den dynamiske tilpasningsprosessen er asymmetrisk avhengig av om boligprisene er over eller under deres langsiktige likevekt. Dersom boligprisene er over likevektsprisen i et blomstrende marked, vil høy salgsaktivitet forsinke konvergens mot likevekten. Til kontrast vil boligpriser under likevektsprisen oppleve raskere konvergens

²⁷ Med dette nevnt er det likevel få land som har samme tilnærmede registerdata over boligpriser som i Norge. Denne informasjonen blir faktisk delvis offentlig tilgjengelig for befolkningen, da eiendomsmeglere som setter salgspriser har tilgang til denne type informasjon. Boligeiere kan på denne måten indirekte motta denne informasjonen ved å oppdatere prisvurderingen på boligene sine. Det er slettes ikke uvanlig at verdivurderingene i de fleste tilfeller vil utføres vederlagsfritt som følge av meglers forsøk i å opparbeide en kundemasse. Informasjons- og transaksjonskostnader ved kjøp av bolig kan derfor anses noe lavere i Norge sammenlignet med en rekke andre land.

mot likevektsprisen ved høyere salgsaktivitet. Dette bør ses i lys av tidligere nevnte studie fra Gao, Lin og Na (2009) som uttrykker at boligprisene responderer med høy boligprisvekst i oppgangsperioder, mens boligprisene viser resistens mot boligprisfall i nedgangstider.

3.5 Oppsummering av tilbudsbegrensninger og salgsaktivitet

Litteraturen antyder at det er en sammenheng mellom tilbudsbegrensninger og boligprisresponsen. Dette gjelder også for salgsaktivitet. Vi sitter igjen med et inntrykk av at tilbudsbegrensninger har innvirkning på hvor kraftig prisresponsen er i regionale boligmarkeder, og at salgsaktivitet sier noe om hvor raskt boligprisen konvergerer til estimert likevekt. Det er i samme tid uavklarte forhold i det norske boligmarkedet. Dette legger grunn for videre utforskning om hvilken rolle tilbudsbegrensninger og salgsaktivitet spiller for regional boligprisdynamikk i Norge.

3.6 Hypoteser

Basert på teori og tidligere gjennomgått litteratur har vi utarbeidet hypoteser med den hensikt å kunne besvare vår problemstilling; *Hvilken rolle spiller tilbudsbegrensninger og salgsaktivitet på regional boligprisdynamikk i Norge?*

Hypotese 1: Identiske endringer i inntekt og rente vil ha større påvirkning på boligpriser i regioner som har høyere grad av tilbudsbegrensninger på lang sikt.²⁸

Når rente eller inntekt i en region endres, vil imidlertid utslaget i boligprisene avhenge av hvordan tilbudssiden responderer (Anundsen & Aastveit, 2018). Dette er forenelig med Himmelberg et al. (2005) og Glaeser et al. (2008) som finner at regioner med elastisk tilbudsside har mindre prisstigninger sammenlignet med uelastiske regioner. Det er derfor gode grunner til å vente at en endring i inntekt eller rente vil påvirke boligprisene kraftigere i områder med økt grad av tilbudsbegrensninger.

Hypotese 2: Identiske endringer i inntekt og rente vil ha større påvirkning på boligpriser i områder som har høyere grad av tilbudsbegrensninger på kort sikt.

²⁸ Lang og kort sikt refererer ikke til en bestemt tidsperiode, slik som eksempelvis seks år eller to måneder. De kan betraktes som konseptuelle tidsperioder. På generell basis vil den korte sikten tilsvare en tidsperiode hvor minst én variabel er konstant (eks. boligmassen) mens resterende av de andre variablene kan varieres. På lang sikt skal tidshorizonten tilsvare en tidsperiode der alle variablene kan variere.

Her legger vi samme antagelser og forutsetninger til grunn som i hypotese 1. Denne gangen fokuserer vi på hvorvidt hypotesen har hold på kort sikt.

Hypotese 3: I regionale boligmarkeder med høyere salgsaktivitet konvergerer boligprisen raskere mot likevektsprisen.²⁹

Boligkjøpere får mer oppdatert markedsinformasjon desto høyere salgsaktivitet. Dette gjør at prisen raskere konvergerer til riktig likevektspris i henhold til Capozza et al. (2002, 2004). Her kan det tenkes at det nødvendigvis ikke er et lineært forhold, men heller en konkav sammenheng som flater seg ut på et eller annet nivå.³⁰ Med andre ord vil marginalnyttens ved flere transaksjoner være lavere i områder med høyere salgsaktivitet, sammenlignet med områder med lav salgsaktivitet. Økonomiske sjokk skal i utgangspunktet absorberes raskere i regioner med høy salgsrate i henhold til Capozza et al. (2002). Det finnes motstridende forskning utført av Grimes et al. (2004) som i sin studie konkluderer med at høy salgsaktivitet leder til saktere konvergens mot likevektsprisen. Her påpeker de at konvergeringen avhenger om boligprisen befinner seg over eller under likevektsprisen til å begynne med. Her blir det interessant å utforske hvordan salgsaktivitet påvirker markedsdynamikken i de regionale boligmarkedene gjennom økt informasjonsgrunnlag, her i Norge.

²⁹ Modellen som benyttes i senere analyse (se kapittel 5.1) oppgir én konvergeringshastighet. Denne hastigheten uttrykker hvor lang tid den regionale boligprisen bruker på å tilpasse seg estimert langsiktig likevekt. Det vil derfor ikke skilles mellom kort og lang sikt i diskusjonen om salgsaktivitet.

³⁰ Konkav beskriver en egenskap hos en kurve som medfører at kurven «krummer» og ikke er lineær. Kurven klassifiseres som konkav når stigningstallet er avtagende. Motsatt egenskap omtales som konveks (Skaar, 2019).

4.0 DATA

For å kunne svare på de store spørsmålene og være i stand til å teste hypotesene trenger vi et solid datagrunnlag. I denne seksjonen vil vi nøye gjøre rede for hvordan type data som er innhentet og hvilke justeringer som er blitt gjort for å konstruere variablene. I tillegg vil vi også poengtere hvilke teknikker som er benyttet og deres relevans. Det har i masteroppgaven vært et særskilt fokus mot å innhente og danne et kompatibelt og dypt datasett, slik at vi på ingen måte vil begrenses til å gjennomføre ønskelige analyser. På denne måten kan vi analysere et bredt spekter av tilgjengelig data for å danne en forståelse for hvorfor ting fungerer som det gjør, og undersøke om vi finner støttende bevis som enten svekker eller underbygger innledende hypoteser. I vår forskning har vi samlet tall for 75 regioner i Norge, der vi kan teste ut enkelte områder og hvorvidt det skulle være hold i hypotesene eller ikke. Her har vi benyttet områdeinndelingen Eiendomsverdi operer med for å danne et kompatibelt datasett. Hovedårsaken til dette er fordi vi opplever at andre aktører tilsynelatende har ufullstendig data på flere punkter, blant annet som følge av kommunereformen med sammenslåinger og oppløsninger. Dessuten er Eiendomsverdi en profesjonell og troverdig aktør som eier data av høy kvalitet – og vi er derfor komfortable med å bygge et kompatibelt datasett hovedsakelig basert på datagrunnlaget overlevert fra Eiendomsverdi.

4.1 Måling av boligpriser

I en typisk beregning av boligpriser gjøres dette basert på aggregert data der hensikten med en boligprisindeks er å forklare utviklingen i det generelle boligprisnivået i Norge, slik det måles av Eiendom Norge/Eiendomsverdi (Hov, 2021). I dette tilfellet er det snakk om en vektet nasjonal boligprisindeks som sammenfatter variasjonen i de regionale boligmarkedene. Ved å dekomponere boligmarkedene inn i geografiske regioner er vi i stand til å gjøre studier av boligprisresponsene helt ned på et regionalt nivå. Denne type data finnes i databanken til Eiendomsverdi. Vi mener det kan være fordelaktig å fremdeles benytte prisindekser fremfor nominelle gjennomsnittspriser i absolutte kroner og øre. Dette er fordi boligprisindeksene hjelper oss med å sammenligne prisrelasjoner og hvordan prisutviklingen relativt, setter under ett, beveger seg i ulike tidsperioder og på tvers av geografiske områder. Dette er også forenelig med tankegangen Eiendomsverdi (2022) viser til i sine rapporter om at indeksene ivaretar på beste måte behovet for å sikre at prisutviklingen baseres på sammenliknbare boliger. Prisindekser generelt har i utgangspunktet flere potensielle bruksområder, der eksempelvis Norges Bank benytter informasjonen til å orientere seg om nasjonal økonomi, samt utforming

av finans- og pengepolitikk (Norges Bank, 2022). I vår studie vil prisindeksene i hovedsak konsentrere seg om å informere om prisutviklingen over tid i de ulike regionene.

Det oppstår imidlertid enkelte utfordringer i forsøket av å måle boligpriser, som en bør være klar over. Boligmarkedet er komplekst, og boligprisene fastsettes av et mangefasettert samspill mellom tilbud og etterspørsel (Sommervoll & Larsen, 2004). Først og fremst opplever vi at boliger ikke er identiske verken når det gjelder bygningstype eller boligens egenskaper. Vanags (2017) vektlegger i sin forskning boligmarkedets heterogenitet ved å vurdere kvantitative og kvalitative aspekter ved boligens egenskaper, og hvordan en iboende heterogenitet resulterer i ulik prisdannelse av boligene. Her poengteres det at boligens verdi også avgjøres basert på boligens funksjoner og kvaliteter, i tillegg til mye mer. Dette i seg selv byr på utfordringer da det er vanskelig å ta høyde for om det er foretatt visse oppgraderinger underveis eller om boligen lider av dårlig vedlikehold over tid. Vi vet også fra urban byteori at tilsynelatende identiske boliger vil variere i pris som følge av deres beliggenhet relativt til sentrale områder (Geltner et al., 2014). Denne markedsantagelsen er evidensbasert og etterprøvd av en rekke forskere. En nærliggende simulering ble blant annet presentert av André Kallåk Anundsen under hans innslag på Boligkonferansen 2021, huset av Eiendom Norge & Finans Norge. En annen måleutfordring ved boligprisene er som følge av den lave omsetningshastigheten relativt til andre kapitalmarkeder (JLL, 2020). Dette i kombinasjon med begrenset tilgang til historisk data impliserer noe av kompleksiteten og måleutfordringene av boligprisene.

4.1.1 Boligprisstatistikken

Boligprisstatikken som er anvendt i oppgaven er hentet fra Eiendom Norge/FINN/Eiendomsverdi, og forsøker å fange opp alle eiendomstransaksjoner av boliger i Norge. Det er likevel viktig å ha for seg at det ikke er en totaltelling over solgte boliger, men en statistikk som baseres på salg formidlet av meglere og transaksjoner annonsert gjennom Finn.no (Eiendomsverdi, 2022). Et salg her kan defineres som et registrert meglerbekreftet salg. Dette innebærer at datagrunnlaget ikke nødvendigvis fanger opp alle hjemmelsoverføringer, slik som interne privatoppgjør. Det er også sånn at omsetninger som klassifiseres som annet enn bolig (slik som tomter, garasjer, osv.) tas ut av datagrunnlaget gjennom automatiserte rutiner gjort av Eiendomsverdi AS (Eiendomsverdi, 2022). Eiendomsverdi (2022) opplyser om at beregningen av boligprisindeksen er en videreutvikling av SPAR-metoden. SPAR er en forkortelse for Sales Price Appraisal Ratio, der aktøren Eiendomsverdi har sin variant av

«appraisal» som innebærer en koeffisientestimering i en hedonisk regresjonsmodell. Modellen her benyttes for å kunne estimere anslag på boligverdiene (Eiendomsverdi, 2022).

I korte trekk er metodikken som benyttes bestående av to trinn. I det første trinnet er fokuset rettet mot å utnytte observasjonene der variasjonene i boligens kjennetegn samvarierer med variasjonen for salgsprisene hos boligen. Med samvariasjon her mener vi at det oppdages en sammenheng mellom boligens kjennetegn og salgspris. Typiske kjennetegn som Eiendomsverdi vektlegger er boligens størrelse, bygningstype, etasje, byggeår, tomtestørrelse, eierformen av både tomt og bolig, og beliggenhet samt antall bygninger. Her vil den hedoniske regresjonsmodellen la oss estimere en partiell pris for hver enkelt egenskap eller kjennetegn som til slutt kan summeres til en estimert verdi av den totale boligen. I det andre trinnet skal det kontrolleres for sammensetningseffektene og ulik prisutvikling for de ulike type boligene. Dette gjøres ved å se på forholdet mellom de nye salgstillene opp mot predikerte salgsestimater for de ulike boligene som produseres av regresjonsmodellen, som er basert på boligens kjennetegn. På denne måten hensyntar boligprisindeksen de unike kjennetegnene til boligene som omsettes, og skal være i stand til å si hva prisutviklingen er for objekter som er sammenliknbare (Eiendomsverdi, 2022). Det finnes andre metoder enn hedonisk prissetting ved måling av boligpriser. Et eksempel er «gjensalgsmetoden». Denne metoden ble lansert av de nobelprisvinnende forskerne Case og Shiller (1989). Denne metoden har som hensikt å fange opp boligens egenskaper og på denne måten kontrollere for utvalgsskjevheter og kvalitetsendringer (Sommervoll et al., 2004). Gjensalgsmetoden er likevel omdiskutert fordi metoden reduserer utvalgsstørrelsen i et datasett. Dette er som følge av metodens strenge kriterier til at en bolig må omsettes to ganger i løpet av en periode. Dessuten er det ingen garanti for at gjensalgsmetoden hensyntar eventuelle kvalitetsendringer hos boligene i form av eksempelvis oppussing og vedlikehold. I analysen vår benytter vi oss av data overlevert av Eiendomsverdi som benytter en hedonisk prissetting.

4.1.2 Inflasjonsjustering

Ved å justere for inflasjon, altså den underliggende prisveksten, da kan vi avdekke den reelle utviklingen. Denne type justering vil også være med på å stabilisere variansen i datasettet. På denne måten vil det fremheve potensielle mønstre i dataen, som følge av eliminering av «støy». Datasettet i masteroppgaven strekker seg over mange år, og det blir derfor relevant å utelukke generell prisstigning hos enkelte av variablene. Inflasjonsjusteringen gjøres i dette tilfellet ved

å korrigere variablene for konsumprisindeksen (KPI).³¹ Nærmere bestemt beregnes eksempelvis realboligprisindeksen ved at vi dividerer den nominelle boligprisindeksen på konsumprisindeksen, altså prisdeflatoren. KPI-tallene som er benyttet er Statistisk Sentralbyrås offisielle prisdeflator i perioden 2003 til 2021. Variablene vi anser hensiktsmessig å inflasjonsjustere er; boligprisindeksen, boliglånsrenten, byggekostnadsindeksen, gjeld og disponibel inntekt. På denne måten har vi kalkulert og besitter «reelle» størrelser på de ovennevnte variablene i endelig datasett.

4.1.3 Sesongjustering

Sesongjustering er en statistisk teknikk utviklet for å jevne ut periodiske svingninger, og kan derfor eliminere misvisende sesongkomponenter i et datasett (Majaski, 2022). I boligmarkedet opplever vi også at typisk boligprisendringene kan ha sesongvariasjon, og som et utgangspunkt er det ønskelig å si noe om prisutviklingen etter at den er kontrollert for sesongvariasjon. Eiendomsverdi (2022) benytter i sine rapporter en standard sesongjusteringsteknikk (X-11-ARIMA) som skal hensynta gjentakende sesongmønstre, og fjerner prissvingningene som anslås som sesongvariasjon. I forlengelsen av denne justeringsteknikken, og til tross for ønsket om sesongjustere datasettet, benytter vi ikke oss av denne korrigeringen. Dette skyldes at Eiendomsverdi (2022) ikke sesongjusterer den kvartalsvise indeksen vi har fått overlevert. Vi kunne gjennomført denne korrigeringen selv da sesongjustering er en hensiktsmessig prosedyre, men det er komplekst og bringer med side-effekter. Om sesongjusteringsteknikk ikke anvendes korrekt kan dette ha motsatt effekt ved å tilføre mer støy eller at vi mislykkes i forsøket av å fjerne alle sesongvariasjoner. Ved justering av data er alltid risikoen for tap av informasjon til stede. Vi er inneforstått med at dette kan være en svakhet i datasettet og at det kunne vært optimalt å sesongsjustere dataen for å øke muligheten for mer meningsfull sammenligning av forholdene.

4.2 Boligprisdeterminanter

4.2.1 Boligpriser

Det er denne variabelen som anses som å være avhengige, og vi forsøker å teste denne avhengigheten opp mot andre forklarende variabler. På denne måten er vi ute etter å observere om en endring i en uavhengige variabel forårsaker en direkte endring i denne avhengige

³¹ Konsumprisindeksen (KPI) beskriver utviklingen i priser for varer og tjenester for private husholdninger. Endringen i konsumprisindeksen er ansett som et vanlig mål for inflasjon (SSB, 2022d).

variabelen. For utdypende informasjon om datahåndteringen rundt boligpriser viser vi til kapittel 4.1.1 om boligprisstatistikken som anvendes i masteroppgaven. Vi har fått overlevert kvartalsvis data med regionale boligpriser over tidsperioden 2003-2021.

4.2.2 Disponibel inntekt

Husholdningenes disponible inntekt er helt essensiell for boligprisutviklingen. Desto høyere den reelle disponible inntekten er, desto mer kan allokere til å kjøpe bolig eller betjene et lån (Geng, 2018). Det er derfor rimelig å anta at boligprisen endres som følge av endring i inntekt (Sættem, 2019). Vi har innhentet data for disponibel inntekt hos Statistisk Sentralbyrå ved å nedlaste tabell 06944 som uttrykker disponibel inntekt for husholdninger etter skatt. Dette er medianlønnen på regionalt nivå, oppgitt med kvartalsvis frekvens. Her inkluderes «alle husholdninger» da husholdningene som en enhet uttrykker en kjøper i boligmarkedet. Studenthusholdninger og aleneboende barn under 18 år ikke er inkludert i denne variabelen. Denne tidsserien strekker seg opprinnelig fra 2005-2019. For å danne et kompatibelt datasett i perioden 2003-2021 har vi foretatt noe datajustering som vil nevnes mer detaljert i neste avsnitt.

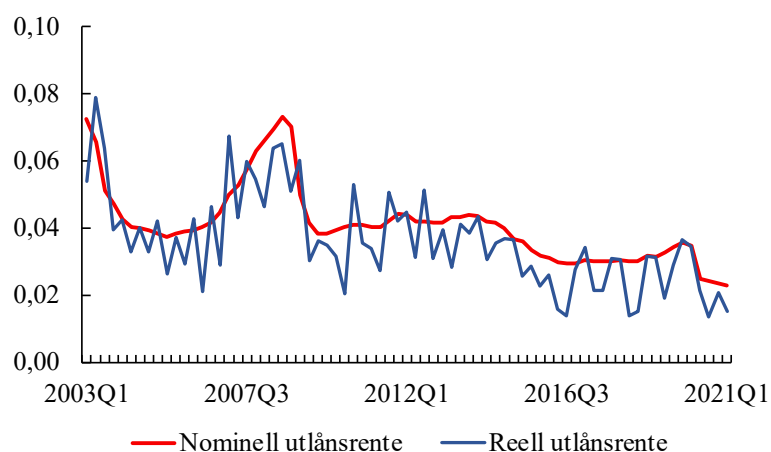
Mange pålitelige kilder bruker BNP som en hjelpevariabel for å estimere endring i disponibel inntekt ved manglende eller ufullstendig data. Dette er fordi BNP gir informasjon om hvordan økonomien overordnet utvikler seg (IMF, 2020). For oss i perioden 2020-2021 ble dette urimelig selv om det imidlertid kan virke mer fornuftig for perioden 2003 og 2004. Dette blir begrunnet med at en global pandemi ga relativt stor reduksjon i BNP i 2020, og gir derfor feil inntrykk av lønnsestimeringen for 2020 og 2021. Derfor benytter vi oss heller av lønnsstatistikken til SSB, da vi anser dette som mer nøyaktig enn interpolering og trendlinjer av eksisterende data hos denne variabelen. På denne måten bruker vi lønnsvekstestimatene til å flytte oss fremover (2020–2021) og tilbake (2003–2004) i tid basert på tallene vi allerede besitter. Da sitter vi igjen med disponibel inntekt for perioden 2003-2021, supplert med lønnsvekst i periodene med manglende data. Dataen er på regionalt nivå med en kvartalsvis frekvens, og er unik for hver region.

4.2.3 Rente

Renten er viktig for boligprisene fordi den påvirker etterspørselen etter boliger. En høyere rente vil føre til redusert boliggetterspørsel, og lavere boligpriser. Motsatt vil en lavere rente gi økt etterspørsel, og høyere boligpriser (Anundsen & Aastveit, 2018). Det er et kjent fenomen at

rente som en forklaringsvariabel har stor innvirkning på boligprisene. Vi har nedlastet denne type data fra SSB. Her har vi lastet ned gjennomsnittlig utlånsrente for lån med pant i bolig til husholdningene. Her er vi oppmerksomme på at tidsserien plutselig inkluderer byggelån fra og med 2018. Dette er bemerkelsesverdig da renten kan variere noe mer fra 2018-2021 da en del byggelån kan ha høyere rentenivå sammenlignet med andre rammelån og lån med pant i bolig. Vi vurderer likevel tidsserien å være representativ. I analysen ønsker vi å operere med reelle størrelser, og inflasjonsjusterer derfor den nominelle slik at vi kan benytte realrenten i modellen som skal anvendes. For kalkulering av realrente, se avsnitt om inflasjonsjustering (4.1.2) ovenfor. Dataen som benyttes har en kvartalsvis frekvens, og er på et nasjonalt nivå.

Figur 8: Nominell og reell utlånsrente i Norge for perioden 2003Q1-2021Q1. Egenutviklet.



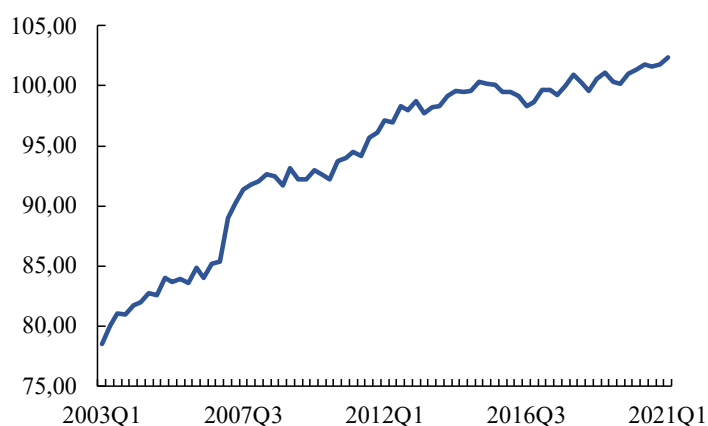
4.2.4 Befolkning

På lang sikt vil også befolkningsvekst og flyttestrømmer ha en sterk påvirkning på boligprisene i byer og tettsteder. Boligmarkedet i Norge er ikke ett marked, men mange unike (Sættem, 2019). Her er det grunn til å anta at høy befolkningsvekst fremprovoserer et økt behov for bolig, og motsatt andre veien. SSB (2022) sitter på omfattende data om demografisk utvikling, herunder også befolkningsstørrelsene i de ulike regionene. I analysen har vi benyttet total befolkningsstørrelse ved inngang av hvert kvartal for hver region. På denne måten er vi i stand til å undersøke hvordan befolkningsendringen er i de ulike regionene. Dataen som benyttes er kvartalsvis. Her har vi aggregert tidsseriene for å matche områdeinndelingen Eiendomsverdi benytter, for å danne et kompatibelt datasett. Denne tidsserien er unik for hver enkelt region.

4.2.5 Byggekostnader

Kraftig vekst i byggekostnadene fører til høyere boligpriser på sikt. Her vil økningen isolert sett være i stand til å presse boligprisene opp da byggeaktiviteten synker (Fredriksen, 2021). Dette er under markedsantagelsen om at eiendomsaktører ikke utvikler eiendom dersom det ikke er lønnsomt, og at redusert boligtilbud fører til oppadgående prisutvikling isolert sett.³² Det er derfor ønskelig å inkludere en variabel som omfatter byggekostnader i analysen. Byggekostnadsindeksen som benyttes måler prisutviklingen på innsatsfaktorene til bygging av nye boliger. Dataen er nedlastet fra SSB (2022) og tar høyde for totalkostnadene ved byggeprosjekter, både arbeidskraft og materialer. Denne størrelsen er nasjonal og gjelder for hele Norge. Her finnes det indeksert kvalitetsdata med månedlig frekvens, men vi benytter oss likevel av kvartalsvis data i forsøket av å danne et kompatibelt datasett, da de andre størrelse i utgangspunktet har en kvartalsvis frekvens. Vi ønsker å operere med reelle størrelser og har derfor justert denne tidsserien for inflasjon.

Figur 9: Reell byggekostnadsindeks for Norge i perioden 2003Q1-2021Q1. Egenutviklet.



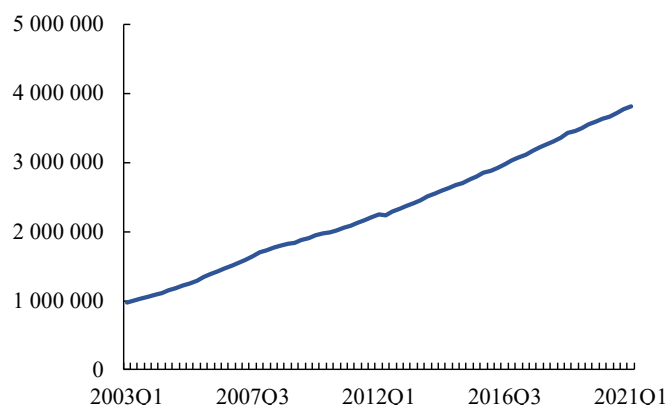
4.2.6 Gjeld

Finansiering er viktig for anskaffelse av bolig og utviklingen i boligpriser og gjeld henger tett sammen (Anundsen & Mæhlum, 2017). Nettopp derfor har spesielt kredittpolitikken med innføringen av boliglånsforskriften blitt en viktig faktor i senere tid (Sættem, 2019). For å undersøke boligkjøperens gjeld har vi samlet data fra SSB som uttrykker innenlandsk lånegjeld for norske husholdninger. Dette er en offisiell kredittindikator utarbeidet av SSB som skal vise

³² Denne mekanismen er nærmere spesifisert i kapittel 2.2 4Q-modellen.

utviklingen av gjeld i norske kroner. Vi benytter en kvartalsvis frekvens i forsøket av å danne et kompatibelt datasett. Vi ønsker å operere med reelle størrelser og justere derfor for inflasjon.

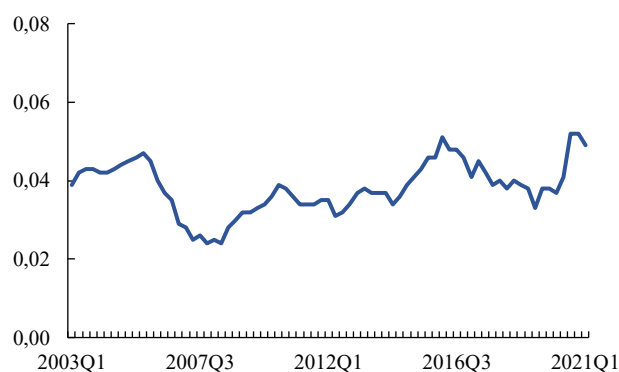
Figur 10: Kredittindikator for norske husholdninger (gjeld, justert for inflasjon) i perioden 2003Q1-2021Q1. Egenutviklet.



4.2.7 Arbeidsledighet

I Norges Bank-modellen fremlegges arbeidsledighet blant de fem viktigste forklaringsfaktorene for boligprisene (Jacobsen & Naug, 2004). En økt arbeidsledighet medfører færre boligkjøpere, samtidig som det bidrar til forventninger om lavere lønnsvekst for de som er igjen i arbeidsmarkedet (Sættem, 2019). Her har vi lastet ned data fra SSB (2022). I utgangspunktet var hensikten å måle arbeidsledigheten for hver unike region, men vi har kun funnet data nasjonalt. Dessuten er det ikke sikkert vedkommende jobber i regionen der de bor. Arbeidsledige defineres i denne sammenheng som personer uten inntektsgivende arbeid som aktivt forsøker å skaffe seg arbeid. Arbeidsledigheten regnes i prosent av arbeidsstyrken for personer i alderen 15-74 år (SSB, 2022a). Dataen har en kvartalsvis frekvens.

Figur 11: Arbeidsledighetsrate i Norge for perioden 2003Q1-2021Q1.



4.2.8 Boligmassen

Ved å anvende data om den totale boligmassen kan vi undersøke hvordan nybyggingen av boliger er i hver region. Denne variabelen kan oppleves noe stabil på kort sikt, siden det tar tid å bygge nye boliger (Sættem, 2019). I datasettet har vi kalkulert boligmassen ved å ved å kombinere datagrunnlag fra SSB (2022), Bydelsfakta (2022) og Oslostatistikken (2022). Den totale boligmassen i de ulike regionene har kun en årlig frekvens, som følge av begrenset tilgang til denne type data. Denne tidsserien er unik for hver region og strekker seg fra 2006-2021.

4.2.9 Antall bolig lagt ut for salg

Denne dataen er hentet fra Eiendomsverdi (2022), og kartlegger antall transaksjoner av boligeiendom i en utvalgt region. Det er likevel viktig å ha for seg at det ikke er en totaltelling over solgte boliger, men en statistikk som baseres på salg formidlet av meglere og transaksjoner annonsert gjennom Finn.no (Eiendomsverdi, 2022). Et salg her kan defineres som et registrert meglerbekreftet salg. Dette innebærer at datagrunnlaget ikke nødvendigvis fanger opp alle hjemmelsoverføringer, slik som interne privatoppgjør. Det er også sånn at omsetninger som klassifiseres som annet enn bolig (slik som tomter, garasjer, osv.) tas ut av datagrunnlaget gjennom automatiserte rutiner gjort av Eiendomsverdi AS (Eiendomsverdi, 2022). Denne dataen har en kvartalsvis frekvens for perioden 2003-2021. Tidsserien vil likevel aggregeres for å ha dataen på en årlig frekvens, for å kunne settes opp mot boligmassen i proxyberegningene.

4.3 Proxy

I avhandlingen fokuserer vi på hvordan tilbudsbegrensninger og salgsaktivitet spiller en vesentlig rolle for markedsdynamikken. Selv om det finnes klare definisjoner for hva både tilbudsbegrensninger og salgsaktivitet er, kan det likevel være utfordrende å måle disse variablene. Derfor har vi besluttet å gjøre proxyberegninger akkurat når vi estimerer tilbudsbegrensninger og salgsaktivitet. I statistikken er en proxyvariabel en variabel som brukes til å måle en uobserverbar mengde av noe (Lewis-Beck, 2004). Her er som regel proxyvariabelen ikke i seg selv direkte relevant, men skal være et godt estimat for den uobserverbare eller umålelige variabelen. Proxyvariablene nedenfor skal derfor i all hovedsak forsøke å fange opp og uttrykke tilbudsbegrensninger og salgsaktivitet kvantitativt.

4.3.1 Proxy for tilbudsbegrensninger

En proxyvariabel for tilbudsbegrensning skal forsøke å fange opp regionenes grad av tilbudsbegrensning. En tilbudsbegrensning i boligmarkedet forstås i denne sammenheng som begrensninger på evnen til å tilføre nytt boligareal (Lynn et al., 2010). Tilbudsbegrensninger er et vidt begrep og kan deles opp i ulike kategorier. Saiz (2010) skiller i utgangspunktet mellom regulatoriske og topografiske begrensninger i sin forskning. Dette omfatter regulerings- og arealplaner som begrenser mengde og tempoet for nyutvikling, og fysiske begrensninger som utfordrende terreng, grunnforhold og ellers andre fysiske faktorer som på en eller annen måte begrenser nytt tilført areal. Det nevnes også i samme studie at politiske faktorer kan virke inn som tilbudsbegrensede dersom de kodifisert gjennom lokale forskrifter begrenser utviklingspotensialet hos en region (Saiz, 2010). I forsøket av å måle tilbudsbegrensninger prøver vi å fange opp evnen de ulike regionale boligmarkedene har til å øke tilbudet i møte med en økt etterspørsel. I økonomisk teori brukes priselastisiteten til tilbudet som en måling for å beregne markedets tilbudsrespons (Lynn et al., 2010). Her blir proxyvariabelen definert som den absolutte verdien av endring i kvantitet (i %) dividert på endringen i pris (i %) over en gitt tidsperiode.

$$\frac{\% \text{ Endring i Boligmassen}}{\% \text{ Endring i Pris}} = \text{Priselastisitet for tilbudsbegrensninger}^{33}$$

Selv om det kan være komplekst å anvende elastisiteter, er tilbudselastisiteten en nyttig proxy når vi undersøker tilbudsresponsen i de regionale boligmarkedene (Lynn et al., 2010). Denne elastisiteten tar ikke bare høyde for evnen til å tilføre nytt kvantum, men den faktiske tilførselen. Dersom forholdet tilsvare én kan vi hevde at det er en balanse mellom tilbud og pris, slik at hver prosentvis økning i pris fremprovoserer tilsvarende prosentvis økning i tilbud. Ved forhold som er større enn én indikerer dette en elastisk tilbudsside der det tilførte kvantumet øker mer enn den prosentvise endringen i pris. Dersom vi observerer forhold som er mindre enn én indikerer dette et marked som oppfattes som uelastisk. En verdi på null vil her uttrykke et fullstendig uelastisk marked hvor vi er vitne til at den nye tilførte mengden boligareal absolutt ikke holder tritt med prosentvis endring i pris (Lynn et al., 2010). Kort oppsummert vil generelt lavere forhold indikere markeder med mindre elastisitet, og dermed mer tilbudsbegrensede markeder. Med denne proxyvariabelen skal vi være i stand til å kunne estimerte graden av tilbudsbegrensning i de ulike regionale boligmarkedene. I beregningen av denne

³³ Priselastisitetsberegning hentet fra Lynn et al. (2010).

proxyvariabelen jobber vi med en årlig frekvens i perioden 2006-2021. Deretter vil gjennomsnittet i perioden uttrykke en proxyverdi for utvalgt region i analysen.

4.3.2 Proxy for salgsaktivitet

En proxyvariabel for salgsaktivitet skal forsøke å fange opp regionenes grad av salgsaktivitet. I forsøket av å måle salgsaktiviteten kan det anvendes flere metoder. En mulig løsning er å kartlegge en oversikt over det totale antall transaksjoner for boligeiendom i en utvalgt region. En transaksjon eller et salg defineres i vår studie som et registrert meglerbekreftet salg formidlet av meglere og annonsert gjennom Finn.no, slik det er definert i kapittel 4.1 *Måling av boligpriser*. Det finnes i samme tid en annen metode for å anslå salgsaktivitet. Grimes et al. (2004) benytter i sin forskning forholdet mellom transaksjoner sett opp mot det totale antall boliger som eksisterer i et område. Artikkelforfatterne hevder dette er en god proxy for salgsaktivitet da regionene i dette tilfelle kan ses relativt til hverandre.

$$\frac{\text{Antall transaksjoner}}{\text{Total boligmasse}} = \text{Salgsproxy}^{34}$$

I datasettet har vi tilgjengelig data for totale registrerte transaksjoner i flere regioner, utlevert av Eiendomsverdi (2022). Boligmassen er kalkulert ved å ved å kombinere datagrunnlag fra SSB (2022), Bydelsfakta (2022) og Oslostatistikken (2022). Den totale boligmassen i de ulike regionene har kun en årlig frekvens, som følge av begrenset tilgang til denne type data. På denne måten er vi stand til å beregne en årlig proxyverdi i de ulike regionene. Til slutt vil en gjennomsnittsberegning av salgsproxy for årene 2006-2021 uttrykke salgsaktiviteten til en utvalgt region. Videre i analysen har vi to estimater for salgsaktivitet, nemlig totale boligtransaksjoner, og boligtransaksjonene relativt til den totale boligmassen for den selekterte regionen.

4.4 Dataoversikt

I økonomisk tidsserieanalyse er det vanlig å beregne logaritmene til tidsserien og endringene i logaritmene til tidsserien (Stock & Watson, 2020). En av grunnene til dette er at mange økonomiske serier opplever eksponentiell vekst. Sagt på en annen måte har tidsserier en tendens til å stige med en bestemt prosentandel per år i gjennomsnitt. Å anvende logaritmen vil kunne

³⁴ Beregningsmetoden er hentet fra Grimes et al. (2004).

rette ut eventuelle eksponentielle vekstmønstre og redusere heteroskedastisitet (dvs. stabilisere varians).³⁵ I forlengelse er det fordelaktig å transformere tidsserier slik at disse skaleres proporsjonalt.

Ettersom vi inkluderer flere variabler med flere ulike måleenheter, blir det hensiktsmessig å transformere flere av variablene ved bruk av naturlige logaritmer. På denne måten kan vi sammenligne «epler mot epler». Tabell 1 gir en oversikt over variablene som er benyttet i denne studien. Realprisen på boliger, realdisponibel inntekt, reell byggekostnad og befolkning er representert i naturlige logaritmer.

Tabell 1: Oversikt over variabler som er benyttet i studien.

Variabel	Beskrivelse
b	<i>Log realprisen på boliger</i>
y	<i>Log realdisponibel inntekt</i>
i	<i>Nominell utlånsrente</i>
i_r	<i>Reell utlånsrente</i>
u	<i>Arbeidsledighetsrate</i>
p	<i>Log befolkning</i>
d	<i>Log gjeld</i>
c	<i>Log reell byggekostnad</i>

Noter: Variabler i reelle termer beregnes ved å dividere variabelen på offisiell prisdeflator (KPI) i perioden. KPI-indeksen er 100 i år 2015.

4.5 Variablenes validitet

Denne delen tar for seg de to grunnleggende kravene for at en variabel skal være gyldig anvendt i en feilrettingsmodell (ECM).³⁶ Til å begynne med må variablene være integrert i samme ordensrekkefølge, og forklaringsvariablene må være frie for multikollinearitet.³⁷ I den forbindelse vil vi introdusere begreper som stasjonaritet og kointegrasjon, og fokusere på hvorfor modellene og tilhørende estimeringsfunn i kapittel 6 kan gis en gyldig tolkning. Tabell 2 presenterer den deskriptive statistikken til variablene.

³⁵ Heteroskedastisitet innebærer at variansen til residualene varierer med tid eller observasjoner. Residualen betraktes her som forskjellen mellom observert verdi og den gjennomsnittlige verdien som modellen predikerer.

³⁶ Denne modellen blir senere forklart i kapittel 5.1.

³⁷ Multikollinearitet er graden av korrelasjon mellom de uavhengige variablene. Her vil perfekt multikollinearitet bety at to eller flere uavhengige variabler er perfekt korrelerte med hverandre. Dette kan gjøre det vanskelig å fastslå hvilke variabler som står ansvarlig for en potensiell kausal sammenheng. I slike tilfeller kan det være fordelaktig å inkludere færre variabler (Stock & Watson, 2020). Gradene av multikollinearitet vil bli undersøkt gjennom en korrelasjonsanalyse av forklaringsvariablene. Resultatet er presentert i appendiks A.

Tabell 2: Deskriptiv statistikk.

Variabel	Notasjon	Obs.	Gjennomsnitt	Maximum	Minimum	Std. Feil
b		365	5,274	5,633	4,800	0,226
y		365	13,013	13,107	12,807	0,082
i	%	73	0,041	0,073	0,023	0,011
i_r	%	73	0,036	0,079	0,013	0,014
u	%	73	0,038	0,052	0,024	0,007
p		365	11,414	11,544	11,292	0,079
d		73	14,579	15,154	13,794	0,390
c		73	4,541	4,629	4,363	0,076

Noter: Antall observasjoner (obs.) er unike for i , i_r , u , d og c . Variablene b , y og p er basert på fem regioner. Disse regionene blir presentert i kapittel 6.

4.5.1 Stasjonaritet

Stasjonaritet betyr at distribusjonens grunnleggende trekk; gjennomsnitt, varians og kovarians, forblir uendret over tid (Stock & Watson, 2020). Følgende tre stasjonaritetsbetingelser må oppfylles av en tidsserie Y_t for at den skal anses som stasjonær:

$$(4.5.1a) \quad (Y_t) = \mu$$

$$(4.5.1b) \quad var(Y_t) = \sigma^2$$

$$(4.5.1c) \quad kov(Y_t, Y_{t+k}) = kov(Y_t, Y_{t-k})$$

Forklart på en enklere måte, hvis både den ubetingede forventningen, $E(Y_t)$, og den ubetingede variansen, $var(Y_t)$, eksisterer og er uavhengige av tid, i tillegg til kovariansen likeledes er uavhengige av tid, kan serien sies å være svak stasjonær, for en gitt k . På motsatt side vil serien være ikke-stasjonær hvis noen av disse betingelsene brytes, enten ved at de to første ligningene brytes eller ved at kovariansen er tidsavhengig. Ifølge Bårdsen og Nymoen (2014) leder stasjonaritet til at empirisk autokovarians gir grunnlag for konsistente estimatorer av teoretisk autokovarians.³⁸ Sagt på en annen måte, fortiden kan benyttes for å predikere fremtiden. Dette gir grunnlaget for pålitelige estimater som for eksempel koeffisienter i dynamiske regresjonsmodeller. Stasjonaritet er av den grunn den primære grunnen til at vi kan bruke slutningsteori og teknikker som minste kvadraters metode (OLS) for tidsseriedata.

³⁸ Autokovarians kan her bli betraktet som kovariansen til en tidsserie, opp mot seg selv.

Dersom ikke-stasjonære serier brukes, er det en risiko for å frembringe statistisk signifikante regresjonsresultater fra urelaterte data som faktisk ikke er signifikante i utgangspunktet. Granger og Newbold (1974) kaller modeller som viser en sterk sammenheng selv når det ikke er noen til å begynne med for spuriøse sammenhenger. For vår masteroppgave er det spesielt viktig å utvise forsiktighet mens man estimerer regresjoner ved bruk av makroøkonomiske variabler. Dette fordi mange makroøkonomiske tidsserier er ikke-stasjonære av natur.

4.5.2 Rekkefølgen av integrasjon

Stasjonære serier sies å være integrert av orden null $I(0)$. Begrepet "integrert av orden en" refererer til ikke-stasjonære serier som kan gjøres stasjonære ved å ta første - forskjeller $I(1)$. En tidsseries første-forskjell er rekken av endringer fra en periode til den neste. Hvis Y_t er verdien av tidsserien Y på tidspunkt t , så er den første forskjellen i Y på tidspunkt t lik $Y_t - Y_{t-1}$. Når forskjellen er d og stasjonær, og serien omfatter d enhetsrøtter, refereres den til som $I(d)$ eller integrert av orden d . Ved å kombinere variabler med samme ordensrekkefølge, skapes en balansert regresjon, noe som innebærer at variablene som undersøkes har de samme økonometriske egenskapene. Hvis variablene er integrert av forskjellig orden, for eksempel, hvis Y_t er $I(0)$ og X_t er $I(1)$, vil regresjonen være ubalansert, og OLS-estimeringsfunnene vil være misvisende (Stock & Watson, 2020).

4.5.3 Kointegrasjon

Når en analyserer tidsserier ved bruk av minste kvadraters metode (OLS), foreligger det en antagelse om at seriens varianser og gjennomsnitt er konstante og uavhengig av tid (dvs. prosessene er stasjonære) (Stock & Watson, 2020). Ved ikke-stasjonære tidsserier brytes i utgangspunktet denne antakelsen. Dermed kan eventuelle hypotesetester frembringe skjeve eller misvisende funn. Det er likevel noen tilfeller hvor vi kan benytte ikke-stasjonære serier, og unngå spuriøse resultater i regresjon. Dette kan være dersom det foreligger kointegrasjon mellom tidsseriene.

I tilfeller hvor både Y_t og X_t er $I(1)$ og ikke-stasjonære, er tanken bak kointegrasjon at en bestemt parameter (β) ganget med X_t i noen tilfeller kan beskrive en pågående relasjon mellom de to variablene over tid. Dette er sant hvis produktet av Y_t minus β ganger X_t er lik $I(0)$, som tilsvarer kointegrasjon $I(0)$. Hvis dette er tilfelle, kan vi argumentere for at forskjellen mellom Y_t og β ganger X_t er en stasjonær prosess $I(0)$, og at Y_t og X_t er kointegrert med hverandre.

Dette impliserer at det er en statistisk relasjon mellom Y_t og X_t som er stabil over tid. I slike tilfeller, kan det være akseptabelt å regressere ikke-stasjonære serier på hverandre hvis vi kan oppdage at forskjellen er stasjonær i seg selv.

Hvis Y_t og X_t er kointegrert, deler de en stokastisk trend og bidrar til ett eller flere langsiktige forhold. På kort sikt kan de avvike betydelig fra de langsiktige relasjonene, men disse avvikene er forbigående, da de vil oppleve en tilpasning tilbake til en stabil tilstand på sikt.

4.5.4 Enhetsrot

En enhetsrot i en tidsserie impliserer en stokastisk trend hvor serien viser et systematisk mønster som er uforutsigbart. Dette omtales som en «random walk», eller en ikke-stasjonær serie. Dette innebærer at serien ikke trekkes til en likevektsverdi, men heller vandrer sakte oppover eller nedover uten noe synlig mønster. Som tidligere nevnt i 4.6.1 er stasjonaritet essensielt for å gjennomføre pålitelige og nøyaktige tester, og i den forbindelse er det viktig å kartlegge eventuelle enhetsrøtter.

Enhetsrot-tester brukes for å avgjøre om en tidsserie er stasjonær. Hvorvidt en tidsserie er stasjonær eller ikke-stasjonær, avhenger av hvorvidt formen på fordelingen endres som følge av en endring i tid. Dickey Fuller-testen er basert på lineær regresjon, og er en velkjent metode for å bestemme om en enhetsrot eksisterer eller ikke. I tilfeller hvor seriekorrelasjon er en bekymring, kan en Argumented Dickey-Fuller (ADF)-test bli benyttet (Stock & Watson, 2020). ADF er i stand til å håndtere større og mer kompliserte modeller, og inkluderer etterslep (lag) for den avhengige variabelen. Inkludering av for mange etterslep vil imidlertid føre til at testen kan få lav forklaringskraft. Når nullhypotesen er sann, er serien ikke-stasjonær og har en varians som øker med størrelsen. Som et resultat vil den normale t-fordelingen endres.

I vår studie er en Argumented Dickey-Fuller test utført for å bekrefte om variablene er stasjonære $I(1)$ -serier. Tabellen nedenfor viser resultatene av en ADF-test for den viktigste variabelen «boligpris».³⁹ Testresultatene viser at vi kan forkaste nullhypotesen og beholde alternativhypotesen på første-forskjeller. Dette betyr at boligprisvariablene er stasjonære på 5% signifikansnivå, som impliserer at «boligpris» er $I(1)$ -serier. Tromsø er signifikant på 10%

³⁹ Regionene som er presentert er valgt ut gjennom en områdeseleksjon. Se kapittel 6.1.1.

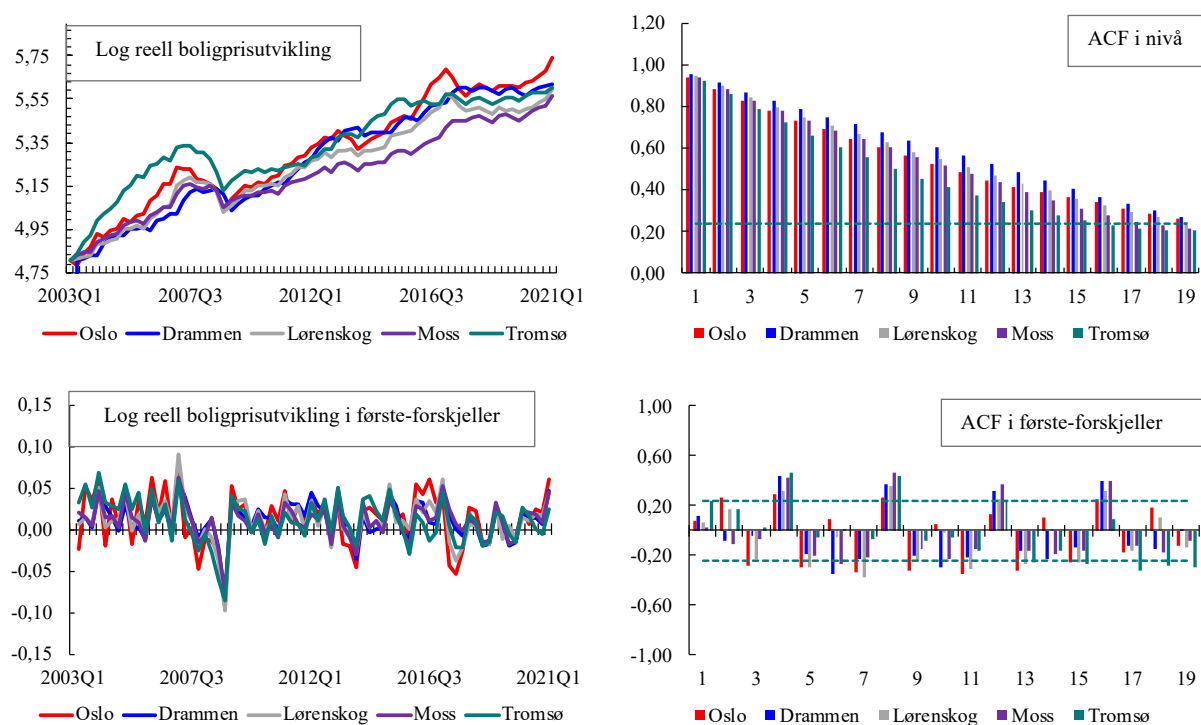
signifikansnivå, men vil bli behandlet som $I(1)$ nivå. Enhetsrot-tester av resterende variabler som er benyttet i studien, er presentert i appendiks A.

Tabell 3: Kartlegging av stasjonaritetsegenskapene til variabelen boligpris.

Variabel	I nivåer		I forskjeller	
	Bare konstant	Med konstant og trend	Bare konstant	Med konstant og trend
Log reell boligpris Oslo	-0,817	-2,361	-4,026**	-3,965**
Log reell boligpris Drammen	-1,027	-3,142	-3,064	-3,496**
Log reell boligpris Lørenskog	-1,304	-3,462*	-3,370*	-4,094***
Log reell boligpris Moss	-0,092	-2,982	-2,515	-4,053**
Log reell boligpris Tromsø	-1,874	-1,387	-3,354*	-3,3288*
Sample periode	2003Q1-2021Q1			
Null hypotese: Serien innehar enhetsrot				
Alternativ hypotese: Serien er stasjonær				
Noter: Tabellen viser t-statistikk for utført ADF test på hver variabel. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå. Første-forskjeller er inkludert. Sample periode for første-forskjeller er 2003Q2-2021Q1.				

En visuell metode for å undersøke om det foreligger serie-korrelasjon er å bruke et såkalt *korrelogram (ACF)*. Et *korrelogram* viser seriekorrelasjon i data som endres over tid, her gitt ved autokorrelasjon mellom residualene med en periode forskjell, to perioder osv. I figur 12 vises de stasjonære egenskapene til boligpris i nivå og etter første-forskjeller.

Figur 12: Grafisk illustrasjon av stasjonaritetsegenskapene til variabelen boligpris.



5.0 METODE

5.1 Spesifikasjon av modell

Ifølge Engle og Granger (1987) impliserer kointegrasjon at det vil foreligge en likevektskorreksjon mellom tidsseriene på sikt. Kointegrerte serier har som tidligere nevnt et forhold som gjør at de beveger seg sammen, og av den grunn skal ikke seriene bevege seg for langt unna hverandre. Feiljusteringsmodellen gjør det mulig å uttrykke dette korrelerte forholdet, hvorav modellen vil fange opp både dynamikken på kort sikt og konsekvensene av eventuelle avvik fra den langsiktige likevekten.

Flere andre studier bruker denne typen modell i forbindelse med tidsseriedata for å forklare boligprisendringer.⁴⁰ Denne modellen kan estimeres økonometrisk ved to trinn; det første trinnet er å estimere den langsiktige modellen, og det andre trinnet er å estimere den kortsiktige modellen.

5.1.1 Langsiktig modell

Den langsiktige likevekten kan bli definert som:

$$(5.1.1a) \quad b_{it}^* = \beta_1 x_{1it} + \dots + \beta_k x_{kit} + \beta_{a+1} Z_t + \varepsilon_{it}$$

Hvor b_{it} er realboligpris for region i og på tidspunkt t . Den uobserverte langsiktige likevekten er gitt ved b_{it}^* som en funksjon av utvalgte boligprisdeterminanter. x_{dit} uttrykker boligprisdeterminantene som varierer med tid og på tvers av regioner; deriblant befolkning og realdisponibel inntekt. Z_t representerer boligprisdeterminantene som varierer med tid, men på nasjonalt nivå som eksempelvis nominell og reell utlånsrente, byggekostnad, og i vårt tilfelle, gjeld. Feilledet blir representert ved ε_{it} .

For å benytte en feilrettingsmodell må det langsiktige forholdet mellom boligpriser og eventuelle forklaringsvariabler tilfredsstillende en betingelse om et samintegrerende forhold. Kointegrasjon antyder at variablene deler en lignende trend. For å formelt tilfredsstillende kravene til et langsiktig samintegrerende forhold, må residualene fra den kointegrerende regresjonen være stasjonær. For å bekrefte eller avkrefte eventuell stasjonaritet i residualene, benyttes en

⁴⁰ (Malpezzi, 1999; Capozza et al., 2002; Anundsen & Christensen, 2013)

Argumented Dickey-Fuller (ADF) test. Resultat av ADF test på residualene er presentert i appendiks A.

Dersom et kointegrerende forhold blir bekreftet mellom avhengig og noen av forklaringsvariablene, gir det grunnlag for å gå videre med modellen. For å estimere kortsiktig modell som er representert i ligning (5.1.2), må residualene fra den langsiktige modellen (5.1.1a) først estimeres. Residualene representerer avviket mellom faktisk boligpris (b_{it}) og estimert langsiktig fundamentalverdi (b_{it}^*). Dette blir kalt feiljusteringsleddet (ect_t), og er presentert i ligning (5.1.1b) nedenfor.

$$(5.1.1b) \quad ect_t = b_{it} - \widehat{b_{it}^*}$$

5.1.2 Kortsiktig modell

I den kortsiktige modellen brukes forskjellene mellom boligprisdeterminanter ($\Delta x_{dit}, \beta_{d+1} Z_t$) for å forklare de kortsiktige endringene i boligprisene (Δb_{it}). Ved å legge til residualene eller det såkalte feilkorrigeringsleddet (ect_t eller $b_{it} - \widehat{b_{it}^*}$) fra den langsiktige modellen og implementere den i den kortsiktige modellen, blir det mulig å fange opp effekten av eventuelle avvik fra den langsiktige likevekten. I kapittel 4.5.1 avdekket vi at variablene var ikke-stasjonære i nivå, men at boligprisen og utvalgte variabler var $I(1)$ -serier. Dette betyr at variablene er integrert av orden én. Symbolet Δ representerer endring, og i vårt tilfelle første forskjeller, da dette impliserer at variablene er stasjonære – som er en forutsetning for å kjøre feiljusteringsmodell.

Ligningen nedenfor illustrerer den kortsiktige modellen.

$$(5.1.2) \quad \Delta b_{it} = \alpha \Delta b_{it-1} + \phi(b_{it-1} - b_{it-1}^*) + \gamma' \Delta x_{dit} + \gamma' \Delta \beta_{d+1} Z_t + \varepsilon_{it}$$

Utrykket Δb_{it-1} representerer den etterslepene verdiendringen av den reelle boligprisen, og α som representerer graden av seriekorrelasjon. Dette vil både bli inkludert og ekskludert i vår modell for å avdekke eventuell «egendynamikk». Årsaken til seriekorrelasjon og grunnen til at boligprisen ikke alltid er i likevekt kan skyldes manglende evne til å tilpasse seg nye endringer og kunnskap, som blant annet kan skyldes betydelige kostnader ved tilpasning. Dette innebærer at den nåværende verdien av den avhengige variabelen Y ikke bare bestemmes av den

nåværende verdien av forklarende variabler X_t , men også av deres tidligere verdier. Av den grunn kan koeffisienten α representere graden av ineffektiv markedsdynamikk (Francke et al., 2009). Koeffisienten ϕ uttrykker tilpasningshastigheten (mean-reversion) tilbake til den langsiktige likevekten.

Feiljusteringsmodellen begrenser og legger kriteriet om at det bare er ett kointegrerende forhold mellom variablene i systemet. Av den grunn foreligger antakelsen om svak eksogenitet mellom de eksogene variablene.

5.2 Estimering av modell

Den langsiktige modellen og ligning (5.1.1a) er estimert med Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS). Sammenlignet med OLS, forsterker DOLS den kointegrerende regresjonen med etterslep (lag) og leads. Ettersom vi så tilstedeværelse av serie-korrelasjon i korrelogrammet av de ulike variablene, benyttes heteroskedastisitet- og autokorrelasjonskonsistente standardfeil (HAC) (Stock & Watson, 2020).⁴¹ Kortsiktig modell (5.1.2) er estimert av OLS, med heteroskedastisitetskonsistente standardfeil (HC) (White, 1980).⁴²

⁴¹ Heteroskedastisitet- og autokorrelasjonskonsistente standardfeil (HAC) korrigerer for autokorrelasjon og for heteroskedastisitet ved bruk av etterslep.

⁴² Heteroskedastisitetskonsistente standardfeil (HC) brukes for tilpasning av en modell som inneholder heteroskedastisitet.

6.0 RESULTATER

I denne delen vil resultatene bli presentert etter å ha gjennomført ulike trinn som er skreddersydd for å teste hypotesene og besvare masteroppgavens hovedspørsmål. Vi forsøker i all hovedsak å være evidensbasert ved å etterprøve teori og tidligere forskningsarbeid opp mot et reelt datagrunnlag. Her er det i større grad mekanismer vi skisserer for å kommentere det store bildet. Vi gjør imidlertid ikke et forsøk på å danne estimater for å påstå at «sånn er det». Vi retter derfor søkelyset mot å se hva modellen antyder, hva den foreslår av sammenhenger, før vi diskuterer om dette er konsistent. Her er det interessant å se hva innledende teori og tidligere forskningsarbeid foreslår opp mot våre resultater, og undersøke om vi finner overensstemmelser eller ikke. I denne seksjonen fremlegges en kortsiktig og langsiktig modell for selekterte regioner. Hvilke seleksjonskriterier som ligger til grunn for valg av både regioner og variabler vil også bli gjort rede for. Det blir gjort et dypdykk i de utvalgte regioner for å si noe om boligprisdynamikken. I korte trekk er fokuset konsentrert rundt hvordan boligprisresponsen er i de ulike regionene på kort og lang sikt når de eksponeres for en identisk etterspørselsendring. Modellen vil bli anvendt for områder med ulik grad av tilbudsbegrensning. Graden av tilbudsbegrensning er her uttrykt gjennom en proxyvariabel, som omtalt i datakapittelet. Modellen kan antyde hvilken rolle tilbudsbegrensninger og salgsaktivitet spiller for markedsdynamikken i de regionale boligmarkedene. Til slutt vil vi teste hypotesene gjennom å sammenligne resultatene fra de ulike regionene.

6.1 Seleksjon av områder og variabler

6.1.1 Områdeseleksjon

Datagrunnlaget er kompatibelt med hele 75 regioner i Norge. Med dette mener vi at det er fullstendig data for 75 regioner til tross for at enkelte av variablene er unike på et regionalt nivå. Det vil i resultatdelen som følge av masteroppgavens tid og omfang kun være anledning til å selektere enkelte områder som skal analyseres. I denne seleksjonsprosessen har vi valgt ut enkelte kriterier for hvilke regioner som velges ut. Dette er som følge av at økonometriske modeller og analyse av mange regioner er både komplekst og tidkrevende. Vi mener likevel med regionene vi har valgt at analysen er i stand til å belyse eller foreslå sammenhenger. Seleksjonen er i utgangspunktet «proxybasert». Her har vi nøye vurdert områdene og hentet ut

to regioner som scorer høyt på proxy for tilbudsbegrensning, og to regioner som scorer lavt.⁴³ Vi har også valgt en region som befinner seg «midt på treet» når det kommer til proxyberegningen for tilbudsbegrensning. Et annet seleksjonskriterie er at dataen må være representativ. Hovedfokuset da er å sette søkelys på regioner der boligmarkedet anses som likvid i form av mange eiendomstransaksjoner. Her legger vi til grunn den statistiske loven «store talls lov» som hevder at estimater blir mer pålitelig og nøyaktige når datasettet inneholder et større utvalg av observasjoner (James, 2020). Dette vil ekskludere «tynne» markeder, og markeder der typisk «outliers» vil ha en større effekt. Med seleksjonen mener vi at vi har et pålitelig datagrunnlag, og at vi er i stand til å teste hypotesene. De fem regionene som er selektert er; Oslo, Drammen, Lørenskog, Moss og Tromsø.

6.1.2 Seleksjon av variabler

Troverdige tidsserieanalyser legger enkelte premisser for tidsseriene som benyttes. Et eksempel er at tidsseriene må være stasjonære da veldig mange statiske tester og modeller krever dette. Dette gjelder også for feiljusteringsmodellen (ECM) som vi benytter i masteroppgaven. I mange sammenhenger er det tendenser til at økonomiske variabler er ikke-stasjonære i sin opprinnelige form, selv etter både inflasjonsjustering og sesongjustering. Om de statistiske variablene er stasjonære på ulike nivåer, og er av ulik integrasjonsrekkefølge kan det i samme tid være utfordrende å finne deres underliggende forhold. Problemet oppstår opprinnelig under estimeringen av parameterne. Om gjennomsnittet og variansen til tidsserien fortsetter å endre seg over en tidshorison vil også nøyaktigheten til estimatene som kalkuleres også variere over tid. På bakgrunn av dette har vi nøye kontrollert datasettet og testet de ulike tidsseriene gjennom ulike statistiske tester (se appendiks A for testresultater). Årsaken er for å se om modellen vår forteller sannheten, og om testresultatene er pålitelige. Derfor vil enkelte variabler i denne seksjonen bli inkludert i testresultatene, mens andre ekskluderes.

Boligpris

Boligprisen er den viktigste variabelen i datasettet, da det er effekten på denne avhengige variabelen som vil måles og registreres i analysen. Tidsseriens egenskaper må av denne grunn være stasjonær slik at vi kan knytte denne opp mot de forklarende variablene. Dette innebærer også at de andre tidsseriene må være integrert av samme orden, og i tillegg må konintegrasjon

⁴³ Som nevnt i innledende kapitler finner vi at tilbudselasticiteten for boliger er lav som et utgangspunkt, spesielt om vi sammenligner med andre goder. Klassifiseringen av «høy» og «lav» tilbudsbegrensning vil derfor være basert på hvordan regionene scorer relativt til hverandre.

mellom boligprisen og forklarende variabler avdekkes som tidligere omtalt i kapittel 4.5.3. Boligprisen er integrert av orden en, $I(1)$.

Rente

Nominell og reell utlånsrente er stasjonær av førsteorden $I(1)$, og det avdekkes et kointegrert forhold mellom boligprisen og nominell rente. Dette gjelder også for reell utlånsrente, men dette av forskjellig grad. Vi finner sterkest kointegrert forhold mellom nominell utlånsrente og boligpris på generelt grunnlag. Nominell rente og boligpris for Moss er derimot kun signifikant på et 10% testnivå, men vil likevel bli inkludert i analysen. Tilsvarende gjelder for reell utlånsrente for regionene Lørenskog, Moss og Tromsø. Variabelene inkluderes videre i modellen.

Disponibel inntekt

Realdisponibel inntekt er stasjonær av førsteorden $I(1)$, og det avdekkes også her et kointegrert forhold mellom realdisponibel inntekt og boligprisen av forskjellig grad, avhengige av region. For realdisponibel inntekt ser vi at Tromsø er signifikant kun på 10% testnivå, men vil likevel inkluderes i modellen.

Byggekostnader

Denne variabelen oppfyller kriteriet om at den er stasjonær av førsteorden, $I(1)$. Vi avdekker kointegrasjon i noen av regionene, men ikke samtlige. Lørenskog er ikke signifikant på et 10% testnivå, og Moss er i grenseland, men signifikant på et 10% testnivå. Vi avdekker ikke et kointegrert forhold mellom denne variabelen og boligprisen i alle regionene, og denne variabelen vil derfor ikke inkluderes videre i modellen.

Befolkning

Befolkning som en variabel er integrert av andreorden, $I(2)$, med unntak av regionen Lørenskog som er integrert av førsteorden, $I(1)$. Ettersom at det bare er én region med stasjonærhet av førsteorden, ekskluderes denne variabelen i modellen. Samtidig kan deler av denne variabelen indirekte fanges opp av disponibel inntekt som er en aggregert størrelse, dvs. at den fanger opp underliggende demografiske endringer (Hov, 2021).

Gjeld

Denne variabelen er integrert av andreorden, $I(2)$, og vil derfor ikke inkluderes i modellen. Dessuten er det ikke urimelig å anta at gjeld i stor grad er en funksjon av inntekt og rente.

Arbeidsledighet

Variabelen er integrert av førsteorden, $I(1)$, men vi finner kun at enkelte områder har et kointegrert forhold med boligprisen. Tromsø opplever høy kointegrasjon og er signifikant på 1% testnivå, men i Oslo avdekkes ikke kointegrasjon selv på et 10% testnivå. Tvedygdige testresultater fører til at arbeidsledighet er ekskludert i modellen.

Kort oppsummering av variabelselektering

I seleksjonen er disponibel inntekt og rente inkludert i modellen. Det bør bemerkes at disponibel inntekt og rente har ulik grad av kointegrert forhold med boligprisene i de ulike regionene. Dette kan antyde at de ulike regionene responderer ulikt på disse variablene. I forlengelse kan mangel på kointegrasjon være et resultat av at vi ikke har lange nok tidsserier, eller som følge av manglende sesongjustering. Etter selektering av variablene mener vi likevel at testresultatene vil bli pålitelige da vi opplever høy forklaringskraft med utvalgte variabler. Vi ønsker i samme tid å poengtere at vi ikke forsøker å anslå kombinasjonen av variabler som har størst forklarings effekt på boligprisene i de ulike regionene. Vi vil i større grad skissere mekanismene om hvordan endringene i forklaringsvariablene påvirker de regionale boligmarkedene. I et tiltenkt scenario der vi hadde inkludert flere variabler i samme modell kan det være utfordrende å påpeke hvilke variabler som er ansvarlig for de kausale sammenhengene.⁴⁴

6.2 Oslo

Oslo har en proxyverdi for tilbudsbegrensning på 0,09. Dette indikerer et marked som er relativt uelastisk, og uttrykker at boligmarkedet i Oslo har høy grad av tilbudsbegrensning i henhold til proxyberegningen. I denne regionen tilsvarende årlig totale transaksjoner 21 869, som utgjør 6,87% av den totale boligmassen. Hensikten bak valget av Oslo er også basert på at denne regionen har et relativt høyt transaksjonsvolum av boligeiendom. Dette bidrar til at estimatene for denne regionen er mer nøyaktige og pålitelige.

⁴⁴ Med kausalitet mener vi at det finnes årsakssammenheng.

6.2.1 Langsiktig modell

I tabell 4 nedenfor vises estimerte langsiktig modeller for Oslo. Modell 1 er basert på realdisponibel inntekt og reell utlånsrente, og modell 2 er basert på realdisponibel inntekt og nominell utlånsrente. Vi kan se at modell 2 har høyere forklaringskraft (R^2) og mer ekstreme koeffisienter. I samme tid har vi i masteroppgaven hatt fokus på å operere med reelle størrelser. Vi vil derfor i hovedsak kommentere testresultatene til modell 1, men legger likevel med testresultatene til modell 2 i tabellen.⁴⁵ En sammenligning av modellene vil gjøres der det anses relevant.

Ved å inkludere «egendynamikken» i modell 1 viser modellen en forklaringskraft på 0,92 (R^2).⁴⁶ Ved ekskludering av denne «momentumeffekten» faller modellens forklaringskraft til 0,69. Dette er i tråd med Hov (2021) som finner tilsvarende fall i forklaringskraften ved ekskludering av egendynamikken i sin modell. Den langsiktige modellen antyder at boligprisene i Oslo er sterkt preget av renteendringer. Boligprisene i Oslo vil ifølge modell 1 falle med -13,87% ved én prosentvis økning i reell utlånsrente. Disponibel inntekt har derimot en mindre utslagsgivende effekt på boligprisene på lang sikt, ved at én prosentvis økning vil føre til boligprisøkning på 0,045%. Dette virker rimelig, da andre studier peker i samme retning. Anundsen (2021) finner at boligprisene vil falle 14% på landsbasis ved en renteøkning på 1%. Hov (2021) finner i sin modell at ved en renteøkning på 1% vil boligprisene falle 11% på landsbasis. Hov avdekker videre at boligprisresponsen for Trondheim er på 13%, og at denne responsen er desto høyere i Oslo.⁴⁷ I forlengelse viser resultatene til Hov (2021) at én prosentvis økning i inntekt per capita vil øke boligprisene med 0,7%.

⁴⁵ Dette gjelder for samtlige regioner.

⁴⁶ Modell med «egendynamikk» er utført, men ikke rapportert. Årsaken til utelatelsen er at andre forklaringsvariabler mister signifikans og opptrer atypisk. Dette vil gjelde for samtlige regioner.

⁴⁷ Her spesifiserer ikke Hov (2021) eksakte tall for Oslo.

Tabell 4: Langsiktig modell for Oslo

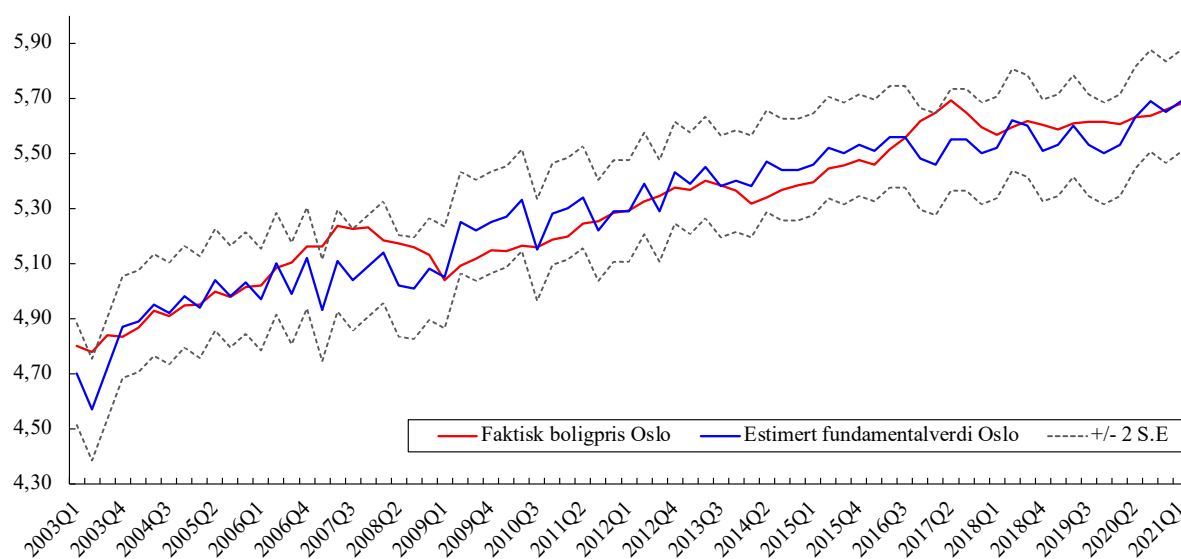
	Modell 1	Modell 2
Variabel	Koeffisient	Koeffisient
<i>Realdisponibel inntekt</i>	0,451*** (0,007)	0,465*** (0,007)
<i>Reell utlånsrente</i>	-13,873*** (2,401)	
<i>Nominell utlånsrente</i>		-16,107*** (2,281)
R-kvadrat	0,6924	0,7501
Justert R-kvadrat	0,6576	0,7011
RMSE	0,1393	0,1258

Noter: Avhengig variabel er log reell boligpris for Oslo. Modellen er estimert med Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS). Første etterslepne (lag) forskjeller, første ledende (lead) forskjeller er inkludert, men er ikke rapportert. Heteroskedastisets- og autokorrelasjonskonsistente (HAC) standardfeil er inkludert i parentes. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå.

I figur 13 vises estimert langsiktig modell (1) opp mot faktiske boligpriser. Grafen skal gi et uttrykk for faktiske boligpriser i forhold til sin underliggende fundamentalverdi, og dermed om boligprisene er overpriset eller underpriset.⁴⁸ Et interessant funn er at fundamentalverdien viser større grad av volatilitet enn faktiske boligpriser.⁴⁹ Sett opp imot tidligere litteratur Andrews (2010) som finner at boligprisene er mindre volatile grunnet informasjon og transaksjonskostnader, blir studienes validitet forsterket. Påfølgende ser vi at når den underliggende verdien faller, tenderer ikke faktisk boligpris å gjøre det samme. Dette er i tråd med Gao et al. (2009) som antyder at boligprisene er mer resistente mot nedgangsperioder og boligprisfall. Følgelig ser vi at boligprisene i utgangspunktet varierer rundt sin fundamentalverdi, og viser ikke store bobletendenser. Modellen antyder at Oslo var mest overpriset i årene før 2008 samt i 2016. Fundamental og faktisk verdi konvergente og var sammenfallende i 2019/2020. Denne konvergensen sett i sammenheng med en fallende rente virker som en logisk forklaring. Grafen gir da uttrykk for at boligprisene i Oslo var «korrekt» priset i 2020/2021.

⁴⁸ Denne modelleringen er basert på den langsiktige modell 1 for Oslo. Det samme tilfelle vil gjelde for de respektive regionene.

⁴⁹ Med volatilitet i denne sammenheng mener vi prisfluktueringen. Påstanden om at fundamentalverdien for Oslo er mer volatil enn den faktiske prisen underbygges ved at standardavviket til fundamentalverdien (0,2644) overstiger standardavviket til faktisk boligpris (0,2543). Standardavviket her illustrerer forventet avvik fra gjennomsnittet.

Figur 13: Estimert fundamentalverdi og faktisk boligpris for Oslo.

6.2.2 Kortsiktig modell

I tabell 5 ser vi estimert kortsiktig modell for Oslo. Hvis vi sammenligner den kortsiktige modellen opp mot den langsiktige modellen, kan vi se at forklaringskraften har falt kraftig. Dette kan trolig bli forklart ved at det bare er disponibel inntekt som er signifikant på kort sikt, og at det er mer utfordrende å forklare boligprisendringene på kort sikt. Modell 1 antyder at vi ikke kan konkludere med at reell utlånsrente har forklaringskraft på kort sikt. Hvis vi derimot ser på t-statistikken for nominell (-1,5906) og reell (-1,1331) utlånsrente på kort sikt, ser det ut til at nominell utlånsrente har større forklaringskraft på boligprisen.⁵⁰ Dette finner støtte ved at den nominelle renten etter all sannsynlighet har større betydning på kort sikt enn realrenten (Pedersen, 2021). Dette begrunnes ved at husholdningene er opptatt av hvordan «renten» påvirker likviditeten «akkurat nå».

Disponibel inntekt er signifikant og modell 1 antyder at boligprisene vil øke med 1,8% i Oslo ved en økning på 1% i disponibel inntekt. Sett opp imot Norges bank-modellen kan dette ved første øyekast virke noe urimelig, da boligprisene i utgangspunktet skal vokse i takt med lønnsveksten (Jacobsen & Naug, 2004). En mulig årsak til at boligprisene likevel vokser raskere enn lønnsveksten, kan bli forklart ved at konsumentene prioriterer bolig foran annet konsum

⁵⁰ Nominell utlånsrente er nesten signifikant på et 10% testnivå på kort sikt. P-verdien tilsvarer 0,1163.

(Sættem, 2019). Denne vridningen i konsumet kan til dels bli bekreftet av tall fra SSB (Vegard, 2018).

Feiljusteringsleddet i modellen representerer "justeringshastigheten" mot langsiktig likevekt. Eventuelle avvik fra den langsiktige likevekten korrigeres gradvis av feiljusteringsleddet gjennom en serie av kortsiktige justeringer. Koeffisienten til feiljusteringsleddet er -0,1112, noe som tyder på at tilnærmet 11 % av avviket mellom langsiktig likevekt og kortsiktig korrigeres innen et kvartal. Dette impliserer at det tar 2,24 år å tilpasse seg tilbake til estimert langsiktig likevekt.

Tabell 5: Kortsiktig modell for Oslo

	Modell 1	Modell 2
Variabel	Koeffisient	Koeffisient
<i>ΔRealdisponibel inntekt</i>	1,879*** (0,610)	1,468*** (0,483)
<i>ΔReell utlånsrente</i>	-0,337 (0,298)	
<i>ΔNominell utlånsrente</i>		-1,119 (0,703)
<i>Feiljusteringsledd</i>	-0,111** (0,042)	-0,088** (0,040)
<i>Konstant</i>	0,003 (0,005)	0,004 (0,004)
R-kvadrat	0,2384	0,2452
Justert R-kvadrat	0,2048	0,2119
RMSE	0,0282	0,0281
F-stat.	7,0951	7,3640

Noter: Avhengig variabel er endring i log reell boligpris for Oslo. Heteroskedastisitet-konsistente (HC) standardfeil presentert i parentes. Δ representerer en endring i variabel. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå.

6.3 Drammen

Drammen er en av de utvalgte da regionen har en proxyverdi for tilbudsbegrensning på 0,14. Blant de 75 regionene faller denne scoren innunder «middels» grad av tilbudsbegrensning relativt til andre regioner. I denne regionen tilsvarer årlig totale transaksjoner 1 932, som utgjør 4,65 % av den totale boligmassen i regionen. Det er derfor relativt høy salgsaktivitet uttrykt gjennom omsetning av boliger i denne regionen. Dette underbygger seleksjonen av Drammen.

6.3.1 Langsiktig modell

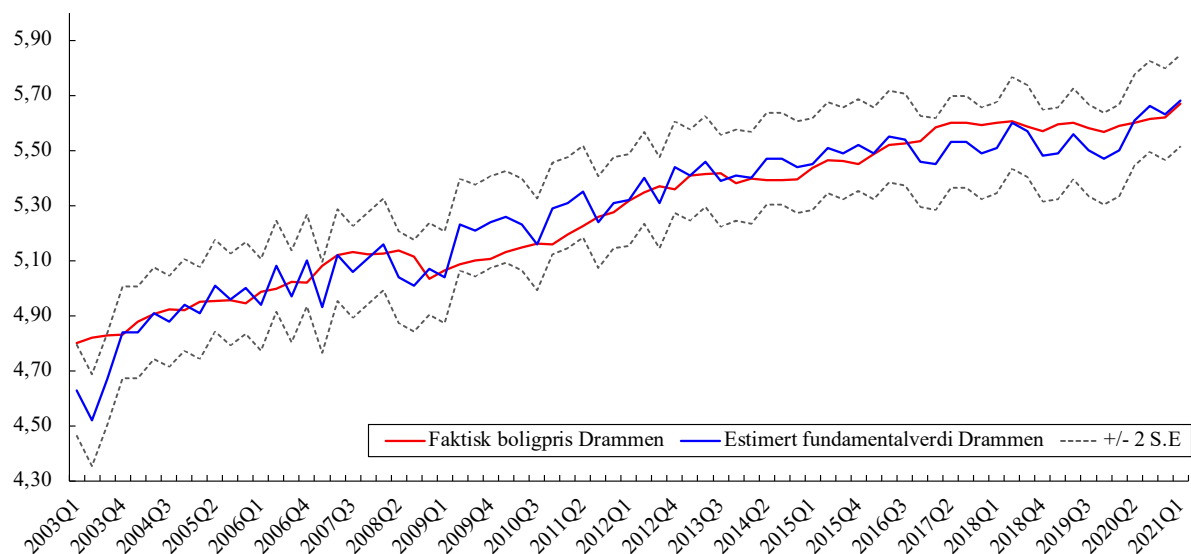
I tabell 6 nedenfor vises estimerte langsiktige modeller for Drammen. Modell 1 har en forklaringskraft på 0,94 (R^2), men som faller til 0,67 ved ekskludering av «egendynamikken». Modellen antyder at boligprisene i Drammen er sterkt preget av en renteendringer, med en koeffisient på -13,64. Dette impliserer at boligprisene i Drammen estimeres å falle med 13,64% på lang sikt ved én prosentvis økning i reell utlånsrente. Koeffisienten til disponibel inntekt viser langt lavere effekt på boligprisene, ved at én prosentvis økning vil føre til økning i boligprisene på 0,0448%.

Tabell 6: Langsiktig modell for Drammen

	Modell 1	Modell 2
Variabel	Koeffisient	Koeffisient
<i>Realdisponibel inntekt</i>	0,448*** (0,006)	0,457*** (0,007)
<i>Reell utlånsrente</i>	-13,642*** (1,976)	
<i>Nominell utlånsrente</i>		-14,683*** (2,208)
R-kvadrat	0,6726	0,6902
Justert R-kvadrat	0,6363	0,6552
RMSE	0,1493	0,1453

Noter: Avhengig variabel er log reell boligpris for Drammen. Modellen er estimert med Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS). Første etterslepne (lag) forskjeller og første ledende (lead) forskjeller er inkludert, men er ikke rapportert. Heteroskedastisitet- og autokorrelasjonskonsistente (HAC) standardfeil er inkludert i parentes. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå.

I figur 14 vises estimert langsiktig likevekt opp mot faktiske boligpriser (modell 1). Av grafen ser vi at faktisk boligpris i stor grad følger den fundamentale verdien. Unntaksvis er i perioden 2009-2012 hvor faktiske boligpriser var under fundamentalverdien, som tilsier at boligmarkedet i Drammen tilsynelatende var underpriset i denne perioden. I påfølgende perioder fra 2016-2019 ser det tilsynelatende ut til at boligprisene i Drammen er overpriset. Dette varer imidlertid frem til 2020/2021, da fundamental og faktisk boligpris sammenfaller.

Figur 14: Estimert fundamentalverdi og faktisk boligpris for Drammen

6.3.2 Kortsiktig modell

I tabell 7 ser vi estimert kortsiktig modell for Drammen. Hvis vi sammenligner den kortsiktige modellen opp mot den langsiktige modellen, kan vi se at forklaringskraften har falt – men ikke like mye som den kortsiktige modellen til Oslo. Koeffisienten til reell utlånsrente gir uttrykk for at boligprisene i Drammen vil falle med $-0,677\%$ ved én prosentvis økning i reell utlånsrente. Reell utlånsrente er statistisk signifikant, som antyder at markedet i Drammen i større grad blir påvirket av renteendringer enn Oslo, som ikke hadde en signifikant reell utlånsrente. Disponibel inntekt er signifikant og antyder at boligprisene vil øke med $1,71\%$ ved en økning på 1% i disponibel inntekt. Koeffisienten til feiljusteringsleddet er $-0,0936$, noe som tyder på at drøyt 9% av avviket mellom langsiktig likevekt og kortsiktig korrigeres innen et kvartal, eller at det tar $2,67$ år å tilpasse seg tilbake til likevekten.

Tabell 7: Kortsiktig modell for Drammen

	Modell 1	Modell 2
Variabel	Koeffisient	Koeffisient
<i>ΔRealdisponibel inntekt</i>	1,717*** (0,440)	1,169*** (0,279)
<i>ΔReell utlånsrente</i>	-0,677*** (0,260)	
<i>ΔNominell utlånsrente</i>		-0,696*** (0,263)
<i>Feiljusteringsledd</i>	-0,093*** (0,0270)	-0,096*** (0,027)
<i>Konstant</i>	0,028*** (0,007)	0,010*** (0,009)
R-kvadrat	0,3573	0,3566
Justert R-kvadrat	0,3289	0,3282
RMSE	0,0184	0,0185
F-stat.	12,6011	12,5622

Noter: Avhengig variabel er endring i log reell boligpris for Drammen. Heteroskedastisitet-konsistente (HC) standardfeil presentert i parentes. Δ representerer en endring i variabel. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå.

6.4 Lørenskog

Lørenskog blir stående som et godt eksempel hvor tilbudssiden responderer ettersom proxy for tilbudsbegrensningene tilsvarer en score på 0,36. Lørenskog er blant de fem regionene som har lavest grad av tilbudsbegrensninger basert på proxytilnærmingen. I denne regionen tilsvarer årlig totale transaksjoner 668, som utgjør 4,66 % av den totale boligmassen. Vi kan observere at salgsaktiviteten er høy nok til at vi kan inkludere regionen videre i analysen.

6.4.1 Langsiktig modell

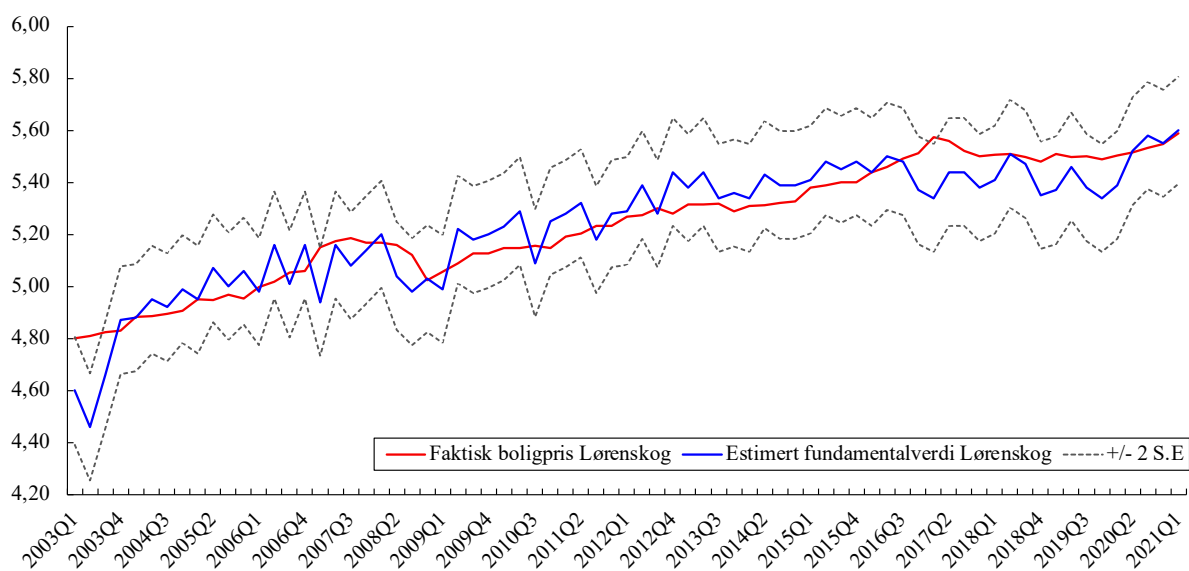
I tabell 8 nedenfor vises estimert langsiktig likevekt for Lørenskog. Modellen har en forklaringskraft på 0,887 (R^2), men som faller til 0,616 ved ekskludering av «egendynamikken». Modell 1 antyder at boligprisene i Lørenskog er sterkt preget av en renteendringer, med en koeffisient på -12,43. Boligprisene i Lørenskog vil ifølge modellen falle med -12,43% ved én prosentvis økning i reell utlånsrente. Koeffisienten til disponibel inntekt viser på lik linje med foregående regioner en lavere effekt på boligprisen sammenlignet med renteeffekten. Her leder én prosentvis økning i disponibel inntekt til en økning i boligprisene på 0,0434%.

Tabell 8: Langsiktig modell for Lørenskog

	Modell 1	Modell 2
Variabel	Koeffisient	Koeffisient
<i>Realdisponibel inntekt</i>	0,434*** (0,006)	0,442*** (0,007)
<i>Reell utlånsrente</i>	-12,430*** (2,019)	
<i>Nominell utlånsrente</i>		-13,267*** (2,276)
R-kvadrat	0,6167	0,6327
Justert R-kvadrat	0,5734	0,5912
RMSE	0,1386	0,1357

Noter: Avhengig variabel er log reell boligpris for Lørenskog. Modellen er estimert med Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS). Første etterslepne (lag) forskjeller og første ledende (lead) forskjeller er inkludert, men er ikke rapportert. Heteroskedastisets- og autokorrelasjonskonsistente (HAC) standardfeil er inkludert i parentes. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå.

I figur 15 vises estimert langsiktig modell opp mot faktiske boligpriser i Lørenskog (modell 1). Grafen viser at boligprisene i Lørenskog i stor grad har flukturert rundt likevekten frem til 2016, før faktisk boligpris oversteg fundamentalverdi frem til 2020/2021.

Figur 15: Estimert fundamentalverdi og faktisk boligpris for Lørenskog

6.4.2 Kortsiktig modell

I tabell 9 ser vi estimert kortsiktig modell for Lørenskog. Forklaringskraften til modell 1 er på 0,344 (R^2). På lik linje med Moss og Oslo er reell utlånsrente ikke signifikant, og vi kan ikke konkludere med at den har en forklaringskraft på kort sikt. Disponibel inntekt er signifikant og uttrykker at boligprisene vil øke med 1,69% ved en økning på 1% i disponibel inntekt. Koeffisienten til feiljusteringsleddet er -0,0830, noe som impliserer at omtrent 8 % av avviket mellom langsiktig likevekt og kortsiktig korrigeres innen et kvartal, og at det omtrentlig tar 3 år for boligprisene i Lørenskog å tilpasse seg tilbake til likevekten.

Tabell 9: Kortsiktig modell for Lørenskog

	Modell 1	Modell 2
Variabel	Koeffisient	Koeffisient
Δ Realdisponibel inntekt	1,698*** (0,497)	1,445*** (0,421)
Δ Reell utlånsrente	-0,249 (0,253)	
Δ Nominell utlånsrente		-0,643 (0,587)
Feiljusteringsledd	-0,083*** (0,030)	-0,078*** (0,028)
Konstant	0,005** (0,003)	0,006*** (0,003)
R-kvadrat	0,3447	0,3441
Justert R-kvadrat	0,3158	0,3152
RMSE	0,0220	0,0220
F-stat.	11,9247	11,8911

Noter: Avhengig variabel er endring i log reell boligpris for Lørenskog. Heteroskedastisets-konsistente (HC) standardfeil presentert i parentes. Δ representerer en endring i variabel. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå.

6.5 Moss

I Moss tilsvarende proxyberegningen for tilbudsbegrensningene en score på 0,39. Til tross for at denne er nærmere 0 enn 1 utmerker den seg blant de høyeste relativt til andre regioner. Dette innebærer at Moss relativt til andre regioner har liten grad av tilbudsbegrensninger. Moss er også et område som med sitt innbyggertall befinner seg som Norges 11 største tettsted (Thorsnæs, 2022). Vi kan også observere at det bringer med seg relativt høy salgsaktivitet. I denne regionen tilsvarende årlig totale transaksjoner 975, som utgjør 4,76 % av den totale boligmassen.

6.5.1 Langsiktig modell

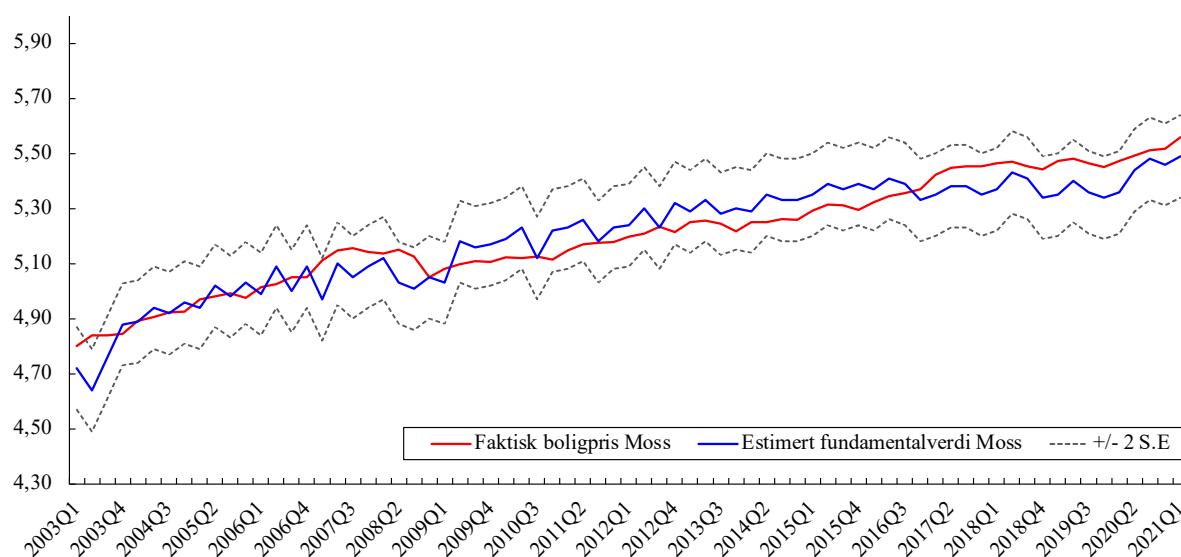
I tabell 10 nedenfor vises estimert langsiktig likevekt for Moss. Modell 1 har en forklaringskraft på 0,88 (R^2), men som faller til 0,65 ved ekskludering av «egendynamikken». Dette er noe lavere enn Oslo og Drammen, som kan beskrive at andre utelatte variabler kan ha større forklaringskraft på boligprisen. Modellen antyder at boligprisene i Moss er sterkt preget av en renteendring, med en koeffisient på -9,35. Dette impliserer at boligprisene i Moss vil falle med 9,35% ved én prosentvis økning i reell utlånsrente. Effekten er derimot lavere i Moss enn hos foregående omtalte regioner. Koeffisienten til disponibel inntekt viser også her lavere effekt på boligprisene sammenlignet med renteeffekten, ved at én prosentvis økning i disponibel inntekt vil føre til økning i boligprisene på omtrent 0,0430%.

Tabell 10: Langsiktig modell for Moss

	Modell 1	Modell 2
Variabel	Koeffisient	Koeffisient
<i>Realdisponibel inntekt</i>	0,430*** (0,006)	0,436*** (0,008)
<i>Reell utlånsrente</i>	-9,358*** (2,193)	
<i>Nominell utlånsrente</i>		-10,034*** (2,321)
R-kvadrat	0,6598	0,6760
Justert R-kvadrat	0,6213	0,6394
RMSE	0,1125	0,1098

Noter: Avhengig variabel er log reell boligpris for Moss. Modellen er estimert med Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS). Første etterslepne (lag) forskjeller og første ledende (lead) forskjeller er inkludert, men er ikke rapportert. Heteroskedastisitet- og autokorrelasjonskonsistente (HAC) standardfeil er inkludert i parentes. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå.

I figur 16 vises estimert langsiktig modell opp mot faktiske boligpriser i Moss. Av grafen ser vi at boligmarkedet i Moss var overpriset mellom 2006 og 2009, før den var underpriset frem til sent 2016. Siden 2016 illustrerer grafen at den faktiske boligprisen i Moss har vært over estimert fundamentalverdi.

Figur 16: Estimert fundamentalverdi og faktisk boligpris for Moss

6.5.2 Kortsiktig modell

I tabell 11 ser vi estimert kortsiktig modell for Moss. Forklaringskraften til modellen er på 0,23, som anses noe lavt. Vi kan ikke konkludere med at reell utlånsrente har forklaringskraft på kort sikt, da variabelen ikke er signifikant for denne regionen. Disponibel inntekt er signifikant og uttrykker at boligprisene vil øke med 1,37% ved en økning på 1% i disponibel inntekt. Koeffisienten til feiljusteringsleddet er -0,0671, noe som tyder på at bare 7 % av avviket mellom langsiktig likevekt og kortsiktig korrigeres innen et kvartal, eller at det tar hele 3,7 år å tilpasse seg tilbake til likevekten. Sett opp imot foregående figur 16, oppdager vi en interessant observasjon. De faktiske boligprisene i Moss beveger seg sjeldent tilbake til likevekten. Dette virker rimelig gitt den trege konvergenstastigheten, da boligprisen ikke rekker å tilpasse seg likevekten før eventuelle nye endringer i forklaringsvariabler inntreffer.

Tabell 11: Kortsiktig modell for Moss

	Modell 1	Modell 2
Variabel	Koeffisient	Koeffisient
Δ Realdisponibel inntekt	1,373*** (0,432)	1,064*** (0,341)
Δ Reell utlånsrente	-0,267 (0,219)	
Δ Nominell utlånsrente		-0,526 (0,466)
Feiljusteringsledd	-0,067** (0,029)	-0,065** (0,028)
Konstant	0,004 (0,003)	0,0058 (0,002)
R-kvadrat	0,2324	0,2261
Justert R-kvadrat	0,1985	0,1919
RMSE	0,0193	0,0194
F-stat.	6,8609	6,6217

Noter: Avhengig variabel er endring i log reell boligpris for Moss. Heteroskedastisitets-konsistente (HC) standardfeil presentert i parentes. Δ representerer en endring i variabel. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå.

6.6 Tromsø

Tromsø er valgt da regionen har en estimert proxyverdi på 0,01. Dette innebærer at boligmarkedet i Tromsø tilsynelatende er fullstendig uelastisk ved å fokusere på proxyberegningen. Dermed foreslår beregningene at nytt tilført boligareal ikke holder tritt med endringer av boligprisene. Igjen kan vi se at et lavere forhold indikerer mindre elastisitet, og derav mer tilbudsbegrensede markeder. Som følge av høy grad av tilbudsbegrensning selekteres Tromsø videre i analysen. Dette er også etterfulgt av at Tromsø ligger blant Norges 15 største tettsteder, rangert etter innbyggertall (Thorsnæs, 2022), og at det på denne måten i stor grad er høy kvalitet hos tilgjengelige data for regionen. I denne regionen tilsvarer årlig totale transaksjoner 1 377, som utgjør 4,11 % av den totale boligmassen. Salgsaktiviteten her anses som relativt høy.

6.6.1 Langsiktig modell

I tabell 12 nedenfor vises estimert langsiktig likevekt for Tromsø. Modellen har en forklaringskraft på 0,885, men som faller til 0,701 ved ekskludering av «egendynamikken». Modellen uttrykker at boligprisene i Tromsø er sterkt preget av renteendringer, med en koeffisient på -9,16, som tilsvarer et fall i boligprisene på 9,16 % ved én prosentvis økning i reell utlånsrente. Dette er interessant om vi sammenligner Tromsø opp mot andre regioner, og

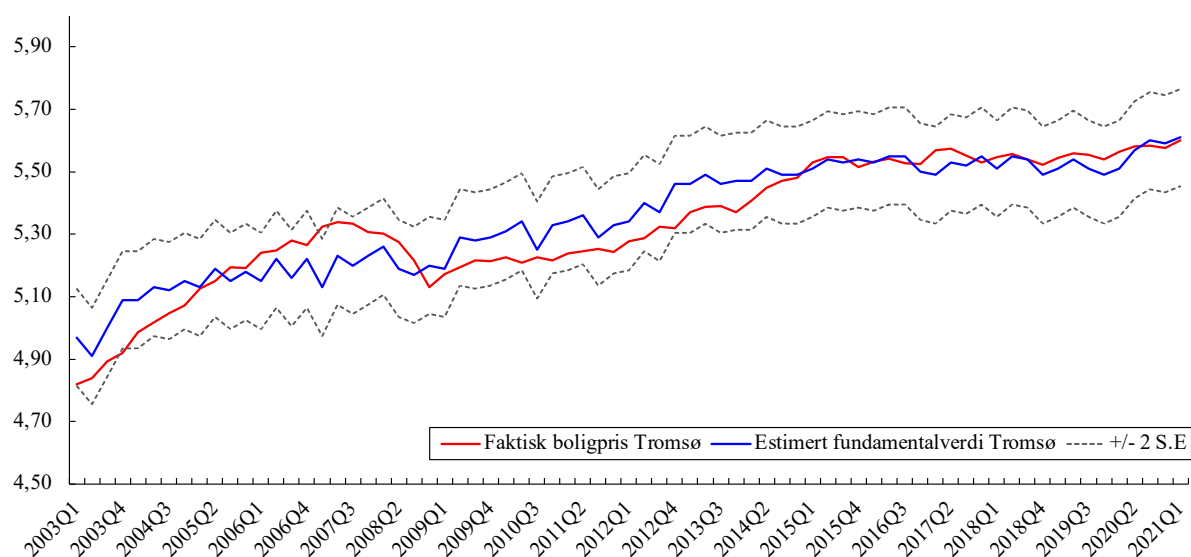
virker noe motstridende. Dette under hypotesen om at regioner med høy grad av tilbudsbegrensning bør ha en mer ekstrem boligprisrespons ved endring av en forklaringsvariabel. Modellen uttrykker videre at en økning i disponibel inntekt på ett prosentpoeng vil resultere i at boligprisene vil øke med 0,0437%.

Tabell 12: Langsiktig modell for Tromsø

	Modell 1	Modell 2
Variabel	Koeffisient	Koeffisient
<i>Realdisponibel inntekt</i>	0,436*** (0,004)	0,441*** (0,005)
<i>Reell utlånsrente</i>	-9,163*** (1,794)	
<i>Nominell utlånsrente</i>		-9,185*** (1,836)
R-kvadrat	0,7019	0,7142
Justert R-kvadrat	0,6682	0,6820
RMSE	0,1045	0,1023

Noter: Avhengig variabel er log reell boligpris for Tromsø. Modellen er estimert med Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS). Første etterslepne (lag) forskjeller og første ledende (lead) forskjeller er inkludert, men er ikke rapportert. Heteroskedastisitet- og autokorrelasjonskonsistente (HAC) standardfeil er inkludert i parentes. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå.

I figur 17 vises estimert langsiktig likevekt opp mot faktiske boligpriser i Tromsø. Grafen viser at de faktiske boligprisene i Tromsø var over estimert fundamentalverdi i årene 2005 til 2008/2009, og under fundamentalverdien fra 2009 til 2015. Fra 2015 til i dag ser det tilsynelatende ut til at boligmarkedet er i likevekt.

Figur 17: Estimert fundamentalverdi og faktisk boligpris for Tromsø

6.6.2 Kortsiktig modell

I tabell 13 ser vi estimert kortsiktig modell for Tromsø. Forklaringskraften til modell 1 er på 0,384, som er det høyeste blant de kortsiktige modellene for regionene. Reell utlånsrente er signifikant, og uttrykker at en økning i reell utlånsrente på ett prosentpoeng vil lede til et boligprisfall på 0,481%. Disponibel inntekt er signifikant og uttrykker at boligprisene vil øke med 1,834% ved en økning på 1% i disponibel inntekt. Koeffisienten til feiljusteringsleddet er -0,0979, noe som impliserer at omtrent 10 % av avviket mellom langsiktig likevekt og kortsiktig korrigeres innen et kvartal, eller at det tar omtrent 2,5 år for boligmarkedet i Tromsø å tilpasse seg tilbake til likevekten.

Tabell 13: Kortsiktig modell for Tromsø

	Modell 1	Modell 2
Variabel	Koeffisient	Koeffisient
<i>ΔRealdisponibel inntekt</i>	1,834*** (0,398)	1,374*** (0,354)
<i>ΔReell utlånsrente</i>	-0,482** (0,221)	
<i>ΔNominell utlånsrente</i>		-1,482*** (0,553)
<i>Feiljusteringsledd</i>	-0,097*** (0,034)	-0,069** (0,034)
<i>Konstant</i>	0,002 (0,003)	0,004 (0,003)
R-kvadrat	0,3841	0,3854
Justert R-kvadrat	0,3569	0,3583
RMSE	0,0217	0,0217
F-stat.	14,1357	14,2123

Noter: Avhengig variabel er endring i log reell boligpris for Tromsø. Heteroskedastisitet-konsistente (HC) standardfeil presentert i parentes. Δ representerer en endring i variabel. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå.

6.7 Oppsummering og overordnede funn

I analysen kan vi se at renten har stor påvirkning på boligprisen på lang sikt, og at disponibel inntekt har liten effekt på lang sikt i de utvalgte regionene. Til tross for at renten har kraftig påvirkning på lang sikt, betyr ikke dette nødvendigvis at boligprisen raskt tilpasser seg til ny likevekt over natten, men heller gradvis over lenger tid. Dette kan videre bekreftes illustrativt ved å studere grafene til de ulike regionene i kapittel 6.2-6.6. Her observerer vi at faktiske boligpriser utøver lite volatilitet relativt til fundamentalverdien.

På kort sikt ser vi en vridning av påvirkningsforholdet til renten og disponibel inntekt. Her har renten lav påvirkning på boligprisene, og i noen tilfeller kan vi heller ikke klassifisere renten som signifikant. Disponibel inntekt viser seg å ha betydelig påvirkning på boligprisene på kort sikt. Dette kan implisere at husholdningene «lever i nuet», og at endringer i inntekt fort gjenspeiles i boligprisene. Dette er heller ikke urimelig når vi ser dette opp mot dagens kredittpolitikk og boliglånsforskriften, hvor i utgangspunktet utlånspraksis begrenses av inntekten til husholdningene (Eiendom Norge, 2022, 12:30). På både kort og lang sikt observerer vi heterogenitet i regionale boligpriser ved at regionene responderer ulikt på en identisk etterspørselsendring, slik som rente og disponibel inntekt.

6.7.1 Rollen til tilbudsbegrensninger

6.7.1.1 Lang sikt

Under i tabell 14 har vi sammenfattet samtlige resultater fra langsiktige modeller i en tabell for å utforske sammenhengene. En lavere proxyverdi skal i utgangspunktet skal reflektere en region med høyere grad av tilbudsbegrensning. I henhold til eksisterende litteratur, teori og vår hypotese skal områder med høyere grad av tilbudsbegrensninger i utgangspunktet respondere kraftigere ved endring av en forklaringsvariabel. Vi observerer eksempelvis at Oslo er et av områdene med lavest proxyverdi (høyest tilbudsbegrensning) og ser ut til å ha den kraftigste responsen om vi ser på endringen i rente og disponibel inntekt på lang sikt. Dette gjelder både reell og nominell utlånsrente, samt disponibel inntekt.

Tabell 14: Sammenfatning av langsiktig modell opp mot proxyverdi for tilbudsbegrensninger

Region	Variabel	Modell 1	Modell 2	Proxy tilbudsbegrensninger
		Koeffisient	Koeffisient	
Oslo	<i>Realdisponibel inntekt</i>	0,451***	0,465***	
Oslo	<i>Reell utlånsrente</i>	-13,873***		0,09
Oslo	<i>Nominell utlånsrente</i>		-16,107***	
Drammen	<i>Realdisponibel inntekt</i>	0,448***	0,457***	
Drammen	<i>Reell utlånsrente</i>	-13,642***		0,14
Drammen	<i>Nominell utlånsrente</i>		-14,683***	
Lørenskog	<i>Realdisponibel inntekt</i>	0,434***	0,457***	
Lørenskog	<i>Reell utlånsrente</i>	-12,430***		0,36
Lørenskog	<i>Nominell utlånsrente</i>		-13,267***	
Moss	<i>Realdisponibel inntekt</i>	0,430***	0,436***	
Moss	<i>Reell utlånsrente</i>	-9,358***		0,39
Moss	<i>Nominell utlånsrente</i>		-10,034***	
Tromsø	<i>Realdisponibel inntekt</i>	0,436***	0,441***	
Tromsø	<i>Reell utlånsrente</i>	-9,163***		0,01
Tromsø	<i>Nominell utlånsrente</i>		-9,185***	

Noter: Avhengig variabel er log reell boligpris. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå.

Påfølgende ser vi at Drammen har noe høyere proxyverdi enn Oslo, som innebærer lavere grad av tilbudsbegrensninger, og opplever nest høyest respons blant de utvalgte regionene. Om vi inkluderer Lørenskog og Moss antyder modellen at det er en sammenheng mellom proxyberegningene for tilbudsbegrensning og boligprisrespons hos de selekterte områdene. Dette da lavere grad av tilbudsbegrensning sammenfaller med lavere respons, og motsatt. Dette gjelder både for modell 1 og modell 2. Likevel observerer vi at Tromsø i utgangspunktet er

området med høyest grad av tilbudsbegrensninger i henhold til proxyberegningene, men har lavest boligprisrespons blant regionene. Dette strider noe mot hypotesen, samt antagelsene og tidligere funn som ligger til grunn. Dette kan eksempelvis skyldes at boligprisresponsen i Tromsø i større grad er forklart av andre variabler enn hva vi har selektert i modellen. Dette påpeker at funn ikke alltid kan generaliseres. I vårt tilfelle er dette med på å svekke holdbarheten i hypotesen om at «tilbudsbegrensninger utløser en kraftigere boligprisrespons hos regionene ved en identisk etterspørselsendring på lang sikt». Til tross for denne avviksobservasjonen mener vi likevel at det ser ut til å være en sammenheng mellom tilbudsbegrensninger og boligprisrespons. Dette leder til at vi kan konkludere med at hypotesen er delvis bekreftet.

6.7.1.2 Kort sikt

I tabell 15 har vi sammensatt resultatene av kortsiktig modell opp mot proxyverdi for tilbudsbegrensninger. De samme antagelsene for lang sikt ligger også til grunn på kort sikt når vi fokuserer på sammenhengen mellom proxyberegningen for tilbudsbegrensning og boligprisresponsen. Etersom at reell og nominell utlånsrente ikke er signifikant for tre av de utvalgte regionene på kort sikt, kan vi ikke ut ifra denne variabelen trekke konklusjoner. Disponibel inntekt er derimot signifikant hos de utvalgte regionene og gir i utgangspunktet sammenfallende resultater. Her ser vi at Tromsø og Oslo med laveste proxyberegningene (høyest tilbudsbegrensning), opplever kraftigst respons ved endring i disponibel inntekt på kort sikt. Deretter ser vi at Drammen, Lørenskog og Moss har fallende uttrykt grad av tilbudsbegrensning, og synkende boligprisrespons. Dette styrker hypotesen om at «tilbudsbegrensninger utløser en kraftigere boligprisrespons hos regionene ved en identisk etterspørselsendring på kort sikt». Dette gjør at vi finner støttende bevis som underbygger og gir hold til hypotesen. Våre funn supplerer troverdigheten til litteraturen og studiene til Himmelberg et al. (2005) og Glaeser et al. (2008), da disse er forenelige.

Tabell 15: Sammenfatning av kortsiktig modell opp mot proxyverdi for tilbudsbegrensninger

Region	Variabel	Modell 1	Modell 2	Proxy tilbudsbegrensninger
		Koeffisient	Koeffisient	
Oslo	Δ Realdisponibel inntekt	1,879***	1,468***	
Oslo	Δ Reell utlånsrente	-0,337		0,09
Oslo	Δ Nominell utlånsrente		-1,119	
Drammen	Δ Realdisponibel inntekt	1,717***	1,169***	
Drammen	Δ Reell utlånsrente	-0,677***		0,14
Drammen	Δ Nominell utlånsrente		-0,696***	
Lørenskog	Δ Realdisponibel inntekt	1,698***	1,445***	
Lørenskog	Δ Reell utlånsrente	-0,249		0,36
Lørenskog	Δ Nominell utlånsrente		-0,643	
Moss	Δ Realdisponibel inntekt	1,373***	1,064***	
Moss	Δ Reell utlånsrente	-0,267		0,39
Moss	Δ Nominell utlånsrente		-0,526	
Tromsø	Δ Realdisponibel inntekt	1,834***	1,374***	
Tromsø	Δ Reell utlånsrente	-0,482**		0,01
Tromsø	Δ Nominell utlånsrente		-1,482***	

Noter: Avhengig variabel er endring i log reell boligpris. Δ representerer en endring i variabel. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå.

6.7.2 Rollen til salgsaktivitet

I tabell 16 nedenfor ser vi en oversikt over feiljusteringsleddene opp mot proxyverdiene for salgsaktivitet og gjennomsnittlig solgte boliger per år for hver region.

Tabell 16: Sammenfatning av feiljusteringsledd opp mot salgsaktivitet

Region	Feiljusteringsledd	Tilpasningstid i år	Proxy salgsaktivitet	Solgte boliger
Oslo	-0,111**	2,2	0,0687	21869
Drammen	-0,093***	2,7	0,0465	1932
Lørenskog	-0,083***	3,0	0,0466	668
Moss	-0,067***	3,7	0,0476	975
Tromsø	-0,097***	2,5	0,0411	1377

Noter: Feiljusteringsleddet er estimert ut ifra modell 1 for hver enkelt region. *Solgte boliger* representerer et årlig gjennomsnitt. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå.

Vi observerer at Oslo bemerker seg med høyest proxyverdi for salgsaktivitet, og det er også denne som i henhold til feiljusteringsleddet som konvergerer raskest mot estimert likevekt. Proxy for salgsaktivitet er utformet på samme måte som i studien til Grimes et al. (2004); forholdet mellom antall transaksjoner og antall boliger i et område. Basert på denne proxyberegningen for utvalgte områder kan det være utfordrende å trekke konklusjoner, da proxyverdiene i liten grad er differensiert mellom regionene. Vi klarer ikke å se sammenhengen

mellom proxyverdiene og feiljusteringsleddene for de ovennevnte områdene ved å benytte denne proxyvariabelen. Som følge av dette har vi undersøkt om det totale antall solgte boliger kan ha en sammenheng med feiljusteringsleddene. Dette er i tråd i med tidligere litteratur (Capozza, et al. 2002) som formidler at flere transaksjoner vil bidra til mer oppdatert markedsinformasjon, og at prisen raskere vil konvergere mot korrekt likevektspris. Utover dette finner artikkelforfatterne Galati et al. (2013) at områder med høy grad av urbanisering raskere konvergerer tilbake til langsiktig likevekt, som en årsak av høy omsetningshastighet og en mer velfungerende markedsdynamikk. Ved å se på total boligtransaksjon kan vi større grad bemerke oss en sammenheng mellom denne type salgsaktivitet og feiljusteringsleddet. Her har Oslo, Drammen og Tromsø høyest total boligtransaksjon, og høyest feiljusteringsledd. Dette er med på å underbygge innledende hypotese: *I regionale boligmarkeder med høyere salgsaktivitet konvergerer boligprisen raskere mot likevektsprisen.* Ved å se på proxyestimatene vi har for salgsaktivitet i henhold til Grimes et al. (2004), er det imidlertid vanskeligere å observere en sammenheng. Dette gjør at hypotesen kun er delvis bekreftet.

6.7.3 Hypotesenes holdbarhet

I tabell 17 nedenfor konkluderes hypotesenes holdbarhet med enten «ikke bekreftet», «delvis bekreftet» eller «bekreftet» ut fra deres vurderte holdbarhet.

Tabell 17: Oppsummering av hypoteser og holdbarhet

Hypoteser	Konklusjon
1 <i>Identiske endringer i inntekt og rente vil ha større påvirkning på boligpriser i regioner som har høyere grad av tilbudsbegrensninger på lang sikt</i>	Delvis bekreftet
2 <i>Identiske endringer i inntekt og rente vil ha større påvirkning på boligpriser i områder som har høyere grad av tilbudsbegrensninger på kort sikt.</i>	Bekreftet
3 <i>I regionale boligmarkeder med høyere salgsaktivitet konvergerer boligprisen raskere mot likevektsprisen.</i>	Delvis bekreftet

7.0 KONKLUSJON OG DISKUSJON

Denne masteroppgaven analyserer rollen til tilbudsbegrensninger og salgsaktivitet i forsøket av å forklare heterogenitet i regional boligprisdynamikk i Norge. Rollen til tilbudsbegrensninger og salgsaktivitet er analysert ved å utforske boligprisresponsen ved å eksponere utvalgte områder for identiske etterspørselsendringer. Vi har benyttet en feiljusteringsmodell (ECM) for å kartlegge kortsiktig og langsiktig likevektspris, tilpasningshastighet til likevekten, samt boligprisenes følsomhet for økonomiske variabler i fem utvalgte områder i Norge. Disse fem utvalgte områdene er basert på graden av estimert tilbudsbegrensning, hvorav vi har regioner med både høy og lav grad av tilbudsbegrensning. Datasettet inneholder kvartalsvis data over en tidshorisont på 19 år.

Studien finner at boligprisene og et utvalg forklaringsvariabler er kointegrert. Av ulike årsaker blir realdisponibel inntekt per husholdning på regionalt nivå, samt nominell og reell utlånsrente benyttet som utgangspunkt i modellen. Videre avdekker studien at renten har størst innvirkning på de regionale boligprisene på lang sikt, og at effekten er mer ekstrem i regioner med høy grad av tilbudsbegrensning. Studien konkluderer med at det er disponibel inntekt som har størst innvirkning på de regionale boligprisene på kort sikt, samt at effekten også her er større i regioner med høy grad av tilbudsbegrensninger. I forlengelse finner studien at regioner med høy grad av salgsaktivitet har en tendens til å tilpasse seg likevektsprisen raskere, som leder til at faktiske boligpriser i større grad tilnærmer seg fundamentalverdien. Disse funnene strider imot Grimes et al. (2004), men er i overenstemmelse med Capozza (2002) og Galati et al. (2013) som formidler at økt salgsaktivitet resulterer i raskere tilbakevending til likevekt.

Modellen antyder at regioner med høy grad av tilbudsbegrensning generelt opplever en kraftigere boligprisrespons ved etterspørselsendringer, og at det av den grunn er større sannsynlighet for at disse regionene opplever høyere boligpris. Dette kan øke faren for bobletendenser, selv om studien imidlertid ikke kan bekrefte at det er bobletendenser i de regionale boligmarkedene i dag. Som følge av regionale forskjeller i boligprisdeterminantene kan regioner med høyere boligpriser relativt til andre regioner, i noen tilfeller rettferdiggjøres. Dette ved at faktisk boligpris er tilnærmet lik estimert fundamentalverdi. Til tross for at boligprisene kan rettferdiggjøres, kan det høye boligprisnivået i seg selv by på problematikk i et samfunnsøkonomisk perspektiv. Sykepleierindeksen påpeker problematikken ved at deler av de regionale boligmarkedene begynner å utilgjengelig for en singel husholdning (Eiendom

Norge, 2021). Konsekvensene ved at boligmarkedet blir utilgjengelig for store deler av befolkningen kan resultere i tap av agglomerasjonsgevinster og de fordelene som oppstår når mennesker samles (Larsen, 2020). Hsieh og Moretti (2019) finner i sin studie at høy grad av tilbudsbegrensninger og påfølgende høye boligpriser har svekket produktiviteten i USA ved at arbeidskraft har blitt misallokert. Det estimeres at disse begrensningene har redusert den samlede veksten i BNP med 36% fra 1964 til 2009 i USA. Slike fordeler kan gå tapt ved at befolkning unnlater å bosette seg i enkelte regioner som følge av for høye boligpriser.

I studien finnes det enkelte svakheter og begrensninger. Datasettet er ikke eksponert mot sesongjusteringsteknikk og flere av beregningene er proxyestimer. Tidshorisonten til datagrunnlaget er begrenset og det foretatt enkelte simplifiseringer og forutsetninger. Modellen som er avendt i vår analyse er ikke stand til å skille mellom effekten av en økning eller reduksjon i en forklaringsvariabel, men kun endringen. Imidlertid har Anundsen (2018) funnet i sin studie fra USA at en rentenedsettelse forsterker boligprisresponsen – spesielt i regioner med høy tilbudsbegrensning. I samme tid observerer samme studie at en renteøkning ikke påvirker boligprisene i like stor grad som en rentenedsettelse, og at responsen er tilnærmet homogen blant regionene. Om dette skulle være tilfelle for boligmarkedet i Norge poengterer dette at fokuset bør rettes mot tilbudssiden for å løse opp i ubalansen i markedsdynamikken. Likevel er ikke dette studiet gjort for det norske markedet, i hvert fall ikke oss bekjent. Til tross for studiens begrensninger og svakheter, bidrar vår studie likevel til et konsolidert kunnskapsgrunnlag og en forståelse av mekanismene i regional boligprisdynamikk i Norge.

For å forhindre at samfunnsøkonomiske gevinster går tapt anbefaler vår analyse at fokuset rettes mot tilbudssiden og at det realiseres tiltak for å øke tilbudsresponsen i regionale boligmarkeder, ved å lette på tilbudsbegrensningene. I regioner som har høy geografisk tilbudsbegrensning kan kommunen prøve å kompensere dette med visse regulatoriske eller topografiske lettelser. Dette vil øke tilbudsresponsen, som igjen vil dempe eventuelle boligprisreaksjoner. Dette vil lede til at boligmarkedet vil bli mindre eksponert mot kraftige prisendringer og generelt et høyere boligprisinivå. Ved å fokusere på tilbudsøkende tiltak fremfor etterspørselsdpendende tiltak kan vi flytte fokuset fra «symptombehandling» til «årsaksbehandling». I analysen er vi skeptiske til å overprøve urbaniseringstrender og aktivt føre en politikk som motvirker at mennesker skal få bosette seg der de vil. I dag bremses boligprisene ved at deler av boligmarkedet gjøres mindre tilgjengelig for befolkningen gjennom eksempelvis kredittpolitiske virkemidler som

boliglånsforskriften. Mange hevder dette er et effektivt virkemiddel for å unngå høye boligpriser, men en uheldig sideeffekt er at det går på bekostning av deler av befolkningen.

I samme tid mener vi at det finnes løsninger som kan bremse boligpriser ved å gjøre boligmarkedene mer tilgjengelig for befolkningen, gjennom økt tilbud. Arealkonflikter bør håndteres smidigst mulig slik at det ikke tapes tid og at det er gode rammer for bygging. I tillegg kan forenklete plansaker og prosedyrer bidra til at planmyndighetene kan regulere raskere. Dette er i utgangspunktet et kommunalt ansvar, da det er kommunen som er reguleringsmyndighet. Det bør rettes søkelys på at økte byggekostnader kan være en driver for videre prisutvikling. Det siste året har byggekostnadene økt betraktelig som resulterer i at aktører skrinlegger eller setter prosjekter på vent for å forsvare lønnsomheten og som følge av risikohåndtering. Derfor er det viktig å forsøke å holde byggekostnadene lave slik at det blir både billigere og raskere å justere boligmassen. Dersom «evnen» til å tilføre nytt areal skulle være på plass er det også viktig at aktørene faktisk tilfører nytt kvantum og ikke blir passive som tilbyder i forsøk av å øke lønnsomheten i prosjekter. Langsiktig planlegging med eksempelvis tunge infrastrukturinvesteringer kan med fordel også foretas for å gjøre områder klare for utvikling på sikt. Dette er bare noen eksempler og vi kan se at det i stor grad kreves en tett samhandling mellom myndighetene og aktørene i bransjen for å løse utfordringene i boligmarkedet.

Studien foreslår ikke hvilke tiltak på tilbudssiden som har effektiv virkning eller hvilke som bør implementeres, men vektlegger i større grad at det bør fokuseres på tiltak rettet mot lettelser på tilbudssiden fremfor dempende tiltak på etterspørselssiden. Dette med hensikt om å forbedre markedsdynamikken i regionale boligmarkeder. Dette vil føre til et mer «velfungerende» boligmarked gjennom en bedre balansegang av tilbud og etterspørsel.

8.0 AVSLUTTENDE KOMMENTAR

Denne studien er en av få vidtspennende studier av regionale boligmarkeder i Norge. Masteroppgaven utgjør således et bidrag til forskningsfeltet som et økt og konsolidert kunnskapsgrunnlag. Analysen kan utvides ved å inkludere flere regioner, herunder også flere regionale variabler i datasettet. Det anses også fordelaktig å øke tidshorisonten på datasettet så langt det lar seg gjøre. En slik utvidelse vil gi en rikere og mer detaljert forståelse av den regionale boligprisdynamikken. I forlengelse mener vi at boligprisene som anvendes bør sesongjusteres for å hensynta gjentakende sesongmønstre, og fjerne prissvingningene som anslås som sesongvariasjon. Når det gjelder fremtidig forskning kan det være spesielt interessant å undersøke hvordan regionale boligpriser kan ha smitteeffekter over på nærliggende regioner. Et eksempel kan være å studere hvordan boligprisene i Oslo tilsynelatende kan se ut til å smitte over til omkringliggende områder, og hva som eventuelt forklarer denne effekten. Her kan det være spennende å undersøke om tilbudsbegrensninger i en region er i stand til å påvirke boligpriser i andre nærliggende regioner.

BIBLOGRAFI

- Abraham, J. M., & Hendershott, P. H. (1994). *Bubbles in metropolitan housing markets*. *Journal of Housing Research*, 7(2), 191-207
DOI:10.3386/w4774
- Andresen, M. E. (2021, Desember 20). *Gode*. Hentet fra Store Norske Leksikon:
<https://snl.no/gode>
- Andrews, D. (2010), *Real House Prices in OECD Countries: The Role of Demand Shocks and Structural and Policy Factors*, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 831, OECD Publishing, Paris,
<https://doi.org/10.1787/5km33bqzhhbzr-en>.
- Anundsen, A. K. (2019). *Detecting imbalances in house prices: What goes up must come down?*. *The Scandinavian Journal of Economics*, 121(4), 1587-1619.
- Anundsen, A. K., & Aastveit, K. A. (2018, Juni 7). *Renteendringer og boligpriser*. Hentet fra Norges Bank:
<https://www.norges-bank.no/bankplassen/arkiv/2018/renteendringer-og-boligpriser/>
- Anundsen, A. K., & Christensen, C. H. (2013). Regional US housing price formation: Does one size fit all? *I A. K. Anundsen, Housing markets and financial stability, 192- 224 Doktoravhandling. Oslo: Økonomisk Institutt, Universitetet i Oslo.*
- Böcher, M. (2012). *A theoretical framework for explaining the choice of instruments in environmental policy*. *Forest Policy and Economics*, 16, 14-22.
<https://doi.org/10.1016/j.forpol.2011.03.012>
- Bårdsen, G., & Nymoen, R. (2014). *Videregående emner i økonometri*. Fagbokforlaget, Bergen.
- Bemelmans-Videc, M. L., Rist, R. C., & Vedung, E. O. (Eds.). (2011). *Carrots, sticks, and sermons: Policy instruments and their evaluation* (Vol. 1). Transaction Publishers.
<https://doi.org/10.4324/9781315081748>
- De Vries, P., & Boelhouwer, P. (2005). *Local house price developments and housing supply*. *Property management*.
DOI: 10.1108/02637470510589968
- Boug, P., Hungnes, H., & Kurita, T. (2021). *The empirical modelling of house prices and debt revisited: A policy-oriented perspective* (No. 967). Discussion Papers.
- Brounen, D., & Huij, J. (2004). *De Woningmarkt bestaat niet*. *Economisch-Statistische Berichten*, 89(4429), 126-128.
- Buteikis, A. (2018). *06 Regression with Time Series Variables*. [Lysarkpresentasjon]. Andrius Buteikis.
http://web.vu.lt/mif/a.buteikis/wp-content/uploads/2018/04/Lecture_06.pdf

-
- Capozza, D. R., Hendershott, P. H., Mack, C., & Mayer, C. J. (2002). *Determinants of real house price dynamics*. DOI 10.3386/w9262
- Capozza, D. R., Hendershott, P. H., & Mack, C. (2004). *An anatomy of price dynamics in illiquid markets: Analysis and evidence from local housing markets*. *Real Estate Economics*, 32(1), 1-32.
<https://doi.org/10.1111/j.1080-8620.2004.00082.x>
- Chiang, M. C., Sing, T. F., & Wang, L. (2020). *Interactions Between Housing Market and Stock Market in the United States: A Markov Switching Approach*. *Journal of Real Estate Research*, 42(4), 552-571.
<https://doi.org/10.1080/08965803.2020.1837604>
- Clapp, J. M., Dolde, W., & Tirtiroglu, D. (1995). *Imperfect information and investor inferences from housing price dynamics*. *Real Estate Economics*, 23(3), 239-269.
<https://doi.org/10.1111/1540-6229.00665>
- Droes, M., & van de Minne, A. (2016). *Do the determinants of house prices change over time? Evidence from 200 years of transactions data (No. eres2016_227)*. *European Real Estate Society (ERES)*. DOI: 10.15396/eres2016_227
- Eiendom Norge. (2018, oktober 23). *Den norske boligmodellen*. Hentet fra Eiendom Norge: <https://eiendomnorge.no/om-oss/visjon-og-verdier/den-norske-boligmodellen>
- Eiendom Norge (Programleder). (2022, 18 januar). E47 – BONUSPOD: Sykepleierindeksen 2021 med boligdebatt (47) [Audio, podcast episode]. Boligbobla. Eiendom Norge. <https://podcasts.apple.com/no/podcast/e47-bonuspod-sykepleierindeksen-2021-med-boligdebatt/id1446879250?i=1000548243456>
- Eiendom Norge. (2021, august 17). *Sykepleierindeksen H1 2021*. Hentet fra Eiendom Norge: <https://eiendomnorge.no/aktuelt/blogg/sykepleierindeksen-h1-2021>
- Eitrheim, Ø. (1993). *En dynamisk modell for boligprisene i RIMINI*. *Penger og kreditt*, 4(21), 288-297
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). *Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing*. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
<https://doi.org/10.2307/1913236>
- Eviews. (2022). *Correlogram*. Hentet fra Eviews: <http://www.eviews.com/help/helpintro.html#page/content/series-Correlogram.html>
- Fosse, A. L. (2021, juni 21). *Varsler smell for boligeiere*. Hentet fra nettavisen: <https://www.nettavisen.no/okonomi/varsler-smell-for-boligeiere/s/12-95-3424144733>
- Francke, M., Vujic, S., & Vos, G. A. (2009). *Evaluation of house price models using an ECM approach: the case of the Netherlands*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1698613>

-
- Fredriksen, B. F. (2021, Desember 13). *Kraftig vekst i byggekostnadene fører til høyere boligpriser*. Hentet fra NBBL: <https://www.nbbl.no/aktuelt/13-12-2021-kraftig-vekst-i-byggekostnadene-forer-til-hoyere-boligpriser/>
- Galati, G., Teppa, F., & Alessie, R. J. (2011). *Macro and micro drivers of house price dynamics: An application to Dutch data*. DOI:10.2139/ssrn.1803087
- Galati, G., & Teppa, F. (2017). *Heterogeneity in house price dynamics*. De Nederlandsche Bank Working Paper No. 564. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3014766>
- Gao, A., Lin, Z., & Na, C. F. (2009). *Housing market dynamics: Evidence of mean reversion and downward rigidity*. *Journal of Housing Economics*, 18(3), 256-266. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2009.07.003>
- Geltner, D. M., Miller, N. G., Clayton, J., & Eichholtz, P. (2014). *Commercial Real Estate: Analysis and Investments*. Thomson Higher Education, Mason.
- Glaeser, E. L., Gyourko, J., & Saiz, A. (2008). *Housing supply and housing bubbles*. *Journal of urban Economics*, 64(2), 198-217. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2008.07.007>
- Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). *Spurious regressions in econometrics*. *Journal of econometrics*, 2(2), 111-120. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7)
- Gravermoen, T. (2017). *Studie av boligpriser i Oslo og Norge*. Hentet fra Norges miljø- og biovitenskapelige universitet: <https://nmbu.brage.unit.no/nmbu-xmlui/bitstream/handle/11250/2453545/Gravermoen2017.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Grimes, A. and Aitken, A. and Kerr, S. (2004). *House Price Efficiency: Expectations, Sales, Symmetry (May 2004)*. Motu Working Paper Series No. 04-02 <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.571961>
- Grimes, A., & Aitken, A. (2006). *Housing supply and price adjustment*. Working Paper No. 06-01, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.911328>
- Gyourko, J. (2009). *The supply side of housing markets*. NBER Reporters, 2, 10-12. <https://doi.org/10.1146/annurev.economics.050708.142907>
- Halseth, H. (2012). *Verdivurdering av næringseiendom - metoder, modeller og begrep*. Hentet fra Norges miljø- og biovitenskapelige universitet: <https://nmbu.brage.unit.no/nmbu-xmlui/handle/11250/188314>

-
- Hayes, A. (2021, juli 27). *Disequilibrium*. Hentet fra Investopedia: <https://www.investopedia.com/terms/d/disequilibrium.asp>
- Hayes, A. (2022, mars 10). *Gordon Growth Model (GGM)*. Hentet fra Investopedia: <https://www.investopedia.com/terms/g/gordongrowthmodel.asp>
- Hereng, J. (2011). *Næringseiendom - verdidrivere og nøkkeltall*. Hentet fra Norges miljø- og biovitenskapelige universitet: <https://nmbu.brage.unit.no/nmbu-xmlui/handle/11250/188250>
- Himmelberg, C., Mayer, C., & Sinai, T. (2005). *Assessing high house prices: Bubbles, fundamentals and misperceptions*. *Journal of Economic Perspectives*, 19(4), 67-92. DOI: 10.1257/089533005775196769
- Hirata, H., Kose, M. A., Otrok, C., & Terrones, M. E. (2013, June). *Global house price fluctuations: Synchronization and determinants*. In *NBER International Seminar on Macroeconomics* (Vol. 9, No. 1, pp. 119-166). Chicago, IL: University of Chicago Press. <https://doi.org/10.1086/669585>
- Holsen, T. (2017). *Samfunnsplanlegging, arealplanlegging og plangjennomføring*. *Kart og plan*, 77(3), 237-249. DOI: 10.18261/issn.2535-6003
- Hov, M. G. (2021, februar). *Boligmarkedet under koronakrisen: Lav rente som katalysator*. Norwegian Housing Market Watch, ss. 1-11.
- Hsieh, C.-T., & Moretti, E. (2019, april). *Housing Constraints and Spatial Misallocation*. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11 (2), ss. 1-39. DOI: 10.1257/mac.20170388
- Geng, M. N. (2018). *Fundamental Drivers of House Prices in Advanced Economics*. International Monetary Fund.
- IMF. (2022, mai 14). *What is the IMF?* Hentet fra International Monetary Fund: <https://www.imf.org/en/About/Factsheets/IMF-at-a-Glance>
- Jacobsen, D. H., & Naug, B. E. (2004). *Hva driver boligprisene? Penger og Kreditt nr.4 2004*, ss. 229-240.
- James, M. (2020, november 16). *Law Of Large Numbers*. Hentet fra Investopedia: <https://www.investopedia.com/terms/l/lawoflargenumbers.asp>
- JLL. (2020, Juli 13). *Why real estate transparency is harder to achieve than ever*. Hentet fra JLL: <https://www.jll.co.uk/en/trends-and-insights/investor/why-real-estate-transparency-is-harder-to-achieve-than-ever>
- Johansson, Å., & Caldera, A. (2013). *The price responsiveness of housing supply in OECD countries*. *Journal of Housing Economics*, 22(3), 231-249. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2013.05.002>

-
- Kakes, J., & End, J. W. (2004). *Do stock prices affect house prices? Evidence for the Netherlands*. *Applied Economics Letters*, 11(12), 741-744.
<https://doi.org/10.1080/1350485042000254863>
- Konkurransetilsynet. (2018, August). *Konkurransen i boligutviklermarkedet*. Hentet fra Konkurransetilsynet:
https://konkurransetilsynet.no/wp-content/uploads/2018/08/rapport_-_konkurransen_i_boligutviklermarkedet.pdf
- Kranendonk, H., & Verbruggen, J. (2008). *Are houses overvalued in the Netherlands? (No. 200)*. CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis.
- Larsen, E. R. (2020, januar 24). *Menneskelige klynger skaper vekst*. Hentet fra Formue:
<https://formue.no/innsikt/menneskelige-klynger-skaper-vekst/>
- Larsen, E. R., & Sommervoll, D. E. (2004). *Boligprisene i Oslo på 1990-tallet*. *Økonomiske analyser*, 23(2), ss. 17-22.
- Lindquist, K.-G., & Riiser, M. D. (2018). *Regulering av boliglån – effekter på kreditt og boligpriser*. Hentet fra Norges bank:
https://www.norges-bank.no/contentassets/1a43149ed2864f7b90b18207d4aec3da/ak_3_2018.pdf?v=10/29/2018101156&ft=.pdf
- Lundbo, S. (2021, juni 3). *OECD*, Hentet fra Store Norske Leksikon:
<https://snl.no/OECD>
- Lynn, D., Hedgcock, B., & Organisciak, J. (2010). *Supply Constrained Markets*. *Real Estate Issues* 35.2 (2010): 20-28.
- Majaski, C. (2022, februar 18). *Investopedia*. Hentet fra Seasonal Adjustment:
<https://www.investopedia.com/terms/s/seasonal-adjustment.asp>
- Malpezzi, S. (1999, mars). *A Simple Error Correction Model of House Prices*. *Journal of housing economics*, 8(1), 27-62.
<https://doi.org/10.1006/jhec.1999.0240>
- Mansa, J. (2021, desember 31). *How Does Supply and Demand Affect the Housing Market*. Hentet fra Investopedia:
<https://www.investopedia.com/ask/answers/040215/how-does-law-supply-and-demand-affect-housing-market.asp>
- Murphy, A., Muellbauer, J., & Duca, J. V. (2011). *House Prices and Credit Constraints: Making Sense of the US Experience*. *The Economic Journal*, 121(552).
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2011.02424.x>
- Nordvik, V., & Medby, P. (2007). *Selektive virkemidler i lokale boligmarkeder*. NOVA Rapport 8/07

-
- Norges Bank. (2022). *Pengepolitisk rapport med vurdering av finansiell stabilitet 1/22*: https://norges-bank.brage.unit.no/norges-bank-xmlui/bitstream/handle/11250/2988007/ppr_1-22.pdf?sequence=1
- Nygaard, V., Lie, I., & Karlstad, S. (2010). *En analyse av små, usikre eller stagnerende boligmarkeder*. Rapport Norut Alta nr. 13
- Pedersen, R. (2021, februar 9). *Rente, realrente og boligpriser*. Hentet fra Smarte Penger: <https://www.smartepenger.no/96-bolig/442-rente-realrente-og-boligpriser>
- Pedersen, R. (2022, februar 9). *Lønnsutviklingen de siste 30 årene*. Hentet fra Smarte Penger: <https://www.smartepenger.no/jobb/2584-lonnsutvikling>
- Quan, D. C., & Quigley, J. (1991). *Price Formation and the Appraisal Function in Real Estate Markets*. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 4(2), 127-146. <https://doi.org/10.1007/BF00173120>
- Regjeringen. (2020, august 17). *Et velfungerende boligmarked*. Hentet fra Regjeringen.no: <https://www.regjeringen.no/no/tema/plan-bygg-og-eiendom/boligmarkedet/malsettinger/id566619/>
- Regjeringen. (2021, januar 4). *Boliglånsforskriften*. Hentet fra Regjeringen.no: <https://www.regjeringen.no/no/tema/okonomi-og-budsjett/finansmarkedene/boliglansforskriften-1.-januar-202031.-desember-2020/id2679449/>
- Saiz, A. (2010, August). *The Geographic Determinants of Housing Supply*. *The Quarterly Journal of Economics*, 125(3), 1253-1296. <https://doi.org/10.1162/qjec.2010.125.3.1253>
- Sørensen, P., & Whitta-Jacobsen, H. (2010). *Introducing Advanced Macroeconomics: Growth and Business Cycles*. London: McGraw Hill Higher Education.
- Sættem, B. E. (2019, oktober 22). *Dette styrer boligprisene*. Hentet fra Nordnet: <https://www.nordnet.no/blogg/dette-styrer-boligprisene/>
- Skaar, J. (2019, november 19). *Konkav*. Hentet fra Store Norske Leksikon: <https://snl.no/konkav>
- Sommervoll, D. E., & Larsen, E. R. *Hva bestemmer boligprisene? Samfunnspeilet, Statistisk sentralbyrå*, (2), 10-17.
- SSB. (2022a, april 28). *Arbeidskraftundersøkelsen*. Hentet fra Statistisk Sentralbyrå: <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/sysselsetting/statistikk/arbeidskraftundersokelsen>
- SSB. (2022, mai 5). *Prisindeks for brukte boliger*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: <https://www.ssb.no/statbank/table/07230/tableViewLayout1/>

-
- SSB. (2022c, april 7). *Boliger*. Hentet fra Statistisk Sentralbyrå:
<https://www.ssb.no/bygg-bolig-og-eiendom/bolig-og-boforhold/statistikk/boliger?fane=om>
- SSB. (2022d, mai 10). *Konsumprisindeksen*. Hentet fra Statistisk Sentralbyrå:
<https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/konsumpriser/statistikk/konsumprisindeksen>
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2020). *Introduction to Econometrics*. London: Pearson Education.
- Takstsenteret. (2018, april 27). *Hva er forskjellen på BTA, BRA, P-ROM og S-ROM?* Hentet fra Takstsenteret:
<https://www.takstsenteret.no/hva-er-forskjellen-mellom-bta-og-bra-og-boa/>
- Thorsnæs, G. (2022, mars 14). *De største byene i Norge*. Hentet fra Store Norske Leksikon:
https://snl.no/de_st%C3%B8rste_byene_i_Norge
- Vanags, J. (2017). *Housing Heterogeneity Dimensions and Their Elements: A Systemic Approach*. *Baltic Journal of Real Estate and Construction Management*, 23-37.
- Vegard, K. E. (2018) *Dette bruker nordmenn penger på*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå:
<https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/nasjonalregnskap/artikler/dette-bruiker-nordmenn-penger-pa>
- Visser, P., Dam, F. V., & Hooimeijer, P. (2008). *Residential environment and spatial variation in house prices in the Netherlands*.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9663.2008.00472.x>
- White, H. (1980). *A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity*. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 817-838.
<https://doi.org/10.2307/1912934>

APPENDIKS

Tabelliste

Tabell: 1: Resultat av en Argumented Dickey-Fuller test på boligpris	91
Tabell: 2: Resultat av en Argumented Dickey-Fuller test på realdisponibel inntekt.....	92
Tabell: 3: Resultat av en Argumented Dickey-Fuller test på befolkning for hver region	93
Tabell: 4: Resultat av en Argumented Dickey-Fuller test på nominell og reell utlånsrente...	94
Tabell: 5: Resultat av en Argumented Dickey-Fuller test på arbeidsledighetsrate.....	95
Tabell: 6: Resultat av en Argumented Dickey-Fuller test på reell byggekostnad	96
Tabell: 7: Resultat av en Argumented Dickey-Fuller test på realgjeld.....	97
Tabell: 8 Korrelasjonsmatrise i nivå og i første-forskjeller.	98
Tabell: 9: Resultater fra Argumented Dickey-Fuller test på residualer.....	99
Tabell: 11: Breusch-Pagan test	102

Figurliste

Figur: 1: Stasjonæritetsegenskapene til reell boligpris for hver region.....	91
Figur: 2: Stasjonæritetsegenskapene til realdisponibel inntekt for hver region.	92
Figur: 3: Stasjonæritetsegenskapene til befolkning for hver region.	93
Figur: 4: Stasjonæritetsegenskapene til nominell og reell utlånsrente.	94
Figur: 5: Stasjonæritetsegenskapene til arbeidsledighet.....	95
Figur: 6: Stasjonæritetsegenskapene til reell byggekostnad.....	96
Figur: 7: Stasjonæritetsegenskapene til realgjeld.	97
Figur: 8: Jarque-Bera test og grafisk tolkning av normaliteten til residualene, Lørenskog .	100
Figur 9: Jarque-Bera test og grafisk tolkning av normaliteten til residualene, Drammen....	101
Figur: 10: Jarque-Bera test og grafisk tolkning av normaliteten til residualene, Lørenskog	101
Figur: 11: Jarque-Bera test og grafisk tolkning av normaliteten til residualene, Moss.....	101
Figur: 12: Jarque-Bera test og grafisk tolkning av normaliteten til residualene, Tromsø	101

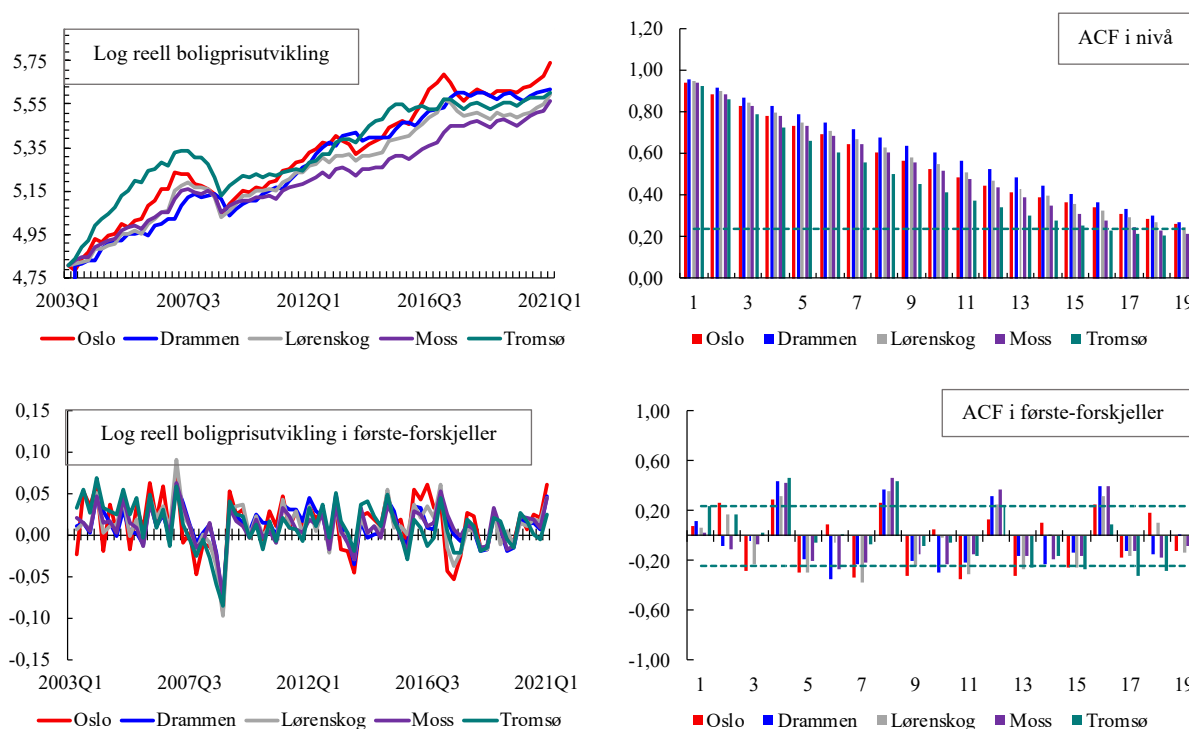
Appendiks A: Test for multikollinearitet, enhetsrøtter og kointegrasjon

Appendiks A undersøker først stasjonaritetsegenskapene til variablene benyttet i denne studien. Dette gjøres gjennom å benytte en ADF-test på hver enkelt variabel, for å avdekke eventuelle enhetsrøtter. Påfølgende vil det bli utført en korrelasjonsanalyse for å avdekke eventuell multikollinearitet. Videre vil variablene som er integrert av samme orden bli testet for kointegrasjon. For å avdekke kointegrasjon kjøres en ADF-test på residualene til de ulike modell-kombinasjonene. Hvis residualene er stasjonære av orden $I(0)$ (uten konstant og trend) kan vi konkludere med at det foreligger kointegrasjon.

Reelle boligpriser

Testresultatene i tabell 1 viser at boligprisene er en $I(1)$ prosess.

Figur: 1: Stasjonaritetsegenskapene til reell boligpris for hver region.



Tabell: 1: Resultat av en Argumented Dickey-Fuller test på boligpris

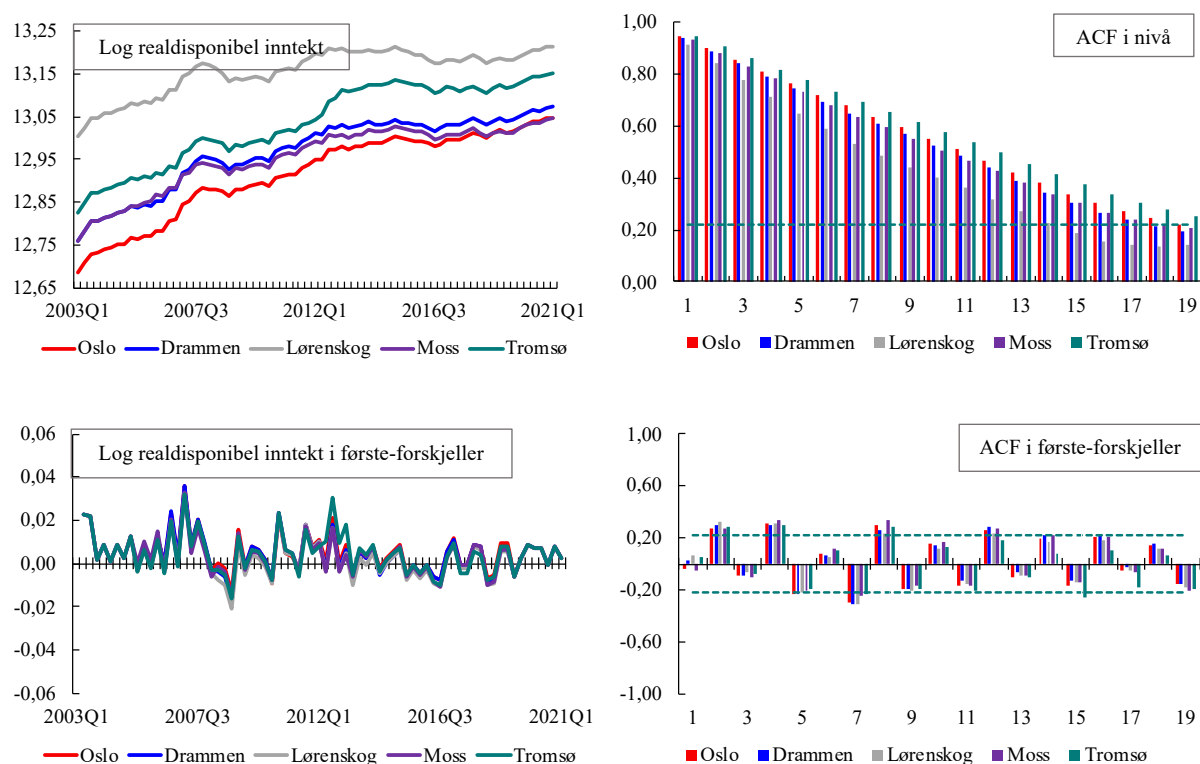
Variabel	I nivåer		I forskjeller	
	Bare konstant	Med konstant og trend	Bare konstant	Med konstant og trend
Log reell boligpris Oslo	-0,817	-2,361	-4,026**	-3,965**
Log reell boligpris Drammen	-1,027	-3,142	-3,064	-3,496**
Log reell boligpris Lørenskog	-1,304	-3,462*	-3,370*	-4,094***
Log reell boligpris Moss	-0,092	-2,982	-2,515	-4,053**
Log reell boligpris Tromsø	-1,874	-1,387	-3,354*	-3,3288*
Sample periode	2003Q1-2021Q1			
Null hypotese: Serien innehar enhetsrot				
Alternativ hypotese: Serien er stasjonær				

Noter: Tabellen viser t-statistikk for utført ADF test på hver variabel. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå. Første-forskjeller er inkludert. Sample periode for første-forskjeller er 2003Q2-2021Q1.

Realdisponibel inntekt

Testresultatene i tabell 2 viser at realdisponibel inntekt er en $I(1)$ prosess.

Figur 2: Stasjonærhetsegenskapene til realdisponibel inntekt for hver region.



Tabell 2: Resultat av en Argumented Dickey-Fuller test på realdisponibel inntekt

Variabel	I nivåer		I forskjeller	
	Bare konstant	Med konstant og trend	Bare konstant	Med konstant og trend
Log realdisponibel inntekt Oslo	-2,931	-2,176	-5,113***	-9,423***
Log realdisponibel inntekt Drammen	-3,177*	-2,322	-4,797***	-4,882***
Log realdisponibel inntekt Lørenskog	-3,478*	-1,995	-4,647***	-4,610***
Log realdisponibel inntekt Moss	-3,406*	-2,625	-9,070***	-9,660***
Log real disponibel inntekt Tromsø	-2,577	-1,776	-4,732***	-4,742***

Sample periode

2003Q1-2020Q4

Null hypotese: Serien innehar enhetsrot

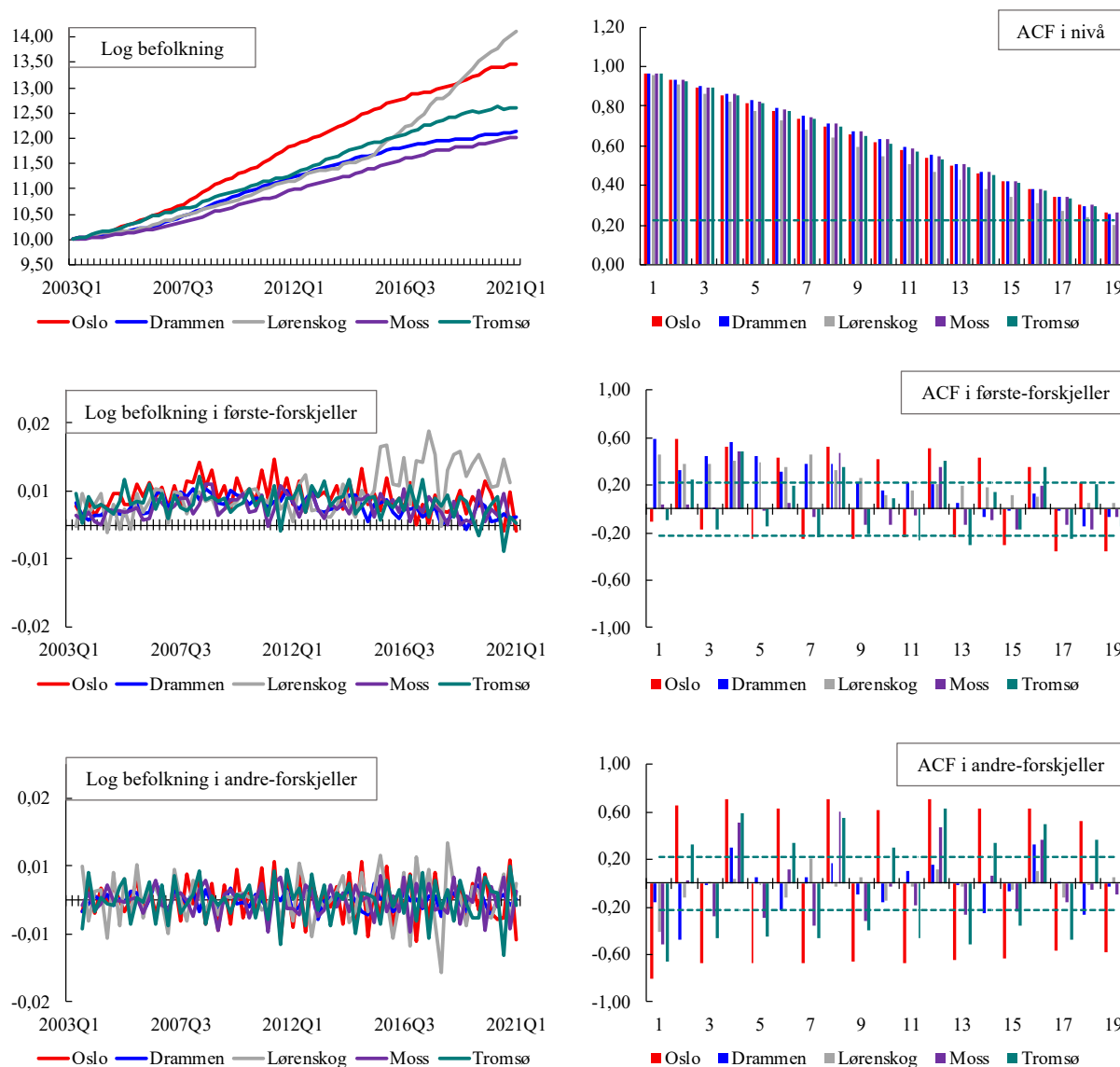
Alternativ hypotese: Serien er stasjonær

Noter: Tabellen viser t-statistikk for utført ADF test på hver variabel. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå. Første-forskjeller er inkludert. Sample periode for første-forskjeller er 2003Q2-2021Q1.

Befolkning

Testresultatene i tabell 3 viser at befolkningsvekst er både $I(1)$ og $I(2)$ prosess. Oslo, Drammen og Lørenskog viser $I(1)$. Moss og Tromsø viser $I(2)$ prosess.

Figur 3: Stasjonaritetsegenskapene til befolkning for hver region.



Tabell 3: Resultat av en Argumented Dickey-Fuller test på befolkning for hver region

Variabel	I nivåer		I første forskjeller		I andre forskjeller	
	Bare konstant	Med konstant og trend	Bare konstant	Med konstant og trend	Bare konstant	Med konstant og trend
Log befolkning Oslo	-1,921	0,259	-1,882	-3,763***	-8,785***	-9,056***
Log befolkning Drammen	-2,343	-0,800	-1,366	-4,338***	-9,416***	-9,580***
Log befolkning Lørenskog	6,780	0,716	-5,060***	-7,193***	-9,798***	-9,725***
Log befolkning Moss	-1,569	-2,129	-2,044	-2,237	-3,432**	-3,629**
Log befolkning Tromsø	-1,833	0,015	-1,252	-1,779	-12,650***	-12,787***

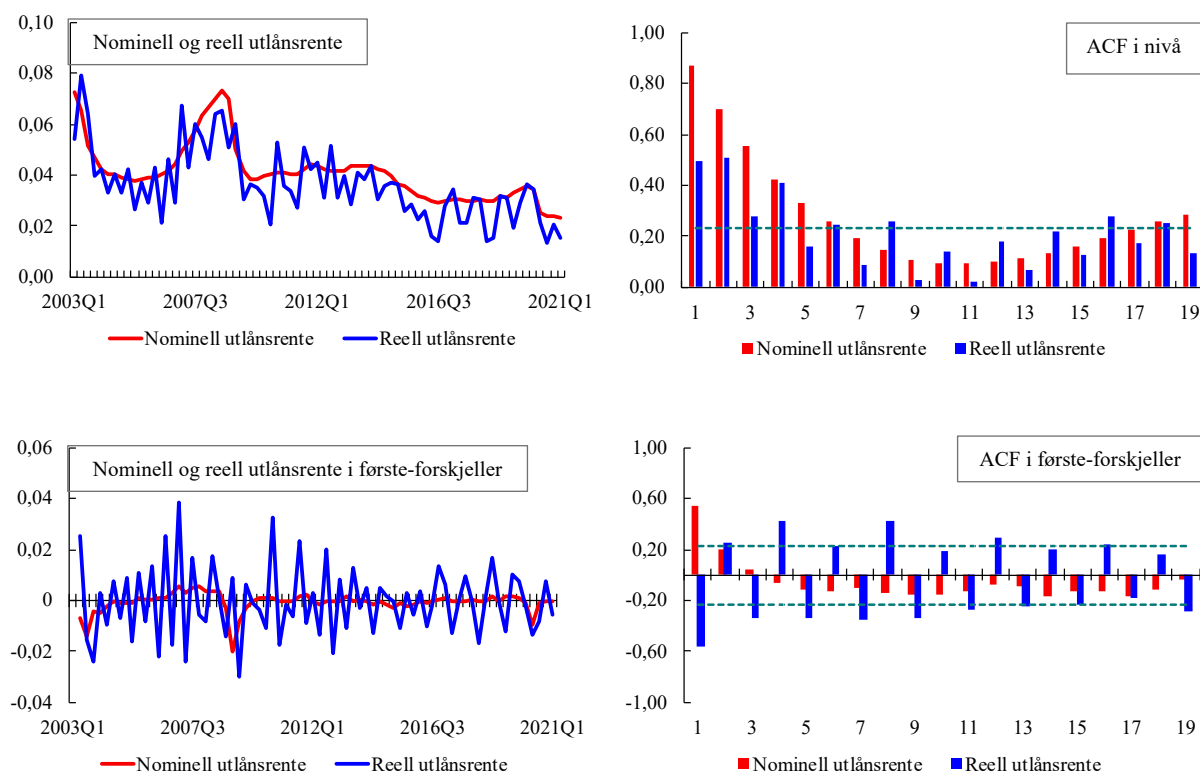
Sample periode: 2003Q1-2020Q4
 Null hypotese: Serien innehar enhetsrot
 Alternativ hypotese: Serien er stasjonær

Noter: Tabellen viser t-statistikk for utført ADF test på hver variabel. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå. Første- og andre-forskjeller er inkludert. Sample periode for første-forskjeller er 2003Q2-2021Q1, og andre-forskjeller er 2003Q3-2021Q1.

Nominell og reell utlånsrente

Testresultatene i tabell 4 viser at både nominell og reell utlånsrente inntekt er en $I(1)$ prosess.

Figur 4: Stasjonærhetsegenskapene til nominell og reell utlånsrente.



Tabell 4: Resultat av en Argumented Dickey-Fuller test på nominell og reell utlånsrente

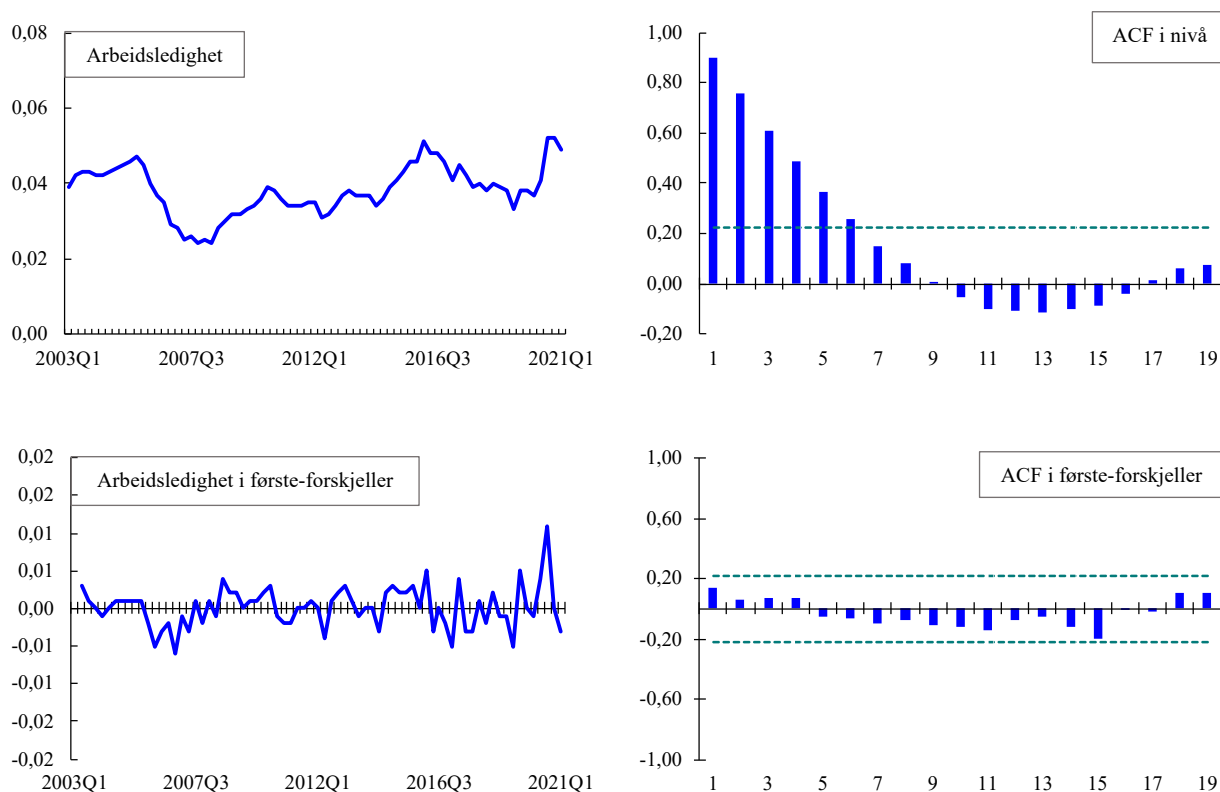
Variabel	I nivåer		I forskjeller	
	Bare konstant	Med konstant og trend	Bare konstant	Med konstant og trend
Nominell utlånsrente	-2,846	-3,832**	-4,649***	-4,598***
Reell utlånsrente	-3,191**	-3,243**	-8,084***	-7,998***
Sample periode	2003Q1-2020Q4			
Null hypotese: Serien innehar enhetsrot				
Alternativ hypotese: Serien er stasjonær				

Noter: Tabellen viser t-statistikk for utført ADF test på hver variabel. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå. Nominell utlånsrente, real utlånsrente er økonomiske serier som ikke-trender, og av den grunn bør ADF test med konstant og trend i mindre grad vektlegges for disse variablene. Første-forskjeller er inkludert. Sample periode for første-forskjeller er 2003Q2-2021Q1.

Arbeidsledighet

Testresultatene i tabell 5 viser at arbeidsledighet er en $I(1)$ prosess.

Figur: 5: Stasjonærhetsegenskapene til arbeidsledighet.



Tabell: 5: Resultat av en Argumented Dickey-Fuller test på arbeidsledighetsrate

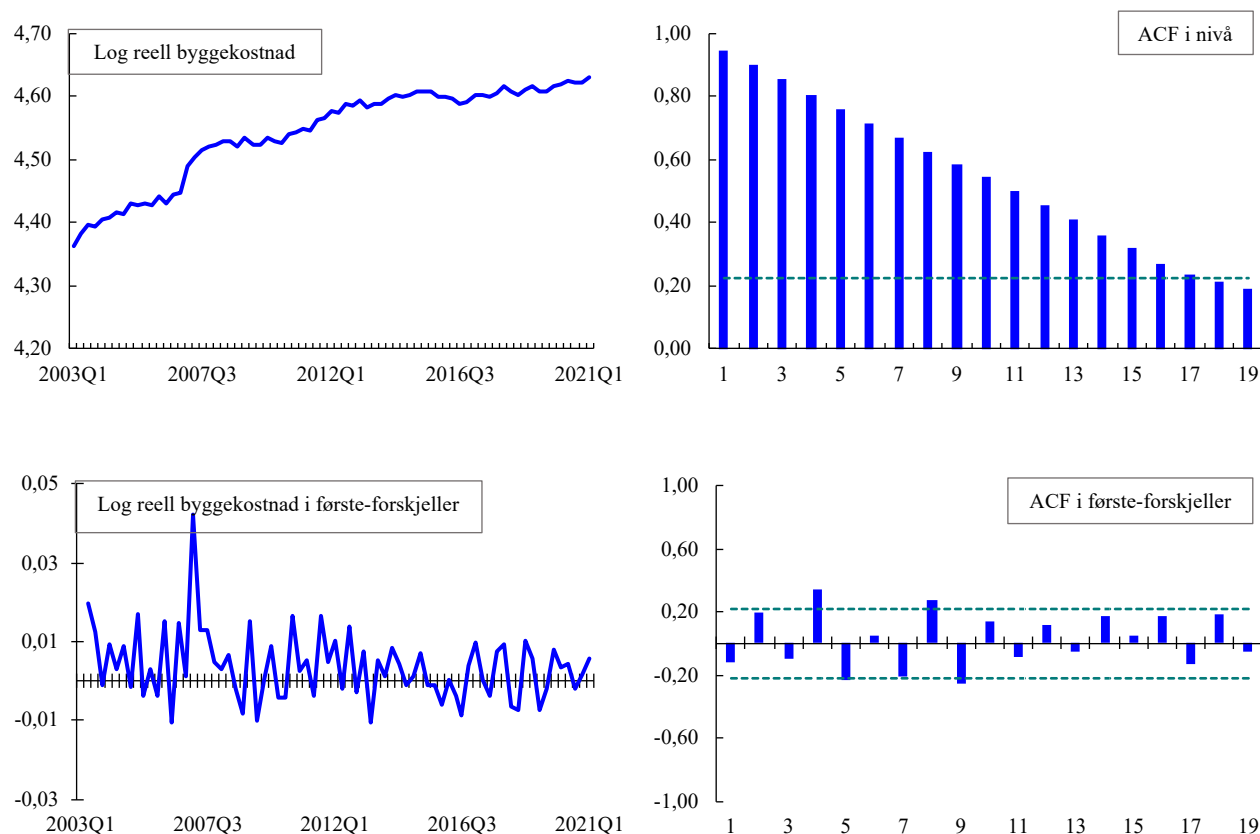
Variabel	I nivåer		I forskjeller	
	Bare konstant	Med konstant og trend	Bare konstant	Med konstant og trend
Arbeidsledighetsrate	-1,382	-3,958**	-7,227***	-7,288***
Sample periode	2003Q1-2020Q4			
Null hypotese: Serien innehar enhetsrot				
Alternativ hypotese: Serien er stasjonær				

Noter: Tabellen viser t-statistikk for utført ADF test på hver variabel. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå. Arbeidsledighetsrate er en økonomisk serie som ikke-trender, og av den grunn bør ADF test med konstant og trend i mindre grad vektlegges for disse variablene. Første-forskjeller er inkludert. Sample periode for første-forskjeller er 2003Q2-2021Q1.

Reell Byggekostnad

Testresultatene i tabell 6 viser at reell byggekostnad er en $I(1)$ prosess

Figur: 6: Stasjonærhetsegenskapene til reell byggekostnad.



Tabell: 6: Resultat av en Argumented Dickey-Fuller test på reell byggekostnad

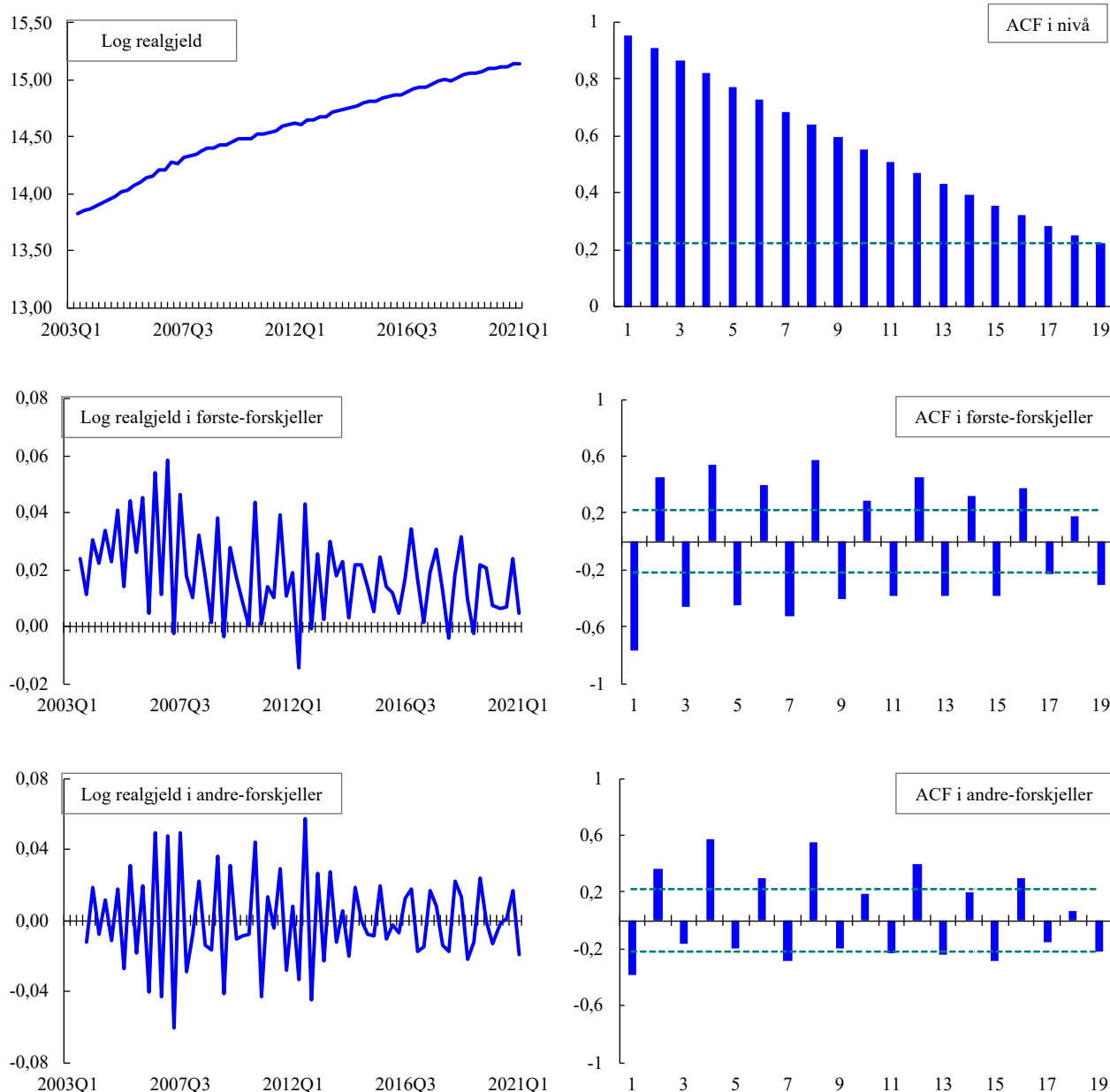
Variabel	I nivåer		I forskjeller	
	Bare konstant	Med konstant og trend	Bare konstant	Med konstant og trend
Log reell byggekostnad	-2,821	-1,997	-9,611***	-10,145***
Sample periode	2003Q1-2020Q4			
Null hypotese: Serien innehar enhetsrot				
Alternativ hypotese: Serien er stasjonær				

Noter: Tabellen viser t-statistikk for utført ADF test på hver variabel. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå. Første-forskjeller er inkludert. Sample periode for første-forskjeller er 2003Q2-2021Q1.

Realgjeld

Testresultatene i tabell 7 viser at realgjeld er en $I(2)$ prosess.

Figur: 7: Stasjonærhetsegenskapene til realgjeld.



Tabell: 7: Resultat av en Argumented Dickey-Fuller test på realgjeld

Variabel	I nivåer		I første forskjeller		I andre forskjeller	
	Bare konstant	Med konstant og trend	Bare konstant	Med konstant og trend	Bare konstant	Med konstant og trend
Log realgjeld	-1,898	-2,844	-1,631	-2,176	-4,429***	-4,380***
Sample periode	2003Q1-2020Q4					
Null hypotese: Serien innehar enhetsrot						
Alternativ hypotese: Serien er stasjonær						

Noter: Tabellen viser t-statistikk for utført ADF test på hver variabel. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå. Første- og andre-forskjeller er inkludert. Sample periode for første-forskjeller er 2003Q2-2021Q1, og andre-forskjeller er 2003Q3-2021Q1.

Multikollinearitet

For å undersøke om det er multikollinearitet, undersøkes korrelasjoner mellom variablene. Vi identifiserer ingen betydelige utfordringer med multikollinearitet. Se tabell 8 nedenfor.

Tabell: 8 Korrelasjonsmatrise i nivå og i første-forskjeller.

Variabel	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
(1) Tromsø pris	1,000																			
(2) Tromsø disp.inntekt	0,924	1,000																		
(3) Tromsø befolkning	0,922	0,956	1,000																	
(4) Oslo pris	0,963	0,937	0,969	1,000																
(5) Oslo disp.inntekt	0,915	0,990	0,961	0,941	1,000															
(6) Oslo_bef	0,910	0,965	0,997	0,963	0,971	1,000														
(7) Moss pris	0,955	0,933	0,975	0,986	0,948	0,966	1,000													
(8) Moss_inntekt	0,907	0,982	0,926	0,917	0,993	0,939	0,919	1,000												
(9) Moss_befolkning	0,905	0,951	0,998	0,964	0,956	0,997	0,968	0,917	1,000											
(10) Lørenskog pris	0,960	0,955	0,974	0,994	0,961	0,971	0,989	0,939	0,969	1,000										
(11) Lørenskog_disp.inntekt	0,860	0,943	0,837	0,848	0,952	0,855	0,851	0,979	0,825	0,875	1,000									
(12) Lørenskog_befolkning	0,864	0,866	0,964	0,936	0,881	0,952	0,956	0,826	0,966	0,928	0,721	1,000								
(13) Drammen pris	0,942	0,967	0,987	0,985	0,966	0,986	0,983	0,939	0,985	0,991	0,870	0,941	1,000							
(14) Drammen_inntekt	0,900	0,983	0,934	0,921	0,996	0,947	0,927	0,998	0,928	0,944	0,973	0,842	0,946	1,000						
(15) Drammen_befolkning	0,902	0,970	0,994	0,957	0,975	0,999	0,957	0,945	0,995	0,968	0,864	0,938	0,984	0,953	1,000					
(16) Arbeidsledighetsrate	0,193	0,168	0,271	0,236	0,106	0,267	0,190	0,047	0,304	0,200	-0,078	0,334	0,242	0,045	0,259	1,000				
(17) Realrente	-0,591	-0,508	-0,598	-0,595	-0,495	-0,587	-0,573	-0,461	-0,597	-0,565	-0,358	-0,594	-0,581	-0,459	-0,578	-0,525	1,000			
(18) Nominell rente	-0,639	-0,566	-0,657	-0,667	-0,552	-0,647	-0,630	-0,517	-0,663	-0,624	-0,403	-0,670	-0,641	-0,511	-0,637	-0,653	0,804	1,000		
(19) Gjeld	0,932	0,966	0,991	0,969	0,982	0,991	0,979	0,958	0,985	0,979	0,887	0,942	0,982	0,964	0,989	0,186	-0,572	-0,619	1,000	
(20) Byggekostnad	0,894	0,981	0,940	0,917	0,995	0,952	0,927	0,994	0,934	0,943	0,962	0,846	0,946	0,997	0,959	0,055	-0,455	-0,505	0,968	1,000

Variabel	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
(1) Tromsø pris	1,000																			
(2) Tromsø disp.inntekt	0,525	1,000																		
(3) Tromsø befolkning	-0,074	-0,260	1,000																	
(4) Oslo pris	0,757	0,452	-0,252	1,000																
(5) Oslo_disp.inntekt	0,495	0,948	-0,285	0,461	1,000															
(6) Oslo_bef	-0,445	-0,242	0,520	-0,395	-0,243	1,000														
(7) Moss pris	0,805	0,432	-0,055	0,739	0,459	-0,458	1,000													
(8) Moss_inntekt	0,521	0,916	-0,310	0,458	0,977	-0,263	0,450	1,000												
(9) Moss_befolkning	-0,084	-0,022	-0,344	-0,021	-0,003	-0,249	-0,082	-0,014	1,000											
(10) Lørenskog pris	0,792	0,501	-0,226	0,877	0,524	-0,411	0,865	0,506	-0,020	1,000										
(11) Lørenskog_disp.inntekt	0,539	0,925	-0,345	0,484	0,976	-0,281	0,479	0,982	-0,008	0,543	1,000									
(12) Lørenskog_befolkning	-0,361	-0,253	-0,264	-0,223	-0,256	-0,211	-0,124	-0,281	0,168	-0,210	-0,238	1,000								
(13) Drammen pris	0,755	0,440	-0,052	0,732	0,440	-0,346	0,934	0,422	-0,092	0,867	0,466	-0,174	1,000							
(14) Drammen_inntekt	0,503	0,929	-0,315	0,471	0,989	-0,258	0,473	0,980	-0,006	0,547	0,987	-0,246	0,459	1,000						
(15) Drammen_befolkning	-0,351	0,051	0,063	-0,227	0,051	0,436	-0,364	0,002	0,176	-0,215	-0,017	-0,153	-0,245	0,041	1,000					
(16) Realrente	0,163	0,607	-0,324	0,292	0,666	-0,179	0,230	0,663	0,073	0,327	0,618	-0,028	0,208	0,638	0,095	1,000				
(17) Nominell rente	-0,316	-0,052	0,026	-0,249	-0,039	0,202	-0,136	-0,071	0,193	-0,107	-0,024	0,050	-0,090	0,246	0,235	1,000				
(18) Gjeld	0,281	0,644	-0,295	0,321	0,731	-0,171	0,224	0,748	0,075	0,335	0,694	-0,211	0,166	0,714	0,127	0,867	0,073	1,000		
(19) Arbeidsledighetsrate	-0,097	-0,071	-0,273	-0,096	-0,119	-0,176	-0,149	-0,093	0,203	-0,098	-0,113	-0,006	-0,152	-0,135	0,038	0,017	-0,186	-0,010	1,000	
(20) Byggekostnad	0,460	0,835	-0,202	0,421	0,897	-0,183	0,495	0,885	-0,119	0,503	0,872	-0,286	0,474	0,882	0,048	0,677	0,044	0,689	-0,137	1,000

Noter: Korrelasjonsmatrise for variabler på nivå.

Noter: Korrelasjonsmatrise av første-forskjeller for variabler.

Test for kointegrasjon

I tabell 9 vises resultatene fra en ADF-test på residualene av forklaringsvariabler regressert opp imot avhengig variabel «boligpris». Vi kan forkaste nullhypotesen på 1% signifikansnivå for Drammen, 5% for Oslo, Lørenskog og Moss, og Tromsø på 10% signifikansnivå. Vi kan derfor konkludere med at residualene til realdisponibel inntekt innehar en stasjonær $I(0)$ serie. Dette impliserer et kointegrerende forhold med boligpriser. Nominell rente er signifikant på 5% testnivå for alle regioner utenom Moss, som er signifikant på 10% testnivå. Reell utlånsrente er signifikant på 5% nivå for Oslo, og 10% på resterende regioner. Arbeidsledighetsrate signifikant på 1% nivå for Drammen og Tromsø, 5% for regionene Lørenskog og Moss, men ikke signifikant for Oslo. Reell byggekostnad er signifikant for Oslo, Drammen, Tromsø på 5% signifikansnivå, og 10% for Moss. Reell byggekostnad er ikke signifikant for Lørenskog.

Tabell 9: Resultater fra Argumented Dickey-Fuller test på residualer

Variabel	I nivåer
	Uten konstant og trend
Log realdisponibel inntekt Oslo	-3,918**
Log realdisponibel inntekt Drammen	-4,736***
Log realdisponibel inntekt Lørenskog	-3,768**
Log realdisponibel inntekt Moss	-3,355**
Log realdisponibel inntekt Tromsø	-3,119*
Nominell utlånsrente Oslo	-4,378***
Nominell utlånsrente Drammen	-3,568**
Nominell utlånsrente Lørenskog	-4,203***
Nominell utlånsrente Moss	-3,175*
Nominell utlånsrente Tromsø	-4,161***
Real utlånsrente Oslo	-3,850**
Real utlånsrente Drammen	-3,609**
Real utlånsrente Lørenskog	-3,065*
Real utlånsrente Moss	-3,039*
Real utlånsrente Tromsø	-3,137*
Arbeidsledighetsrate Oslo	-1,790
Arbeidsledighetsrate Drammen	-5,087***
Arbeidsledighetsrate Lørenskog	-3,340*
Arbeidsledighetsrate Moss	-3,164*
Arbeidsledighetsrate Tromsø	-4,059***
Log reell byggekostnader Oslo	-3,883**
Log reell byggekostnader Drammen	-3,478**
Log reell byggekostnader Lørenskog	-2,492
Log reell byggekostnader Moss	-3,045*
Log reell byggekostnader Tromsø	-3,650**
Sample periode	2003Q1-2020Q4
Null hypotese: Serien innehar enhetsrot	
Alternativ hypotese: Serien er stasjonær	

Noter: Tabellen viser t-statistikk for utført ADF test på residualene av langsiktig modell. Forklaringsvariablene er regressert opp mot avhengig variabel "Boligpris" for sammenfallende region. ***, **, * angir statistisk signifikans ved 1 %, 5 % og 10 % testnivå. Kristike verdier for regresjonsrestleddsbasert kointegrasjonstest er hentet fra "Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems," Journal of Econometrics, Vol. 35, 1987, side 157. Vi benytter kritisk verdi 3,37 for 5% signifikansnivå. Befolkning og gjeld er utelatt fra kointegrasjonstesting på grunn av ikke-stasjonære egenskaper.

Appendiks B: Diagnostikk

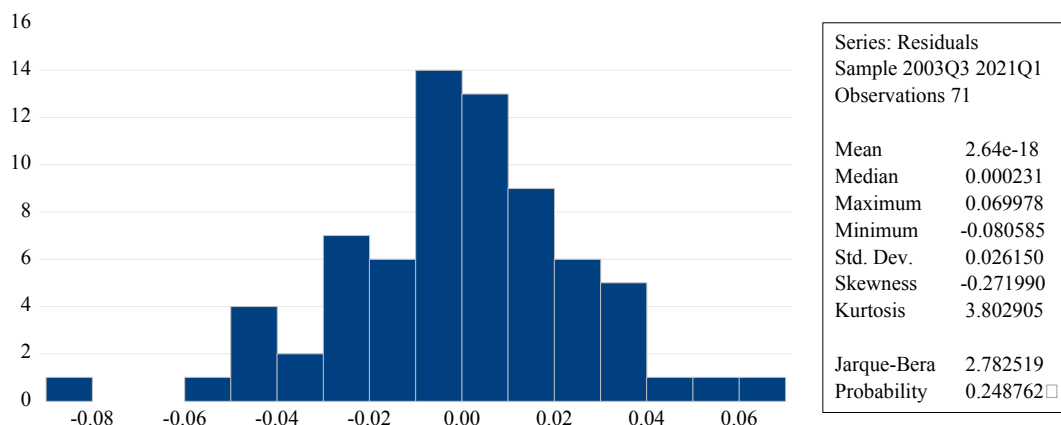
Regresjonsdiagnostikk brukes for å objektivt evaluere om modellens grunnleggende antakelser virker rimelige og er pålitelige. Funn og slutninger fra modellen vil bare være meningsfull dersom modellens antakelser holder. Hvis regresjonsforutsetningene brytes, kan enhver anvendelse av modellens resultater være villedende. I denne delen vil derfor feiljusteringsmodellen bli utprøvd for normalitet og heteroeskedasitet.

Normalitet

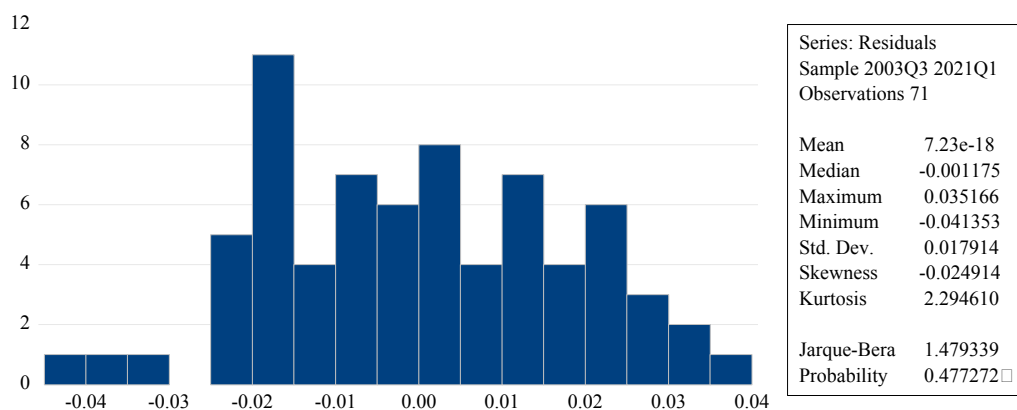
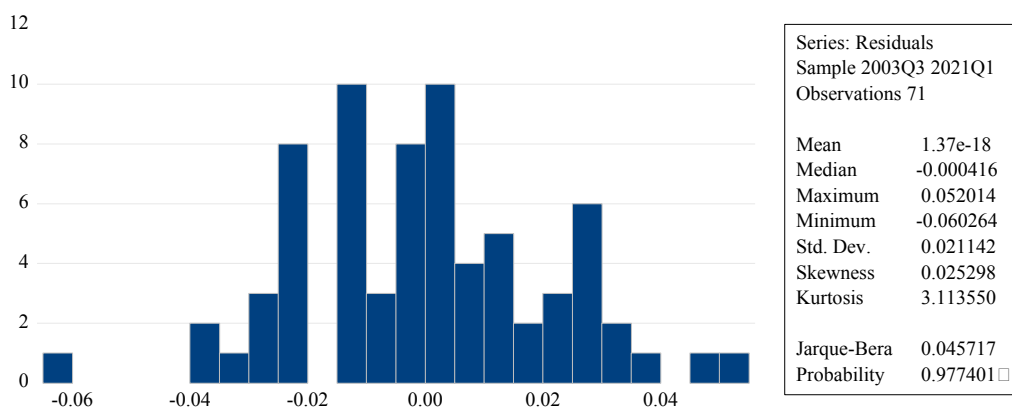
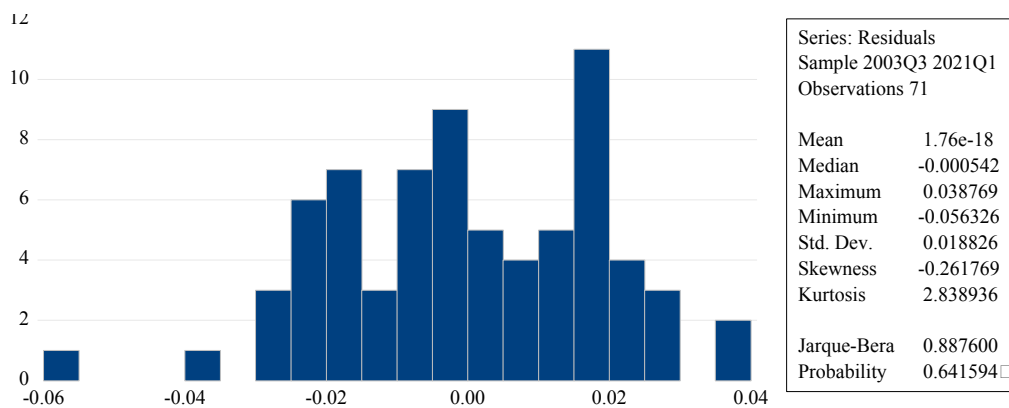
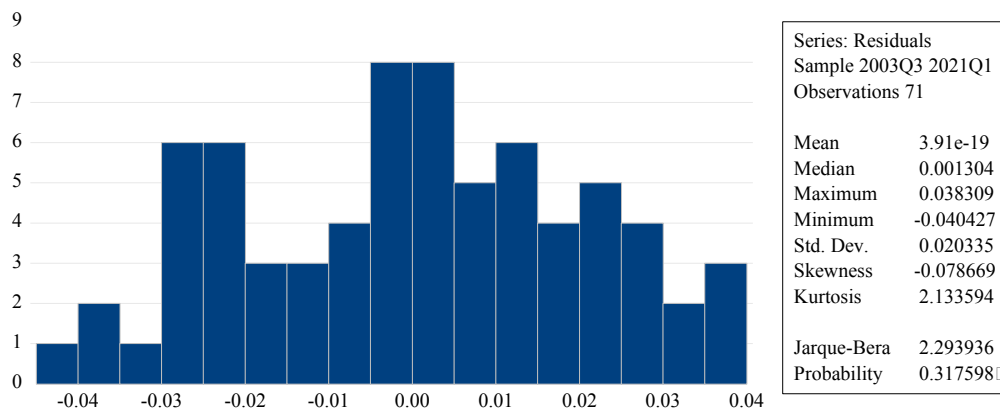
I statistikk refererer begrepet "normalitet" til en viss statistisk fordeling kjent som normalfordelingen. Normalfordelingen er en symmetrisk kontinuerlig fordeling som er karakterisert ved dataenes gjennomsnitt og standardavvik. Når vi undersøker normalitet sjekker vi med om dataene er nærme nok «normalen» til at vi kan bruke det i våre statistiske metoder, uten bekymringer for at dataen ikke representerer virkeligheten.

For å undersøke om det foreligger normalitet kan vi enten visuelt undersøke et histogram av dataen, eller benytte Jarque-Bera testen. Her er det rimelig å anta at dataene er normalfordelt dersom histogrammet er vesentlig klokkeformet og symmetrisk omkring gjennomsnittet. Jarque-Bera testen undersøker om dataen har utvalgsskjevhet og kurtosekarakteristikken til en normalfordeling. Nullhypotesen til Jarque-Bera testen sier at dataene er normalfordelt. Den alternative hypotesen er at dataen ikke følger en normalfordeling. Nedenfor ser dere både resultatet av Jarque-Bera testen og grafene. Vi kan ikke forkaste nullhypotesen til noen av regionene, og vi kan konkludere med at residualene er normalfordelt.

Figur: 8: Jarque-Bera test og grafisk tolkning av normaliteten til residualene, Lørenskog



Noter: Histogrammet viser tydelig at dataen er klokkeformet og symmetrisk om gjennomsnittet. Nederst til høyre i informasjonsboksen ser vi at resultatet av Jarque-Bera testen. Her viser sannsynligheten (Probability) 0,2487, som impliserer at vi ikke kan forkaste nullhypotesen på hverken 10%, 5% og 1% signifikansnivå. Vi kan konkludere med at dataen er normalfordelt.

Figur 9: Jarque-Bera test og grafisk tolkning av normaliteten til residualene, Drammen**Figur 10:** Jarque-Bera test og grafisk tolkning av normaliteten til residualene, Lørenskog**Figur 11:** Jarque-Bera test og grafisk tolkning av normaliteten til residualene, Moss**Figur 12:** Jarque-Bera test og grafisk tolkning av normaliteten til residualene, Tromsø

Heteroskedastisitet

En viktig antakelse for bruk av OLS og lineær regresjon, er at residualene har samme varians på hvert nivå av den avhengige variabelen. Dette kalles er homoskedastisitet. Når denne forutsetningen brytes, sies det at residualene viser heteroskedastisitet. Dette betyr at når Y øker, øker eller reduseres variansene. Hvis det avdekkes heteroskedastisitet, kompromitteres påliteligheten til regresjonsresultatene. For å vurdere om heteroskedastisitet er til stede eller ikke, benytter vi en Breusch-Pagan test.

Nullhypotesen er at alle feilvariansene er like (homoskedastisitet). Den alternative hypotesen sier at feilvariansene er ulike (heteroskedastisitet). F-statistikk og Prob.Kj χ^2 for de ulike regionene er vist i tabell 11 nedenfor. Nullhypotesen om konstant varians kan ikke forkastes for regionene.

Tabell: 10: Breusch-Pagan test

	F-statistikk	Prob. Kj χ^2
Oslo	0,9155	0,3943
Drammen	1,0763	0,3527
Lørenskog	1,8573	0,1315
Moss	0,7319	0,5296
Tromsø	0,1964	0,8922
Nullhypotese: Homoskedastisitet		
Alternativhypotese: Heteroskedastisitet		

Noter: I tabellen vises F-statistikk samt p-verdi for kjikvadrattest for de ulike regionene. Hvis p-verdien overstiger 0,05, kan vi ikke forkaste nullhypotesen om homoskedastisitet.



Norges miljø- og biovitenskapelige universitet
Noregs miljø- og biovitenskapelige universitet
Norwegian University of Life Sciences

Postboks 5003
NO-1432 Ås
Norway