

Sofia Nesse
Sara Solberg Vågseter

En analyse av boligprisene i Norge

An analysis of the housing prices in Norway

MASTEROPPGAVE
Trondheim, Mai 2017

Spesialiseringsretning: Finansiering og investering

Veileder: Michael Kisser

Forord

Denne masteroppgaven er skrevet våren 2017, og markerer avslutningen på vår mastergrad i økonomi og administrasjon ved NTNU Handelshøyskolen. Avhandlingen er skrevet innenfor vår hovedprofil, finansiering og investering, og utgjør 30 studiepoeng. Gjennomføringen av denne studien har vært spennende og lærerik, og vi har tilegnet oss erfaringer vi kan ta med videre.

Vi vil gi en stor takk til vår veileder Michael Kisser for gode tilbakemeldinger, konstruktive innspill og støtte underveis i prosessen. Vi vil også takke Randi Hammervold for god hjelp med LISREL-modelleringen, og Are Oust for hjelp og tilgang til datamateriale.

Innholdet i denne avhandlingen står for forfatterens regning.

Trondheim, 22. mai 2017

Sofia Nesse

Sara Solberg Vågseter

Sammendrag

Denne masteroppgaven undersøker utviklingen i de norske boligprisene. Formålet med avhandlingen er å finne faktorer som er med på å drive boligprisene i Norge på kort sikt, gjennom å danne en forklaringsmodell. Dette er spesielt interessant med tanke på den sterke prisveksten vi har sett i det norske boligmarkedet de siste årene. På bakgrunn av dette er følgende problemstilling utviklet:

Hvilke faktorer er med på å drive boligprisene i Norge på kort sikt?

For å besvare problemstillingen benyttet vi først en eksplorativ faktoranalyse i SPSS, deretter gjennomførte vi en SEM-analyse i det statistiske analyseverktøyet LISREL 9.2.

På grunnlag av tidligere forskning og økonomisk teori, har vi valgt ut variabler vi mener har påvirkning på de norske boligprisene. Disse variablene danner grunnlaget for den eksplorative faktoranalysen, hvor vi endte opp med tre underliggende faktorer som skal være med på å forklare utviklingen i de norske boligprisene på kort sikt. De underliggende faktorene har fått navnene boligmarkedsfaktoren, privatøkonomifaktoren og rentefaktoren.

Boligmarkedsfaktoren består av indikatorene historiske boligpriser, fullførte boliger, leiepriser og byggekostnader. Videre består privatøkonomifaktoren av indikatorene årslønn og konsum, mens rentefaktoren består av 10-års statsobligasjonsrente.

Analyseresultatene viser at boligmarkedsfaktoren og privatøkonomifaktoren har signifikant positiv påvirkning på de norske boligprisene, mens rentefaktoren har en ikke-signifikant negativ påvirkning. Alle de tre faktorene har riktig fortegn i forhold til våre hypoteser.

Modellen konkluderer med at de tre underliggende faktorene forklarer 53.8 % av variansen i de norske boligprisene. Siden det bare er boligmarkedsfaktoren og privatøkonomifaktoren som har signifikant påvirkning, er det kun disse analysen indikerer er med på å drive de norske boligprisene på kort sikt. Modellen anses for å ha god til moderat reliabilitet og validitet. Videre anses modellens tilpasning som moderat til god, da det må ses i sammenheng med modellens kompleksitet og studiens utvalgsstørrelse.

Abstract

This master thesis is examining the development of the Norwegian housing prices. The purpose of the thesis is to find factors that are driving the housing prices in Norway, in a short-term perspective. We did this by forming an explanatory model. The topic is interesting due to the vast increase in the real estate prices the last few years. Based on this we have come up with the following research question:

“Which factors contribute to driving the housing prices in Norway in the short term?”

To answer our research question, we started by conducting an explorative factor analysis in SPSS. Furthermore, we did a SEM analysis in the statistical analysis tool LISREL 9.2.

The variables we have chosen were selected based on previous research and economic theory. These variables formed the basis of the explorative factor analysis, where we came up with three underlying factors in which will contribute to explain the Norwegian housing prices in the short term. We have given them the following names: The housing market factor, the household economy factor and the interest rate factor. The housing market factor includes the indicators historical housing prices, completed new homes, renting costs, and building costs. Furthermore, the household economy factor consists of the indicators annual salary and consumption. Lastly the interest rate factor only consists of the interest rate of a 10-year government bond.

The results of our analysis show that the housing market factor and the household economy factor have a significant positive impact on the housing prices, while the interest rate factor has a negative non-significant impact. All three factors are consistent with our hypotheses with respect to the affect on the Norwegian housing prices in the short run.

The model concludes that the three underlying factors explain 53,8 % of the variance in the Norwegian housing prices. Both the housing market factor and the household economy factor are significant, thus there are empirical evidence supporting the notion that these factors affect the Norwegian housing prices in the short term. The reliability and validity of the model is considered to reach a good to moderate level. The overall fit of the model, when the sample size and the complexity of the model are taken into account, is considered to be between moderate and good.

Innholdsfortegnelse

1	Introduksjon	1
1.1	Bakgrunn og motivasjon.....	1
1.2	Problemstilling.....	2
1.3	Avgrensning.....	2
2	Tidligere forskning	4
2.1	Internasjonal forskning	4
2.2	Norsk forskning	6
2.3	Studiens bidrag	8
3	Metode	10
3.1	Variabler og datamateriale.....	10
3.1.1	Boligpriser	10
3.1.2	Historiske boligpriser	11
3.1.3	Leiepris.....	12
3.1.4	Fullførte boliger.....	14
3.1.5	Byggekostnader	15
3.1.6	Årslønn	16
3.1.7	Konsum i husholdninger	17
3.1.8	Rente.....	18
3.1.9	Andre variabler.....	19
3.2	Faktoranalyse.....	20
3.3	SEM-analyse	21
4	Statistisk analyse	23
4.1	Statistiske egenskaper ved variablene	23
4.1.1	Stasjonære data og Dickey-Fuller testen	23
4.1.2	Normalitet i data.....	24
4.2	Eksplorativ faktoranalyse	28
4.3	Utvikling av teoretisk modell	30
4.3.1	Hypotese på boligmarkedsfaktoren	30
4.3.2	Hypotese på privatøkonomifaktoren	31
4.3.3	Hypotese på rentefaktoren.....	31
4.4	Forskningsmodellen.....	32
4.5	Resultater fra analysen.....	34
4.5.1	Estimert måle- og strukturmodell.....	34

4.6	Modellens tilpasning.....	37
4.6.1	Tilpasningsmål	37
4.6.2	Standardiserte residualer	39
4.7	Reliabilitet	40
4.8	Validitet	42
4.9	Diskusjon	43
4.9.1	Diskusjon av resultater og funn.....	43
4.9.2	Utelatte variabler	46
4.10	Forslag til videre forskning	49
5	Konklusjon	51
	Litteraturliste:	52
	Appendix	60
	Appendix A - Output for estimering av modellen i LISREL	60
	Appendix B - SEM-analyse ved bruk av LISREL	68
	Appendix C - Stasjonaritet og Dickey-Fuller test	69
	Appendix D - Normalitet.....	70
	Appendix E - Maximum likelihood	72
	Appendix F - Tester og indekser for modellens tilpasning	73
	Appendix G - Reliabilitet og validitet	77
	Appendix H - Beregninger av CR, AVE og cronbach's alpha.....	80

Figurliste

Figur 1: Utvikling i nominell og reell boligprisindeks 1970-2015	10
Figur 2: Utvikling i reell boligprisindeks 1970-2015	12
Figur 3: Utvikling i reell leieprisindeks 1970-2015	13
Figur 4: Utvikling i antall fullførte boliger 1970-2015	14
Figur 5: Utvikling i reell byggekostnad 1970-2015	15
Figur 6: Utvikling i reell, påløpt årslønn. Gjennomsnitt for alle lønnstakere 1970-2015	17
Figur 7: Utvikling i reelt konsum i husholdninger 1970-2015	18
Figur 8: Utvikling i reell 10-års statsobligasjonsrente 1970-2015	19
Figur 9: Våre hypoteser	30
Figur 10: Forskningsmodell bestående av måle- og strukturmodell	34
Figur 11: Estimert modell, LISREL stidiagram	37

Tabelliste

Tabell 1: Dickey-Fuller test for enhetsrot for alle variablene	23
Tabell 2: Oversikt over univariat skjevhet og kurtose	25
Tabell 3: Oversikt over multivariat skjevhet og kurtose	26
Tabell 4: Korrelasjonsmatrise	27
Tabell 5: Egenverdi og forklart varians, eksplorativ faktoranalyse	29
Tabell 6: Rotert komponentmatrise ved bruk av varimax	29
Tabell 7: Oppsummeringstabell for parameterestimaterne i målemodellen	35
Tabell 8: Oppsummeringstabell for parameterestimaterne i strukturmodellen	36
Tabell 9: Ulike tilpasningsmål for modellen	38
Tabell 10: Standardiserte residualer	39
Tabell 11: Forklaringsgrader i modellen	40
Tabell 12: Oversikt over cronbach's alpha	41
Tabell 13: Oversikt over CR og AVE for de underliggende faktorene i modellen	42

1 Introduksjon

I dette kapittelet vil vi gi et innblikk i et tidsaktuelt tema, og introdusere avhandlingens emne. Kapittelet starter med bakgrunn og motivasjon for valg av tema, etterfulgt av problemstilling og avgrensning av oppgaven.

1.1 Bakgrunn og motivasjon

Boligmarkedet i Norge har vært preget av sterk prisvekst de siste årene. På landsbasis har de nominelle boligprisene økt med hele 70 % i løpet av de siste 10 årene (Eiendom Norge, FINN og Eiendomsverdi AS, 2017). Den kraftige boligprisøkningen har over lengre tid vært et aktuelt tema som diskuteres mye i media. Det er også blitt gjort mye forskning på boligmarkedet de siste tiårene.

Jacobsen og Naug (2004b) skriver at aktiviteten i norsk økonomi kan påvirkes av utviklingen i boligprisene. Boliginvesteringene vil øke dersom boligprisene stiger mer enn kostnadene ved å bygge nye boliger, da det blir mer lønnsomt å starte nye boligprosjekter. Flere boligprosjekter vil kreve økt arbeidskraft i byggebransjen og dermed gi høyere sysselsetting. Boligprisene påvirker også husholdningenes etterspørsel, ved at økte boligpriser fører til at boligeiere får økt formue. En del boligeiere vil ønske å ta ut noe av dette i form av økt konsum. Boligeiere får også økte muligheter til å ta opp lån med sikkerhet i egen bolig når boligprisene øker, noe som forsterker denne virkningen. Boligprisene er videre viktig for husholdningenes opptak av gjeld til boligkjøp. En økning i boligprisene vil bidra til gjeldsvekst i en lang periode (Jacobsen og Naug, 2004a).

Høy boligprisvekst vil kunne påvirke fordelingen av formue mellom ulike generasjoner. Eldre generasjoner som er veletablerte i boligmarkedet har opplevd at boligens verdi har økt. Den yngre generasjonen, som enda ikke har kjøpt egen bolig, må betale en høyere pris, og derfor ta opp høyere boliglån eller spare mer til egenkapital (Case, Quigley og Shiller, 2005). Boligprisveksten skjer derfor på bekostning av de som skal inn på boligmarkedet.

Boligprisene i Norge er i dag på et historisk høyt nivå, både nominelt og reelt. Ifølge Finanstilsynet (2016) kan lav arbeidsledighet, sterk vekst i husholdningenes inntekter og et historisk lavt rentenivå, ha bidratt til en slik utvikling. Det kommer også frem at

gjeldsbelastningen er på et historisk høyt nivå. Sammenlignet med mange OECD-land, hvor gjeldsbelastningen er noe redusert, har den fortsatt å øke for norske husholdninger.

Forventninger om et lavt rentenivå, også i fremtiden, kan bidra til å opprettholde veksten i boligprisene og gjeldsnivået de neste årene. Dette kan medføre en ytterligere økning i gjeldsbelastningen.

Dersom rentenivået skulle øke raskt kan det i verste fall få store konsekvenser for den norske økonomien. Økt rentebelastning, på grunn av økt rentenivå, kan være problematisk for husholdninger med høye boliglån. Samtidig kan økt rentenivå føre til reduserte boligpriser. For mange husholdninger vil et kraftig fall i boligprisene kunne føre til negativ egenkapital, ved at de sitter igjen med et boliglån større enn verdien på boligen. Dette vil dermed kunne medføre store konsekvenser både for husholdningene, bankene og for økonomien som helhet (Finanstilsynet, 2016).

1.2 Problemstilling

På bakgrunn av valgt tema har vi formulert følgende problemstilling:

Hvilke faktorer er med på å drive boligprisene i Norge på kort sikt?

For å besvare problemstillingen vil vi først gjennomføre en eksplorativ faktoranalyse. Dette for å sjekke faktorstrukturen og grupperingen mellom de observerte variablene vi har med i analysen. Vi vil altså undersøke hvilke underliggende latente faktorer som forårsaker korrelasjonene mellom variablene. Med utgangspunkt i den eksplorative faktoranalysen vil vi videre gjennomføre en SEM-analyse (Structural Equation Modeling), for å danne en forklaringsmodell for boligprisene i Norge på kort sikt. SEM-analysen består både av en bekreftende faktoranalyse for målemodellen og en analyse av strukturmodellen. Noen av fordelene ved denne analysemetoden er at den tar hensyn til sammenhengen mellom variablene og kontrollerer for målefeil (Jairo, 2008). Siden SEM-analyse er lite brukt for å analysere boligmarkedet, vil denne studien kunne gi ny innsikt i det norske boligmarkedet.

1.3 Avgrensning

Boligmarkedet er komplekst, og utallige faktorer er med på å påvirke boligprisene. I analysen har vi valgt å ta for oss økonomiske størrelser som kan tallfestes. Det er likevel sannsynlig at psykologiske faktorer kan være med på å drive de norske boligprisene på kort sikt. På grunn

av vanskeligheter med å tallfeste og finne datamateriale for slike variabler, er disse blitt ekskludert fra analysen.

I modellen har vi inkludert de observerbare variablene historisk boligpris, leiepris, fullførte boliger, byggekostnad, årslønn, konsum og rente. I tillegg til dette har vi også testet variablene folkemengde, arbeidsledighet, inflasjon, BNP og MSCI Norway. Ut fra tidligere forskning og økonomisk teori, antar vi at de inkluderte variablene er de viktigste for å identifisere faktorer som er med på å drive de norske boligprisene på kort sikt. Likevel utelukker vi ikke at andre indikatorer kan være viktige for å kunne danne faktorer som har påvirkning på boligprisene.

Analyseperioden går fra år 1970 til 2015. Datamateriale lengre tilbake i tid var vanskelig å finne for de fleste variablene i analysen. Vi har også lagt inn en avgrensning når det kommer til tidsperspektivet. Vi har valgt å finne faktorer som er med på å drive boligprisene i Norge på kort sikt. Videre ser vi på Norge som helhet, og har dermed ikke tatt hensyn til regionale forskjeller i analysen. Utover dette har vi kun med reelle tall i modellen. Dette med bakgrunn i at nominelle tall ikke tar hensyn til inflasjon, og kan dermed gi et misvisende bilde av virkeligheten.

2 Tidligere forskning

I dette kapitlet vil vi starte med å se på internasjonal forskning, før vi tar for oss forskning som går mer spesifikt på det norske boligmarkedet. Avslutningsvis legger vi frem vårt bidrag.

2.1 Internasjonal forskning

Boligprisutviklingen har vist seg å variere i ulike land, noe Hilbers et al. (2008) undersøkte ved å dele Europa inn i tre grupper basert på ulik boligprisutvikling. Analyseresultatene indikerer at boligprisenes utvikling i gruppen med rask boligprisvekst (Spania, Belgia, Irland, Storbritannia, Nederland og Frankrike) og i gruppen med en mer gjennomsnittlig boligprisvekst (De nordiske landene, Italia og Hellas) hovedsakelig ble drevet av disponibel inntekt og kostnader ved å eie bolig. I disse to gruppene synes boligmarkedet også å være mer utsatt for ugunstige utviklinger i fundamentale forhold, sammenlignet med den tredje gruppen, preget av mer stabile boligpriser (Tyskland, Østerrike, Portugal og Sveits). I denne gruppen med lav eller ingen boligprisvekst var prisutviklingen vanskeligere å forklare. God tilgang til boliger, få boligeiere og få finansieringsmuligheter for boliglån har gjort presset på boligmarkedet mindre, og kan derfor ha bidratt til de stabile boligprisene i den tredje gruppen.

Kjøp av bolig kan skje ut fra to ulike formål. Enten kjøp av bolig til boformål eller kjøp av bolig som et rent investeringsobjekt, hvor formålet er å oppnå profitt (Jacobsen og Naug, 2004b). Forskning på boligmarkedet i Storbritannia viser at investering i bolig for profittformål leder til volatilitet i boligmarkedet (Tsai, Chen og Ma, 2008). Dette vil føre til at man påtar seg større risiko ved boligkjøp, da boligprisene svinger mer og dermed er mer usikre.

I åpne økonomier med tilnærmet fri flyt av kapital, kan utenlandske investorer entre boligmarkedet. Forskning viser at utenlandske investorers spekulasjoner er en av de grunnleggende årsakene til volatiliteten i boligmarkedet i Kina. Dette fordi det bidrar til å øke de allerede høye boligprisene på kort sikt (Lei og Lin-zi, 2010). Lignende resultater er også funnet i Singapore. Analysen til Liao et al. (2015) indikerer at sjokk i utenlandsk investeringsaktivitet påvirker boligprisveksten og kan forklare 25% av fluktuationene i boligprisene, i den sentrale regionen av Singapore. I London finnes det imidlertid ingen beviser for at utenlandsk investering i boligmarkedet har påvirkning på boligprisene, da det

antas at utenlandsk investering kun står bak en liten andel av boligmarkedstransaksjonene (Marsden, 2015).

Ulike boligkjøpere har ofte forskjellig grad av informasjon både om kjøpsprosessen og om boligmarkedets betingelser. Ofte har de også ulike kostnader forbundet med det å skaffe seg informasjon om både markedet og den aktuelle boligen (Turnbull og Sirmans, 1993). Når utenlandske og innenlandske investorer opererer i samme boligmarked oppstår det derfor ofte informasjonsasymmetri, fordi lokale kjøpere sitter på mer informasjon. Lambson, McQueen og Slade (2004) støtter opp om dette, da de fant at ikke-lokale boligkjøpere betaler en statistisk signifikant og økonomisk betydningsfull premie for leilighetskomplekser i Phoenix, sammenlignet med lokale kjøpere. Denne premien er hovedsakelig drevet av kostnader assosiert med informasjonssøk, forhåndsantakelser og hastverk i forbindelse med ikke-lokale boligkjøp. Dette resultatet støttes også opp av forskning i Singapore (Neo, Ong og Tu, 2008).

Mange ulike faktorer er med på å påvirke boligprisene og boligprisenes volatilitet. Dette fører til at det er vanskelig å predikere hvordan boligprisutviklingen kommer til å bli i fremtiden. McCarthy og Peach (2004) forsøkte i sin analyse å finne beviser for om det forelå en boligprisboble i USA i 2004. Analyseresultatene indikerer at boligprisene økte i takt med husholdningenes inntekter og reduserte nominelle utlånsrenter. De konkluderte derfor med at det ikke eksisterte en boble i det amerikanske boligmarkedet i 2004. Denne artikkelen er med på å få frem kompleksiteten i boligmarkedet og hvor vanskelig det er å påvise en boble, før den eventuelt sprekker. Få år senere falt boligprisene dramatisk og det er i dag bred enighet om at det forelå en boligprisboble i USA på dette tidspunktet. Dette kommer blant annet frem i studien til Kohn og Bryant (2010) som undersøkte hvilke faktorer som bidro til boligprisboblen i USA i perioden 1998-2006. Funnene viser at boligprisene hadde en mer kompleks atferd, og var påvirket av flere variabler under bobleperioden, sammenlignet med perioden før.

Valentini, Ippoliti og Fontanellas (2013) analyserte forholdet mellom boligprisene og makroøkonomien i USA. De undersøkte om totalinntekten per innbygger og arbeidsledighetsraten hadde påvirkning på boligprisindeksen. Funnene støtter hypotesen om at boligprisene i USA økte i takt med fundamentale faktorer, og finner ingen beviser for en amerikansk boligboble per 2013.

Det har ikke bare vært forskning på potensielle boligprisdrivere som kan observeres og tallfestes. Algieri (2013) utforsket nøkkeldrivere bak boligprisene hvor en latent komponent ble inkludert. Den latente komponenten reflekterte faktorer som ikke lar seg observere, som strukturelle markeds- og preferanseendringer. Undersøkelsen tok utgangspunkt i 6 land (Tyskland, Italia, Spania, Nederland, Storbritannia og USA), hvor de empiriske resultatene indikerer at den latente komponenten hadde signifikant påvirkning på boligprisene. Endringer i reallønn, langsiktige renter, aksjepriser og inflasjon hadde også signifikant påvirkning på boligprisene.

2.2 Norsk forskning

Norge er et land med en liten, åpen økonomi. Dette innebærer at vi har fri flyt av kapital og arbeidskraft, men at vi ikke har særlig stor påvirkning på verdensøkonomien. Fri flyt av kapital innebærer at utenlandske investorer kan kjøpe eiendom i Norge. Jacobsen og Naug (2004b) slår likevel fast at andelen som investerer i bolig for boformål er adskillig større enn andelen som kjøper bolig som rene investeringsobjekter.

I motsetning til Norges sosialdemokratiske velferdssystem hvor staten har en betydelig rolle, er boligmarkedet nesten utelukkende markedsbasert (Astrup, 2015). Prisveksten vi har sett i både eie- og leiemarkedet har gjort det vanskelig for mennesker med lav inntekt å entre disse markedene. Dette leder til at forskjellen mellom rike og fattige blir større, og står i kontrast til Norges boligpolitiske målsetning om at alle skal bo trygt og godt. Astrup (2015) konkluderer videre med at boligpolitikken Norge fører skiller seg fra resten av Skandinavia, og ligner mer på den som føres i USA og England. Leiemarkedet er relativt lite regulert, og leietakere er lite beskyttet mot utkastelse dersom huseier skulle ønske å selge boligen.

Et viktig særtrekk ved det norske boligmarkedet er det sterke ønsket befolkningen har om å eie bolig selv. United Minds har utført en internasjonal undersøkelse for svenske Hemnet (2015) der de undersøkte hva som var viktigst når det gjaldt bolig i ulike land. I motsetning til mange andre land, der de viktigste faktorene var størrelsen på boligen, antall rom eller kvaliteten på bygningen, var det viktigste i Norge simpelthen å eie. Når man er ung er det akseptert å leie bolig, men når man kommer opp i 30- og 40 årene oppstår det et sosialt stigma ved å leie. Om noen ikke eier, vil mange anta at dette ikke er selvvalgt, men at vedkommende ikke har god- og stabil nok økonomi til å kunne få boliglån. Ifølge Eiendom Norge (2017) har

det siden andre verdenskrig vært et tverrpolitisk mål om at nordmenn skal eie sin egen bolig. Viktigheten av å eie gjenspeiles også i SSBs levekårsundersøkelse (2016) som fastslår at 82 % av befolkningen bor i en bolig som husholdningen selv eier.

Det kan være mange årsaker til at det har blitt så populært å eie bolig i Norge. Mange ser på det å leie som å «kaste penger ut av vinduet». Et dyrt og uforutsigbart leiemarked kan ha bidratt til at man heller ønsker å eie enn å leie, en effekt som blir forsterket av ulike skatteregler som favoriserer det å eie egen bolig. Å eie innebærer fordeler som rentefradrag på lån og mulig skattefritak av gevinst ved salg av bolig. Utleie av egen bolig kan i noen tilfeller være skattefritt, samtidig som sparing til kjøp av bolig favoriseres gjennom boligsparing for ungdom.

Familiens rolle i boligmarkedet har endret seg i løpet av de siste tiårene. Tidligere var storfamilien viktig, fordi boliger ofte gikk i arv. De eldre bodde derfor ofte sammen med sine voksne barn. I senere tid har familiens viktigste rolle i boligmarkedet endret seg til å bli en kilde til finansiell støtte (Gulbrandsen og Langsether, 2003). Det har blitt mer vanlig for unge førstegangskjøpere å få økonomisk bistand fra sine foreldre til boligfinansiering. Dette er med på å øke etterspørselen etter boliger og vil på kort sikt føre til økte boligpriser (NOU 2002: 2, s. 28). I 2013 oppga 41 % at de har fått økonomisk hjelp av familien i forbindelse med boligkjøp (Finans Norge, 2013). Den største andelen av hjelp ble gitt som et pengebeløp, men det å kausjonere for boliglån, gi forskudd på arv eller å gi barna et privat lån også var utbredt.

Boligprisveksten har variert i ulike regioner, og særlig i storbyene har prisutviklingen vært sterk. I Oslo har boligprisveksten fra januar 2016 til januar 2017 vært på hele 23,1 % (Eiendom Norge, FINN.no og Eiendomsverdi AS, 2017). Nordahl (2015) peker på tomteforsyningen i Norge som en faktor som har fått alt for lite oppmerksomhet i debatten om økte boligpriser. Befolkningsvekst og sentralisering har ført til en knapphet på tomter. Det har vist seg effektivt at kommunene tar en aktiv rolle med ansvar for kjøp og salg av tomter, og Nordahl (2015) sier at det burde vært gjort i større grad.

Krakstad og Oust (2015a) undersøkte boligprisene i Oslo. De så på det langsiktige forholdet mellom boligpriser, leiekostnader, byggekostnader og lønn. Ved å ta utgangspunkt i dette undersøkte de om boligprisene var overestimert i forhold til en fundamentalverdi. Analysen indikerer at boligprisene i Oslo var 35 % overpriset. De påpekte likevel at den estimerte

overprisen ikke trenger å bety at det forelå en boligboble, men at det kan skyldes andre forhold, som lav arbeidsledighetsrate, høye konstruksjonskostnader og et lavt rentenivå. Den sterke prisstigningen i Oslo kan videre tyde på at boligmarkedet i dette området ikke er effisient (Larsen og Weum, 2008). Dette fordi boligmarkedet har hatt mye høyere avkastning enn aksjemarkedet, kombinert med mye lavere volatilitet.

Jacobsen og Naug (2004b) analyserte faktorer bak den norske boligprisveksten med utgangspunkt i en økonometrisk modell. Resultatene indikerer at rente, nybygging, arbeidsledighet og husholdningenes inntekter er de viktigste forklaringsvariablene bak boligprisene. Særlig renteendringer reagerer boligprisene sterkt og raskt på. Det er også funnet en langsiktig toveis påvirkning mellom boligpriser og kreditt. Høyere boligpriser fører til økt lånebehov ved kjøp av bolig. Dette fører videre til økt panteverdi, og dermed økt lånemulighet, som igjen fører til at boligprisene stiger. Forventninger om fremtidig økonomi har også betydning for boligprisene. Dette gjelder både forventninger om personlig økonomi og den norske økonomien som helhet (Anundsen og Jansen, 2013).

Selv om SEM er lite brukt for å analysere boligmarkedet, har Skattum og Tennøy (2014) utført en SEM-analyse på det norske boligmarkedet. De fant tre underliggende latente faktorer som er med på å forklare variansen i de norske boligprisene på kort sikt i Norge. Den første faktoren er boligmarkedsfaktoren, bestående av historisk boligpris, byggekostnad og leiepris. Videre fant de makrofaktoren bestående av arbeidsledighet, konsum og totalindeksen på Oslo Børs. Den siste faktoren er rentefaktoren, bestående av bankenes utlånsrente. Boligmarkedsfaktoren og makrofaktoren hadde positiv påvirkning på boligprisene, mens rentefaktoren påvirket negativt. Makrofaktoren og rentefaktoren ble imidlertid ikke signifikante, noe som muligens kan skyldes liten utvalgsstørrelse. Dette er interessante funn vi ønsker å bygge videre på. Med en litt høyere utvalgsstørrelse og andre forklaringsvariabler håper vi å få flere signifikante faktorer og kunne tilføre ny informasjon om det norske boligmarkedet.

2.3 Studiens bidrag

Vår analyse vil gi dyp innsikt i det norske boligmarkedet og en forståelse av hvordan de norske boligprisene drives på kort sikt. Forskningsmodellen utvikles på bakgrunn av tidligere forskning og økonomisk teori, og skal estimeres ved å gjennomføre en SEM-analyse i LISREL. Ved å ta i bruk en SEM-analyse vil vi få frem latente underliggende faktorer som

forårsaker korrelasjonene mellom variablene. For å finne de underliggende latente faktorene, og for å kunne gruppere variablene, tar vi først i bruk en eksplorativ faktoranalyse i SPSS. Datamaterialet er hovedsakelig hentet fra SSB, Norges Bank og Are Oust, og strekker seg fra år 1970 til 2015.

3 Metode

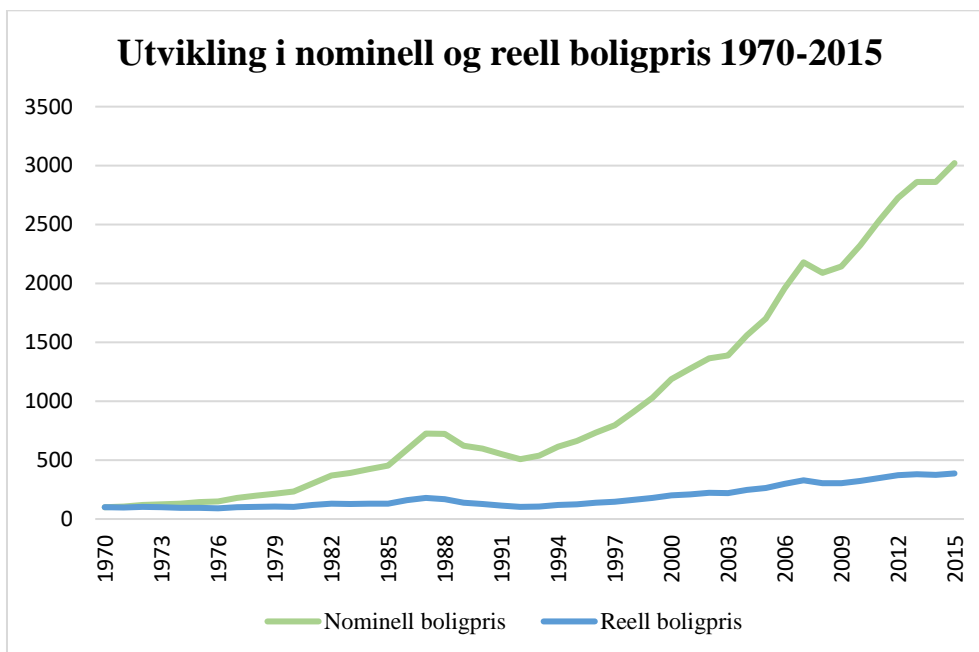
I dette kapittelet vil vi gjennomgå det grunnleggende metodiske rammeverket som er brukt for å besvare problemstillingen. Vi tar først for oss variablene vi har inkludert i forskningsmodellen, og vil videre gi en beskrivelse av faktoranalyse og SEM-analyse.

3.1 Variabler og datamateriale

Vi vil i dette delkapittelet ta for oss de observerbare variablene som inngår i studiens forklaringsmodell for de norske boligprisene. Datamaterialet strekker seg fra 1970 til 2015, og 1970 er blitt brukt som basisår for å lettere kunne sammenligne de ulike variablene. Alle nominelle tall er gjort om til reelle ved å deflatere de med konsumprisindeksen, hentet fra Norges Bank.

3.1.1 Boligpriser

Den avhengige Y-variabelen i modellen er de norske boligprisene. Boligprisindeksen er hentet fra Norges Bank, og er satt sammen av Eitrheim og Erlandsen, NEF og Eiendom Norge.



Figur 1:Utvikling i nominell og reell boligpris 1970-2015. (1970=100)

Kilde: Eitrheim and Erlandsen (2004) fra Norges Bank

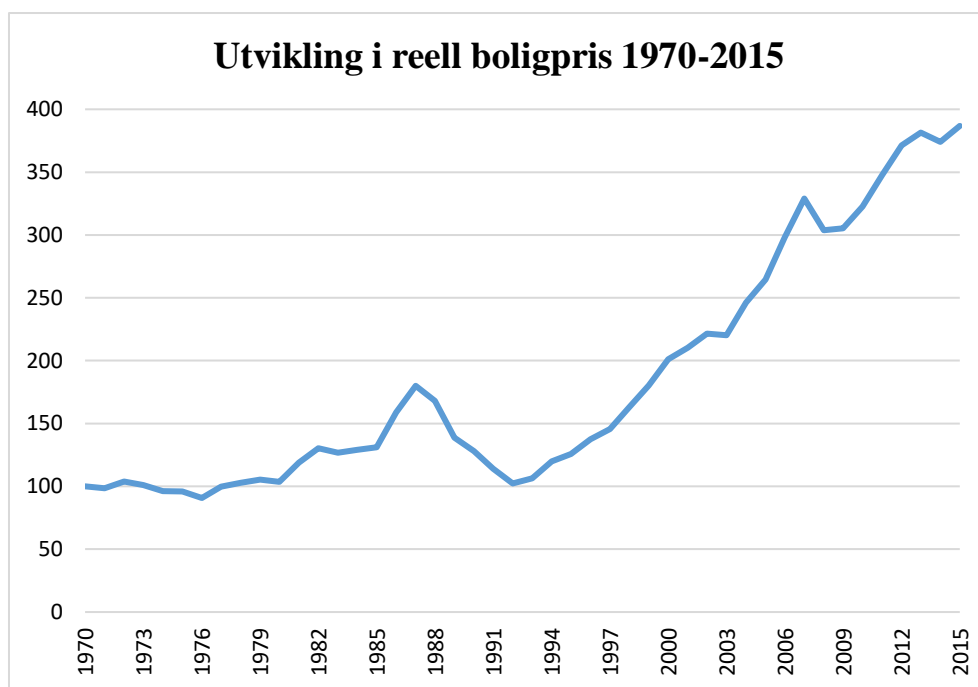
Fra figur 1 kan man se at boligprisene har hatt en enorm økning i løpet av perioden 1970-2015. Man ser en klar økende trend i hele tidsrommet, med unntak av to perioder med

prisnedgang. Den største prisnedgangen kom i 1987 som følge av bankkrisen. Bankkrisen oppstod i den norske økonomien på grunn av sterk kredittvekst og dårlige kredittvurderinger. Boligprisene falt som følge av en sterk økning av en allerede unormal høy rente, kombinert med arbeidsledighet, liberalisering av bank- og kredittvesenet, nullvekst i økonomien og reduserte muligheter for å trekke renter fra inntekten før skatteutmålingen (Sæther, 2008). Under bankkrisen ble kreditten strammet inn, og datasettet viser at det tok hele 12 år før de reelle prisene nådde samme nivå som i 1987. Den andre nedgangen i de norske boligprisene kom i forbindelse med finanskrisen i 2008. Denne økonomiske krisen ga ikke like store utslag på boligprisene som bankkrisen, og det tok heller ikke like lang tid før prisene var tilbake på samme nivå som før. Svingninger i boligprisene som følge av økonomiske tilstander, tyder på at boligprisene følger konjunktursvingningene i økonomien.

I analysen er det tatt utgangspunkt i reelle tall. Ved å se på de reelle tallene vil de observerte endringene kun være knyttet til verdiendringer i variabelen, og vil ikke være et resultat av den generelle prisveksten i økonomien. På denne måten prøver vi dermed å ta hensyn til inflasjon i analysen. Fra figur 1 kan man se at de nominelle boligprisene har blitt over 30 ganger høyere, mens de reelle boligprisene har blitt nesten fire ganger så høye i løpet av analyseperioden.

3.1.2 Historiske boligpriser

For å konstruere variabelen historisk boligpris har vi lagt inn et lag i boligprisindeksen hentet fra Norges Bank. Historiske boligpriser er valgt som en observerbar indikator i analysen, fordi vi antar at boligprisene blir påvirket av fjorårets pris. I løpet av de siste tiårene har vi sett lange perioder med økning i boligprisene, før en lavkonjunktur preger økonomien og vi får en periode med boligprisnedgang. Vi forventer derfor at historiske boligpriser har positiv påvirkning på boligprisene.



Figur 2: Utvikling i reell boligpris 1970-2015. (1970=100)

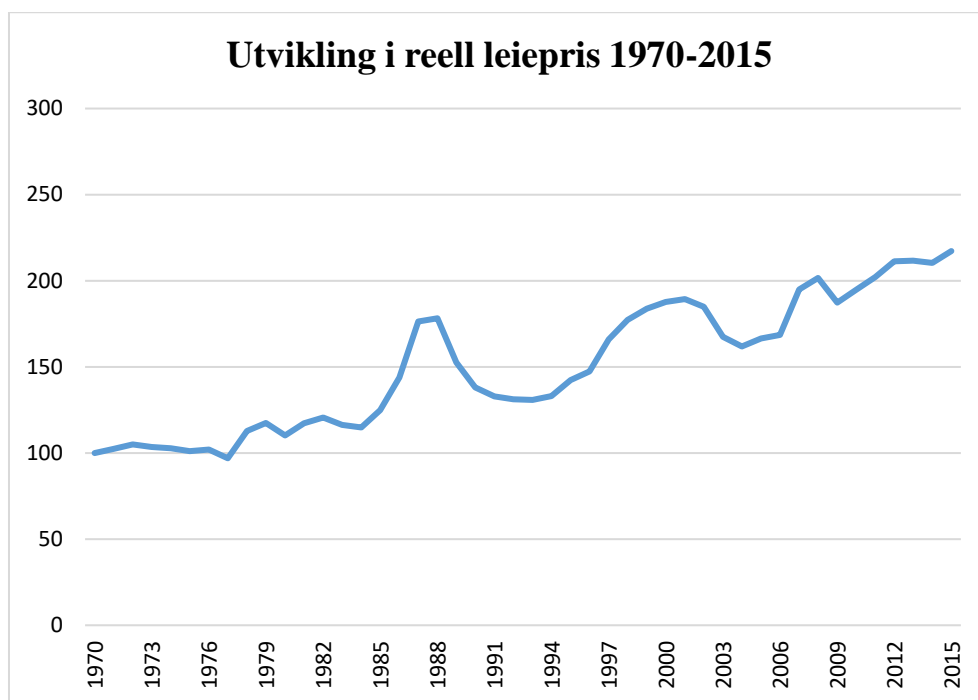
Kilde: Eitrheim and Erlandsen (2004) fra Norges Bank

Figur 2 viser, litt mer detaljert enn figur 1, hvordan de reelle boligprisene har utviklet seg i perioden 1970-2015. Som nevnt, kan man se en økende trend, med unntak av de to periodene med prisreduksjon under bankkrisen og finanskrisen. For variabelen historisk boligpris har vi brukt formelen: $X_t = X_{t-1}$. Hvor X_t blir den historiske boligprisen ved å benytte fjorårets verdi for boligprisen. Vi har altså forskjøvet verdiene fra grafen for reell boligpris ett år for å konstruere den historiske boligprisen.

3.1.3 Leiepris

Mennesker på boligjakt må ta et valg mellom det å eie og det å leie, og prisene i eie- og leiemarkedet vil følgelig være av betydning for dette valget.

Dataene for leiepriser er hentet fra Are Oust (2013). Denne leieprisindeksen tar for seg leieprisene i Oslo fra 1970 til 2008. Dataene er basert på annonser for utleie i Aftenposten, hentet fra nasjonalbibliotekets mikrofilmarkiv (Oust, 2013). Etersom vi ikke har funnet data for leiepriser i Norge som helhet, som strekker seg tilbake til 1970, har vi valgt å bruke leieprisindeksen for Oslo. I analysen antas det at utviklingen i leieprisene i Oslo har vært noenlunde som på landsbasis, og derfor kan brukes som en tilnærming for leieprisene i Norge som helhet. For årene 2008 til 2015 har vi konstruert data selv ved å innhente tall fra Boligbygg Oslo, som er basert på annonser fra Finn.no.



Figur 3: Utvikling i reell leiepris 1970-2015. (1970=100)

Kilde: Oust (2013), Boligbygg Oslo.

I henhold til figur 3 har leieprisene, i likhet med boligprisene, økt i løpet av perioden 1970-2015. Likevel har ikke leieprisene hatt en like kraftig prisøkning som boligprisene. Vi finner de samme trendene for leieprisene som for boligprisene, det vil si to perioder med prisnedgang i forbindelse med bankkrisen og finanskrisen. I første del av perioden følger leieprisene samme utvikling som boligprisene. Etter år 2000 får derimot leieprisene en mye mer beskjeden økning enn boligprisene. Ola Grytten peker på kvalitetsøkninger i boliger som eies, som en mulig årsak til at boligprisene har økt såpass mye mer enn leieprisene. Likevel er økningen i prisforskjellen større enn det som anses som naturlig (Lorch-Falch, 2016).

Husholdninger får oppfylt omtrent de samme boligbehovene ved å eie sammenlignet med det å leie. Eie- og leieprisene bør derfor ikke bevege seg for langt fra hverandre (Gallin, 2008). Ifølge Gallin (2008) kan forholdet mellom leiepris og boligpris brukes til å predikere boligprisene.

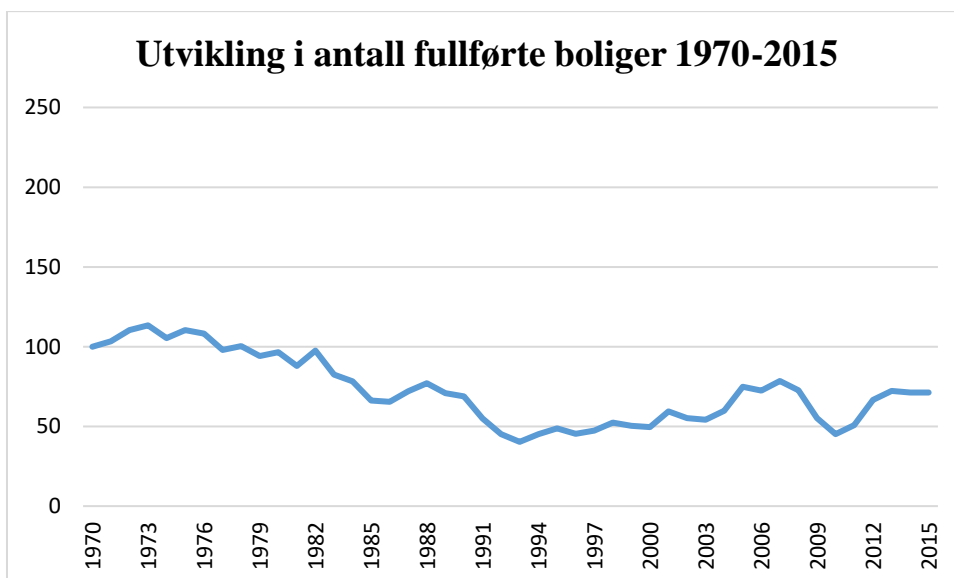
Vi antar at dersom leieprisene øker i forhold til boligprisene, vil dette gjøre leiemarkedet mindre attraktivt og dermed presse flere aktører over til eiemarkedet. Dette forutsetter selvsagt at de som går over til eiemarkedet har mulighet til å kjøpe egen bolig. Flere deltakere

i eiemarkedet, vil øke etterspørselen og presse boligprisene oppover. Det forventes derfor en positiv påvirkning av leieprisene på boligprisene.

3.1.4 Fullførte boliger

Antall fullførte boliger er med på å påvirke tilbudet i boligmarkedet. Mangel på boliger kan bidra til høyere boligpriser, siden boligetterspørselen blir større enn boligtilbudet. Å bygge nye boliger er tidkrevende, noe som resulterer i at tilbudet i boligmarkedet er tilnærmet gitt på kort sikt (Jacobsen og Naug, 2004b). Boligbyggingen bør derfor skje før behovet oppstår. Selv om tilbudet kan anses som stabilt på kort sikt, har vi valgt å inkludere fullførte boliger som en variabel i modellen. Dette med bakgrunn i at ferdigstilte boliger anses som et fullverdig boligtilbud i boligmarkedet. Det finnes også støtte fra tidligere forskning (Krakstad og Oust, 2015b) som tilsier at fullførte boliger er en variabel som anses å ha sammenheng med boligprisene på kort sikt.

Ved å inkludere fullførte boliger fremfor igangsatte boliger i analysen, slipper vi å ta hensyn til et eventuelt etterslep fra boligene blir igangsatte til de er ferdigstilte. Dessuten ville ikke igangsatte boliger hatt påvirkning på boligprisene på kort sikt, noe som er en forutsetning for analysen vår. Dataene for fullførte boliger er hentet fra SSB i sin helhet.



Figur 4: Utvikling i antall fullførte boliger 1970-2015. (1970=100).

Kilde: SSB

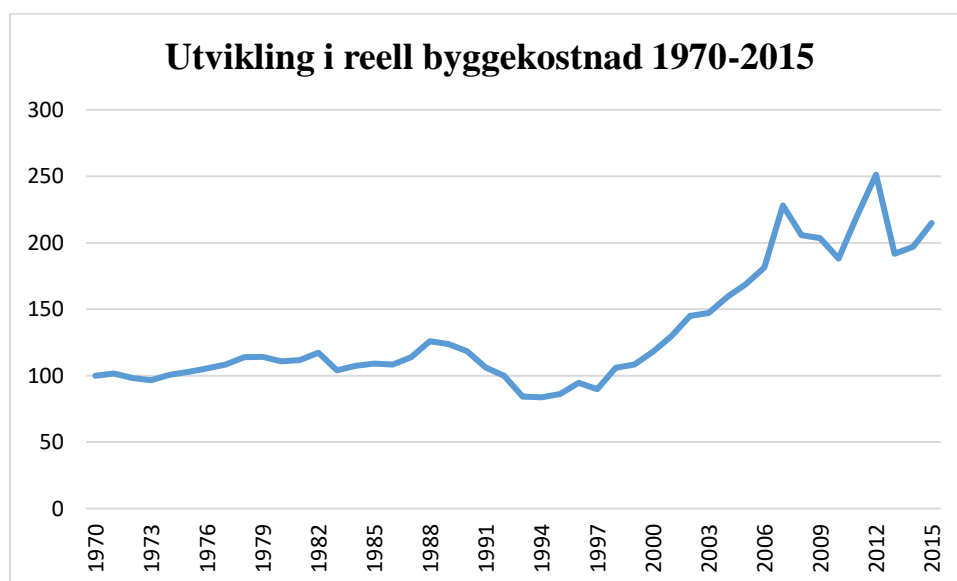
Ut fra figur 4 ser man at antallet fullførte boliger har hatt en synkende trend i første del av analyseperioden, med det laveste nivået like etter bankkrisen. Etter denne perioden øker antallet fullførte boliger igjen, før vi får en nedgang i forbindelse med finanskrisen.

Vi forventer en negativ påvirkning av fullførte boliger på boligprisene, fordi en økning i fullførte boliger vil redusere presset på boligmarkedet.

3.1.5 Byggekostnader

Byggekostnadene og betalingsviljen for tomten boligen står på bestemmer prisen på nye boliger. Videre blir byggekostnadene bestemt av faktorprisene. Det vil si priser på materialer, verktøy og arbeidskraft, samt forhold som produktiviteten i byggenæringen, arbeidsmiljøet, renten på byggelån og myndighetenes krav til boligen (NOU 2002: 2, s. 33).

Data for byggekostnader er hentet fra Krakstad og Oust (2015b). Byggekostnadsindeksen inkluderer tomtekostnaden og alle kostnadene byggefirmaene har, i forbindelse med å bygge boliger. Dette inkluderer blant annet materiale, arbeidskraft, maskiner, transport, energi, merverdiavgift, eiendom, kostnader tilknyttet arkitekttjenester og kostnader til lokale myndigheter. (Krakstad og Oust, 2015b). Byggekostnadsindeksen går fra 1970 til 2012. Etter denne perioden har vi konstruert vårt eget datamateriale frem til 2015. Dette er gjort ved bruk av tall for byggekostnadene, hentet fra Husbankens årsrapporter (2017).



Figur 5: Utvikling i reell byggekostnad 1970-2015. (1970=100)

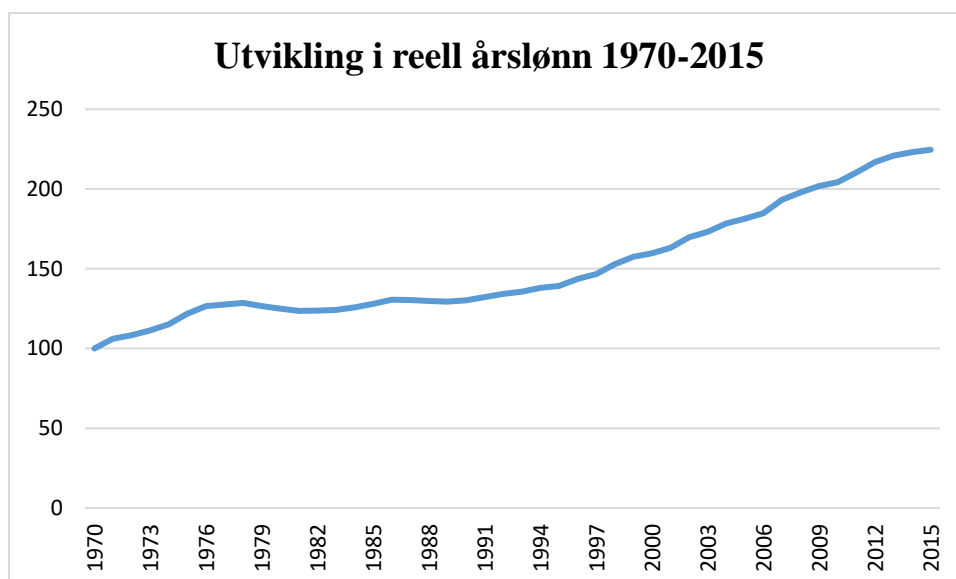
Kilde: Krakstad og Oust (2015b), Husbanken.

I henhold til figur 5 har de reelle byggekostnadene holdt seg relativt stabile frem til 1988. Etter dette ser vi en nedgang i forbindelse med bankkrisen, etterfulgt av en økende trend frem til finanskrisen. På slutten av perioden ser vi større svingninger enn tidligere i perioden. Oppsummert har de reelle byggekostnadene mer enn doblet seg i løpet av perioden.

Høyere bruktboligpriser vil som hovedregel føre til økt boligbygging, fordi bruktboligprisen er med på å bestemme hvor mye man kan få solgt nye boliger for. Byggekostnader har også påvirkning på boligbyggingen, ved at økte byggekostnader fører til mindre boligbygging (NOU 2002: 2, s. 34). Høye byggekostnader kan dermed resultere i at det blir bygget færre boliger og at boligtilbudet blir mindre enn det som etterspørres. I tillegg vil nybyggene som faktisk blir oppført ha en høyere pris. Begge disse aspektene ved økte byggekostnader presser boligprisene oppover. Vi forventer derfor at byggekostnadene har en positiv påvirkning på boligprisene.

3.1.6 Årslønn

Inntektsnivået har stor betydning for hvor mye penger man kan bruke på bolig. Inntekten begrenser beløpet man kan kjøpe bolig for både med tanke på hvor mye penger man ønsker å bruke og ved lovreguleringer. For å få innvilget boliglån skal man kunne tåle en renteøkning på 5 % (Boliglånsforskriften, 2016, §3). Inntekten er også en viktig faktor når det gjelder oppsparing av egenkapital, som må være på minst 15 % av kjøpesummen (Boliglånsforskriften, 2016, §5). På grunn av den sterke prisveksten i boligmarkedet de siste årene, har regjeringen strammet inn lånebetingelsene. Med virkning fra 1. januar 2017 kan samlet lånebeløp ikke overstige fem ganger brutto årsinntekt (Boliglånsforskriften, 2016, §4). Dataene for gjennomsnittlig årslønn for alle lønnstakere er hentet fra SSB.



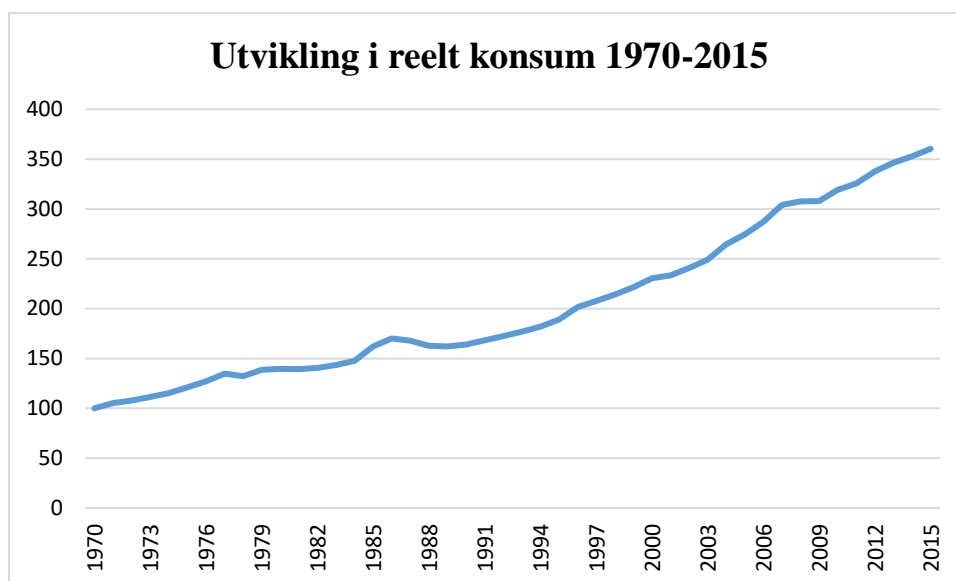
Figur 6: Utvikling i reell, påløpt årslønn. Gjennomsnitt for alle lønnstakere 1970-2015. (1970=100). Kilde: SSB

Reell årslønn har økt jevnt hele perioden 1970-2015. I motsetning til de andre variablene vi har gjennomgått så langt, ser det ikke ut som årslønnen har blitt særlig påvirket av verken bankkrisen eller finanskrisen. Sammenlignet med mange andre land som hadde nedgang i reallønnen i forbindelse med finanskrisen, ble ikke arbeidstakere i Norge preget i like stor grad (Ørstavik, 2011). Fra figur 6 ser vi at den reelle årslønnen har mer enn doblet seg i løpet av tidsperioden. Når man sammenligner denne økningen med økningen i de reelle boligprisene, vil ikke økningen i de reelle boligprisene være like høy som det fremkommer av figur 1 og 2.

Vi forventer at økt inntekt vil føre til at man har mulighet til å bruke mer penger ved kjøp av bolig, og dermed vil være med på å presse boligprisene oppover.

3.1.7 Konsum i husholdninger

Bolig er ikke et typisk konsumgode som andre varer og tjenester. Dataene for konsum er hentet fra SSB og er basert på aggregert konsum for alle husholdninger i Norge. Dette innebærer varige og halv-varige konsumvarer, bortsett fra boliganskaffelser og verdigjenstander. Over levetiden til boligen inngår derimot løpende konsum til boligjenester (SSB, u.å.).



Figur 7: Utvikling i reelt konsum i husholdninger 1970-2015. (1970=100).
Kilde: SSB

Figur 7 viser at reelt konsum har hatt en jevn økning i hele analyseperioden, selv om man ser en liten reduksjon i forbindelse med bankkrisen og antydninger til at veksten bremser opp i forbindelse med finanskrisen. Oppsummert har konsum blitt nesten fire ganger høyere i løpet av perioden.

Vi antar at økt konsum vil føre til økte utgifter til boligformål, og at det derfor vil være en positiv sammenheng mellom konsum og boligprisene.

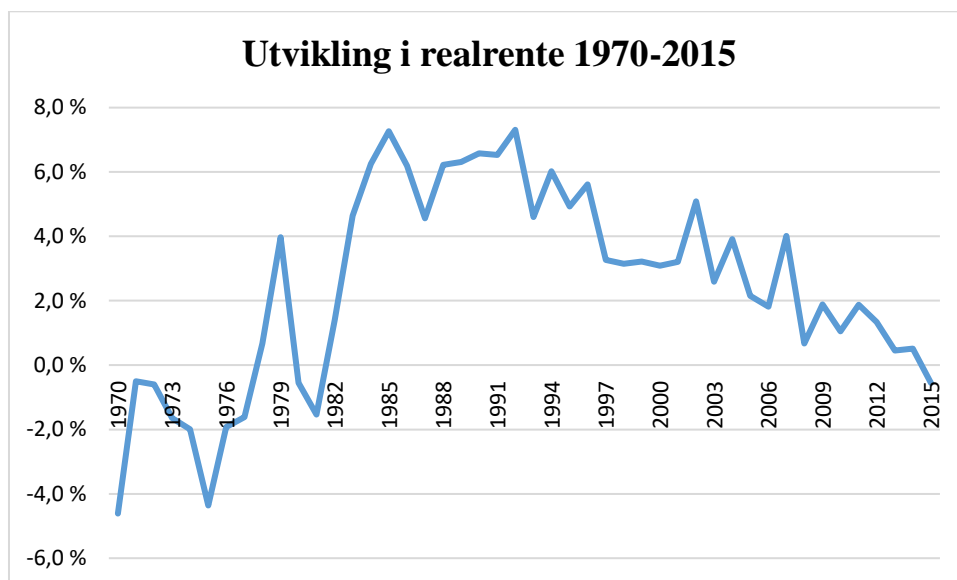
3.1.8 Rente

Pengepolitikken er et viktig virkemiddel for å påvirke konjunktorene i økonomien. Norges pengepolitikk styres av et inflasjonsmål som regjeringen fastsatte i 2001. Dette innebærer at rentenivået settes for å oppnå en vekst i konsumprisene nær 2,5 % over tid (Forskrift om pengepolitikken, 2001, § 1). En lav, kontrollert inflasjon er ønskelig fordi det gir større forutsigbarhet enn høy inflasjon, som er preget av mer variasjon. Ved høy prisstigning vil renten settes opp, og dersom inflasjonen er lavere enn målet, vil rentenivået reduseres. Før dette inflasjonsmålet ble innført, fastsatte Norges Bank renten for å opprettholde stabile valutakurser.

Når renten fastsettes er det ikke bare inflasjonen som påvirkes. Rentenivået har også betydning for boligprisene. De fleste boligkjøpere, særlig førstegangskjøpere, må

lånefinansiere mye av sitt boligkjøp (Andreassen, 2009). Boligprisene vil derfor avhenge av rentenivået, siden det påvirker tilgangen til kreditt.

I analysen har vi valgt å bruke 10-års statsobligasjonsrente. Datamaterialet har vi hentet fra Norges Bank.



Figur 8: Utvikling i reell 10-års statsobligasjonsrente 1970-2015.
Kilde: Norges Bank

Sammenlignet med de andre observerbare variablene i modellen, har realrenten en annen grafisk fremstilling. Grafen ser ut som en ikke-lineær funksjon. De første årene har rentenivået økt, riktignok med store svingninger. Etter bankkrisen ser vi at rentenivået har hatt en synkende trend.

Ved låneopptak vurderes likviditetsbelastningen både av långivere og låntakere. Ved lave renter har man råd til å ta opp et høyere lån enn om renten er høy (Andreassen, 2009). Dette stimulerer til høyere boligpriser og vi forventer derfor at renten har en negativ påvirkning på boligprisene.

3.1.9 Andre variabler

I løpet av analysearbeidet undersøkte vi også andre variabler, som antas å ha påvirkning på boligprisene i Norge på kort sikt. Disse observerbare variablene var arbeidsledighet, folkemengde, inflasjon og indeksen for MSCI Norway Total Return. Dataene for

arbeidsledighet ble hentet fra NAV, folkemengde fra SSB og MSCI indeksen fra Datastream. Dessverre ville ingen av disse variablene tilpasse seg godt i modellen.

3.2 Faktoranalyse

Faktoranalyse er en analyseteknikk som gjennomføres for å få innsikt i korrelasjonsstrukturen i et sett av observerte variabler (Eikemo og Clausen, 2007). Formålet med en faktoranalyse er å undersøke hvor mange latente underliggende faktorer som finnes blant et sett av observerte variabler, og i hvilken grad disse variablene er relatert til en felles underliggende faktor. På grunnlag av korrelasjoner mellom observerte variabler, leter faktoranalysen etter mønstre i data. Høy innbyrdes korrelasjon mellom variabler er en indikasjon på en underliggende faktor, som forårsaker de observerte korrelasjonene mellom variablene. Når faktoranalysen identifiserer de underliggende faktorene, forenkles et stort og komplekst sett av data til et mindre sett av latente, underliggende faktorer (Kline, 2002 som sitert i Eikemo og Clausen, 2007).

En faktoranalyse kan være bekreftende (CFA) eller eksplorativ (EFA). Hovedforskjellen mellom de to metodene er at forskeren i den eksplorative faktoranalysen har liten eller ingen kunnskap om faktorstrukturen, mens forskeren i den bekreftende faktoranalysen vet mer om faktorstrukturen på grunn av tidligere forskning og teori. En bekreftende faktoranalyse tester veldefinerte modeller, mens en eksplorativ faktoranalyse foretas tidligere i arbeidet med måleinstrumentet (Sharma, 1996).

I en eksplorativ faktoranalyse har forskeren som oftest ikke forhåndsantakelser eller forventninger om antall underliggende faktorer eller faktorstrukturen. Dersom forskeren har forhåndsantakelser, krever ikke en eksplorativ faktoranalyse at disse spesifiseres. Analysen er dermed ikke påvirket av eventuelle forventninger (Thompson, 2004). Målet med en eksplorativ faktoranalyse er nettopp å avdekke antall faktorer og kommunaliteter, foreta rotasjoner og tolke faktorene (Sharma, 1996).

En eksplorativ faktoranalyse bygger videre på en lineær modell, hvor hver observert variabel er en funksjon av faktorene. Variablene som skal analyseres, bør av den grunn være kontinuerlige, samtidig som korrelasjonsmatrisen som analyseres bør bestå av Pearson-

korrelasjoner (Ringdal, 2013). I denne studien er det blitt benyttet kontinuerlige variabler i analysearbeidet.

Modellen i den eksplorative faktoranalysen kan uttrykkes som et sett av likninger, én for hver av variablene som analyseres. For en variabel basert på en modell med to faktorer har man ligningen:

$$X_k = \lambda_{k1}F_1 + \lambda_{k2}F_2 + u_k \text{ (Hentet fra Ringdal, 2013).}$$

Hvor X_k er observert variabel, λ_{ki} er faktorladningene som kan tolkes som korrelasjoner mellom hver enkelt variabel og faktorene, og u_k er den unike komponenten i X_k som ikke fanges opp av faktorene (Ringdal, 2013).

Dersom den eksplorative faktoranalysen foreslår at en eller flere faktorer kan slås sammen eller trekkes ut, benyttes en rotasjonsteknikk i SPSS (Ringdal, 2013).

En bekreftende faktoranalyse innebærer å teste en teoretisk målemodell der antall faktorer, og relasjonene mellom faktorene og indikatorene, er bestemt på forhånd (Ringdal, 2013). En bekreftende faktoranalyse krever derfor at forskeren har spesifikke antagelser angående antall faktorer, hvilke variabler som reflekterer gitte faktorer og om faktorene er korrelerte eller ikke (Thompson, 2004). I analysen vil vi først kjøre en eksplorativ faktoranalyse i SPSS, deretter kjører vi en bekreftende faktoranalyse gjennom SEM-analysen i LISREL.

3.3 SEM–analyse

SEM er en statistisk teknikk som inkluderer mange ulike multivariate analyseteknikker, blant annet ANOVA, multipel regresjon, faktoranalyse, stianalyse og økonometriske modeller med simultane likninger (Bowen og Guo, 2012). Sharma (1996) definerer SEM som en teknikk for å teste og estimere kausale sammenhenger. Metoden stammer fra multipel regresjon, men sies å være en mer valid modelleringsform, fordi teknikken er preget av større fleksibilitet og fordi målefeil kan reduseres ved at det brukes flere indikatorer på hver latent faktor. Dette gjør at man som regel får mer valide mål på sammenhengen mellom variablene (Sharma, 1996). En annen fordel ved SEM-analyse er at man har mulighet til å estimere korrelasjonene mellom latente faktorer (Bowen og Guo, 2012).

SEM-analysen består både av en målemodell og en strukturmodell. Videre består målemodellen av en bekreftende faktoranalyse, som viser hvordan de latente faktorene indikeres av indikatorene, altså de observerbare variablene. Strukturmodellen er overordnet og beskriver forholdet mellom de latente faktorene og indikerer mengden forklart og uforklart varians (Diamantopoulos og Siguaw, 2000). Målemodellen i studien viser hvor mye av indikatorenes varians som forklares av de underliggende faktorene, mens strukturmodellen beskriver forholdet mellom de underliggende faktorene og de norske boligprisene. På denne måten tester vi korrelasjonen mellom indikatorene og faktorene, og faktorenes effekt på de norske boligprisene. Vi tester altså ikke de observerbare variabelenes direkte påvirkning på de norske boligprisene.

I følge Bowen og Guo (2012) har en SEM analyse har to hovedformål: å forstå mønsteret av korrelasjoner mellom en mengde variabler, og å forklare så mye av deres varians som mulig, med den spesifiserte forskningsmodellen (Bowen og Guo, 2012). (Se appendix B, SEM-analyse i LISREL).

4 Statistisk analyse

I dette kapittelet vil de statistiske egenskapene ved de observerbare variablene i modellen bli gjennomgått. Videre tar vi for oss resultatene fra faktoranalysen, som danner grunnlaget for forskningsmodellen. Forskningsmodellen presenteres i avsnitt 4.3. Etter dette går vi gjennom resultatene fra SEM-analysen, og vurderer modellens tilpasning til det empiriske datamaterialet. Avslutningsvis vil vi ta for oss modellens reliabilitet og validitet.

4.1 Statistiske egenskaper ved variablene

I dette delkapittelet vil vi gjennomgå de statistiske egenskapene ved de observerbare variablene. Hensikten er å danne et bilde av datamaterialet som er brukt i analysen. Først vil vi argumentere for stasjonaritet i datasettet, hvor vi har benyttet Dickey-Fuller testen for å teste variablene for enhetsrot. Videre tar vi for oss normalitet, herunder test for skjevhet og kurtose. Til slutt fremlegger vi korrelasjonsmatrisen som er input-materialet i LISREL. De som ikke er interessert i de statistiske egenskapene ved variablene kan hoppe til avsnitt 4.2.

4.1.1 Stasjonære data og Dickey-Fuller testen

For å kunne utføre hypotesetester og unngå spuriøse sammenhenger er det viktig at variablene i datasettet er stasjonære (Wooldridge, 2012). Vi har kjørt Dickey-Fuller test for variablene for å sjekke for ikke-stasjonaritet (Se appendix C, Stasjonaritet og Dickey-Fuller test).

Tabell 1: Dickey-Fuller test for enhetsrot for alle variablene

Variabler	Originale variabler		Transformerte variabler	
	T-verdi	Kritisk verdi	T-verdi	Kritisk verdi
Boligpris	-0.96	-3.5	-4.134	-2.93
Boligpris _{t-1}	1.122	-3.5	-4.037	-2.93
Leiepriser	-2.619	-3.5	-4.568	-2.93
Fullførte boliger	-1.231	-3.5	-5.138	-1.95
Byggekostnader	-1.826	-3.5	-6.355	-1.95
Lønn	0.204	-3.5	-3.952	-2.93
Konsum	-0.299	-3.5	-4.944	-2.93
Rente	-2.472	-2.93	-8.325	-1.95

For å finne de kritiske verdiene har vi brukt et signifikansnivå på 5 % og en utvalgsstørrelse på 50. T-verdier lavere enn kritisk verdi indikerer stasjonære variabler.

I tabell 1 kan man se at før transformasjonen er ingen av variablene stasjonære, da kritisk verdi er lavere enn T-verdien. Etter transformasjonen ser vi at alle T-verdiene er lavere enn

kritisk verdi, noe som betyr at vi kan forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonaritet (Enders, 2009). Variablene i datasettet kan dermed antas å være stasjonære. Variablene er transformert på følgende måte:

$$\Delta X_t = \text{LN} \left(\frac{X_t}{X_{t-1}} \right)$$

hvor ΔX_t er den nye årlige variabelen som er basert på den naturlige logaritmen av årets verdi X_t , dividert med fjorårets verdi X_{t-1} , for hver variabel.

Siden man ikke kan ta den naturlige logaritmen av et negativt tall, er variabelen rente på førstedifferanseform. Flere av verdiene for rente er negative i tidsserien, og rentenivået er allerede i prosent.

4.1.2 Normalitet i data

Ettersom normalfordelte variabler er en forutsetning for gjennomføring av statistiske hypotesetester, er det viktig å sjekke for normalitet i datasettet. Dersom datamaterialet ikke er normalfordelt vil en ha forekomst av skjevhet og kurtose (Ringdal, 2013). Normalfordelte variabler er også et krav i faktoranalyser og bidrar til å gjøre faktorstrukturen sterkere (Kim og Mueller, 1978). Ifølge Sharma (1996) er kurtose mer alvorlig enn skjevhet, og har størst påvirkning i SEM-analysen. For å teste datasettet for univariat og multivariat normalfordeling har vi kjørt datascreening i LISREL. Test for normalitet gjøres blant annet for å avgjøre om vi skal benytte oss av maximum likelihood eller robust maximum likelihood, når vi estimerer modellen i LISREL. Vi vil først teste for univariat normalfordeling, deretter for multivariat normalfordeling. (Se appendix D, Normalitet for beskrivelse av skjevhet og kurtose).

Tabell 2: Oversikt over univariat skjevhet og kurtose

Variabel	Skjevhet		Kurtose		Skjevhet og kurtose	
	Z-score	P-verdi	Z-score	P-verdi	χ^2	P-verdi
Boligpris	-1.691	0.091	0.750	0.453	3.422	0.181
Boligpris _{t-1}	-1.570	0.116	0.637	0.524	2.870	0.238
Leiepriser	0.788	0.431	1.175	0.240	2.002	0.367
Fullførte boliger	-0.075	0.940	0.345	0.730	0.125	0.940
Byggekostnader	-1.699	0.089	1.984	0.047	6.824	0.033
Årslønn	0.280	0.780	0.454	0.650	0.285	0.867
Konsum	-0.147	0.883	1.518	0.129	2.326	0.313
Rente	-0.675	0.500	0.223	0.824	0.506	0.777

Oversikt over univariat skjevhet og kurtose for variablene i SEM-modellen. En p-verdi under 0.05 indikerer signifikant univariat skjevhet eller kurtose på 5 % nivå.

For å teste om de kontinuerlige variablene er univariat normalfordelte ser vi på Z-scoren, kji-kvadraten og p-verdiene i tabell 2. Nedenfor gjennomfører vi en hypotesetest for variabelen boligpris for å illustrere hvordan hypotesetestene gjennomføres.

Hypotesetest for univariat skjevhet for variabelen boligpris:

$$H_0: Y_1 = 0 \quad H_1: Y_1 \neq 0$$

$$Z = -1.691$$

P-verdien er 0.091, altså over 0.05. Dette betyr at nullhypotesen om ingen skjevhet ikke kan forkastes, og data tyder dermed på at vi ikke har signifikant univariat skjevhet for variabelen boligpris. Vi ser av tabell 2 at alle p-verdiene er over 0.05, altså har vi ingen signifikant univariat skjevhet for noen av variablene i datamaterialet.

Hypotesetest for univariat kurtose for variabelen boligpris:

$$H_0: Y_2 = 0 \quad H_1: Y_2 \neq 0$$

$$Z = 0.750$$

Av tabell 2 ser vi at p-verdien er 0.453, altså større enn 0.05. Dette betyr at vi ikke kan forkaste nullhypotesen, og kan dermed anta at variabelen boligpris ikke har signifikant

kurtose. Dette gjelder for alle variablene, bortsett fra variabelen byggekostnad som har en p-verdi på 0.047 altså under 0.05. Dette tyder på at variabelen byggekostnad har signifikant kurtose.

Hypotesetest for univariat skjevhet og kurtose for variabelen boligpris:

$$H_0: Y_1 = 0 \text{ og } Y_2 = 0 \quad H_1: \text{ minst én ulik } 0$$

$$Z = 3.422$$

Vi ser her at p-verdien ligger på 0.181, altså over 0.05. Vi kan dermed anta at variabelen boligpris ikke har signifikant univariat skjevhet og kurtose. Det samme gjelder for resten av variablene i datamaterialet, bortsett fra variabelen byggekostnad som har en p-verdi på 0.033, altså under 0.05. Dette tyder på at variabelen byggekostnad har signifikant univariat skjevhet og kurtose.

Vi gjennomfører videre hypotesetester for multivariat normalfordeling.

Tabell 3: Oversikt over multivariat skjevhet og kurtose

Skjevhet			Kurtose			Skjevhet og kurtose	
Verdi	Z-score	p-verdi	Verdi	Z-score	p-verdi	χ^2	p-verdi
17.458	0.55	0.583	81.853	1.36	0.174	2.152	0.341

Oversikt over multivariat skjevhet og kurtose. En p-verdi under 0.05 indikerer signifikant multivariat skjevhet eller kurtose på 5 % nivå.

Hypotesetest for multivariat skjevhet:

$$H_0: \text{Multivariat } Y_1 = 0 \quad H_1: \text{Multivariat } Y_1 \neq 0$$

$$Z = 0.55$$

Fra tabell 3 ser vi at p-verdien ligger på 0.583, altså over 0.05. Vi kan dermed ikke forkaste nullhypotesen, og data indikerer at vi ikke har multivariat skjevhet i datamaterialet.

Hypotesetest for multivariat kurtose:

$$H_0: \text{Multivariat } Y_2 = 0 \quad H_1: \text{Multivariat } Y_2 \neq 0$$

$$Z = 1.36$$

Vi ser at p-verdien som ligger på 0.174, er over 0.05. Dette indikerer at vi ikke har signifikant multivariat kurtose i datasettet.

Hypotesetest for multivariat skjevhet og kurtose:

$$H_0: \text{Multivariat } Y_1 = 0 \text{ og Multivariat } Y_2 = 0 \quad H_1: \text{Minst én ulik } 0$$

$$\chi^2 = 2.152$$

Fra tabell 3 over ser vi at p-verdien på 0.341 ligger over 0.05. Dette indikerer at vi ikke har signifikant multivariat skjevhet og kurtose, og at vi kan anta at datasettet er multivariat normalfordelt.

4.1.3 Korrelasjonsmatrise

Korrelasjonsmatrisen består av Pearsons korrelasjoner og viser hvordan de observerbare variablene korrelerer med hverandre. Denne matrisen er input-materialet i LISREL og brukes for å kjøre SEM-analysen.

Tabell 4: Korrelasjonsmatrise

	Boligpris	Boligpris _{t-1}	Leiepris	Fullførte boliger	Bygge-kostnad	Årslønn	Konsum	Rente
Boligpris	1							
Boligpris _{t-1}	0.428	1						
Leiepris	0.582	0.579	1					
Fullførte boliger	0.381	0.541	0.277	1				
Bygge-kostnad	0.374	0.347	0.273	0.443	1			
Lønn	0.134	0.017	0.067	0.189	0.318	1		
Konsum	0.295	-0.098	0.072	-0.066	0.136	0.489	1	
Rente	0.007	0.042	0.051	-0.114	0.289	0.006	0.072	1

Korrelasjonsmatrisen viser hvordan de observerbare variablene i SEM-modellen korrelerer med hverandre. Korrelasjonsmatrisen består av Pearsons korrelasjoner.

Av tabell 4 ser vi at den sterkeste korrelasjonen er mellom leiepris og boligpris. Korrelasjonen ligger på 0.582 og indikerer dermed en relativt sterk positiv sammenheng mellom disse variablene (Ringdal, 2013). Leiepris har også en relativt sterk positiv sammenheng med boligpris_{t-1}. Videre ser vi en moderat-sterk positiv sammenheng mellom fullførte boliger og boligpris_{t-1}. Korrelasjonene mellom byggekostnad og fullførte boliger og mellom årslønn og konsum, kan anses som moderat (Ringdal, 2013). Vi hadde forventninger om en relativt sterk

negativ korrelasjon mellom renten og boligprisene, men ser at denne korrelasjonen er nærmest ikke-eksisterende.

Av tabell 4 ser vi videre at alle variablene har positiv korrelasjon med boligprisene. I utgangspunktet forventet vi en negativ korrelasjon mellom fullførte boliger og boligprisene. Denne korrelasjonen er imidlertid positiv. Ifølge Regjeringen (2015) har den årlige veksten i antall husholdninger vært større enn den årlige veksten i fullførte boliger siden år 2007. Dette kan bidra til at boligprisene stiger selv om antall fullførte boliger øker, fordi boligbyggingen ikke har holdt følge med antallet nye aktører på boligmarkedet. I tillegg har antall personer per husholdning sunket de siste tiårene. I 1980 var om lag 30 % av husholdningene enpersonshusholdninger, mens i 2011 var denne andelen økt til ca. 40 % (SSB, 2012). Færre personer per husholdning kombinert med høy befolkningsvekst gir et press på boligene. For å dempe dette etterspørselspresset må antall fullførte boliger øke mer enn befolkningsveksten.

En annen mulig forklaring på hvorfor korrelasjon mellom fullførte boliger og boligprisene er positiv, kan være at økningen i fullførte boliger ikke nødvendigvis fanger opp endringer i boligmassen. Dersom det er flere boliger som avgår fra markedet enn nye som bygges, vil ikke en økning i fullførte boliger bidra til et høyere boligtilbud. Videre sier ikke dataene for fullførte boliger noe om lokalisering. Dersom nye boliger bygges utenfor pressområder vil de ikke nødvendigvis bidra til å øke tilbudet der det trengs. På motsatt side vil nybygg i pressområder gjerne bli dyrere enn eksisterende boliger, da tomtekostnaden vil være høy. I tillegg vil nye boliger ofte ha høyere standard, og ingen slitasje. Dette kan bidra til boligprisvekst i områder med et høyt antall nybygg. Siden korrelasjonsmatrisen viser at det har vært en positiv korrelasjon mellom fullførte boliger og boligprisene i analyseperioden, vil vi videre i analysen anta positiv sammenheng mellom fullførte boliger og boligprisene.

4.2 Eksplorativ faktoranalyse

Vi har antatt at variablene som omhandler selve boligmarkedet vil gruppere seg i samme underliggende faktor. Dette gjelder variablene historisk boligpris, leiepris, fullførte boliger og byggekostnad. For å undersøke dette, og for å se hvordan de andre observerbare variablene grupperer seg, har vi kjørt en eksplorativ faktoranalyse i SPSS. Vi har testet ulike modeller, hvor formålet har vært å komme frem til den modellen som best kan forklare boligprisene i Norge på kort sikt. Varimax er blitt brukt for rotasjon av faktorladningene. Varimax brukes

for å gjøre tolkningene av de underliggende faktorene enklere, ved at høye faktorladninger blir høyere og lave faktorladninger blir lavere (Ringdal, 2013). I tabell 5 og 6 presenteres resultatene fra den eksplorative faktoranalysen. Det er disse resultatene som senere er blitt brukt som utgangspunkt i SEM-analysen.

Tabell 5: Egenverdi og forklart varians, eksplorativ faktoranalyse

Faktor	Egenverdi og forklart varians		
	Total	% av varians	Kumulativ %
1	2.331	33.298	33.289
2	1.548	22.121	55.419
3	1.108	15.835	71.254

Tabellen viser de underliggende faktorenes egenverdier og hvor mye faktorene forklarer av indikatorenes varians.

Tabell 6: Rotert komponentmatrise ved bruk av varimax

	Komponenter		
	1	2	3
Boligpris _{t-1}	0.866	-0.127	0.040
Leiepris	0.700	0.007	0.101
Fullførte boliger	0.788	0.103	-0.191
Byggekostnad	0.581	0.342	0.441
Årslønn	0.138	0.868	-0.036
Konsum	-0.105	0.830	0.080
Rente	-0.220	-0.003	0.960

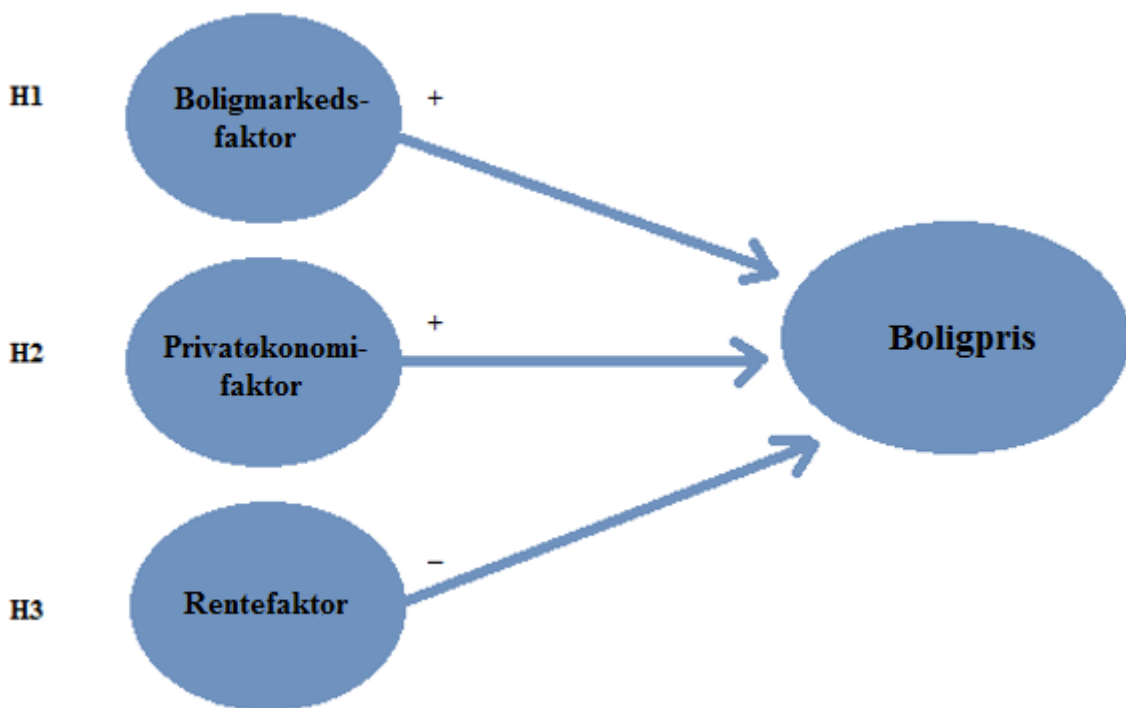
Tabellen viser hvordan de observerte indikatorene vil gruppere seg til hver enkelt faktor. Tallene i fet skrift viser hvilke indikatorer som tilhører den aktuelle faktoren.

I tabell 5 fremkommer det at 71.254 % av variansen til indikatorene blir forklart av de tre underliggende faktorene med egenverdi over 1. Dette anses som høyt, ettersom det er vanlig å kreve at de underliggende faktorene forklarer minst 50 % av variansen, i variablene som faktoranalyseres (Ringdal, 2013). Av tabell 6 kan man se at variablene historisk boligpris, leiepris, fullførte boliger og byggekostnad grupperer seg i samme komponent. Dette betyr at disse variablene har en høy innbyrdes korrelasjon mellom seg, og er videre en indikasjon på en underliggende faktor (Eikemo og Clausen, 2007). Som forventet, er dette alle variablene som har direkte tilknytning til boligmarkedet, og vi har derfor valgt å kalle denne faktoren for boligmarkedsfaktoren. Alle variablene i boligmarkedsfaktoren har positive faktorladninger, noe som indikerer at de korrelerer positivt med boligmarkedsfaktoren. Variabelen byggekostnad har relativt høye faktorladninger til alle komponentene. Siden byggekostnad har

høyest faktorladning til boligmarkedsfaktoren, har vi valgt å inkludere den i denne faktoren. Dette stemmer også overens med forventningene vi hadde i forkant av analysen. Variablene konsum og årslønn grupperer seg videre sammen i komponent 2, begge med positive ladninger. Vi har valgt å kalle denne faktoren for privatøkonomifaktoren, siden begge indikatorene omhandler husholdningenes økonomi. Til slutt kan man se at renten legger seg alene i komponent 3. Den siste faktoren har derfor fått navnet rentefaktoren.

4.3 Utvikling av teoretisk modell

I dette delkapittelet presenteres forskningshypotesene for hvordan de tre underliggende faktorene påvirker boligprisene.



Figur 9: Våre hypoteser.

Figuren viser forskningshypotesene våre for hvordan de tre underliggende faktorene påvirker de norske boligprisene på kort sikt.

4.3.1 Hypotese på boligmarkedsfaktoren

Med utgangspunkt i den eksplorative faktoranalysen kom vi frem til boligmarkedsfaktoren, bestående av indikatorene historisk boligpris, leiepris, fullførte boliger og byggekostnad. Ut fra økonomisk teori forventes det at historisk boligpris har positiv sammenheng med boligprisen, da man vanligvis ser konjunkturer i boligmarkedet der prisene beveger seg i

samme retning over flere år. Med utgangspunkt i teori forventes det også at leiekostnad og byggekostnad har positiv sammenheng med boligprisene. Et dyrere leiemarked antas å føre flere aktører over til eie-markedet, noe som gir press på boligprisene. Ved økte byggekostnader antas det at færre boliger blir bygget, noe som også vil gi et press på boligprisene. Med bakgrunn i korrelasjonsmatrisen antar vi videre en positiv sammenheng mellom fullførte boliger og boligprisene.

Siden alle indikatorene i boligmarkedsfaktoren antas å ha positiv påvirkning på boligprisene og siden alle indikatorene korrelerer positivt med boligmarkedsfaktoren, er det naturlig å forvente at boligmarkedsfaktoren påvirker boligprisene positivt. Hypotesen på boligmarkedsfaktoren blir dermed:

H₁: Boligmarkedsfaktoren har en positiv påvirkning på boligprisene

4.3.2 Hypotese på privatøkonomifaktoren

Den eksplorative faktoranalysen grupperte variablene lønn og konsum i samme underliggende faktor. Økonomisk teori tilsier at en økning i lønn vil føre til at mer penger brukes på bolig, og at lønn derfor har en positiv sammenheng med boligprisene. Videre antas det også en positiv sammenheng mellom konsum og boligprisene, da økt konsum fører til høyere boligkonsum og dermed høyere boliggetterspørsel.

Oppsummert forventer vi positiv påvirkning på boligprisene av konsum og lønn. Fra faktoranalysen ser vi i tillegg at begge disse variablene korrelerer positivt med privatøkonomifaktoren. Det antas derfor at privatøkonomifaktoren påvirker boligprisene positivt. Hypotesen for privatøkonomifaktoren blir dermed:

H₂: Privatøkonomifaktoren har en positiv påvirkning på boligprisene

4.3.3 Hypotese på rentefaktoren

Den eksplorative faktoranalysen grupperte variabelen rente i en egen faktor. Vi har valgt å kalle den siste faktoren for rentefaktoren, siden det kun er renten som inngår her.

Korrelasjonsmatrisen viser en svært svak positiv korrelasjon mellom renten og boligprisene. Siden denne verdien er tilnærmet lik null, velger vi å ta utgangspunkt i tidligere forskning og

økonomisk teori. Ifølge økonomisk teori fører økt rente til økte boliglånskostnader, som igjen bidrar til at boligprisene synker. Det forventes derfor at rentefaktoren har en negativ påvirkning på boligprisen, med følgende hypotese:

H₃: Rentefaktoren har en negativ påvirkning på boligprisene

4.4 Forskningsmodellen

Vi vil i dette delkapittelet presentere den teoretiske forskningsmodellen. Forskningsmodellen vises i figur 10. Boligmarkedsfaktoren, privatøkonomifaktoren og rentefaktoren er de tre underliggende uavhengige faktorene i modellen. Disse faktorene noteres med det greske symbolet ξ_i (ksi). De observerbare avhengige indikatorene til ksiene noteres med $X_1 - X_7$. Videre noteres faktorladningene mellom indikatorene X_i og de underliggende uavhengige faktorene med λ_{ij} , hvor i refererer til X-variabelen og j refererer til den underliggende faktoren. γ_{ij} er notasjonen til strukturladningene mellom η (eta) og ξ_i , hvor η er den avhengige latente variabelen, som her er observerbar fordi den måles direkte via den avhengige observerbare variabelen Y , som er den norske boligprisindeksen. δ_i representerer feilledet til de observerbare indikatorene X_i , mens ζ representerer feilledet til η . Målemodellen og strukturmodellen uttrykkes gjennom et sett av likninger og matriser, som viser relasjonene mellom variablene. Disse presenteres nedenfor.

Definisjon av variablene i modellen:

Y: boligpris

X₁: Boligpris_{t-1}

X₂: Leiepris

X₃: Fullførte boliger

X₄: Byggekostnad

X₅: Årslønn

X₆: Konsum

X₇: Rente

Målemodell for x:

$$X = \lambda_x \xi + \delta$$

Ligningene i målemodellen:

$$X_1 = \lambda_{11} \xi_1 + \delta_1$$

$$X_2 = \lambda_{21} \xi_1 + \delta_2$$

$$X_3 = \lambda_{31} \xi_1 + \delta_3$$

$$X_4 = \lambda_{41} \xi_1 + \delta_4$$

$$X_5 = \lambda_{52} \xi_2 + \delta_5$$

$$X_6 = \lambda_{62} \xi_2 + \delta_6$$

$$X_7 = \lambda_{73} \xi_3 + \delta_7$$

Vi har satt λ_{73} lik 1 siden ξ_3 måles direkte via X_7 .

Målemodellen på matriseform:

$$\begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ X_4 \\ X_5 \\ X_6 \\ X_7 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & 0 & 0 \\ \lambda_{21} & 0 & 0 \\ \lambda_{31} & 0 & 0 \\ \lambda_{41} & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_{52} & 0 \\ 0 & \lambda_{62} & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_{73} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \\ \xi_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \\ \delta_5 \\ \delta_6 \\ \delta_7 \end{bmatrix}$$

Strukturmodellen:

$$\eta = \Gamma \xi + \zeta$$

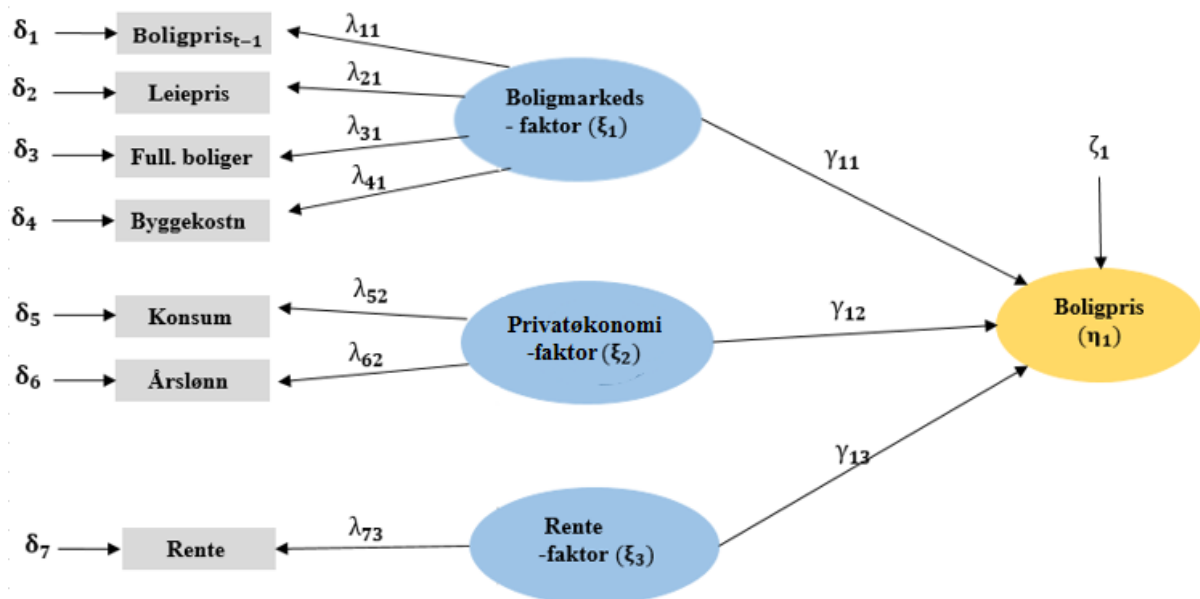
Ligning i strukturmodellen:

$$\eta = \gamma_{11} \xi_1 + \gamma_{12} \xi_2 + \gamma_{13} \xi_3 + \zeta$$

Vi har satt $\eta=Y$, siden η måles direkte via Y .

Strukturmodellen på matriseform:

$$[\eta_1] = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \gamma_{12} & 0 \\ 0 & 0 & \gamma_{13} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \\ \xi_3 \end{bmatrix} + [\zeta_1]$$



Figur 10: Forskningsmodell bestående av måle- og strukturmodell

Figuren viser forskningsmodellen med tilhørende parametere som skal estimeres gjennom SEM-analysen i LISREL. λ_{ij} er faktorladningene mellom indikatorene, altså x variablene, og de underliggende faktorene, γ_{ij} er faktorladningene mellom de underliggende faktorene og η , altså boligprisen. δ_i er de observerte indikatorens feilledd, mens ζ er feilleddet til η .

4.5 Resultater fra analysen

I dette delkapittelet presenteres resultatene fra SEM-analysen, hvor den estimerte måle- og strukturmodellen blir gjennomgått.

4.5.1 Estimert måle- og strukturmodell

Måle- og strukturmodellen er estimert ved bruk av en SEM-analyse i LISREL. Vi vil i dette avsnittet presentere tabeller med parameterestimaterne for måle- og strukturmodellen. Tallene i tabell 7 og tabell 8 er hentet fra outputen i LISREL (Se appendix A, Output for estimering av modellen i LISREL).

Målemodell for x:

Tabell 7: Oppsummeringstabell for parameterestimaten i målemodellen

Indikator	Parameter	Standardisert faktorladning	Standardfeil	T-verdi
Boligpris _{t-1}	λ_{11}	0.777	0.142	5.467*
Leiepris	λ_{21}	0.704	0.146	4.830*
Fullførte boliger	λ_{31}	0.604	0.151	4.004*
Byggekostnad	λ_{41}	0.494	0.156	3.160*
Lønn	λ_{52}	0.489	0.142	3.458*
Konsum	λ_{62}	0.999	0.107	9.371*
Rente	λ_{73}	1	-	-
Varians feilledd1	δ_1	0.396	0.133	2.986*
Varians feilledd2	δ_2	0.505	0.141	3.591*
Varians feilledd3	δ_3	0.635	0.156	4.058*
Varians feilledd4	δ_4	0.756	0.174	4.341*
Varians feilledd5	δ_5	0.761	0.162	4.689*
Varians feilledd6	δ_6	0.001	-	-
Varians feilledd7	δ_7	-	-	-
Korrelasjon ξ_1, ξ_2	ϕ_{12}	-0.020	0.172	-0.114
Korrelasjon ξ_1, ξ_3	ϕ_{13}	0.068	0.171	0.399
Korrelasjon ξ_2, ξ_3	ϕ_{23}	0.072	0.151	0.476

* Signifikant på 5% signifikansnivå.

Tabellen viser variablenes standardiserte faktorladninger med tilhørende standardfeil og t-verdi for parameterestimaten λ_{ij} i målemodellen for x. Med en frihetsgrad på antall observasjoner - antall observerte variabler = 44-8 = 36, får vi en kritisk verdi på 2.02 i t-testene for faktorladningene, med et signifikansnivå på 5 %. I tabellen presenteres også variansen til feilleddene og korrelasjonene mellom de underliggende uavhengige faktorene.

Faktorladningene kan tolkes som korrelasjonene mellom de observerbare variablene og faktorene. Det fremkommer av tabell 7 at alle er godt over 0.4, som ofte brukes som et minstekrav for en tilfredsstillende målemodell (Ringdal, 2013). Dette tyder på en god og reliabel målemodell. Selv om de underliggende faktorene er funnet ved bruk av en eksplorativ faktoranalyse, er det likevel ikke en selvfølge at faktorladningene i målemodellen er signifikante. Vi ser at alle t-verdiene til parameterestimaten λ_{ij} er større enn den kritiske verdien på 2.02. Dette tyder dermed på at variablene historisk boligpris, leiekostnad, fullførte boliger og byggekostnad er signifikante indikatorer for ξ_1 (boligmarkedsfaktoren). Videre ser

vi at årslønn og konsum er signifikante indikatorer for ξ_2 (privatøkonomifaktoren). Siden ξ_3 (rentefaktoren) måles direkte via renten er feilleddet satt lik 0. Vi får derfor ikke opp standardfeil og t-verdier for variabelen rente.

Når det gjelder variansen til feilleddene, ser vi at disse er signifikante for alle variablene. Siden forklaringsgraden til konsum opprinnelig var høyere enn 1, er variansen til feilleddet til denne variabelen satt lik 0.001. Vi får derfor ikke opp t-verdier og standardfeil her.

Tabell 7 viser videre korrelasjonene mellom de tre faktorene, og vi ser her at vi har relativt lave korrelasjoner mellom faktorene. Korrelasjonen mellom boligmarkedsfaktoren og privatøkonomifaktoren er svak negativ, mens korrelasjonen mellom boligmarkedsfaktoren og rentefaktoren, samt privatøkonomifaktoren og rentefaktoren er svak positiv. Ingen av disse korrelasjonene er signifikante.

Strukturmodellen:

Tabell 8: Oppsummeringstabell for parameterestimaten i strukturmodellen.

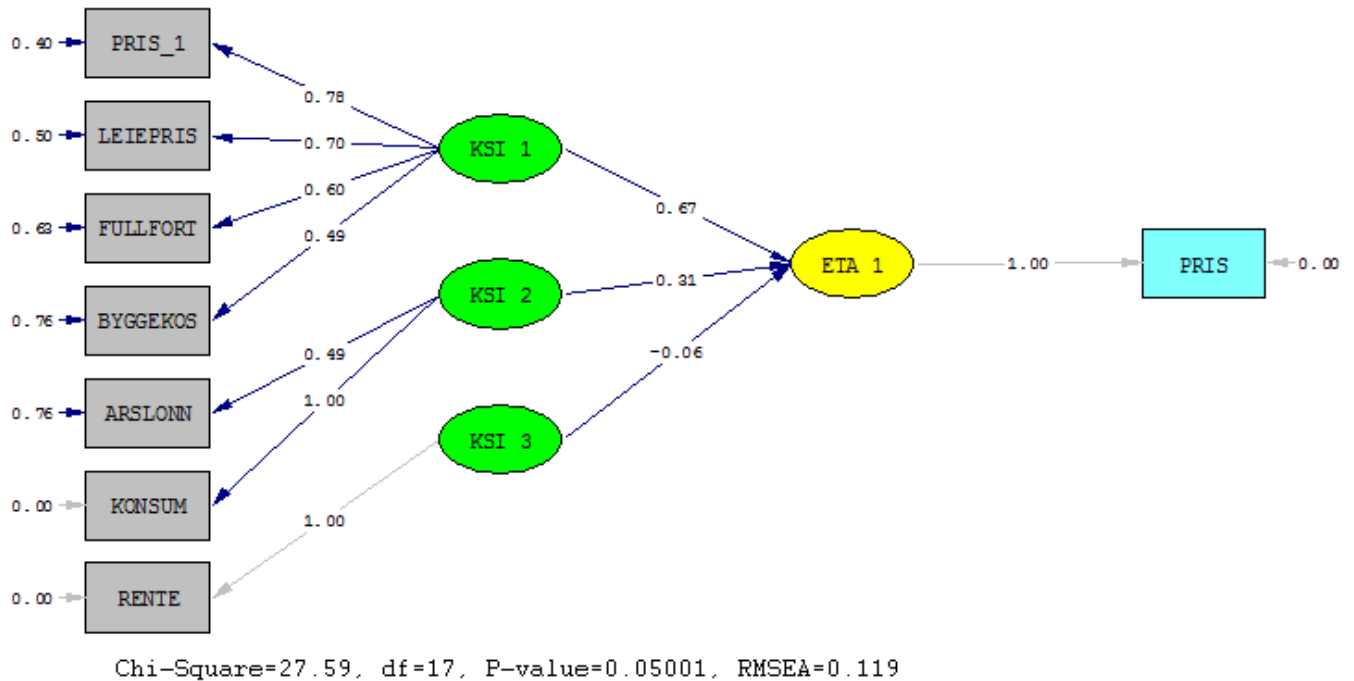
	Parameter	Standardisert faktorladning	Standardfeil	T-verdi
Boligmarkedsfaktor	Υ_{11}	0.673	0.140	4.815*
Privatøkonomifaktoren	Υ_{12}	0.313	0.121	2.576*
Rentefaktor	Υ_{13}	-0.062	0.117	-0.526
Variansen til feilleddet til boligprisen	ψ_1	0.462	0.129	3.588*

* Signifikant på 5% signifikansnivå.

Tabellen viser de standardiserte faktorladningene i strukturmodellen, med tilhørende standardfeil og t-verdier. Variansen til feilleddet til boligprisen er også presentert.

I tabell 8 kan man se at alle de tre faktorladningene i strukturmodellen har riktig fortegn i forhold til våre hypoteser. Faktorladningene til boligmarkedsfaktoren og privatøkonomifaktoren har begge en signifikant positiv verdi, mens faktorladningen til rentefaktoren har en ikke-signifikant negativ verdi. Boligmarkedsfaktoren har en relativt høy faktorladning, mens faktorladningen til rentefaktoren er relativt lav. Dette betyr at det er boligmarkedsfaktoren som forklarer mest av variansen til de norske boligprisene, privatøkonomifaktoren forklarer nest mest, mens rentefaktoren forklarer minst. Videre ser vi at variansen til feilleddet til boligprisen har en verdi på 0.462, og at denne er signifikant. Denne verdien indikerer mengden uforklart varians i de norske boligprisene. I figur 11

presenteres den estimerte SEM-modellen i form av et stidiagram. (Se appendix A, Output for estimering av modellen i LISREL).



Figur 11: Estimert modell, LISREL stidiagram.

I figuren presenteres den estimerte modellen, i form av et stidiagram. Til venstre vises målemodellen med de estimerte faktorladningene og feilleddene til de observerte variablene. Til høyre i figuren vises også strukturmodellens faktorladninger til boligprisen. De blå pilene viser parameterne som er estimert, mens de grå pilene viser de fikserte parameterne.

4.6 Modellens tilpasning

Tilpasningsmålene indikerer i hvilken grad den spesifiserte modellen tilpasser det empiriske datamaterialet. Det finnes flere tester og indekser for å evaluere modellens tilpasning, og det er derfor hensiktsmessig å ta utgangspunkt i en simultan vurdering ved å se på flere tester og indekser (Schermelleh-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003). I dette delkapittelet vurderes modellens tilpasning ut fra ulike tilpasningsmål og standardiserte residualer.

4.6.1 Tilpasningsmål

Tilpasningsmålene angir i hvilken grad den spesifiserte modellen tilpasser det empiriske datamaterialet, altså hvor godt teori og empiri samsvarer. Vi har her benyttet kjikvadrat, kjikvadrat-testen, close-fit-testen, RMSEA, GFI, AGFI, NFI, NNFI, CFI og SRMR for å

vurdere modellens tilpasning. Vurderingen er gjort på bakgrunn av generelle tommelfingerregler anbefalt av Schermelleh-Engel, Moosbrugger og Müller (2003). (Se appendix F, Tester og indekser for modellens tilpasning, for nærmere forklaring av de ulike tilpasningsmålene).

Tabell 9: Ulike tilpasningsmål for modellen

Tilpasningsmål	Verdi	Vurdering
χ^2 (C1)	27.586	God tilpasning
χ^2 (C2)	24.429	God tilpasning
χ^2 (C1) p-verdi	0.0500	Godtar modellen
χ^2 (C2) p-verdi	0.1082	Godtar modellen
Close-fit-testen (p-verdi)	0.0972	Godtar modellen
RMSEA	0.119	Dårlig tilpasning
GFI	0.878	Dårlig tilpasning
AGFI	0.742	Dårlig tilpasning
NFI	0.732	Dårlig tilpasning
NNFI	0.768	Dårlig tilpasning
CFI	0.859	Dårlig tilpasning
SRMR	0.0994	Akseptabel tilpasning

Modellen oppsummerer tilpasningsmålene som er brukt for å evaluere hvor godt modellen tilpasser det empiriske datamaterialet. Tallene er hentet fra LISREL outputen (appendix A).

Tallene i tabell 9 er hentet fra LISREL-outputen. (Se appendix A, Output for estimering av modellen i LISREL). Fra tabell 9 kan man se at modellens kjikvadrater ligger på 27.586 og 24.429, med p-verdier på henholdsvis 0.0500 og 0.1082. Det er liten forskjell mellom C1 og C2, og begge har en p-verdi som tilsier at modellen godtas. I modellen har vi 17 frihetsgrader, noe som gir $2 \cdot df = 34$. Begge kjikvadratene er under 34, noe som tyder på en godt tilpasset modell (Schermelleh-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003).

Tabell 9 viser at p-verdien i testen for nære tilpasning ligger på 0.0972, altså over 0.05. Dette betyr at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om nær tilpasning. Dette tyder på at modellen er godt tilpasset det empiriske datamaterialet. RMSEA-indeksen ligger imidlertid på et høyere nivå enn ønskelig, da en verdi nær 0 og helst under 0.05 er ønsket (Schermelleh-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003). Videre får GFI, AGFI, NFI og NNFI lavere verdier enn

ønsket. Både GFI, AGFI og NFI er sensitive for utvalgsstørrelsen. Disse indeksene synker når kompleksiteten i modellen øker, og spesielt dersom det er få observasjoner (Schermele-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003). Vår utvalgsstørrelse på kun 44 observasjoner kan dermed ha bidratt til lavere verdier enn det som er ønskelig for disse indeksene. NNFI korrigerer for små utvalgsstørrelser, og bør derfor brukes ved få observasjoner (Schermele-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003). Vi ser likevel at forskjellen mellom de to indeksene ikke er stor, selv om NNFI er litt bedre enn NFI.

Videre indikerer CFI-indeksen dårlig tilpasning, mens SRMR indikerer akseptabel tilpasning. Oppsummert anses modellens tilpasning som moderat til god når man tar hensyn til få observasjoner og modellens kompleksitet.

4.6.2 Standardiserte residualer

Residualene er den estimerte forskjellen mellom de observerte og predikerte verdiene, og kan være vanskelig å tolke dersom variablene har ulike måleskala. Derfor anbefales det å undersøke de standardiserte residualene. De standardiserte residualene, gitt fra LISREL-outputen (Se Appendix A, Output for estimering av modellen i LISREL), er residual dividert med standardfeil for hver variabel (Schermele-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003).

Tabell 10: Standardiserte residualer.

	Boligpris	Boligpris _{t-1}	Leiepris	Fullførte boliger	Bygge-kostnad	Årslønn	Konsum	Rente
Boligpris	0.000							
Boligpris _{t-1}	-0.516	0.000						
Leiepris	0.678	0.208	0.000					
Fullførte boliger	-0.147	0.529	-0.961	0.000				
Bygge-kostnad	0.219	-0.225	-0.631	1.067	0.000			
Lønn	-0.067	0.165	0.475	1.291	2.137	0.000		
Konsum	0.000	-0.547	0.567	-0.361	0.955	0.000	0.000	
Rente	0.000	-0.073	0.017	-1.028	1.689	-1.197	0.000	0.000

Tabellen viser modellens standardiserte residualer, og er beregnet i LISREL. De standardiserte residualene er hver variabels residual dividert med deres standardfeil.

En god modell bør ha flere standardiserte residualer nær null, da dette indikerer høy korrespondanse mellom elementene i den empiriske og den impliserte kovariansmatrisen (Schermele-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003). Som vi ser av tabell 10 er flere av

verdiene nær null. Standardiserte residualer over en absoluttverdi på 2.58 kan tyde på dårlig tilpasning. Dette er ikke tilfelle, da den høyeste verdien ligger på 2.137.

Oppsummert viser flere tilpasningsmål god eller moderat tilpasning, i tillegg til at vi har lave standardiserte residualer. Oppsummert anses modellens tilpasning som moderat til god, når det tas hensyn til utvalgsstørrelsen og modellens kompleksitet.

4.7 Reliabilitet

I dette avsnittet vil ulike reliabilitetsmål bli gjennomgått. Vi vil se på forklaringsgraden R^2 , cronbach's alpha, composite reliability (CR) og average variance extracted (AVE), for å evaluere modellens reliabilitet. (Se appendix G, Reliabilitet og Validitet, for nærmere beskrivelser av de ulike målene på reliabilitet).

Tabell 11: Forklaringsgrader i modellen

Variabel	R^2
Boligpris _{t-1}	0.604
Leiepris	0.495
Fullførte boliger	0.365
Byggekostnad	0.244
Årslønn	0.239
Konsum	0.999
Rente	1.000
Strukturligning	0.538

Tabellen viser de ulike indikatorenes forklaringsgrader, og forteller hvor mye av variansen i de ulike indikatorene som forklares av tilhørende underliggende faktor. Tabellen viser også strukturligningens forklaringsgrad. Denne forteller hvor mye av variansen i de norske boligprisene som forklares av de tre underliggende faktorene.

Tabell 11 viser at indikatorene historisk boligpris og konsum har forklaringsgrader over 0.5, noe som indikerer høy reliabilitet (Ringdal, 2013). Forklaringsgraden til historisk boligpris sier at 60.4 % av variansen i de historiske boligprisene forklares av boligmarkedsfaktoren. Forklaringsgraden til konsum forteller på samme måte at hele 99.9 % av variansen i konsum forklares av privatøkonomifaktoren.

Leiepris og fullførte boliger har begge forklaringsgrader over 0.35, noe som anses som moderat (Ringdal, 2013). Boligmarkedsfaktoren forklarer henholdsvis 49.5 % og 36.5 % av variansen i leiepris og fullførte boliger.

De laveste forklaringsgradene har vi for indikatorene byggekostnad og årslønn. 24.4 % av variansen i byggekostnader forklares av boligmarkedsfaktoren, mens 23.9 % av variansen i årslønn forklares av privatøkonomifaktoren. Dette anses som relativt lave forklaringsgrader (Ringdal, 2013).

Videre ligger strukturligningens forklaringsgrad på 0.538. Dette anses som relativt høyt, og indikerer at 53.8 % av variansen i de norske boligprisene forklares av de tre underliggende faktorene boligmarkedsfaktoren, privatøkonomifaktoren og rentefaktoren.

Tabell 12: Oversikt over cronbach's alpha

	Cronbach's alpha
Boligmarkedsfaktor	0.7354
Privatøkonomifaktor	0.6568
Rentefaktor	-

Tabellen viser de underliggende faktorenes cronbach's. Verdier over 0.7 tyder på god reliabilitet (Ringdal, 2013). For rentefaktoren har ikke verdien blitt regnet ut, siden denne faktoren bare består av renten.

Det andre reliabilitetsmålet som er brukt er cronbach's alpha. Tabell 12 viser at boligmarkedsfaktorens cronbach's alpha er 0.7354. Verdien er over 0.7, noe som tyder på god reliabilitet (Ringdal, 2013). Verdier over 0.9 kan tyde på at man måler liten bredde i faktoren. Analysen tyder på at dette ikke er tilfelle i vår modell, da alle verdiene er under 0.9. For privatøkonomifaktoren ser vi imidlertid at verdien ligger under 0.7. Dette kan komme av at vi bare har fått to variabler som indikatorer for privatøkonomifaktoren. Rentefaktoren har ingen cronbach's alpha siden den måles direkte via renten. (Se appendix H, Beregninger av CR, AVE og cronbach's alpha).

Videre har vi beregnet både composite reliability (CR) og average variance extracted (AVE) for hver uavhengig underliggende faktor. Beregningen tar utgangspunkt i de standardiserte estimatene, og vi får derfor ikke beregnet disse for rentefaktoren.

Tabell 13: Oversikt over CR og AVE for de underliggende faktorene i modellen

Latent faktor	CR	AVE
Boligmarkedsfaktor	0.7437	0.4270
Privatøkonomifaktor	0.7440	0.6188
Rentefaktor	-	-

Tabellen viser verdiene for composite reliability (CR) og average variance extracted (AVE). Verdier over henholdsvis 0.6 og 0.5 tyder på god reliabilitet ifølge Fornell og Larcker (1981). CR og AVE for rentefaktorene har ikke blitt beregnet, siden rentefaktoren måles direkte via renten.

Ut fra tabell 13 har både boligmarkedsfaktoren og privatøkonomifaktoren CR verdier over 0.6. Privatøkonomifaktoren har også en AVE-verdi over 0.5. Ifølge Fornell og Larcker (1981) tyder dette på god reliabilitet. For boligmarkedsfaktoren ligger AVE-verdien på 0.4270, som er litt under det ønskelige. (Se i appendix H, Beregninger av CR, AVE og cronbach's alpha).

Som vi har vist tidligere ligger alle de standardiserte faktorladningene for indikatorene i målemodellen over 0.4. Dette tyder på en reliabel målemodell (Ringdal, 2013).

Forklaringsgradene til indikatorene varierer fra lav-moderat til høy. Videre har vi en relativt høy forklaringsgrad for strukturmodellen på 0.583. Totalt sett gir reliabilitetsmålene en indikasjon på at modellen har god til moderat reliabilitet.

4.8 Validitet

I modellen går reliabiliteten på egenskaper ved de målte indikatorene, mens validiteten går på relasjonen mellom indikatorene og det teoretiske begrepet. Siden det ikke finnes konkrete mål på validitet, kan ikke validitet måles like enkelt som reliabilitet. For å sikre god validitet er det viktig å være nøyaktig på at man måler det man faktisk ønsker å måle (Ringdal, 2013).

Modellens måleinstrument består av 4 indikatorer for boligmarkedsfaktoren og 2 indikatorer for privatøkonomifaktoren. Videre måles rentefaktoren direkte gjennom renten, det vil si at rentefaktoren ikke har måleskala og kan betraktes som observerbar. Privatøkonomifaktoren kunne med fordel ha bestått av flere indikatorer, men dette lot seg ikke gjøre da flere av indikatorene vi ønsket å inkludere ikke tilpasset seg i modellen.

I studien er det brukt mye tid på å velge ut variabler i modellen, for å best mulig kunne fange opp hva som driver de norske boligprisene på kort sikt. Vi har testet ulike kombinasjoner av variabler i forbindelse med den eksplorative faktoranalysen for å finne de mest hensiktsmessige variablene og grupperingen dem imellom. Ettersom SEM-analysen er basert

på den eksplorative faktoranalysen er det rimelig å anta at begrepsvaliditeten er god. I den eksplorative faktoranalysen fra tabell 6, kan man se at faktorladningene er over 0,4. Dette er også med på å sikre begrepsvaliditeten i modellen (Ringdal, 2013). Oppsummert anser vi modellens validitet for å være god.

4.9 Diskusjon

Vi vil i dette delkapittelet diskutere problemstillingen opp mot resultatene, og resultatene opp mot tidligere forskning og økonomisk teori. Her vil også utfordringer ved modellen, og dens svake sider, bli diskutert. Avslutningsvis går vi gjennom utelatte variabler i et eget avsnitt.

4.9.1 Diskusjon av resultater og funn

I studien er det gjennomført en SEM-analyse, noe som er lite utbredt blant tidligere forskning på boligmarkedet. SEM-analysen har bidratt til å synliggjøre underliggende faktorer. Dette gjør modellen mer kompleks, sammenlignet med bruk av tradisjonell regresjon. Ved bruk av regresjonsanalyse i denne studien ville vi kun undersøkt hver enkelt variabels direkte effekt på de norske boligprisene. De underliggende faktorene, som skal forklare de norske boligprisene på kort sikt inneholder indikatorene historisk boligpris, leiepris, fullførte boliger, byggekostnad, årslønn, konsum og rente.

Med utgangspunkt i faktoranalysen kom vi frem til tre underliggende faktorer som skal være med på å forklare utviklingen i de norske boligprisene på kort sikt. Dette er boligmarkedsfaktoren, privatøkonomifaktoren og rentefaktoren. Alle faktorladningene for disse tre faktorene har riktig fortegn i forhold til våre hypoteser. Av tabell 8 fant vi at både boligmarkedsfaktoren og privatøkonomifaktoren er signifikante, mens rentefaktoren ikke er signifikant. Dette medfører at av de tre faktorene, er det kun boligmarkedsfaktoren og privatøkonomifaktoren analysen indikerer er med på å forklare variansen i de norske boligprisene på kort sikt. Dette skiller seg fra mastergradsavhandlingen til Skattum og Tennøy (2014), som kun viste signifikant boligmarkedsfaktor.

Utvalget i studien bestod opprinnelig av 46 observasjoner, men ble redusert til 44. Dette fordi vi opererer med variabler på differanseform, og fordi observasjonene for boligprisene er forskjøvet ett år for å konstruere variabelen historiske boligpriser. En større utvalgsstørrelse

ville sannsynligvis gitt oss en bedre og mer troverdig modell. Ved gjennomføring av en SEM-analyse ønsker man helst et utvalg på 100-200 observasjoner (Bowen og Guo, 2012).

I løpet av analysearbeidet testet og sammenlignet vi mange ulike modeller, hvor formålet var å komme frem til en forklaringsmodell som både har gode statistiske mål, og godt samsvar med økonomisk teori. Det er ikke ønskelig med gode statistiske tilpasningsmål, dersom grupperingen av variablene eller faktorladningenes fortegn ikke stemmer overens med tidligere forskning og teori.

Forklaringsgraden til strukturligningen ligger på 53.8 %, noe som betyr at de tre latente faktorene i modellen forklarer 53.8 % av variansen i de norske boligprisene på kort sikt. Selv om vi ikke kan si noe om hvor mye hver enkelt faktor forklarer av variansen, kan vi ut fra estimatene for gamma-parameterne, i tabell 8, se hvilken faktor som forklarer mest.

Boligmarkedsfaktoren forklarer mest av boligprisenes varians. En forklaring kan være at dette er faktoren med flest indikatorer. Videre ser vi at privatøkonomifaktoren, som inneholder indikatorene konsum og årslønn forklarer nest mest av variansen i boligprisene, mens rentefaktoren forklarer minst. Alle faktorladningene for indikatorene er signifikante. Dette er med på å gi oss en reliabel og god målemodell.

Forståelse for rentefaktoren

Ut fra forskningen til både Jacobsen og Naug (2004b) og McCarthy og Peach (2004) forventet vi på forhånd at rentefaktoren skulle ha relativt sterk negativ påvirkning på boligprisene.

Jacobsen og Naug (2004b) fant at renten var en av de viktigste forklaringsvariablene for de norske boligprisene. I følge McCarty og Peach (2004) økte boligprisene i USA i takt med reduserte utlånsrenter. Økonomisk teori tilsier også at boligprisene synker ved renteøkninger, gjennom hvor mye en kan ta opp i boliglån. I tabell 4 ser vi en nærmest ikke-eksisterende korrelasjon mellom renten og de norske boligprisene. I alle modellene som ble testet fikk vi også en lav verdi for parameterestimatet for rentefaktorens påvirkning på boligprisene, og den ble heller ikke signifikant. For å få en bedre forståelse for dette resultatet valgte vi å undersøke renteutviklingen nærmere.

Grafene for boligpris- og renteutviklingen viser at i perioden 1970-1987 har både boligprisene og rentenivået vært preget av en økende trend. Denne renteøkningen i starten av perioden kan forklares av høykonjunkturen i den norske økonomien, som varte fram til 1987 da bankkrisen

inntraff. Etter bankkrisen og fram til i dag har rentenivået hatt en synkende trend, mens boligprisene har økt. Renten har altså hatt positiv korrelasjon med boligprisene fram til bankkrisen, for så å ha en negativ korrelasjon resten av perioden. Dette kan ha bidratt til at rentefaktoren har fått en svak ikke-signifikant negativ påvirkning på boligprisene.

I løpet av analyseperioden har vi også hatt endringer i pengepolitikken, dette gjelder særlig det pengepolitiske skiftet i år 2001. Renten gikk fra å være et virkemiddel for å ivareta stabile valutakurser, til å styres etter et inflasjonsmål. Dette kan også være en del av forklaringen på hvorfor vi ikke fikk de forventede resultatene for rentefaktoren. I studien til Jacobsen og Naug (2004b) analyserte de perioden 1990-2004. I denne perioden ser vi tydelig at rentenivået og boligprisene har utviklet seg i motsatt retning. Dette kan være med på å forklare hvorfor de har fått en høy forklaringsgrad for renten. For å ta høyde for skiftet i pengepolitikken forsøkte vi å legge inn en dummyvariabel i rentefaktoren. Dette fungerte dårlig, da rentefaktorens påvirkning forble lav og ikke-signifikant, samtidig som modellens tilpasningsmål ble dårligere.

Videre testet vi en modell hvor inflasjon ble inkludert som en indikator i rentefaktoren. Dette fungerte heller ikke, da alle tilpasningsmålene ble dårligere. Vi testet også en modell med både inflasjon og BNP inkludert i rentefaktoren. Dette førte ikke til en forbedring av modellen, snarere tvert imot. For å få ut t-verdier og standardfeil ble vi nødt til å fiksererenten. Dette på grunn av negative verdier for variansen til rentens feilledd. Vi forsøkte videre en modell hvor vi erstattet rente med historisk rente, altså en lagget variabel av renten. Selv om rentefaktoren fikk større negativ påvirkning på boligprisene, ble den fortsatt ikke signifikant. Tilpasningsmålene ble også generelt dårligere for denne modellen.

Videre testet vi en modell med nominell rente. Dette gjorde vi på grunn av pengeillusjon, som innebærer at folk tenker i nominelle størrelser heller enn reelle (Shafir, Diamond og Tversky, 1997). Nominell rente kan derfor antas å ha like stor betydning på boligprisene som den reelle renten. I denne modellen fikk rentefaktoren en ikke-signifikant positiv påvirkning på boligprisene. Selv om tilpasningsmålene ble bedre, ønsket vi ikke å ha en modell som ikke stemmer overens med økonomisk teori.

Som et siste forsøk kjørte vi modellen uten rente. Resultatet var en alternativ modell med litt bedre tilpasningsmål. Forskjellene var likevel så små at det ikke ville endret konklusjonen om modellens tilpasning. De standardiserte residualene hadde i tillegg litt høyere verdier i denne

modellen. Med så små forskjeller, og siden renten er en viktig forklaringsvariabel for boligprisene ut fra tidligere forskning og økonomisk teori, valgte vi å gå for en modell som inkluderer renten.

Svake sider ved studien

Til tross for at vi har utviklet en god modell vil det alltid foreligge svakheter ved en analyse. Den største begrensningen ved denne studien, er etter vår mening liten utvalgsstørrelse. Vi har brukt årlige data fra 1970 til 2015. For å få rundt 200 observasjoner måtte vi ha funnet datamateriale helt tilbake til 1815, eller brukt kvartalsvise eller månedlige data. Ved bruk av månedlige data ville vi fått 528 observasjoner, noe som anses som et høyt antall ved gjennomføring av SEM (Bowen og Guo, 2012). For flere av variablene i modellen fant vi verken kvartalsvise eller månedlige data. Ved å konstruere månedlige eller kvartalsvise data selv, ville datamaterialet blitt “skapt av oss”, noe vi ikke ønsket. Samtidig var vi interessert i å se på utviklingen over tid, ikke de små svingningene i løpet av året. Valget falt derfor på å bruke årlige data.

En annen svakhet ved studien er at ikke alle variablene nødvendigvis er sammenlignbare. Analysen tar i utgangspunktet for seg Norge som helhet, men for variabelen leiepris, som vi ikke har nasjonale data for, har vi forutsatt at utviklingen i Oslo har vært noenlunde som på landsbasis. Leieprisindeksen for Oslo konstruert av Are Oust (Oust, 2013) er derfor blitt brukt.

4.9.2 Utelatte variabler

I tillegg til variablene vi har med i modellen, ønsket vi å inkludere flere variabler vi mener kan være med på å drive boligprisene i Norge på kort sikt. Strukturlikningens forklaringsgrad ligger på 0.538, noe som i utgangspunktet anses som høyt. Siden denne ønskes så nærme 1 som mulig, kan det likevel tyde på at vi mangler variabler i modellen (Ringdal, 2013). Vi har utelatt variabler som ikke ville tilpasse seg i modellen vår, variabler vi ikke har funnet tilgjengelige data for og variabler som er vanskelig å tallfeste. Boligmarkedet er komplekst, og vi er klar over at det i tillegg kan finnes flere variabler enn de vi har tenkt på, som er med på å drive boligprisene på kort sikt. Siden vi har tatt utgangspunkt i tidligere forskning og teori antas det likevel at vi har inkludert de viktigste variablene.

Variabler som ikke ville tilpasse seg i modellen

For det første har vi variabler som ikke ville tilpasse seg i modellen. Dette gjelder variablene MSCI, BNP, folkemengde, arbeidsledighet og inflasjon.

MSCI Norway Total Return Index måler avkastningen for de ti største børsnoterte selskapene i Norge, og omfatter 85 % av aktiviteten på Oslo Børs (MSCI, 2017). Siden aksjemarkedet gjenspeiler hvor godt den norske økonomien går som helhet, mener vi dette er en variabel som kan være med på å drive de norske boligprisene. MSCI la seg, i likhet med renten, i en egen faktor. Dette resulterte i fire faktorer i SEM-analysen, hvor verken rentefaktoren eller faktoren med MSCI ble signifikante. I tillegg fikk vi en negativ faktorladning fra faktoren med MSCI som indikator til boligprisene. Dette stemmer ikke overens med økonomisk teori, som sier at en forbedring i den norske økonomien som helhet vil føre til boligprisvekst. Forklaringsgraden til strukturligningen ble også redusert. Oppsummert førte dette altså til en dårligere modell.

Videre prøvde vi å inkludere BNP som en variabel i modellen. BNP grupperte seg i samme faktor som renten. Denne faktoren ble fortsatt ikke signifikant, samtidig som vi fikk problemer med variabelen rente. Variansen til rentens feilledd ble negativ, noe som gjorde at vi ikke fikk ut t-verdier og standardfeil for modellen. Modellens tilpasning ble altså dårligere.

Folkemengde er også en variabel som fungerte dårlig i modellen. Denne variabelen grupperte også i samme faktor som renten, og variansen til rentens feilledd ble negativt. Vi fikk derfor ikke opp t-verdier og standardfeil for modellen. Vi testet derfor en modell uten rente, men med folkemengde i en egen faktor. Resultatet ble en ikke-signifikant negativ faktorladning fra folkemengde-faktoren til boligprisene. Dette stemmer ikke overens med økonomisk teori som tilsier at økt folkemengde vil føre til høyere boliggetterspørsel og dermed høyere boligpriser dersom tilbudet er gitt. Vi gikk derfor bort fra denne modellen.

Arbeidsledighet har ut fra tidligere forskning, vært en viktig driver for boligprisene. Både Jacobsen og Naug (2004b) og Valentini, Ippoliti og Fontanellas (2013) støtter dette. Arbeidsledigheten berører ikke bare de arbeidsledige i form av lavere inntekt, men den sender også ut et signal til befolkningen om hvilke økonomiske tider vi har i vente. En økning i arbeidsledighet vil derfor føre til mer bekymring rundt fremtidig inntekt. Ved å inkludere arbeidsledighet i modellen ville både denne variabelen og byggekostnad legge seg i

rentefaktoren. Vi fjernet derfor byggekostnad og kjørte faktoranalysen på nytt. Dette resulterte i at arbeidsledighet ville legge seg i privatøkonomifaktoren. Da vi kjørte denne modellen i LISREL ble ikke privatøkonomifaktoren signifikant, og vi fikk dessuten dårligere tilpasning for modellen totalt sett.

I tillegg til å ha testet modeller hvor variablene MSCI, BNP, inflasjon, folkemengde og arbeidsledighet har inngått hver for seg, har vi også testet modeller hvor vi har tatt med alle variablene og ulike kombinasjoner av dem. Ingen av disse modellene tilpasset seg bedre enn modellen vi endte opp med.

Variabler vi ikke har funnet tilgjengelige data for

For det andre har vi utelatt variabler vi ikke har funnet tilgjengelige data for. Vi har valgt å starte analysen i år 1970 for å få med så mange observasjoner som mulig. Variabler som ikke har data så langt tilbake i tid, er dermed blitt ekskludert fra analysen. Dette gjelder blant annet kreditt og hovedindeksen fra Oslo Børs.

I henhold til tidligere forskning (Lei og Lin-zi, 2010) kan investorers spekulasjoner bidra til å øke allerede høye boligpriser på kort sikt, og ifølge Liao et al. (2015) påvirkes boligprisene også av sjokk i utenlandsk investering. Dette er forhold som hadde vært spennende å undersøke videre, men på grunn av vanskeligheter med å finne tilgjengelig data, har vi ikke dette med i analysen.

Variabler som er vanskelig å tallfeste

For det tredje har vi utelatt variabler som er vanskelig å tallfeste. Dette gjelder først og fremst psykologiske fenomener. Forventninger om personlig økonomi og om den norske økonomien som helhet er et slikt psykologisk fenomen som kan være med på å drive boligprisene (Anundsen og Jansen, 2013). En måte å inkludere dette i analysen kunne vært å benytte trendindikatoren til TNS Gallup. TNS Gallup forsøker å måle forventninger gjennom trendindikatoren, som utarbeides i samarbeid med Finans Norge, ved å spørre husholdninger om forventninger til egen inntekt og landets økonomi. Det hadde vært spennende å inkludere denne indikatoren som en variabel i analysen, men ettersom trendindikatoren bare går tilbake til år 1992 har det ikke vært aktuelt. Et annet alternativ for å undersøke hvordan psykologiske fenomener er med på å drive boligprisene kan være å se på hvordan mediene snakker om boligmarkedet. Dette kan for eksempel gjøres gjennom å sammenligne antall medieomtaler

som predikerer økte- og reduserte boligpriser. Medias prognoser kan bli selvoppfyllende, da folk blir villige til å betale mer for en bolig dersom de forventer at boligprisene vil fortsette å stige. På samme måte kan folk bli mer tilbakeholdne dersom de forventer et fall i boligprisene. På grunn av tidsaspektet ved studien valgte vi å ikke konstruere en slik variabel.

Et annet fenomen som er vanskelig å tallfeste, men som vi gjerne skulle inkludert i analysen, er ulike myndighetskrav ved å kjøpe og eie egen bolig. Det hadde blant annet vært interessant å undersøke hvordan endringer i kravene som stilles til det å få boliglån påvirker boligprisene. Også påvirkningen av ulike skatteregler ved å eie i forhold til å leie hadde vært ønskelig å undersøke. Dette er sammensatte fenomener som er vanskelig å tallfeste. Det ville derfor blitt vanskelig å modellere dette i analysen.

Et tredje fenomen som er vanskelig å tallfeste, men som hadde vært interessant å undersøke er urbanisering. Befolkningssammensetningen har forandret seg over tid, med tendenser til at flere mennesker flytter til storbyene. Vi tror boligprisene kan påvirkes av det økte presset i byene, men også dette forholdet er vanskelig å tallfeste. En mulig måte å undersøke urbaniseringen på kunne vært å se på SSB sine data for befolkning i tettsteder, i forhold til landets folkemengde. Dette vil likevel ikke fange opp alle aspektene ved urbanisering, samtidig som datamaterialet for befolkning i tettsteder ikke er tilgjengelig for hele analyseperioden.

4.10 Forslag til videre forskning

Denne studien gir et utgangspunkt for videre forskning innenfor boligmarkedet. Vi har flere forslag til forbedringer og videreutvikling av modellen i denne studien.

Det kan være andre varianter av variablene i modellen som fungerer bedre. Dette gjelder blant annet variabelen fullførte boliger. Ved å benytte boligmasse istedenfor fullførte boliger, hadde vi tatt hensyn til boligene som avgår fra boligmarkedet. Variabelen rente finnes også i ulike varianter. Det kan for eksempel være aktuelt å undersøke effekten av rente etter skatt. Skattesatsen har endret seg i løpet av analyseperioden, noe som kan ha betydning for rentefaktorens påvirkning på boligprisene. Utover dette kan det også være at andre sammensetninger av variablene i modellen fungerer bedre. Arbeidsledighet og folkemengde

ville muligens ha tilpasset seg bedre ved å legge til flere variabler i faktoren med indikatorene konsum og årslønn.

For å få en større utvalgsstørrelse kan man bruke kvartalsvise eller månedlige data. Som nevnt er ikke dette tilgjengelig for alle variablene vi har med modellen, for hele analyseperioden. Man må derfor eventuelt undersøke en kortere tidsperiode eller benytte andre variabler. En større utvalgsstørrelse ville sannsynligvis gi en mer troverdig modell.

For å undersøke rentefaktoren nærmere, kan man analysere en annen tidsperiode. Dersom man bruker kvartalsvise eller månedlige data, får man nok observasjoner til å kunne gjennomføre analysen for en kortere tidsperiode. Særlig perioden etter bankkrisen i 1987 og frem til i dag kunne vært interessant å undersøke. I denne perioden ser man tydelige tendenser til at renten og boligprisene beveger seg i motsatt retning. Det er da sannsynlig at rentefaktoren kunne fått større påvirkning enn i modellen vår. I dette tilfellet kan man også inkludere variablene kreditt, hovedindeksen fra Oslo Børs og trendindikatoren til TNS Gallup, siden det finnes tilgjengelige data for disse variablene i denne perioden.

Et viktig aspekt ved det norske boligmarkedet er at ulike byer har vært preget av ulik boligprisutvikling. Oslo har hatt en sterkere prisvekst enn landsgjennomsnittet, samtidig som boligprisene i Stavanger har hatt en nedgang de siste årene (Eiendom Norge, FINN.no og Eiendomsverdi AS, 2017). I tillegg har boligprisveksten vært høyere i byene enn i distriktene. Det er fortsatt mulig å kjøpe en enebolig for én million kr i Norge, dersom man flytter ut i distriktene. (Marschhäuser, 2017) Denne summen tilsvarer kun 10 % av medianprisen for en enebolig i Oslo, noe som illustrerer hvor store forskjeller det er på landsbasis. Dette er noe vi ikke har tatt hensyn til i analysen, men som kunne gi en bedre forståelse for det norske boligmarkedet og en mer realistisk modell. Vi anbefaler derfor å prøve å ta hensyn til at ulike byer har hatt ulik boligprisutvikling. Dette kan muligens gjøres ved å inkludere dummyvariabler.

5 Konklusjon

Formålet med studien var å besvare problemstillingen:

Hvilke faktorer er med på å drive boligprisene i Norge på kort sikt?

For å besvare problemstillingen er det blitt gjennomførte en SEM-analyse, basert på resultatene fra en eksplorativ faktoranalyse. Analyseresultatene viser at boligmarkedsfaktoren og privatøkonomifaktoren har signifikant positiv påvirkning på de norske boligprisene, mens rentefaktoren har en ikke-signifikant negativ påvirkning. Alle de tre faktorene har riktig fortegn i forhold til våre hypoteser. Modellen konkluderer videre med at de tre underliggende faktorene forklarer 53.8 % av variansen i de norske boligprisene. Siden det bare er boligmarkedsfaktoren og privatøkonomifaktoren som har signifikant påvirkning, er det kun disse analysen indikerer er med på å drive de norske boligprisene på kort sikt. Modellen anses for å ha god til moderat reliabilitet og validitet. Videre anses modellens tilpasning som moderat til god, da det må tas hensyn til modellens kompleksitet og analysens utvalgsstørrelse.

Litteraturliste:

- Algieri, B. (2013) House Price Determinants: Fundamentals and Underlying Factors. *Comparative Economic Studies*, 55 (2), 315-341. DOI: 10.1057/ces.2013.3
- Andreassen, H. M. (2009) Boligmarked og boligpriser. *Praktisk økonomi & finans*. 25(2), 3-11. Tilgjengelig fra: https://www.idunn.no/file/pdf/34611974/pof_2009_02_pdf.pdf
(Lest 15. februar 2017)
- Anundsen, A. K. og Jansen, E. S. (2013) Self-reinforcing effects between housing prices and credit. *Journal of Housing Economics*, 22(3), 192-212. DOI: 10.1016/j.jhe.2013.07.001
- Astrup, K. C. (2015) Kan boligmarkedet temmes? Boligsosial politikk i et markedsbasert system. *Plan. Tidsskrift for samfunnsplanlegging, bolig og byplan og regional utvikling*. Nr. 6/2015 (46), s. 22-25.
- Bagozzi, R. P. og Yi, Y. (1988) On the evaluation of structural equation models. *Journal of the academy of marketing science*, 16(1), s. 74-94.
- Bentler, P. M. (1995) *EQS structural equations program manual*. CA: Multivariate Software.
- Bentler, P. M. og Bonett, D. G. (1980) Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), s. 588-606.
- Boliglånsforskriften. *Forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig*. Forskrift 14.12.2016 nr. 1581.
- Bowen, N. K. og Guo, S. (2012) *Structural Equation Modeling*. United States of America: Oxford University Press.
- Brace, N., Kemp, R. og Snelgar, R. (2006) *SPSS for psychologists: A guide to data analysis using SPSS for windows*.(versjon 12 og 13) L, Erlbaum Assoc.

- Browne, M. W. og Cudeck, R. (1992) Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), s. 230-258.
- Bø, E. E. (2010) Om rentens effekt på konsum og sparing. *Økonomiske analyser*, 29(2), s. 6-10. Tilgjengelig fra: https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/oa_201002/oa2010-2.pdf (Lest 16. februar 2017)
- Carmines, E.G. og Zeller, R.A. (1979) Reliability and validity assessment. *Quantitative Applications in the Social Science*, vol. 17. London: Sage publications.
- Case, K. E., Quigley, J. M. og Shiller, R. J. (2005) Comparing wealth effects: the stock market versus the housing market. *The BE Journal of Macroeconomics*, 5(1), 1.
- Diamantopoulos, A. og Siguaaw, J. A. (2000) *Introducing LISREL*. London: SAGE. Publications Ltd.
- Eiendom Norge (2017) *Den norske boligmodellen*. Tilgjengelig fra: <http://eiendomnorge.no/hovedsaker/den-norske-boligmodellen/> (Lest 18. april 2017)
- Eiendom Norge, FINN.no og Eiendomsverdi AS (2017) *Januar 2017 Eiendom Norges boligprisstatistikk*. Tilgjengelig fra: <http://eiendomnorge.no/wp-content/uploads/2017/02/Boligstatistikk-januar-02.pdf> (Lest 15. februar 2017)
- Eikemo, T. A. og Clausen, T. H. (2007) *Kvantitativ analyse med SPSS: en praktisk innføring i kvantitative analysemetoder* (2.utg.) Trondheim: Tapir akademiske forlag
- Eitrheim, Ø. og Erlandsen, S. K. (2004) House price indices for Norway 1819-2003 (s.372-375). Historical Monetary Statistics for Norway 1819-2003. Norges Banks tidsserie. Nr 35/2004
- Enders, W. (2009) *Applied Econometric Time Series*. (3. utg.) Hoboken: Wiley

Finans Norge (2013) *Husholdningsundersøkelsen 2013*. Tilgjengelig fra:

<https://www.finansnorge.no/aktuelt/sporreundersokelser/husholdningsundersokelsen1/husholdningsundersokelsen-2013/fire-av-ti-far-bolighjelp-fra-foreldre/> (Lest 20. februar 2017)

Finanstilsynet (2016) *Finansielle utviklingstrekk 2016*. Tilgjengelig fra:

https://www.finanstilsynet.no/contentassets/23a4d3291d0c4446a4a18da51f4d0afb/finansielle_utviklingstrekk_2016.pdf (Lest 01. februar 2017)

Fornell, C. og Larcker, D. F. (1981) Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, s. 39-50. DOI: 10.2307/3151312

Forskrift om pengepolitikken. Forskrift 29.03.2001, nr. 278.

Gallin, J. (2008) The Long-Run Relationship Between House Prices and Rents. *Real Estate Economic* 36(4), s. 635-658.

Glass, G. V. og Hopkins, K. D. (1984) *Statistical methods in education and psychology* (2. utg.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.

Gulbrandsen, L. og Langsether, Å. (2003). Family transactions in the Norwegian housing market. *Housing, Theory and Society*, 20(3), s. 137-152. DOI: 10.1080/14036090310017005

Hemnet (2015) *Är svenskarna världens mest hemkära folk? – En kartläggning av bostadsmarknader världen över*. 20.11.15

Hilbers, M. P. L. C., Banerji, A., Shi, H. og Hoffmaister, M. A. W. (2008) *House price developments in Europe: a comparison* (No. 8-211). International Monetary Fund.

Hopkins, K. D. og Weeks, D. L. (1990) Test for normality and measures of skewness and kurtosis. Their place in research reporting. *Educational and Psychological Measurement*, 50(4), s. 717-729.

Husbanken (2017) *Husbankens årsrapporter*. Tilgjengelig fra:

<https://www.husbanken.no/om-husbanken/aarsrapporter/> (Hentet 10. februar 2017)

Jacobsen, D.H., og Naug, B.E. (2004a) Hva påvirker gjeldsveksten i husholdningene? *Penger og kreditt nr. 2/2004*, s. 79-86.

Jacobsen, D.H. og Naug, B.E. (2004b) Hva driver boligprisene? *Penger og kreditt nr. 4/2004*, s. 229-240.

Jairo, I. (2008) The use of structural equation modelling (sem) in capital structure empirical analysis. *KCA Journal of Business Management*, 1(1).

Jöreskog, K. G. og Sörbom, D. (1981) *LISREL V: Analysis of linear structural relationships by maximum likelihood and least squares methods*. Chicago: National Educational Resources.

Jöreskog, K. G. og Sörbom, D. (1993) *LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language*. Scientific Software International, Inc.

Kim, J. O. og Mueller, C. W. (1978) *Factor analysis: Statistical methods and practical issues*. (Sage university paper series on Quantitative issues in the social science). Beverly Hills, CA: Sage university paper.

Kohn, J. og Bryant, S. K. (2011) Factors leading to the US housing bubble: A structural equation modeling approach. *Research in Business and Economics Journal*, 3, D1-D20.

Kotz, S., Johnson, N. L. og Read, C. B. (1982) *Encyclopedia of Statistical Sciences: Vol.: 2.: Classification to Eye Estimate*. John Wiley & Sons.

Krakstad, S. O. og Oust, A. (2015a) Are house prices in the Norwegian capital too high? *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 8(2), 152-168. DOI: 10.1108/IJHMA-08-2014-0034.

- Krakstad, S. O. og Oust, A. (2015b) Long-Run Movements in House Prices. *International Reals Estate Review*. Vol 18(4).
- Lambson, V. E., McQueen, G. R. og Slade, B. A. (2004) Do out-of-state buyers pay more for real estate? An examination of anchoring-induced bias and search costs. *Real Estate Economics*, 32(1), s. 85-126. DOI: 10.1111/reec.2004.32.issue-1
- Larsen, E. R. og Weum, S. (2008) Testing the efficiency of the Norwegian housing market. *Journal of Urban Economics*, 64(2), s. 510-517.
- Lei, F. og Lin-zi, Z. (2010) Monetary policy, foreign speculative funds and house prices in an open economy: Empirical evidences from China. *Management Science and Engineering (ICMSE)*, s. 1646-1651.
- Liao, W. C., Zhao, D., Lim, L. P. og Wong, G. K. M. (2015) Foreign liquidity to real estate market: Ripple effect and housing price dynamics. *Urban Studies*, 52(1), s. 138-158.
- Lorch-Falch, S. (2016) Forholdet mellom leiepriser og boligpriser har aldri vært større. *E24*, 14. november. Tilgjengelig fra: <http://e24.no/privat/eiendom/nhh-professor-forholdet-mellom-leiepriser-og-boligpriser-har-aldri-vaert-stoerre/23840736> (Lest 20. april 2017)
- Marschhäuser, S. H. (2017) Disse tolv husene får du for maks millionen: Hvis du flytter ut på landet. *Aftenposten*, 20. januar. Tilgjengelig fra: <http://www.aftenposten.no/bolig/Disse-tolv-husene-far-du-for-maks-millionen-Hvis-du-flytter-ut-pa-landet-9692b.html> (Lest 28. april 2017)
- Marsden, J. (2015) House prices in London—an economic analysis of London’s housing market. *GLA Economics*.
- McCarthy, J. og Peach, R. W. (2004) Are home prices the next bubble? *FRBNY Economic policy review*, desember 2004, s. 1-17.

MSCI (2017) *MSCI Norway Index (USD)* Tilgjengelig fra:

<https://www.msci.com/documents/10199/9d0f5852-2652-4307-9f60-9fe2724c6e22>

(Lest 02. februar 2017)

Neo, P. H., Ong, S. E. og Tu, Y. (2008) Buyer exuberance and price premium. *Urban Studies*, 45(2), s. 331-345.

Netemeyer, R.G., Sharma, S. og Bearden, W.O. (2003) *Scaling Procedures. Issues and Applications*. Thousand Oaks, California: sage publications.

Nordahl, B. I (2015) Byggegrunn i pressområder – Har kommunene noen rolle? *Plan. Tidsskrift for samfunnsplanlegging, bolig og byplan og regional utvikling*. Nr. 6/2015, s. 16-21.

NOU 2002:2. *Boligmarkedene og boligpolitikken*.

Oust, A. (2013) Rent indices, Oslo 1970-2008. *International Journal of Housing Markets and Analysis*. Vol 6(3).

Regjeringen (2015) *Boligbygging i riktig retning*. Tilgjengelig fra:

<https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/boligbygging-i-riktig-retning/id2423773/> (Lest

21. april 2017)

Ringdal, K. (2013) *Enhet og mangfold – samfunnsvitenskapelig forskning og kvantitativ metode*. 2.utg. Bergen: Fagbokforlaget.

Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H. og Müller, H. (2003) Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Tests of Significance and Descriptive Goodness-of-Fit Measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), s. 23-74

Shafir, E., Diamond, P. og Tversky, A. (1997) Money illusion. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(2), s. 341-374.

- Sharma, S. (1996) *Applied Multivariate Techniques*. 1.utg. Hoboken: John Wiley & Sons.
- Skattum, A. og Tennøy, M. (2014) *Hvilke faktorer er med på å drive boligprisen i Norge på kort sikt?* [Upublisert manuskript]. Mastergradsavhandling. Institusjon: NTNU Handelshøyskolen, tidligere Handelshøyskolen i Trondheim.
- SSB (2016) *Boforhold, levekårsundersøkelsen 2015*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/bygg-bolig-og-eiendom/statistikker/bo/hvert-3-aar/2015-11-25> (Lest 09. februar 2017)
- SSB (2012) *Folke- og bolig tellingen, husholdninger, 2011*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/befolkning/statistikker/fobhushold/hvert-10-aar/2012-12-18> (Lest 15. mars 2017)
- SSB (u.å) *Konsum i husholdninger*. Tilgjengelig fra: <http://www.ssb.no/a/metadata/conceptvariable/vardok/1770/nb> (Lest 25. februar 2017)
- Sæther, J. P. (2008) Boforhold og boligøkonomi: Prisrekord på boliger. *Samfunnsspeilet*, 22 (5-6), s. 61-66. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/sosiale-forhold-og-kriminalitet/sfp/2008-5-6> (Lest 20. februar 2017)
- Thompson, B. (2004) *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Tsai, C., Chen, M. C. og Ma, T. (2008) Modelling house price volatility in the UK by Switching Arch Models. *Applied Economics*, 42(9), s. 1145-1153. DOI: 10.1080/00036840701721133
- Turnbull, G. K. og Sirmans, C. F. (1993) Information, Search and House Prices. *Regional Science and Urban Economics*, 23(4), s. 545-557. DOI: 10.1016/0166-0462(93)90046-H

Valentini, P., Ippoliti, L. og Fontella, L. (2013) Modeling US Housing Prices by Spatial Dynamic Structural Equation Models. *Annals of Applied Statistics*, 7(2), s. 763-798.
DOI: 10.1214/12-AOAS613

Wooldridge, J. M. (2012) *Introductory econometrics: A modern approach*. Nelson Education.

Ørstavik, L. J. (2011) Stopp i lønnsveksten. *Aftenposten*. 12.10. Tilgjengelig fra:
<http://www.aftenposten.no/okonomi/Stopp-i-lonnsveksten-201696b.html> (Lest 15. april 2017)

Appendix

Appendix A - Output for estimering av modellen i LISREL

DATE: 5/ 3/2017
TIME: 8:59

L I S R E L 9.20 (STUDENT)

BY

Karl G. Jöreskog & Dag Sörbom

This program is published exclusively by
Scientific Software International, Inc.
<http://www.ssicentral.com>

Copyright by Scientific Software International, Inc., 1981-2014
Use of this program is subject to the terms specified in the
Universal Copyright Convention.

The following lines were read from file C:\Users\SaraSolberg\Desktop\LISREL\modell151sf.lpj:

```
BOLIGPRISER MODELL
da ni=8 no=44 MA=km
la
Y1 x1 x2 x3 x4 x5 x6 x7
ra fi=MODELL15.1sf
mo ny=1 nx=7 nk=3 ne=1 ga=fu,fi lx=fu,fi ly=fu,fi
fi te 1,1 td 7,7 td 6,6
fr ga 1,1 ga 1,2 ga 1,3
fr lx 1,1 lx 2,1 lx 3,1 lx 4,1 lx 5,2 lx 6,2
va 1 ly 1,1 lx 7,3
va 0.001 td 6,6
pd
ou mi rs ft ef
```

BOLIGPRISER MODELL

```
Number of Input Variables 8
Number of Y - Variables 1
Number of X - Variables 7
Number of ETA - Variables 1
Number of KSI - Variables 3
Number of Observations 44
```

BOLIGPRISER MODELL

Covariance Matrix

	PRIS	PRIS_1	LEIEPRIS	FULLFORT	BYGGEKOS	ARSLONN
PRIS	1.000					
PRIS_1	0.428	1.000				
LEIEPRIS	0.582	0.579	1.000			
FULLFORT	0.381	0.541	0.277	1.000		
BYGGEKOS	0.374	0.347	0.273	0.443	1.000	
ARSLONN	0.134	0.017	0.067	0.189	0.318	1.000
KONSUM	0.295	-0.098	0.072	-0.066	0.136	0.489
RENTE	0.007	0.042	0.051	-0.114	0.289	0.006

Covariance Matrix

	KONSUM	RENTE
KONSUM	1.000	
RENTE	0.072	1.000

Total Variance = 8.000 Generalized Variance = 0.0961

Largest Eigenvalue = 2.797 Smallest Eigenvalue = 0.259

Condition Number = 3.288

BOLIGPRISER MODELL

Parameter Specifications

LAMBDA-X

	KSI 1	KSI 2	KSI 3
PRIS_1	1	0	0
LEIEPRIS	2	0	0
FULLFORT	3	0	0
BYGGEKOS	4	0	0
ARSLONN	0	5	0
KONSUM	0	6	0
RENTE	0	0	0

GAMMA

	KSI 1	KSI 2	KSI 3
ETA 1	7	8	9

PHI

	KSI 1	KSI 2	KSI 3
KSI 1	0		
KSI 2	10	0	
KSI 3	11	12	13

PSI

ETA 1

14

THETA-DELTA

PRIS_1

LEIEPRIS

FULLFORT

BYGGEKOS

ARSLONN

KONSUM

15

16

17

18

19

0

THETA-DELTA

RENTE

0

BOLIGPRISER MODELL

Number of Iterations = 30

LISREL Estimates (Maximum Likelihood)

LAMBDA-Y

ETA 1

PRIS 1.000

LAMBDA-X

KSI 1

KSI 2

KSI 3

PRIS_1 0.777

- -

- -

(0.142)

5.467

LEIEPRIS 0.704

- -

- -

(0.146)

4.830

FULLFORT 0.604

- -

- -

(0.151)

4.004

BYGGEKOS 0.494

- -

- -

(0.156)

3.160

ARSLONN	- -	0.489 (0.142) 3.458	- -
KONSUM	- -	0.999 (0.107) 9.371	- -
RENTE	- -	- -	1.000

GAMMA

	KSI 1	KSI 2	KSI 3
	-----	-----	-----
ETA 1	0.673 (0.140) 4.815	0.313 (0.121) 2.576	-0.062 (0.117) -0.526

Covariance Matrix of ETA and KSI

	ETA 1	KSI 1	KSI 2	KSI 3
	-----	-----	-----	-----
ETA 1	1.000			
KSI 1	0.663	1.000		
KSI 2	0.295	-0.020	1.000	
KSI 3	0.007	0.068	0.072	1.000

PHI

	KSI 1	KSI 2	KSI 3
	-----	-----	-----
KSI 1	1.000		
KSI 2	-0.020 (0.172) -0.114	1.000	
KSI 3	0.068 (0.171) 0.399	0.072 (0.151) 0.476	1.000 (0.213) 4.690

PSI

ETA 1

0.462 (0.129) 3.588

Squared Multiple Correlations for Structural Equations

ETA 1

0.538

W_A_R_N_I_N_G: THETA-EPS is not positive definite

Squared Multiple Correlations for Y - Variables

PRIS

1.000

THETA-DELTA

PRIS_1	LEIEPRIS	FULLFORT	BYGGEKOS	ARSLONN	KONSUM
0.396 (0.133)	0.505 (0.141)	0.635 (0.156)	0.756 (0.174)	0.761 (0.162)	0.001
2.986	3.591	4.058	4.341	4.689	

THETA-DELTA

RENTE

- -

Squared Multiple Correlations for X - Variables

PRIS_1	LEIEPRIS	FULLFORT	BYGGEKOS	ARSLONN	KONSUM
0.604	0.495	0.365	0.244	0.239	0.999

Squared Multiple Correlations for X - Variables

RENTE

1.000

Log-likelihood Values

	Estimated Model	Saturated Model
Number of free parameters(t)	19	36
-2ln(L)	276.519	248.932
AIC (Akaike, 1974)*	314.519	320.932
BIC (Schwarz, 1978)*	348.418	385.163

*LISREL uses AIC= 2t - 2ln(L) and BIC = tln(N) - 2ln(L)

Goodness-of-Fit Statistics

Degrees of Freedom for (C1)-(C2)	17
Maximum Likelihood Ratio Chi-Square (C1)	27.586 (P = 0.0500)
Browne's (1984) ADF Chi-Square (C2_NT)	24.429 (P = 0.1082)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP)	10.586
90 Percent Confidence Interval for NCP	(0.0 ; 29.044)
Minimum Fit Function Value	0.627
Population Discrepancy Function Value (F0)	0.241
90 Percent Confidence Interval for F0	(0.0 ; 0.660)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)	0.119
90 Percent Confidence Interval for RMSEA	(0.0 ; 0.197)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05)	0.0972
Expected Cross-Validation Index (ECVI)	1.491
90 Percent Confidence Interval for ECVI	(1.250 ; 1.910)
ECVI for Saturated Model	1.636
ECVI for Independence Model	2.706
Chi-Square for Independence Model (28 df)	103.068
Normed Fit Index (NFI)	0.732
Non-Normed Fit Index (NNFI)	0.768
Parsimony Normed Fit Index (PNFI)	0.445
Comparative Fit Index (CFI)	0.859
Incremental Fit Index (IFI)	0.877
Relative Fit Index (RFI)	0.559
Critical N (CN)	53.079
Root Mean Square Residual (RMR)	0.0994
Standardized RMR	0.0994
Goodness of Fit Index (GFI)	0.878
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI)	0.742
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI)	0.415

Standardized Residuals

	PRIS	PRIS_1	LEIEPRIS	FULLFORT	BYGGEKOS	ARSLONN
	-----	-----	-----	-----	-----	-----
PRIS	0.000					
PRIS_1	-0.516	0.000				
LEIEPRIS	0.678	0.208	0.000			
FULLFORT	-0.147	0.529	-0.961	0.000		
BYGGEKOS	0.291	-0.225	-0.631	1.067	0.000	
ARSLONN	-0.067	0.165	0.475	1.291	2.137	0.000
KONSUM	0.000	-0.547	0.567	-0.361	0.955	0.000
RENTE	0.000	-0.073	0.017	-1.028	1.689	-0.197

Standardized Residuals

	KONSUM	RENTE
	-----	-----
KONSUM	0.000	
RENTE	0.000	0.000

Summary Statistics for Standardized Residuals

Smallest Standardized Residual =	-1.028
Median Standardized Residual =	0.000
Largest Standardized Residual =	2.137

BOLIGPRISER MODELL

Modification Indices and Expected Change

No Non-Zero Modification Indices for LAMBDA-Y

Modification Indices for LAMBDA-X

	KSI 1	KSI 2	KSI 3
	-----	-----	-----
PRIS_1	- -	1.363	0.024
LEIEPRIS	- -	0.877	0.001
FULLFORT	- -	0.235	1.991
BYGGEKOS	- -	1.332	4.107
ARSLONN	0.668	- -	0.048
KONSUM	0.668	- -	0.048
RENTE	- -	- -	- -

Expected Change for LAMBDA-X

	KSI 1	KSI 2	KSI 3
	-----	-----	-----
PRIS_1	- -	-0.151	-0.020
LEIEPRIS	- -	0.120	0.004
FULLFORT	- -	-0.065	-0.189
BYGGEKOS	- -	0.161	0.283
ARSLONN	0.120	- -	-0.029
KONSUM	-0.246	- -	0.060
RENTE	- -	- -	- -

No Non-Zero Modification Indices for GAMMA

No Non-Zero Modification Indices for PHI

No Non-Zero Modification Indices for PSI

Modification Indices for THETA-DELTA-EPS

	PRIS

PRIS_1	3.432
LEIEPRIS	3.651
FULLFORT	0.043
BYGGEKOS	0.052
ARSLONN	0.912
KONSUM	0.912
RENTE	- -

Expected Change for THETA-DELTA-EPS

	PRIS

PRIS_1	-0.235
LEIEPRIS	0.224
FULLFORT	-0.023
BYGGEKOS	0.025
ARSLONN	-0.095
KONSUM	0.195
RENTE	- -

Modification Indices for THETA-DELTA

	PRIS_1	LEIEPRIS	FULLFORT	BYGGEKOS	ARSLONN	KONSUM
	-----	-----	-----	-----	-----	-----
PRIS_1	- -					
LEIEPRIS	0.842	- -				
FULLFORT	2.181	5.357	- -			
BYGGEKOS	0.377	0.965	2.435	- -		
ARSLONN	0.022	0.186	2.608	3.278	- -	
KONSUM	0.151	0.201	1.051	0.009	1.068	1.068
RENTE	0.035	0.008	1.943	3.851	0.121	0.121

Modification Indices for THETA-DELTA

	RENTE

RENTE	- -

Expected Change for THETA-DELTA

	PRIS_1	LEIEPRIS	FULLFORT	BYGGEKOS	ARSLONN	KONSUM
	-----	-----	-----	-----	-----	-----
PRIS_1	- -					
LEIEPRIS	0.122	- -				
FULLFORT	0.178	-0.269	- -			
BYGGEKOS	-0.072	-0.115	0.188	- -		
ARSLONN	-0.015	-0.045	0.181	0.216	- -	
KONSUM	-0.041	0.047	-0.112	-0.011	0.329	-0.672
RENTE	-0.024	0.011	-0.185	0.272	-0.046	0.094

Expected Change for THETA-DELTA

	RENTE

RENTE	- -

Maximum Modification Index is 5.36 for Element (3, 2) of THETA-DELTA

BOLIGPRISER MODELL

Total and Indirect Effects

Total Effects of KSI on Y

	KSI 1	KSI 2	KSI 3
	-----	-----	-----
PRIS	0.673	0.313	-0.062
	(0.140)	(0.121)	(0.117)
	4.815	2.576	-0.526

Appendix B - SEM-analyse ved bruk av LISREL

En SEM-analyse kan kjøres i ulike dataprogrammer, et av disse programmene er LISREL (Linear Structural Relationships), utviklet av Jöreskog og Sörbom (Diamantopoulos og Siguaw, 2000). LISREL brukes for å modellere strukturligninger, og gir mulighet til å utarbeide stidiagrammer (Jöreskog og Sörbom, 1993).

Ut fra datamaterialet, som overføres fra SPSS, lager LISREL en kovarians- eller en korrelasjonsmatrise. Dersom man har et stort utvalg vil utvalgets kovariansmatrise S gå mot populasjonens kovariansmatrise Σ , hvor S er det som måles ved hjelp av de observerte variablene, mens Σ er det man vil komme frem til. Verken utvalgets eller populasjonens kovariansmatrise avhenger av en modell, de inneholder verdier fra utvalget og populasjonen. Den impliserte kovariansmatrisen $\Sigma(\theta)$ er derimot modellgenerert og bestemt ut fra forskningsmodellen. Man forsøker å forklare observerte verdier med en modell ved å observere kovariansstrukturen i utvalgets kovariansmatrise S . Modellen genererer da en implisert kovariansmatrise. Ved å sette inn parametere blant annet for faktorladninger og varians til feilleddene får man den estimerte kovariansmatrisen $\Sigma(\hat{\theta})$ (Jöreskog og Sörbom, 1993).

En fordel ved bruk av LISREL er at man kan analysere modellen i sin helhet, og evaluere hvordan modellen tilpasser det empiriske datamaterialet. Utvalgets kovarians- eller korrelasjonsmatrise S fra de observerte dataene er input i LISREL, og brukes som utgangspunkt i SEM-analysen. De ukjente parameterne utgjør parametervektoren i LISREL, og estimeres ved å minimalisere en avviksfunksjon mellom den kjente kovariansmatrisen S og den ukjente kovariansmatrisen som er modellgenerert. Avviksfunksjonen som minimaliseres avhenger av estimeringsteknikken som brukes i analysen, noe som betyr at ulike teknikker vil generere ulike estimater (Schermele-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003).

Appendix C - Stasjonaritet og Dickey-Fuller test

En forutsetning for stasjonaritet er at variabelen har konstant gjennomsnitt, varians og kovarians over tid. Dersom denne forutsetningen brytes, er ikke variablene stasjonære. Bruk av ikke-stasjonære data i analysen kan gi spuriøse sammenhenger, altså at analyseresultatene kan indikere sammenhenger mellom variablene som ikke eksisterer (Wooldridge, 2012).

Dickey-Fuller test

For å teste for stasjonaritet kan en Dickey-Fuller test gjennomføres. Testen kan deles opp i tre hovedkomponenter: enhetsrot (1), enhetsrot med drift (2) og enhetsrot med drift og trend (3):

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \delta Y_{t-1} + \beta_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Nullhypotesen i alle testene antar at $\delta=0$, det vil si at en enhetsrot er tilstede, og dermed at variabelen ikke er stasjonær. Nullhypotesen for enhetsrot med drift antar at det er enhetsrot og ingen drift til stede på samme tid ($\delta=0, \alpha=0$), mens den siste testen antar at en enhetsrot, ingen drift og ingen trend er til stede på samme tid ($\delta=0, \alpha=0, \beta = 0$).

Enhetsroten er en tallstørrelse som viser i hvor stor grad en variabel avhenger av tidligere verdier av den samme variabelen. Dersom absoluttverdien til t-verdien er mindre enn absoluttverdien til den kritiske verdien, kan ikke nullhypotesen om ikke-stasjonaritet forkastes. Dette betyr altså at man ikke kan anta at variabelen er stasjonær. Dersom dette er tilfelle kan en løsning være å ta førstedifferansen av den aktuelle variabelen (Enders, 2009).

Appendix D - Normalitet

På grunn av sin rolle i statistisk generalisering, er normalfordelingen sentral i statistikken. Normalfordelinger har alle en symmetrisk klokkeform, og skiller seg fra hverandre ved å ha ulike verdier for gjennomsnitt og standardavvik (Ringdal, 2013). Normalfordelte data er en forutsetning for å kunne gjennomføre statistiske hypotesetester. Normalfordelte variabler er også et krav i faktoranalyser og bidrar til å gjøre faktorstrukturen sterkere (Kim og Mueller, 1978). At en variabel er normalfordelt innebærer å ikke ha forekomst av signifikant skjevhet eller kurtose. Ved å kjøre datascreening i LISREL kan datamaterialet testes for normalitet. Da kan man teste variablene både for univariat og multivariat skjevhet og kurtose. Ved hjelp av Z-scorer, kji kvadrat og p-verdier kan hypotesetester for hver variabel gjennomføres (Sharma, 1996).

Skjevhet

Skjevhet er et mål for asymmetri i en sannsynlighetsfordeling. Notasjonen γ_1 brukes som benevning på skjevhetsverdien, og vil ligge mellom 0 og 1. Desto nærmere 0 verdien for skjevhet er, desto mer symmetrisk er fordelingen. Desto nærmere 1 verdien er, desto skjevere er fordelingen. γ_1 er gjennomsnittet av Z-scorenes fordeling:

$$\gamma_1 = \Sigma z_i^3 / N \quad \text{hvor } z_i = (X_i - \mu) / \sigma$$

$$\hat{\gamma}_1 = \Sigma z_i^3 \{n / [(n - 1)(n - 2)]\}$$

I en fordeling estimeres γ_1 ved $\hat{\gamma}_1 = \Sigma z_i^3 \{n / [(n - 1)(n - 2)]\}$, som brukes for å teste nullhypotesen om ingen skjevhet i populasjonen (Hopkins og Weeks, 1990).

Kurtose

Kurtose gjenspeiler i hvilken grad observasjonens tetthet avviker fra sannsynlighetstetthetene i kurven til en normalfordeling (Kotz, Johnson og Read, 1982). Det er et mål på spissheten til fordelingen, og fanger opp om man har en flatere eller tydeligere spiss enn en normalfordeling (Bowen og Guo, 2012). Notasjonen Y_2 brukes som benevning på kurtose, og er gitt ved:

$$Y_2 = [\Sigma (X_i - \mu)^4 / N\sigma^4] - 3 = \Sigma z_i^4 / N \quad (\text{Hentet fra Glass og Hopkins, 1984})$$

Y_2 er lik null for en normalfordeling, positiv for en fordeling med en høyere andel av

ekstreme verdier og negativ for en fordeling med færre ekstreme verdier enn en normalfordeling (Hopkins og Weeks, 1990).

Ut fra datascreeningen i LISREL i tabell 3, kan det antas at datasettet er multivariat normalfordelt. Selv om vi ser fra tabell 2 at variabelen byggekostnad har signifikant univariat kurtose og univariat kurtose og skjevhet på 5 % nivå, har vi likevel valgt å benytte maximum likelihood som estimeringsteknikk. Maximum likelihood er en estimeringsteknikk som er relativt robust mot brudd på forutsetningen om normalfordelte data, gitt at avviket fra normalfordelingen ikke er for stort (Schermelleh-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003). I tillegg til dette krever estimeringsteknikken robust maximum likelihood en utvalgsstørrelse på minst 400. Siden vi allerede har en liten utvalgsstørrelse for gjennomføring av en SEM-analyse, og siden vi anser avviket fra normalfordelingen som lite, har vi valgt å benytte estimeringsteknikken maximum likelihood fremfor robust maximum likelihood.

Appendix E - Maximum likelihood

Maximum likelihood er den mest brukte estimeringsteknikken ved gjennomføring av SEM-analyser. Teknikken gir estimater for parameterne i modellen, som maksimerer sannsynligheten L for at utvalgets kovariansmatrise S kommer fra den impliserte kovariansmatrisen $\Sigma(\theta)$ (Schermelleh-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003). Maximum likelihood har dermed til hensikt å minimere avviket mellom den impliserte kovariansmatrisen $\Sigma(\theta)$ og utvalgets kovariansmatrise S (Bollen, 1989). Det å maksimere sannsynligheten L er ekvivalent med å minimere følgende tilpasningsfunksjon:

$$F_{ML} = \log|\Sigma(\theta)| - \log|S| + tr[S\Sigma(\theta)^{-1}] - p \quad (\text{Hentet fra Schermelleh-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003})$$

Hvor p er antall observerte variabler (antall x-er og y-er i modellen).

Appendix F - Tester og indekser for modellens tilpasning

Kjikkvadrat (χ^2) og kjikkvadrattesten (χ^2 testen)

Kjikkvadrattesten brukes for å evaluere modellens tilpasning til det empiriske datamaterialet, og tester om populasjonens kovariansmatrise Σ er lik den impliserte kovariansmatrisen $\Sigma(\theta)$ (Schermele-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003). Kjikkvadrat-statistikken brukes for å teste følgende hypoteser:

$$H_0: \Sigma = \Sigma(\theta)$$

$$H_1: \Sigma \neq \Sigma(\theta)$$

Parameterne i nullhypotesen stammer fra populasjonen og er uobserverbare. Utvalgets kovariansmatrise S brukes derfor som et estimat på populasjonens kovariansmatrise Σ , og den estimerte matrisen $\Sigma(\hat{\theta})$ brukes som et estimat på den modellimpliserte kovariansmatrisen, $\Sigma(\theta)$. På denne måten tester man om utvalgets kovariansmatrise er lik den estimerte kovariansmatrisen. Dersom p-verdien er over 0.05 kan ikke nullhypotesen forkastes, noe som tyder på at forskningsmodellen tilpasser det empiriske datamaterialet eksakt. (Schermele-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003).

LISREL gir forskjellige kjikkvadrat-statistikker avhengig av estimeringsteknikk. Jo lavere verdi, jo bedre anses modellens tilpasning å være. Verdier mellom 0 og $2 \cdot df$ indikerer god tilpasning, mens verdier mellom $2 \cdot df$ og $3 \cdot df$ indikerer akseptabel tilpasning.

Kjikkvadrattesten bygger på strenge forutsetninger, noe som gjør at det er vanskelig å få aksept for modellen. Kjikkvadrattesten forutsetter blant annet at de observerte variablene har en multivariat normalfordeling og at utvalgsstørrelsen er tilstrekkelig stor. Dette er forutsetninger som ofte ikke oppfylles i praksis. Strenge forutsetninger fører videre til at det er flere ulemper knyttet til testobservatoren χ^2 . Verdien til χ^2 vil øke, når antall observasjoner øker. Dette gjør at modellen kan bli forkastet, selv om avstanden mellom utvalgets- og implisert kovariansmatrise ikke er betydelig (Schermele-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003).

Goodness of fit indekser

På grunn av vanskelighetene med å få aksept for modellen i kjikkvadrattesten er det blitt utarbeidet flere tilpasningsmål for evaluering av modellen. Selv om kjikkvadrattesten indikerer

at modellen ikke tilpasser det empiriske datamaterialet eksakt, er det ansett akseptabelt å konkludere med god tilpasning, dersom andre tilpasningsmål indikerer god tilpasning (Bowen og Guo, 2012). Tilpasningsmålene som er benyttet i denne studien presenteres nedenfor.

RMSEA (root mean square error of approximation) og close fit test

$$RMSEA = \sqrt{\frac{\hat{F}_0}{df}} \text{ der } F_0 = \frac{\hat{F}}{n-1} - \frac{df}{n} \text{ (Hentet fra Jöreskog og Sörbom, 1993)}$$

RMSEA-indeksen måler om det er nær tilpasning til populasjonen, og er dermed mindre streng enn kjikvadrattesten. RMSEA-verdien ønskes så lav som mulig, hvor verdier mellom 0.00 og 0.05 indikerer god tilpasning, mens verdier mellom 0.05 og 0.08 indikerer akseptabel tilpasning (Schermelleh-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003).

RMSEA er videre testobservatoren i testen for nær tilpasning, hvor hypotesene er gitt som:

$$H_0: EA \leq 0.05$$

$$H_1: EA > 0.05$$

Hvor EA (error of approximation= F_0) presenterer modellens manglende tilpasning til populasjonens kovariansmatrise. Det er ønskelig med p-verdier over 0.05, da dette indikerer at nullhypotesen kan forkastes og at man derfor har nær tilpasning. (Schermelleh-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003).

GFI (Goodness of Fit-Index) og AGFI (Adjusted Goodness-of Fit-Index)

GFI-indeksen måler mengden varians og kovarians i utvalgets kovariansmatrise S , som blir predikert av modellens kovariansmatrise $\Sigma(\hat{\theta})$. Den sier noe om hvor godt modellen tilpasser de empiriske dataene i forhold til en nullmodell. En nullmodell vil si en modell hvor alle parameterestimaterne er satt til null (Jöreskog og Sörbom (1993).

$$GFI = 1 - \frac{F[S, \Sigma(\hat{\theta})]}{F[S, \Sigma(\theta)]} \quad \text{(Hentet fra Jöreskog og Sörbom, 1993)}$$

Tilpasningsfunksjonen til den estimerte modellen er i telleren, mens tilpasningsfunksjonen til nullmodellen er i nevneren (Jöreskog og Sörbom, 1993). GFI-indeksen ligger normalt mellom 0 og 1. Jo nærmere 1 verdien er, jo bedre samsvar er det mellom den impliserte og empiriske

kovariansmatrisen. En GFI-verdi mellom 0.95 og 1 indikerer god tilpasning, mens verdier mellom 0.90 og 0.95 tyder på moderat tilpasning. Verdier lavere enn 0.9 indikerer dårlig tilpasning (Schermelleh-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003).

$$AGFI = 1 - \frac{k(k+1)}{2d} (1 - GFI) \quad (\text{Hentet fra Jöreskog og Sörbom, 1993})$$

Sammenlignet med GFI-indeksen tar AGFI-indeksen hensyn til forholdet mellom modellens frihetsgrader og antall observerte variabler. AGFI vil vanligvis ligge mellom 0 og 1, hvor høyere verdier tyder på bedre tilpasning. Verdier mellom 0.90 og 1 indikerer god tilpasning, mens verdier mellom 0.85 og 0.90 indikerer en akseptabel tilpasning.

NFI (Normed Fit-Index) og NNFI (Nonnormed Fit Index)

$$NFI = \frac{\chi_i^2 - \chi_t^2}{\chi_i^2} = 1 - \frac{\chi_t^2}{\chi_i^2} = 1 - \frac{F_t}{F_i} \quad (\text{Hentet fra Bentler og Bonett, 1980})$$

NFI-indeksen viser hvor godt modellen tilpasser det empiriske datamaterialet sammenlignet med en uavhengighetsmodell. En uavhengighetsmodell er en modell hvor variansen til feilleddene er satt lik null, alle faktorladningene er satt til en, og alle variablene er ukorrelerte. NFI ligger vanligvis mellom 0 og 1, hvor verdier mellom 0.95 og 1 tyder på god tilpasning, mens verdier mellom 0.90 og 0.95 tyder på akseptabel tilpasning. NFI påvirkes av utvalgsstørrelsen, ved at den kan bli underestimert ved få observasjoner. NNFI korrigerer for små utvalgsstørrelser, og bør derfor brukes ved få observasjoner. NNFI-verdier mellom 0.97 og 1 indikerer god tilpasning, mens verdier mellom 0.90 og 0.95 tyder på akseptabel tilpasning (Schermelleh-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003).

Comparative Fit-Index (CFI)

$$CFI = \frac{\max[(\chi_t^2 - df), 0]}{\max[(\chi_t^2 - df), (\chi_i^2 - df), 0]} \quad (\text{Hentet fra Bentler og Bonett, 1980})$$

CFI-indeksen sammenligner forskningsmodellen med en alternativ nullmodell. På denne måten sammenlignes kovariansmatrisen til nullmodellen med den observerte kovariansmatrisen. Dette gjør at man får frem den prosentvise mangelen på tilpasning, som kommer frem ved å gå fra nullmodellen til forskerens SEM-modell. CFI påvirkes lite av utvalgsstørrelsen slik at man unngår underestimering ved få observasjoner. CFI varierer

mellom 0 og 1, hvor verdier mellom 0.97 og 1 indikerer god tilpasning, mens verdier mellom 0.95 og 0.97 indikerer akseptabel tilpasning (Schermelleh-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003).

SRMR (Standardised Root Mean Square Residual)

SEM-modellens residualer er gitt ved $S - \Sigma(\hat{\theta})$, og er avviket mellom utvalgets kovariansmatrise S og den estimerte kovariansmatrisen $\Sigma(\hat{\theta})$ (Schermelleh-Engel, Moosbrugger og Müller, 2003). Residualene ønskes derfor så små som mulig. Siden residualene avhenger av størrelsen på variansene og kovariansene til de observerte variablene, er det vanskelig å tolke residualene før det tas hensyn til variablenes skala. Det er derfor anbefalt å undersøke de standardiserte residualene, som er residualet dividert med standardavviket til den aktuelle variabelen. SRMR-indeksen tar utgangspunkt i de standardiserte residualene, hvor verdier mellom 0 og 0.05 indikerer god tilpasning, mens verdier mellom 0.05 og 0.1 indikerer akseptabel tilpasning

Appendix G - Reliabilitet og validitet

Reliabilitet og validitet er egenskaper som benyttes for å vurdere kvaliteten til et mål.

Reliabilitet, eller pålitelighet, går på om man ville fått det samme resultatet dersom man målte gjentatte ganger med samme måleinstrument. Validitet, eller gyldighet, handler om hvorvidt man måler det man faktisk ønsker å måle. Validitet er det mest generelle av de to begrepene, og for å få høy validitet er det en forutsetning med høy reliabilitet. Reliabilitet er et rent empirisk spørsmål, mens validitet krever i tillegg en teoretisk vurdering. En vurdering av reliabiliteten må alltid refereres til den teoretiske sammenhengen begrepet brukes i.

Ved benyttelse av mål med lav reliabilitet i analyser, vil sammenhengene mellom variablene bli svakere enn om målene hadde høy reliabilitet. Hvis variablene i analysen er preget av lav validitet derimot, betyr dette at de måler noe annet enn det som var meningen. Siden dette kan forlede oss til å trekke feil konklusjoner er det viktig å unngå lav reliabilitet og validitet i analysen (Ringdal, 2013).

Reliabilitet

I klassisk teori kan den grunnleggende målemodellen uttrykkes som:

$$X = t + e$$

Hvor X er den observerte verdien til en indikator, t er den sanne verdien og e er tilfeldig målefeil. Ved å forutsette at t og e er ukorrelerte, vil variansen til X være lik summen av de sanne verdienes varians og målefeilenes varians:

$$\text{Var}(X) = \text{Var}(t) + \text{Var}(e)$$

Reliabiliteten til et mål defineres som den andelen av varians i den observerte verdien X som utgjøres av den sanne scoren. Desto høyere denne andelen er, desto mindre målefeil, og dermed bedre reliabilitet.

$$\text{Reliabilitet} = \rho_{xx} = \frac{\text{Var}(t)}{\text{Var}(x)}$$

(Hentet fra Ringdal, 2013)

Reliabiliteten varierer mellom verdiene 0 og 1. Dersom verdien er 0 stammer all observert variasjon i X fra tilfeldige målefeil, og dersom verdien er 1 er X målt uten tilfeldig målefeil.

Det finnes tre måter å vurdere dataenes reliabilitet på: Allmenn kildekritikk, test-retest-teknikken og indekser i tverrsnittsdata. Allmenn kildekritikk innebærer blant annet å se på hvordan dataene er samlet inn, hvordan spørsmålene er formulert i spørreskjema, eller feil registrering av data. Test-retest-teknikken går ut på å måle graden av samsvar eller korrelasjon mellom to gjentatte målinger av samme variabel (Ringdal, 2013) Å måle reliabilitet ved indekser i tverrsnittsdata er en teknikk som bygger på å måle graden av intern konsistens mellom indikatorene som skal inngå i en indeks (Carmines og Zeller, 1979).

Cronbach's alpha (a):

Ved bruk av indekser i tverrsnittsdata har vi målt modellens reliabilitet. Cronbach's alpha regnes ut fra korrelasjonen mellom indikatorene og deres gjennomsnittskorrelasjon. Jo sterkere sammenhenger mellom indikatorene og jo flere indikatorer, jo bedre blir reliabiliteten målt ved cronbach's alpha. En verdi mellom 0.7 og 0.9 tyder på at modellens reliabilitet er tilfredsstillende (Ringdal, 2013). Formelen er basert på standardiserte indikatorer, og er gitt som:

$$\alpha = \frac{k \cdot \bar{r}}{1 + \bar{r}(k-1)} \quad (\text{Hentet fra Ringdal, 2013})$$

Der k er antall indikatorer og \bar{r} er den gjennomsnittlige korrelasjonen mellom indikatorene. Verdien øker med antall indikatorer og med den gjennomsnittlige korrelasjonen (Ringdal, 2013).

Composite Reliability (CR) og Average Variance Extracted (AVE):

CR og AVE er begge mål på reliabiliteten til de underliggende faktorene i modellen. CR er et mål på begrepsreliabilitet som beregnes for hver underliggende faktor, med utgangspunkt i de standardiserte estimatene. En verdi over 0.6 indikerer god begrepsreliabilitet (Bagozzi og Yi, 1988).

$$CR = \frac{(\sum_i^r \lambda_i)^2}{(\sum_i^r \lambda_i)^2 + \sum_i^r var(\delta_i)} \quad (\text{Hentet fra Fornell og Larcker, 1981})$$

CR klarer ikke å måle graden av varians fanget opp av den enkelte latente faktoren relativt til

graden av varians grunnet målefeil. Det kan derfor være hensiktsmessig å inkludere AVE som et mål på reliabilitet (Fornell og Larcker, 1981). AVE måler graden av observert varians knyttet til de latente faktorene, i forhold til standardfeilens varians. En AVE-verdi over 0.5 tyder på god reliabilitet (Fornell og Larcker, 1981).

$$AVE = \frac{\sum_i^r \lambda_i^2}{\sum_i^r \lambda_i^2 + \sum_i^r var(\delta_i)} \quad (\text{Hentet fra Fornell og Larcker, 1981})$$

Forklaringsgraden R2:

Forklaringsgraden regnes ut i LISREL, og forteller noe om hvor stor del av variansen i en indikator som blir forklart av en latent faktor. Forklaringsgraden vil ligge mellom 0 og 1, hvor høyere forklaringsgrad gir et uttrykk for høyere reliabilitet (Ringdal, 2013).

Validitet

Vi kan se på den klassiske målemodellen og utvide den til å fange opp validitet:

$$X = t + e + s$$

der den nye variabelen, s, står for systematiske målefeil.

Systematiske målefeil skaper validitetsproblemer. Selv om validitet også er et gradsfenomen kan det ikke uttrykkes som et tall (Ringdal, 2013) Validitet kan vurderes på flere måter og har fått navn etter ulike typer validitet: Umiddelbar validitet, innholdsvaliditet, kriterievaliditet og nomologisk validitet (Netemeyer, Sharma og Bearden, 2003) Umiddelbar validitet vil si å gi en skjønnsmessig vurdering av indikatorene. Innholdsvaliditet sier noe om hvorvidt man klarer å beholde betydningen av begrepet ved operasjonalisering, altså om indikatorene man har valgt ut dekker de viktigste aspektene av begrepet. Kriterievaliditet omhandler i hvilken grad målet gir et resultat som er i samsvar med et kriterium. Denne typen validitet er sjelden nyttig i praksis fordi man nesten aldri har gode kriterier. Nomologisk validitet går på om et mål fungerer slik teorien sier at det vil (Ringdal, 2013).

Appendix H - Beregninger av CR, AVE og cronbach's alpha

Boligmarkedsfaktor:

$$(CR) = \frac{(0.777 + 0.704 + 0.604 + 0.494)^2}{(0.777 + 0.704 + 0.604 + 0.494)^2 + 0.396 + 0.505 + 0.635 + 0.756} = 0,7437$$

$$(AVE) = \frac{0.777^2 + 0.704^2 + 0.604^2 + 0.494^2}{0.777^2 + 0.704^2 + 0.604^2 + 0.494^2 + 0.396 + 0.505 + 0.635 + 0.756} = 0.4270$$

$$\text{Gjennomsnittskorrelasjon} = \frac{0.579 + 0.541 + 0.347 + 0.277 + 0.273 + 0.443}{6} = 0.41$$

$$\alpha = \frac{4 * 0.41}{1 + 3 * 0.41} = 0.7354$$

Privatøkonomifaktor:

$$(CR) = \frac{(0.489 + 0.999)^2}{(0.489 + 0.999)^2 + 0.761 + 0.001} = 0.7440$$

$$(AVE) = \frac{0.489^2 + 0.999^2}{0.489^2 + 0.999^2 + 0.761 + 0.001} = 0.6188$$

$$\text{Gjennomsnittskorrelasjon} = \frac{0.489}{1} = 0.489$$

$$\alpha = \frac{2 * 0.489}{1 + 1 * 0.489} = 0.6568$$

