



Handelshøyskolen BI

BTH 36201 Bacheloroppgave - Økonomi og administrasjon

Bachelor thesis 100 %

Predefinert informasjon

Startdato:	08-01-2024 09:00 CET
Sluttdato:	03-06-2024 12:00 CEST
Eksamensform:	D
Termin:	202410
Vurderingsform:	Norsk 6-trinns skala (A-F)
Flowkode:	202410 10915 IN17 T D
External assessor:	External assessor 1
Internal assessor:	Internal assessor 1

Navn:

Vetle Widerøe Tronstad, Andreas Parelus Riseth

Informasjon fra deltaker

Tittel *:	Boligpriser i Norge. En bacheloroppgave om drivere og geografiske forskjeller.
Navn på veileder *:	Denis Becker

Inneholder besvarelsen
konfidensielt
materiale? Nei

Kan besvarelsen
offentliggjøres? Ja

Gruppe

Gruppenavn: (Anonymisert)

Gruppenummer: 19

Andre medlemmer i gruppen:

Bacheloroppgave ved Handelshøyskolen BI

Boligpriser i Norge. En bacheloroppgave om drivere og geografiske forskjeller.

Eksamenskode og navn:

BTH 36201 Bacheloroppgave - Økonomi og administrasjon

Utleveringsdato:

08.01.2024

Innleveringsdato:

03.06.2024

Stuedsted:

BI Trondheim

Forord

Denne bacheloroppgaven er en del av bachelorstudiet i økonomi og administrasjon ved Handelshøyskolen BI Trondheim. Arbeidet med oppgaven ble gjennomført vinter og vår 2024 og har vært både tidkrevende og utfordrende, men også svært spennende og gitt oss et stort læringsutbytte.

Vi ønsker å rette en stor takk til vår veileder, Denis Becker, for konstruktive tilbakemeldinger, gode innspill til oppgaven og for flere hyggelige samtaler gjennom dette semesteret. Vi ønsker også å takke Handelshøyskolen BI Trondheim for tre flotte, lærerike og innholdsrike år.

Sammendrag

En bolig kan være både et hjem og en investering, og etterspørselen har vært stabil de siste årene. Økningen i boligprisindeksen på 151% siden 2005 viser boligmarkedets økonomiske betydning i Norge. Prisveksten påvirker mange, og spørsmål om faktorene bak etterspørsels- og prisveksten er derfor svært sentrale. Derfor er målet med denne bacheloroppgaven å undersøke drivere og geografiske forskjeller i boligprisutviklingen.

Oppgaven har en kvantitativ tilnærming hvor flere teoretiske og empiriske rammeverk er inkludert for å bedre forstå boligprisutviklingen i Norge. Det ble gjort en lineær regresjonsanalyse med formål om å identifisere makroøkonomiske faktorer og en multippel regresjonsmodell for å undersøke flere uavhengige variabler samtidig. For å sikre gyldigheten av resultatene fra analysene ble flere klassiske forutsetninger hensyntatt.

Resultatene fra analysene viser avvik fra forventningene både på regionalt og nasjonalt nivå. På nasjonalt nivå viser analysene at inntektsvariabelen er ikke-signifikant, noe som ikke stemmer med teorien om at økt inntekt fører til økt konsum. Derimot er nybygg, kostnader og rente signifikante og samsvarer med teorien fra Jacobsen og Naug (2005). Videre viser resultatene av analysene på nasjonalt nivå at arbeidsledighet heller ikke er signifikant, selv om den påvirker boligprisene negativt på grunn av sammenhengen med betalingsevne og økonomisk usikkerhet. Befolkningsvariabelen viser også ikke-signifikante resultater med en negativ koeffisient, noe som er i strid med etterspørselsteorien.

Resultatene fra de regionale analysene viser at inntektsvariabelen er positiv og signifikant i alle modellene, noe som muligens kan skyldes interpolasjonstilnærmingen som ble brukt og den generelle økonomiske veksten siden 2005. Nybygg er signifikant i 3 av 6 modeller, mens befolkningsvariabelen er signifikant i bare 1 av 6 modeller på regionalt nivå. Videre viser resultatene på regionalt nivå at rentevariabelen er negativ i alle modeller og signifikant i 3 av 6, mens ledighetsvariabelen er positiv i alle modeller, noe som også er avvikende fra våre forventninger. Bruken av den nasjonale utlånsrenten kan forklare manglende signifikans i resten av modellene, da den kan være geografisk bestemt.

Tabeller

TABELL 1 - VARIABELINNSAMLING OG NØDVENDIGE TILPASNINGER	31
TABELL 2 - NEWY-WEST ROBUSTE STANDARDFEIL MODELL 1	42
TABELL 3 - SBIC- OPTIMAL TIDSFORSKYVNING FEILJUSTERINGSMODELLEN	47
TABELL 4 - RESULTAT VALIDITETSTESTER FEILJUSTERINGSMODELLEN	47
TABELL 5 - NASJONALE MODELLEN'S KOEFFISIENTER OG SIGNIFIKANS	49
TABELL 6 - RESULTATER, REGIONALE KOEFFISIENTER, OG SIGNIFIKANS	55

Figurer

FIGUR 1 - GRAFISK ILLUSTRASJON AV DE REGIONALE OMRÅDENE	8
FIGUR 2 - GRAFISK FREMSTILLING AV NASJONALE BOLIGPRISUTVIKLINGEN	9
FIGUR 3 - GRAFISK FREMSTILLING AV REGIONALE BOLIGPRISUTVIKLINGEN	9
FIGUR 4 - GRAFISK FREMSTILLING AV SAMLET ETTERSPOERSEL OG TILBUD	10
FIGUR 5 - UTVIKLING AV UTLANSRENTE VS. STYRINGSRENTE (%)	16
FIGUR 6 - ILLUSTRASJON AV ARBEIDSLEDIGHETSRATEN	17
FIGUR 7 - ILLUSTRASJON AV HUSHOLDNINGENES DISPONIBLE REALINNTTEKT	18
FIGUR 8 - ILLUSTRASJON AV UTVIKLINGEN AV NYBYGG	19
FIGUR 9 - ILLUSTRASJON AV BEFOLKNINGSVEKSTEN I NORGE	20
FIGUR 10 - ILLUSTRASJON AV BYGGEKOSTNADSIINDEKSEN	21
FIGUR 11 - ILLUSTRASJON AV BOLIGPRISINDEKS OG BYGGEKOSTNADSIINDEKS ...	21
FIGUR 12 - ILLUSTRASJON AV FORVENTNINGSBAROMETER	22
FIGUR 13 - GRAFISK FREMSTILLING AV STASJONÆR OG IKKE-STASJONÆR SERIE 36	
FIGUR 14 - GRAFISK FREMSTILLING AV HETERO – OG HOMOSKEDASTISITET	39

Innhold

Forord	2
Sammendrag	3
Tabell- og figurliste	4
Innhold	5
Kapittel 1 - Introduksjon	7
1.1 Problemstilling.....	9
Kapittel 2 - Teoretisk forankring	10
2.1 Tilbud og etterspørsel	10
2.1.1 Sørensen & Whitta-Jacobsen (2010) modell for tilbud i boligmarkedet	11
2.1.2 Sørensen & Whitta-Jacobsen (2010) modell for etterspørsel i boligmarkedet	13
2.2 Forklaringsvariabler.....	14
2.2.1 Utlånsrenten til husholdninger.....	15
2.2.2 Arbeidsledighet.....	16
2.2.3 Inntekt.....	17
2.2.3.1 Disponibel realinntekt.....	17
2.2.3.2 Bruttoinntekt.....	18
2.2.4 Nybygg	18
2.2.5 Befolkning	19
2.2.6 Byggekostnader	20
2.2.7 Forventninger til landets økonomi.....	21
2.3 Tidligere litteratur	23
2.3.1 Larsen & Sommervoll.....	23
2.3.1.1 Særtrekk og paradokser i Norges boligmarkeder	23
2.3.1.2 Arbeidsmarkedet.....	24
2.3.1.3 Nybygging, finansiering og forventninger	24
2.3.1.4 Optimisme og framtidige priser.....	25
2.3.1.5 Kreditt og egenkapital.....	25
2.3.1.6 Konkluderende merknader og politikimplikasjoner	26
2.3.2 Jacobsen & Naug: teori om boliger på kort sikt og lang sikt.....	26
2.3.2.1 Boligpriser på kort sikt	26
2.3.2.2 Boligpriser på lang sikt.....	27
2.3.2.3 Hva kan påvirke boligprisene?	27
2.4 Avsluttende kommentar.....	30
Kapittel 3 - Metode	30
3.1 Datagrunnlag.....	30
3.2 Økonometri	34
3.2.1 Regresjonsmodellenes forutsetninger.....	34
3.2.1.2 Regresjonsmodell basert på Jacobsen & Naug.....	34

3.2.1.3	Stasjonærhet	35
3.2.1.4	Forutsetninger for forventningsrette estimatorer	37
3.2.1.5	Laggede variabler	41
3.2.1.6	Robuste standardfeil Newey-West	41
3.2.1.7	Regresjonslikningen uten parameterrestriksjoner	42
3.2.2	Feiljusteringsmodell	42
3.2.2.1	Kointegrasjon og feiljusteringsmodell (ARDL)	42
3.2.2.2	Feiljusteringsmodell ved kointegrasjon	43
3.2.2.3	ARDL ved ulike integrasjonsorden	43
3.2.2.4	ARDL-metode	44
3.2.2.5	Fremgangsmåte feiljusteringsmodell	46
3.2.2.6	Den endelige feiljusteringsmodellen	47
3.2.2.7	Validitet av feiljusteringsmodellen	48
3.3	Hypotese	48
3.3.1	Formulerte hypoteser	48
Kapittel 4 - Resultater		49
4.1	Nasjonale resultater:	49
4.1.1	Forklaringskraft - modell 1	50
4.1.2	Koeffisienter - modell 1	50
4.1.3	Signifikante variabler - modell 1	50
4.2	Feiljusteringsmodellen's resultater	50
4.2.1	Koeffisienter - feiljusteringsmodell	51
4.2.2	Signifikante variabler	52
4.3	Valg av nasjonal modell	52
4.4	Regionale resultater	52
4.4.1	Oslo	52
4.4.2	Agder	53
4.4.3	Vestlandet	54
4.4.4	Innlandet	54
4.4.5	Midt-Norge	55
4.4.6	Nord-Norge	55
4.5	Sammenligning av resultater	56
Kapittel 5 - Vurderinger av metode og resultater		56
5.1	Nasjonal modell	57
5.2	Regional modell	57
5.3	Sammenligning av modellene	58
5.4	Svakheter med modellene	59
Kapittel 6 - Konklusjon		60
Kapittel 7 - Referanser		61
Kapittel 8 - Vedlegg		64

Kapittel 1 - Introduksjon

En bolig kan både fungere som et sted å bo og et investeringsobjekt. Etterspørselen etter boliger har vært stabil over tid, også når det er eksterne uroligheter i andre markeder (EiendomNorge, 2014).

Når en bolig anskaffes for eget forbruk, som et varig bosted, er det ofte en betydelig og livsvarig investering (ODIN, 2019). Derimot når en bolig anskaffes kun som et rent investeringsobjekt, er det viktig å vite hvordan avkastning du kan forvente deg, og hva som påvirker denne (ODIN, 2019). Uansett om det er behovet for et hjem, eller ønsket om økonomisk gevinst som ligger til grunn for boliginvesteringene, krever det undersøkelse og analyse før man bestemmer seg for å investere (OBOS, 2022).

Statistikk viser at omtrent 81,6% av den norske befolkning eier boligen de bor i (Statistisk sentralbyrå u.å.a), noe som betyr at utviklingen i boligmarkedet har potensial til å påvirke en stor andel av husholdningenes velferd i stor grad (Statistisk sentralbyrå u.å.a).

Den enorme økningen i boligprisindeksen på hele 151% siden 2005 (Statistisk sentralbyrå, u.å.a) viser den økonomiske betydningen av boligmarkedet i Norge, se figur 2 og 3. Denne prisøkningen har en allmenn innvirkning, og det har over lengre tid blitt stilt spørsmål om de underliggende faktorene som driver etterspørsels- og prisvekst (Dagens Næringsliv, 2022).

Utgangspunktet for denne bacheloroppgaven ble derfor et ønske om å finne ut hvilke eksterne faktorer som har hatt størst innflytelse på boligprisutviklingen på et nasjonalt kontra regionalt nivå. Ettersom bolig er et stedsbestemt objekt ble det også et ønske å studere de regionale forskjellene i boligprisutviklingen.

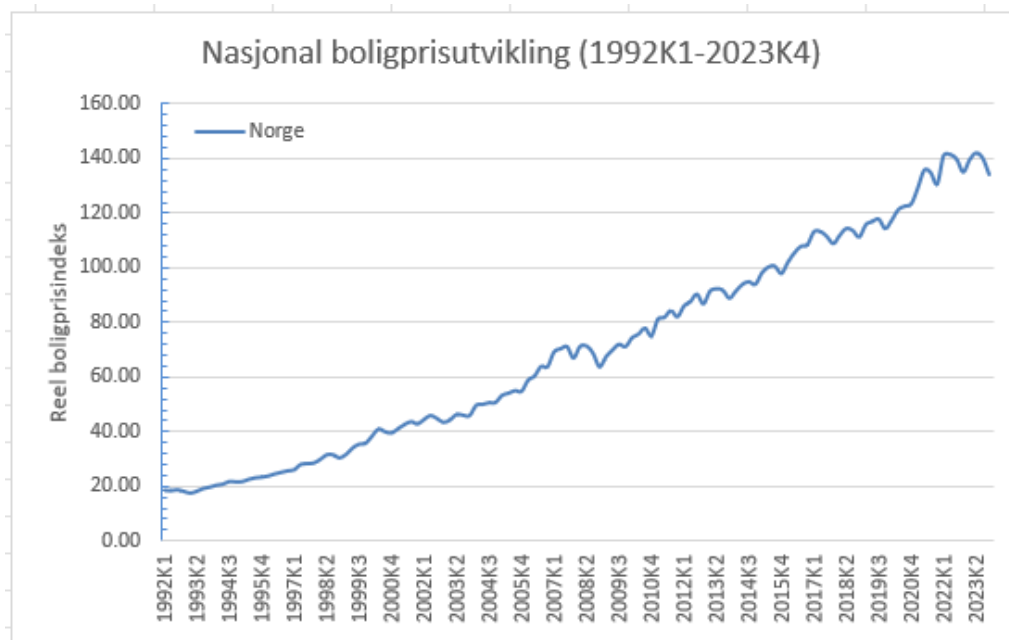


Figur 1 - Grafisk illustrasjon av de regionale områdene

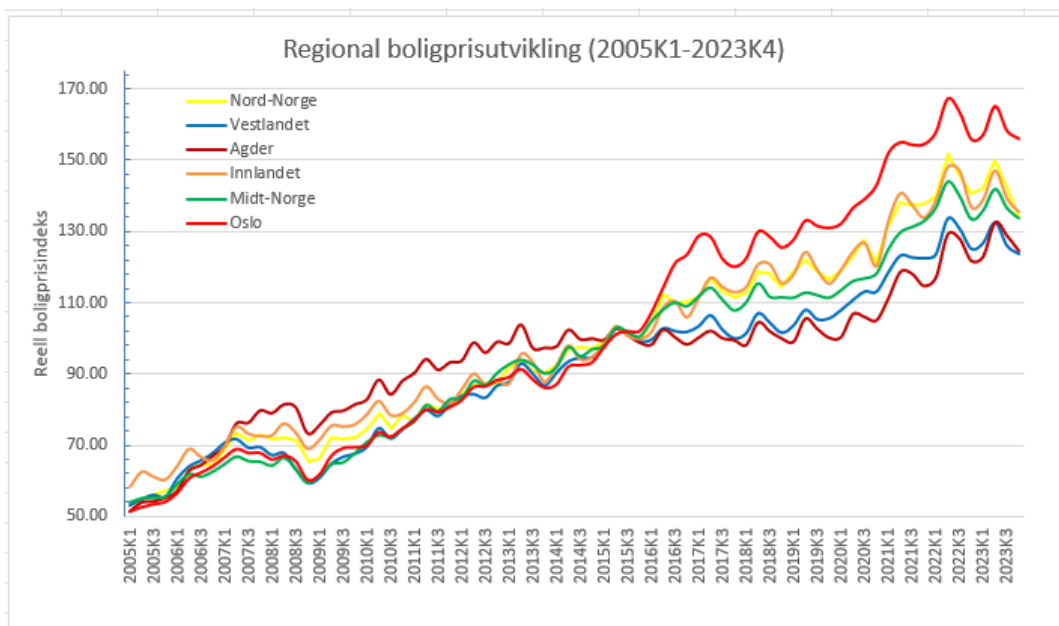
Regionalt ble det inndelt i seks distinkte og geografisk spredte områder, se figur 1. Disse regionene inkluderer Nord-Norge, som består av det nåværende fylket Troms- og Finnmark; Midt-Norge, som omfatter Trøndelag; Vestlandet, sammensatt av Vestland og Rogaland; samt Agder og Oslo.

Økonometri med tilhørende teori ble anvendt for å utlede forventningsrette regresjonsmodeller for å analysere ulike faktorer, og effekten av disse på et nasjonalt kontra regionalt nivå.

ChatGPT ble brukt i oppgaven til å komme med grammatiske forslag og omskrivninger av tekst, men ikke til å generere innhold (OpenAI, 2024).



Figur 2 - Grafisk fremstilling av den nasjonale boligprisutviklingen basert på data fra Statistisk sentralbyrå (u.å.a)



Figur 3 - Grafisk fremstilling av den regionale boligprisutviklingen basert på data fra Statistisk sentralbyrå (u.å.a)

1.1 Problemstilling

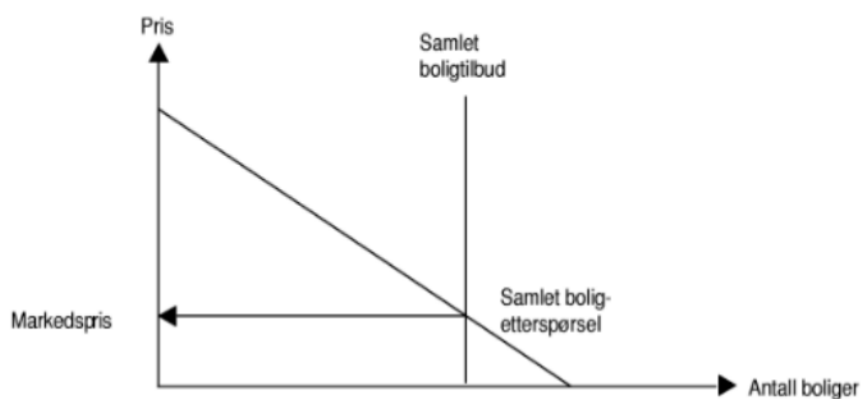
Formålet med denne bacheloroppgaven er å undersøke hvilke forklaringsvariabler, inndelt i drivere og geografiske forskjeller, som er signifikante i forbindelse med boligprisutviklingen i Norge.

Kapittel 2 - Teoretisk forankring

I dette kapittelet presenteres de teoretiske og empiriske rammene som er inkludert i oppgaven for å gi en forståelse for boligprisutviklingen i Norge og for å kunne bedre forstå, tolke og diskutere resultatene av analysene.

2.1 Tilbud og etterspørsel

Som i enhver fri markedsøkonomi er boligprisene et resultat av samspillet mellom tilbud og etterspørsel (Regjeringen, 2002). I boligmarkedet er det kjøperne som dikterer etterspørselen, mens selgerne styrer tilbudet (Sørensen & Whitta-Jacobsen, 2010). Likevektsprisen i boligmarkedet bestemmes av skjæringspunktet mellom tilbud og etterspørsel (Eiendomsutviklerne, 2016). I dette skjæringspunktet finner vi markedstilpasningen (Regjeringen, 2002). Grafisk illustreres dette ved bygningsmassen som tilbys på den horisontale aksene og etterspørselen som varierer avhenger av prisnivået på den vertikale aksene, se figur 4.



Figur 4 - Grafisk fremstilling av samlet etterspørsel og tilbud hentet fra Regjeringen (2002)

I de neste delene beskrives det teoretiske rammeverket til Sørensen og Whitta-Jacobsen om tilbud og etterspørsel i boligmarkedet som er forankret i arbeidet til James Tobin, og da spesielt i hans konsept "Tobin's Q" (Tobin, 1969).

Tobin's Q er en økonomisk modell som deler mange likheter med det velkjente konseptet "Price to book ratio", hvor forholdet mellom markedsverdi og eiendelsverdi beregnes (Investopedia, 2023). Det som skiller Tobins Q fra P/B-konseptet er imidlertid at forholdstallet beregnes som markedsverdi over

gjenanskaffelseskostnad for bedriftens eiendeler (Tobin, 1969). Denne tilnærmingen er valgt fordi Tobin's Q gir en mer direkte indikasjon på over- eller undervurdering av eiendeler. Tolkningen av Tobin's Q er enkel: dersom q er større enn 1, indikerer det at markedet priser eiendelene til en premie. Det vil si at for eksterne aktører vil investering i boligbygging være lønnsomt så lenge $q > 1$, og vice versa (Tobin, 1969).

2.1.1 Sørensen & Whitta-Jacobsen (2010) modell for tilbud i boligmarkedet

For å forstå boligmarkedets likevekt, er det nødvendig å se på tilbud og etterspørsel som to separate faktorer (Sørensen & Whitta-Jacobsen, 2010).

Bygging av nye boliger tar tid, og boligtilbudet er derfor relativt stabilt på kort sikt. På lengre sikt vil tilbudet tilpasse seg etterspørselen gjennom endringer i antall nybygg i den eksisterende boligmassen. Dette fører til en viss grad av treghetstilpasning i boligmarkedet (Sørensen & Whitta-Jacobsen, 2010).

Sørensen & Whitta-Jacobsen (2010) illustrerer den kortsiktige produksjonsfunksjonen for nybygg slik:

$$(1) I^H = A \cdot X^\beta, (0 < \beta < 1)$$

I modellen ovenfor, heretter kalt likning (1), er I^H den avhengige variabelen, som representerer produksjon av nybygg (Sørensen & Whitta-Jacobsen, 2010). Den uavhengige variabelen (X) representerer innsatsfaktoren, og (A) er konstantleddet som reflekterer produksjonskapasiteten. Videre er eksponenten (β) en parameter med betingelsene for avtagende skalautbytte (Sørensen & Whitta-Jacobsen, 2010). Dette indikerer at når vi øker innsatsfaktorene, vil avkastningen på produksjonen av nye boliger øke, men i et avtakende tempo. Med andre ord, hvis eksempelvis innsatsfaktorene dobles, vil den totale produksjonsøkningen være mindre enn en dobling, noe som indikerer en avtagende marginell avkastning (Sørensen & Whitta-Jacobsen, 2010).

Videre kan (1) forenkles ved at innsatsfaktoren (X) består av arbeid (L) og bygningsmateriale (Q):

$$L = aX,$$

$$Q = bX,$$

Dette innebærer at for å produsere en enhet av (X) kreves det (a) antall arbeidstimer og (b) antall bygningsmaterialer. Dermed kan prisen på en enhet av (X) uttrykkes slik:

$$(2) P = aW + bP^Q,$$

Likningen ovenfor, heretter kalt (2), beskriver prisen på en enhet (X) ved hjelp av en indeks for bygningskostnader (P), der (P^Q) representerer prisen på bygningsmaterialer og (W) er lønnsraten (Sørensen & Whitta-Jacobsen, 2010).

Profitten til den representative produsenten vil være ($P^H I^H$), hvor (P^H) representerer markedsprisen på en enhet bolig, og (I^H) produksjonen av nybygg. Dette kan formuleres som vist i likningen nedenfor, heretter kalt (3):

$$(3) \Pi = P^H I^H - P X = P^H I^H - P (I^H/A)^{1/\beta},$$

For å finne den maksimale profitten til produsenten, utfører vi en derivasjon av profittfunksjonen i likning (3) med hensyn til I^H (Sørensen & Whitta-Jacobsen, 2010). Førsteordensbetingelsen for dette gir følgende likning (4):

$$(4) P^H - \frac{P}{\beta A} * \left(\frac{I^H}{A}\right)^{\frac{1-\beta}{\beta}} = 0,$$

I likning (4) sitter vi igjen med produsentens marginale inntekt i det første leddet og den marginale konstruksjonskostnaden i det andre leddet (Sørensen & Whitta-Jacobsen, 2010). Dermed kan produsentens tilbudskurve for ny investering i bolig uttrykkes som følger i likning (5):

$$(5) I^H = k \left(\frac{P^H}{P}\right)^{\frac{\beta}{1-\beta}}, \text{ hvor } k \equiv \left((\beta)^{\frac{\beta}{1-\beta}} * (A)^{\frac{\beta}{1-\beta}} \right)$$

Den relative variabelen for pris P^H/P kan ifølge Sørensen og Whitta-Jacobsen

(2010, s. 408) sammenlignes med Tobin's Q. Siden betingelsene for (β) er avtakende skalautbytte, vil produksjonen av nybygg (I^H) være økende i forhold til prisen på en bolig (P^H) og prisen på konstruksjonskostnadene (P). Desto større P^H er i forhold til P , jo høyere vil I^H bli, og den representative produsenten vil tjene mer.

2.1.2 Sørensen & Whitta-Jacobsen (2010) modell for etterspørsel i boligmarkedet

Sørensen & Whitta-Jacobsen sin modell om etterspørsel i boligmarkedet ser på den samlede etterspørselen etter bolig, bestående av forbrukernes kjøp av boligmasse (H) til en gitt markedspris (P^H) per enhet (Sørensen & Whitta-Jacobsen, 2010). Ved anvendelse av lån for å finansiere boligkjøpet, blir rentefaktoren (r) benyttet for boliglånsrenten. I tilfeller der boliganskaffelsen utelukkende er basert på egenkapital, vil (r) representere alternativkostnad for boliginvestering, grunnet uoppnådd meravkastning i andre markeder. En bolig krever også at forbrukeren betaler for vedlikehold (δ). Forbrukerens totale boligkonsum vil da i følge (Sørensen & Whitta-Jacobsen, 2010) kunne uttrykkes som:

$$(6) (r + \delta)P^H H$$

Boligens depresiering beregnes ved ($\delta = g - g_e$). Her representerer (δ) den nødvendige verdien som må allokere til vedlikehold og reparasjoner for å opprettholde boligens verdi i et stabilt boligmarked, mens (g_e) er den forventede vekstraten i boligprisene (Sørensen & Whitta-Jacobsen, 2010). I tillegg bruker forbrukeren en sum (C) av varer ikke tilknyttet bolig, og med en inntekt representert som (Y), blir forbrukerens budsjettbetingelse formulert slik av (Sørensen & Whitta-Jacobsen, 2010):

$$(7) Y = (r + \delta)P^H H + C$$

Konsum (C) og inntekt (Y) settes ved en forenkling lik 1 i likningen ovenfor, heretter kalt (7). Denne normaliseringen betyr at en økning i (P^H) relativt til det generelle prisnivået, impliserer reel boligprisvekst. Altså eier av bolig har opplevd

en realkapitalgevinst ved boligkonsum (Sørensen & Whitta-Jacobsen, 2010). Antar at alle forbrukere er nyttemaksimerende, og allokterer inntekten sin mellom boligkonsum og annet konsum. Forbrukerens nyttefunksjon kan ta uttrykkes gjennom Cobb-Douglas form, heretter kalt (8):

$$(8) U = H^\eta C^{1-\eta}, 0 < \eta < 1.$$

Videre kan budsjettbetingelsen fra likning (7) til å eliminere konsum (C) fra likning (8) settes inn. Dette gir oss likning (9):

$$(9) U = H^\eta [Y - (r + \delta)P^H H]^{1-\eta}.$$

For å finne forbrukerens optimale boligetterspørsel, maksimerer vi nyttefunksjonen (9) med hensyn på boligmasse (H). Dette gjøres ved derivasjon, samt sette førstederiverte lik null (Sørensen & Whitta-Jacobsen, 2010). Da får vi førsteordensbetingelsen som er vist under (10):

$$(10) \eta H^{\eta-1} [Y - (r + \delta)P^H H]^{1-\eta} - (r + \delta)P^H (1 - \eta) H^\eta [Y - (r + \delta)P^H H]^{-\eta} = 0.$$

Deretter løser vi likning (10) med hensyn på boligmasse (H), slik at vi ender opp med boligetterspørsel (H^d). Da blir likning (10) uttrykt slik i (11):

$$(11) H^d = \frac{\eta Y}{(r + \delta)P^H}.$$

Denne ligningen illustrerer funksjonen til etterspørselen i boligmarkedet. Vi observerer at etterspørselen etter bolig øker proporsjonalt med inntekten (Y), samtidig som etterspørselen avtar med stigende rente (r), økt depresieringsrate (δ) og økte boligpriser (P^H). Som tidligere fastslått, forblir tilbudet av boliger konstant på kort sikt, og dermed vil det primært være etterspørselen som driver endringer i boligmarkedet på kort sikt (Sørensen og Whitta-Jacobsen 2010, s. 410).

2.2 Forklaringsvariabler

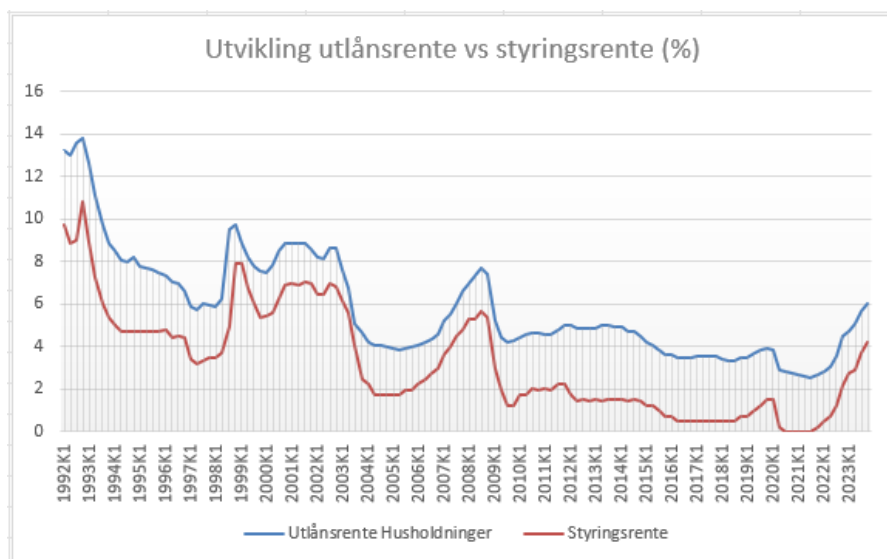
I analysene utført av Jacobsen & Naug (2005) blir de mest betydningsfulle forklaringsvariablene for boligpriser identifisert som rentenivået, arbeidsledigheten, nybygg og husholdningenes inntekt (Jacobsen & Naug, 2005). I tillegg har eiendomsmeglere nylig påpekt faktorer som forventninger og byggekostnader som viktige for endringer i boligprisene (EiendomsMegler 1, 2022). Derfor ble også disse faktorene inkludert i regresjonsmodellen. Disse forklaringsvariablene er beskrevet mer utfyllende nedenfor.

2.2.1 Utlånsrenten til husholdninger

Etterspørselen etter boliger er i betydelig grad avhengig av styringsrenten. En økning i styringsrenten medfører vanligvis en nedgang i etterspørselen, da tilgangen på kreditt i økonomien reduseres (Steigum, 2018). Styringsrentens nivå påvirker i stor grad bankenes fleksibilitet når det gjelder utlån og innskudd. Lave renter, i motsetning til høye, resulterer i økte gjeldsnivåer blant husholdningene, og dermed større disponible midler, noe som positivt påvirker etterspørselen (Steigum, 2018).

For tiden er styringsrenten i fokus, da mange husholdninger med vanlig inntekt nå sliter med å betjene boliglånene sine som ble innvilget ved lavrenteperioder (Finanswatch, 2024). Det antydes at styringsrenten vil forbli stabilt høy gjennom 2024 (E24, 2023), noe som vil innstramme økonomien og følgelig reduserer investeringer i bolig (Steigum, 2018). En endring i rentenivået vil også indirekte påvirke boligkjøp som investeringsobjekt, da det vil bli mindre lønnsomt å igangsette nybygg. Teoretisk sett vil disse renteforventingene slå negativt ut på boligprisen (Jacobsen & Naug, 2005).

I analysene som inkluderer boligpriser i denne oppgaven vurderes det som mest hensiktsmessig å vurdere bankenes utlånsrente til husholdninger som et mål for rentevariasjoner. Da denne renten representerer boliglånsrenten mer presist, er den brukt som indikator for renten i analysene i denne oppgaven.

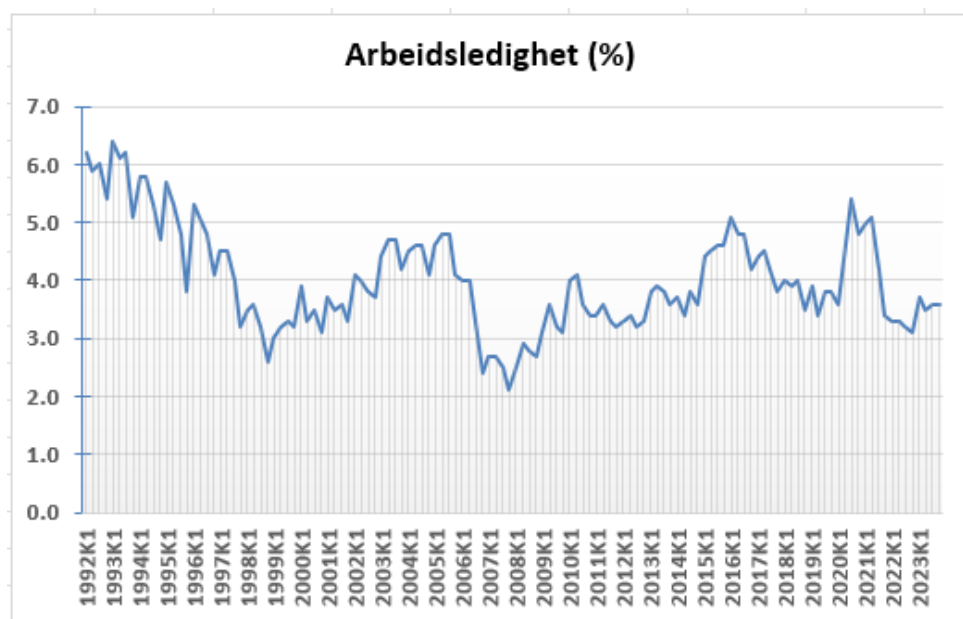


Figur 5 - Utvikling av utlånsrente vs. styringsrente (%). Kilde: Statistisk sentralbyrå (u.å.b og u.å.c)

2.2.2 Arbeidsledighet

Figur 6 illustrerer arbeidsledighetsraten, som korrelerer sterkt med landets økonomiske tilstand (Statistisk sentralbyrå u.å.d). I perioder med høykonjunktur vil arbeidsledigheten være lav på grunn av økt aktivitet i markedet (Steigum, 2018). I slike perioder er husholdningene vanligvis mindre tilbakeholdne med å bruke penger (Steigum, 2018). Tilsvarende vil arbeidsledigheten være høyere i lavkonjunkturer, når økonomien generelt sett opplever nedgang (Steigum, 2018).

I lavkonjunkturer opplever banker økt risiko knyttet til mislighold av lån, noe som kan føre til at mulighetene for å få lån strammes inn og dermed reduseres (Steigum, 2018). Dette kan igjen bidra til en nedgang i etterspørselen etter bolig på grunn av at husholdningene har begrenset tilgang til finansiering (Steigum, 2018).



Figur 6 - Illustrasjon av arbeidsledighetsraten. Kilde: Statistisk sentralbyrå (u.å.d)

2.2.3 Inntekt

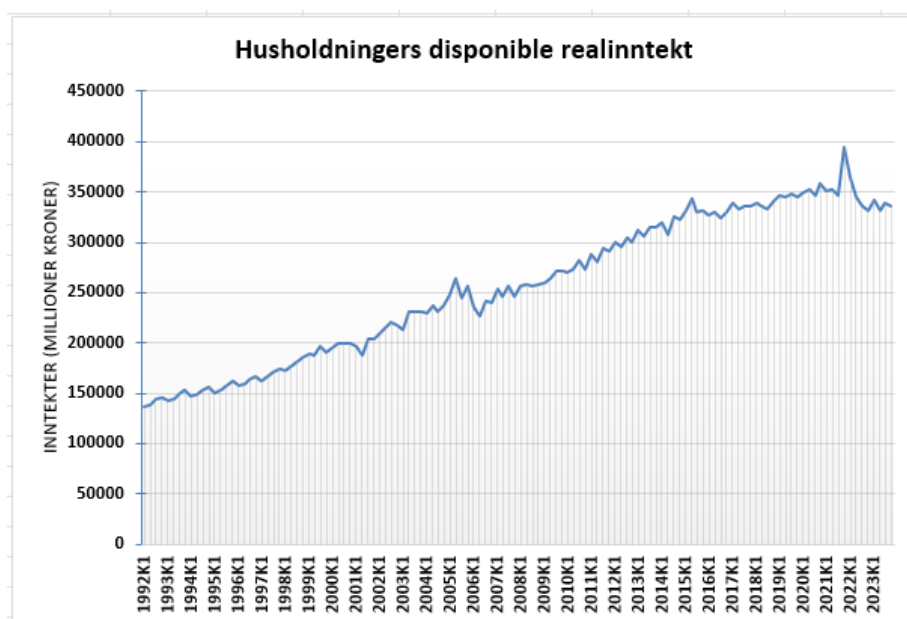
I denne oppgavens analyser ble det anvendt to ulike mål for inntekt. For å oppnå høyest mulig presisjon i den nasjonale regresjonsmodellen, ble husholdningenes disponible realinntekt valgt som indikator. I de regionale regresjonsmodellene derimot, ble samlet medianinntekt for husholdninger benyttet. Dette fordi data på husholdningenes disponible realinntekt ikke eksisterer regionalt.

2.2.3.1 Disponibel realinntekt

Figur 7 illustrerer husholdningenes kvartalsvise disponible realinntekt, som fungerer som en indikator på den norske økonomiens tilstand. Denne metrikken reflekterer den totale inntekten husholdningene har til disposisjon etter fradrag av skatter og avgifter, og representerer dermed den faktiske inntekten tilgjengelig til forbruk. Realinntekten vil også være avgjørende i betjening av lån, samt husholdningenes sparing.

De siste 30 årene har den årlige gjennomsnittlige reallønnsveksten ligget på om lag 1.84% (Statistisk Sentralbyrå, u.å.e). Noe som gir en reell boligprisvekst som ikke kan forsvares av husholdningenes inntekt. Grafen viser en jevn økning frem til 2021, da den nådde unormalt høye nivåer, etterfulgt av en nedgang i de påfølgende årene (Statistisk Sentralbyrå, u.å.e). En mulig forklaring på denne nedgangen kan være den uvanlig høye prisveksten i perioden (Statistisk sentralbyrå, u.å.f). Videre forventes det at inntektsøkninger vil være realistiske, og

historisk sett har dette vært tilfelle. Gitt at forholdet mellom boligpriser og lønninger opprettholdes stabilt, vil dette sannsynligvis føre til økt etterspørsel blant boliger.



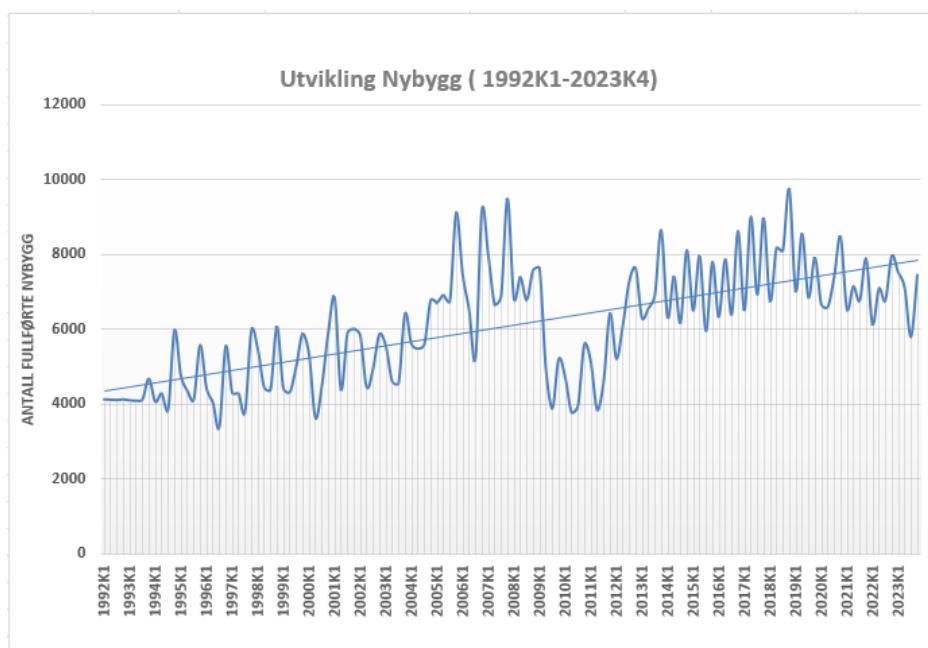
Figur 7 - Illustrasjon av husholdningenes kvartalsvise disponible realinntekt. Kilde: Statistisk sentralbyrå, (u.å.g)

2.2.3.2 Bruttoinntekt

Som ved disponibel realinntekt gir bruttoinntekt indikasjon på den økonomiske situasjonen i et gitt område og kan dermed være et nyttig mål for å forstå den generelle inntektsfordelingen og hvordan den kan påvirke husholdningenes konsum (Steigum, 2018). Ettersom det ikke er trukket fra skatter, fradrag og avgifter er det vanskeligere å si noe om husholdningenes kjøpekraft (Norges Bank, 2022).

2.2.4 Nybygg

Tilbudssiden av boligmarkedet er sammensatt av flere faktorer, deriblant tilførselen av nybygg. Boligbygging er en prosess som er tidkrevende, og derfor forventes det at boligprisene er elastiske i forhold (NIBR, 2014). Antallet ferdigstilte nybygg kan gi en indikasjon på fremtidig utvikling i boligmarkedet (NIBR, 2013), og da med en forventning om å finne en tydelig sammenheng mellom tilgangen på nybygg og etterspørselen. Det betyr at perioder med høyt tilbud gjenspeiles ved mange nybygg og kan antyde gunstige fremtidsutsikter for boligmarkedet.

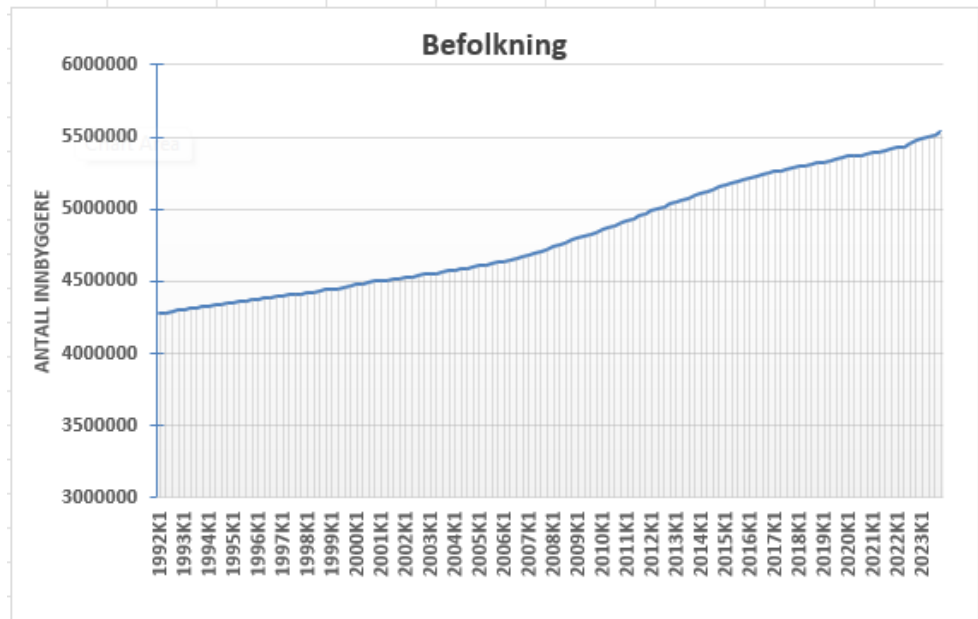


Figur 8 - Illustrasjon av utviklingen av nybygg. Kilde: Statistisk sentralbyrå (u.å.h)

Figuren over (figur 8) viser mange små svingninger gjennom hele grafen som illustrerer produksjonssvingninger for nybygg (Statistisk sentralbyrå, u.å.h). Helhetlig ser fullførte nybygg ut til å korrelere med konjunkturforholdene i markedet. Totalt sett har vi observert en økning på nesten 100% siden 1992 og frem til dagens dato. Denne kontinuerlige veksten i antall nye boliger kan tyde på et marked som ikke er fullt mettet. Videre kan vi observere at antallet nye boliger nådde sitt høydepunkt på 9757 enheter i fjerde kvartal 2018, for deretter å gradvis nærme seg trendlinjen de påfølgende årene.

2.2.5 Befolkning

I teoridelen fremgår det at en økning i befolkningen vil resultere i en økning i etterspørselen etter boliger, og følgelig vil dette bidra til prisvekst på boligmarkedet. Den økte befolkningen vil nødvendigvis kreve økt tilgang på boliger for å imøtekomme behovene. Grafen under (figur 9) illustrerer den observerte befolkningsveksten i Norge fra perioden 1992 (K1) -2023 (K4) (Statistisk sentralbyrå, u.å.i) som viser en kontinuerlig og stabil vekst gjennom hele perioden, uten noen indikasjoner på avtagelse. Økningen i befolkningen kan anses som et positivt tegn for økonomien, da det medfører økt arbeidsstyrke og potensiell produktivitetsvekst for nasjonen. Samtidig er det viktig å erkjenne at den økende levealderen blant befolkningen medfører økte kostnader knyttet til offentlige overføringer (Helsedirektoratet, 2018).

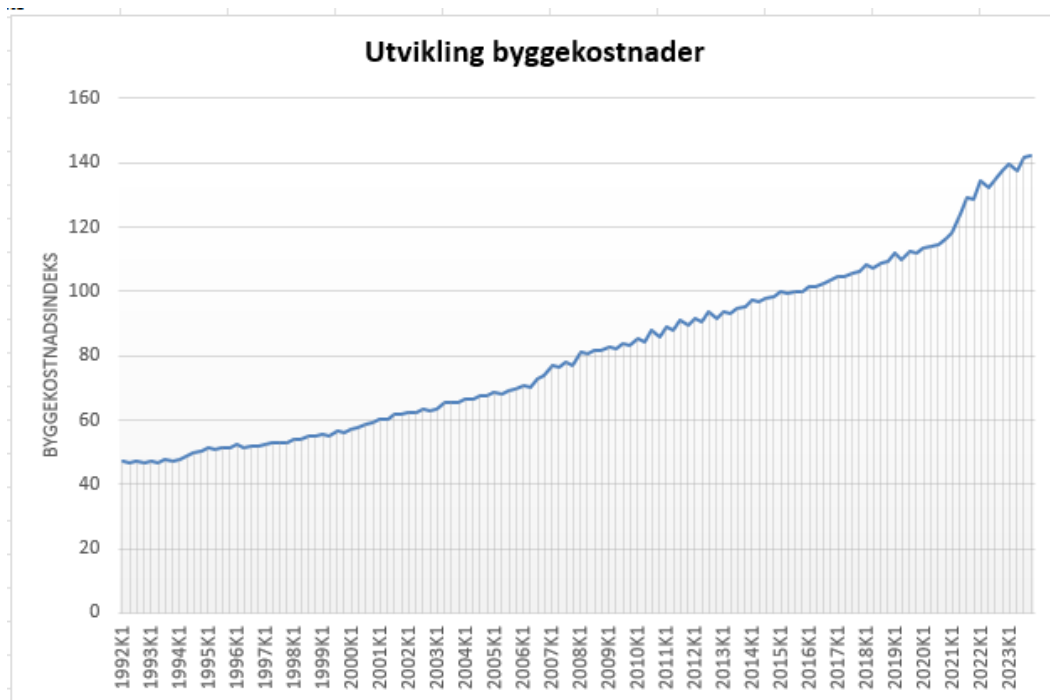


Figur 9 - Illustrasjon av den observerte befolkningsveksten i Norge fra perioden 1992 (K1) -2023 (K4). Kilde: Statistisk sentralbyrå (u.å.i og u.å.j)

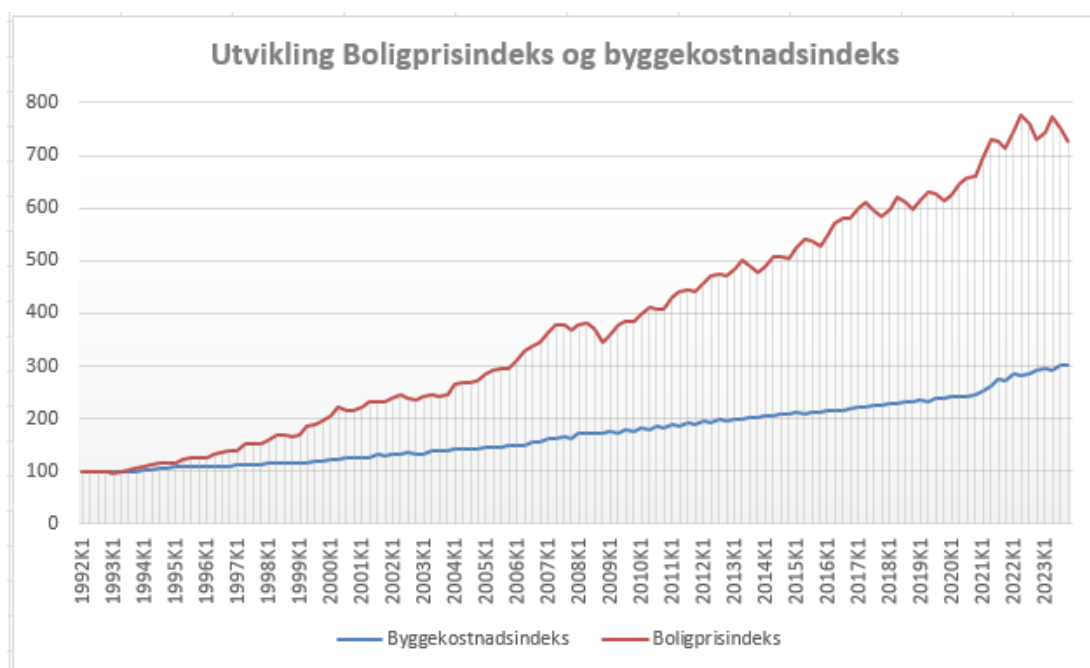
2.2.6 Byggekostnader

Byggekostnadsindeksen fungerer som en indikator for prisutviklingen av innsatsfaktorene som brukes i produksjonen av nye boliger (Statistisk sentralbyrå, u.å.i.). Figur 10 viser en stabil økning i byggekostnadsindeksen siden første kvartal av 1992, med en mer markert økning de seneste årene (Statistisk sentralbyrå, u.å.i.). Denne økningen kan tilskrives høye materialkostnader, som er en konsekvens av forstyrrelser i ulike forsyningskjeder som oppsto som en bivirkning av pandemien i 2020 (Eiendomswatch, 2022).

Ved å bruke 1992 som basisår med en indeksverdi på 100, og deretter sammenligne grafen av byggekostnadsindeksen med grafen til boligprisindeksen, er det tydelig at veksten i byggekostnader alene ikke kan forklare all variasjon i veksten av boligpriser (figur 11). Dette antyder at det eksisterer andre faktorer som også påvirker prisutviklingen på boliger, som må tas i betraktning.



Figur 10 - Illustrasjon av byggekostnadsindeksen siden første kvartal av 1992. Kilde: Statistisk sentralbyrå (u.å.k)



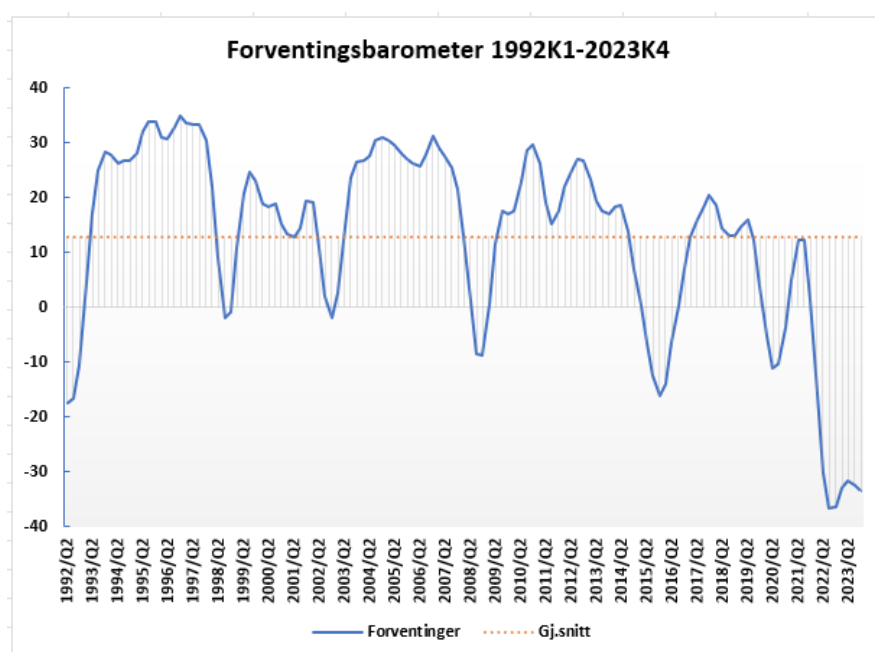
Figur 11 - Illustrasjon av boligprisindeks og byggekostnadsindeks med 1992 som basisår med en indeksverdi på 100. Kilde: Statistisk sentralbyrå (u.å.a og u.å.k)

2.2.7 Forventninger til landets økonomi

En forventning refererer til en kognitiv innstilling i forhold til noe eller noen, og den formes typisk gjennom ekstern informasjon og/eller erfaringer (Store norske leksikon, 2024). Forventninger knyttet til boligmarkedet kan omfatte forventninger om rentenedgang, økning i reell inntekt, inflasjon eller andre

relevante variabler (FinansNorge, 2024). Samtidig vil Norges befolkning ha sine egne forventninger om hvordan landets økonomiske situasjon vil utvikle seg i fremtiden (Norges Bank, 2023). Det er rimelig å anta at slike forventninger, som i sin tur påvirker landets økonomi, også vil ha innvirkning på boligprisene.

Figur 12 er basert på "Forventningsbarometeret" for Norge, som måler norske husholdningers forventninger til både egen og landets økonomi (Finans Norge, 2024). Dette barometeret konstrueres gjennom en undersøkelse som omfatter fem spørsmål hvor utregningen av indikatoren tar utgangspunkt i differansen mellom optimistiske og pessimistiske svar. De indikatorverdiene som blir delt og som er vist i figur 12 er gjennomsnittstall hvor differansene mellom optimistiske og pessimistiske svar er summert og delt på antall spørsmål. I figur 12 er gjennomsnitt inkludert for å gjøre det enklere å illustrere forventningene til fremtiden. Forventningsbarometeret viser historisk lave nivåer hvor forventningene til landets økonomiske fremtid sjelden har vært lavere. Denne nedgangen vil naturlig nok ha en påvirkning på boligprisene.



Figur 12 - Illustrasjon av forventningsbarometer fra første kvartal (K1) 1992 til siste kvartal 2023 (K4). Kilde: Finans Norge (2024)

2.3 Tidligere litteratur

2.3.1 Larsen & Sommervoll

I 2003 publiserte Einar Røe Larsen og Dag Einar Sommervoll en studie der de har funnet flere viktige momenter for å forklare prisutviklingen i boligmarkedet. I perioden fra 1991 til 2001 har for eksempel boligprisene i Oslo tredoblet seg (Larsen & Sommervoll, 2004). Larsen og Sommervoll ønsket å se på hva som var årsaken til veksten i boligprisene og hvilke variabler som var med å drive denne prisveksten. I studiene til Larsen og Sommervoll trekkes det frem flere variabler som kan forklare prisveksten av boligpriser. De mener at boligmarkedet er komplekst og at prisene settes av et mangefasettert samspill mellom tilbud og etterspørsel, og påvirkes av realøkonomiske rammer i dag og forventninger til fremtiden (Larsen & Sommervoll, 2004). Renter, lønnsnivå og arbeidsledighet har betydning, men også optimisme og pessimisme virker inn på boligpriser via forventninger hos både banker og husholdninger (Larsen & Sommervoll, 2004).

Et viktig premiss i Larsen og Sommervoll sitt resonnementet rundt “Huset på prærien” er at det er en likevekt mellom antall boliger og antall boliginnhavere og boligsøkere (Larsen & Sommervoll, 2004). Videre diskuterer Larsen og Sommervoll hva som vil skje om denne hårfine balansen forrykkes. De eksemplifiserer at en bedrift etablerer seg på prærien, og at dette gir en netto uforutsett tilflytting (Larsen & Sommervoll, 2004). Siden en boligmasse på et gitt tidspunkt er fast, blir det nå en konkurranse om eksisterende boliger (Larsen & Sommervoll, 2004). De som har høyest betalingsvillighet og betalingssevne, vil sikre seg de boligene som er lagt ut for salg (Larsen & Sommervoll, 2004). I et slikt tilfelle vil boligprisene korrigeres på lang sikt av byggekostnader (Larsen & Sommervoll, 2004).

2.3.1.1 Særtrekk og paradokser i Norges boligmarkeder

Fraflytting gir lavere priser (Larsen & Sommervoll, 2004). Det første som er viktig å merke seg, er at selv i et langt perspektiv kan boligmassen være gitt (Larsen & Sommervoll, 2004). Det er nemlig møysommelig og svært tidkrevende å øke boligmassen (Larsen & Sommervoll, 2004). Arealbegrensning er spesielt sentralt i forståelsen av boligpriser i byer (Larsen & Sommervoll,

2004). Ettersom mange mennesker boliger i sentrumsnære områder, gir det knapphet på tomter og dermed høye tomtepriser (Larsen & Sommervoll, 2004).

Urbanisering, det vil si at husholdninger søker seg til byene har pågått i lang tid (Larsen & Sommervoll, 2004). Parallelt med dette har husholdningene blitt mindre og flere som følge av skilsmisser, økning av studentmassen, livsstilsendringer og faseforskyvninger i familieetableringsalder (Larsen & Sommervoll, 2004). Et marked hvor flere konkurrerer om færre objekter, gir høyere priser (Larsen & Sommervoll, 2004).

2.3.1.2 Arbeidsmarkedet

Larsen og Sommervoll har oppdaget en effekt arbeidsmarkedet har på boligmarkedet som er at i gode tider med lav arbeidsledighet vil flere ønske å kjøpe bolig og flere får lån (Larsen & Sommervoll, 2004). Dette gir høyere boligpriser (Larsen & Sommervoll, 2004). Det finnes imidlertid flere subtile effekter som er av betydning, men som er vanskelig å måle. Vi har for eksempel tidligere pekt på at framveksten av husholdninger med to fulle lønnsinntekter har gitt økt betalingsmuligheter (Larsen & Sommervoll, 2004). Mest sannsynlig er det slik at storbyer og deres nærområder tiltrekker seg par der begge er yrkesaktive siden jobbtilbudet i storbyene er større og mer variert, og dermed tilbyr muligheter for begge (Larsen & Sommervoll, 2004). Antakeligvis er denne endringen i såkalt humankapital og kompetanse noe av grunnen til at ikke flere flytter fra de større byene for å realisere en høyere boligstandard til en langt lavere pris (Larsen & Sommervoll, 2004).

2.3.1.3 Nybygging, finansiering og forventninger

Lite nybygging kombinert med økt antall husholdninger de siste 30 årene kan forklare økning i boligpriser (Larsen & Sommervoll, 2004). Likeledes kan et variert arbeidsmarked i pressområder hvor nybygging i stor skala enten er utenkelig eller svært vanskelig (Larsen & Sommervoll, 2004). De fleste finansierer boligen ved lån, og betaling av renter er en betydelig del av de løpende utgifter til bolig (Larsen & Sommervoll, 2004). Derfor gir høyere realrente - det vil si rente korrigert for inflasjon - høyere brukskostnad og derfor lavere boligpriser (Larsen & Sommervoll, 2004).

En forklaring på et slikt funn, er at tankegangen om at økt realrente presser boligpriser ned, har flere modifikasjoner (Larsen & Sommervoll, 2004). For det første er det ikke de kortsiktige realrentene boligkjøpere benytter, siden de skal betale boligen over 30 år, men de langsiktige realrentene (Larsen & Sommervoll, 2004). De langsiktige realrentene er for det første ikke kjent, og har for det andre ikke nødvendigvis noen nær sammenheng med de kortsiktige (Larsen & Sommervoll, 2004). I tillegg kan det tenkes at optimismen knyttet til aktivitetsnivået i økonomien er en viktig underliggende faktor som presser realrenten og boligprisene opp samtidig (Larsen & Sommervoll, 2004).

I tillegg til dette er boligen et investeringsobjekt. Larsen & Sommervoll viser i 2004 til at boliginvesteringer er skattemessig svært lukrative (Larsen & Sommervoll, 2004), dette er ikke like gunstig i dag som i 2004 og via media uttrykkes det nå at det er mange som selger sine boliginvesteringer. Boligkjøp og det å forplikte seg til å betale avdrag på boligen kan ifølge Larsen & Sommervoll sees på som en form for tvungen sparing under gunstige betingelser (Larsen & Sommervoll, 2004).

2.3.1.4 Optimisme og framtidige priser

En av grunnene til at optimisme gir økte boligpriser er fordi en bolig ikke er en leverandør av en tjeneste som en beboer konsumerer, men også et verdiobjekt på linje med for eksempel aksjer (Larsen & Sommervoll, 2004). I perioder der optimismen er stor og man har troen på at boligprisene skal fortsette å stige og at betalingsevnen skal stige vil kunne reflekteres i budrundene, og gi en selvforsterkende prisspiral, ettersom stigende boligpriser kan gi forventninger om enda høyere boligpriser til neste år (Larsen & Sommervoll, 2004).

2.3.1.5 Kreditt og egenkapital

De fleste boliger som blir kjøpt i Norge er lånefinansiert (Larsen & Sommervoll, 2004). Dette gjør at markedet er følsomt for kredittinstitusjonens utlånspolitikk (Larsen & Sommervoll, 2004). I høykonjunktur, da det er lav arbeidsledighet og gode tider for industri og næringsliv, er det for de fleste husholdninger lettere å få lån (Larsen & Sommervoll, 2004). Stigende boligpriser gir økt egenkapital, derimot så gir fallende boligpriser redusert egenkapital (Larsen & Sommervoll, 2004).

2.3.1.6 Konkluderende merknader og politikimplikasjoner

Boligmarkedet er komplekst. Prisene settes av et mangefasettert samspill mellom tilbud og etterspørsel, og påvirkes av realøkonomiske rammer i dag og forventninger til framtiden (Larsen & Sommervoll, 2004). Renter, lønnsnivå og arbeidsledighet har betydning (Larsen & Sommervoll, 2004). Men også optimisme og pessimisme virker inn på boligpriser via forventningskanaler hos både banker og husholdninger (Larsen & Sommervoll, 2004).

2.3.2 Jacobsen & Naug: teori om boliger på kort sikt og lang sikt.

Jacobsen og Naug viser i 2005 til tall som sier at boligprisene siden 1992 har triplet seg (Jacobsen & Naug, 2005). Utviklingen i boligpriser kan være viktig for aktiviteten i den norske økonomien hvor boligprisene blant annet påvirker aktiviteten i byggebransjen og etterspørselen fra husholdningene (Jacobsen & Naug, 2005). Høyere boligpriser betyr også økt formue for boligeiere, og noen eiere vil ønske å utnytte denne gevinsten for å øke forbruket (Jacobsen & Naug, 2005). Jacobsen og Naug estimerer en modell for boligpriser basert på kvartalsdata for de siste 14 årene. Analysen deres indikerer at rentenivået, boligbygging, arbeidsledighet og husholdningsinntekt er de viktigste faktorene for boligpriser (Jacobsen & Naug, 2005).

2.3.2.1 Boligpriser på kort sikt

Boligpriser bestemmes av tilbudet og etterspørselen etter boliger. Boligtilbudet, målt ved boligbeholdningen, er ganske stabil på kort sikt, ettersom det tar tid å bygge nye boliger og boligbygging per år er lav i forhold til den totale boligbeholdningen (Jacobsen & Naug, 2005). På kort sikt vil derfor boligprisene generelt svinge med endringer i etterspørselen (Jacobsen & Naug, 2005). Isolert sett vil en økt rente føre til forventning om at boligpriser vil falle (Jacobsen & Naug, 2005). Husholdninger som ønsker å komme inn på boligmarkedet eller oppgradere kan da velge å utsette sitt kjøp (Jacobsen & Naug, 2005). Dette kan føre til at boligprisene faller mer på kort sikt enn på lang sikt når rentene stiger (Jacobsen & Naug, 2005).

En nedgang i renten fører ifølge Jacobsen og Naug til forventninger om stigende boligpriser (Jacobsen & Naug, 2005). Jacobsen og Naug indikerer at boligpriser reagerer raskt og sterkt på renteendringer (Jacobsen & Naug, 2005). Den sterke

kortsiktige effekten kan derfor indikere at etterspørselen etter boliger reagerer på endringer i markedets renter før utlånsrentene endres (Jacobsen & Naug, 2005). Imidlertid antyder modellen at boligprisene vil stige mer på kort sikt enn på lang sikt hvis renten faller (Jacobsen & Naug, 2005).

2.3.2.2 Boligpriser på lang sikt

Ifølge Jacobsen og Naug vil boligbeholdningen tilpasse seg etterspørselen over tid (Jacobsen & Naug, 2005). En langsiktig modell for boligpriser bør derfor inneholde forklarende faktorer for utviklingen i boligbeholdningen, som byggekostnader og priser på nye boliger (Jacobsen & Naug, 2005). I analysen til Jacobsen og Naug finner de ingen bevis for at befolkningsbevegelser eller demografiske faktorer har en direkte og sterk innvirkning på boligprisene som en helhet (Jacobsen & Naug, 2005). Imidlertid vil demografiske endringer påvirke boligprisene ved å påvirke lønnsinntekter i økonomien, noe som er en del av den foretrukne modellen (Jacobsen & Naug, 2005). Ettersom demografiske faktorer endres langsomt over tid, kan det være vanskelig å identifisere effekter av slike faktorer over en relativt kort periode (Jacobsen & Naug, 2005).

2.3.2.3 Hva kan påvirke boligprisene?

Som beskrevet tidligere i oppgaven, bestemmes boligprisene av tilbud og etterspørsel. Husholdninger kan konsumere bolig tjenester enten ved å eie eller leie en bolig. I en analyse som Jacobsen og Naug har gjennomført ser de på etterspørselen etter eierboliger (inkludert leiligheter i boligselskaper). Der blir det antatt at denne etterspørselen er proporsjonal med bolig etterspørselen (Jacobsen & Naug, 2005). Analysen er basert på følgende aggregerte etterspørselsfunksjon, heretter kalt (1):

$$(1) \quad H^D = f\left(\frac{V}{P}, \frac{V}{HL}, Y, X\right), \quad f_1 < 0, \quad f_2 < 0, \quad f_3 > 0,$$

H^D = Etterspørsel etter boliger

V = Totale boligkostnader for en typisk boligeier

P = Indeks over priser på varer og tjenester som ikke er boligrelaterte

HL = Totale boligkostnader for en typisk leietaker (leie)

Y = Husholdningens reelle disponible inntekt

X = En vektor med andre grunnleggende faktorer som påvirker bolig etterspørselen

f_i = Den deriverte av f med hensyn til argumentet i

Ligning (1) sier at etterspørselen etter eierboliger øker hvis inntekten øker, og avtar hvis boligkostnadene knyttet til eierskap øker i forhold til leiepriser eller priser for andre varer og tjenester (Jacobsen & Naug, 2005). Vektoren X inneholder observerbare variabler som fanger opp effekter av demografiske forhold, bankenes utlånspraksis og husholdningers forventninger om fremtidig inntekt og boligkostnader (Jacobsen & Naug, 2005). Forventninger om fremtidig inntekt og boligkostnader er viktige fordi a) bolig er en forbruksvare b) kjøpet av en bolig er det største kjøpet for de fleste husholdninger i løpet av livet deres, og c) de fleste husholdninger finansierer en betydelig del av kjøpet ved å ta opp gjeld når de kjøper sin første bolig eller kjøper seg opp i boligmarkedet (Jacobsen & Naug, 2005).

Boligkostnaden kan måles i verdien av goder som eier gir avkall på ved å eie og bo i en bolig i en periode (Jacobsen & Naug, 2005). Noe forenklet kan de reelle boligkostnadene for eiere defineres som i likning (2):

$$(2) \quad \frac{V}{P} \equiv \frac{PH}{P} BK = \frac{PH}{P} \left[i(1 - \tau) - E\pi - \left(E\pi^{PH} - E\pi \right) \right],$$

BK = Boligkostnad per rell krone (NOK) investert i en bolig

P^H = price for an average dwelling (in NOK)

i = nominal interest rate

τ = marginal tax rate on capital income and expenses

$E\pi$ = expected inflation (expected rise in P and HL , measured as a rate)

$E\pi^{PH}$ = expected rise in PH (measured as a rate)

Likning 2 kan også forenkles til:

$$(2') \quad \frac{V}{P} \equiv \frac{PH}{P} BK = \frac{PH}{P} \left[i(1 - \tau) - E\pi^{PH} \right].$$

Variabelen BK er nå den nominelle etter - skatt renten minus den forventede økningen i nominelle boligpriser.

Uttrykket er den reelle etter-skatt renten (Jacobsen & Naug, 2005). Dette måler de reelle rentekostnadene forbundet med et boliglån og de reelle renteinntektene som går tapt ved å investere i en bolig (Jacobsen & Naug, 2005). Høyere rentesatser betyr økte rentekostnader og høyere avkastning når pengene plasseres i banken (Jacobsen & Naug, 2005). Dermed øker boligkostnadene. Uttrykket er den forventede reelle økningen i boligprisene. Forventet formue knyttet til bolig øker hvis renten øker. Dette betyr at de reelle boligkostnaden for eierne faller (Jacobsen & Naug, 2005). Det blir dermed relativt mer fordelaktig å eie en bolig enn å leie, og etterspørselen etter boliger øker.

Likning (1) og (2) beskriver etterspørselen etter eierboliger. Variablene i (1) og (2) vil også påvirke etterspørselen etter boliger som investeringsinstrument (Jacobsen & Naug, 2005). Det er rimelig å anta at denne etterspørselen, som annen etterspørsel, øker når inntekten stiger (Jacobsen & Naug, 2005). Hvis husleien øker i forhold til boligprisene, blir det mer fordelaktig å investere i en bolig til utleieformål (Jacobsen & Naug, 2005). Det vil føre til at etterspørselen etter boliger øker (Jacobsen & Naug, 2005). På samme måte vil lavere renter og/eller høyere $E\pi_{PH}$ gjøre det relativt mer fordelaktig å investere i bolig, i stedet for å plassere penger på bankinnskudd (Jacobsen & Naug, 2005). Dette fører til økt etterspørsel etter boliger som investeringsinstrument (Jacobsen & Naug, 2005).

Som beskrevet ovenfor er tilbudet av boliger relativt stabilt på kort sikt (Jacobsen & Naug, 2005). Boligprisen PH er prisen som sikrer at etterspørselen etter boliger er lik tilbudet av boliger (Jacobsen & Naug, 2005). Vi setter inn (2) i (1) og løser deretter likningen for PH. Vi bruker også en semi - logaritmisk funksjon.

2.4 Avsluttende kommentar

I denne delen beskrives forventningene til drivere og geografiske forskjeller på boligprisene i Norge i forkant av planlegging og gjennomføring av analysene beskrevet nedenfor. Forventningene er basert på den gjennomgatte teorien og litteraturen, samt forfatterens for forståelse. En av forventningene var blant annet at analysene vil vise geografiske variasjoner i hva som driver boligprisen, dette fordi det er mindre press på boligmarkedet i områder med lavere befolkede områder. Eksempelvis vil det i store byer som Oslo være begrenset mulighet for utbygging i tettbefolkede områder, noe som fører til at tilbuds- og etterspørsels situasjonen i boligmarkedet er preget av en høyere etterspørsel i forhold til tilbudet av boliger. Høyere etterspørsel i forhold til tilbudet av boliger kan være med på å øke boligprisene.

En annen driver som kan gi utslag på boligprisene er renter og inntekt. I tilfeller der rentenivået er høyt, vil investering i bolig være mindre attraktivt da kostnadene knyttet til boliginvestering vil være høyere. Det er også logisk å anta at inntektsnivået kan ha betydning for boligprisene i Norge.

Kapittel 3 - Metode

Dette kapittelet omhandler oppgavens metodikk, og er inndelt i datagrunnlag, økonometri og hypotese.

3.1 Datagrunnlag

Datagrunnlaget for denne bacheloroppgaven er kvantitativ metode. I tabell 1 vises variabelinnsamlingen, og nødvendige tilpasninger i oppgaven. Boligpris er avhengig variabel og det nasjonale datasettet strekker seg fra første kvartal i 1992 til fjerde kvartal i 2023, og fra 2005K1 til 2023K4 i det regionale. Det var et ønske å ha lik tidsserie i modellene, men utfordringer med innhenting av regionale observasjoner gjorde dette vanskelig. De øvrige uavhengige variablene er hentet fra Statistisk sentralbyrå (SSB). De variablene som kan korrigeres for sesongvariasjon og inflasjon er justert for.

Tabell 1 - Oppgavens variabelinnsamling og nødvendige de tilpasninger

Variabel	Beskrivelse og kilder	Norge	Oslo	Agder	Innlandet	Vestlandet	Midt Norge	Nord Norge
Boligpris	Regional boligprisindeks basert på omsatte boliger i fritt marked. (SSB, tabell 07221). Datasettet er hengitt som nivå tall og justert for inflasjon (KPI, SSB, Tabell 03013)	1992K1 = 18,18	2005K1 = 51,2	2005K1 = 51,4	2005K1 = 58,3	2005K1 = 53,3	2005K1 = 53,8	2005K1 = 52,9
		2023K4 = 134,3	2023K4 = 156,2	2023K4 = 124,7	2023K4 = 135,5	2023K4 = 123,9	2023K4 = 133,4	2023K4 = 134,0
Utlånsrenten	Bankenes gjennomsnittlige utlånsrente til husholdninger. (SSB, tabell 07200). Datasettet er på prosentform	1992K1 = 13,2%	2005K1 = 3,9%	2005K1 = 3,9%	2005K1 = 3,9%	2005K1 = 3,9%	2005K1 = 3,9%	2005K1 = 3,9%
		2023K4 = 6,02%	2023K4 = 6,02%	2023K4 = 6,02%	2023K4 = 6,02%	2023K4 = 6,02%	2023K4 = 6,02%	2023K4 = 6,02%
Arbeidsledighet	Nasjonalt registrerte arbeidsledige fra 15-74 år. AKU-ledighetsraten (SSB, tabell 05110) Datasettet er på prosentform	1992K1 = 6,2%	2005K1 = 4,6%	2005K1 = 4,6%	2005K1 = 4,6%	2005K1 = 4,6%	2005K1 = 4,6%	2005K1 = 4,6%
		2023K4 = 3,6%	2023K4 = 3,6%	2023K4 = 3,6%	2023K4 = 3,6%	2023K4 = 3,6%	2023K4 = 3,6%	2023K4 = 3,6%
Realinntekt	Husholdningenes disponible realinntekt (SSB, tabell 11020). Siden dataene kun går tilbake til 1998, har vi brukt årlige tall (SSB, tabell 10799), delt disse på fire, og	1992K1 = 137 077	-	-	-	-	-	-
		2023K4 = 341 109						

	deretter diskontert med en fjerdedel av vekstfaktoren over de siste 30 årene. Datasettet er hengitt som nivåfall.							
Bruttoinntekt	Regionalt samlet medianinntekt for husholdninger (SSB, tabell 06946). Oppgis i årlige tall, og vi har dermed måtte utnytte interpolasjon gjennom STATA for å opprette kvartalsvise og manglende datapunkter. Datasettet er hengitt som nivåfall, og justert for inflasjon (KPI, SSB, Tabell 03013).	-	2005K1 = 373 000	2005K1 = 418 000	2005K1 = 387 500	2005K1 = 459 500	2005K1 = 409 000	2005K1 = 402 333
			2023K4 = 770 166	2023K4 = 736 467	2023K4 = 699 709	2023K4 = 805 920	2023K4 = 755 455	2023K4 = 736 264
Nybygg	Regionalt antall fullførte boliger (SSB, tabell 03723). Innhentet månedlig datapunkter, omgjort til kvartalsvise. Datasettet er hengitt som nivåfall.	1992K1 = 4 140	2005K1 = 1 049	2005K1 = 297	2005K1 = 311	2005K1 = 1 888	2005K1 = 761	2005K1 = 194
		2023K4 = 7 465	2023K4 = 986	2023K4 = 392	2023K4 = 418	2023K4 = 1 219	2023K4 = 839	2023K4 = 421
Befolkning	Regionalt befolkningstall ved inngangen av kvartalet (SSB, tabell 01222). Måtte ta i bruk interpolasjon på årlige tall fra 1992-1997 (SSB, tabell 05803), dette ble gjort i STATA. Datasettet er hengitt som nivåfall	1992K1 = 4 273 635	2005K1 = 529 846	2005K1 = 264 872	2005K1 = 356 710	2005K1 = 554 178	2005K1 = 404 809	2005K1 = 227 236
		2023K4 = 5 533 582	2023K4 = 716 272	2023K4 = 319 057	2023K4 = 375 356	2023K4 = 649 540	2023K4 = 481 550	2023K4 = 243 680

Forventninger	Fem delindikatorer slått sammen til en hovedindikator. Er et forventningsbarometer som måler befolkningens oppfatning av landets økonomiske situasjon (FinansNorge, 2024). Datasettet er hengitt som nivåfall.	1992K1 = 22,6 2023K4 = 6,5	-	-	-	-	-	-
Byggekostnader	Materialkostnader i forbindelse med boligbygging, presentert gjennom en indeks (SSB, tabell 08651). Datasettet er hengitt som nivåfall, og justert for inflasjon (KPI, SSB, Tabell 03013).	1992K1 = 47,1 2023K4 = 142,1	-	-	-	-	-	-

3.2 Økonometri

I denne delen beskrives oppgavens analyser som bygger på kombinasjonen av økonomisk teori, matematikk og statistikk. Med hensyn på Jacobsen & Naug (2005) blir det først hengitt en regresjonsmodell på generell form. Deretter vil en serie av forutsetninger bli gjennomgått for å utlede en regresjonsmodell med høyest mulig validitet (del 3.2.1). Basert på denne modellen vil det til slutt bli konstruert en feiljusteringsmodell (del 3.2.2). Dette vil bli gjennomgående i alle modellene, så det er bare den nasjonale modellen som vil bli brukt som eksempel på fremgangsmåten.

3.2.1 Regresjonsmodellenes forutsetninger

3.2.1.1 Regresjonsmodellen på generell form

Det blir utledet en lineær multippel regresjonsmodell med formål å identifisere faktorer som viser seg å være signifikante, dette med hensikt om å undersøke flere uavhengige variabler samtidig. Denne modellen vil gi et mer helhetlig bilde av de potensielle bidragene fra de ulike variablene til forklaringen av boligprisene.

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i$$

- I. Y = avhengige variabelen
 - II. β_1 = konstantleddet, og tolkes ofte som gjennomsnittsverdien til Y når alle X -ene er lik null.
 - III. $\beta_2, \beta_3 \dots \beta_k$ = stigningstallet. Tolkes som den gjennomsnittlige endringen i Y gitt at X øker med en enhet, og alt annet holder seg likt
 - IV. X -ene = Uavhengige variabler
 - V. u = feilleddet, forklaringsfeil eller residualen til modellen
 - VI. i = observasjonsnummer (ved tidsseriedata anvendes ofte t)
-

3.2.1.2 Regresjonsmodell basert på Jacobsen & Naug

Basert på Jacobsen og Naug's modell inkluderer oppgavens analyser de faktorene Jacobsen og Naug (2005) mente hadde høyest forklaringskraft, samt andre relevante faktorer for å forklare boligprisen enda nøyaktigere. På bakgrunn av dette, ble det utført en lineær multippel regresjon. For å få den nasjonale modellen

så presis som mulig ble variablene; forventinger, kostnader og befolkning inkludert. Dette viste seg å være vanskelig å replikere på et regionalt nivå, så de regionale modellene inneholder derfor kun de variablene Jacobsen og Naug mente hadde størst signifikans, altså rente, nybygg, inntekt og ledighet.

Den nasjonale modellen blir dermed formulert slik:

$$\text{Boligpris}_t = \beta_1 + \beta_2 \text{Rente} + \beta_3 \text{Ledighet} + \beta_4 \text{Inntekt} + \beta_5 \text{Nybygg} \\ + \beta_6 \text{Befolkning} + \beta_7 \text{Kostnader} + \beta_8 \text{Forventinger} + u_t$$

- VII. *Boligpris* = avhengige variabelen
- VIII. *Rente, Ledighet, Inntekt, Nybygg, Befolkning, Kostnader og Forventninger* = uavhengige variablene
- IX. β -ene = populasjonskoeffisienter
- X. u = residualene til modellen (det som ikke kan forklares av de uavhengige variablene).
- XI. t = observasjonsnummeret (tidsseriedata fra samme periode)

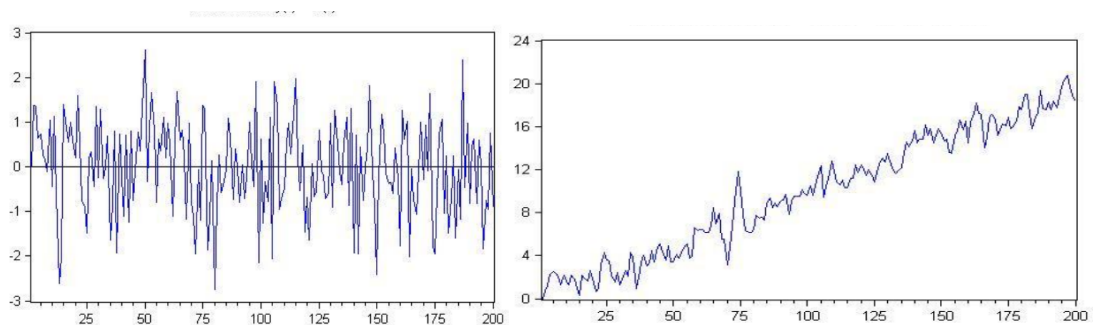
3.2.1.3 Stasjonæritet

Tidsseriedata kan ofte inneholde en felles tidstrend, hvor flere av forklaringsvariablene øker eller reduseres sammen over et felles tidsrom. Dette kan resultere i høy korrelasjon mellom variablene, selv om de egentlig er helt uavhengige. Problemet oppstår på grunn av denne felles tidstrenden, og kalles spuriøse regresjoner (Wooldridge, 2016). Spuriøse regresjoner gir modellen en kunstig høy forklaringskraft, som ikke kan tolkes med validitet. For å unngå dette må tidsseriene være stasjonære.

Stasjonæritet refererer til egenskapen der sannsynlighetsfordelingen av variablene forblir konstant over tid innenfor en stokastisk prosess. For å karakterisere en tidsserie som stasjonær, må tre kriterier ifølge Chris Brooks (Brooks, 2005) være oppfylt:

- (1) $E(Y_t) = \mu$, konstant gjennomsnitt
- (2) $Var(Y_t) = \sigma^2$, konstant varians
- (3) $Cov(Y_t, Y_{t-s}) = Cov(Y_t, Y_{t+s}) = \gamma_s$, kovarians avhenger av s

Første (1) og andre (2) kriterium oppfylles når gjennomsnittet og variansen til den avhengige variabelen (Y) forblir konstant over tid. Det tredje kriteriet (3) krever at kovariansen mellom Y og tidligere observasjoner forblir konstant. Dette betyr at det ikke er noen systematisk endring i relasjonen mellom Y og tidligere tidspunkter når man beveger seg gjennom tidsserien. Figur 12 viser grafisk fremstilling av stasjonære og ikke-stasjonære tidsserier.



Figur 13 - Grafisk fremstilling av stasjonær og ikke-stasjonær tidsserie. Kilde: (Bergolt Weebly, 2011)

Det finnes mange ulike metoder for å teste for stasjonærhet, men de mest brukte modellene tester enhetsrot i variablene. Når en tester for enhetsrot, er det vanlig å ta utgangspunkt i en AR(1)-modell (Arnold, et al., 2024). En AR(1)-modell er en autoregressiv modell av første orden, hvor (1) indikerer hvor mange tidligere observasjoner modellen tar med seg i betraktningen (Arnold, et al., 2024).

Likningen for AR(1)-modell er:

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \mu_t$$

Videre subtraheres resultatet med y_{t-1} på begge sider av likningen, slik at (AR(1)-modellen) da er:

$$\Delta y_t = \alpha + \varphi y_{t-1} + \mu_t, \varphi \text{ definert som } (\rho - 1)$$

Nullhypotesen fra denne testen kan utformes slik:

$$H_0: \rho = 1 \leftrightarrow H_0: \varphi = 0$$

Alternativhypotesen blir dermed med:

$$H_A: p < 1 \leftrightarrow H_A: \varphi < 0$$

Basert på dette gjennomføres det en Dickey Fuller test for å evaluere tilstedeværelsen av enhetsrot. I en Dickey-Fuller test er det tre ulike spesifikasjoner som man ut ifra datagrunnlaget enten tar med eller ikke, disse er: konstantledd (α), drift (λ) og trend (δ) (Beckett, 2020).

Siden Dickey-Fuller testen ikke justeres for autokorrelasjon i feilledet, kreves det bruk av den utvidede testen, kjent som Augmented Dickey-Fuller (ADF), spesielt da for mer komplekse modeller (Beckett, 2020). ADF-test innebærer et tillegg av tidsforskjøvede variabler helt til alt støy i modellen er eliminert, noe som også tilsier at modellen ikke lenger inneholder autokorrelasjon (Beckett, 2020). Dette gir følgende modell:

$$\Delta y_t = \alpha + \varphi y_{t-1} + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \beta_p \Delta y_{p-1} + \mu_t$$

- $H_0: \varphi = 0$, tilstedeværelse av enhetsrot
- $H_A: \varphi < 0$, ikke tilstedeværelse av enhetsrot

Se vedlegg 1, 2 og 3 for oppgavens testresultater for stasjonærhet.

3.2.1.4 Forutsetninger for forventningsrette estimatorer

For å sikre gyldigheten av resultatene fra regresjonsmodellene, er det nødvendig å ta hensyn til flere klassiske forutsetninger. I metode- og økonometriboken av (Sucarrat, 2019) blir det presentert fem forutsetninger basert på arbeidet til Fumio Hayashi og Jeffrey Wooldridge. Disse forutsetningene danner et fundament for korrekt anvendelse av regresjonsanalyse, og er avgjørende for å kunne tolke resultatene på en pålitelig måte. De fem forutsetningene er:

1. Ingen autokorrelasjon: Den første forutsetningen til Sucarrat (2019) innebærer at det ikke skal foreligge autokorrelasjon i feilledene, altså feilledene skal over tid være lik null. Da samtlige variabler i datasettet er tidsseriedata, vil sjelden forutsetningen om ingen autokorrelasjon være oppfylt (Sucarrat, 2019). Denne mangelen kan tilskrives den tendensen til at data over tid ofte viser korrelasjon.

- Brooks forutsetning: $Cov(u_i u_j) = 0$, der $i \neq j$

Av forutsetningen over kan man beskrive autokorrelasjon som korrelasjonen mellom sine egne verdier over tid. Brooks forutsetning (2002) antar at kovariansen mellom feilleddene for observasjon (i) og observasjon (j) er lik null, da disse observasjonene ikke er like. Autokorrelasjon mellom feilleddene kan føre til forhøyede betaverdier, økt forklaringskraft og resultater som ikke er valide. Korrelasjon mellom observasjoner over tid er typisk for tidsseriedata, og derfor må dette tas hensyn til. Skal denne forutsetningen være oppfylt, må alle variablene være stasjonære. For å teste for autokorrelasjon er det tatt i bruk en Durbin-Watson test, samt inkludert robuste standardfeil. Fra resultatene av Durbin-Watson testen, er denne forutsetningen oppfylt.

Se vedlegg 5 for resultater av Durbin-Watson test.

2. Lineære sammenhenger og feilledd lik null: Denne forutsetningen angår lineære modeller, hvor det kreves at det eksisterer en lineær sammenheng mellom konstantleddet og stigningstallene til variablene. Det innebærer at gjennomsnittet omtrentlig er lik null med forskjellige kombinasjoner av X, noe som betyr at feilleddene må ha en forventet verdi lik null.

$$E(u_i | X_{2i}, \dots, X_{ki}) = 0$$

Denne forutsetningen anses som oppfylt så lenge modellen inkluderer et konstantledd, hvilket sikrer at den andre antakelsen om feilledd lik null også er oppfylt. Da modellen har et konstantledd, er denne forutsetningen oppfylt.

3. Ingen eksakt multikollinearitet: Multikollinearitet i en multippel regresjonsmodell refererer til graden av lineær sammenheng mellom flere av variablene. Dette kan gjøre det svært utfordrende å skille forklaringsvariablene, og når denne sammenhengen er ekstrem, kalles det for eksakt multikollinearitet. Problemet med multikollinearitet ligger i umuligheten det medfører å beregne nøyaktige koeffisienter (betaverdier), hvilket vil gjøre modellen ugyldig. Dette kan adresseres ved å eliminere de individuelle variablene som skaper problemet (Sucarrat, 2019).

Selv om tilfeller av eksakt multikollinearitet er noe som oppstår svært sjeldent, og vanligvis irrelevant for modellene (Sucarrat, 2019).

Multikollinearitet kan kjapt testes for gjennom en Variance Inflation Factor (VIF) test. VIF-test måler hvor mye en uavhengig variabel blir påvirket av de andre uavhengige variablene i modellen (Sucarrat, 2019).

Følgende er VIF-likningen:

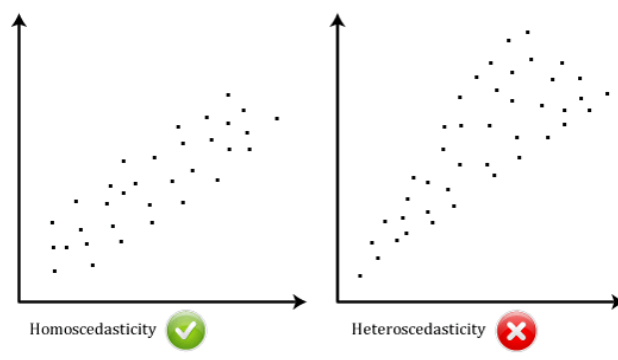
$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2}$$

Da denne verdien ligger under fem, er det ingen mistanke om multikollinearitet. (Investopedia, 2023). Se vedlegg 6 for resultater av VIF-test.

VIF-resultatene viser en verdi nærmere 1 enn 5, noe som indikerer en svært svak grad av korrelasjon. Dette gir trygghet i å fastslå at forutsetningen om ingen eksakt multikollinearitet er oppfylt.

4. Homoskedastisitet: Homoskedastisitet innebærer at presisjonen til modellene ikke avhenger av verdien til X-ene. Det betyr at feilledet til modellen har en konstant varians (Sucarrat, 2019). I tilfeller hvor dette ikke oppfylles har vi det vi kaller for heteroskedastisitet.

Heteroskedastisitet uttrykker seg i økt varians over tid, noe som kan resultere i feilaktig forkastelse av nullhypotesen og dermed gi ugyldige testresultater. Grafisk fremstilling av homo- og heteroskedastisitet:



Figur 14 - Grafisk fremstilling av homoskedastisitet og heteroskedastisitet. Kilde: (Marcbellemare, 2015)

For å unngå slike ugyldige resultater finnes det to løsninger. Første metode involverer endring av variablene til logaritmeform, mens den andre metoden går ut på å inkludere robuste standardfeil, som tar hensyn til heteroskedastisitet.

For modellene ble det valgt å inkludere robuste standardfeil for å korrigere for autokorrelasjon, som også adresserer heteroskedastisitet. Videre ble alle variablene transformert til logaritmeform (utenom rente og ledighet), deretter gjennomføres en hetttest, samt en visualisering av residualene. Denne testen indikerte ingen tegn til heteroskedastisitet i feilleddet. Dermed er forutsetningen om homoskedastiske feilledd oppfylt.

Resultatet av Breusch-Pagan-testen ved den nasjonale modellen viser en p-verdi på 0.4044, som indikerer at ved signifikansnivåene 10%, 5% og 1%, har modellen ingen tegn på heteroskedastisitet. Dette antyder at det ikke er bevis for at variansen til residualene varierer med forklaringsvariablene i datasettet.

Se vedlegg 7 for resultater av Breusch-Pagan test.

5. Normalfordelt feilledd: Den siste forutsetningen innebærer at feilleddet er normalfordelt. Dette innebærer at feilleddet må være normalfordelt med gjennomsnitt lik null og variansen er lik standardavviket. En strategi for å sikre normalfordeling av feilleddet er å bruke logaritmisk transformasjon på variablene. Som tidligere nevnt er det anvendt logaritmer for å transformere alle variablene, med unntak av rente og ledighet. Denne tilnærmingen bidrar til normalfordelt feilledd og sikrer robusthet i regresjonen. For å teste for normalfordelt feilledd, er kommandoene histogram (kdensity) og pnorm tatt i bruk for å ta en avgjørelse. Da feilleddene er tilnærmet normalfordelte, er også denne forutsetningen oppfylt. Se vedlegg 8 for resultater for normalfordelt feilledd.

3.2.1.5 Laggede variabler

Basert på teoretiske funn og egenlære, er det også valgt å inkludere laggede variabler i modellen. Dette valget begrunnes med at i mange modeller har den tidligere perioden en betydelig innvirkning på nåtidens verdi. Laggede variabler representerer verdien til observasjonen i en tidligere periode. Teoretisk sett er det slik at mange analyser er forankret i historiske data, og historien har tradisjonelt spilt en viktig rolle (Wilkins, 2017). Boligmarkedet er kjennetegnet av dynamikk og kontinuerlig tilpasning til tidligere perioders verdier. Denne kontinuerlige tilpasningen understreker viktigheten av å teste effekten av laggede variabler. Se vedlegg 24.

3.2.1.6 Robuste standardfeil Newey-West

Denne metoden benyttes ofte ved mistanke om tilstedeværelse av autokorrelasjon og/eller heteroskedastisitet i feilledet. Newey-West estimatoren gir robuste standardfeil, noe som medfører at parameterestimaten som genereres allerede er justert med hensyn til autokorrelasjon og heteroskedastisitet i datasettet. Ved å anvende denne estimatoren oppnås robuste standardfeil som sikrer nøyaktig standardavvik, og dermed øker validiteten av regresjonsmodellen. Selv om det ikke foreligger mistanke om autokorrelasjon eller heteroskedastisitet, er det blitt benyttet Newey-West estimator for sammenligning av resultatene fra de ulike metodene.

Tabell 2 - Newey-West Robuste standardfeil modell 1

Variabel	Regresjonsmodell: Newey-West:	
	P-verdi	P-verdi
<i>DlnInntekt</i>	0.708	0.727
<i>DlnNybygg</i>	0.007	0.002
<i>DlnKostnader</i>	0.001	0.000
<i>DlnBefolkning</i>	0.503	0.557
<i>DlnForventninger</i>	0.222	0.066
<i>DRente</i>	0.001	0.003
<i>Dledighet</i>	0.720	0.712
<i>L4_DlnBoligpris</i>	0.000	0.000

Oppdaget ingen store forskjeller i koeffisientene eller p-verdiene, og antar at modellen er valid.

3.2.1.7 Regresjonslikningen uten parameterrestriksjoner

Den endelige regresjonsmodell uten parameterrestriksjoner:

ΔlnBoligpris

$$\begin{aligned}
 &= \beta_1 + \beta_2 \Delta \ln \text{Inntekt}_{t-1} + \beta_3 \Delta \ln \text{Nybygg} + \beta_4 \Delta \ln \text{Kostnader} \\
 &+ \beta_5 \Delta \ln \text{Befolkning} + \beta_6 \Delta \ln \text{Forventninger} + \beta_7 \Delta \text{Rente} \\
 &+ \beta_8 \Delta \text{Ledighet} + \beta_9 \Delta \ln \text{Boligpris}_{t-4}
 \end{aligned}$$

3.2.2 Feiljusteringsmodell

For å sikre en mest mulig presis regresjonsmodell, er det valgt å inkludere en feiljusteringsmodell for sammenligning. Dette valget er basert på erkjennelsen av at en slik modell kan bidra til å differensiere mellom kortsiktige og langsiktige effekter av de uavhengige variablene (Jacobsen & Naug, 2005). I kapittel 4 skal de ulike modellene diskuteres.

3.2.2.1 Kointegrasjon og feiljusteringsmodell (ARDL)

Som tidligere påpekt er det av avgjørende betydning for gyldigheten av en regresjonsanalyse at dataene oppfyller kravet om stasjonærhet, slik at pålitelige resultater kan oppnås. For å oppnå stasjonærhet i datasettet er det utført en transformasjon kjent som førstedifferensiering av variablene, vanligvis betegnet

som I(1)-prosessen. Imidlertid medfører førstedifferensiering av variablene at deres langsiktige virkning på den avhengige variabelen (boligprisen) går tapt, noe som var uønsket.

Engle & Granger (1987) har fremmet en løsningsmetode for dette problemet. Den innebærer observasjon av et feiljusteringsledd som fanger opp de langsiktige effektene selv når variablene er av I(1)-prosess. Dette prinsippet gjelder imidlertid kun hvis dataene er kointegrerte. Kointegrasjon indikerer at to variabler er tilknyttet gjennom en felles langsiktig likevekt, hvor den ene følger den andres langsiktige utvikling. For å teste for kointegrasjon er det valgt å anvende feiljusteringsmodellen utviklet av Pesaran, Shin & Smith, kjent som autoregressiv distribuert lag-modell (ARDL).

3.2.2.2 Feiljusteringsmodell ved kointegrasjon

Dersom våre variabler viser tegn til kointegrasjon, åpner dette for muligheten til å estimere en feiljusteringsmodell ved anvendelse av MKM-metoden. Fundamentet for dette ligger i antakelsen om tilstedeværelsen av en underliggende stokastisk trend i variablene. Feiljusteringsmodellen tillater estimater av både kort- og langsiktige effekter i regresjonsanalysen. Denne modellen gir muligheten til å fange opp dynamikken mellom variablene over tid, og utforske deres samspill på både kort og lang sikt.

3.2.2.3 ARDL ved ulike integrasjonsorden

Fra kointegrasjonstesten formulert av Engle & Granger (1987) fremgår det at denne ikke umiddelbart kan anvendes dersom variablene har ulike integrasjonsorden. Dette problemet løses gjennom bruk av en ARDL-modell (Autoregressive Distributed Lag), som benytter MKM-metoden til å estimere koeffisientene (Nkoro & Uko, 2016). Før den gyldige feiljusteringsmodellen kan estimeres, må ARDL-modellen først estimeres. Denne modellen inkluderer et passende antall laggede variabler i regresjonsanalysen. Videre utforskes den enkleste formen for ARDL, kalt q og p, hvor variablene er delt inn i q-lag og p-lag. Modellen vil bli seende ut som dette:

$$\Delta y_t = \beta_0 + D_0 t + \sum_{i=1}^q \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta x_{t-j} + \tau_1 y_{t-1} + \tau_2 x_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Koeffisientene β_0 og D_0 har som hensikt å fange opp den stokastiske drift og trenden i modellen. Den kortsiktige effekten blir representert gjennom ϑ_i og φ_j , mens den langsiktige effekten blir representert gjennom τ_1 og τ_2 . Ved distribuerte lag modeller slik som ARDL, er det vanlig å anta at variablene konvergerer mot en langsiktig likevekt. Dermed vil variablenes endring på lang sikt kunne uttrykkes slik:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} y_t = y,$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} x_t = x,$$

$$\Delta x_{t-j} = \Delta y_{t-i} = 0, \text{ samtlige verdier av } i \text{ og } j \text{ på lang sikt}$$

Med disse forutsetningene vil den langsiktige koeffisienten for x bli:

$$x = -\frac{\tau_2}{\tau_1}.$$

3.2.2.4 ARDL-metode

Første del - Langsiktig sammenheng mellom variablene

Første del innebærer at en må sikre stasjonæritet av variablene. Slik det ble gjort i kapittel 3.2.1.2, hvor det ble testet for enhetsrot, gjennom en ADF-test.

Videre handler det om integrasjonsorden og testing av kointegrasjon. Etter å ha bekreftet stasjonæritet, ble det avdekket en blanding av integrasjonsordener i variablene. Dette scenarioet muliggjør anvendelse av ARDL-metoden. For å undersøke om variablene kointegrerer på nivåform, benyttes en "Bounds" kointegrasjonstest. Denne testen involverer en F-test av variablene fra kapittel 3 når de er forskjøvet med en periode. "Bounds" kointegrasjonstest evaluerer om den samlede effekten av variablene er lik null eller ikke. Basert på dette formuleres null- og alternativhypotesene som følger:

$$H_0: \tau_1 = \tau_2 = 0, \text{ eksisterer ikke langsiktig forhold}$$

$$H_A: \tau_1 \neq 0 \text{ eller } \tau_2 \neq 0, \text{ eksisterer langsiktig forhold}$$

Denne metoden gir to sett med kritiske verdier. En hvor alle variablene blir betraktet som $I(0)$, og en hvor alle antas som $I(1)$ (Nkoro & Uko, 2016, s.81). Deretter utføres en sjekk for å fastslå om det eksisterer et langsiktig forhold, det vil si kointegrasjon. For at det skal være bevis for

kointegrasjon, må F-verdien ligge over nedre og over øvre grense for de kritiske verdiene. De ulike utfallene av hypotesetestene er som følger:

- Godta hvis F er < enn kritisk verdi for I(0)-regressorer.
- Avvis hvis F er > enn kritisk verdi for I(1)-regressorer.

Dersom H_0 forkastes, og det finnes bevis for kointegrasjon, kan man spesifisere en ARDL- modell som forklarer de kortsiktige forholdene. Videre kan man estimere en feiljusteringsmodell for de langsiktige forholdene. For at testen skal være gyldig må feilleddene være normalfordelt, homoskedastiske og uavhengige.

Andre del - Valg av antall lags

Andre del av utledelsen handler om å finne riktig antall lags i variablene. For mange kan bidra til anslagsfeil i prognosen, mens for få vil føre til utelatelse av viktige effekter. For å undersøke dette brukes kommandoen `varsoc` i STATA. Informasjonskriteriet SBIC ble vurdert som det mest passende til modellen (Stoica & Selen, 2004). Dette fordi modellen er kompleks og innehar mange observasjoner. Deretter estimeres ARDL-modellen på nivåform.

Videre dreier det seg om å estimere en feiljusteringsmodell fra ARDL. For å identifisere de langsiktige sammenhengene, anvendes en Error Correction Model (ECM) fra ARDL. Denne modellen estimerer den langsiktige likevekten mellom variablene. ECM tester ulike kombinasjoner av lags basert på informasjonskriteriene, og til slutt identifiserer den modellen med det optimale antallet lags. Den endelige modellen vil kunne forklare lang- og kortsiktige effekter.

Tredje del - Feiljusteringsparameteret

Her skal feiljusteringsparameteret spesifiseres, og dens ulike utfallsvinkler. Om Bounds-testen indikerer kointegrasjon, kan nullhypotesen forkastes, og dermed fastslå at det ikke eksisterer spuriøse resultater ved likevekt på lang sikt. For å demonstrere modellens kortsiktige effekt, erstattes de laggede variablene x_t og y_t med feiljusteringsparameteret. Da blir følgende modell:

$$ECT_{t-1} = y_{t-1} - \widehat{\beta}_0 - \widehat{\beta}_1 x_{t-1}, \text{ fra utgangspunktet: } y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$$

Hvor β er de estimerte betaverdiene fra regresjonen (MKM).

Videre vil den endelige modellen bli slik:

$$\Delta y_t = \beta_0 0 + D_o t + \sum_{i=1}^q \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta x_{t-j} + \lambda ECT_{t-1} x_{t-1} + \varepsilon_t$$

λ vil vise hvor mye av variansen som blir korrigert, og eventuelt hvor mye av forrige periode som blir justert for i y_t (Nkoro & Uko, 2016, s.85). Positiv koeffisient indikerer divergens, mens negativ indikerer konvergens.

Til slutt viser modellen de uavhengige variablene som forklarer den langsiktige effekten, variablene som forklarer den kortsiktige effekten og feiljusteringsparamteren (ADJ) til boligpris (avhengig variabel).

3.2.2.5 Fremgangsmåte feiljusteringsmodell

1. Stasjonæritet

Det ble allerede utført i kapittel 3.2.1.3, hvor det ble observert at alle variablene, unntatt Rente og Ledighet, ikke var stasjonære i nivåform (5% signifikansnivå). Deretter ble variablene transformert ved førstedifferensiering, og alle ble stasjonære. Dette resulterte i en kombinasjon av I(0) og I(1) variabler, noe som gjør det mulig å benytte ARDL-metoden.

2. Bounds-kointegrasjonstest

Siden variablene nå er av ulik integrasjonsorden kan man utføre en Bounds-test. Testen gir en F-verdi på 5.927, noe som er over de kritiske verdiene ved et 1% signifikansområde. Da denne er større enn både nedre og øvre grense av kritiske verdier, kan nullhypotesen om ingen langsiktige forhold forkastes. Se vedlegg 9 for resultater av Bounds-kointegrasjonstest.

Det kan nå utarbeides en ARDL- og en endelig feiljusteringsmodell for kort- og langsiktige effekter.

3. Optimale tidsforskyvninger

Basert på informasjonskriteriet "SBIC", har boligpris, inntekt, nybygg og forventninger optimal tidsforskyvning på fire kvartaler. For kostnader og befolkning er optimal tidsforskyvning tre kvartaler. Rente har to, og ledighet har en periode som er optimal.

Tabell 3 - SBIC- optimal tidsforskyvning feiljusteringsmodellen

Variabel	Antall tidsforskyvninger (SBIC)
lnBoligpris	4
Rente	2
Ledighet	1
lnInntekt	4
lnNybygg	4
lnForventinger	4
lnKostnader	3
lnBefolkning	3

ARDL-modellen på nivåform

For å finne de kortsiktige sammenhengene i tidsserien er det estimert en ARDL-modell på nivåform (se vedlegg 31) . Som nevnt tidligere tester STATA for de mest optimale tidsforskyvningene av variablene. Dette gir feiljusteringsmodellen under. Resultatet av ARDL er at modellen bør inneholde en forsinkelse i lnBoligpris og lnKostnader, to forsinkelser i Ledighet og lnBefolkning, samt tre i lnForventinger. Denne modellen vil gi en kortsiktig forklaringskraft på rundt 99%.

3.2.2.6 Den endelige feiljusteringsmodellen

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{Boligpris} = & -4.8110 - 0.1030 \ln \text{Boligpris}_{t-1} - 0.0957 \text{Rente} - 0.1418 \text{Ledighet} \\ & + 0.8074 \ln \text{Inntekt} - 0.1765 \ln \text{Nybygg} - 0.2939 \ln \text{Kostnader} + 2.9240 \ln \text{Befolkning} \\ & - 0.0387 \ln \text{Forventinger} + 0.0239 \Delta \text{Ledighet}_{t-1} + 0.0185 \Delta \text{Ledighet}_{t-2} \\ & + 0.9366 \Delta \ln \text{Kostnader}_{t-1} - 1.5905 \Delta \ln \text{Befolkning}_{t-1} - 1.0504 \Delta \ln \text{Befolkning}_{t-2} \\ & - 0.0197 \Delta \ln \text{Forventninger}_{t-1} + 0.6626 \Delta \ln \text{Forventninger}_{t-2} \\ & - 0.0226 \Delta \ln \text{Forventninger}_{t-3} \end{aligned}$$

3.2.2.7 Validitet av feiljusteringsmodellen

Tabell 4 - Resultat validitetstester feiljusteringsmodellen

Test	For	Konklusjon
Durbin-Watson	Uavhengighet	DW=1.819, > 1.737, Forkaster H_0 . -Uavhengige
Breusch-	Homoskedastisitet	P-verdi: 0.519 > 0.05

Pagan		-Homoskedastisitet
Histogram	Normalfordelt feilledd	-Normalitet

3.3 Hypotese

I det påfølgende delkapittel vil det identifiseres de variablene som har størst signifikans på endringen i boligpris. Dette gjøres gjennom hypotesetesting, en metodikk som tester påstander om ukjente størrelser basert på innsamlede data (Bjørnstad, 2018).

Ved anvendelse av hypotesetesting er det formulert en nullhypotese (H_0), samt en alternativhypotese (H_A) basert på disse påstandene. Videre undersøkes nullhypotesen og dens test-verdier, dette vil basert på et gitt signifikansnivå bestemme om hypotesen forkastet eller ikke. De vanligste signifikansnivåene er 1%, 5% og 10%, hvor det er valgt 5% som angitt signifikansnivå for analysene i denne oppgaven.

3.3.1 Formulerte hypoteser

De formulerte hypotesene knyttet opp mot regresjonsmodellene for oppgaven er:

$H_0: \beta_i = 0$, Det er ikke en signifikant sammenheng mellom endring i boligprisen og den uavhengige variabelen

$H_A: \beta_i \neq 0$, Det er en signifikant sammenheng mellom endring i boligprisen og den uavhengige variabelen

der ... $i = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8$, og 9

Kapittel 4 - Resultater

I dette kapitlet presenteres resultatene for hver modell, inkludert en multipl regressjonsmodell for hver region, totalt syv modeller. Alle modellene baseres på modellen til Jacobsen og Naug som er omtalt i metodekapitlet. Modellene har gjennomgått de samme transformasjonene og oppfyller forutsetningene for en gyldig regresjonsmodell. Først presenteres resultatene på nasjonalt nivå og

deretter anvendes de samme forutsetningene på regionalt nivå med tolkning av resultatene for hver region.

4.1 Nasjonale resultater:

Endelig modell med parameterrestriksjoner:

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{Boligpris} = & 0.0076 - 0.0258 \Delta \ln \text{Inntekt} - 0.0296 \Delta \ln \text{Nybygg} \\ & + 0.4298 \Delta \ln \text{Kostnader} - 1.3535 \Delta \ln \text{Befolkning} + \\ & 0.0133 \Delta \ln \text{Forventninger} \\ & - 0.0139 \Delta \text{Rente} - 0.0018 \Delta \text{Ledighet} + 0.4666 \Delta \ln \text{Boligpris}_{t-4} \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.5785$$

Estimeringsperiode: Kvartal 1 1992 - Kvartal 4 2023.

Estimeringsmetode: MKM (Minste kvadraters metode)

Tabell 5 - Nasjonale modellen's koeffisienter og signifikans

Variabel	Koeffisient	P-verdi
Konstantledd	0.0076	0.148
$\Delta \ln \text{Inntekt}$	-0.0258	0.727
$\Delta \ln \text{Nybygg}$	-0.0296	0.002
$\Delta \ln \text{Kostnader}$	0.4298	0.000
$\Delta \ln \text{Befolkning}_t$	-1.3535	0.557
$\Delta \ln \text{Forventninger}$	0.0133	0.066
ΔRente	-0.0139	0.003
$\Delta \text{Ledighet}$	-0.0018	0.712
$\Delta \ln \text{Boligpris}_{t-4}$	0.4666	0.000

4.1.1 Forklaringskraft - modell 1

R^2 er et standardmål på modellens forklaringskraft, og forteller hvor mye av variansen i den avhengige variabelen er forklart gjennom de uavhengige variablene. Forklaringskraft ligger alltid mellom 0 og 1, hvor 1 er det samme som perfekt forklaringskraft (100%). Fra et teoretisk ståsted ville en unormalt høy R^2 kunne indikere feil i modellen. Da det er gjort korreksjoner basert på de ulike forutsetningene, vil en ugyldig modell være svært usannsynlig. Vi ser også at modellen gir en forklaringskraft på 58%, noe som virker troverdig, men forteller også noe om at det er flere faktorer som er utelatt som kan forklare boligprisene. Denne regnes som høy til middels, da boligmarkedet er svært komplekst og har mange ikke-inklusive variabler.

4.1.2 Koeffisienter - modell 1

Fra regresjonsmodellen over (Norge) ville en økning på 1% i alle de uavhengige variablene ført til ulike endringer i boligprisen. Endringen av inntekt vil medføre en reduksjon på 0.0258%, endringen av nybygg vil utgjøre en reduksjon på 0.0296%, endringen av kostnader ville gi en økning på 0.4298%, endringen av befolkning medfører reduksjon på 1.3535%, endringen av forventninger gir en økning på 0.0133%, endringen av rente resulterer i en reduksjon på 0.0139%, endringen av ledighet medfører en reduksjon på 0.0018% og endring av den årlige laggede variabelen av boligprisen gir en økning på 0.4666% i boligprisen.

4.1.3 Signifikante variabler - modell 1

Av alle de uavhengige variablene er det kun den første differensierte av \ln Nybygg, \ln Kostnader, *Rente* og \ln Boligpris_{t-4} som oppnår statistisk signifikans på et 5% signifikansnivå. Konstantleddet indikerer en positiv justering som foregår automatisk hvert kvartal, denne er dog ikke signifikant.

4.2 Feiljusteringsmodellen's resultater

$$\begin{aligned}\Delta \ln \text{Boligpris} = & -4.8110 - 0.1030 \ln \text{Boligpris}_{t-1} - 0.0957 \text{Rente} - 0.1418 \text{Ledighet} \\ & + 0.8074 \ln \text{Inntekt} - 0.1765 \ln \text{Nybygg} - 0.2939 \ln \text{Kostnader} + 2.9240 \ln \text{Befolkning} \\ & - 0.0387 \ln \text{Forventninger} + 0.0239 \Delta \text{Ledighet}_{t-1} + 0.0185 \Delta \text{Ledighet}_{t-2} \\ & + 0.9366 \Delta \ln \text{Kostnader}_{t-1} - 1.5905 \Delta \ln \text{Befolkning}_{t-1} - 1.0504 \Delta \ln \text{Befolkning}_{t-2} \\ & - 0.0197 \Delta \ln \text{Forventninger}_{t-1} + 0.6626 \Delta \ln \text{Forventninger}_{t-2} \\ & - 0.0226 \Delta \ln \text{Forventninger}_{t-3}\end{aligned}$$

$$R^2 = 0.5559$$

Estimeringsperiode: Kvartal 4 1992 - Kvartal 4 2023

Estimeringsmetode: MKM (Minste kvadraters metode)

R^2 er ca 56%, noe som betyr at modellen representerer omtrent 56% av variansen for boligpris forklart gjennom de uavhengige variablene. Høy til middels forklaringskraft.

4.2.1 Koeffisienter - feiljusteringsmodell

Fra feiljusteringsmodellen kan langsiktige og kortsiktige forhold skilles. En endring tilsvarende 1% i alle de uavhengige variablene vil resultere i ulike endringer basert på de ulike koeffisientene.

Av de langsiktige forholdene ville endringen av inntekt ført til en økning på 0.8074%, endringen av nybygg medfører en reduksjon på 0.1765%, endringen av kostnader gir en reduksjon på 0.2939%, endringen av befolkning gir 2.9240% økning, endringen av forventninger resulterer i en reduksjon på 0.0387%, endringen av rente medfører en reduksjon på 0.0957% og endringen av ledighet gir en 0.1418% reduksjon i boligprisen.

For de kortsiktige forholdene kan en se at en økning på 1 % ved endringen av de laggede variablene av ledighet gir en økning på 0.0239% og 0.0185%, endringen av laggede variabelen for kostnader resulterer i en økning på 0.9366%, endringen av de laggede variablene for befolkning medfører en reduksjon i begge på 1.5905% og 1.0504%, og til slutt endringen av de tre laggede variablene for forventninger gir henholdsvis reduksjon på -0.0197%, økning på 0.6626% og reduksjon på 0.0266% i boligprisen.

4.2.2 Signifikante variabler

Konstantleddet i modellen indikerer en automatisk endring i hver periode på -4.8110, men dette leddet er ikke statistisk signifikant. På lang sikt er det kun variablene rente og ledighet som oppnår statistisk signifikans på et 5% signifikansnivå, og disse variablene kan derfor forklare de langsiktige forholdene i modellen. På kort sikt viser modellen at førstedifferensierte av variablene $Ledighet_{t-1}$, $Ledighet_{t-2}$, $\ln Kostnader_{t-1}$ og $\ln Forventninger_{t-2}$ er signifikante.

I feiljusteringsmodellen er feiljusteringsparameteren (ADJ) negativ, og oppnår signifikans på et 5% signifikansnivå (se vedlegg 35). Dette indikerer at variablene konvergerer mot en langsiktig likevekt, og koeffisienten forklarer at omtrent 10% av justeringen mot denne likevekten skjer hvert kvartal. Dette tyder på en gradvis tilpasning mot langsiktig likevekt over tid.

4.3 Valg av nasjonal modell

Resultatene fra modell 1 og feiljusteringsmodellen viser både betydelige likheter og variasjoner i funnene. Begge modellene gir opphav til betydelig variasjon når det gjelder fortegn til koeffisienter og signifikans av variabler, noe som gir mistanke om feil i datagrunnlaget. Ved nærmere undersøkelse av koeffisientene, sammenlignes de langsiktige virkningene i feiljusteringsmodellen med modell 1. Da observeres det at modell 1, i tråd med forventningene og etablerte teorier, samsvarer best. Det er her viktig å merke seg den minimale forskjellen i forklaringskraft mellom modellene. Den modellen som mest nøyaktig reflekterte teorien, modell 1, ble valgt som fokus for videre diskusjon i oppgaven.

4.4 Regionale resultater

4.4.1 Oslo

$$\begin{aligned}\Delta \ln \text{Boligpris} &= 0.0052 + 0.8661 \Delta \ln \text{Inntekt} + 0.0012 \Delta \ln \text{Nybygg} \\ &\quad - 0.8064 \Delta \ln \text{Befolkning} - 0.0245 \Delta \text{Rente} + 0.0148 \Delta \text{Ledighet} \\ &\quad + 0.0058 \Delta \ln \text{Nybygg}_{t-1} + 0.3639 \Delta \ln \text{Boligpris}_{t-1} \\ R^2 &= 38.9\%\end{aligned}$$

Regresjonsmodellen til området Oslo har en forklaringskraft på rundt 39%, noe som ansees som middels, da markedet som bearbeides er svært komplekst. Den inneholder også to laggede variabler, da dette gir en statistisk bedre modell.

Videre er det kun inntekt, rente og den laggede variabelen av boligprisen som er signifikant på et 5% nivå (se vedlegg 10). Inntekt har en p-verdi på 0.000 og er den mest signifikante, hvor en økning på 1% fører til en 0.8661% økning i reell boligpris. Den laggede boligprisvariabelen er nest mest signifikant, med en 1% økning som resulterer i en 0.3639% økning i boligprisen. Rente er også signifikant, med en 1% økning som medfører en 0.02451% reduksjon i boligprisen. Disse tre uavhengige variablene har dermed en statistisk signifikant sammenheng med endringen i boligprisen på et 95% konfidensnivå. Om de resterende uavhengige variablene økes med 1% vil endringen i nybygg medføre en økning på 0.0012%, endringen av befolkning vil gi en reduksjon på 0.8064%,

endringen i ledighet medfører en økning på 0.0148% og endringen i laggede variabelen nybygg medfører en økning på 0.0058% i boligprisen.

4.4.2 Agder

$$\begin{aligned}\Delta \ln \text{Boligpris} &= 0.0244 + 1.4131 \Delta \ln \text{Inntekt} + 0.0037 \Delta \ln \text{Nybygg} \\ &\quad - 9.2884 \Delta \ln \text{Befolkning} - 0.0014 \Delta \text{Rente} + 0.0113 \Delta \text{Ledighet} \\ R^2 &= 53.3\%\end{aligned}$$

Regresjonsmodellen til området Agder har en forklaringskraft på rundt 53%, noe som ansees som høy til middels forklaringskraft. Den inneholder ingen laggede variabler.

Om alle de uavhengige variablene øker med 1%, vil inntekt medføre en 1.4131% økning i boligprisen, nybygg en 0.0037% økning, befolkning en reduksjon på 9.2884%, rente en reduksjon på 0.0014%, og ledighet en økning på 0.0113%.

I modellen for Agder er det kun inntekt og rente som er signifikante på et 5% signifikansnivå, og dermed har en statistisk sammenheng med endringen i boligprisen. Se vedlegg 12.

4.4.3 Vestlandet

$$\begin{aligned}\Delta \ln \text{Boligpris} &= 0.0075 + 1.1800 \Delta \ln \text{Inntekt} - 0.0412 \Delta \ln \text{Nybygg} \\ &\quad - 2.2167 \Delta \ln \text{Befolkning} - 0.0159 \Delta \text{Rente} + 0.0136 \Delta \text{Ledighet} \\ R^2 &= 36.2\%\end{aligned}$$

For Vestlandet forklarer modellen rundt 36% av endringen i boligprisen, noe som regnes som middels forklaringskraft. Den inneholder heller ingen laggede variabler.

Ved en økning på 1% i alle de uavhengige variablene vil endringen av inntekt gi en økning på 1.18%, endringen av nybygg vil gi en reduksjon på 0.0412%, endringen av befolkning vil gi en reduksjon på 2.2167%, endringen av rente vil medføre en reduksjon på 0.0159% og endringen av ledighet vil gi en økning på 0.0136% i boligprisen. Av disse er det bare inntekt, rente og nybygg som er innenfor et 5% signifikansnivå. Se vedlegg 14.

4.4.4 Innlandet

$$\begin{aligned}\Delta \ln \text{Boligpris} &= 0.0100 + 1.0947 \Delta \ln \text{Inntekt} - 0.0279 \Delta \ln \text{Nybygg} \\ &\quad - 9.7532 \Delta \ln \text{Befolkning} - 0.0103 \Delta \text{Rente} + 0.0295 \Delta \text{Ledighet} \\ R^2 &= 43.1\%\end{aligned}$$

Modellen for Innlandet har en middels forklaringskraft på rundt 43%. Den inkluderer også ingen laggede variabler.

Hvis alle uavhengige variablene øker med 1% vil endringen av inntekt resultere i en 1.0947% økning, endringen av nybygg medfører en 0.0297% reduksjon, endringen av befolkning gir en 9.7532% reduksjon, endringen av rente medfører en 0.0103% reduksjon og endringen av ledighet medfører en 0.0295% økning i boligprisen. Her er det bare inntekt, ledighet og nybygg som faller innenfor et 5% signifikansnivå. Se vedlegg 16.

4.4.5 Midt-Norge

$$\begin{aligned}\Delta \ln \text{Boligpris} &= -0.0098 + 0.9160 \Delta \ln \text{Inntekt} - 0.0028 \Delta \ln \text{Nybygg} \\ &\quad - 0.0200 \Delta \ln \text{Befolkning} - 0.0165 \Delta \text{Rente} + 0.0055 \Delta \text{Ledighet} \\ &\quad + 6.5387 \ln \text{Befolkning}_{t-1} \\ R^2 &= 38.1\%\end{aligned}$$

Modellen ovenfor har en forklaringskraft på ca. 38%, og ansees som middels. Det er også inkludert en lagget variabel.

Om de uavhengige variablene økes med 1%, vil endringen av inntekt gi en 0.916% økning, nybygg vil gi en reduksjon på 0.0028%, endringen av befolkning vil gi en reduksjon på 0.02%, endringen av rente gir en reduksjon på 0.0165% og endringen av ledighet gir en økning på 0.0055%. Av disse er det kun inntekt, rente og laggede variabelen av befolkning som er signifikante på et 5% signifikansnivå. Se vedlegg 18.

4.4.6 Nord-Norge

$$\begin{aligned}\Delta \ln \text{Boligpris} &= -0.0014 + 1.0947 \Delta \ln \text{Inntekt} - 0.0167 \Delta \ln \text{Nybygg} \\ &\quad + 4.8442 \Delta \ln \text{Befolkning} - 0.0044 \Delta \text{Rente} + 0.0259 \Delta \text{Ledighet}\end{aligned}$$

$$R^2 = 45.2\%$$

Til slutt er det modellen for Nord-Norge. Denne har en forklaringskraft på rundt 45%, og anses som middels. Det er ikke inkludert noen laggede variabler.

Øker de uavhengige variablene med 1%, vil dette resultere i at endringen av inntekt gir en 1.0947% økning, nybygg gir en reduksjon på 0.0167%, befolkning medfører en økning på 4.8842%, endringen av rente gir reduksjon på 0.0044% og endringen i ledighet resulterer i en økning på 0.0259%. Av disse uavhengige variablene er inntekt, nybygg, befolkning og ledighet signifikante på et 1% signifikansnivå. Se vedlegg 20.

4.5 Sammenligning av resultater

Tabell 6 - Resultater, regionale koeffisienter, og signifikans.

Koeffisienter	Norge	Oslo	Agder	Vestlandet	Innlandet	Midt Norge	Nord Norge
Inntekt	-0.0258	0.8661***	1.4131***	1.1800***	1.0947***	0.9160***	1.0947***
Nybygg	-0.0296***	0.0012	0.0037	-0.0412**	-0.0279**	-0.0028	-0.0167***
Befolkning	-1.3535	-0.8064	-9.2884***	-2.2167	-9.7532	-0.0200	4.8842***
Rente	-0.0139***	-0.0245***	-0.0014	-0.0159***	-0.0103	-0.0165***	-0.0044
Ledighet	-0.0018	0.0148**	0.0113	0.0136	0.0295***	0.0055	0.0259***
* p < 0.10, ** p < 0.05, ***p < 0.01							

Kapittel 5 - Vurderinger av metode og resultater

I dette kapitlet undersøkes og beskrives oppgavens resultater for å vurdere samsvar med etablert teori og forventninger. Analysen gjennomføres enhetlig både for de nasjonale og de regionale modellene ved at modellenes forklaringskraft samt koeffisientene til de uavhengige variablene evalueres. Det legges spesiell vekt på fortegn, tallverdier og signifikansnivå for å bedømme den potensielle effekten.

5.1 Nasjonal modell

På et nasjonalt nivå observeres et avvik mellom resultatene fra oppgavens modell og egne forventninger. Inntektsvariabelen viser seg å være ikke-signifikant, og dens koeffisient stemmer ikke overens med den forventede teorien om at økt inntekt fører til økt konsum (Steigum, 2018). Til tross for dette, er nybygg, kostnader og rente alle signifikante variabler, og deres koeffisienter samsvarer med tilhørende teori (jf. Kapittel 2). Nybygg og rente har negativ koeffisient, mens kostnader har positivt fortegn. Nybygg reflekterer tilbudssiden av boligmarkedet, mens utlånsrenten påvirker betalingsevnen, og dermed finansieringsevnen, noe som resulterer i en nedgang i etterspørselen. Kostnader, som gjenspeiler materialkostnader, er signifikante med positiv koeffisient og stemmer med forventningene.

Videre observeres det at forventningsvariabelen og arbeidsledighet, selv om de stemmer overens med forventningene, ikke oppnår signifikans. Arbeidsledighet påvirker boligprisene negativt da den er nært knyttet til betalingsevnen og økonomisk usikkerhet, som igjen påvirker både tilbud og etterspørsel. Den siste uavhengige variabelen, befolkning, er ikke-signifikant med negativ koeffisient, noe som ikke stemmer overens med etterspørselsteorien (jf. Kapittel 2).

5.2 Regional modell

Fra de regionale resultatene observeres det også avvik fra forventningene. En felles observasjon i alle modellene er at variabelen for inntekt er positiv og signifikant (se Tabell 6). En mulig forklaring på dette kan være interpolasjonstilnærmingen som ble anvendt for å bestemme de ulike datapunktene. Videre samsvarer denne observasjonen med teorien og forventningene (jf. Kapittel 2). Siden økonomien stort sett har vært preget av positiv vekst siden 2005, er effekten mellom inntekt og boligpriser ikke overraskende.

Den neste variabelen, nybygg, viser signifikans i 3 av 6 modeller, og i de tilfellene hvor den er signifikant, stemmer koeffisienten overens med teorien (jf. Kapittel 2). Ved å betrakte den første differensierte observeres det hovedsakelig kortsiktige sammenhenger. Derfor kan det virke inkonsekvent at nybygg er

signifikant, da tilbudet forventes relativt konstant på kort sikt (jf. Kapittel 2). Dette fenomenet kan muligens forklares ved en økt og effektiv boligbygging i perioden, eller det kan indikere en konsentrert ferdigstilling av mange boliger på samme tidspunkt.

Videre viser befolkningsvariabelen signifikans i 1 av 6 modeller, og dette er også den eneste modellen hvor koeffisienten stemmer overens med teorien.

Rentevariabelen er negativ i alle modellene, og i tråd med forventningene, og viser signifikans i 3 av 6 modeller. Bruken av den nasjonale utlånsrenten kan være grunnlaget for ikke-signifikansen i resten av modellene, da utlånsrenten kan være geografisk bestemt.

Ledighetsvariabelen er også positiv i alle modellene og dermed ulik forventningene. En mulig årsak til dette kan være treghet i markedet og at selv om økende arbeidsledighet fører til en nedgang i boligprisen i fremtiden fanges ikke dette opp i de kortsiktige dataene som er tilgjengelige for analysen. Da dette er kortsiktige sammenhenger kan det føre til positive koeffisienter.

5.3 Sammenligning av modellene

Felles for alle modellene inkludert i denne oppgaven er at endring av variabelen rente har negativ koeffisient, og den er statistisk signifikant på et 1% signifikansnivå i fire av syv modeller. Dette tyder på at utlånsrenten er robust i forhold til endring. Andre likheter inkluderer at befolkning innehar negativ koeffisient i seks av syv modeller, og at denne variabelen generelt er den største koeffisienten av alle variablene. Som nevnt tidligere er dette kontraintuitivt i forhold til forventningene. Det at det ikke er flere modeller som samsvarer med teorien, er oppsiktsvekkende. En mulig årsak til at analysene ikke viser forventede geografiske forskjeller kan være at høye boligpriser gir negativt utslag i befolkningen, slik at de flytter til billigere områder. Dette var forventet at ble fanget opp av de geografiske modellene, noe det ikke gjør, men det kan hende at befolkningen flytter til områder modellene ikke dekker.

En annen observasjon er at Nord-Norge er den eneste regionen med en signifikant variabel for befolkning og positiv koeffisient. Ettersom Nord-Norge er den regionen med lavest befolkningsvekst, kan dette tyde på et begrenset boligmarked

som presser prisene opp (Paciorek, 2012). Videre ser vi at variabelen nybygg er negativ i alle områder hvor denne er signifikant (5/7), noe som indikerer at boligprisen reagerer negativt på nybygg på kort sikt. Dette kan være resultat av misforhold mellom etterspørsel og tilbud, i og med at nybygg er relativt konstant på kort sikt (Norges Bank, 2011).

Forventningene på forhånd var at inntekt ville vise geografiske forskjeller. Dette observeres ikke da inntekt er signifikant i alle regionene, men ikke på nasjonalt nivå. Dette skaper en skepsis til valget om å bruke to ulike inntektsvariabler, siden reell bruttoinntekt ikke nødvendigvis er representativt for husholdningens disponible inntekt til privat konsum. Bruken av forskjellige tilnærminger bidrar også til en viss usikkerhet i svarene.

Videre observeres det at ledighetsraten ikke samsvarer med den nasjonale modellen, hvor den kontrainuitivt har positiv koeffisient på et regionalt nivå. Regionale data kan variere betydelig med hensyn til befolkningstetthet, økonomisk tilstand, og boligmarkedets dynamikk, noe som kan føre til at arbeidsledighet har forskjellige effekter på ulike regioner. På et nasjonalt nivå blir disse effektene aggregert og vil føre til en negativ sammenheng mellom arbeidsledighet og boligpriser.

5.4 Svakheter med modellene

Det er flere svakheter med modellen som er brukt i oppgaven. En av svakhetene er blant annet at den er basert på Jacobsen og Naug fra 2005, som er en 20 år gammel kilde og som dermed undersøker en annen tidsperiode. Jacobsen og Naug har også tilgang til flere datapunkter og benytter en mer avansert modell der forventningsvariabelen er matematisk beregnet, i motsetning til denne oppgavens tilnærming som reflekterer en score fra en kundeundersøkelse. Oppgavens fokus på geografiske forskjeller medførte utfordringer med å opprettholde konsistensen mellom de ulike datasettene. I den nasjonale analysen ble flere variabler og flere datapunkter inkludert, noe som viste seg vanskelig å innhente på et regionalt nivå i etterkant. I de regionale modellene ble forventningsvariabelen utelatt da de nasjonale resultatene ikke indikerte dens signifikant. Videre ble variablene for arbeidsledighet og utlånsrente holdt konstant i de ulike modellene på grunn av manglende regionale observasjoner. Det ble også gjennomført ulike tilnærminger

etter beste evne, som ikke fullstendig gjenspeiler virkeligheten. Alle disse faktorene bidrar til betydelig usikkerhet i oppgavens modeller.

Kapittel 6 - Konklusjon

I denne oppgaven er det utviklet modeller for å forstå drivere og geografiske forskjeller i boligpriser nasjonalt og regionalt i Norge. Den primære modellen som er brukt i analysene, basert på Jacobsen og Naug, viser middels forklaringskraft nasjonalt ($R^2 = 57.85\%$) og identifiserer kostnader, rente og nybygg som signifikante variabler. Regionalt varierer forklaringskraften fra 36.2% til 53.3%, med inntekt som en konsistent signifikant faktor. Oppgavens analyser viser at boligmarkedet påvirkes av en kompleks sammensetning av variabler med betydelige geografiske forskjeller. Selv om enkelte funn stemmer med teoretiske forventninger, har modellene og datagrunnlaget begrensninger. Videre arbeid, i etterkant av denne oppgaven, bør fokusere på å forbedre modellpresisjonen og inkludere flere relevante faktorer for å fange opp drivere og geografiske forskjeller i boligmarkedet mer nøyaktig.

Kapittel 7 - Referanser

Arnold, M., Hanck, C., Gerber, M., & Schmelzer, M. (2024). Introduction to Econometrics with R. Chair of Econometrics, Department of Business Administration and Economics University of Duisburg-Essen

Astrup, K. C., Barlindhaug, A. B., Medby, P. (2014). *Indirekte markeds- og individeffekter av boligsosiale virkemidler* (NIBR-rapport). Norsk institutt for by- og regionforskning. Hentet i tidsrommet mellom 08.01.2024 - 03.06.2024: <https://biblioteket.husbanken.no/arkiv/dok/Komp/Indirekte%20markeds-%20og%20individeffekter%20av%20boligsosiale%20virkemidler.pdf>

Beckett, S. (2020). *Introduction to Time Series Using Stata, Revised Edition*. Stata Press.

Bellemare, M. (2015.14. September) ‘*Metrics Monday: When Is Heteroskedasticity (Not) a Problem?*’ Hentet i tidsrommet mellom 08.01.2024 - 03.06.2024: <https://marcfbellemare.com/wordpress/11322>

Bergholt, D. (2011, 10. November). Tidsserier. *Norwegian business school*. Hentet i tidsrommet mellom 08.01.2024 - 03.06.2024: https://bergholt.weebly.com/uploads/1/1/8/4/11843961/2.a_-_tidsserier.pdf

Bergholt, D. (2011, 11. November). Ikke-stasjonaritet. *Norwegian business school*. Hentet i tidsrommet mellom 08.01.2024 - 03.06.2024: https://bergholt.weebly.com/uploads/1/1/8/4/11843961/3.a_-_ikke-stasjonaritet.pdf

Bjørnstad, J. (2018). Hypotesetesting - statistikk i Store norske leksikon på snl.no. Hentet 27. mai 2024 fra https://snl.no/hypotesetesting_-_statistikk

Chris Brooks (2005). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge University Press

Dagens Næringsliv (2022). Hvorfor gjør ikke politikerne noe med de høye boligprisene?. Hentet fra <https://www.dn.no/eiendom/eiendom/boligpriser/leie/spaltist-hvorfor-gjor-ikke-politikerne-noe-med-de-hoye-boligprisene/2-1-1245492>

Eiendom Norge (2014). Boligpolitikk er sektorovergripende. Hentet fra <https://eiendommnorge.no/blogg/boligpolitikk-er-sektorovergripende-article498-923.html>

Engle, R. , & Granger, Clive (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*.

Finans Norge (2024) Metode for forventningsbarometeret. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024: <https://www.finansnorge.no/tema/statistikk-og-analyse/forventningsbarometeret/metode/>

Finans Norge (2024) Forventningsbarometeret. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:

<https://www.finansnorge.no/tema/statistikk-og-analyse/forventningsbarometeret/>

Finans Norge (2024). Variabel. Kvartalsvise forventninger. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:

<https://www.finansnorge.no/tema/statistikk-og-analyse/forventningsbarometeret/>

Helsedirektoratet. (2018) Folkehelse og bærekraftig samfunnsutvikling: *Helsedirektoratets innspill til videreutvikling av folkehelsepolitikken*. Hentet i tidsrommet mellom 08.01.2024 - 03.06.2024:

https://www.helsedirektoratet.no/rapporter/folkehelse-og-baerekraftig-samfunnsutvikling/Folkehelse%20og%20b%C3%A6rekraftig%20samfunnsutvikling.pdf/_attachment/inline/3bee41d0-0b38-4957-913e-bedad965e37a:a89f2b8d35a30992c90f2f4c4f872d2ffdd0abaa/Folkehelse%20og%20b%C3%A6rekraftig%20samfunnsutvikling.pdf

Husøy, E. R., Stensland, M., Fraser, S. A., Nilsen, A. A., Hovland, K. M., Lea, A. (2023, 27. September). Norges Bank signaliserer en rente på 4,5% ut 2024. *E24 - Norges største næringslivsavis*. Hentet i tidsrommet mellom 08.01.2024 - 03.06.2024:

<https://e24.no/norsk-oekonomi/i/dw90gO/norges-bank-signaliserer-en-rente-paa-45-prosent-ut-2024>

Investopedia. (2023). Variance Inflation Factor (VIF). Hentet fra:

<https://www.investopedia.com/terms/v/variance-inflation-factor.asp>

Investopedia. (2023). Q Ratio or Tobin's Q: Definition, Formula, Uses, and Examples. Hentet fra:

<https://www.investopedia.com/terms/q/qratio.asp>

Jacobsen, D. henning, & Naug, B. E. (2005). *What drives house prices? Norges bank*. jacobsen.pdf (1.070Mb)

Larsen, E. R., & Sommervoll, D. E. (2004). *Hva bestemmer boligprisene?*

Statistisk sentralbyrå. <https://ssb.brage.unit.no/ssb-xmlui/handle/11250/179666>

Molden, B. H. (2011). Beregninger av boligbehov i Norge. Makrotilsyn, Norges Bank Finansiell stabilitet. Hentet i tidsrommet mellom 08.01.2024 - 03.06.2024:

https://norges-bank.brage.unit.no/norges-bank-xmlui/bitstream/handle/11250/2558326/aktuell_kommentar_6_11.pdf?sequence=1&isAllowed=y

Nilsen, F. S (12. Januar, 2022). Dyrere for boligbyggere - treprisene doblet på ett år. *Watch media*, eiendomswatch. Hentet i tidsrommet mellom 08.01.2024 - 03.06.2024:

<https://eiendomswatch.no/nyheter/bolig/article13632296.ece>

Nkoro, E., & Uko, A, K., (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*.

Norges Bank (2022). Hvordan påvirker renten husholdningenes kjøpekraft?
Hentet fra

<https://www.norges-bank.no/bankplassen/arkiv/2022/hvordan-pavirker-renten-husholdningenes-kojpekraft/>

Norges Bank. (2023). *Pengepolitisk rapport*. Hentet i tidsrommet mellom 08.01.2024 - 03.06.2024: https://www.norges-bank.no/contentassets/f5a3457c0977418cabe1bc0064eb085b/ppr_2023-4.pdf?v=14122023091018

Obos (2022). Egen bolig er en god investering. Hentet fra

<https://www.obos.no/mellom-husene/okonomi/bolig-er-god-investering>

ODIN-Bloggen (2019). Slik investerer du best i eiendom. Hentet fra

<https://blogg.odinfond.no/investere-i-eiendom-best>

OpenAI. (2024). ChatGPT (fra januar 2024 til mai 2024).

<https://chat.openai.com/chat>

Paciorek, A. (2011). Supply Constraints and Housing Market Dynamics. *Finance and Economics Discussion Series*

Regjeringen (2002) Boligmarkedene og boligpolitikken. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:

<https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-2002-2/id145338/?ch=3>

Regjeringen (2021) Langsiktige utfordringer som følge av aldrende befolkning. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024

https://www.regjeringen.no/no/tema/okonomi-og-budsjett/norsk_okonomi/bruk-av-oljepenger-/langsiktige-utfordringer-som-folge-av-en/id450473/

Ruud, M. E., Barlindhaug, R., Nørve, S. (2013). *Fremtidige boligbehov* (NIBR-rapport). Norsk institutt for by- og regionforskning. Hentet i tidsrommet mellom 08.01.2024 - 03.06.2024: <https://kudos.dfo.no/documents/10455/files/10453.pdf>

Sir.edward (<https://stats.stackexchange.com/users/349578/sir-edward>), How do I find my coefficient for AR(1), URL (version: 2022-02-24):

<https://stats.stackexchange.com/q/565540>

<https://stats.stackexchange.com/questions/565540/how-do-i-find-my-coefficient-for-ar1>

Statistisk sentralbyrå (u.å.a). Variabel. Kvartalsvis prisindeks for boliger. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:

<https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/boligpriser-og-boligprisindekser/statistikk/prisindeks-for-brukte-boliger>

Statistisk sentralbyrå (u.å.b). Variabel. Årlig utlånsrente. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:
<https://www.ssb.no/statbank/table/08175>

Statistisk sentralbyrå (u.å.c). Variabel. Årlig Styringsrente. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:
<https://www.norges-bank.no/tema/Statistikk/Rentestatistikk/Styringsrente-manedlig/>

Statistisk sentralbyrå (u.å.d). Variabel. Kvartalsvis arbeidsledighet. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:
<https://www.ssb.no/statbank/table/05110/>

Statistisk Sentralbyrå, (u.å.e). Årlige tall. Disponibel realinntekt. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:
<https://www.ssb.no/statbank/table/10799>

Statistisk sentralbyrå (u.å.f). KPI. Kvartalsvis konsumprisindeks. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024
<https://www.ssb.no/statbank/table/03013/>

Statistisk sentralbyrå, (u.å.g). Kvartalsvis tall. Disponibel realinntekt. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:
<https://www.ssb.no/statbank/table/11020>

Statistisk sentralbyrå (u.å.h). Variabel. Kvartalsvis nybygg. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:
<https://www.ssb.no/statbank/table/03723>

Statistisk sentralbyrå (u.å.i). Variabel. Kvartalsvis befolkning. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:
<https://www.ssb.no/statbank/table/01222/>

Statistisk sentralbyrå (u.å.j). Variabel. Årlig befolkning. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:
<https://www.ssb.no/statbank/table/05803>

Statistisk sentralbyrå (u.å.k). Variabel. Kvartalsvis kostnader. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:
<https://www.ssb.no/statbank/table/08651>

Statistisk sentralbyrå, (u.å.l). Variabel. Årlig bruttoinntekt. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:
<https://www.ssb.no/statbank/table/06946>

Statistisk sentralbyrå, (u.å.m). Kvartalsvis nasjonalregnskap og konjunkturer. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:
<https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/faktaside/norsk-okonomi>

Statistisk sentralbyrå (2014). Hva bestemmer boligprisene? Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:

<https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/hva-bestemmer-boligprisene>

Statistisk sentralbyrå (u.å.n). Variabel. Kvartalsvis renter i bank- og kredittforetak. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:

<https://www.ssb.no/statbank/table/07200/>

Statistisk sentralbyrå (2024). Boforhold, registerbasert. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:

<https://www.ssb.no/bygg-bolig-og-eiendom/bolig-og-boforhold/statistikk/boforhold-registerbasert>

Stoica. P. , & Selén. Y. (2004). Model-order selection: a review of information criterion rules. Institute of Electrical and Electronics Engineers.

Sucarrat, G. (2019). Metode og økonometri : en moderne innføring (2.Utgave). E-bok

Svartdal, Frode (2019). Forventning - psykologi i Store norske leksikon på snl.no. Hentet 28. mai 2024 fra https://snl.no/forventning_-_psykologi

Sørensen, P. B., & Whitta-Jacobsen, H. J. (2010). *Introducing advanced macroeconomics* (2. Utgave). McGraw-Hill education.

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

Wikipedia (25. Januar, 2020). Interpolasjon. Hentet i tidsrommet 08.01.2024 - 03.06.2024:

<https://no.wikipedia.org/wiki/Interpolasjon>

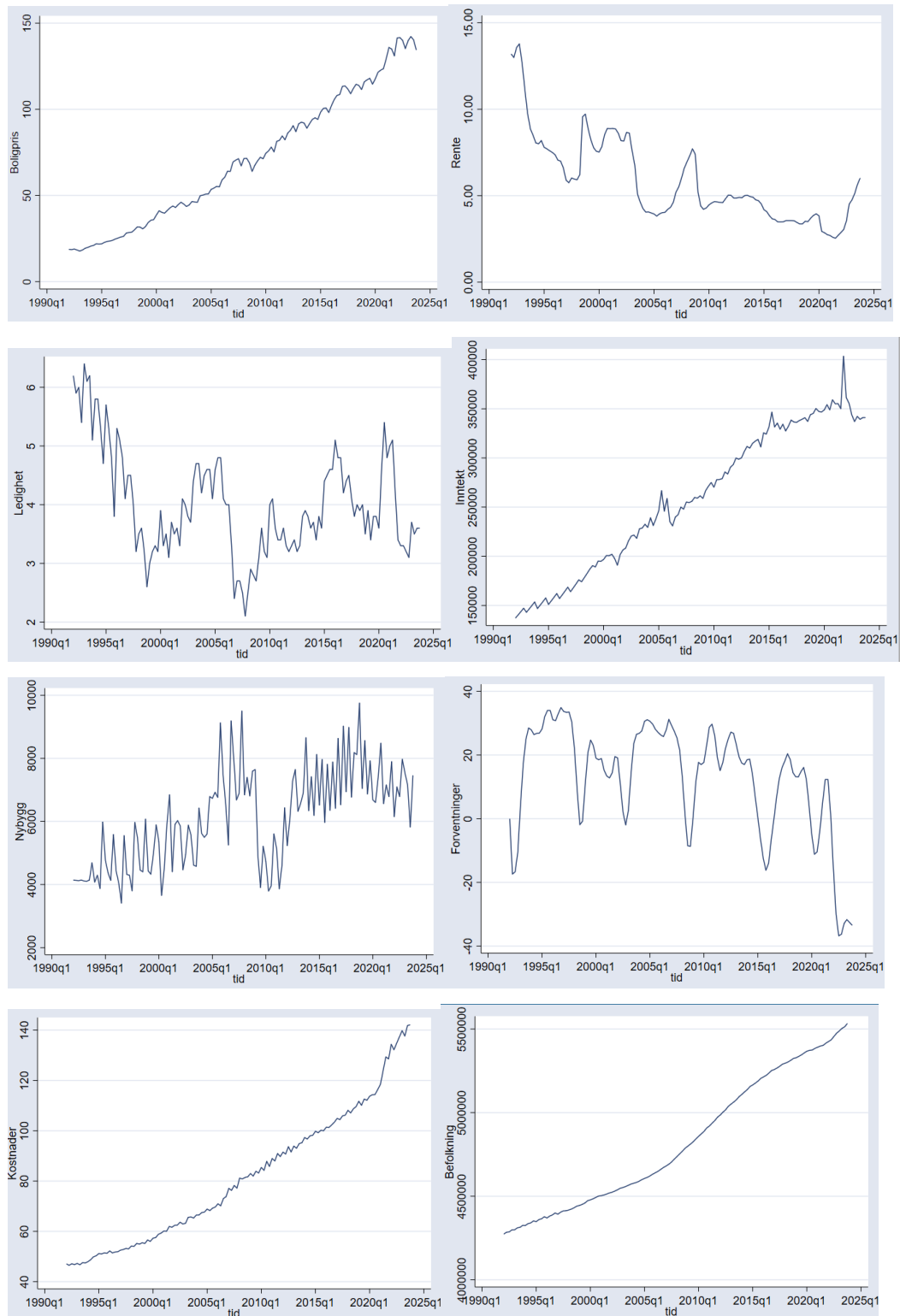
Wilkins AS. To Lag or Not to Lag?: Re-Evaluating the Use of Lagged Dependent Variables in Regression Analysis. *Political Science Research and Methods*. 2018;6(2):393-411. doi:10.1017/psrm.2017.4. Hentet i tidsrommet mellom 08.01.2024 - 03.06.2024:

<https://www.cambridge.org/core/journals/political-science-research-and-methods/article/abs/to-lag-or-not-to-lag-reevaluating-the-use-of-lagged-dependent-variables-in-regression-analysis/F0B1870165C3FD4AB5CE69D618DF46FD>

Wooldridge, J.M. (2016). Introductory econometrics: a modern approach (6. Utgave.). Australia: Cengage Learning.

Kapittel 8 - Vedlegg

Vedlegg 1. Testresultater for stasjonærhet



Vedlegg 2. ADF med 4 lags og trender

Variabel	Antall lags	P-verdi	Testverdi	Trend	Konstant	Drift
lnBoligpris	4	0.5926	-2.016	Ja	Ja	Nei
Rente	4	0.0183**	-3.23	Nei	Ja	Nei
Ledighet	4	0.0012***	-4.038	Nei	Ja	Nei
lnInntekt	4	0.9943	0.01	Ja	Ja	Nei
lnNybygg	4	0.1744	-2.864	Ja	Ja	Nei
lnForventinger	4	0.9852	-1.694	Nei	Ja	Nei
lnKostnader	4	0.3679	-2.422	Ja	Ja	Nei
lnBefolkning	4	0.1628	-2.898	Ja	Ja	Nei

*p<0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Vedlegg 3. ADF ved endringsform, og ingen trend

Variabel	Antall lags	P-verdi	Testverdi	Trend	Konstant	Drift
Δ lnBoligpris	4	0.0002***	-4.484	Nei	Ja	Nei
Δ Rente	4	0.000***	-3.23	Nei	Ja	Nei
Δ Ledighet	4	0.0003***	-4.038	Nei	Ja	Nei
Δ lnInntekt	4	0.000***	-5.767	Nei	Ja	Nei
Δ lnNybygg	4	0.000***	-4.987	Nei	Ja	Nei
Δ lnForventinger	4	0.000***	-5.145	Nei	Ja	Nei
Δ lnKostnader	4	0.0005***	-4.293	Nei	Ja	Nei
Δ lnBefolkning	4	0.5472	-1.472	Nei	Ja	Nei

*p<0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Vedlegg 4. Resultater pperon test

```

. pperron DlnBefolkning, lag(4)

Phillips-Perron test for unit root      Number of obs   = 126
Variable: DlnBefolkning                 Newey-West lags = 4

H0: Random walk without drift, d = 0

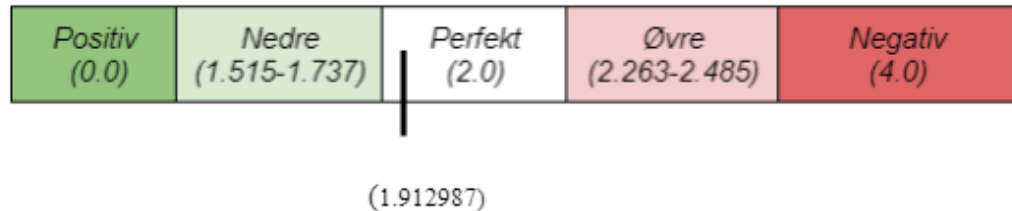
              Test              Dickey-Fuller
              statistic          critical value
              1%                5%                10%
-----
Z(rho)      -146.100          -19.887          -13.752          -11.035
Z(t)         -10.005           -3.501           -2.888           -2.578
-----
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000.

```

Vedlegg 5. Resultater Durbin-Watson test (autokorrelasjon)

```
. dwstat
```

```
Durbin-Watson d-statistic( 8, 127) = 1.912987
```



Vedlegg 6. Resultater VIF-test (multikollinearitet)

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
DLedighet	1.44	0.696202
DlnNybygg	1.35	0.741051
DlnBefolkning	1.26	0.794519
DRente	1.25	0.801720
DlnForventning	1.17	0.854828
DlnKostnader	1.17	0.855143
DlnInntekt	1.14	0.876399
Mean VIF	1.25	

Vedlegg 7. Resultater Breusch-Pagan test (heteroskedastisitet)

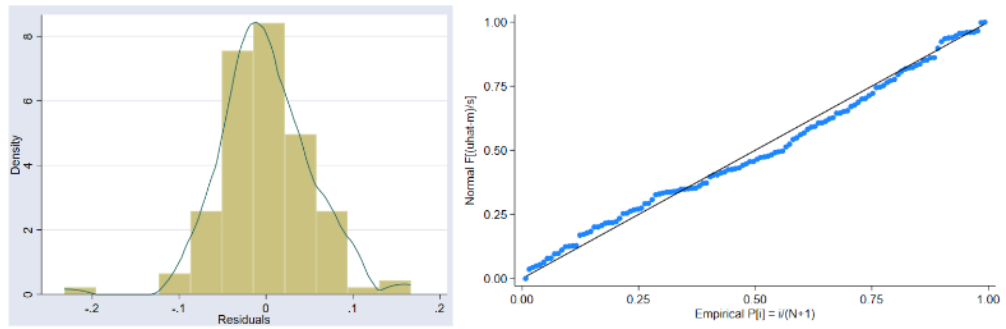
```
. hettest
```

```
Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test for heteroskedasticity  
Assumption: Normal error terms  
Variable: Fitted values of DlnBoligpris
```

```
H0: Constant variance
```

```
chi2(1) = 0.70  
Prob > chi2 = 0.4044
```

Vedlegg 8. Resultater for normalfordelte feilledd



Vedlegg 9. Bounds-Kointegrasjonstest

F=5.927

Kritiske verdier (0.1-0.01).

	[I_0] L_1	[I_1] L_1	[I_0] L_05	[I_1] L_05	[I_0] L_025	[I_1] L_025	[I_0] L_01	[I_1] L_01
k_7	2.03	3.13	2.32	3.50	2.60	3.84	2.96	4.26

Vedlegg 10. STATA Regresjon Oslo

```
. regress D1lnPrisOslo D1lnntekt D1lnNybygg D1lnBefolkning D1Rente D1Ledighet l1lnPrisOslo L1Nybygg
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	74
Model	.027506634	7	.003929519	F(7, 66)	=	6.01
Residual	.043117181	66	.000653291	Prob > F	=	0.0000
Total	.070623815	73	.00096745	R-squared	=	0.3895
				Adj R-squared	=	0.3247
				Root MSE	=	.02556

D1lnPrisOslo	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
D1lnntekt	.8660941	.1959368	4.42	0.000	.4748936 1.257295
D1lnNybygg	.0012416	.0046079	0.27	0.788	-.0079584 .0104416
D1lnBefolkning	-.8063879	1.486719	-0.54	0.589	-3.774719 2.161943
D1Rente	-.0245075	.0083129	-2.95	0.004	-.0411046 -.0079103
D1Ledighet	.0148369	.0081585	1.82	0.074	-.0014521 .0311259
l1lnPrisOslo	.3639945	.1081898	3.36	0.001	.1479867 .5800023
L1Nybygg	.0057987	.0046364	1.25	0.215	-.0034581 .0150556
_cons	.0052144	.0068916	0.76	0.452	-.0085451 .018974

Vedlegg 11. STATA Newey-West Robuste standardfeil Oslo

```
. newey D1lnPrisOslo D1lnntekt D1lnNybygg D1lnBefolkning D1Rente D1Ledighet l1lnPrisOslo l1Nybygg, lag(4)
```

```
Regression with Newey-West standard errors      Number of obs   =      74
Maximum lag = 4                                F( 7,          66) =     16.03
                                                Prob > F         =     0.0000
```

D1lnPrisOslo	Newey-West		t	P> t	[95% conf. interval]	
	Coefficient	std. err.				
D1lnntekt	.8660941	.1630324	5.31	0.000	.5405895	1.191599
D1lnNybygg	.0012416	.0042993	0.29	0.774	-.0073423	.0098255
D1lnBefolkning	-.8063879	1.336088	-0.60	0.548	-3.473973	1.861197
D1Rente	-.0245075	.0043065	-5.69	0.000	-.0331057	-.0159093
D1Ledighet	.0148369	.007051	2.10	0.039	.0007591	.0289147
l1lnPrisOslo	.3639945	.1063444	3.42	0.001	.1516711	.5763178
l1Nybygg	.0057987	.0047662	1.22	0.228	-.0037174	.0153148
_cons	.0052144	.0052362	1.00	0.323	-.00524	.0156688

Vedlegg 12. STATA Regresjon Agder

```
. regress D1lnBoligpris D1lninntekt D1lnNybygg D1lnBefolkning D1Rente D1Ledighet
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	75
Model	.056228113	5	.011245623	F(5, 69)	=	15.76
Residual	.049242087	69	.000713653	Prob > F	=	0.0000
Total	.1054702	74	.001425273	R-squared	=	0.5331
				Adj R-squared	=	0.4993
				Root MSE	=	.02671

D1lnBoligpris	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
D1lninntekt	1.413108	.1846842	7.65	0.000	1.044673	1.781543
D1lnNybygg	.003653	.0092196	0.40	0.693	-.0147396	.0220456
D1lnBefolkning	-9.288441	2.441616	-3.80	0.000	-14.15933	-4.41755
D1Rente	-.001444	.0087274	-0.17	0.869	-.0188547	.0159668
D1Ledighet	.0113095	.0088315	1.28	0.205	-.0063089	.0289279
_cons	.0243724	.006945	3.51	0.001	.0105174	.0382273

Vedlegg 13. STATA Newey-West Robuste standardfeil Agder

```
. newey D1lnBoligpris D1lninntekt D1lnNybygg D1lnBefolkning D1Rente D1Ledighet, lag(4)
```

```
Regression with Newey-West standard errors      Number of obs   =      75
Maximum lag = 4                                F( 5,          69) =     39.07
                                                Prob > F         =     0.0000
```

D1lnBoligpris	Newey-West		t	P> t	[95% conf. interval]	
	Coefficient	std. err.				
D1lninntekt	1.413108	.1442856	9.79	0.000	1.125266	1.70095
D1lnNybygg	.003653	.0068277	0.54	0.594	-.0099679	.0172739
D1lnBefolkning	-9.288441	2.185259	-4.25	0.000	-13.64791	-4.928967
D1Rente	-.001444	.0091809	-0.16	0.875	-.0197593	.0168714
D1Ledighet	.0113095	.0077267	1.46	0.148	-.0041048	.0267238
_cons	.0243724	.0075822	3.21	0.002	.0092463	.0394985

Vedlegg 14. STATA Regresjon Vestlandet

. regress D1lnPris D1lnInntekt D1Rente D1Ledighet D1lnNybygg D1lnBefolkning

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	75
				F(5, 69)	=	7.82
Model	.029585328	5	.005917066	Prob > F	=	0.0000
Residual	.052211399	69	.000756687	R-squared	=	0.3617
				Adj R-squared	=	0.3154
Total	.081796728	74	.001105361	Root MSE	=	.02751

D1lnPris	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
D1lnInntekt	1.180001	.2119555	5.57	0.000	.7571616 1.602841
D1Rente	-.0159133	.0088236	-1.80	0.076	-.0335159 .0016892
D1Ledighet	.0136394	.0090468	1.51	0.136	-.0044086 .0316873
D1lnNybygg	-.041258	.0199368	-2.07	0.042	-.0810309 -.001485
D1lnBefolkning	-2.216176	2.904071	-0.76	0.448	-8.009639 3.577287
_cons	.0074794	.0071225	1.05	0.297	-.0067297 .0216885

Vedlegg 15. STATA Newey-West Robuste standardfeil Vestlandet

. newey D1lnPris D1lnInntekt D1Rente D1Ledighet D1lnNybygg D1lnBefolkning, lag(4)

Regression with Newey-West standard errors Number of obs = 75
Maximum lag = 4 F(5, 69) = 12.16
Prob > F = 0.0000

D1lnPris	Newey-West		t	P> t	[95% conf. interval]	
	Coefficient	std. err.				
D1lnInntekt	1.180001	.1825876	6.46	0.000	.8157487	1.544253
D1Rente	-.0159133	.0066084	-2.41	0.019	-.0290968	-.0027299
D1Ledighet	.0136394	.0082511	1.65	0.103	-.0028211	.0300999
D1lnNybygg	-.041258	.020357	-2.03	0.047	-.0818691	-.0006468
D1lnBefolkning	-2.216176	3.085983	-0.72	0.475	-8.372545	3.940192
_cons	.0074794	.005624	1.33	0.188	-.0037401	.0186989

Vedlegg 16. STATA Regresjon Innlandet

. regress D1lnPrisindeks D1Rente D1Ledighet D1lnInntekt D1lnNybygg D1lnBefolkning

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	75
				F(5, 69)	=	10.46
Model	.056713289	5	.011342658	Prob > F	=	0.0000
Residual	.074854559	69	.001084849	R-squared	=	0.4311
				Adj R-squared	=	0.3898
Total	.131567847	74	.001777944	Root MSE	=	.03294

D1lnPrisindeks	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
D1Rente	-.0103042	.0108046	-0.95	0.344	-.0318587 .0112504
D1Ledighet	.0295752	.0111006	2.66	0.010	.0074302 .0517203
D1lnInntekt	1.094721	.2343179	4.67	0.000	.6272695 1.562172
D1lnNybygg	-.0279575	.011774	-2.37	0.020	-.0514461 -.004469
D1lnBefolkning	-9.753296	5.155136	-1.89	0.063	-20.03751 .5309184
_cons	.010031	.0056136	1.79	0.078	-.0011677 .0212298

Vedlegg 17. STATA Newey-West Robuste standardfeil Innlandet


```
. regress D1lnPris D1lnNybygg D1lnInntekt D1lnBefolkning D1Rente D1Ledighet
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	75
Model	.046444925	5	.009288985	F(5, 69)	=	11.37
Residual	.056347464	69	.00081663	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.4518
				Adj R-squared	=	0.4121
Total	.102792389	74	.001389086	Root MSE	=	.02858

D1lnPris	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
D1lnNybygg	-.0166873	.006349	-2.63	0.011	-.0293532	-.0040214
D1lnInntekt	1.231191	.2001262	6.15	0.000	.8319497	1.630431
D1lnBefolkning	4.844266	2.420858	2.00	0.049	.0147865	9.673746
D1Rente	-.0044333	.0091917	-0.48	0.631	-.0227703	.0139037
D1Ledighet	.0259039	.00914	2.83	0.006	.00767	.0441377
_cons	-.0013966	.0043982	-0.32	0.752	-.0101707	.0073776

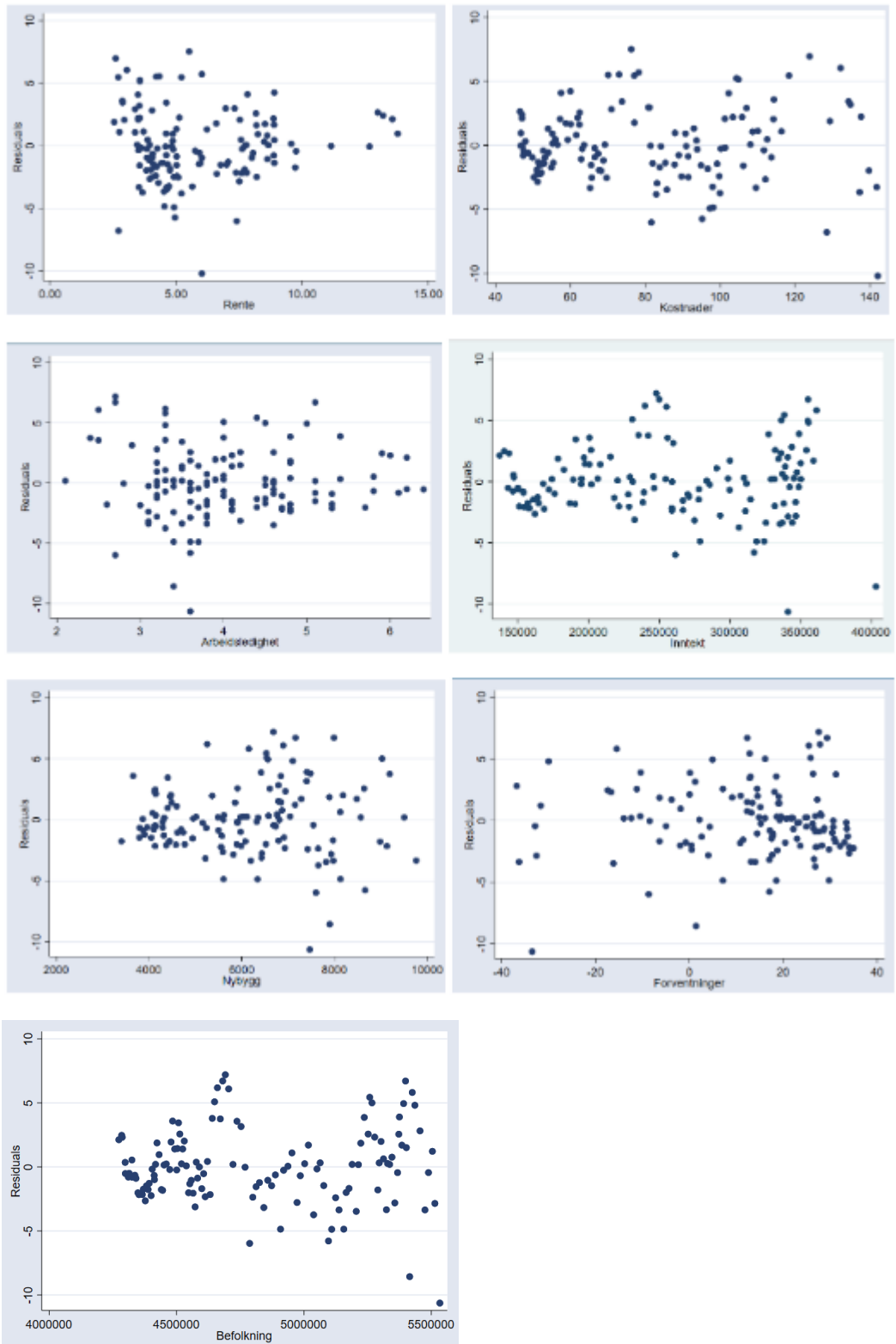
Vedlegg 21. STATA Newey-West Robuste standardfeil Nord-Norge

```
. newey D1lnPris D1lnNybygg D1lnInntekt D1lnBefolkning D1Rente D1Ledighet, lag(4)
```

```
Regression with Newey-West standard errors      Number of obs      =      75
Maximum lag = 4                                F( 5, 69)          =     21.33
                                                Prob > F            =     0.0000
```

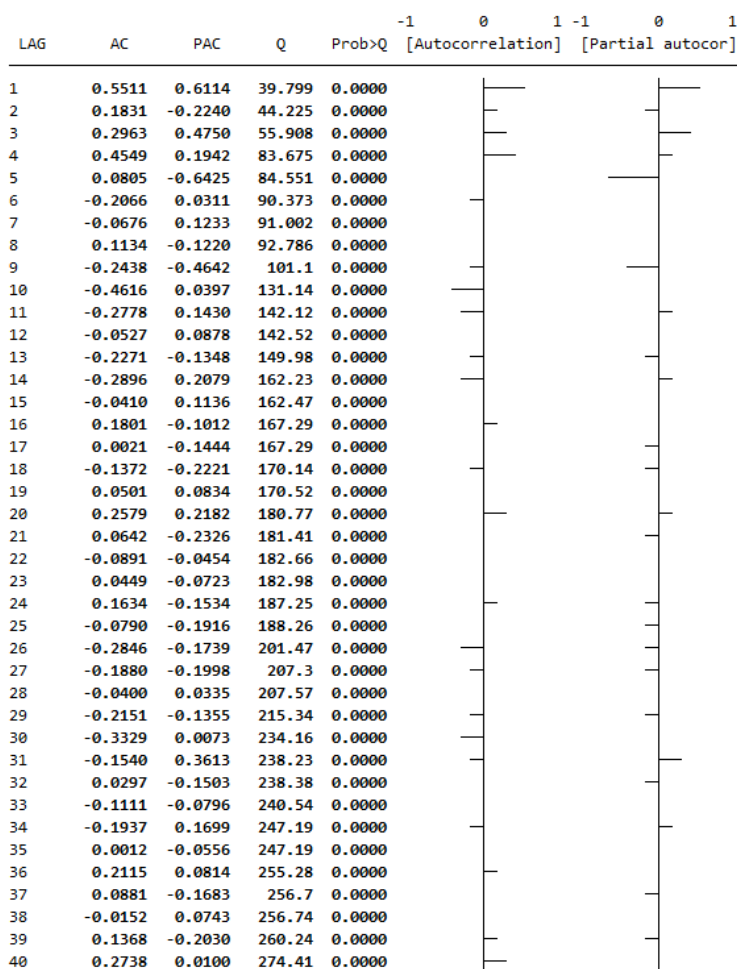
D1lnPris	Newey-West		t	P> t	[95% conf. interval]	
	Coefficient	std. err.				
D1lnNybygg	-.0166873	.0061103	-2.73	0.008	-.0288769	-.0044976
D1lnInntekt	1.231191	.1733438	7.10	0.000	.8853792	1.577002
D1lnBefolkning	4.844266	1.323133	3.66	0.000	2.204689	7.483844
D1Rente	-.0044333	.0065378	-0.68	0.500	-.0174759	.0086092
D1Ledighet	.0259039	.0065314	3.97	0.000	.0128741	.0389337
_cons	-.0013966	.0046422	-0.30	0.764	-.0106576	.0078644

Vedlegg 22. Rvplot



Vedlegg 23. Corrgram uhat (autokorrelasjon)

. corrgram uhat



Vedlegg 24. Test for effekten av laggede variabler

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	123
Model	.081692281	15	.005446152	F(15, 107)	=	15.79
Residual	.036910395	107	.000344957	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.6888
				Adj R-squared	=	0.6452
Total	.118602676	122	.000972153	Root MSE	=	.01857

DlnBoligpris	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
DlnInntekt	-.0163977	.0687205	-0.24	0.812	-.1526281 .1198327
DlnNybygg	-.0055603	.0122016	-0.46	0.650	-.0297484 .0186279
DlnKostnader	.6188566	.1389048	4.46	0.000	.3434942 .8942191
DlnBefolkning	1.734533	2.873014	0.60	0.547	-3.960882 7.429948
DlnForventninger	.0017652	.01108	0.16	0.874	-.0201997 .02373
DRente	-.0072892	.0039349	-1.85	0.067	-.0150897 .0005112
DLedighet	-.000913	.0049482	-0.18	0.854	-.0107222 .0088963
L4_DLedighet	.0050865	.005278	0.96	0.337	-.0053766 .0155496
L4_DlnForventninger	-.0082584	.0101782	-0.81	0.419	-.0284355 .0119188
L4_DlnBefolkning	-2.013084	2.746566	-0.73	0.465	-7.457831 3.431663
L4_DlnKostnader	-.4792783	.1448242	-3.31	0.001	-.7663753 -.1921812
L4_DlnNybygg	-.0127968	.0125138	-1.02	0.309	-.037604 .0120104
L4_DlnBoligpris	.5990234	.0720846	8.31	0.000	.4561242 .7419226
L1_DlnInntekt	.0317464	.0632525	0.50	0.617	-.0936444 .1571371
L1_DRente	-.0172036	.0038701	-4.45	0.000	-.0248756 -.0095316
_cons	.0044379	.0049509	0.90	0.372	-.0053767 .0142525

Vedlegg 25. Endelige regresjonsmodellen

```
. regress DlnBoligpris DlnInntekt DlnNybygg DlnKostnader DlnBefolkning DlnForventninger DRente DLedighet L4_DlnBoligpris
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	123
Model	.068608101	8	.008576013	F(8, 114)	=	19.56
Residual	.049994575	114	.000438549	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.5785
				Adj R-squared	=	0.5489
Total	.118602676	122	.000972153	Root MSE	=	.02094

DlnBoligpris	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
DlnInntekt	-.025834	.0688073	-0.38	0.708	-.1621406 .1104727
DlnNybygg	-.0296432	.0108684	-2.73	0.007	-.0511735 -.008113
DlnKostnader	.4297752	.1313519	3.27	0.001	.169568 .6899823
DlnBefolkning	-1.35348	2.013567	-0.67	0.503	-5.342341 2.63538
DlnForventninger	.0133475	.0108773	1.23	0.222	-.0082003 .0348953
DRente	-.0138373	.0039176	-3.53	0.001	-.0215981 -.0060765
DLedighet	-.0018005	.0050197	-0.36	0.720	-.0117444 .0081434
L4_DlnBoligpris	.4666073	.0712931	6.54	0.000	.3253762 .6078384
_cons	.0076479	.005057	1.51	0.133	-.0023699 .0176658

Vedlegg 26. Generering av laggede variabler

```
. gen L4_DLedighet=L4.DLedighet (5 missing values generated)
. gen L4_DlnNybygg=L4.DlnNybygg (5 missing values generated)
. gen L4_DlnForventninger=L4.DlnForventninger (5 missing values generated)
. gen L4_DlnBoligpris=L4.DlnBoligpris (5 missing values generated)

. gen L4_DlnBefolkning=L4.DlnBefolkning (5 missing values generated)
. gen L1_DlnInntekt=L1.DlnInntekt (2 missing values generated)
. gen L4_DlnKostnader=L4.DlnKostnader (5 missing values generated)
. gen L1_DRente=L1.DRente (2 missing values generated)
. gen L1_DlnBoligpris=L1.DlnBoligpris (2 missing values generated)
. gen L1_DlnBefolkning=L1.DlnBefolkning (2 missing values generated)
. gen L1_DlnInntekt=L1.DlnInntekt (2 missing values generated)
. gen L1_DlnForventninger=L1.DlnForventninger (2 missing values generated)
. gen L1_DlnNybygg=L1.DlnNybygg (2 missing values generated)
. gen L1_DRente=L1.DRente (2 missing values generated)
. gen L1_DlnKostnader=L1.DlnKostnader (2 missing values generated)
. gen L1_DLedighet=L1.DLedighet (2 missing values generated)
```

Vedlegg 27. Generer kvartalsvise tidsvariabler

```
. gen tid=q(1992K1)+_n-1
. format tid %tq
. tsset tid

Time variable: tid, 1992q1 to 2023q4
Delta: 1 quarter
```

Vedlegg 28. Variablene på logaritmisk form

Vedlegg 30. Generering av førstedifferensierte variabler

```
. gen DlnBoligpris=D1.lnBoligpris
(1 missing value generated)

. gen DlnInntekt=D1.lnInntekt
(1 missing value generated)

. gen DlnNybygg=D1.lnNybygg
(1 missing value generated)

. gen DlnKostnader=D1.lnKostnader
(1 missing value generated)

. gen DlnBefolkning= D1.lnBefolkning
(1 missing value generated)

. gen DForventninger=D1.Forventninger
(1 missing value generated)
```

Vedlegg 31. Kortsiktige feiljusteringsmodellen

```
. ardl lnBoligpris Rente Ledighet lnInntekt lnNybygg lnKostnader lnBefolkning lnForventninger, maxlags(3) bic matcrit(lagcombs)

ARDL(1,0,2,0,0,1,2,3) regression

Sample: 1992q4 thru 2023q4
Number of obs = 125
F(16, 108) = 5583.30
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.9988
Adj R-squared = 0.9986
Root MSE = 0.0225
Log likelihood = 305.85599
```

	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
lnBoligpris						
L1.	.89705	.0432799	20.73	0.000	.8112618	.9828382
Rente	-.0098547	.0019952	-4.94	0.000	-.0138096	-.0058998
Ledighet						
--.	.0093379	.0058365	1.60	0.113	-.0022311	.0209069
L1.	-.0054385	.0077738	-0.70	0.486	-.0208475	.0099704
L2.	-.0184991	.0059673	-3.10	0.002	-.0303273	-.0066708
lnInntekt	.0831177	.0660617	1.26	0.211	-.047828	.2140635
lnNybygg	-.0181713	.0126417	-1.44	0.153	-.0432293	.0068868
lnKostnader						
--.	.9064031	.1466786	6.18	0.000	.6156607	1.197146
L1.	-.9366611	.1580775	-5.93	0.000	-1.249998	-.6233242
lnBefolkning						
--.	-1.289503	2.772083	-0.47	0.643	-6.784251	4.205246
L1.	.5401153	4.162862	0.13	0.897	-7.7114	8.79163
L2.	1.05041	2.655344	0.40	0.693	-4.212942	6.313762
lnForventninger						
--.	-.0236971	.0186894	-1.27	0.208	-.0607426	.0133485
L1.	.0859722	.0370221	2.32	0.022	.0125879	.1593564
L2.	-.0888502	.0365892	-2.43	0.017	-.1613764	-.016324
L3.	.0225878	.0182074	1.24	0.217	-.0135025	.0586781
_cons	-4.810963	3.315096	-1.45	0.150	-11.38206	1.760132

Pesaran/Shin/Smith (2001) ARDL Bounds Test
H0: no levels relationship F = 5.927
t = -2.379

Critical Values (0.1-0.01), F-statistic, Case 3

	[I_0] L_1	[I_1] L_1	[I_0] L_05	[I_1] L_05	[I_0] L_025	[I_1] L_025	[I_0] L_01	[I_1] L_01
k_7	2.03	3.13	2.32	3.50	2.60	3.84	2.96	4.26

accept if F < critical value for I(0) regressors
reject if F > critical value for I(1) regressors

Critical Values (0.1-0.01), t-statistic, Case 3

	[I_0] L_1	[I_1] L_1	[I_0] L_05	[I_1] L_05	[I_0] L_025	[I_1] L_025	[I_0] L_01	[I_1] L_01
k_7	-2.57	-4.23	-2.86	-4.57	-3.13	-4.85	-3.43	-5.19

accept if t > critical value for I(0) regressors
reject if t < critical value for I(1) regressors

k: # of non-deterministic regressors in long-run relationship
Critical values from Pesaran/Shin/Smith (2001)

Vedlegg 31. Resultater Durbin-Watson test feiljusteringsmodellene

. estat dwatson

Durbin-Watson d-statistic(17, 125) = 1.814717

Vedlegg 32. Resultater Breusch-Pagan test feiljusteringsmodellene

. estat hettest

Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Assumption: Normal error terms
Variable: Fitted values of D.lnBoligpris

H0: Constant variance

chi2(1) = 0.42
Prob > chi2 = 0.5192

Vedlegg 33. Resultater White's test feiljusteringsmodellene (Autokorrelasjon)

```
. estat imtest, white
```

White's test

H0: Homoskedasticity

Ha: Unrestricted heteroskedasticity

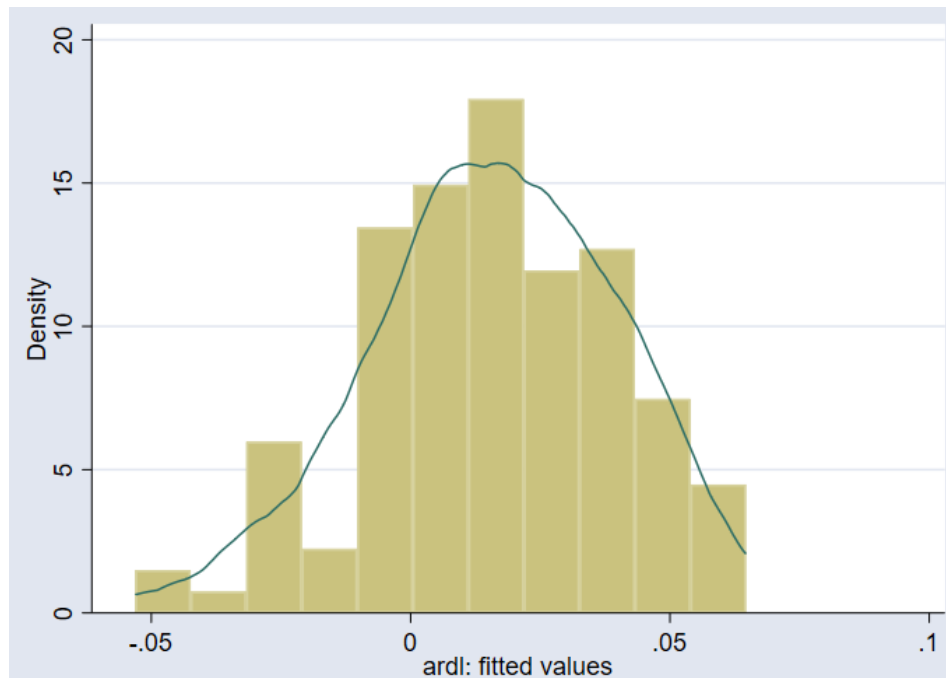
chi2(124) = 125.00

Prob > chi2 = 0.4579

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	125.00	124	0.4579
Skewness	13.31	16	0.6499
Kurtosis	3.89	1	0.0484
Total	142.21	141	0.4557

Vedlegg 34. Resultater normalfordelt feiljusteringsmodellen



Vedlegg 35. Den endelige feiljusteringsmodellen

. ardl lnBoligpris Rente Ledighet lnInntekt lnNybygg lnKostnader lnBefolkning lnForventninger, lags(1,0,2,0,0,1,2,3) ec

ARDL(1,0,2,0,0,1,2,3) regression

Sample: 1992q4 thru 2023q4

Number of obs = 125

R-squared = 0.5559

Adj R-squared = 0.4901

Log likelihood = 305.85599

Root MSE = 0.0225

D.lnBoligpris	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
ADJ						
lnBoligpris						
L1.	-.10295	.0432799	-2.38	0.019	-.1887382	-.0171618
LR						
Rente	-.0957231	.0452691	-2.11	0.037	-.1854543	-.0059919
Ledighet	-.1418135	.0532481	-2.66	0.009	-.2473605	-.0362665
lnInntekt	.8073603	.442122	1.83	0.071	-.0690023	1.683723
lnNybygg	-.1765058	.1515497	-1.16	0.247	-.4769037	.123892
lnKostnader	-.2939095	.9843664	-0.30	0.766	-2.245094	1.657275
lnBefolkning	2.923973	2.978032	0.98	0.328	-2.979002	8.826948
lnForventninger	-.0387309	.079785	-0.49	0.628	-.1968786	.1194168
SR						
Ledighet						
D1.	.0239376	.0057582	4.16	0.000	.0125238	.0353514
LD.	.0184991	.0059673	3.10	0.002	.0066708	.0303273
lnKostnader						
D1.	.9366611	.1580775	5.93	0.000	.6233242	1.249998
lnBefolkning						
D1.	-1.590526	2.705861	-0.59	0.558	-6.954011	3.77296
LD.	-1.05041	2.655344	-0.40	0.693	-6.313762	4.212942
lnForventninger						
D1.	-.0197097	.0180245	-1.09	0.277	-.0554374	.0160179
LD.	.0662624	.0218496	3.03	0.003	.0229528	.1095721
L2D.	-.0225878	.0182074	-1.24	0.217	-.0586781	.0135025
_cons	-4.810963	3.315096	-1.45	0.150	-11.38206	1.760132