

Påvirker endringer i aksje- og boligformue privat konsum?

En empirisk analyse på norske data

av

Kristine Bellika og Sigbjørn Seland

Veileder: Einar Cathrinus Kjenstad

Masterutredning i finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Denne utredningen er gjennomført som et ledd i masterstudiet i økonomisk-administrative fag ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at høyskolen inntår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

Denne oppgaven undersøker om endringer i aksje- og boligformue påvirker privat konsum i Norge. Videre drøftes en tilleggshypotese om at boligformue har større effekt på privat konsum enn aksjeformue, og en hypotese om at effekten fra boligformue har økt i de senere år. Oppgaven finner at endringer i både aksje- og boligformue påvirker privat konsum i norske husholdninger, som er i tråd med teori og internasjonale undersøkelser. Effekten fra boligformue er signifikant større enn effekten fra aksjeformue, som også støttes av en analyse av norsk aksje- og boligeierskap der norske husholdninger i stor grad eier egen bolig, men lite aksjer. Oppgaven finner indikasjoner på at effekten fra boligformue har økt fra midten av 2000-tallet, men kan ikke konkludere sikkert.

Forord

Denne oppgaven avslutter våre mastergrader i økonomi og administrasjon (finansiell økonomi) ved Norges Handelshøyskole i Bergen. Arbeidet med oppgaven har vært utfordrende og lærerikt, og gitt oss ny innsikt i utforming og gjennomføring av empiriske analyser.

Vi vil spesielt takke vår veileder, Einar C. Kjenstad, for konstruktive tilbakemeldinger og god veiledning gjennom hele prosessen. I tillegg ønsker vi å takke Tor Oddvar Berge i Norges Bank og Øystein Hungerholt i VPS for at de var behjelpelige med å skaffe dataserier.

Til slutt ønsker vi å sende en hilsen til alle studiekamerater ved Norges Handelshøyskole, og takke for fem fantastiske studieår.

Bergen, 05.06.2009

Kristine Bellika

Sigbjørn Seland

Innhold

SAMMENDRAG	III
FORORD	V
INNHold	VII
FIGURLISTE	XI
TABELLISTE	XIII
1. INNLEDNING	1
1.1 PROBLEMSTILLING	1
1.2 OPPGAVENS STRUKTUR.....	3
2. TEORI	5
2.1 LIVSLØPSHYPOTEBEN (LCH)	5
2.1.1 LCH under sikkerhet	6
2.1.2 LCH under usikkerhet	10
2.1.3 Likviditetsbegrensninger.....	13
2.1.4 Forsiktighetsmotivert sparing	14
2.1.5 Arvemotiv	14
2.1.6 Empiri på livsløpshypotesen	15
2.2 TRANSMISJONSMEKANISMER FRA BOLIGFORMUE	15
2.2.1 Realisert formueseffekt.....	16
2.2.2 Urealisert formueseffekt.....	16
2.2.3 Budsjettrestriksjoner	16
2.2.4 Likviditetsbegrensninger	17
2.2.5 Substitusjonseffekt.....	18
2.3 TRANSMISJONSMEKANISMER FRA AKSJEFORMUE.....	18
2.3.1 Realisert formueseffekt.....	19
2.3.2 Urealisert formueseffekt.....	19
2.3.3 Likviditetsbegrensninger.....	19
2.4 FORSKJELLIG EFFEKT PÅ KONSUM AV ENDRINGER I BOLIGFORMUE OG AKSJEFORMUE.....	20
2.5 FORMUESPRISER SOM LEDENDE INDIKATORER OG “CONSUMER CONFIDENCE”	21
3. TIDLIGERE STUDIER	23
3.1 MAKROSTUDIER	23

3.1.1	<i>Case, Quigley og Shiller (2005) – Comparing wealth effects: The stock market versus the housing market</i>	23
3.1.2	<i>Benjamin, Chinloy og Jud (2004) – Real estate versus financial wealth in consumption</i>	24
3.1.3	<i>Lettau og Ludvigson (2004) – Understanding trend and cycle in asset values: Reevaluating the wealth effect on consumption</i>	25
3.1.4	<i>Ludwig og Sløk (2002) – The impact of changes in stock prices and house prices on consumption in OECD countries</i>	26
3.2	MIKROSTUDIER	27
3.2.1	<i>Bostic, Gabriel, Painter (2009): Housing wealth, financial wealth, and consumption: New evidence from micro data</i>	27
3.2.2	<i>Campbell og Cocco (2007): How do house prices affect consumption? Evidence from micro data</i>	29
3.3	OPPSUMMERING TIDLIGERE STUDIER.....	31
4.	ANALYSE AV DEMOGRAFISKE FORHOLD VED NORSK AKSJE- OG BOLIGEIERSKAP OG RELEVANTE FAKTA	33
4.1	AKSJEFORMUE – AKSJEIERSKAP OG FORDELING AV AKSJEFORMUE	33
4.2	BOLIGFORMUE – BOLIGEIERSKAP OG FORDELING AV BOLIGFORMUE.....	36
4.3	RAMMELÅN.....	39
5.	HYPOTESER FOR EMPIRISK ANALYSE OG PRESENTASJON AV KONSUMFUNKSJON	41
5.1	KONSUMFUNKSJON OG DEFINERING AV VARIABLER	41
6.	BESKRIVELSE AV DATA	45
6.1	KONSUM.....	45
6.2	DISPONIBEL INNTEKT	45
6.3	AKSJEFORMUE.....	46
6.4	BOLIGFORMUE	47
7.	ØKONOMETRISK METODE	51
7.1	STASJONARITET.....	51
7.2	TESTING AV STASJONARITET	52
7.3	DIFFERENSIERING AV IKKE-STASJONÆRE SERIER	53
7.4	KOINTEGRASJON	54
7.5	FASTSETTING AV KOINTEGRASJONSVEKTOR.....	55
7.6	ERROR CORRECTION MODEL (ECM)	56
8.	EMPIRISK ANALYSE OG RESULTATER	59

8.1	ANALYSE AV HELE PERIODEN 1991K3 – 2008K4.....	59
8.1.1	<i>Testing av stasjonaritet</i>	59
8.1.2	<i>Test for kointegrasjon med OLS-estimering</i>	61
8.1.3	<i>Test for kointegrasjon med leads-lags-estimator</i>	63
8.1.4	<i>Test for kointegrasjon med “restricted” kointegrasjonsvektor</i>	65
8.1.5	<i>Analyse av korttidsdynamikk</i>	66
8.2	ANALYSE AV PERIODEN 2002K1-2008K4.....	70
8.2.1	<i>Testing av stasjonaritet</i>	71
8.2.2	<i>Test for kointegrasjon med OLS-estimering</i>	71
8.2.3	<i>Analyse av langtidslikevekt</i>	74
8.2.4	<i>Analyse av korttidsdynamikk – Error Correction Model (ECM)</i>	76
8.3	ANALYSE AV PERIODEN 1991K3-2001K4.....	81
8.3.1	<i>Testing av stasjonaritet</i>	81
8.3.2	<i>Test for kointegrasjon med OLS-estimering</i>	82
8.3.3	<i>Analyse av langtidslikevekt</i>	82
8.3.4	<i>Analyse av korttidsdynamikk – Error Correction Model</i>	84
8.4	ROBUSTHETSANALYSE.....	86
8.4.1	<i>Analyse gjennomført uten utliggere (outliers) 1991K3-2007K3</i>	87
8.4.2	<i>Analyse gjennomført med indeksverdier for aksje- og boligformue 1995K4-2008K4</i>	88
9.	DISKUSJON AV RESULTATER	91
9.1	SAMMENLIGNING AV RESULTATER FRA DE ULIKE DELPERIODENE.....	91
9.1.1	<i>Hovedproblemstilling</i>	91
9.1.2	<i>Tilleggshypotese 1</i>	92
9.1.3	<i>Tilleggshypotese 2</i>	93
9.2	SVAKHETER VED ANALYSEN.....	94
10.	KONKLUSJON	97
10.1	FORSLAG TIL VIDERE STUDIER.....	98
	LITTERATURLISTE	101
	VEDLEGG	107

Figurliste

Figur 1.1 – Privat konsum og deflaterte boligpriser i Norge	2
Figur 4.1 – Fordeling av brutto finanskapital etter desiler, 1990-2007.....	35
Figur 4.2 – Boligformue for ulike husholdningstyper, 1997 og 2007.....	38
Figur 4.3 – Sum rammelån med pant i bolig for husholdninger, 2006K1-2008K4	39
Figur 6.1 – Disponibel inntekt med og uten utbytte, 2002K1-2008K4.....	46
Figur 6.2 – Sammenligning av aksjeformue og Oslo Børs Benchmark Index	47
Figur 6.3 – Sammenligning av boligformue og husprisindeksen.....	50
Figur 8.1 – Ett-steps residualtest og ett-steps chow-test, 1991K3-2008K4	69
Figur 8.2 – Stabilitetstester ECM, 95 % nivå, 2002K1-2008K4.....	78
Figur 8.3 – Stabilitetstester ECM, 90 % nivå, 2002K1-2008K4.....	80
Figur 8.4 – Ett-steps residualtest og ett-steps chow-test, 1991K3-2001K4	85
Figur V.1 – Utvikling i utbytte, 1993-2007	108
Figur V.2 – Ett-steps residualtest og ett-steps chow-test – 95 % nivå, 1995K4-2008K4	119
Figur V.3 – Ett-steps residualtest og ett-steps chow-test – 90 % nivå, 1995K4-2008K4	120

Tabelliste

Tabell 2.1 – Forklaring av variabler for teorigjennomgang	6
Tabell 2.2 – Marginal konsumtilbøyelighet ved ulike tidshorisonter og realrentesatser etter skatt.	10
Tabell 3.1 – Oppsummering av tidligere studier med elastisiteter for formueseffekter	31
Tabell 4.1 – Skattepliktig brutto finanskapital for husholdninger etter alder på hovedforsørger, 2006 og 2007	34
Tabell 5.1 – Forklaring av variabler i konsumfunksjon	43
Tabell 8.1 – ADF-testing av variabler på nivåform, 1991K3-2008K4	60
Tabell 8.2 – ADF-testing av variabler på ln-nivåform, 1991K3-2008K4.....	60
Tabell 8.3 – ADF-testing av differensierte ln-variabler, 1991K3-2008K4	61
Tabell 8.4 – Kointegrasjonsvektor ved OLS-estimering, 1991K3-2008K4.....	62
Tabell 8.5 – ADF-test på residualer fra OLS-regresjon, 1991K3-2008K4	63
Tabell 8.6 – Kointegrasjonsvektor ved variant av leads-lags-estimator, 1991K3-2008K4.....	64
Tabell 8.7 – ADF-test på residualer fra variant av leads-lags-regresjon, 1991K3-2008K4.....	64
Tabell 8.8 – ”Restricted” kointegrasjonsvektor	65
Tabell 8.9 – ADF-test på residualer fra ”restricted” kointegrasjonsvektor	65
Tabell 8.10 – Resultater fra OLS-regresjon på differensierte ln-serier, 1991K3-2008K4, standardfeil i parentes	67
Tabell 8.11 – Diagnostiske tester av kortsiktig modell, 1991K3-2008K4	70
Tabell 8.12 – Kointegrasjonsvektor ved OLS-estimering, 2002K1-2008K4.....	72
Tabell 8.13 – Kointegrasjonsvektor ved OLS-estimering uten aksjeformue, 2002K1-2008K4	73
Tabell 8.14 – ADF-test på residualer fra OLS-regresjon, 2002K1-2008K4	73
Tabell 8.15 – ECM – feilkorrigeringsmodell, 95 % krav, 2002K1 – 2008K4, standardfeil i parentes	77
Tabell 8.16 – Diagnostiske tester av ECM, 95 % krav, 2002K1 – 2008K4.....	78
Tabell 8.17 – ECM – feilkorrigeringsmodell, 90 % krav, 2002K1 – 2008K4, standardfeil i parentes	79

Tabell 8.18 – Diagnostiske tester av ECM, 90 % krav, 2002K1 – 2008K4.....	81
Tabell 8.19 – Kointegrasjonsvektor ved OLS-estimering, 1991K3-2001K4	82
Tabell 8.20 – ADF-test på residualer fra OLS-regresjon, 1991K3-2001K4	82
Tabell 8.21 – ECM – feilkorrigeringsmodell, 95 % krav, 1991K3 – 2001K4, standardfeil i parentes	84
Tabell 8.22 – Diagnostiske tester av kortsiktig modell, 1991K3-2008K4	86
Tabell 8.23 – Kointegrasjonsvektor ved OLS-estimering, 1991K3-2007K3	87
Tabell 8.24 – ADF-test på residualer fra OLS-regresjon, 1991K3-2007K3	87
Tabell 8.25 - Endringsmodell, 95 % krav, 1995K4-2008K4, standardfeil i parentes	89
Tabell 8.26 - Endringsmodell, 90 % krav, 1995K4-2008K4, standardfeil i parentes	89
Tabell V.1 – Utregning av kritiske grenser i ADF-tester for kointegrasjon.....	111
Tabell V.2 – Generell modell for 1991K3-2008K4, standardfeil i parentes	111
Tabell V.3 – ADF-testing av variabler på nivåform, ln-nivåform og differensiert ln-form 2002K1-2008K4 ..	113
Tabell V.4 – Generell ECM-modell for 2002K1-2008K4, standardfeil i parentes	114
Tabell V.5 – ADF-testing av variabler på nivåform, ln-nivåform og differensiert ln-form 1991K3-2001K4 ..	115
Tabell V.6 – Generell ECM-modell for 1991K3-2001K4, standardfeil i parentes	116
Tabell V.7 – ADF-testing av variabler på nivåform, ln-nivåform og differensiert ln-form, 1995K4-2008K4 .	117
Tabell V.8 – Generell endringsmodell 1995K4-2008K4, standardfeil i parentes	118
Tabell V.9 – Endringsmodell, 95 % krav, 1995K4-2008K4, standardfeil i parentes.....	118
Tabell V.10 – Diagnostiske tester av kortsiktig modell, 95 % krav, 1995K4-2008K4.....	119
Tabell V.11 – Endringsmodell, 90 % krav, 1995K4-2008K4, standardfeil i parentes.....	120
Tabell V.12 – Diagnostiske tester av kortsiktig modell, 90 % krav, 1995K4-2008K4.....	121

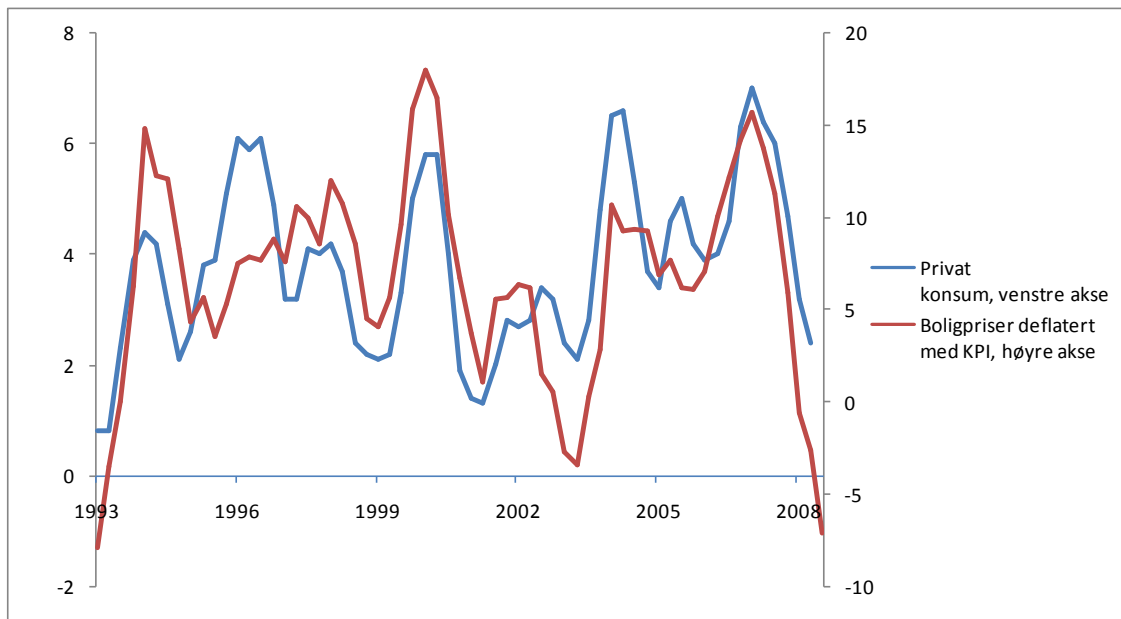
1. Innledning

1.1 Problemstilling

Oslo Børs opplevde en voldsom oppgang i årene 2003-2007. Indeksverdien (OSEBX) steg fra 104,03 (1. kvartal 2003) til 508,24 (2. kvartal 2007), før den falt voldsomt gjennom året 2008. Lignende trend har vi også sett i boligpriser. I Norge har det vært stor oppmerksomhet rundt boligpriser, der toppnivået ble nådd høsten 2007 før prisene begynte å falle. Dette var etter 14 år med sammenhengende vekst i boligpriser (Penger og Kreditt 3/2007). Ved utgangen av 2007 estimerte Norges Bank den samlede boligformuen til husholdningene i Norge til ca. 4 300 milliarder norske kroner. Siden toppnivået 3. kvartal 2007 har realboligprisen falt med 8,3 % (Pengepolitisk rapport 3/2008). Dette utgjør et fall i boligformuen til norske husholdninger på svimlende 357 milliarder kroner. Ideen til oppgaven har sitt utspring i hvordan store variasjoner i husholdningenes formue kan påvirke norsk økonomi.

Denne oppgaven omhandler effekten endringer i husholdningers boligformue og aksjeformue kan ha på privat konsum. Utviklingen i boligformue er i stor grad bestemt av utviklingen i boligpriser. Historisk sett viser makrodata høy korrelasjon mellom boligpriser og privat konsum, både i Norge og i andre land (se for eksempel Storbritannia Benito et al. 2006). For Norge er dette illustrert ved figur under.

Figur 1.1 – Privat konsum og deflaterte boligpriser i Norge



Kilde: Norges Bank – Pengepolitisk rapport 3/2008

Makroøkonomer diskuterer om den observerte korrelasjonen mellom boligpriser og privat konsum skyldes formueseffekter, likviditetseffekter eller andre faktorer som påvirker begge variablene. Når det gjelder aksjeformue påpeker Norges Bank: ”Norske husholdninger har en liten andel av sin formue i aksjer. Fall i børsverdier har derfor trolig liten direkte effekt på utviklingen i konsumet” (Pengepolitisk rapport 3/2008). I denne oppgaven velger vi imidlertid å gå bredere ut og ønsker allikevel ikke å se bort fra at endringer i aksjeformue kan påvirke privat konsum.

Problemstillingen i oppgaven er dermed som følger:

Er det mulig å påvise en effekt fra endringer i aksje- og boligformue på privat konsum i norske data?

Dette vil bli undersøkt ved en empirisk analyse på norske tidsseriedata. Med privat konsum menes norske husholdningers konsum også omtalt i oppgaven som privat forbruk.

1.2 Oppgavens struktur

Oppgavens struktur er som følgende. I kapittel 2 presenteres teori om konsum og formue. Teori om konsum tar utgangspunkt i livsløpshypotesen (LCH) av Ando og Modigliani (1963). I tillegg presenteres det i kapittel 2 ulike transmisjonsmekanismer fra bolig- og aksjeformue, det vil si hvordan bolig- og aksjeformue teoretisk kan tenkes å påvirke privat forbruk. I kapittel 3 er utvalgte internasjonale studier på området gjengitt. Deretter retter oppgaven fokuset over på analysen av Norge.

Analysedelen begynner med å se på relevante fakta og analysere demografiske forhold med norsk aksje- og boligeierskap i kapittel 4, i tillegg til å presentere fakta om rammelån. Kapittel 5 fastsetter hypotesene og introduserer konsumfunksjonene som brukes til å finne svar på problemstillingen. Videre inneholder kapittel 6 en beskrivelse av datamaterialet og kapittel 7 presenterer den økonometriske metoden som brukes i analysen av datamaterialet. Den empiriske analysen og resultater fra denne blir presentert i kapittel 8. I tillegg inneholder kapittel 8 en robusthetsjekk av resultatene. Kapittel 9 diskuterer og sammenligner resultater fra ulike delperioder og påpeker noen svakheter ved analysen. Siste del, kapittel 10, inneholder konklusjon og forslag til videre studier.

2. Teori

I denne delen vil vi først introdusere og forklare livsløpshypotesen. Den vil bli utledet under sikkerhet, og under usikkerhet. Deretter vil svakheter og forklaringer ved disse bli presentert, før vi avslutter diskusjonen rundt livsløpshypotesen med noen empiriske resultater fra studier av denne. Videre vil vi presentere transmisjonsmekanismer fra bolig- og aksjeformue, og diskutere om disse to formueskomponentene kan ha forskjellig effekt på konsum. Teoridelen avsluttes med en diskusjon rundt formuespriser som ledende indikatorer.

2.1 Livsløpshypotesen (LCH)

Ved studier av hvordan endringer i formue fører til endring i forbruk, kan det være hensiktsmessig å ta utgangspunkt i en livsløpsmodell. Livsløpshypotesen (LCH) baserer seg på arbeid som ble gjort av Ando og Modigliani i 1963, og Friedmans permanentinntektshypotese (Friedman 1957). Livsløpshypotesen tilsier at et individs konsum i en periode bestemmes av all forventet fremtidig inntekt, og ikke kun bestemmes av inntekt i denne perioden. En konsument vil etter hypotesen planlegge sitt konsum slik at det er mest mulig stabilt gjennom hele livet, selv om inntekten vil variere. Etter LCH vil *forutsette* formues- og inntektsendringer ikke føre til endringer i konsum, mens *uforutsette* formues- og inntektsendringer vil føre til at konsumenten beregner en ny konsumplan, der den positive eller negative endringen blir spredd over resten av forventet levetid.

I hver periode vil konsumenten motta en inntekt som skal fordeles mellom sparing og konsum. For at konsumenten skal kunne ha et stabilt konsum over livsløpet, må han kunne låne penger i ung alder, for deretter å bygge opp en formue i yrkesaktiv alder. Formuen vil igjen bli benyttet til å holde konsumet stabilt i pensjonsalder. Sparing vil kunne plasseres i kapitalmarkedet, hvor det vil gi avkastning som kan konsumeres i senere perioder. Dette vil gi en intertemporal pris for å veksle konsum mellom perioder.

Ando og Modigliani gir to forutsetninger for modellen:

1. Det forutsettes at nyttefunksjonen er homogen med tanke på konsum i forskjellige tidsperioder. Det vil si at hvis konsumenten mottar en ekstra krone, vil han fordele denne kronen til ulike tidsperioder i samme forhold som hans tidligere formue var fordelt over ulike tidsperioder.
2. Konsumenten optimerer sin nytte ved å ikke etterlate noen arv. Det vil si at konsumenten ønsker å konsumere all formue han samler gjennom livet.

Videre i gjennomgangen vil det også forutsettes at konsumenten er i en liten, åpen økonomi med perfekte internasjonale kapitalmarkeder. I tillegg vil konsumenten ha rasjonelle forventninger, og dermed ikke gjøre systematiske feil i sine antakelser om fremtidig inntekt. I tillegg antas det at antall konsumenter er lik én, og at rentenivået og tidspreferansraten er konstant og uforandret i alle delperioder.

2.1.1 LCH under sikkerhet

Her vil livsløpshypotesen under sikkerhet utledes, det vil si at alle størrelser er kjente og konsumenten kan basere sine valg på disse. Denne delen er basert på Romer (2001), og gjennomganger av Iversen (2002) og Syrtveit (2002). Følgende notasjon vil bli benyttet:

Tabell 2.1 – Forklaring av variabler for teorijennomgang

Kode	Forklaring
C_t	Konsum i periode t
Y_t	Inntekt i periode t
A_t	Formue ved inngangen til periode t
U_t	Nyttefunksjon
T	Økonomisk levetid
ρ	Tidspreferansraten
r	Rentenivå

Anta en konsument som lever i T+1 perioder, og som har en samlet livsløpsnytte lik:

$$U = \sum_{t=0}^T U(C_t) \beta^t \quad (2.1)$$

$U(C_t)$ er nytten av konsumet i periode t, mens β er diskonteringsfaktor der $0 < \beta < 1$. Denne defineres som $\beta = \frac{1}{1+\rho}$. ρ er da tidspreferanseraten som gir et uttrykk for hvordan

konsumenten vurderer konsum nå mot konsum senere. En lav β betyr dermed en utålmodig konsument som ønsker konsum nå, mens en høy β betyr en tålmodig konsument, som gjerne utsetter konsum. Nyttefunksjonen i (2.1) vil være tidsadditiv, og ha en strengt voksende konkav form. En normal konsument vil være beskrevet ved ikke-metning, det vil si at mer konsum alltid vil gi høyere nytte. Da er $U'(C_t) > 0$. Det antas også at konsumenten er risikoavers, som betyr at det er avtagende grensenytte og at $U''(C_t) < 0$.

Konsumentens totalinntekt er Y_t , som inkluderer lønnsinntekt Y_{lt} , og kapitalinntekt Y_{kt} . Dette gir at $Y_t = Y_{lt} + Y_{kt}$. Lønnsinntekten betraktes av konsumenten som eksogent gitt, og kan variere fra periode til periode. Kapitalinntekten er avhengig av nivået på sparingen, og formuessituasjonen ved inngangen til perioden. Ettersom det antas perfekte internasjonale kapitalmarkeder, kan konsumenten plassere eller låne penger i kapitalmarkedet til den antatte faste renten r . Det forutsettes at all gjeld er tilbakebetalt, og at all sparing og formue er konsumert i periode T+1.

Eksempel på flerperiodisk livsløpsmodell

Gitt at realrentenivået r er eksogent gitt og konstant gjennom hele perioden, samt en tidshorisont gitt ved T, vil følgende budsjettbetingelse måtte være oppfylt:

$$\sum_{t=0}^T \frac{1}{(1+r)^t} C_t = A_0 + \sum_{t=0}^T \frac{1}{(1+r)^t} Y_t \quad (2.2)$$

På venstre side av likhetstegnet, er nåverdien av individets konsum de ulike periodene, mens høyresiden er nåverdien av inntekt pluss formuen ved inngangen til perioden. (2.2) begrenser

dermed individets konsum til nåverdien av det han tjener, pluss formuen han hadde ved inngangen til perioden.

Konsumenten ønsker deretter å maksimere nytten av konsumet over perioden.

$$\text{Maksimer } U = \sum_{t=0}^T U(C_t) \beta^t \quad (2.3)$$

under bibetingelsen

$$\sum_{t=0}^T \left[\frac{1}{(1+r)^t} C_t - \frac{1}{(1+r)^t} Y_t \right] = A_0 \quad (2.4)$$

(2.3) beskriver her den neddiskonterte nytten en konsument har av sitt konsum justert etter tidspreferanseraten. Dette skal maksimeres gitt en betingelse (2.4) om at det konsum som ikke dekkes av inntekten, må kunne bli dekket av konsumentens opprinnelige formue, A_0 .

Optimalt konsum kan da finnes ved å sette opp Lagrange-funksjonen for optimeringsproblemet med budsjettbetingelsen:

$$L = \sum_{t=0}^T U(C_t) \beta^t + \lambda \left[A_0 + \sum_{t=0}^T \frac{1}{(1+r)^t} Y_t - \sum_{t=0}^T \frac{1}{(1+r)^t} C_t \right] \quad (2.5)$$

For å maksimere denne funksjonen, må man først derivere funksjonen med hensyn på C_t og

C_{t+1} , og sette lik null. Det vil si at førsteordensbetingelsene vil bli $\frac{\partial L}{\partial C_t} = 0$ og $\frac{\partial L}{\partial C_{t+1}} = 0$.

$$\frac{\partial L}{\partial C_t} = U'(C_t)\beta^t - \lambda\left(\frac{1}{1+r}\right)^t = 0 \Rightarrow \lambda = \beta^t(1+r)^t U'(C_t) \quad (2.6)$$

$$\frac{\partial L}{\partial C_{t+1}} = U'(C_{t+1})\beta^{t+1} - \lambda\left(\frac{1}{1+r}\right)^{t+1} = 0 \Rightarrow \lambda = \beta^{t+1}(1+r)^{t+1} U'(C_{t+1}) \quad (2.7)$$

Dette kan man benytte til å komme frem til en ligning for sammenhengen mellom marginal nytte ved to ulike tidspunkt:

$$U'(C_t) = \beta(1+r)U'(C_{t+1}) \quad (2.8)$$

Dette uttrykket sier at ved maksimering av nytte, ønsker konsumenten at marginalnyttens i dag skal være lik marginalnyttens av å konsumere $(1+r)$ enheter i morgen, multiplisert med diskonteringsfaktor β . Vi har tidligere antatt at $\beta = \frac{1}{1+\rho}$. Dersom vi også antar at tidsprefranseraten ρ er lik realrentesatsen r , vil dette føre til at konsumenten vil tilpasse seg med en flat konsumprofil. Dette gjelder selv om vi ennå ikke har definert en nyttefunksjon.

Ved dette resultatet er $C_1 = C_2 = \dots = C_T$. Ved innsettelse av C for optimalt konsumnivå i budsjettbetingelsen (2.4), vil:

$$\begin{aligned} C \sum_{t=0}^T \frac{1}{(1+r)^t} &= A_0 + \sum_{t=0}^T \frac{1}{(1+r)^t} Y_t \\ C &= \frac{1}{1 - \left(\frac{1}{1+r}\right)^{T+1}} \cdot \frac{r}{1+r} \cdot \left[A_0 + \sum_{t=0}^T \frac{1}{(1+r)^t} Y_t \right] \\ C &= \frac{r(1+r)^T}{(1+r)^T - 1} \cdot \left[A_0 + \sum_{t=0}^T \frac{1}{(1+r)^t} Y_t \right] \end{aligned} \quad (2.9)$$

Uttrykket i klammeparentesen i (2.9) inneholder formuen A_0 og et uttrykk for nåverdien av lønnsinntekten (dvs. humankapitalen), og kapitalinntekten. Man kan se at konsumet i tillegg til dette vil påvirkes av realrente og tidshorisont. Ved en høyere realrente r , vil man kunne øke konsumet på grunn av høyere kapitalavkastning. En høyere tidshorisont T , vil føre til flere år man må fordele konsumet på, og dermed lavere konsum i hver periode. Denne

effekten av tidshorisonen kan bety at ulike aldersgrupper vil respondere forskjellig på endringer i formuen A_0 eller fremtidig lønnsinntekt Y .

Uttrykket $\frac{r(1+r)^T}{(1+r)^T - 1}$ er her et uttrykk for den marginale konsumtilbøyeligheten. Det vil si

hvor mye av en økning i formue man vil bruke i én periode. En marginal konsumtilbøyelighet på 1 % betyr at en konsument vil bruke 1 % av en formuesøkning til økt konsum i samme periode. Ved dette uttrykket, kan vi finne et intervall for den marginale konsumtilbøyeligheten ved ulike tidshorisoner og realrentesatser etter skatt basert på teori:

Tabell 2.2 – Marginal konsumtilbøyelighet ved ulike tidshorisoner og realrentesatser etter skatt.

Realrente etter skatt	Konsumentens horisont (år)			
	15	25	40	55
1 %	0,0721	0,0454	0,0305	<u>0,0237</u>
2 %	0,0778	0,0512	0,0366	0,0301
3 %	0,0838	0,0574	0,0433	0,0373
4 %	0,0899	0,0640	0,0505	0,0452
5 %	<u>0,0963</u>	0,0710	0,0583	0,0537

Kilde: Egne beregninger

Ved lave realrenter og lang tidshorisont vil den marginale konsumtilbøyeligheten være mindre enn ved høye realrenter og kort tidshorisont. Som vi ser ut fra tabellen, vil den marginale konsumtilbøyeligheten ligge mellom ca. 2 % - 10 %. Poterba (2000) bruker dette som en målestokk på hvilken verdi vi forventer å finne på estimater for marginal konsumtilbøyelighet i empiriske undersøkelser.

2.1.2 LCH under usikkerhet

Uten usikkerhet, ble den optimale konsumbanen bestemt av tidshorisont, realrentesats og tidspreferanseraten. Det er derimot ikke helt realistisk å anta at individer har full oversikt over hva de kommer til å ha i inntekt for all fremtid. Dermed er det naturlig å innføre usikkerhet i modellen, gjennom å gjøre den fremtidige inntektsstrømmen Y_t usikker. Dette

betyr igjen at konsumenten vil måtte tilpasse seg etter en forventet inntekt, og at det er naturlig å se endringer i konsumet dersom det skjer endringer i forventet fremtidig inntektsnivå. Modellen på generell form vil da bli:

$$\text{Maksimer } E[U] = E_0 \left[\sum_{t=0}^T U(C_t) \beta^t \right] \quad (2.10)$$

gitt bibetingelsen

$$A_{t+1} = (A_t + Y_t - C_t)(1+r) \quad (2.11)$$

Her representerer E_0 forventningen gitt all tilgjengelig informasjon på tidspunktet $t=0$. Bibetingelsen uttrykker hvordan formuen på tidspunkt $t+1$ bestemmes, gjennom avkastning på initialformuen på tidspunkt t , samt det som ikke forbrukes av inntekten i periode t . Løsningen av optimeringsproblemet gir en førsteordensbetingelse:

$$U'(C_t) = E_0[U'(C_{t+1})] \beta(1+r) \quad (2.12)$$

Dette tilsvarer resultatet under sikkerhet, men her blir vurderingen av fremtidig grensenytte en forventning, og ikke en sikker verdi. Etersom konsumenten ikke vil etterlate seg arv, er den livslange budsjettbetingelsen som må oppfylles:

$$\sum_{t=0}^T E_0 \left[\frac{1}{(1+r)^t} C_t \right] = \sum_{t=0}^T E_0 \left[\frac{1}{(1+r)^t} Y_t \right] + A_0 \quad (2.13)$$

Hvor venstresiden tilsvarer forventet nåverdi av konsum, og høyresiden tilsvarer forventet nåverdi av inntekt og initialformuen.

Med en antagelse om at tidspreferanseraten $\rho = r$ der $\beta = \frac{1}{1+\rho}$, vil uttrykk (2.12) bli:

$$U'(C_t) = E_0[U'(C_{t+1})] \cdot \frac{1}{(1+r)} \cdot (1+r)$$

$$U'(C_t) = E_0[U'(C_{t+1})] \quad (2.14)$$

Som tilsvarer resultatet fra LCH under sikkerhet ved at konsumenten i optimum tilpasser seg slik at grensenytte av konsum i periode t er lik grensenytte i periode t+1. Forskjellen er at det her er basert på *forventet* grensenytte i periode t+1. Dette betyr at en konsument vil planlegge sitt konsum til å være likt i hver periode, som igjen gir at venstresiden av budsjettrestriksjonen (2.13) er lik tidshorizonten ganget med konsumet i periode t=0, det vil si TC_0 . Ved å sette dette inn i uttrykket, og deretter dividere med T, får en:

$$C_0 = \frac{r}{1+r} \left[\sum_{t=0}^T E_0 \left[\frac{1}{(1+r)^t} Y_t \right] + A_0 \right] \quad (2.15)$$

Uttrykket for konsum vil dermed avhenge av realrenten r , initialformuen A_0 , og forventningen E_0 til fremtidig inntekt Y_t over livsløpet T . For å kunne gi et uttrykk for konsumfunksjon, må man ta en antagelse på hvordan nyttefunksjonen ser ut.

Hall (1978) benytter en kvadratisk nyttefunksjon $U(C_t) = -\frac{a}{2}(\bar{C} - C_t)^2$. Her er \bar{C} en såkalt ”bliss level of consumption”, det vil si et optimalt konsumnivå. Merk at med denne nyttefunksjonen vil nytten maksimalt være null, og man forsøker å få konsum opp til dette optimale nivået for å unngå negativ nytte. Grensenytten ved dette uttrykket vil være $U'(C_t) = a(\bar{C} - C_t)$. Vi antar fremdeles at realrentesatsen r er lik tidspreferanserate ρ , og da vil denne grensenytten innsatt i ligning 2.14 tilsi (se vedlegg 1):

$$C_t = E[C_{t+1}] \quad (2.16)$$

Hvor $C_{t+1} = C_t + \varepsilon_t$. Under forutsetningene om konsumentens rasjonelle forventninger uten systematiske feil, konstant rentenivå og tidspreferanserate, og perfekte internasjonale kapitalmarkeder i en liten, åpen økonomi, vil konsumet med denne nyttefunksjonen følge en ”random-walk”-prosess (RW) under livsløpshypotesen (Hall 1978). Forventningen til

feilleddet under RW har forventning lik 0, som betyr at forventet konsum i neste periode er lik konsumet i denne perioden.

En kritikk av den kvadratiske nyttefunksjonen er at den innebærer at konsumenten har økende risikoaversjon, det vil si at man vil være villig til å betale et økende beløp for å unngå å delta i et spill med forventning null etter hvert som formuen øker. Dette virker ikke særlig intuitivt, ettersom man heller kanskje skulle forvente lavere risikoaversjon når man har større formue, og marginalnyttan av penger burde være fallende. Det vil si at man burde være mindre redd for å tape penger om man har mye penger, ettersom nytten av pengene man taper er mindre med en stor formue enn dersom man har en liten formue.

Oppsummert sier livsløpshypotesen at konsumnivå er planlagt, og vil ligge fast så lenge konsumentene ikke får nye opplysninger om fremtidig inntektsstrøm. Det er derimot ikke grunn til å anta at konsumentenes forventninger alltid er korrekte eller gode. Hall (1978) påviste for amerikanske data at det er en sammenheng mellom forventninger til økt fremtidig kontantstrøm fra aksjeformue og økning i dagens konsum. Dermed er det ikke kun konsumet i forrige periode som bestemmer dagens konsum. Vi vil i det følgende diskutere tre andre faktorer som også kan være med på å forklare avvik fra livsløpshypotesen: likviditetsbegrensninger, forsiktighetsmotivert sparing og arvemotiv.

2.1.3 Likviditetsbegrensninger

Livsløpshypotesen forutsetter at det er mulig å låne penger i ung alder, for deretter å betale tilbake dette etter hvert som man har jobbet en del år, og begynner å tjene mer penger. Dette kan derimot være en urealistisk forutsetning, ettersom det er vanskelig å låne penger i ung alder uten sikkerhet. Dermed kan man få en tilpasning der konsumet i ung alder vil være lavt, og at det deretter økes i takt med at man får en høyere inntekt og kanskje mulighet for å låne penger. Denne tilpasningen vil være et resultat av at man har en likviditetsbegrensning (Thurow 1969). Ved likviditetsbegrensninger, vil konsumet følge inntekten i større grad.

2.1.4 Forsiktighetsmotivert sparing

Det er under livsløpshypotesen antatt at konsumenter vil fordele den forventede inntekten over livet sitt. Samtidig er det usikkerhet rundt den fremtidige inntekten. Det kan da være naturlig å tro at noen konsumenter vil velge å utsette konsum og spare penger som en slags "egenforsikring" i tilfelle det skulle skje noe det er vanskelig eller dyrt å forsikre seg mot, for eksempel arbeidsledighet (se Benito 2006).

Konsumentens preferanser har vært beskrevet ved ikke-metning $U' > 0$, og risikoaversjon $U'' < 0$. Forsiktighetsmotivert sparing forutsetter en konveks grensenytte, dvs. at $U'''(C) > 0$ (Leland 1968). Om konsumentene oppfatter en usikkerhet rundt inntekten i periode $t+1$, vil dette redusere konsumet i periode t . Dersom førsteordensbetingelsen

$$U'(C_t) = E_t[U'(C_{t+1})]\beta(1+r)$$

skal holde, må det forventede konsumet i periode $t+1$ øke for at grensenyttene skal være like i forventning. Dette betyr at forsiktighetsmotivert sparing, som virker intuitivt fornuftig, vil medføre en økende konsumprofil, og ikke en jevn slik som LCH tilsier.

2.1.5 Arvemotiv

I modellen er det forutsatt at konsumenten ikke har noe arvemotiv, og planlegger å bruke all sin formue. Noen konsumenter vil derimot ønske å etterlate verdier til sine barn eller barnebarn, og dermed planlegger de ikke å konsumere hele sin formue (Case et al. 2005). Engelhardt og Mayer (1998) har estimert at 20 % av amerikanske førstegangsetablerere fikk økonomisk støtte til nedbetalinger på boliglån fra sin familie. Derimot hevder Hurd (1987) at eldre personer med barn faktisk sparer mindre enn de uten barn.

Samtidig er det sannsynlig at konsumenter ikke helt vet hvor lenge de har igjen å leve, og dermed velger å beholde en reserve i tilfelle de skulle leve lenger enn forventet (Davies

1981). For noen konsumenter kan også det å akkumulere en formue være et mål i seg selv, og at man dermed ikke ønsker å konsumere alt man eier (Case et al. 2005).

2.1.6 Empiri på livsløpshypotesen

Empiriske undersøkelser har avdekket flere svakheter ved livsløpshypotesen. Carroll (2001) påpeker at det å finne optimalt konsum er et avansert matematisk problem som er for vanskelig for den jevne konsument. Friedman (1953) argumenterte at konsumentene kan finne en god løsning ved prøving og feiling, men Allen og Carroll (2001) hevder at det kan ta så mye som én million ”år” av modelltid for å finne en god konsumregel ved prøving og feiling.

Det er også funnet mønstre i konsum som ikke samsvarer med livsløpshypotesens antagelse om at man forsøker å fordele formue og inntekt til et jevnt konsum. Ventede utbetalinger innad i et år kan føre til midlertidige endringer i konsum, som ikke er i tråd med livsløpshypotesen. Samtidig følger konsum konjunktorene, og det er vanlig å ha et høyt konsum midt i livet og et lavt konsum som ung og pensjonist (Browning og Crossley 2001).

Selv med disse svakhetene mener imidlertid Browning og Crossley (2001) at livsløpshypotesen kan brukes som et utgangspunkt for studier. Det sentrale resultatet er at konsumenter forsøker å tilpasse seg ved å holde marginalnyttens av penger konstant over tid, og tar sekvensielle beslutninger for å oppnå maksimal nytte ved å bruke tilgjengelig informasjon.

2.2 Transmisjonsmekanismer fra boligformue

I dette kapitlet skal vi presentere ulike forklaringer på hvordan endringer i boligformue kan tenkes å påvirke privat konsum. Det vil si transmisjonsmekanismer fra boligformue til konsum. Noen av punktene er allerede identifisert i gjennomgangen av livsløpshypotesen,

men er nå mer spesifikt rettet mot boligformue. Denne delen er basert på oppstilling i artikkelen til Ludwig og Sløk (2002).

2.2.1 Realisert formueseffekt

Begrepet "wealth effect", på norsk formueseffekt, er mye brukt blant økonomer. Ordet formueseffekt brukes om effekter på privat konsum som følge av en endring eller oppfattet endring i privat formue.

Når boligprisene stiger, øker nettoformuen og verdien av egenkapital i boligen til de som er boligeiere. Under livsløpshypotesen vil dette tilsvare uventede boligprisøkninger. Det er da mulig for boligeiere å ta ut noe av egenkapitalen i form av refinansiering eller salg av bolig til å finansiere forbruk. En slik realisert effekt kan forventes å ha en positiv innvirkning på privat konsum.

2.2.2 Urealisert formueseffekt

Dersom boligprisene stiger og boligeiere velger å ikke ta ut noe av økningen i egenkapital, kan det allikevel ha positiv effekt på privat konsum. En uventet økning i nåverdien av den totale formuen kan føre til økt forbruk i dag som følge av at konsumentene føler seg rikere enn hva de var tidligere.

2.2.3 Budsjettrestriksjoner

Det er sannsynlig å anta at kostnadene ved å leie bolig øker i takt med boligprisene. Noe som igjen vil si at når boligprisene stiger, øker leiekostnadene. Leietakerne har dermed mindre budsjett igjen til privat forbruk, og må således redusere det.

2.2.4 Likviditetsbegrensninger

En annen viktig faktor for konsum er hvor lett det er for private husholdninger å få lån og kortsiktig kreditt. Dersom boligeiere opplever vanskeligheter med å få lån eller refinansiere i perioder med stigende boligpriser, kan det føre til at de ikke får økt forbruket som ønskelig. Forskning har antydnet at deregulering av finansmarkedene og nye produkter i 1980- og 1990 årene førte til kraftig vekst i lånemarkedene, noe som gjorde det enklere for husholdninger å ta ut noe av egenkapital for å finansiere forbruk eller reinvestere (se for eksempel Greenspan 1999, Boone et al. 2001).

Benito et al. (2006) presenterer flere argumenter relatert til pris og tilgang på kreditt som er viktig for hvor stor effekt endringer i boligpriser har på privat konsum. Artikkelen skiller mellom to typer husholdninger. Den ene typen hushold er de som ønsker å forbruke mer før en boligprisoppgang, men ikke har tilgang på lån fordi verdien av egenkapitalen er for lav. Økte boligpriser vil føre til at disse husholdningene får lån når de tidligere ikke fikk, og gir dem mulighet til å fordele konsumet over levetiden. Den andre typen hushold er de som allerede har tilgang på kreditt, men som er mer opptatt av hvilken pris de kan låne til. Etter hvert som verdien av sikkerhetsstillelse øker, vil denne typen hushold kunne få tilgang på lån til en billigere rente, på grunn av redusert risiko for bankene. Begge eksemplene gir grunner til at økt boligpris kan føre til høyere låneopptak og økt privat konsum.

Eksemplene gir også indikasjoner på at styrken på den realiserte formueseffekten kan variere fra år til år. I perioder når egenkapitalen i boliger er lav for en stor andel av husholdningene, vil en økning i boligpriser øke verdien av sikkerhet betydelig, som igjen kan gi et relativt kraftig oppsving i privat forbruk.

Et annet eksempel på at styrken på den realiserte formueseffekten kan variere over tid, kan sees i sammenheng med husholdningenes pris og tilgang på forbrukslån (Bridges et al. 2006). For flere husholdninger kan forbrukslån være attraktivt, fordi det er relativt enkelt og lite gebyrer forbundet med opptak av forbrukslån, i motsetning til refinansiering av boliglån.

I perioder der priser på forbrukslån er lave og tilgangen er god, kan det ha innvirkning på hvor stor effekt boligprisendringer vil ha på privat konsum.

2.2.5 Substitusjonseffekt

En boligprisøkning vil ramme de som har tenkt å kjøpe seg opp i boligmarkedet. Dette gjelder både de som har tenkt å kjøpe seg bolig for første gang og de som ønsker å kjøpe en dyrere bolig. Høyere boligpriser fører til at de må bruke en større del av inntekten sin til å betale avdrag og renter på fremtidige lån. De kan dermed se seg tvunget til å redusere privat forbruk eller kjøpe et mindre hus.

På den andre siden er det noen som planlegger å bytte til en billigere leilighet eller selge seg ut av boligmarkedet for siste gang. Denne gruppen kommer bedre ut av en boligprisoppgang fordi økningen i verdi på ens egen bolig er større enn økning i kostnaden ved å bo i en billigere bolig. Som oftest gjelder dette eldre boligeiere, mens den andre gruppen ofte omfatter yngre boligeiere. Eldre boligeiere må ikke spre endringer i formue over så lang tid som yngre boligeiere, som igjen kan føre til at de reagerer sterkere på endringer i formue. Motsatt har vi yngre boligeiere som ofte står ovenfor likviditetsbegrensninger og er i større grad avhengig av disponibel inntekt, og dermed reagerer relativt svakere som følge av endringer i privat formue. Det er gjennomført flere studier på mikrodata som ønsker å ta høyde for slike faktorer. Vi kommer tilbake til dette i kapittel 3 under mikrostudier.

2.3 Transmisjonsmekanismer fra aksjeformue

Tilsvarende som for boligformue skal vi nå gå igjennom ulike forklaringer på hvordan endringer i aksjeformue kan tenkes å påvirke privat konsum. I det følgende presenteres tre kanaler fra aksjeformue til konsum som ligner sterkt på tre av kanalene fra boligformue. Det er allikevel viktig å skille aksjeformue fra boligformue for å åpne for forskjellige effekter på privat konsum.

2.3.1 Realisert formueseffekt

Dersom verdien av husholdningenes aksjeholdning uventet øker og de realiserer gevinsten kan det gi positivt utslag på privat konsum. Dette resultatet er en direkte følge av at likviditetsbeholdningen til husholdningene øker.

2.3.2 Urealisert formueseffekt

Når aksjekursene stiger kan det føre med seg forventninger om at verdien av aksjebasert pensjonssparing og annen ikke-realiserbar aksjesparing øker. Dette kan skape forventninger i private husholdninger om at inntekt og formue i fremtiden vil bli høyere. Forventning om økt inntekt i fremtiden kan føre til at husholdningene ønsker å etablere seg på et jevnt høyere konsumnivå, og dermed øker konsumet i dag.

Det er sannsynlig at den marginale konsumtilbøyeligheten varierer mellom realiserte og urealiserte gevinster i aksjeformue. Poterba (2000) påpeker at det er sannsynlig at tilbøyeligheten til å konsumere på bakgrunn av urealiserte aksjegevinster er lavere enn tilbøyeligheten til å konsumere fra realiserte aksjegevinster. Dette kommer av at aksjer som husholdningene ikke kan realisere (som for eksempel pensjonssparing), ofte blir sett på som langsiktige investeringer.

2.3.3 Likviditetsbegrensninger

Stigende aksjekurser fører til at verdien av husholdningenes aksjeporteføljer øker. De husholdningene som ønsker å låne penger med sikkerhet i aksjeporteføljen for å øke privat forbruk, vil nå i stigende grad kunne øke låneopptaket. Dette kan være fordi verdien av aksjeporteføljen er kommet opp på et høyt nok nivå til at de får lån med sikkerhet i aksjer, eller på grunn av at de nå kan oppnå bedre rentebetingelser.

2.4 Forskjellig effekt på konsum av endringer i boligformue og aksjeformue

Det er flere grunner til at det kan være hensiktsmessig å skille mellom boligformue og aksjeformue i studier av formueseffekter. Dersom det er forskjeller mellom hvordan endringer i de ulike formueskomponentene påvirker konsumet, vil det gi utslag i de marginale konsumtilbøyelighetene til hver formueskomponent. I det følgende presenteres ulike grunner til å anta at husholdningenes konsum vil endre seg forskjellig etter endringer i verdi på boligformue eller aksjeformue.

For det første er boligformue mye jevnere fordelt blant husholdningene enn aksjeformue (se for eksempel Poterba 2000 eller Ludwig og Sløk 2002). Det er i tillegg flere husholdninger som eier bolig enn aksjer. For mange er også bolig den mest verdifulle eiendelen og står for ca. 40 % av husholdningenes totale eiendeler (Benito et al. 2006). Store forskjeller i konsentrasjon og fordeling av aksje- og boligformue gir indikasjoner på at en prosentvis endring i boligformue potensielt vil påvirke aggregert konsum i større grad enn tilsvarende endring i aksjeformue.

Husholdningene eier aksjer, de ”konsumerer” dem ikke. Bolig er derimot både et instrument for sparing og et konsumgode (Juster et al. 2006). Det følger videre at en beslutning om å investere i boligmarkedet kan være drevet av andre motiver enn beslutninger om å investere i aksjemarkedet. Dette innebærer blant annet at en verdiendring i boligformue kan bli sett på som forskjellig fra en verdiendring i aksjeformue, og dermed vil kunne påvirke privat forbruk forskjellig.

Det er flere tegn som tyder på at husholdningene utvikler såkalte ”mental accounts,” det vil si at husholdningene vurderer og grupperer ulike typer formuer. Noen typer eiendeler kan være mer fordelaktig å bruke til løpende utgifter, mens andre er øremerket for langsiktige investeringer (Thaler 1990). Bolig, blir på samme måte som ikke realiserbar pensjonssparing, sett på som en langsiktig investering. Akkumulering av boligformue kan

også være et mål i seg selv, og som en forsikring mot usikkerheter i fremtiden. Begge forhold kan gi utslag i lavere marginal konsumtilbøyelighet for boligformue.

Til sist kan det være verdt å nevne at husholdningene kan ha vanskeligheter med å måle egen formue, og vet muligens ikke hva formuen er verd fra dag til dag. Markedsverdien av egen bolig kan ikke lett observeres, og det faktum at bolig er en heterogen vare gjør det enda vanskeligere. I motsetning til dette er det relativt enkelt å sjekke markedsverdien av egen aksjeholdning. I tillegg kan noen endringer i verdien av en formueskomponent bli sett på som mer usikker eller midlertidig i forhold til andre verdiendringer (Lettau og Ludvigson 2004, Case et al. 2005).

2.5 Formuespriser som ledende indikatorer og “consumer confidence”

Det har eksistert flere ulike syn på sammenhengen mellom formuespriser og realøkonomisk aktivitet. I det foregående har vi stort sett tatt for oss og presentert argumenter til økonomer som tror på formueseffekter og effekter knyttet til likviditet. På den andre siden er det forskere som har argumentert for at den observerte korrelasjonen mellom formuespriser og privat konsum kan være et resultat av at formuespriser fungerer som en ledende indikator på realøkonomisk aktivitet (se for eksempel Poterba og Samwick 1995). Synet går ut på at formuespriser reflekter fremtidig produksjonsvekst og derfor er korrelert med privat konsum. Denne teorien ekskluderer ikke at det kan finnes formueseffekter, men fremhever at det kan være en annen (u)observerbar størrelse som kan påvirke både boligpriser og privat forbruk, som for eksempel “consumer confidence”.

Poterba (2000) uttrykker: *“(...)it is possible that changes in stock prices affect spending even by households that do not own stock because they affect consumer confidence or the uncertainty that consumers perceive about future economic conditions.”* Dette vil si at husholdninger som ikke eier aksjer kan indirekte bli påvirket av endringer i aksjemarkedet. Romer (1990) undersøkte om det kunne finnes slike effekter gjennom å teste for

”usikkerhetshypotesen”. Hypotesen gikk ut på om de ekstreme variasjonene i aksjekurser, perioden 1929-1930, førte til at husholdningene opplevde stor usikkerhet rundt framtidig inntekt som videre førte til redusert konsum. På denne tiden eide kun 2 % av de amerikanske husholdningene aksjer, og spørsmålet var da om volatilitet i aksjemarkedet kunne føre til utbredt usikkerhet rundt framtidig inntekt, også blant alle de som ikke eide aksjer. Et argument for at dette kunne være tilfelle var at aksjemarkedet ble sett på som en ledende indikator på realøkonomien av konsumentene i mellomkrigstiden. Unormale bevegelser i aksjekurser vil dermed bli assosiert med større usikkerhet rundt framtidig inntekt. Resultatene fra testene viste at denne usikkerheten førte til utsettelse av konsum av varige goder i begynnelsen av 1930-årene.

3. Tidligere studier

Det er gjennomført et stort antall studier som ønsker å undersøke sammenhengen mellom bolig- og aksjeformue og privat konsum. I grove trekk tar forskningen i bruk informasjon fra én av tre forskjellige typer datamateriale. Makrostudier benytter seg av aggregerte tidsseriedata fra statlig- og/eller fylkesnivå. Mikrostudier tar i bruk data fra nasjonale husholdningsundersøkelser eller data basert på refinansieringsaktivitet. Tidligere studier kan gi oss verdifull informasjon om blant annet metode, intervall for resultater og tolkning av disse. I dette kapitlet skal vi derfor presentere utvalgte makro- og mikrostudier.

3.1 Makrostudier

Makrostudier forsøker ofte å kvantifisere effekten av formuesendringer på realøkonomien. Denne informasjonen kan for eksempel være nyttig for sentralbanker ved rentesetting. Vi skal i denne delen gå gjennom utvalgte makrostudier.

3.1.1 Case, Quigley og Shiller (2005) – Comparing wealth effects: The stock market versus the housing market

Case, Quigley og Shiller (CQS) har gjort en omfattende makrostudie på amerikanske og internasjonale data der de undersøker sammenhengen mellom boligformue, aksjeformue og konsum. Før dette var det gjort flere studier på sammenhengen mellom aksjemarkedet og konsum, men lite undersøkelser på hvordan endringer i boligmarkedet påvirket konsum.

Datagrunnlaget er hentet fra årlige internasjonale data for 14 land i tidsperioden 1975-1996, og kvartalsvise data fra amerikanske stater i tidsperioden 1982-1999. CQS lager estimater på boligformue per capita, finansiell formue per capita, og inntekt per capita for deretter å benytte disse tallene som forklaringsvariabler i en regresjonsanalyse med konsum per capita som avhengig variabel. Alle dataene er realdata og uttrykt i logaritmer.

Resultatene viser at elastisiteten på konsum ligger mellom 0,11 og 0,17 fra boligformue og ca. 0 for finansiell formue på internasjonale data. For amerikanske data er de tilsvarende elastisitetene 0,05 – 0,09 for boligformue og ca. 0,02 for finansiell formue. Resultatene for elastisitet fra boligformue på privat konsum er statistisk signifikant for begge datasettene, mens resultatene for finansiell formue kun er signifikant for det amerikanske datasettet.

Konklusjonen i studien er at det er sterke beviser for at variasjon i boligformue påvirker konsum, mens man i beste fall kan finne svakt bevis for at variasjon i finansiell formue gjør det samme. Konklusjonene for boligformue er robuste for ulike spesifikasjoner av modellen. Samtidig påpeker CQS at elastisitetenes tallverdier ikke er sikre, ettersom disse varierer med ulike modellspesifikasjoner. Allikevel er det støtte for en konklusjon om at endringer i boligpriser har større effekt på konsum enn endringer i aksjepriser.

3.1.2 Benjamin, Chinloy og Jud (2004) – Real estate versus financial wealth in consumption

Benjamin, Chinloy og Jud (BCJ) har utført en studie på amerikanske data hvor de beregner marginal konsumtilbøyelighet for boligformue og finansiell formue. Denne undersøkelsen benytter et annet datamateriale enn Case et al. (2005).

Datamaterialet i denne undersøkelsen er amerikanske kvartalsvise data fra 1952K1 til 2001K4. Der Case et al. (2005) benyttet data fra stater, bruker BCJ aggregerte tall for hele USA. I tillegg benyttes nasjonale aggregerte størrelser for konsum, finansiell formue, og boligformue der Case et al. (2005) har benyttet andre metoder for å estimere disse størrelsene.

Hovedtrekkene fra studiene er derimot ikke så forskjellige i de to studiene, selv om andre data er benyttet. BCJ får punktestimater for den marginale konsumtilbøyeligheten på 8 % for boligformue, og 2 % for finansiell formue, begge signifikante på 1 % - nivå.

Konklusjonen er at det er en klar forskjell mellom den marginale konsumtilbøyeligheten for boligformue og finansiell formue i amerikanske data. Resultatene som fremkommer er også innenfor de teoretiske grensene fra Poterba (2000) og teori gjennomgangen i kapittel 2 på ca. 2 % - 10 %.

3.1.3 Lettau og Ludvigson (2004) – Understanding trend and cycle in asset values: Reevaluating the wealth effect on consumption

Lettau og Ludvigson (LL) (2004) undersøker sammenhengen mellom formuesverdier og konsum, men tar et annerledes utgangspunkt enn andre undersøkelser. De forsøker å skille mellom permanente og midlertidige sjokk, og legger vekt på forskjellen mellom trend og sykel i formuesverdiene. Datamaterialet er kvartalsvise nasjonale data hentet fra USA i tidsperioden 1951K4 til 2003K1.

LL finner ut at det er en veldig høy volatilitet i formuesverdier i forhold til konsum og arbeidsinntekt. Allikevel finner de at vekstratene til de ulike komponentene har en langsiktig sammenheng, det vil si en felles trend i det lange løp. LL finner at en betydelig del av endringer i formuesverdier er midlertidige, og ikke relatert til konsum og arbeidsinntekt. LL hevder at hele 88 % av variasjonen i husholdningenes nettoformue kan være midlertidig, og kommer primært fra volatilitet i aksjemarkedet. Variasjonen i aggregert konsum er derimot dominert av varige sjokk.

Konklusjonen blir dermed at den største delen av endringer i formue er urelatert til konsum. LL påpeker at dette ikke betyr at formue ikke påvirker konsum, men at kun permanente endringer i formue påvirker konsum. Dette fører til at estimer av formueseffekten overvurderer effekten av formuesendringer på konsum. De kritiserer tall for marginal konsumtilbøyelighet, fordi "(...) no single number, or "marginal propensity", can accurately summarize the response of consumption to wealth" (s. 277). Allikevel sier de også at disse tallene kan gi en gyldig beskrivelse av trendrelasjonen mellom konsum, formue og inntekt.

Denne trendrelasjonen sier derimot ikke noe om effekten av et nytt sjokk før man vet om dette er et permanent eller midlertidig sjokk.

En annen konklusjon fra LL er at dersom man deler formue inn i aksjeformue og ikke-aksjeformue ser man at aksjeformuen er dominert av midlertidige sjokk, mens ikke-aksjeformuen er dominert av permanente sjokk. Dette skulle tilsi at en marginal konsumtilbøyelighet for ikke-aksjeformue vil være mer presis enn en marginal konsumtilbøyelighet for aksjeformue.

3.1.4 Ludwig og Sløk (2002) – The impact of changes in stock prices and house prices on consumption in OECD countries

Ludwig og Sløk (LS) (2002) beregner effekten av endringer i aksjepriser og boligpriser på konsum i 16 land. De setter et skille mellom markedsbaserte og bankbaserte økonomier, som baseres på størrelsen på finansmarkedet i landet, hvor spredd aksjeeierskap er i befolkningen, og hvor vanlig aksjeopsjoner er som betaling i bedrifter. Norge er klassifisert som en bankbasert økonomi.

Datamaterialet er kvartalsvise data fra 16 OECD-land i perioden 1960-2000. Boligpriser er bare tilgjengelig i årlige frekvenser, og dermed blir de kvartalsvise dataene estimert ved lineær interpolasjon.

Resultatene viser at det er en signifikant langtidseffekt av aksjemarkedsendringer på konsum. Det er også en signifikant korttidseffekt av inntekt, aksjepriser og boligpriser på konsum. Samtidig er påvirkningen fra aksjemarkedsendringer dobbelt så stor i markedsbaserte økonomier som i bankbaserte økonomier. Effekten fra aksjemarkedet er også større i perioden 1985-2000 enn i 1960-1984 i begge gruppene av land. Dette gjelder også for effekten fra boligpriser.

Konklusjonene er at det er en effekt på konsum fra aksje- og boligmarkedet, og at disse effektene har økt over tid. Samtidig finner LS at effekten fra boligpriser er dominerende i bankbaserte økonomier, mens aksjemarkedet har den største effekten i markedsbaserte økonomier. Forfatterne påpeker derimot at landene har blitt fordelt til gruppene basert på antagelser, og at det kunne vært interessant å ta ulike kriterier for denne fordelingen med som en del av regresjonen for å bekrefte disse resultatene.

3.2 Mikrostudier

Vanlig kritikk av makrostudier er at de mangler en klar sammenheng mellom konsumatferd og endring i formue, det vil si at det ikke er mulig å identifisere om de som endrer sitt private konsum også er de som har opplevd en endring i formue. I tillegg mangler datasettene demografisk informasjon og økonomiske karakteristikk av husholdningene. Mikrostudier kan derfor gi oss ny innsikt på flere måter. For det første kan mikrostudier for eksempel identifisere for hvilke typer husholdninger formueseffekter er spesielt stor eller liten.¹ De kan også analysere effekter på tvers av likviditetsbegrensede og ikke-likviditetsbegrensede husholdninger. Mikrostudier tar i bruk informasjon fra husholdningsundersøkelser og ønsker å utvide vår forståelse av sammenhengen mellom formue og konsum. I det følgende presenteres to utvalgte mikrostudier.

3.2.1 Bostic, Gabriel, Painter (2009): Housing wealth, financial wealth, and consumption: New evidence from micro data

Bostic et al. (2009) har nylig gjennomført en undersøkelse på mikrodata fra perioden 1989-2001 om hvilken effekt endringer i bolig- og finansiell formue har på konsum. Datamaterialet består av sammensatte resultater fra The U.S. Bureau of Labor Statistics sin *Consumer Expenditure Survey* og Federal Reserve Board sin *Survey of Consumer Finances*. Dataene gjør det mulig å se nærmere på formueseffekter på både konsum av varig goder og

¹ Husholdninger blir ofte delt opp etter alder, region, boligeierskap m.fl. Deretter undersøkes sammenheng mellom formue og konsum i ulike undergrupper.

ikke-varige goder. I tillegg gir det tilgang til å sammenligne formueseffekter på bakgrunn av markedsverdier og nettoverdier (fratrasket gjeld) av bolig- og finansiell formue. De gjennomfører også robusthetssjekker av estimatene på avvik fra trend og volatilitet i bolig- og finansiell formue, og ser om det er en forskjell mellom ikke-likviditetsbegrensede og likviditetsbegrensede husholdninger.

Resultatene viser signifikant positiv effekt på totalt privat konsum fra bolig- og finansiell formue. I tillegg er elastisiteten høyere for boligformue enn for finansiell formue jevnt over. Elastisiteten for boligformue ligger i området mellom 0,060 i 1989 og 0,042 i 2001 og er signifikant gjennom hele perioden. I tydelig kontrast ligger de estimerte elastisitetene for finansiell formue på et lavere nivå, og ligger i intervallet mellom 0,024 i 1992 og 0,020 i 2001.

Bostic et al. finner at endringer i boligformue viser seg å ha signifikant effekt på konsum av ikke-varige goder, mens endringer i finansiell formue har signifikant effekt på konsum av varige goder. Når det gjelder resultatene fra studiene med nettoverdier av bolig- og finansiell formue indikerer disse en mindre presis sammenheng mellom boligeigenkapital og konsum. Bostic et al. hevder at dette kan skyldes at husholdningene gjør feil i sin vurdering av nettoformue, og dermed er konsumbeslutninger mer sensitive til markedsverdien av egen bolig enn til verdien av egenkapitalen i boligen.

Robusthetssjekkene viser at husholdningene ser på avvik fra trend og volatilitet i boligformue som midlertidige, og derfor ikke medregner det i fremtidig inntekt. Resultatene fra testene der datamaterialet ble delt opp i likviditetsbegrensede og ikke-likviditetsbegrensede husholdninger viser ingen signifikante forskjeller mellom gruppene. Det er naturlig å forvente at likviditetsbegrensede husholdninger ville være mer sensitiv til endringer i inntekt og formue, men mønsteret fra koeffisientene over tid viser ingen systematiske forskjeller i denne undersøkelsen.

Det er også gjennomført en robusthetsjekk der datamaterialet er delt opp etter forskjellige aldersgrupper. Resultatene viser mindre formueselastisitet og høyere inntektselastisitet for husholdninger i alderen 25-35 år, relativt til eldre aldersgrupper.

Konklusjonen til Bostic et al. er at de finner en relativt stor og signifikant boligformueseffekt. Resultatene viser også en signifikant finansiell formueseffekt, men denne er av mindre størrelsesorden.

3.2.2 Campbell og Cocco (2007): How do house prices affect consumption? Evidence from micro data

Cambell og Cocco (2007) (CC) har sett nærmere på korrelasjonen mellom boligpriser og husholdningers konsum i Storbritannia. De benytter seg av data fra *The UK Family Expenditure Survey* (FES) fra 1988 til 2000 for å estimere endringer i konsum som følge av endringer i boligpriser. Dette er en studie som blir besvart av husholdninger og hver husholdning blir bare intervjuet én gang. CC deler opp datamaterialet etter alder, boligeierskap, og regional tilknytning. I tillegg benytter de seg av nasjonale og regionale boligprisdata fra Nationwide som er en justert prisindeks, der de følger en representativ bolig sin salgspris over tid.

Resultatene av regresjonsanalysene og testene viser at det finnes store forskjeller (stor grad av heterogenitet) i responsen til boligprisendringer. De finner en stor og signifikant effekt av boligprisendringer på konsum for eldre husholdninger som er boligeiere. Den estimerte boligpriselastisiteten på konsum for denne gruppen er så høy som 1,7, det vil si at dersom boligprisen øker med 1 % vil konsumet øke med 1,7 %. Motsatt finner de ingen signifikante effekter blant gruppen husholdninger som er unge og leier bolig. CC mener dette skillet er viktig å legge merke til ettersom en stadig større andel av befolkningen består av eldre boligeiere. Dermed kan aggregert konsum bli mer sensitiv til endring i boligpriser over tid. De mener også at tidligere makrostudier på området overser dette tidselementet, siden de ikke tar hensyn til den sakte endringen i aldersstruktur i befolkningen.

Et annet resultat er at regionale boligpriser betyr mer for konsumbeslutninger enn nasjonale boligpriser. Den estimerte elastisiteten som tilhører regional boligpris er høyere enn den estimerte elastisiteten til nasjonal boligpris. CC fremhever at dette viser viktigheten av å ta høyde for regionale forskjeller i studier av sammenhengen mellom boligpriser og konsum.

Til sist prøver Campbell og Cocco å skille mellom forventede og uventede boligprisendringer. Dersom husholdninger ser fremover vil konsumbeslutninger kun endres som følge av uventede endringer i boligpriser. Her finner derimot CC at konsum påvirkes av en boligprisendring, selv om denne endringen var forventet. Denne effekten kan ha sammenheng med at økte boligpriser gjør det lettere for likviditetsbegrensede husholdninger å få lån, men det kan også forklares med forsiktighetsmotivert sparing eller "nærsynt" atferd (overfokusering på det som er nært i tid). Det ser også ut til at denne effekten er mindre blant de husholdningene som ikke har brukt opp hele sin lånekapasitet. I tillegg finner de kun signifikante resultater når de ser på nasjonale boligpriser, og siden effekten gjør seg gjeldende også blant de som leier bolig, konkluderer de med at konsum responderer til forventede boligprisendringer på et aggregert nivå.

3.3 Oppsummering tidligere studier

Tabell 3.1 – Oppsummering av tidligere studier med elastisiteter for formueseffekter

	Datamateriale	Boligformueseffekt (elastisitet)	Finansiell formueseffekt (elastisitet)
Makrostudier			
Case, Quigley og Shiller (2005)	Paneldata av land (inkl. Norge) og amerikanske stater	0,11-0,17 (int.) 0,05-0,09 (USA)	0 (int.) 0,02 (USA)
Benjamin, Chinloy og Jud (2004)	Tidsseriedata fra amerikanske stater	0,08 (marginal konsumtilbøyelighet)	0,02 (marginal konsumtilbøyelighet)
Lettau og Ludvigsson (2004)	Tidsseriedata fra USA	Ja, fra permanente sjokk	Ja, fra permanente sjokk
Ludwig og Sløk (2002)	Paneldata fra 16 OECD- land, inkl. Norge	Ja, på kort sikt	0,043 (markedsbaserte) 0,026 (bankbaserte)
Mikrostudier			
Bostic, Gabriel og Painter (2009)	Husholdnings- undersøkelser i USA	0,06	0,02
Campbell og Cocco (2007)	Husholdnings- undersøkelser i UK	1,7 (for eldre boligeiere) 0 (for unge leietakere)	N/A

Makrostudiene viser at det er grunn til å forvente at endringer i både finansiell formue og boligformue påvirker privat konsum. Endringer i boligformue beregnes til å ha en større påvirkning på privat konsum enn endringer i finansiell formue. Estimaten på formueseffekten er noe forskjellige etter hvilket datamateriale og modellspesifikasjoner som er blitt benyttet, men hovedkonklusjonene avviker ikke mye fra hverandre. Samtidig viser Ludwig og Sløk (2002) at effekten kan være forskjellig etter hvordan finanssystemet fungerer. Dette gir grunn til å tro at det kan være ulike resultater etter hvilket land man ser på. Lettau og Ludvigson (2004) kritiserer fokuset på marginal konsumtilbøyelighet, men ser også at det kan være en gyldig beskrivelse av trendrelasjonen mellom inntekt, formue og konsum.

Resultatene fra mikrostudien av Bostic et al. (2009) bekrefter inntrykket fra makrostudiene om signifikante formueseffekter, og at det er en større effekt fra boligformue enn fra finansiell formue. Samtidig viser Campbell og Cocco (2007) at denne effekten kan være svært forskjellig i ulike aldersgrupper, og dermed vil punktestimater på konsumtilbøyelighet representere gjennomsnittet fra hele befolkningen.

4. Analyse av demografiske forhold ved norsk aksje- og boligeierskap og relevante fakta

Dette kapitlet retter fokuset over på Norge. Til å begynne med presenteres det en oversikt over norsk aksje- og boligeierskap. Fakta om aksje- og boligformue til husholdningene i Norge kan gi oss indikasjoner på hvilke resultater vi kan forvente å finne i en empirisk undersøkelse på norske data. I tillegg vil det forholdsvis nye låneproduktet rammelån bli presentert, ettersom dette kan ha betydning for formueseffekt fra bolig.

4.1 Aksjeformue – aksjeeierskap og fordeling av aksjeformue

I Norge er det i hovedsak Oslo Børs VPS Holding ASA (VPS) og Statistisk Sentralbyrå (SSB) som er kilder til informasjon om aksjeeierskap og aksjeformue. Ved utgangen av 2006 var det ca. 372 000 nordmenn som eide aksjer og ca. 505 000 som eide aksjefond². Dette tallet har steget jevnt og trutt siden registreringen startet på begynnelsen av 1990- tallet (Årsrapporter VPS). Av de som eide aksjer var den gjennomsnittlige verdien av aksje- og aksjefondsbeholdningen ved utgangen av 2006 henholdsvis 228 900 kr og 117 000 kr. Folketallet i Norge ved utgangen av 2006 var ca. 4 690 000 (SSB). Tallene innebærer at ca. 7,9 % av nordmenn eide aksjer og ca. 10,8 % eide aksjefond. Dette betyr at relativt liten andel av Norges befolkning eide aksjer eller aksjefond i 2006, noe som gir indikasjoner på at marginal konsumtilbøyelighet for aksjeformue vil være relativt liten i størrelse når man studerer aggregerte tall fra Norge.

I tillegg kan det være av interesse å studere og sammenligne tall for aksjeformue med andre finansielle formueskomponenter. Tabellen nedenfor viser en oversikt over gjennomsnittlig finansformue for husholdninger, sortert etter alder på hovedforsørger.

² Det er mulig at én person kan tilhøre begge kategoriene, det vil si eier både aksjer og aksjefond.

Tabell 4.1 – Skattepliktig brutto finanskapital for husholdninger etter alder på hovedforsørger, 2006 og 2007

		Alder på hovedforsørger							
		Gj. sn.	<25 år	25-34år	35-44år	45-54år	55-66år	67-79år	80 år>
Skattepl. brutto finanskapital	2006	579400	115700	253100	464600	732600	851100	751200	634300
	2007	658 200	119700	279000	560900	827200	966800	832300	711000
Bankinnskudd	2006	269 200	64 000	123200	180400	266900	386200	444900	428400
	2007	291 600	66 900	126900	191500	288400	424700	493000	469500
Andeler i aksjefond	2006	30 600	3 900	9 500	24 200	37 400	50 000	44 000	28 800
	2007	31 400	4 000	9 500	24 500	39 500	51 100	44 600	30 000
Obl. og pengemarkedsfond	2006	14 600	1 600	3 500	7 600	13 700	23 300	30 100	24 200
	2007	14 800	1 800	3 400	8 100	14 400	23 100	29 400	26 200
Skattepliktig formue i utlandet	2006	14 900	2 000	4 400	15 600	22 200	23 100	14 400	8 200
	2007	17 000	2 100	4 400	16 500	26 500	26 400	17 300	9 400
Verdipapir registrert i VPS	2006	42 800	5 000	11 800	30 300	54 800	72 900	61 300	39 800
	2007	41 700	4 200	10 000	27 400	54 800	71 600	61 400	42 600
Verdipapir ikke registrert i VPS	2006	124 300	25 300	69 000	137500	215500	147700	79 100	67 400
	2007	169 100	26 400	92 300	223000	273800	199500	88 600	83 400

Kilde: SSB

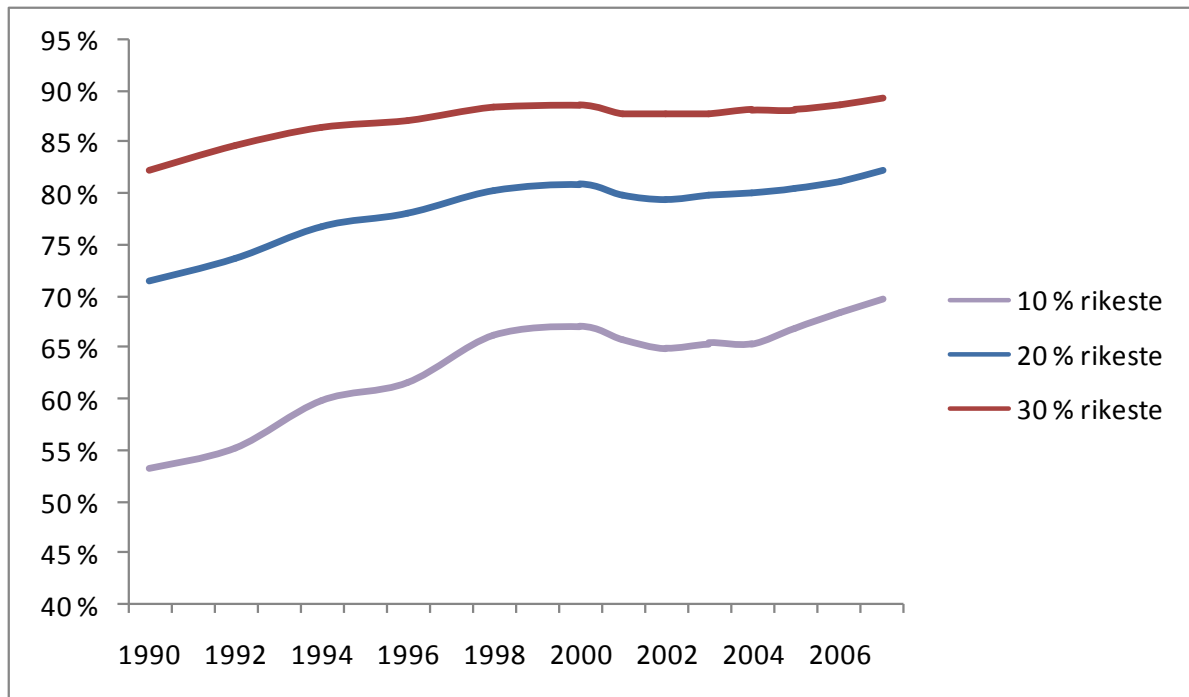
Det første som er verdt å legge merke til er at den gjennomsnittlige verdien av verdipapirer registrert i VPS og andeler i aksjefond utgjør bare en liten del (ca. 12,3 %) av den gjennomsnittlige finansformuen til husholdningene. Bankinnskudd og andre verdipapirer står for den største delen av finansformuen til husholdningene³.

Samtidig ser vi som forventet at det er husholdninger med hovedforsørger eldre enn 45 år som har de største finansformuene og aksjeformuene. Dette sier noe om konsentrasjonen av finansformuen. Det samme kan en oversikt over fordeling av brutto finansformue fortelle

³ Lån og pensjonssparing i Folketrygden er ikke tatt med i oversikten.

oss. Figur 4.1 viser en oversikt over utviklingen i fordeling av brutto finanskapital etter desiler fra 1990 til 2007.

Figur 4.1 – Fordeling av brutto finanskapital etter desiler, 1990-2007



Kilde: SSB

Figuren forteller oss at topp 10 % av husholdningene som har den største finansformuen eide 69,8 % av den totale finansformuen ved utgangen av 2007. Andelen av den totale finansformuen som de 10 % ”rikeste” eier har økt jevnt og trutt siden 1990. Dette innebærer at den totale finansformuen bare blir mer og mer konsentrert blant de rikeste husholdningene, der ”rik” henviser til finansformue. Utvider vi til de 30 % rikeste husholdningene eier de nesten 90 % av den total finansformuen i Norge. Dette understreker inntrykket fra statistikkene til VPS om at aksjeformuen er veldig konsentrert og relativt få husholdninger har beholdning av børsnoterte aksjer og aksjefond av betydning.

I USA i 1998 eide topp 20 % av de rikeste husholdningene 95,9 % av alle børsnoterte aksjer (Poterba 2000). Det samme tallet for Norge i 1998 er 80,4 %. Dette antyder at eierskap i

Norge er konsentrert, men ikke fullt så konsentrert som i USA. Noe som kan bety en noe høyere marginal konsumtilbøyelighet fra aksjer i Norge når man studerer aggregerte tall.

Oppsummert viser statistikken at det kan være problemer med å måle den virkelige formueseffekten fra aksjer når man ser på aggregerte tall fordi aksjeformuen er veldig konsentrert og få husholdninger eier aksjer. Dette antyder også at den aggregerte effekten fra endringer i aksjeformue på totalt privat konsum for Norge sett under ett vil være liten. Endringen i konsum til de som eier aksjer må være veldig stor for at det skal ha noen innvirkning på totalt privat konsum for alle husholdninger.

4.2 Boligformue – boligeierskap og fordeling av boligformue

På samme måte som aksjeformue kan det være interessant å studere tall for boligeierskap og fordeling av boligformue i Norge. Dersom mange eier egen bolig og boligformuen er jevnt fordelt vil det være mer sannsynlig å finne effekter fra endringer i boligformue på privat konsum.

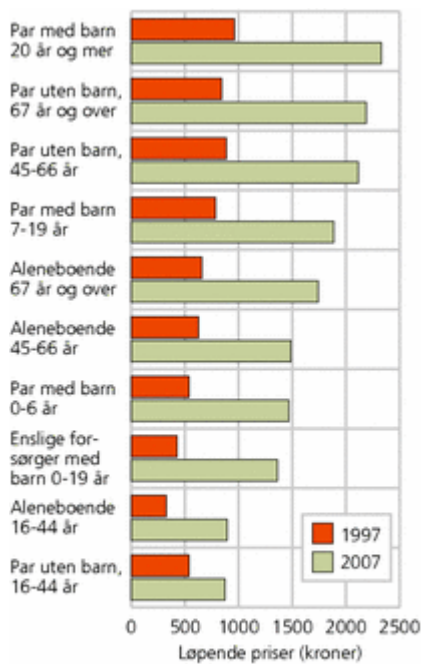
Norges Bank uttrykker at ”Husholdningene har en betydelig del av sin formue i bolig” (Pengepolitisk rapport 3/2008). I følge tall fra ulike undersøkelser gjennomført av SSB fra 2004 - 2007 eier rundt 80 % av husholdningene egen bolig. Andelen lå på rundt 77 % på 90-tallet (Sæther 2007). Andelen som eier egen bolig er høyt sammenlignet med gjennomsnittet i EU som er på ca. 60 %. I våre naboland Sverige og Danmark eier ca. 53 % av husholdningene egen bolig (Sæther 2007). I USA er andelen på ca. 68 % (U.S. Census Bureau). Når et gjelder husholdninger som leier bolig har denne andelen lenge vært stabil på rundt 17 % i Norge (Sæther 2007). Dersom tallene sees i sammenheng med tidligere presentert teori om formueseffekter og budsjettrestriksjoner, så vil det være flere som vil bli påvirket positivt av boligprisendringer enn det er leietakere som blir påvirket negativt. Dette antyder at effekten fra boligprisendringer på konsum vil være positiv i Norge og muligens høyere enn i andre land.

Årsaken til at så mange eier egen bolig i Norge har sammenheng med at myndighetene lenge har lagt til rette for at husholdninger som ønsker å eie egen bolig kan ha mulighet til det. Husbanken ble opprettet i 1946 for å gi gunstige lån til de som ønsket å eie egen bolig og utover 80-tallet ble rammebetingelsene for banker forbedret slik at de lettere kunne gi boliglån. En annen grunn til at mange eier egen bolig er at rentefradrag og lav beskatning av boligformue har gjort det skattemessig gunstig å eie i forhold til å leie. I tillegg har det rådet ulike oppfatninger om at bolig er en god investering ettersom boliger mest sannsynlig stiger i verdi over tid, og at det å leie er å ”kaste penger ut av vinduet”. Det skattemessige aspektet er av betydning i studier av formueseffekter. Siden boligformue generelt har blitt lavt beskattet kan det ha påvirket den marginale konsumtilbøyeligheten for boligformue.

Ifølge SSB er den gjennomsnittlige nettoboligformuen (boligverdi – lån med pant i bolig) til par med barn over 20 år, på 2,33 millioner kroner i 2007. Sammenlignet med gjennomsnittlig aksjeformue for husholdninger med hovedforsørger mellom 55-66 år som er på ca. 122 200 kroner, er forskjellen mellom bolig og aksjeformue til husholdningene meget stor. Denne forskjellen vil med stor sannsynlighet vise seg gjeldene i de marginale konsumtilbøyelighetene til aksje- og boligformue når man studerer aggregerte tall.

Det finnes få eksakte tall på hvordan boligformuen er fordelt etter desiler fordi SSB kun registrerer ligningsverdien av boliger, men fra Levekårsundersøkelser med bolig som tema i 1997 og 2007 har SSB utarbeidet en oversikt over boligformue for ulike husholdningstyper. Denne oversikten er gjengitt i figur nedenfor.

Figur 4.2 – Boligformue for ulike husholdningstyper, 1997 og 2007.



Kilde: Levekårsundersøkelsene 1997 og 2007, Statistisk sentralbyrå.

Kilde: Sæther, Jan-Petter: *Prisrekord på boliger, SSB Samfunnsspeilet nr. 5-6 (2008)*.

Resultatet viser at det i grove trekk er veletablerte husholdninger, som par uten barn og par med barn over 7 år, som har størst gjennomsnittlig boligeigenkapital. Motsatt så har aleneboere eller enslige forsørgere i gjennomsnitt mindre boligeigenkapital. Det ser også ut til at jo yngre du er, dess mindre boligformue har du. Dette henger sammen med at det er flest unge mellom 16-24 år og de som bor alene som leier egen bolig. En annen årsak til forskjeller i tabellen er at unge husholdninger er i etableringsfasen og derfor har høy gjeld på bolig og følgelig mindre egenkapital i boligen. Allikevel bør det påpekes at par uten barn i aldersgruppen 16-44 år, er de som har minst gjennomsnittlig boligeigenkapital, men også for denne gruppen er den positiv og var på ca. 900 000 kr i 2007. Stort sett er det små forskjeller mellom 1997 og 2007, foruten at egenkapital i boliger har økt, noe som sannsynligvis henger sammen med høy vekst i boligprisene.

Vi ser altså at som for aksjeformue er det slik at jo eldre du er dess mer boligformue har du, men det er grunn til å tro at boligformuen er jevnere fordelt på grunn av høy andel som eier egen bolig. I tillegg er boligformuen til husholdningene betydelig større enn aksjeformuen.

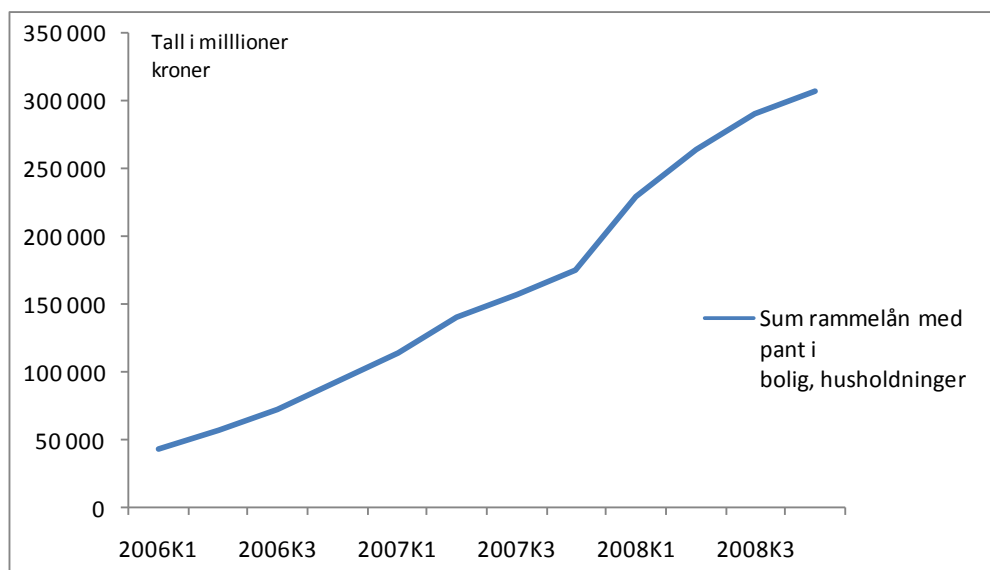
Alle disse faktorene er med på å antyde at endringer i boligformue vil påvirke konsum i større grad enn endringer i aksjeformue.

4.3 Rammelån

Siden 2006 har norske banker og kredittinstitusjoner markedsført bredt såkalte rammelån. Rammelån, også markedsført som fleksilån eller boligkreditt, er alle lån med pant i bolig der det opprettes en kreditt som er innenfor 60 – 80 % av boligens verdi (Sparebankforeningen 2007). Lånetaker kan deretter benytte kreditten til det han eller hun måtte ønske. Rammelån har gjort det særlig mulig for boligeiere å bruke av egenkapital i bolig til å finansiere forbruk. Slike lån har til en viss grad dempet likviditetsbegrensninger forbundet med ønske om å øke forbruk som følge av at verdien av egen bolig har økt. Dette kan igjen ha ført til økt effekt fra boligprisøkninger på konsum de siste årene.

En mulig effekt av den brede markedsføringen av rammelån er at det kan ha ført til økt bevissthet omkring utnyttelse av boligeigenkapital til eget forbruk. Den store veksten i husholdningers opptak av rammelån er et tegn på dette. Figuren nedenfor viser utviklingen i rammelån for husholdninger fra 1. kvartal 2006 til 4. kvartal 2008.

Figur 4.3 – Sum rammelån med pant i bolig for husholdninger, 2006K1-2008K4



Kilde: SSB

Av figuren kan vi lese at sum rammelån i husholdninger vokste fra 42 milliarder kroner første kvartal i 2006 og til 307 milliarder kroner fjerde kvartal i 2008. Dette er en voldsom vekst. Rammelån utgjorde ca. 24 % av alle boliglån i slutten av 2008, mens det i begynnelsen av 2006 kun utgjorde 4 % av alle boliglån (Kredittilsynet 2008).

Et interessant spørsmål for denne oppgaven er hva ”rammen” benyttes til. Sparebankforeningen har gjennomført en undersøkelse der de har spurt låntaker hva lånet skal benyttes til. Undersøkelsen viser at om lag 40 % skal bruke pengene til å pusse opp egen bolig, 30 % skal kjøpe bil eller båt. Også feriereiser (6 %), ekstraordinære utgifter (2 %) og få mer penger disponibelt i en periode (4 %) oppgis som formål. Kredittilsynet har i tillegg gjennomført undersøkelser som viser at rammelån i større grad enn for ordinære nedbetalingslån blir benyttet til å øke privat forbruk. Dette gjelder stort sett kjøp av varige forbruksvarer.

Disse tallene er med på å antyde at husholdningene i større grad benytter boligeegenkapital til privat forbruk, men først og fremst varige forbruksgoder. Det store spørsmålet er imidlertid om det er boligprisendringer som utløser forbrukslysten. Tall viser at det er i aldersgruppen 41-59 år rammelån er mest populært. Denne gruppen er også de som har hatt størst boligeegenkapital, og har ikke i stor grad vært likviditetsbegrenset. Det trenger dermed ikke å være boligprisøkninger som har utløst økt privat forbruk.

5. Hypoteser for empirisk analyse og presentasjon av konsumfunksjon

I kapittel to ble livsløpshypotesen og transmisjonsmekanismer fra aksje- og boligformue presentert. Dette representerer det teoretiske grunnlaget for å tro at endringer i aksje- og boligformue har påvirkning på privat konsum. I tillegg har en slik sammenheng blitt påvist i mange internasjonale studier, som drøftet i kapittel tre. Denne oppgaven ønsker å teste om disse resultatene kan videreføres til Norge også.

Som nevnt i innledningen, er hovedproblemstillingen i oppgaven:

Er det mulig å påvise en effekt fra endringer i aksje- og boligformue på privat konsum i norske data?

Dersom dette kan påvises er det flere momenter som kan være interessante å studere. Diskusjonen i forrige kapittel og resultater fra tidligere internasjonale studier indikerer at effekten på privat konsum fra boligformue kan være større enn effekten fra aksjeformue i Norge. Dette leder oss fram til følgende tilleggshypotese (tilleggshypotese 1):

Endringer i boligformue påvirker privat konsum i større grad enn endringer i aksjeformue.

Den siste påstanden er relatert til likviditetseffekter. Den store veksten i bruken av rammelån kan ha gjort det lettere og økt bevisstheten rundt bruken av boligformue til å finansiere privat forbruk. Dermed er den andre tilleggshypotesen som følgende (tilleggshypotese 2):

Introduksjon av nye låneprodukter, spesielt rammelån, har bidratt til å øke effekten fra endringer i boligformue på privat konsum i de senere år.

5.1 Konsumfunksjon og definering av variabler

Opgaven ønsker å teste om det er mulig å påvise en formueseffekt i norske data. Basert på livsløpshypotesen kan en enkel sammenheng mellom konsum, disponibel inntekt, aksjeformue og boligformue estimeres ved hjelp av OLS- regresjon på følgende ligning:

$$C_t = \alpha + \beta Y_{d,t} + \gamma AF_t + \theta BF_t + \varepsilon_t \quad (5.1)$$

Aksje- og boligformueskoeffisientene er de vi er mest interessert i å studere. I tillegg bør disponibel inntekt tas med, ettersom uventede endringer i disponibel inntekt regnes å påvirke privat konsum i livsløpshypotesen.

Det kan også være hensiktsmessig å gjøre analyse av variablene på ln form. Den store fordelene med å operere med variablene på ln form er at aksje- og boligformuens elastisitet vil være de estimerte koeffisientene:

$$c_t = \alpha + \beta y_{d,t} + \gamma af_t + \theta bf_t + \varepsilon_t \quad (5.2)$$

Her vil β , γ og θ representere elastisitetene for disponibel inntekt, aksjeformue og boligformue. Ved å se på logaritmene vil også datasettet være mindre følsomt for ekstreme observasjoner (outliers) (Wooldridge 2009). Elastisiteten for aksjeformue kan også uttrykkes med denne ligningen:

$$\gamma = \frac{\Delta \ln C}{\Delta \ln AF} = \frac{\Delta C \cdot AF}{\Delta AF \cdot C} \quad (5.3)$$

Når man har elastisiteten, kan den marginale konsumtilbøyeligheten regnes ut fra det gjennomsnittlige relative forholdet mellom konsum og forklaringsvariabelen. Det vil si at den marginale konsumtilbøyeligheten for aksjeformue vil være gitt ved:

$$MPC_{AF} = \gamma \cdot \frac{\bar{C}}{\bar{AF}} \quad (5.4)$$

Forklaring av variabler er gitt i tabellen under. Store bokstaver representerer variabler på nivåform og små bokstaver representerer variabler på ln form. I tillegg vil Δ foran en variabel indikere at det er tatt differansen fra en tidsperiode til en annen; $\Delta C_t = C_t - C_{t-1}$

Tabell 5.1 – Forklaring av variabler i konsumfunksjon

Kode	Variabel
C	Konsum
Y_d	Disponibel inntekt
AF	Aksjeformue
BF	Boligformue
c	ln av konsum
y_d	ln av disponibel inntekt
af	ln av aksjeformue
bf	ln av boligformue

6. Beskrivelse av data

Denne delen inneholder en beskrivelse av datamaterialet som er brukt i den empiriske analysen. Oppgaven benytter norske kvartalsvise data fra 3.kvartal 1991 til 4. kvartal 2008, det vil si 70 observasjoner. Alle seriene er gjort om til faste 2006-priser ved bruk av konsumprisindeksen hentet fra Statistisk sentralbyrå (SSB). Konsum i husholdninger, disponibel inntekt, aksjeformue og boligformue er dataseriene som vil bli presentert.

6.1 Konsum

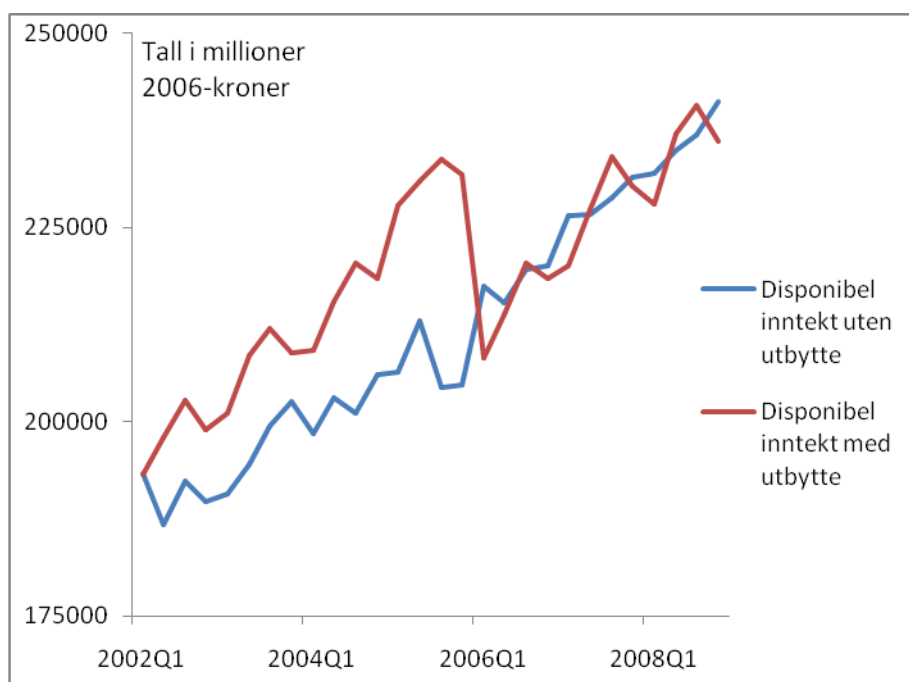
Konsumdata er hentet fra statistikkbanken til SSB og er definert som konsum i husholdninger, justert for sesongvariasjoner. Her inkluderes anskaffelser av varer og tjenester for konsumformål. Både kjøp av varige goder som bil og båt er inkludert, mens boliganskaffelser og kjøp av verdigjenstander (for eksempel antikviteter og kunstgjenstander) ikke er med. Konsumvarene regnes som konsumert i perioden de blir anskaffet.

6.2 Disponibel inntekt

Dataserien av disponibel inntekt i husholdninger er utlånt av Norges Bank. Statistisk Sentralbyrå begynte først i 2002 å lage kvartalsvis statistikk på disponibel inntekt. Forskningsavdelingen i Norges Bank har gjort om en årlig serie til en kvartalsvis serie, ved å pålegge sesongmønster fra lønnsinntekt. Det er denne serien som vil bli benyttet i oppgaven.

Definisjonen av disponibel inntekt inkluderer utbytte fra aksjer. Et problem med utbytte er at det har vært endringer i beskatningen av utbytte fra aksjer. Nedenfor er det vist en graf over utviklingen i disponibel inntekt med og uten utbytte.

Figur 6.1 – Disponibel inntekt med og uten utbytte, 2002K1-2008K4



Kilde: SSB og Norges Bank

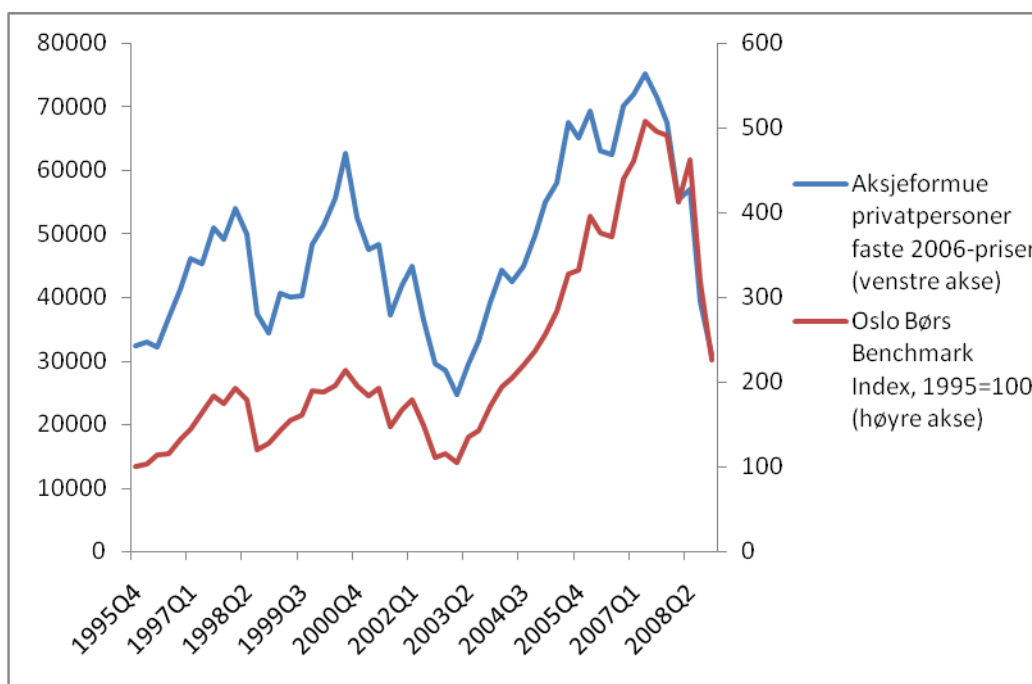
Grafen viser tydelig at disponibel inntekt har blitt svært påvirket av utbytte i perioden 2002-2005 (graf over utvikling i utbytte finnes i vedlegg 2). I denne perioden ble det tatt ut store utbytter fra selskaper, som deretter enten ble gitt som lån fra aksjonær til selskap eller skutt inn som ny aksjekapital. Dette var en skattetilpasning i forbindelse med overgangen til aksjonærmodellen i 2006. Skatteåret 2005 var siste gang aksjonærer var fritatt skatt på aksjeutbytte, noe som førte til at aksjonærene tok ut større utbytter enn normalt i perioden før januar 2006 (Hansen 2007). Denne skattetilpasningen er en grunn til at det hadde vært ønskelig å korrigere for utbytte, men vi har dessverre ikke dataserier for dette for hele perioden. Når vi tester perioden fra 2002K1 til 2008K4 benytter vi kvartalsvise tall for disponibel inntekt uten utbytte hentet fra SSB. For en nøyaktig beskrivelse av definisjonen på disponibel inntekt i husholdninger, se vedlegg 3.

6.3 Aksjeformue

Data på aksjeformue er utlånt av VPS og består av norske privatpersoner beholdning av aksjer og aksjefond registrert i VPS. Denne serien strekker seg fra 3. kvartal 1991, og er

således den korteste serien. Observasjon fra 3. kvartal 1998 (1. oktober) manglet, og for å løse dette problemet har vi benyttet et snitt av månedene september og november, som for øvrig lå svært nær hverandre i markedsverdi. En sammenligning mellom aksjeformue og Oslo Børs Benchmark Index er vist i figur 6.2, hvor vi ser at aksjeformuen og indeksen har et ganske likt mønster. Vi har valgt å ikke ta med andre deler av finansformuen enn aksjeformue, hovedsaklig på grunn av manglende datamateriale. Samtidig antas det at andre deler av husholdningenes finansformue, for eksempel bankinnskudd og lån, har en planlagt og forutsigbar variasjon. Etter livsløpshypotesen bør ikke forutsigbare endringer i formue påvirke privat konsum. Dessuten henger variasjon i bankinnskudd og lån til en viss grad sammen med disponibel inntekt, som inkluderer renteinntekter og -utgifter.

Figur 6.2 – Sammenligning av aksjeformue og Oslo Børs Benchmark Index



Kilde: VPS og Børsprosjektet NHH

6.4 Boligformue

Når det gjelder data på husholdningers boligformue i Norge eksisterer det svært lite. Statistisk sentralbyrå har kun årlige data på ligningsverdien av boliger, og denne avviker mye fra markedsverdien av boligformuen til husholdningene. Norges Bank har imidlertid estimert et anslag på boligformuen til husholdningene i Norge, men sier det knyttes stor

usikkerhet til estimatene (Norges Bank: Finansiell stabilitet nr. 1, 2006). Et alternativ er da å benytte boligprisindeksen publisert av SSB dersom det antas at endringer i boligformue uttrykkes ved endringer i indeksen. Men indeksen tar ikke hensyn til at gjennomsnittlig boligstørrelse har endret seg, og at boareal per person har økt i perioden 1990-2004 (Andersen 2004). Økning i boareal per person kommer i stor grad av høy boligbygging. Dette innebærer en gradvis økning i boligformue som ikke kan tilskrives prisendringer.

Et annet alternativ er da å forsøke å estimere boligformuen ved hjelp av samme metode som Norges Bank. Det er denne metoden som er benyttet i oppgaven for å estimere boligformue. Metoden går ut på å multiplisere tall for samlet boligmasse i kvadratmeter med gjennomsnittlig kvadratmeterpris. Videre må dette tallet igjen multipliseres med hvor stor andel husholdningene eier av den totale boligmassen. Det vil si at husholdningenes boligformue BF på tidspunkt t er estimert på følgende måte:

$$BF_t = R_t N_t I_t$$

der

R_t = Andel husholdninger som eier egen bolig ved tidspunkt t

N_t = Totalt antall kvadratmeter for boligformål ved tidspunkt t

I_t = Gjennomsnittlig kvadratmeterpris på gjennomsnittsboligen ved tidspunkt t

R_t

Det finnes flere anslag på hvor stor andel av husholdningene som eier egen bolig. SSB sine forbruks- og levekårsundersøkelser med bolig som tema har tall for boligeierskap, men disse avviker fra hverandre og det er forholdsvis store variasjoner fra år til år. Norges Bank antar at husholdningene eier et fast antall på 83 % av samlet boligmasse, men dette er et anslag fra de senere år. Samtidig har Norges Bank lagt på et anslag for hvor mange som eier mer enn én bolig. Dette ville også vært ønskelig når vi benytter denne metoden for beregning av boligformue, men vi har ikke klart å finne tall for hvor mange som eier mer enn én bolig. Case et. al (2005) har imidlertid brukt tall for andel husholdninger som eier egen bolig og det

er dette vi også har valgt å benytte oss av. Tall for boligeierskap fra SSB antyder at prosentandelen som bodde i egen bolig har vært noe lavere før de senere år, og lå på et gjennomsnitt på rundt 77 %. For å unngå å skape variasjon i datamaterialet som ikke nødvendigvis representerer virkeligheten, har vi valgt å benytte en fast prosentsats på 81 %. Dette er et anslag fra levekårsundersøkelsen i 2004 med bolig som tema, og ligger noe mellom anslagene fra Norges Bank og gjennomsnittet fra forbruksundersøkelsene.

N_t

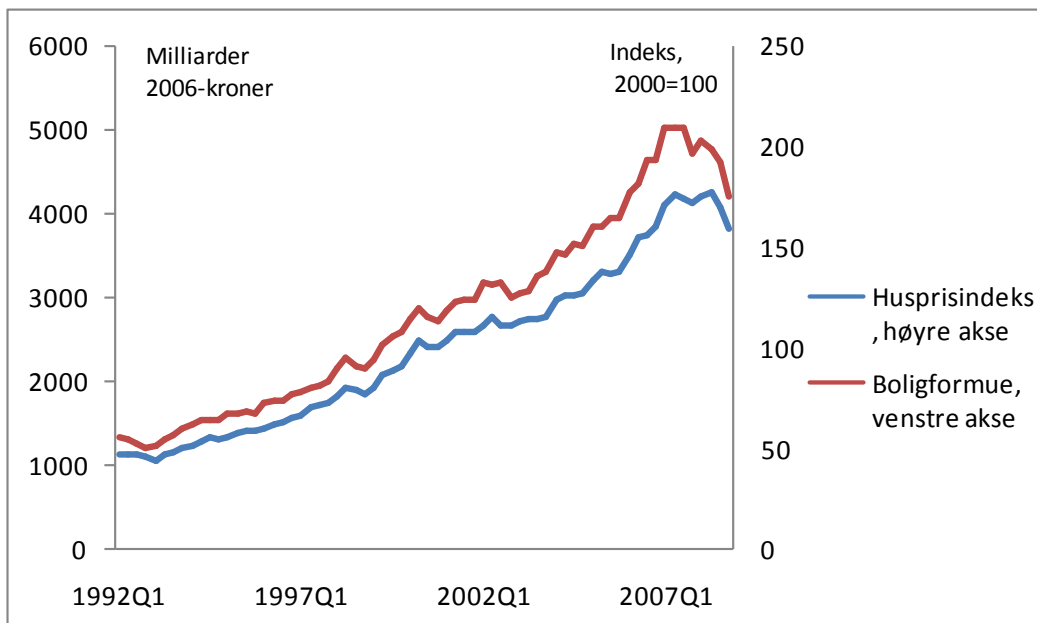
I beregningen av total boligmasse i Norge er det tatt utgangspunkt i et sikkert tall fra Folke- og boligtellingsgjennomføringen i 2001 av SSB. I 2001 var det totalt 1 961 548 boliger i Norge og gjennomsnittlig boligstørrelse var 119 kvadratmeter. For å finne ut hvordan total boligmasse utvikler seg er det benyttet tall over totalt antall fullførte boligbygg i kvadratmeter. Dette er en årlig serie som publiseres av SSB. Serien er gjort om til kvartalsvis ved å anta at boliger ferdigstilles jevnt i løpet av et år. Norges Bank påpeker at tall for avgang av boliger eller for ombygging av næringslokaler til boliger ikke er kjente, to effekter som virker i motsatt retning. På samme måte som Norges Bank antas det i denne oppgaven at denne effekten summerer seg til null.

I_t

Tall over gjennomsnittlig kvadratmeterpris er hentet fra Norges Eiendomsmeglerforbund (NEF) sine statistikker. NEF publiserer hver måned utviklingen i boligpris per kvadratmeter for en gjennomsnittsbolig på 100 kvadratmeter. Serien er ikke sesongjustert. Vi antar da at boligeiere vurderer sin boligformue mot hva de kan få solgt boligen til i dag, og at sesongjustering dermed ikke er relevant for verdivurderingen. Et problem med denne indeksen er at den ikke i stor nok grad tar hensyn til boligens heterogenitet, som for eksempel ulike boligtyper, forskjellig lokalisering, størrelse og standard (Klovland 2008). Norges Bank benytter seg derfor av delindekser fra NEF og vektet så disse etter ulike boligtyper. I denne oppgaven er det i stedet benyttet NEF totalindeks. Denne totalindeksen er allerede vektet etter boligtype og lokalisering. Det antas følgelig at en ny vektning ikke vil gjøre tallene mer presise.

Nedenfor er de beregnede estimatene for samlet boligformue vist i graf.

Figur 6.3 – Sammenligning av boligformue og husprisindeksen



Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk Sentralbyrå, Norges Eiendomsmeglerforbund og Norges Bank

Norges Bank har beregnet at boligformuen økte med 44 % fra 2001 til 2005 (Norges Bank: Finansiell stabilitet nr. 1, 2006). Tilsvarende beregning ut i fra estimatene som er beregnet og benyttet videre i denne oppgaven viser en utvikling på 43 %. Dette antyder at estimatene ikke er svært forskjellig fra Norges Bank sine. Vi ser også fra figuren at endringer i boligformue i stor grad drives av utviklingen i boligpriser.

7. Økonometrisk metode

I denne delen vil økonometriske begreper og metode for behandling av datamaterialet bli presentert. Først vil stasjonaritet i en stokastisk prosess bli forklart. Vi vil deretter vise hvordan man kan teste om en serie er stasjonær, hvorfor dette er viktig, og hvordan man kan behandle ikke-stasjonære serier for å gjøre de stasjonære. Til slutt vil vi forklare kointegrasjon, beregning av kointegrasjonsvektor, og hvordan man ved kointegrasjon kan benytte en ”error correction model” til å modellere kortsiktige endringer.

7.1 Stasjonaritet

En stokastisk prosess er ifølge Mills (1990) ”(...) *strictly stationary* if its properties are unaffected by a change of time origin”. Dette betyr at fordelingen av den stokastiske prosessen skal være uavhengig av hvilket tidspunkt man går inn i serien på. Sagt på en annen måte må tre betingelser være oppfylt:

- Forventningen $E[x_t]$ er uavhengig av tiden t (og dermed konstant)
- Variansen $Var[x_t]$ er uavhengig av tiden t (og dermed konstant)
- Kovariansen $Cov[x_t, x_s]$ er en funksjon av $t-s$, men ikke av tidspunktene t eller s

Dersom man har en ikke-stasjonær dataserie, vil bruk av OLS-regresjon (for gjennomgang av OLS, se vedlegg 4) gi begrensede prognoseegenskaper. OLS-estimatoren vil ikke være effisient, og feilledet vil ikke være konstant over tid. Regresjonen vil også kunne gi spuriøse resultater, det vil si at man kan finne en statistisk sammenheng uten at det egentlig er noen kausal sammenheng mellom variablene. Resultater fra OLS-regresjon på ikke-stasjonære dataserier er dermed ikke er pålitelige, selv om slike regresjoner ofte har høy forklaringskraft (R^2) og signifikante verdier på koeffisientene. Det er fare for å trekke grove feilkonklusjoner dersom man behandler en ikke-stasjonær serie med statistiske metoder laget

for stasjonære serier. Relativt få økonomiske serier er stasjonære, dermed er det viktig å være oppmerksom på mulig ikke-stasjonaritet når man undersøker økonomiske data.

7.2 Testing av stasjonaritet

Man kan teste om en serie er stasjonær ved å teste for enhetsrøtter. En serie C_t er en prosess:

$$C_t = \omega C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.1)$$

der feilleddet ε_t er uavhengig, identisk fordelt med konstant varians og forventning lik null. Denne prosessen vil være stasjonær dersom $|\omega| < 1$. Da vil serien konvergere mot en konstant forventning over tid. Dersom $|\omega| = 1$ kalles serien en *random walk*-serie, som ikke konvergerer mot en konstant forventning. Her vil en observasjon på tidspunkt t være avhengig av summen av alle tidligere feilledd, ettersom disse alle ligger i forrige observasjon på $t-1$.

Når man tester for enhetsrøtter, tester man om $|\omega| < 1$. Dette kan gjøres ved en Dickey-Fuller-test (DF), eller en Augmented Dickey-Fuller-test (ADF) (Dickey og Fuller 1979, 1981). En vanlig DF tester en nullhypotese om at $|\omega| = 1$, det vil si at serien er ikke-stasjonær. Dersom man ikke kan forkaste denne nullhypotesen, er det vanlig å anta ikke-stasjonaritet for å oppnå robust statistisk inferens (Hendry og Juselius 2000). T-verdiene i DF og ADF er annerledes enn de normale t-verdiene. Standard t-verdier vil føre til at man forkaster nullhypotesen om enhetsrøtter for ofte. Det finnes egne tabeller for disse t-verdiene, men dataprogrammer for testing av stasjonaritet (for eksempel PcGive) gir automatisk de kritiske verdiene. I ADF-testen inkluderes laggede differensierte verdier av den avhengige variabelen som høyreside-variabler for å fjerne eventuell autokorrelasjon i feilleddene.

Når man benytter en ADF-modell, er det vanskelig å vite hvor mange differensierte lags av den avhengige variabelen man skal benytte på høyresiden. Det er ikke et formelt korrekt svar

på dette, men ofte benyttes et lag-kriterium fra Schwert (1989). Her er der to forskjellige formler som kan benyttes til å beregne antall lags man bør inkludere:

$$l_4 = \text{int} \left\{ 4 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right\} \quad (7.2)$$

$$l_{12} = \text{int} \left\{ 12 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right\} \quad (7.3)$$

Hvor l_4 gir best resultater for små utvalg, mens l_{12} er bedre for store utvalg. Int står for ”integer”, som betyr at tallet skal rundes ned til nærmeste heltall.

Alternative modeller for DF kan inneholde konstantledd α , og trend T .

$$\Delta C_t = \alpha + (\omega - 1)C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.4)$$

$$\Delta C_t = \alpha + tT + (\omega - 1)C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.5)$$

Det er også mulig å inkludere sesongfaktorer i testen. Bruk av disse alternative modellene endrer de kritiske t-verdiene. Ifølge Hendry og Juselius (2000) vil man ved å inkludere konstant- og trendledd i den estimerte modellen kunne få en korrekt forkastingsfrekvens under nullhypotesen for de fleste økonomiske serier.

7.3 Differensiering av ikke-stasjonære serier

Dersom man ikke kan forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonaritet, vil man forsøke å gjøre serien stasjonær. En metode for å gjøre ikke-stasjonære serier stasjonære er å differensiere dem, det vil si at man ser på endringen. En stasjonær serie betegnes som $I(0)$. En ikke-stasjonær serie som blir stasjonær ved å differensieres d ganger betegnes som $I(d)$. Ved differensiering vil:

$$\Delta C_t = C_t - C_{t-1} \quad (7.6)$$

Slik at regresjonen fra (7.1) blir

$$\Delta C_t = (\omega - 1)C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.7)$$

Dersom serien var I(1) vil den differensierte serien være I(0), det vil si stasjonær, og man kan da benytte vanlig OLS-regresjon til estimering. Ulempen ved å differensiere serier er at man mister langtidodynamikk i serien, og kun sitter igjen med korttidodynamikken.

7.4 Kointegrasjon

To tidsserier er kointegrert dersom begge er I(1), og det finnes en lineær kombinasjon mellom dem som er I(0), det vil si stasjonær. Dette tilsier at det er en langsiktig likevekt mellom de to seriene, og at avviket fra denne likevekten er stasjonær og har endelig varians, selv om de to seriene er ikke-stasjonære. Kointegrasjonsbegrepet ble først brukt av Engle og Granger (1987).

Dette tilsier at dersom for eksempel konsum og disponibel inntekt er kointegrert, kan forholdet modelleres som:

$$C_t = \alpha + \theta Y_t + \varepsilon_t \quad (7.8)$$

Og feilledet ε_t

$$\varepsilon_t = C_t - \theta Y_t - \alpha \quad (7.9)$$

Der θ representerer den langsiktige sammenhengen mellom disponibel inntekt og konsum. Her vil seriene være kointegrerte dersom feilledet ε_t mellom seriene er stasjonært med konstant forventning og varians.

7.5 Fastsetting av kointegrasjonsvektor

Det er ifølge Gjøølberg (2007) to måter å fastsette kointegrasjonsvektoren (den lineære kombinasjonen) på. Den kan enten estimeres, eller man kan definere kointegrasjonsvektoren med bakgrunn i økonomisk teori. Ved estimering av kointegrasjonsvektoren, er det flere ulike metoder som kan benyttes. Dersom det er svak eksogenitet, det vil si at endringer i forklaringsvariablene ikke kommer fra modellen, og ikke kan forklares av modellen, kan man benytte en standard OLS-estimering (Caporale og Pittis 1999), det vil si:

$$C_t = \alpha + \theta Y_t + \varepsilon_t \quad (7.10)$$

Om man ikke kan anta svak eksogenitet, kan man ifølge Caporale og Pittis (1999) og Stock og Watson (1993) utvide regresjonen ved å ta med endringen i flere steg fremover og bakover, som kalles "leads and lags estimator" (Wooldridge 2009):

$$C_t = \alpha + \theta Y_t + \phi_0 \Delta Y_t + \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \phi_2 \Delta Y_{t-2} + \gamma_1 \Delta Y_{t+1} + \gamma_2 \Delta Y_{t+2} + \varepsilon_t \quad (7.11)$$

Om det er nødvendig med leads og lags i tillegg til endringen i nåværende periode, og eventuelt hvor mange leads og lags som skal inkluderes er et empirisk spørsmål (Wooldridge 2009). For hver lead eller lag man legger til, vil man miste en observasjon, noe som er ugunstig dersom man har et lite datasett.

Etter estimeringen av kointegrasjonsvektoren vil feilleddet være gitt ved:

$$\hat{\varepsilon}_t = C_t - \hat{\theta} Y_t - \hat{\alpha} \quad (7.12)$$

Når man så skal teste om feilleddet ε_t er stasjonært, er det vanlig å bruke en Augmented Dickey-Fuller-test (ADF). Dersom man kan forkaste en nullhypotese om at serien er ikke-stasjonær, kan man anta at serien er kointegrert med den estimerte kointegrasjonsvektoren. Her må man benytte egne kritiske grenser for stasjonaritet gitt av MacKinnon (1991). Dette er fordi OLS-estimering minimerer variansen, og feilleddene blir da automatisk seende stasjonære ut. Dette fører til at man ved normale kritiske grenser forkaster nullhypotesen om

ikke-stasjonaritet for ofte. MacKinnons grenser avhenger av antall observasjoner og antall forklaringsvariabler.

Metoden ved å fastsette en kointegrasjonsvektor, for så å undersøke om feilledet fra regresjonen er stasjonært, kalles Engle-Granger to-steps-metode. Det er andre metoder som kan benyttes til estimering av kointegrasjonsvektoren, for en oversikt, se Caporale og Pittis (1999). Selv om det eventuelt er flere kointegrasjonsforhold i datasettet, vil denne fremgangsmåten gi et effisient estimat for én enkelt av disse kointegrasjonsvektorene (Caporale og Pittis 1999).

7.6 Error Correction Model (ECM)

Grangers representasjonsteorem (Engle og Granger 1987) sier at dersom en variabel er kointegrert med en annen, så kan kortsiktige endringer modelleres gjennom en Error Correction Model (ECM). Da vil kointegrasjonsvektoren definere den langsiktige likevekten mellom variablene, og avviket fra denne må korrigeres. Modellen vil si noe om hvor fort variablene beveger seg tilbake mot den langsiktige likevekten etter et avvik fra denne. Modellen blir da:

$$C_t = \theta Y_t + \varepsilon_t$$

$$\Delta C_t = -C_{t-1} + \psi \Delta Y_t + \theta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta C_t = \psi \Delta Y_t - \beta [C_{t-1} - \theta Y_{t-1}] + u_t$$

$$\Delta C_t = \psi \Delta Y_t - \beta [\varepsilon_{t-1}] + u_t \tag{7.13}$$

C_t og Y_t er her $I(1)$. Dersom det eksisterer en lineær kombinasjon av disse seriene som er $I(0)$, vil de være kointegrerte, og langtidseffekten $[C_{t-1} - \theta Y_{t-1}]$ vil være stasjonær. Her er da kointegrasjonsvektoren $[1, -\theta]$. Etersom den lineære kombinasjonen er stasjonær, løses

problemet med spuriøsitet, og standard t-fordeling kan benyttes ved statistisk inferens. I (7.13) vil ψ -koeffisienten vise korttidsdynamikken, mens β vil fortelle hvor raskt serien justeres tilbake mot den langsiktige likevekten. En β -verdi på -1 tilsvarer momentan korreksjon, mens $-0,5$ tilsvarer en halvering av ulikevekten hver periode. En verdi på 0 tilsier at serien ikke justeres mot den langsiktige likevekten. Denne modellen kan også utvides til å inkludere flere variabler.

8. Empirisk analyse og resultater

Den empiriske analysen består av fire deler. Først analyseres hele perioden fra 1991K3-2008K4, før perioden fra 2002K1-2008K4 undersøkes. I tillegg studeres perioden fra 1991K3-2001K4 for å sammenligne den med den siste tidsperioden. I siste del av kapittelet er det gjennomført ulike robusthetsanalyser.

Hovedformålet med analysen er å se om det finnes en langsiktig sammenheng mellom privat konsum og aksje- og boligformue. Dersom det eksisterer en langsiktig sammenheng kan vi påvise hvordan endringer i aksje- og boligformue påvirker konsum, i tillegg kan kortsiktige sammenhenger modelleres ved en Error Correction Model (ECM). Hvis det ikke er mulig å etablere en langsiktig sammenheng, vil vi undersøke kortsiktige endringer gjennom OLS-regresjon på variabler på endringsform.

8.1 Analyse av hele perioden 1991K3 – 2008K4

8.1.1 Testing av stasjonaritet

Det første vi gjør med datamaterialet er å teste om dataseriene er $I(0)$, det vil si stasjonære, $I(1)$, det vil si integrert av første orden, eller om noen av dem er integrert av en høyere orden. For å teste dette, benytter vi ADF-testen, som er beskrevet tidligere. I testingen bruker vi PcGive 12.

For å bestemme antall lags vi skal ha med i ADF-testen, benytter vi lag-kriteriumet for små utvalg fra Schwert (1989), som gir at vi med vårt utvalg på 70 observasjoner skal benytte 3 lags. Resultatene er gitt i tabellen nedenfor, hvor en t-verdi høyere enn den kritiske grensen vil bety at vi kan forkaste en nullhypotese om at variabelen er ikke-stasjonær:

Tabell 8.1 – ADF-testing av variabler på nivåform, 1991K3-2008K4

Variabel	t-verdi	Kritisk grense (95 %)
C	-1,81	-3,48
Y_d	-2,96	-3,48
AF	-1,13	-3,48
BF	-1,46	-3,48

Her kan vi ikke forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonaritet. Vi fortsetter dermed med å teste variablene ln-form, det vil si at vi tar den naturlige logaritmen av variablene.

Tabell 8.2 – ADF-testing av variabler på ln-nivåform, 1991K3-2008K4

Variabel	t-verdi	Kritisk grense (95 %)
c	-2,58	-3,48
y_d	-2,74	-3,48
af	-1,49	-3,48
bf	-0,28	-3,48

Heller ikke her kan vi forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonaritet. Videre forsøker vi å differensiere ln-seriene én gang, for å undersøke om endringen i variablene er stasjonær.

Tabell 8.3 – ADF-testing av differensierte ln-variabler, 1991K3-2008K4

Variabel	t-verdi	Kritisk grense (95 %)
Δc	-9,58**	-3,48
Δy_d	-7,91**	-3,48
Δaf	-6,10**	-3,48
Δbf	-5,90**	-3,48

** betegner signifikans på 99 % nivå

Etter én differensiering kan vi forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonaritet med 99 % sikkerhet for alle variablene. Dermed kan vi konkludere med at ln-seriene er I(1), det vil si integrert av første orden.

8.1.2 Test for kointegrasjon med OLS-estimering

Dersom variablene kan sies å være svakt eksogene, kan man bruke ordinær OLS-estimering for å finne kointegrasjonsvektoren. I utgangspunktet kan vi tenke oss at det kan være en sammenheng mellom noen av forklaringsvariablene og variablene er dermed ikke svak eksogene. Boligprismodeller har ofte inntekt som en viktig variabel, som antyder at det kan være en sammenheng mellom boligformue og disponibel inntekt. Samtidig inneholder disponibel inntekt utbytte fra aksjer, som kan tenkes å ha en sammenheng med utviklingen i aksjemarkedet og dermed aksjeformue. Allikevel kan utviklingen i disponibel inntekt, aksje- og boligformue sies å være i hovedsak bestemt av faktorer utenfor modellen, og variablene antas dermed i denne delen som svakt eksogene. I tillegg estimerer både Benjamin et al. (2004), Iversen (2002) og Syrtveit (2002) kointegrasjonsvektoren ved ordinær OLS-estimering.

Ettersom alle variablene er I(1), ønsker vi å se om det er et langsiktig likevektsforhold, det vil si om variablene er kointegrert. Ettersom kointegrasjonsvektoren er ukjent, vil vi estimere denne. For å estimere kointegrasjonsvektoren, benytter vi en vanlig OLS-regresjon, og beregner dermed koeffisientene i regresjonen:

$$c_t = \alpha + \beta y_{d,t} + \gamma af_t + \theta bf_t + \varepsilon_t \quad (8.1)$$

Da vil kointegrasjonsvektoren være gitt ved $[1, -\hat{\beta}, -\hat{\gamma}, -\hat{\theta}]$. Estimering i PcGive gir:

Tabell 8.4 – Kointegrasjonsvektor ved OLS-estimering, 1991K3-2008K4

Variabel	Estimat	Koeffisient for:
$\hat{\alpha}$	4,794	Konstantledd
$\hat{\beta}$	0,258	Disponibel inntekt
$\hat{\gamma}$	0,0015	Aksjeformue
$\hat{\theta}$	0,279	Boligformue

Denne regresjonen er på I(1)-variabler, og vi vet dermed at det er en spuriøs regresjon. Dermed kreves det sterke tilleggsforutsetninger for å kunne bruke t-verdiene til inferens, i tillegg til at variablene faktisk må være kointegrert⁴ (Wooldridge 2009). På grunn av at vi har den naturlige logaritmen av variablene, uttrykker koeffisientene elastisiteter. Dermed vil tolkningen være at med en koeffisient for boligformue på 0,28, vil en økning på 1 % i boligformue føre til 0,28 % økning i konsum. For å teste om seriene er kointegrert, må vi teste om feilleddet fra denne regresjonen er stasjonært, det vil si å ta vare på feilleddene fra regresjonen i (8.1), og så teste om disse er en stasjonær serie. Da tester man om:

$$\hat{\varepsilon}_t = c_t - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}y_{d,t} + \hat{\gamma}af_t + \hat{\theta}bf_t) \quad (8.2)$$

er en stasjonær serie.

For å teste dette, bruker vi en ADF-test, der det fremdeles benyttes 3 lags. Når man har inkludert et konstantledd i estimeringen av kointegrasjonsvektoren, skal man ikke inkludere et konstantledd i ADF-testen. I denne ADF-testen kan man, som tidligere nevnt, ikke bruke vanlige kritiske verdier for å avgjøre om den er stasjonær. MacKinnon (1991) gir kritiske

⁴ Problemet er at t-statistikkene i regresjonen ikke nødvendigvis er t-fordelt. En kan anta en t-fordeling dersom alle forklaringsvariablene er strengt eksogene, og feilleddene er homoskedastiske, ikke seriekorrelert, og normalfordelt. Wooldridge (2009) sier at disse forutsetningene er "too strong to apply to most situations".

verdier for testing av feilledd med ved ulike antall variabler og observasjoner (se vedlegg 5 for utregning av kritisk grense). ADF-testen gir:

Tabell 8.5 – ADF-test på residualer fra OLS-regresjon, 1991K3-2008K4

Teststatistikk	Kritisk grense	
	5 %	1 %
-2,231	-3,626	-4,504

Her kan vi ikke forkaste en nullhypotese om at feilleddet er ikke-stasjonært, og vi kan dermed ikke si at det er et kointegrasjonsforhold mellom seriene basert på denne testen.

Det er mulig å se på koeffisientene i kointegrasjonsvektoren, og vurdere om de virker fornuftige som en representasjon av en langtidslikevekt mellom konsum og variablene. Koeffisientene som elastisiteter er vanskelige å tolke, men tidligere norske studier (Eitrheim et al. 2000 og Frøiland 1999) har med litt forskjellige formuesdefinisjoner fått estimater på ca. 0,6 for disponibel inntekt, mens vi har mellom 0,22 og 0,26. Dette tyder på at disponibel inntekt kan være tillagt for lite vekt, og endringer i boligformue kanskje forklarer for mye av endringer i konsum i modellen. Det er dermed ikke overraskende at vi ikke klarer å etablere en langsiktig sammenheng med denne kointegrasjonsvektoren.

8.1.3 Test for kointegrasjon med leads-lags-estimator

Forrige del baserer seg på en antagelse om at variablene er svakt eksogene. Antagelsen om eksogenitet kan diskuteres. Selv om tidligere makrostudier har estimert kointegrasjonsvektoren ved bruk av OLS-estimering, påpeker Bostic et al. (2009) at makrostudier typisk lider av endogenitetsproblemer. Dermed forsøker vi å benytte en annen estimator for kointegrasjonsvektoren. Vi velger å benytte oss av en variant av leads-lags-estimatoren med 3 lags der vi estimerer kointegrasjonsvektoren med følgende regresjon:

$$c_t = \alpha + \beta y_{d,t} + \gamma af_t + \theta bf_t + \sum_{i=0}^3 \phi_i \Delta y_{d,t-i} + \sum_{i=0}^3 \delta_i \Delta af_{d,t-i} + \sum_{i=0}^3 \ell_i \Delta bf_{d,t-i} \quad (8.3)$$

Igjen tester vi om feilleddet er stasjonært, men feilleddet er fremdeles gitt som i ligning (8.2), og vi kan dermed ikke ta residualene direkte etter estimering av koeffisientene i ligning (8.3). Estimerer for koeffisientene er gitt nedenfor:

Tabell 8.6 – Kointegrasjonsvektor ved variant av leads-lags-estimator, 1991K3-2008K4

Variabel	Estimat	Koeffisient for:
$\hat{\alpha}$	5,289	Konstantledd
$\hat{\beta}$	0,181	Disponibel inntekt
$\hat{\gamma}$	0,0292	Aksjeformue
$\hat{\theta}$	0,291	Boligformue

Videre beregner vi feilleddene med disse koeffisientene, og tester deretter om dette feilleddet er stasjonært med kritiske verdier fra MacKinnon (1991):

Tabell 8.7 – ADF-test på residualer fra variant av leads-lags-regresjon, 1991K3-2008K4

Teststatistikk	Kritisk grense	
	5 %	1 %
-1,509	-3,626	-4,504

Heller ikke her kan vi forkaste nullhypotesen om at feilleddet er ikke-stasjonært, og dermed kan vi heller ikke si at seriene er kointegrert.

8.1.4 Test for kointegrasjon med "restricted" kointegrasjonsvektor

Den andre måten vi kan teste for et kointegrasjonsforhold på, er å finne en kointegrasjonsvektor basert på teori, istedenfor å estimere den. Dette kalles en "restricted" innfallsvinkel (Gjølberg 2007). Eitrheim et al. (2000) har kommet frem til at et estimert kointegrasjonsforhold for Norge kan beskrives ved den lineære sammenhengen:

$$c_t = \alpha + 0,6494y_{d,t} + 0,2255w_t \quad (8.4)$$

Der α er en konstant, y_d er disponibel inntekt, og w er nettoformue. Denne ligningen er estimert på bakgrunn av data fra 1968K3 til 1998K4. Vi bruker dermed følgende estimat på kointegrasjonsvektoren, der konstantleddet estimeres ved å ta den verdien som minimerer summen av de kvadrerte avvikene:

Tabell 8.8 – "Restricted" kointegrasjonsvektor

Variabel	Estimat	Koeffisient for:
$\hat{\alpha}$	-1,5301	Konstantledd
$\hat{\beta}$	0,6494	Disponibel inntekt
$\hat{\gamma}$	0,2255	Aksjeformue
$\hat{\theta}$	0,2255	Boligformue

Her har vi valgt å sette samme verdi på aksjeformue og boligformue, selv om våre tidligere estimater og internasjonale undersøkelser tilsier at boligformue har en større koeffisient enn aksjeformue. Dersom serien er kointegrert med denne kointegrasjonsvektoren gir det en indikasjon om at aksjeformue og boligformue muligens har like effekter. Videre ADF-testing av residualene gir:

Tabell 8.9 – ADF-test på residualer fra "restricted" kointegrasjonsvektor

Teststatistikk	Kritisk grense	
	5 %	1 %
-2,249	-3,626	-4,504

Igjen kan vi ikke forkaste nullhypotesen om at serien er ikke-stasjonær, og dermed kan vi ikke si at seriene er kointegrert med denne kointegrasjonsvektoren. Vi greier dermed ikke å etablere en langsiktig sammenheng for hele perioden.

8.1.5 Analyse av korttidsdynamikk

Modellen som brukes for å teste om det kan påvises en kortsiktig formueseffekt i norske data er gitt ved følgende ligning;

$$\Delta c_t = \alpha + \sum_{i=1}^3 \delta_i \Delta c_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \beta_i \Delta y_{d,t-i} + \sum_{i=0}^3 \gamma_i \Delta af_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \theta_i \Delta bf_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8.5)$$

Koeffisientene uttrykker forholdet mellom prosentvis endring i privat konsum og prosentvis endring i uavhengig variabel (Wooldridge 2009). I denne modellen er alle variablene stasjonære og oppfyller derfor kravet til å kunne benytte OLS-regresjon. Først ble det gjennomført en regresjonsanalyse med alle variabler og lag som spesifisert i ligningen (se vedlegg 6 for generell modell). Deretter ble den minst signifikante variabelen eller lag tatt vekk etter prinsippet om ”generell til spesifikk modellering,” til vi satt igjen med bare signifikante koeffisienter (Campos et al. 2005). Resultatene er vist i tabell nedenfor.

Tabell 8.10 – Resultater fra OLS-regresjon på differensierte In-serier, 1991K3-2008K4, standardfeil i parentes

Variabel	Koeffisient
Δc_{t-1}	-0,3452** (0,11)
Δc_{t-2}	-0,2709* (0,11)
α	0,0103** (0,00)
$\Delta a f_t$	0,0333** (0,01)
$\Delta b f_{t-2}$	0,1224** (0,04)
R²=0,30415 N=66	
H ₀ : Koeffisientene for aksjeformue og boligformue er like P-verdi: 0,0168	

* betegner signifikans på 95 % nivå

** betegner signifikans på 99 % nivå

Resultatene fra regresjonsanalysen viser at den estimerte effekten fra boligformue på privat konsum er betydelig og signifikant. Det estimerte forholdet mellom prosentvis endring i privat konsum og prosentvis endring i boligformue for to kvartaler siden er 0,1224 og signifikant på 99 % nivå. Dette innebærer at dersom veksten i boligformue øker med 1 % vil veksten i konsum øke med 0,122 % i gjennomsnitt to kvartaler senere. Samtidig er også den estimerte effekten fra aksjeformue på konsum signifikant, men denne er noe mindre i størrelse. Den estimerte koeffisienten til aksjeformue er 0,0333, og er signifikant på 99 % nivå og påvirker konsumet allerede i samme periode. R² er 0,304 som betyr at ca. 30 % av endringer i veksten i konsum kan forklares av endringer i veksten i aksjeformue og boligformue og tidligere vekstendringer i konsum.

I følge Case et al. (2005) er det grunn til å anta en tidsforsinkelse fra det har skjedd en endring i formue til husholdningene endrer sine konsumvaner. Noen grunner til dette kan være at konsumentene ikke følger med på eller er klar over utviklingen i egen formue og kostnader forbundet med endring av konsumvaner. Resultatet i denne analysen tyder på at konsumentene reagerer umiddelbart på en endring i aksjeformue, mens det for boligformue tar noe tid før det slår ut i økt konsum. Dette er ikke et unaturlig resultat med tanke på at det er enklere å følge med på og realisere gevinst i aksjeformue, enn det er å observere en økning i boligformue. Samtidig kan det være likviditetsbegrensninger som hindrer en umiddelbar økning av konsum når det gjelder boligformue.

I tillegg er det testet en hypotese om at koeffisientene til aksjeformue og boligformue er like. P-verdien for dette er 0,0168, og vi forkaster dermed nullhypotesen om at koeffisientene er like. Dermed kan vi anta at forskjellen mellom koeffisientene til boligformue og aksjeformue er så stor at endringer i boligformue har signifikant større effekt på privat konsum enn endringer i aksjeformue.

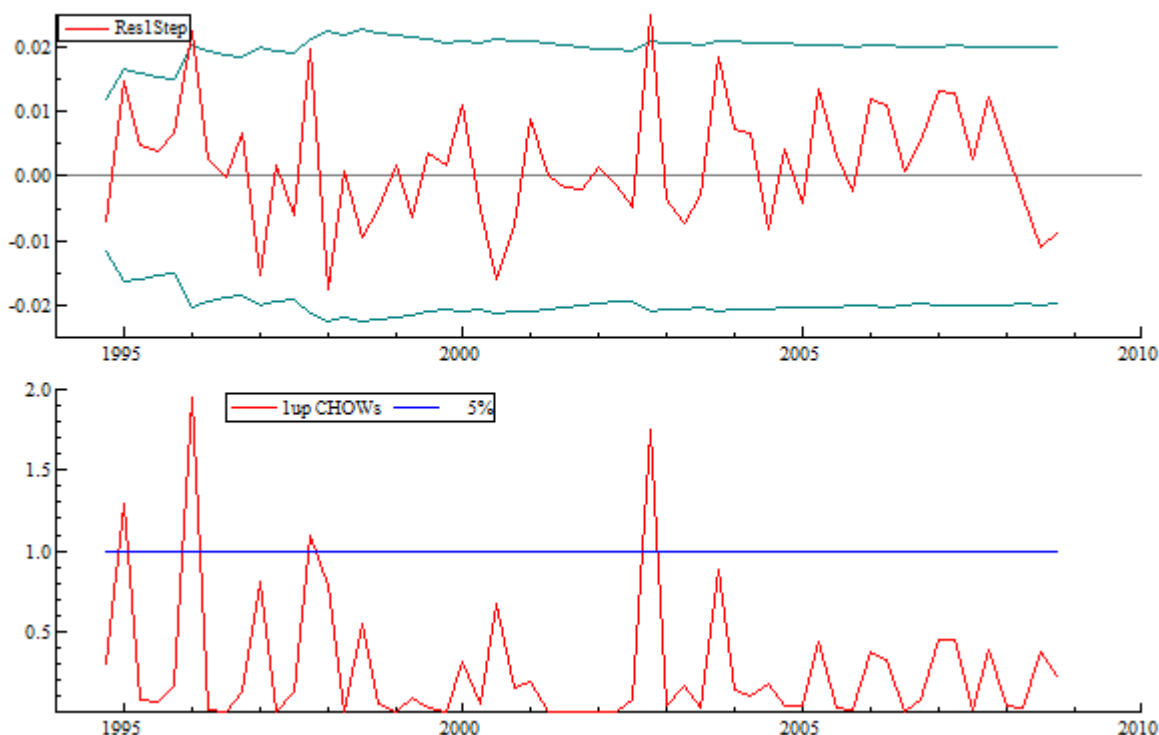
Samtidig er det verdt å legge merke til at alle koeffisientene til konsumvariablene er negative, noe som betyr at en økning i konsum i en periode vil påvirke konsum negativt i etterfølgende perioder. Dette er som forventet og i tråd med livsløpshypotesen om at konsumentene ønsker å glatte konsumet slik at det blir jevnt over levetiden. Resultatet viser også et signifikant konstantledd.

Et svært overraskende resultat er at endringer i disponibel inntekt ikke er en signifikant forklaringsvariabel. En mulig forklaring kan være at endringer i disponibel inntekt er forventet av husholdningene og at konsumet allerede er justert. Dette må bety at disponibel inntekt ikke utsettes for uventede sjokk, noe som ikke stemmer overens med andre studier som er gjennomført. Alle de presenterte studiene i kapittel 3 som er gjort på dette området har signifikante koeffisienter for disponibel inntekt. Dette tyder på at modellen kan være galt spesifisert eller at det kan være forhold med datamaterialet som driver dette.

Fjerde kvartal i 2005 var som nevnt siste gang aksjonærer var fritatt skatt på aksjeutbytte. Dette førte til at det i perioden før 2005 ble tatt ut store utbytter, som deretter ble gitt som lån fra aksjonær til selskap, eller skutt inn som ny egenkapital. Observert disponibel inntekt er dermed betydelig større enn hva som er den virkelige disponible inntekt til husholdningene. Det vil følgelig påvirke forholdet mellom disponibel inntekt og privat konsum. Dette kan ha bidratt til at vi ikke finner signifikante resultater for koeffisienten til disponibel inntekt.

Til slutt gjenstår det å sjekke om parametrene i modellen er stabile, og om feilledet fra regresjonen er hvit støy. Hvis feilledet ikke er hvit støy oppfyller det ikke kravene for å benytte OLS, og estimatene vil da ikke være gyldige (for beskrivelse av testene, se vedlegg 7). Parametrenes stabilitet testes gjennom å foreta en rekursiv OLS og så undersøke ett-steps residualer, og gjennomføre ett-steps chow-test. Øverst er residualtesten, der ± 2 standardavvik er markert. Nederst er chow-testen med 95 % grense markert.

Figur 8.1 – Ett-steps residualtest og ett-steps chow-test, 1991K3-2008K4



Residualtesten viser at modellen har problemer med observasjoner rundt 1996 og 2003. Dette bekreftes i Chow-testen ved at parametrene er noe ustabile i samme periode, samt at vi her også ser problemer rundt 1995.

Videre tester vi feilledet fra regresjonen med ulike diagnostiske tester (se vedlegg 4 for beskrivelse). Nullhypotesen i alle testene er at feilledet er hvit støy.

Tabell 8.11 – Diagnostiske tester av kortsiktig modell, 1991K3-2008K4

Diagnostisk test	Testverdi	p-verdi
AR 1-4	1,579	0,192
ARCH 1-4	2,170	0,085
Normalitetstest χ^2	2,897	0,235
Heteroskedastisitet	0,689	0,699

Tabellen over viser at vi beholder nullhypotesene om at feilledet fra regresjonen er hvit støy. Resultatene fra dette avsnittet er dermed gyldige, selv om modellen viser enkelte problemer i stabilitetstestene i noen tidsperioder.

8.2 Analyse av perioden 2002K1-2008K4

I denne delen analyseres perioden 2002K1-2008K4. Denne perioden er interessant fordi det vokste frem en trend med å ta opp rammelån med pant i bolig, samtidig som finansmarkedene ble mer liberalisert fra slutten av 1990-tallet. Dette er også en periode som ikke bare har blitt preget av oppgang i aksjemarkedet og i boligmarkedet. Vi ønsker dermed å se om alle disse forholdene kan ha ført til et skift i sammenhengen mellom boligformue og konsum.

Vi velger å analysere en forholdsvis kort tidsperiode fordi vi fra denne perioden har tilgjengelig en dataserie for disponibel inntekt som er korrigert for aksjeutbytte. Det er

foretatt en avveining mellom å benytte en kort dataserie eller benytte en dataserie som er svært påvirket av institusjonelle skift i uttak av utbytte. En serie med utbytte reflekterer ikke nødvendigvis det langsiktige forholdet mellom konsum og disponibel inntekt, samtidig som signifikante resultater fra en kort tidsperiode ikke nødvendigvis kan overføres til en lengre periode.

8.2.1 Testing av stasjonaritet

Vi begynner med å teste om variablene er stasjonære. Etersom utvalget vårt nå er mindre, endrer dette også antall lags vi bør inkludere etter Schwerts lag-kriterium for små utvalg. Med 28 observasjoner skal vi etter dette kriteriumet inkludere 2 lags i ADF-testingen. Testresultater er gjengitt i vedlegg 8.

I dette utvalget er både disponibel inntekt på nivåform og ln-nivåform stasjonære på 95 % nivå. Dette er i kontrast til hva vi har funnet på det lengre datamaterialet for disponibel inntekt, selv om dette tallmaterialet avviker noe på grunn av at aksjeutbytte er tatt ut. På bakgrunn av konklusjonen fra testing av det lengre datamaterialet, samt resultatet om at også endringen i logaritmen av disponibel inntekt er stasjonær, velger vi å behandle disponibel inntekt som en ikke-stasjonær $I(1)$ -variabel. Samtidig er det bedre å behandle en stasjonær serie som ikke-stasjonær enn å behandle en ikke-stasjonær serie som stasjonær. Dette gjelder spesielt i dette tilfellet når man har en økonomisk serie det på bakgrunn av tidligere undersøkelser og teori er grunn til å tro er ikke-stasjonær (Benjamin et al. 2004, Granger 2004, Hendry og Juselius 2000).

8.2.2 Test for kointegrasjon med OLS-estimering

Som tidligere, antas det at forklaringsvariablene er svakt eksogene. Det er mulig å teste for kointegrasjon også med leads-lags-estimator, men det er ikke grunnlag for å tro at variablene ikke er svakt eksogene, ettersom de fleste makrostudier antar dette. Samtidig er antall observasjoner få, og vi ønsker ikke å redusere antall observasjoner ved å inkludere lags i estimeringen av kointegrasjonsvektoren.

Ettersom alle variablene antas å være I(1), ønsker vi videre å undersøke om det er en langsiktig likevekt mellom variablene for denne perioden. Vi benytter OLS-regresjon for å beregne kointegrasjonsvektoren. Da vil kointegrasjonsvektoren, som tidligere, være gitt ved: $[1, -\hat{\beta}, -\hat{\gamma}, -\hat{\theta}]$.

Estimering i PcGive gir:

Tabell 8.12 – Kointegrasjonsvektor ved OLS-estimering, 2002K1-2008K4

Variabel	Estimat	Koeffisient for:
$\hat{\alpha}$	0,933	Konstantledd
$\hat{\beta}$	0,632	Disponibel inntekt
$\hat{\gamma}$	-0,0067	Aksjeformue
$\hat{\theta}$	0,238	Boligformue

Eitrheim et al. (2000) har, som tidligere nevnt, estimert følgende kointegrasjonsforhold for Norge på bakgrunn av data fra 1968K3 til 1998K4:

$$c_t = \alpha + 0,6494y_{d,t} + 0,2255w_t$$

Vårt estimat for disponibel inntekt er veldig nær verdien på 0,65 i dette forholdet. Samtidig ser vi at vårt estimat for boligformue ligger noe høyere enn estimatet for formueskoeffisient fra Eitrheim et al.. Vi ser også at vårt estimat for aksjeformue er veldig lavt, punktestimatet er faktisk negativt. Som tidligere nevnt, kan vi på grunn av at dette er en spuriøs regresjon, ikke benytte t-verdiene til inferens uten sterke tilleggsforutsetninger. Det virker derimot ikke intuitivt at en økning i aksjeformue skal føre til en nedgang i konsum, og når effekten samtidig er veldig liten blir det nærliggende å anta at denne faktoren ikke har noen effekt. Vi velger å ta ut aksjeformue, og estimerer en ny kointegrasjonsvektor uten denne:

Tabell 8.13 – Kointegrasjonsvektor ved OLS-estimering uten aksjeformue, 2002K1-2008K4

Variabel	Estimat	Koeffisient for:
$\hat{\alpha}$	0,816	Konstantledd
$\hat{\beta}$	0,664	Disponibel inntekt
$\hat{\theta}$	0,215	Boligformue

Deretter tester vi feilleddet fra regresjonen med en ADF-test med to lags for å se om det er stasjonært:

Tabell 8.14 – ADF-test på residualer fra OLS-regresjon, 2002K1-2008K4

Teststatistikk	Kritisk grense	
	5 %	1 %
-4.628**	-3,562	-4,315

** betegner signifikans på 99 % nivå

Her forkaster vi nullhypotesen om at feilleddene er ikke-stasjonære, og dermed er seriene kointegrert. Dette betyr at det eksisterer en langsiktig likevekt mellom konsum, disponibel inntekt, og boligformue, gitt ved koeffisientene i tabell 8.13.⁵

⁵ Konklusjonen om kointegrerte variabler er ikke påvirket av at aksjeformue er tatt ut av kointegrasjonsvektoren. Dersom vi hadde beholdt aksjeformue, ville vi fremdeles konkludert med at residualene var stasjonære på 99 % nivå, og at variablene dermed er kointegrerte.

8.2.3 Analyse av langtidslikevekt

Langtidslikevekten som er funnet er gitt ved:

$$c_t = 0,82 + 0,66y_{d,t} + 0,22bf_t \quad (8.6)$$

Denne likevekten tilsier at én prosent økning i disponibel inntekt gir 0,66 % oppgang i privat konsum på lang sikt. Dette gir, ved bruk av ligning (5.4) (her: $MPC_{Y_d} = \hat{\beta} \cdot \frac{\bar{C}}{\bar{Y}_d}$), en tilhørende marginal konsumtilbøyelighet på 62,2 % for disponibel inntekt. Utregningen av forholdet mellom konsum og disponibel inntekt er basert på gjennomsnittet fra 1991K3-2008K4. Den marginale konsumtilbøyeligheten tilsier at en ganske stor andel av en økning i disponibel inntekt vil bli brukt til konsum. En slik sammenheng virker intuitivt riktig, ettersom disponibel inntekt i stor grad består av lønn, og at et høyere lønnsnivå også vil gjenta seg i neste periode.

For boligformue er den beregnede elastisiteten 0,22, med tilhørende marginal konsumtilbøyelighet på 1,35 %. Dette betyr at det er en lavere tendens til å konsumere av boligformuen enn av disponibel inntekt, noe som ikke er overraskende gitt at disponibel inntekt er et mål på inntekt i den ene perioden som sannsynligvis vil gjentas i neste periode, mens boligformue er en akkumulert formue. Det er derimot en klar positiv sammenheng mellom boligformue og privat konsum, som betyr at husholdninger øker sitt konsum når boligformuen øker.

Denne elastisiteten er høyere enn det som er funnet i mange internasjonale undersøkelser, for eksempel i Case et al. (2005) som beregner elastisitet mellom 0,11-0,17 for en gruppe land. Dette stemmer godt med at en høyere andel husholdninger eier egen bolig i Norge enn i andre land, som diskutert i kapittel 4.

Samtidig ligger den marginale konsumtilbøyeligheten under det teoretiske intervallet på 2 % - 10 % gitt av Poterba (2000). Dette kan forklares på ulike måter:

1. Husholdninger kan være usikre på hva boligen deres er verd, og dermed usikre på sin egen boligformue. Boliger er heterogene, og dermed kan man aldri vite nøyaktig hvor mye man vil få for sin bolig før den faktisk er solgt. Dermed kan en oppgang i boligprisene gi en positiv respons fordi folk tror boligen har blitt mer verdt, men at man ikke konsumerer så mye som teori skulle tilsi på grunn av manglende presisjon i verdsettelsen av egen boligformue.
2. En usikkerhet rundt hva en kan få for sin egen bolig kan også være begrunnet i at man er usikre på om prisendringer i boligmarkedet er varige eller midlertidige. Dersom man ikke har planer om å selge boligen sin, vil man måtte ha evne til å tåle fremtidige svingninger i boligpriser, og planlegger muligens sitt konsum ut fra en oppfatning om at prisene kan gå både opp og ned.
3. En annen forklaring kan være at man ikke ser på boligen som en relevant faktor i sin konsumberegning. Dersom husholdninger ikke ønsker å konsumere sin bolig fullt ut, eller har et arvemotiv i sitt konsum, er det naturlig at ikke all boligprisoppgang vil bli konsumert. Dette bryter med en av forutsetningene for livsløpshypotesens resultater om at konsumenter ønsker å forbruke hele sin formue i løpet av levetiden. Vi ser en positiv effekt av en økning i boligformue, men denne er lavere enn hva livsløpshypotesen tilsier. Dette kan tale for at husholdninger ikke ønsker å forbruke hele sin boligformue.
4. En mulig skjev effekt på ulike grupper kan også forklare en lavere marginal konsumtilbøyelighet. Det er ikke alle som eier bolig, dermed er det grunn til å tro at grupper som ikke eier egen bolig påvirkes forskjellig enn grupper som eier bolig. De som ikke eier egen bolig vil bli påvirket gjennom en mulig høyere leie, og må kanskje øke sin sparing dersom de ønsker å kjøpe egen bolig senere. En gruppe som kan påvirkes til å redusere sitt konsum som en følge av dette er unge som ikke er inne på boligmarkedet ennå. Det er også mulig at konsumenter som har en bolig, men ønsker å kjøpe noe større, også påvirkes negativt av en økning i boligprisene. Når vi allikevel finner en positiv effekt på privat konsum av en økning i boligformue, er det sannsynligvis på grunn av at boligeierskap er utbredt i Norge, og at den positive effekten fra de som allerede har bolig er større enn den negative effekten fra grupper som ikke har bolig, eller eventuelt planlegger å kjøpe en større bolig.

5. Det må også nevnes at vårt punkttestimat for boligformuens elastisitet er langt fra sikkert, og at det virkelige tallet kan være forskjellig fra vårt estimat. Usikkerheten er også stor med tanke på at estimatet er basert på en relativt kort tidsperiode. Estimatet på marginal konsumtilbøyelighet er i tillegg basert på det gjennomsnittlige forholdet mellom boligformue og konsum, og det er ikke sikkert at estimatet fra dette datasettet reflekterer det gjennomsnittlige forholdet over tid.

8.2.4 Analyse av korttidsdynamikk – Error Correction Model (ECM)

Neste steg er å undersøke hvordan den langsiktige sammenhengen funnet ved OLS-estimering påvirker de kortsiktige svingningene, og hvor fort en ulikevekt justeres tilbake til likevekt. Dette gjøres gjennom en Error Correction Model (ECM), der residualene fra OLS-regresjonen inkluderes som en forklaringsvariabel. Ligningen som testes er som følger:

$$\Delta c_t = \alpha + \sum_{i=1}^2 \delta_i \Delta c_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \beta_i \Delta y_{d,t-i} + \sum_{i=0}^2 \gamma_i \Delta a f_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \theta_i \Delta b f_{t-i} + \lambda \varepsilon_{t-1} + u_t \quad (8.7)$$

Der ε_{t-1} uttrykker feilleddet fra OLS-regresjonen i forrige kvartal, mens u_t er et feilledd i denne regresjonen. λ uttrykker hvor fort konsumet beveger seg tilbake mot likevekten. Alle variabler i uttrykket er stasjonære, og dermed kan vi benytte vanlig OLS-estimering. Vi benytter prinsippet om ”generell-til-spesifikk” modellering, der vi tar bort den minst signifikante variabelen til vi står igjen med kun signifikante variabler (se vedlegg 9 for generell modell). Resultatet dersom man krever 95 % nivå for signifikante variabler blir da:

Tabell 8.15 – ECM – feilkorrigeringsmodell, 95 % krav, 2002K1 – 2008K4, standardfeil i parentes

Variabel	Koeffisient
Δc_{t-1}	0,6541** (0,12)
$\Delta y_{d,t}$	0,4303** (0,07)
$\Delta y_{d,t-2}$	-0,2288** (0,08)
ε_{t-1}	-0,6328** (0,12)

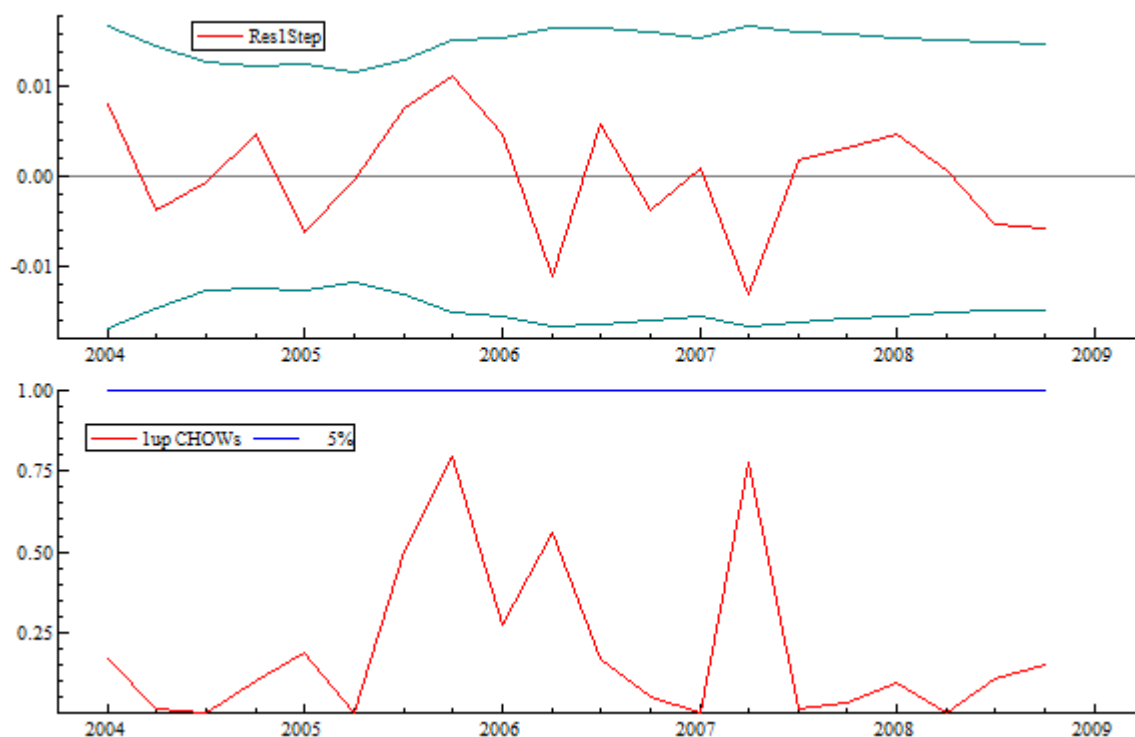
** betegner signifikans på 99 % nivå

Her er vi spesielt interessert i koeffisienten foran ε_{t-1} , som sier hvor raskt konsumet beveger seg tilbake mot likevekten gitt ved kointegrasjonsvektoren i tabell 8.13. Her er denne koeffisienten -0,63, noe som tilsier at 63 % av en ulikevekt vil bli justert neste periode. Dette er en middels rask justering. Dette betyr igjen at endringer i boligformue vil påvirke konsumet middels raskt gjennom en justering mot den langsiktige likevekten. Samtidig ser vi at endring i konsum i forrige periode har positiv effekt på endring i konsum i neste periode, samt at endringer i disponibel inntekt i samme periode, og for to perioder siden, har effekt på den kortsiktige endringen i konsum. Aksjeformue har ingen effekt i modellen, og all effekt fra boligformue på konsum går gjennom justeringsleddet mot langsiktig likevekt⁶.

Vi tester deretter den kortsiktige modellen for å se om den er stabil, og om feilleddene fra regresjonen er hvit støy. Først kjører vi ett-steps residualer og ett-steps chow-test.

⁶ I tillegg til denne modellen, estimerte vi en feilkorrigeringsmodell for den langsiktige likevekten der vi beholdt aksjeformue i utregningen av forrige periodes feilledd. Denne modellen hadde de samme signifikante koeffisientene, med kun marginale forskjeller på punkttestimatene.

Figur 8.2 – Stabilitetstester ECM, 95 % nivå, 2002K1-2008K4



Testene viser at parametrene i modellen er stabile i hele tidsperioden. Vi går deretter videre og kjører diagnostiske tester på feilleddene. Nullhypotesene er igjen at feilleddene er hvit støy, og vi krever 5 % p-verdi for å forkaste nullhypotesene.

Tabell 8.16 – Diagnostiske tester av ECM, 95 % krav, 2002K1 – 2008K4

Diagnostisk test	Testverdi	p-verdi
AR 1-3	0,184	0,906
ARCH 1-3	0,124	0,944
Normalitetstest χ^2	0,881	0,644
Heteroskedastisitet	2,011	0,133

Ingen av testene gir grunn til å anta noe annet enn at feilleddet er hvit støy, og vi beholder modellen.

Det er også mulig å se om vi får et forskjellig resultat dersom vi reduserer kravet til signifikans til 90 % istedenfor 95 % når vi benytter ”generell-til-spesifikk” modellering. Dette vil gi følgende ECM-modell:

Tabell 8.17 – ECM – feilkorrigeringsmodell, 90 % krav, 2002K1 – 2008K4, standardfeil i parentes

Variabel	Koeffisient
Δc_{t-1}	0,4037* (0,15)
α	0,0046 (0,002)
$\Delta y_{d,t}$	0,3061** (0,08)
$\Delta y_{d,t-2}$	-0,1913** (0,07)
Δaf_t	0,024* (0,01)
ε_{t-1}	-0,5434** (0,11)

* Betegner signifikans på 95 % nivå

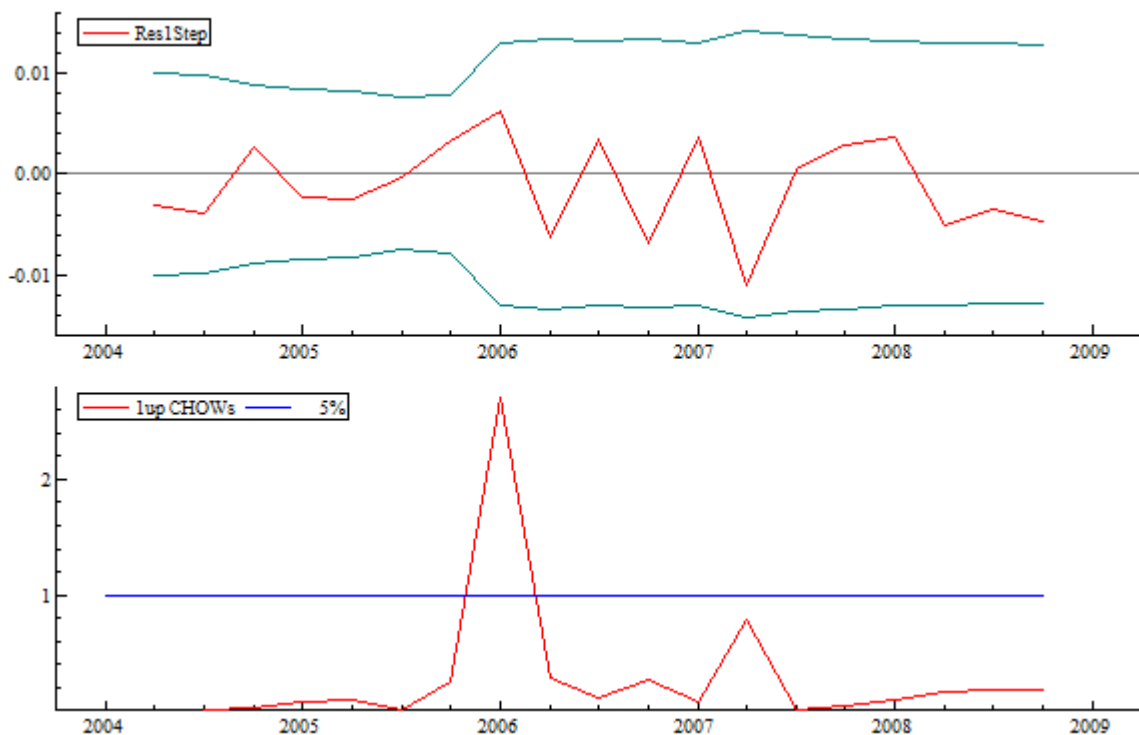
** betegner signifikans på 99 % nivå

Korrigeringen mot langsiktig likevekt er her 54 % hver periode, igjen en middels rask justering. Denne korrigeringen er signifikant på 99 % nivå. Samtidig ser vi at det er noen endringer i modellen, spesielt er det verdt å legge merke til at endringen i aksjeformue er signifikant på 95 % nivå. Det er også et konstantledd i modellen som kun er signifikant på 90 % nivå, og dersom dette fjernes vil endringen i aksjeformue falle under 95 % signifikansnivå. I denne modellen er derimot endringen i aksjeformue i samme periode signifikant, noe som antyder at aksjeformue kan ha noe å si for kortsiktige svingninger i konsum. Effekten er positiv, slik som under analysen av hele perioden, noe vi også intuitivt ville forvente. Koeffisienten på 0,024 tilsier at en vekst på 1 % i aksjeformue vil gi en gjennomsnittlig vekst på 0,024 % i privat konsum i samme periode. En såpass liten effekt illustrerer at aksjeformuen eid av privatpersoner er liten, og at effekten fra en endring

dermed ikke gir stor effekt på endringen i konsumet. Derimot er volatiliteten i aksjeformuen ganske stor, og en stor endring kan ha en merkbar effekt på konsumet. Det at aksjeformuen ikke er signifikant i den langsiktige kointegrasjonsvektoren tyder derimot på at effekten fra aksjemarkedet på privat konsum er kortsiktig.

Da gjenstår det å teste modellen for stabilitet og om residualene er hvit støy.

Figur 8.3 – Stabilitetstester ECM, 90 % nivå, 2002K1-2008K4



Ett-stegs residual gir greie resultater, men chow-testen viser at modellen har store problemer med en observasjon rundt 2006. Dette tyder på at denne modellen kanskje ikke er like god som modellen med krav til 95 % signifikansnivå.

Tabell 8.18 – Diagnostiske tester av ECM, 90 % krav, 2002K1 – 2008K4

Diagnostisk test	Testverdi	p-verdi
AR 1-3	1,248	0,326
ARCH 1-3	0,193	0,9
Normalitetstest χ^2	0,246	0,884
Heteroskedastisitet	0,678	0,723

Ingen av de diagnostiske testene gir grunn til å tro at feilledet er noe annet enn hvit støy, og vi beholder dermed modellen, men merker oss stabilitetsproblemet fra chow-testen i 2006. Det er grunn til å tro at modellen med 95 % krav til signifikans er bedre.

8.3 Analyse av perioden 1991K3-2001K4

Etter at vi nå har analysert perioden 2002-2008, er det interessant å sammenligne denne med perioden før dette. Om det er en langsiktig sammenheng kan denne sammenlignes med den langsiktige likevekten funnet for 2002-2008. Dette kan også gi en indikasjon på om koeffisientene har endret seg mellom disse to periodene.

8.3.1 Testing av stasjonaritet

Variablene er testet for stasjonaritet med tre lags, igjen basert på Schwerts lag-kriterium. Her viser resultatene at alle variablene er I(1) på ln-form, det vil si stasjonære på differensiert ln-form (se vedlegg 10 for resultat fra stasjonaritetstester). Konsum på nivåform var stasjonært på 95 % nivå, men dette er ikke i tråd med tidligere funn, og sannsynligvis et resultat av tilfeldigheter og en kort dataserie.

8.3.2 Test for kointegrasjon med OLS-estimering

På grunn av få observasjoner velger vi å bruke OLS-estimering for å finne kointegrasjonsvektoren.

Tabell 8.19 – Kointegrasjonsvektor ved OLS-estimering, 1991K3-2001K4

Variabel	Estimat	Koeffisient for:
$\hat{\alpha}$	4,713	Konstantledd
$\hat{\beta}$	0,361	Disponibel inntekt
$\hat{\gamma}$	0,025	Aksjeformue
$\hat{\theta}$	0,182	Boligformue

Deretter testes residualene fra regresjonen for å undersøke om de er stasjonære.

Tabell 8.20 – ADF-test på residualer fra OLS-regresjon, 1991K3-2001K4

Teststatistikk	Kritisk grense	
	5 %	1 %
-3,932*	-3,552	-4,653

* betegner signifikans på 95 % nivå

Her er residualene signifikante på 95 % nivå. Dette betyr at variablene er kointegrert, og at kointegrasjonsvektoren funnet i tabell 8.19 representerer en langsiktig likevekt.

8.3.3 Analyse av langtidslikevekt

Langtidslikevekten som er funnet, er gitt ved:

$$c_t = 4,71 + 0,36y_{d,t} + 0,025af_t + 0,18bf_t \quad (8.8)$$

Denne likevekten tilsier at en endring på 1 % i disponibel inntekt, vil føre til en endring på 0,36 % i konsum. Den tilhørende marginale konsumtilbøyeligheten er 33,8 %. Dette tilsvarer

at en ganske lav andel av en endring i disponibel inntekt vil bli konsumert, mens en stor del av konsumet bestemmes av konstantleddet i langtidslivevekten. Denne tilpasningen kan være gyldig over en tidsperiode, men på lengre sikt virker det ikke intuitivt riktig at norske husholdninger vil spare over 65 % av all inntektsøkning.

Boligformue har en estimert elasticitet på 0,18. Dette gir en marginal konsumtilbøyelighet på 1,1 %. Estimaten er i denne perioden lavere enn i den senere perioden fra 2002-2008, hvor elasticiteten er estimert til 0,22, med tilhørende marginale konsumtilbøyelighet på 1,35 %. Dette resultatet støtter hypotesen om at fremveksten av rammelån har bidratt til å øke effekten fra endringer i boligformue på privat konsum. Grunnene til forskjellen mellom tidsperiodene kan derimot også være:

1. Økt bevissthet rundt verdien av bolig gjennom publisitet rundt boligprisoppgang.
2. Forventninger om videre boligprisoppgang i fremtiden, som fører til at en del av den forventede boligprisoppgangen i fremtiden har blitt reflektert i dagens konsum i perioden 2002-2008.
3. Støy i datamaterialet. Vi har her to relativt korte perioder, og forskjellen mellom estimatene er ikke stor. Det kan være at forskjellen bare er et resultat av støy, og ikke reflekterer en reell forskjell.

Estimatet for aksjeformuens elasticitet er 0,025, som tilsvarer en marginal konsumtilbøyelighet på 10,2 %. Elasticitetsestimaten ligger i nærheten av estimer fra andre studier, for eksempel Case et al. (2005) sine tall for USA og Ludwig og Sløk (2002) sine tall fra bankbaserte økonomier. Den marginale konsumtilbøyeligheten ligger rett over det teoretiske intervallet på 2 % - 10 % gitt av Poterba (2000). Dermed er den estimerte marginale konsumtilbøyeligheten større for aksjeformue enn boligformue, men på grunn av de to formueskomponentenes størrelse, vil endringer i boligformue føre til større endringer i konsum enn endringer i aksjeformue. Den høye marginale konsumtilbøyeligheten for aksjeformue kan ha flere grunner:

1. Aksjer er i større grad er eid av godt voksne personer, og ikke ungdom. Dette reduserer perioden man må fordele en verdiøkning over, som vil føre til at man konsumerer en større del av økningen i hver periode.
2. Arvemotiver kan være lavere ved aksjeinvestering enn ved boliginvestering. Ved boligprisoppgang vil etterkommere måtte kjøpe en dyrere bolig, og det vil dermed være ønskelig å overlate mer arv slik at de har råd til dette. En konsument kan dermed tenkes å oppføre seg mer i tråd med livsløpshypotesen når det gjelder aksjeinvesteringer, det vil si at han ønsker å konsumere hele aksjeformuen selv.
3. Støy i datamaterialet. Dette er en relativt kort periode. Vi merker oss også at resultatet avviker fra det vi finner i periode 2002-2008 hvor estimatet for aksjeformuens elastisitet er veldig lavt, og punktestimatet faktisk er negativt. Dermed står resultatet fra de to periodene i sterk kontrast til hverandre.

8.3.4 Analyse av korttidsdynamikk – Error Correction Model

Gjennom ”generell-til-spesifikk” modellering får vi følgende feilkorrigeringsmodell (se vedlegg 11 for den generelle modellen):

Tabell 8.21 – ECM – feilkorrigeringsmodell, 95 % krav, 1991K3 – 2001K4, standardfeil i parentes

Variabel	Koeffisient
α	0,0058** (0,002)
$\Delta y_{d,t-3}$	-0,2167* (0,094)
$\Delta b f_t$	0,1509* (0,061)
ε_{t-1}	-0,3710** (0,136)

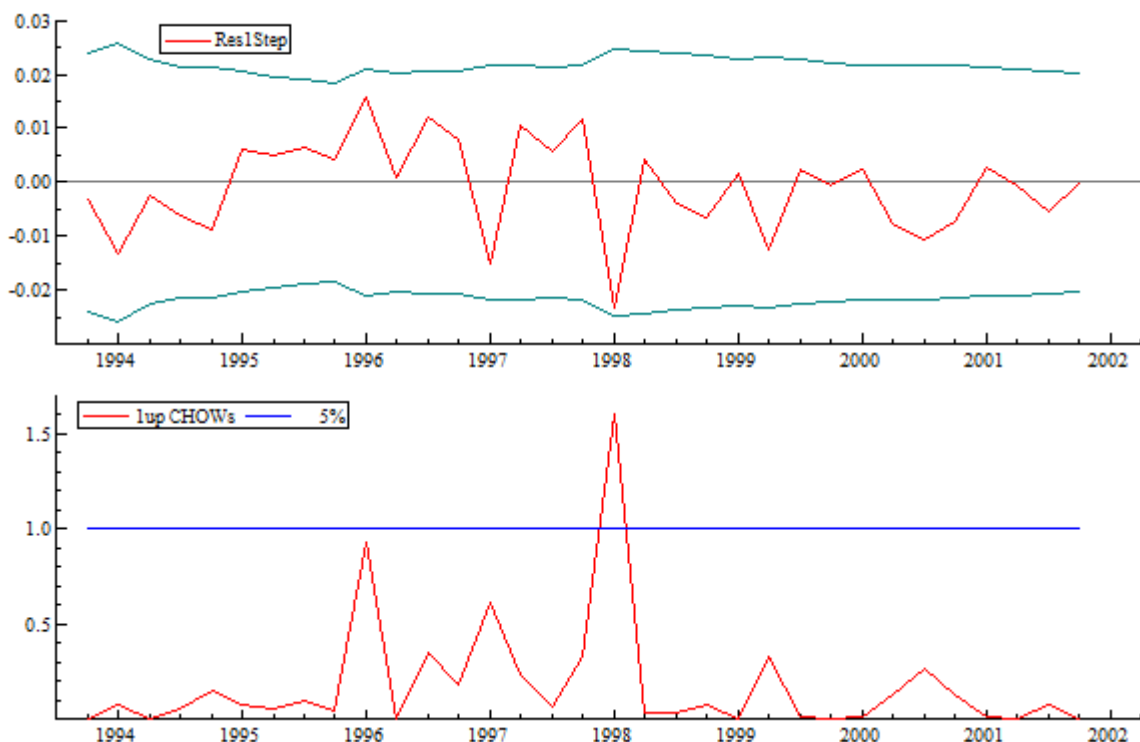
* betegner signifikans på 95 % nivå

** betegner signifikans på 99 % nivå

Fra koeffisienten på forrige periodes feilledd, ser vi at ca. 37 % av en ulikevekt vil bli rettet opp i neste periode. Dette er tregere justering enn i perioden 2002-2008. Samtidig kan man merke seg at en endring i disponibel inntekt for tre perioder siden virker negativt på nåværende konsum, men på grunn av den positive effekten fra langtidslikevekten gjennom feilleddet vil dette bare dempe den totalt sett positive effekten fra økt disponibel inntekt på konsum. Vi ser også at boligformuesendring i samme periode har en positiv effekt på privat konsum, utover det som kommer fra den langsiktige likevekten. Dette kan tilsa at endringer fra boligformue påvirker konsum raskere enn endringer i disponibel inntekt, ettersom en økning i boligformue vil ha en øyeblikkelig effekt i feilkorrigeringsmodellen, mens endringer i disponibel inntekt først vil ha en effekt i neste periode, når feilleddet justeres.

Videre gjennomfører vi diagnostiske tester av feilkorrigeringsmodellen.

Figur 8.4 – Ett-steps residualtest og ett-steps chow-test, 1991K3-2001K4



Vi ser her et problem i chow-testen i 1998, men ellers er resultatene innenfor de kritiske grensene.

Tabell 8.22 – Diagnostiske tester av kortsiktig modell, 1991K3-2008K4

Diagnostisk test	Testverdi	p-verdi
AR 1-4	0,800	0,535
ARCH 1-4	0,231	0,919
Normalitetstest χ^2	0,712	0,700
Heteroskedastisitet	3,401	0,013*

* betegner signifikans på 95 % nivå

Her er det et problem med heteroskedastisitet i feilleddene, og at feilleddet dermed ikke er hvit støy. Ved heteroskedastisitet er ikke standardfeilene gyldige, og det er fare for at insignifikante variabler fremstår som signifikante. Dette betyr at resultatene fra den kortsiktige likevekten ikke er pålitelige.

Endring i boligformue i samme periode, og endring i disponibel inntekt for tre perioder siden, er begge signifikante på 95 % nivå. Dersom standardfeilene er for små på grunn av heteroskedastisitet, er det mulig at disse egentlig ikke er signifikante. Dermed blir det problematisk å tolke disse variablene. Feilleddet i forrige periode og konstantleddet er signifikant på 99 % nivå, og det er mer sannsynlig at disse har signifikant effekt på privat konsum, men det er uklart hvor mye standardfeilene har blitt påvirket av heteroskedastisitet, og vi kan dermed ikke trekke noen klare konklusjoner for korttidsdynamikken.

8.4 Robusthetsanalyse

Tidligere i oppgaven har vi gjennomført undersøkelsen over flere tidsperioder, og også benyttet en alternativ serie for disponibel inntekt uten utbytte. I denne delen ønsker vi å undersøke om vi finner en langsiktig likevekt for hele perioden dersom vi fjerner utliggere (outliers), og om resultatene er robuste for hvordan vi har definert aksje- og boligformue.

8.4.1 Analyse gjennomført uten utliggere (outliers) 1991K3-2007K3

En inspeksjon av residualene fra kointegrasjonsvektoren beregnet ved OLS-regresjon for perioden 1991K3-2008K4 viser at feilleddene for 2007K4 og 2008K4 er særdeles store. Dette tyder på at modellen har problemer med disse observasjonene. Siden nyere nasjonalregnskapsdata kan være gjenstand for betydelige revisjoner i ettertid, forsøker vi å se etter et kointegrasjonsforhold uten observasjonene fra og med 2007K4 frem til 2008K4. ADF-testing viser at alle variablene fremdeles er I(1) i denne kortere perioden. Estimering i PcGive gir:

Tabell 8.23 – Kointegrasjonsvektor ved OLS-estimering, 1991K3-2007K3

Variabel	Estimat	Koeffisient for:
$\hat{\alpha}$	5,243	Konstantledd
$\hat{\beta}$	0,223	Disponibel inntekt
$\hat{\gamma}$	0,0216	Aksjeformue
$\hat{\theta}$	0,263	Boligformue

Videre testing av residualene med de tilhørende kritiske grensene fra MacKinnon (1991) gir:

Tabell 8.24 – ADF-test på residualer fra OLS-regresjon, 1991K3-2007K3

Teststatistikk	Kritisk grense	
	5 %	1 %
-3,551	-3,618	-4,521

Feilleddet er ikke stasjonært på 95 % nivå, og vi finner dermed ikke et kointegrasjonsforhold. Vi ligger derimot nær, og med en såpass stor effekt av å fjerne noen observasjoner bør vi avklare om de burde vært utelatt. Observasjonene ble fjernet på grunn av store residualer. Dersom de er ukorrekte, kan det forsvares å fjerne dem. Dersom de derimot er korrekte, bør de absolutt inkluderes i datamaterialet.

Som tidligere nevnt, og vist i figur 6.3, representerer slutten av 2007 og fremover en relativt stor nedgang i boligprisene, noe som også reflekteres i vårt estimat for boligformue. Den langsiktige sammenhengen for hele perioden estimert ved hjelp av OLS har en koeffisient på 0,28 for boligformue, noe som betyr at boligformuen i denne modellen har en stor effekt på konsumet. Når boligmarkedet begynner å gå nedover, kan det derimot virke som om effekten fra boligformue ikke er like stor, ettersom man da ender opp med et konsum høyere enn hva den estimerte modellen predikerer. Videre medfører dette at observasjonene 2007K4-2008K4 kan være viktige for datasettet, og dermed bør tas med.

8.4.2 Analyse gjennomført med indeksverdier for aksje- og boligformue 1995K4-2008K4

For å undersøke om resultatene er robuste for vår definisjon av aksjeformue og estimering av boligformue, gjennomfører vi en regresjonsanalyse på endringsform som i kapittel 8.1.5, men benytter en aksjeindeks og en boligprisindeks for Norge. Aksjeindeksen er Oslo Børs Benchmark Index (OSEBX), mens boligprisindeksen er hentet fra SSBs statistikkbank. Analysen er gjennomført på perioden 1995K4-2008K4, på grunn av at OSEBX kun strekker seg tilbake til 1995.

Fra tidligere figurer (figur 6.2 og 6.3), ser vi at endringer i formue i hovedsak drives av endringer i prisindeksene. I tillegg har andre undersøkelser argumentert for at indekser kan brukes som en approksimasjon på endringer i formue (Ludwig og Sløk 2002). Fremgangsmåte og resultater er vist i vedlegg 12. Alle variablene er ikke-stasjonære på nivå- og ln-nivåform, men stasjonære på endringsform.

Vi ender opp med følgende modeller ved henholdsvis 95 % og 90 % krav til signifikans for å beholde variablene i generell-til-spesifikk modellering:

Tabell 8.25 - Endringsmodell, 95 % krav, 1995K4-2008K4, standardfeil i parentes

Variabel	Koeffisient
$\Delta b_{i,t}$	0,138** (0,043)
$\Delta b_{i,t-2}$	0,210** (0,044)

** betegner signifikans på 99 % nivå

Tabell 8.26 - Endringsmodell, 90 % krav, 1995K4-2008K4, standardfeil i parentes

Variabel	Koeffisient
Δc_{t-1}	-0,255 (0,131)
$\Delta y_{d,t-2}$	0,104 (0,058)
$\Delta b_{i,t}$	0,174** (0,047)
$\Delta b_{i,t-2}$	0,232** (0,047)

** betegner signifikans på 99 % nivå

Vi ser at det i den endelige modellen med krav til 95 % signifikans i generell-til-spesifikk modellering kun er endring i boligformue i denne perioden, samt endringen i boligformue for to perioder siden, som er signifikante. Dette passer godt med de tidligere resultater om at boligformue har en betydelig effekt på privat konsum, og at denne effekten er større enn effekten fra aksjeformue. Dersom vi senker kravet til signifikans på koeffisienter til 90 %, vil modellen også inneholde konsum i forrige periode og disponibel inntekt for to perioder siden. Konsum i forrige periode har en negativ koeffisient, slik som vi også fant under analysen av hele perioden.

Undersøkelse på indeksverdier gir dermed resultater som ligger tett opp til hva vi har funnet ved bruk av aksje- og boligformue, og resultatene er dermed robuste med hensyn til definisjonen av aksjeformue og estimeringen av boligformue.⁷

⁷ Det ble også gjennomført en undersøkelse om konsum, disponibel inntekt, aksjeindeksen og boligprisindeksen er kointegrert. Analysen fant ikke et kointegrasjonsforhold mellom variablene.

9. Diskusjon av resultater

I dette kapittelet vil resultatene fra de ulike periodene sammenlignes og diskuteres opp mot hypotesene. Videre vil svakheter ved analysen bli drøftet.

9.1 Sammenligning av resultater fra de ulike delperiodene

9.1.1 Hovedproblemstilling

For enkelhets skyld gjengis hovedproblemstillingen:

Er det mulig å påvise en effekt fra endringer i aksje- og boligformue på privat konsum i norske data?

En undersøkelse av korttidsdynamikken for hele perioden fra 1991 til 2008 viser at endring i aksjeformue i samme periode, samt endring i boligformue for to perioder siden, har signifikant effekt på endring i privat konsum. Koeffisientene for både aksje- og boligformue er signifikante på 99 % nivå. Dette er en sterk indikasjon på at både endringer i aksje- og boligformue har hatt betydning for endringer i privat konsum for denne tidsperioden.

Vi finner derimot ikke en langsiktig sammenheng mellom privat konsum, disponibel inntekt, aksje- og boligformue for hele perioden. Dette kan være på grunn av problemer med utbytte i serien for disponibel inntekt, der skattetilpasning gjør serien upresis.

For den kortere tidsperioden 2002-2008 der analysen er gjennomført med en inntektsserie uten utbytte, finner vi en langsiktig likevekt mellom privat konsum, disponibel inntekt og boligformue. Aksjeformue er ikke en del av den langsiktige likevekten. En feilkorrigeringsmodell (ECM) med 95 % krav til signifikansnivå viser at justeringen mot langsiktig likevekt er middels rask, hvor 63 % av et avvik fra den langsiktige likevekten korrigeres hvert kvartal. I denne modellen er endring i aksjeformue ikke signifikant på 95 % nivå.

I perioden 1991-2001 finner vi også en langsiktig sammenheng, men her mellom privat konsum, disponibel inntekt, aksje- og boligformue. Aksjeformue er fra denne perioden en del av den langsiktige likevekten, med en elastisitet på rundt 0,025. Korttidsdynamikken fra denne perioden er vanskelig å analysere på grunn av heteroskedastisitet i feilleddene.

Til sammen viser resultatene at både bolig- og aksjeformue har en effekt på privat konsum. Boligformue og privat konsum ser ut til å henge sammen på lang sikt, det vil si at det ser ut til å være et langsiktig forhold mellom hvordan endringer i boligformue påvirker endringer i konsum. For aksjeformue er det noe motstridende resultater fra de ulike delperiodene om hvorvidt aksjeformue er en del av den langsiktige likevekten.

9.1.2 Tilleggshypotese 1

Endringer i boligformue påvirker privat konsum i større grad enn endringer i aksjeformue.

I korttidsmodellen for hele perioden, har vi testet en nullhypotese om at effekten fra bolig- og aksjeformue er like. P-verdien for denne nullhypotesen er 0,0168, og vi forkaster dermed nullhypotesen. Resultatene fra hele perioden tilsier dermed at hypotesen, at boligformue har større effekt på privat konsum enn aksjeformue, er korrekt.

For den kortere perioden 2002-2008, er ikke aksjeformue en del av den langsiktige sammenheng. Her har derimot boligformue en klar effekt, både på kort sikt gjennom feilkorrigeringsmodellen, og på lang sikt gjennom den langsiktige sammenheng. Dette indikerer at endringer i boligformue har større effekt på privat konsum enn endringer i aksjeformue.

I perioden 1991-2001 er aksjeformue en del av den langsiktige sammenheng. Samtidig er koeffisienten klart lavere enn for boligformue, med elastisitet på 0,025 mot boligformuens 0,18. Den marginale konsumtilbøyeligheten for aksjeformue er høyere enn for boligformue,

men boligformuens størrelse fører til at effekten av en boligformuesendring er mye større enn effekten fra en aksjeformuesendring.

Resultatene fra alle periodene tyder dermed på at endringer i boligformue har større effekt på privat konsum enn endringer i aksjeformue.

9.1.3 Tilleggshypotese 2

Introduksjon av nye låneprodukter, spesielt rammelån, har bidratt til å øke effekten fra endringer i boligformue på privat konsum i de senere år.

For å undersøke dette, er det naturlig å se på forskjellene i resultater fra de ulike delperiodene der vi har fått fastsatt en langsiktig likevekt. I perioden 1991-2001 er både bolig- og aksjeformue en del av den langsiktige likevekten, med en elastisitet for boligformue på 0,18. I perioden 2002-2008 er kun boligformue en del av den langsiktige likevekten, med en elastisitet på 0,22, som er høyere enn i forrige delperiode. Økningen i elastisiteten antyder at utnyttelsen av boligformuen har økt. Dette støtter hypotesen om at effekten fra boligformue på privat konsum har økt i de senere år.

På den andre siden avviker den langsiktige likevekten ikke mye fra det som tidligere er estimert for Norge, som tyder på at det ikke har skjedd store endringer i utnyttelsen av boligformue. Periodene vi har estimert langsiktige sammenhenger for er også korte, og forskjellen i elastisitet kan være et resultat av støy i datamaterialet. Det skal i tillegg nevnes at dataseriene for disponibel inntekt er noe annerledes definert i de to delperiodene, der den ene inkluderer utbytte og den andre ikke. Dermed er ikke analysene fra de to delperiodene nødvendigvis direkte sammenlignbare.

Fra den kvalitative analysen er det gode argumenter for at boligformue har spilt en større rolle i de senere år, fremveksten av rammelån og undersøkelser på hvordan disse pengene er blitt utnyttet, tyder på at bruken av boligeigenkapital til privat forbruk har økt i de senere år.

Den empiriske delen av oppgaven gir indikasjoner på at endringer i boligformue kan ha en større betydning i de senere år, men det er mulig at denne endringen er et resultat av støy, og dermed kan ikke den empiriske analysen benyttes som en bekreftelse på hypotesen.

9.2 Svakheter ved analysen

Opgaven har analysert et datamateriale fra perioden 1991K3-2008K4. Det hadde imidlertid vært ønskelig med en lengre tidsserie for å kunne fastslå om resultatene er konsistente over tid. Analysen på delperiodene 2002K1-2008K4 og 1991K3-2001K4 benytter nødvendigvis et enda kortere datamateriale. Selv om modellen fra perioden 2002-2008 virker god ut i fra stabilitets- og diagnostiske tester, er vi ikke sikre på om resultatene vil være konsistente over tid, eller bare spesielle for denne tidsperioden. Dette illustreres også ved at vi finner forskjellige resultater for perioden 1991-2001. Undersøkelsen vi har foretatt kan være interessant å gjenta på et senere tidspunkt, da man kan ha tilgang på mer data, og lengre tidsserier.

Serien over disponibel inntekt i husholdninger er som tidligere drøftet, påvirket av endrede regler i beskatning av utbytte. Mye tyder på at skjevheter i inntektsserien kan ha påvirket muligheten for å finne en langsiktig sammenheng for hele perioden mellom privat konsum, disponibel inntekt, aksje- og boligformue. Dette fordi det konkluderes med at seriene er kointegrert når analysen er gjennomført på to kortere tidsperioder der den ene perioden avsluttes før skattereformen, og den andre gjennomføres med en inntektsserie uten utbytte.

I tillegg er det et annet aspekt ved serien for disponibel inntekt som det hersker litt usikkerhet rundt. Opprinnelig var serien en årlig serie som senere ble gjort om til en kvartalsvis serie ved å pålegge sesongmønster fra lønnsinntekt. Dette, samt skjevhetene skapt av utbyttebeskatning, kan ha påvirket presisjonen i resultatene. Jevnt over ser det ut til at de estimerte inntektselastisitetene muligens er lavere enn hva en kan forvente fra tidligere studier og estimering av konsumfunksjoner. Samtidig er endringer i disponibel inntekt ikke

signifikant i enkelte av analysene som er gjennomført. Dette kan for eksempel ha ført til at for mye av endringer i privat konsum tilskrives endringer i boligformue.

Til slutt kan man ikke se bort fra at det finnes en faktor som kan påvirke både konsum og en eller flere av forklaringsvariablene samtidig. I teoridelen ble det fremsatt en hypotese om at for eksempel husholdningenes forventninger til fremtiden kan påvirke både konsum og boligpriser, og dermed påvirke den estimerte sammenhengen mellom privat konsum og boligformue. Det kan også være utelatte variabler med som burde vært med i modellen og kunne gitt en bedre innsikt om hvordan ulike variabler påvirker privat konsum. For eksempel er annen finansiell formue utenom aksjeformue ikke inkludert i modellen, dette på grunn av manglende datamateriale.

10. Konklusjon

I denne oppgaven er det gjennomført en empirisk analyse for å se om det kan påvises en sammenheng mellom aksje- og boligformue og privat konsum for norske husholdninger. Det teoretiske grunnlaget er representert ved livsløpshypotesen av Ando og Modigliani (1963). Under livsløpshypotesen vil uventede endringer i formue påvirke privat konsum, det vil si at en uventet økning i formue vil slå ut i permanent høyere konsum.

Tidligere internasjonale studier har påvist at både endringer i bolig- og finansiell formue har signifikant effekt på privat konsum. I tillegg estimerer flere av studiene at endringer i boligformue påvirker konsum i større grad enn endringer i finansiell formue. Analysen av norsk aksje- og boligeierskap og fordeling av formue, gir grunn til å forvente det samme resultatet i Norge også.

Én hovedproblemstilling samt to tilleggshypoteser har blitt undersøkt i oppgaven. Hovedproblemstillingen er: *Er det mulig å påvise en effekt fra endringer i aksje- og boligformue på privat konsum i norske data?* Resultatene viser at både endringer i aksje- og boligformue har signifikant effekt på privat konsum og er robust for ulike spesifikasjoner av aksje- og boligformue. Den estimerte boligformueselastisiteten varierer mellom 0,18 - 0,22, mens den estimerte elastisiteten for aksjeformue ligger rundt 0,025. I analysen av kortidsdynamikken for hele perioden fra 1991 til 2008 påvirker endringer i aksjeformue privat konsum umiddelbart, mens endringer i boligformue påvirker privat konsum to kvartaler senere. Analysen finner imidlertid ingen langsiktig sammenheng mellom privat konsum, disponibel inntekt og aksje- og boligformue for hele perioden. En av grunnene til at vi ikke finner en langsiktig sammenheng kan være på grunn av at disponibel inntekt har blitt påvirket av endringer i beskatning av utbytte.

Når analysen tar høyde for problemer med utbytte finner vi langsiktige sammenhenger for periodene 2002-2008 og 1991-2001. I perioden 2002-2008 er ikke aksjeformue en del av den langsiktige sammenhengen, og inkluderes heller ikke i den kortsiktige

feilkorrigeringsmodellen. Aksjeformue er derimot en del av den langsiktige sammenhengen i perioden 1991-2001. Når vi ser alle analysene under ett, konkluderer vi med at både endringer aksje- og boligformue har signifikant effekt på privat konsum.

Tilleggshypotese 1 er: *Endringer i boligformue påvirker privat konsum i større grad enn endringer i aksjeformue.* Resultatene fra alle perioder tyder på at effekten fra endringer i boligformue er større enn effekten fra endringer i aksjeformue på privat konsum. Fra hele perioden 1991-2008 gir en nullhypotese om at koeffisientene til aksje- og boligformue er like en p-verdi på 0,0168, og vi forkaster dermed hypotesen til fordel for at koeffisienten til boligformue er størst.

Tilleggshypotese 2 er: *Introduksjon av nye låneprodukter, spesielt rammelån, har bidratt til å øke effekten fra endringer i boligformue på privat konsum i de senere år.* Oppgaven finner klare trekk som kan tyde på at hypotesen er korrekt. Den kvalitative analysen viser en høy fremvekst av rammelån som i større grad enn ordinære lån brukes til å finansiere privat forbruk. Samtidig viser den empiriske analysen at den estimerte langsiktige sammenhengen for perioden 2002-2008 at boligformue har en høyere elastisitet og marginal konsumtilbøyelighet enn hva som er tilfelle for den tidligere perioden 1991-2001. På den andre siden kan dette empiriske resultatet komme på grunn av støy eller lite datamateriale. Videre undersøkelser vil være nødvendig for å konkludere om hypotesen er korrekt.

10.1 Forslag til videre studier

Videre studier kan forsøke å undersøke mikrodata istedenfor makrodata. Estimerer fra analysen i denne oppgaven reflekterer et gjennomsnitt over hele befolkningen, hvor formueskomponentene er relativt skjevt fordelt. Kun en liten andel av Norges befolkning eier aksjer, og sammenheng mellom de aggregerte verdiene på privat konsum og aksjeformue er svak. Denne sammenhengen kan imidlertid være svært sterk for den delen av befolkningen som eier aksjer. En måte å undersøke dette nærmere på, er gjennom mikrostudier. En slik undersøkelse forutsetter at man har tilgang på relevante mikrodata, for

eksempel spørreundersøkelser av et bredt utvalg av befolkningen som fortrinnsvis er gjennomført over flere år med samme utforming. Dersom en slik spørreundersøkelse er tilgjengelig, kan det også gi informasjon om hvordan ulike aldersgrupper, likviditetsbegrensede-, og ikke-likviditetsbegrensede husholdninger reagerer på endringer i formue. Det vil også kunne gi mer innsikt i årsakene til de observerte effektene i denne oppgaven.

Litteraturliste

- Allen, Todd M. og Cristopher D. Carroll (2001):** Individual learning about consumption. (I: *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 5, No. 2, s. 255-271)
- Andersen, Arne (2004):** Bolig, omgivelser og miljø. (SSB, Samfunnsspeilet, årgang 18, nr. 4) <<http://www.ssb.no/samfunnsspeilet/utg/200404/10/index.html>> (18.april, 2009)
- Ando, Albert og Franco Modigliani (1963):** The "life cycle" hypothesis of saving: aggregate implications and tests. (I: *American Economic Review*, Vol. 53, No. 1, s. 55-84)
- Benito, Andrew (2006):** Does job insecurity affect household consumption? (I: *Oxford Economic Papers*, Vol. 58, No. 1, s. 157-181)
- Benito, Andrew et al. (2006):** House prices and consumer spending. (I: *Bank of England Quarterly Bulletin*, Vol. 46, No. 2, s. 142-154)
- Benjamin, John D. et al. (2004):** Real estate versus financial wealth in consumption. (I: *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 29, No. 3, s. 341-354)
- Boone, Laurence et al. (2001):** Financial market liberalisation, wealth and consumption. OECD Economics Department Working Papers No. 308, 2001.
- Bridges, Sarah et al. (2006):** Housing collateral and household indebtedness: Is there a household financial accelerator? Artikkel presentert på Banco de Espana Conference, Household Finances and Housing Wealth. 24.-25. april, 2007.
<http://www.bde.es/doctrab/confere/confe_12/01slides_Disney.pps> (15. februar 2009)
- Browning, Martin og Thomas F. Crossley (2001):** The life-cycle model of consumption and saving. (I: *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 3, s. 3-22)
- Campos, Julia et al. (2005):** General-to-specific modeling: An overview and selected bibliography. (I: *International Finance Discussion Papers*, No. 838, August)
- Caporale, Guglielmo Maria og Nikitas Pittis (1999):** Efficient estimation of cointegrating vectors and testing for causality in vector autoregressions. (I: *Journal of Economic Surveys*, Vol. 13, No. 1, s. 1-35)
- Carroll, Cristopher D. (2001):** A theory of the consumption function, with and without liquidity constraints. (I: *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 3, s. 23-45)
- Case, Karl E. et al. (2005):** Comparing wealth effects: The stock market versus the housing market. (I: *Advances in Macroeconomics*, Vol. 5, No. 1, article 1)
- Davies, James B. (1981):** Uncertain lifetime, consumption and dissaving in retirement. (I: *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 3, s. 561-577)
- Dickey, David A. og Wayne A. Fuller (1979):** Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. (I: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, s. 427-431)

Dickey, David A. og Wayne A. Fuller (1981): Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. (I: *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, s. 1057-1072)

Eitrheim, Øyvind et al. (2000): Progress from forecast failure – The Norwegian consumption function. (I: *Arbeidsnotat 2000/10*, Norges Bank)

Engelhardt, Gary V. og Cristopher J. Mayer (1998): Intergenerational transfers, borrowing constraints, and saving behavior: Evidence from the housing market. (I: *Journal of Urban Economics*, Vol. 44, No. 2, s. 135-157)

Engle, Robert F. (1982): Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. (I: *Econometrica*, Vol. 52, No. 4, s. 987-1007)

Engle, Robert F. og Clive W. J. Granger (1987): Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. (I: *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, s. 251-276)

Friedman, Milton A. (1953): *Essays in positive economics*. University of Chicago Press, Chicago, IL.

Friedman, Milton A. (1957): *A theory of the consumption function*. Princeton University Press for NBER, Princeton, NJ.

Frøiland, Gisle (1999): Økonometrisk modellering av husholdningenes konsum i Norge: Demografi og formueseffekter. (I: *Notat 1999/86*, Statistisk Sentralbyrå)

Gjølberg, Ole (2007): Forelesningsnotater i faget FIE401 – Metoder for finansiell analyse. NHH, Bergen.

Granger, Clive W. J. (2004): Time series analysis, cointegration, and applications. (I: *The American Economic Review*, Vol. 94, No. 3, s. 421-425)

Greenspan, Alan (1999): Mortgage Markets and Economic Activity. Tale på en konferanse om “Mortgage Markets and Economic Activity” sponset av America's Community Bankers, Washington, D.C, 2. november, 1999.
<<http://www.federalreserve.gov/BOARDDOCS/SPEECHES/1999/19991102.htm>> (15. februar 2009)

Hall, Robert E. (1978): Stochastic implications of the life cycle – permanent income hypothesis: Theory and evidence. (I: *Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 6, s. 971-987)

Hansen, Terje (2007): Forelesningsnotater i faget FIE 432 – Personlig økonomi, NHH, Bergen.

Hendry, David D. og Katarina Juselius (2000): Explaining cointegration analysis: Part 1. (I: *The Energy Journal*, Vol. 21, No. 1, s. 1-42)

Hurd, Michael D. (1987): Savings of the elderly and desired bequests. (I: *American Economic Review*, Vol. 77, No. 3, s. 298-312)

-
- Iversen, Yngve (2002):** Påvirkes privat konsum av endringer i aksjemarkedet? En empirisk studie på norske data. (Spesialfagsoppgave for Høyere Avdelings Studium i økonomisk-administrative fag. Norges Handelshøyskole, Bergen.)
- Juster, Frank et al. (2006):** The decline in household saving and the wealth effect. (I: The Review of Economics and Statistics, Vol. 88, No. 1, s. 20-27)
- Klovland, Jan Tore (2008):** Forelesningsnotater i faget FIE403 – Konjunkturanalyse. NHH, Bergen
- Leland, Hayne E. (1968):** Saving and uncertainty: The precautionary demand for saving. (I: The Quarterly Journal of Economics, Vol. 82, No. 3, s. 465-473)
- Lettau, Martin og Sydney C. Ludvigson (2004):** Understanding trend and cycle in asset values: Reevaluating the wealth effect on consumption. (I: American Economic Review, Vol. 94, No. 1, s. 276-299)
- Ludwig, Alexander og Torsten Sløk (2002):** The impact of changes in stock prices and house prices on consumption in OECD Countries. IMF Working Paper WP/02/01
- Løwe, Torkil (2009):** Eldre mest fornøyd med hvordan de bor. (SSB, Samfunnsspeilet, årgang 23, nr. 1) <<http://www.ssb.no/vis/samfunnsspeilet/utg/200901/15/art-2009-03-09-01.html>> (18.april 2009)
- MacKinnon, James (1991):** Critical values for co-integration tests. (I: Engle og Granger (eds.) Long-Run Economic Relationships, Oxford University Press, s. 267-276)
- Mills, Terence C. (1990):** Chapter 5, Stationary stochastic time series models. (I: Time series techniques for economists. Cambridge University Press, Cambridge)
- Poterba, James M. (2000):** Stock market wealth and consumption. (I: Journal of Economic Perspectives, Vol. 14, No. 2, s. 99-118)
- Poterba, James M. og Andrew Samwick (1995):** Stock ownership patterns, stock market fluctuations, and consumption. (I: Brookings Papers on Economic Activity, No. 2, s. 295-372)
- Romer, Christina (1990):** The great crash and the onset of the great depression. (I: The Quarterly Journal of Economics, Vol. 105, No. 3, s. 597-624)
- Romer, David (2001):** Chapter 7, Consumption. (I: Advanced Macroeconomics. 2nd ed. McGraw-Hill/Irwin, New York, NY, s. 330-367)
- Schwert, G. William (1989):** Tests for unit roots: A monte carlo investigation. (I: Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 7, No. 2, s. 147-159)
- Stamland, Tommy (2007):** Forelesningsnotater i faget FIE401 – Metoder for finansiell analyse. NHH, Bergen.
- Stock, James H. og Mark W. Watson (1993):** A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. (I: Econometrica, Vol. 61, No. 4, s. 783-820)

Syrteit, Knut (2002): Aksjeformuer og husholdningers konsum i Norge – en empirisk analyse av formueseffekter. (Skriftlig utredning ved Høyere Avdelings Studium (cand. oecon). Norges Handelshøyskole, Bergen)

Sæther, Jan-Petter (2008): Prisrekord på boliger. (SSB, Samfunnsspeilet, årgang 22, nr. 5-6) <<http://www.ssb.no/vis/samfunnsspeilet/utg/200805/main.html>> (18. april 2009)

Sæther, Jan-Petter (2007): Stadig dyrere å etablere seg med egen bolig. (SSB, Samfunnsspeilet, årgang 21, nr. 5-6) <<http://www.ssb.no/samfunnsspeilet/utg/200705/11/index.html>> (18. april 2009)

Thaler, Richard (1990): Anomalies: Saving, fungibility, and mental accounts. (I: Journal of Economic Perspectives, Vol. 4, No. 1, s. 193-205)

Thurow, Lester C. (1969): The optimum lifetime distribution of consumption expenditures. (I: American Economic Review, Vol. 59, No. 3, s. 324-330)

White, Halbert (1980): A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. (I: Econometrica, Vol. 48, No. 4, s. 817-838)

Wooldridge, Jeffrey M. (2009): Introductory econometrics: A modern approach. 4th ed. South-Western – Cengage Learning, Canada.

Internett sider

- Børsprosjektet NHH
<<http://www.nhh.no/borsprosjektet>> (28. april 2009)
- Kredittilsynet, Tilstanden i finansmarkedet 2008
<http://www.kredittilsynet.no/archive/stab_pdf/01/06/Tilst036.pdf> (27. april 2009)
- Norges Bank, Finansiell stabilitet 2/2008
<http://www.norges-bank.no/upload/73147/fs_2_2008.pdf> (27. april 2009)
- Norges Bank, Finansiell stabilitet 1/2006
<http://www.norges-bank.no/templates/report_45646.aspx> (18. april 2009)
- Norges Bank, Pengepolitisk rapport 3/2008
<http://www.norges-bank.no/upload/72324/291009_ppr308web.pdf> (28. april 2009)

- Norges Bank, Penger og Kreditt 4/2007
http://www.norges-bank.no/upload/64847/penger_og_kreditt_4_2007.pdf (15. mai 2009)
- Rammelån er populære lån, Sparebankforeningen 17.11.2007
<<http://www.sparebankforeningen.no/index.gan?id=15491&subid=0>> (27. april 2009)
- Statistisk sentralbyrå, Statistikkbanken
<<http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/>> (16. februar 2009)
- U. S. Census Bureau
<<http://www.census.gov/hhes/www/housing/hvs/historic/index.html>> (28. april 2009)
- VPS. Årsrapport 2006
<http://www.vps.no/public/vedlegg/aarsrapporter/2007/VPS/adm_dir_ordet.html> (27. april 2009)

Vedlegg

Vedlegg 1: Konsum neste periode under usikkerhet

Vi har fra (2.14) at:

$$U'(C_t) = E_0[U'(C_{t+1})]$$

Og at grensenytten er gitt ved:

$$U'(C_t) = a(\bar{C} - C_t)$$

Da vil grensenytten innsatt i (2.14) gi at:

$$a(\bar{C} - C_t) = E_0[a(\bar{C} - C_{t+1})]$$

$$a(\bar{C} - C_t) = E_0[a\bar{C}] - E_0[aC_{t+1}]$$

Ettersom a og \bar{C} er konstanter, kan vi si at:

$$a(\bar{C} - C_t) = a\bar{C} - a \cdot E_0[C_{t+1}]$$

$$-C_t = -E_0[C_{t+1}]$$

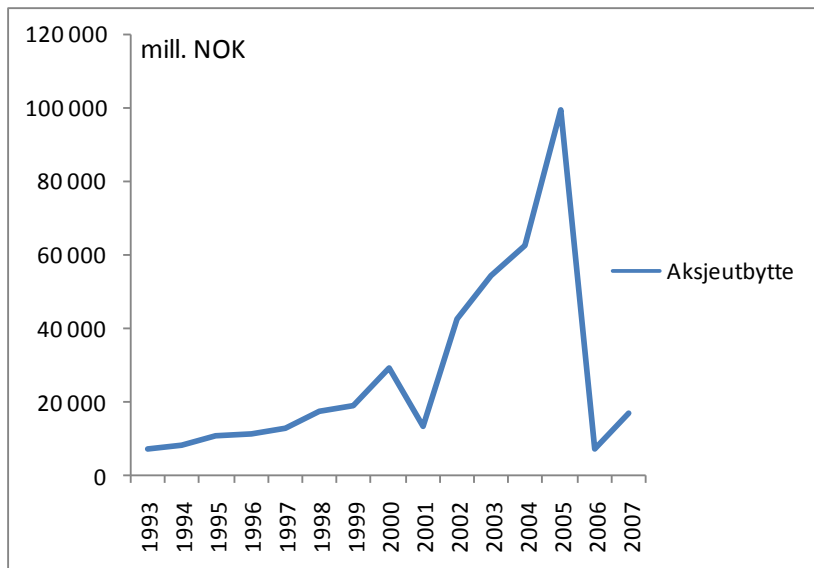
$$C_t = E_0[C_{t+1}]$$

Som er gitt i (2.16).

Iversen (2002) antar at nyttefunksjonen er på kvadratisk form som $U(C_t) = C_t - \frac{a}{2}C_t^2$. Da vil grensenytten være gitt ved $U'(C_t) = 1 - aC_t$. Videre innsetting i (2.14) vil gi samme sluttresultat som gitt over og i (2.16).

Vedlegg 2: Utvikling utbytte 1993-2007

Figur V.1 – Utvikling i utbytte, 1993-2007



Vedlegg 3: Definisjon av disponibel inntekt

Disponibel inntekt

Disponibel inntekt i husholdninger er definert som:

Disponibel inntekt = Primære inntekter + Pensjoner og stønader fra offentlig forvaltning + Ytelser fra kasser og fond + Netto overføringer til ideelle organisasjoner – Skatter på inntekt og formue mv. – Premier til kasser og fond – Andre overføringer, netto

Der primære inntekter er definert som:

Primære inntekter = Blandet inntekt [Bruttoproduct (produksjon - produktinnsats) – kapitalslit – lønnskostnader – produksjonsskatter + produksjonssubsidier] + Lønnsinntekter + Formuesinntekter herav aksjeutbytte – Formuesutgifter + Korreksjon for indirekte målte banktjenester.

Vedlegg 4: OLS - regresjon

Regresjoner benyttes til å studere sammenhengen mellom variabler. OLS, ordinary least squares (minste kvadraters metode), er en metode for å finne regresjonssammenhengen som passer best med datamaterialet som undersøkes. Den består av at det forsøkes å finne parameterverdiene som minimerer det kvadrerte avviket mellom observasjonene og regresjonslinjen, det vil si å minimere de kvadrerte feilleddene. Dersom man skal benytte OLS på tidsseriedata, er det flere forutsetninger som er nødvendige, og noen som er ønskelige. Vi vil her gå gjennom forutsetningene, og hvilke konsekvenser de har. Denne gjennomgangen er basert på Wooldridge (2009).

1. Lineær modell

Følgende lineære modell gjelder for prosessen:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \dots + \beta_k x_{tk} + \varepsilon_t$$

2. Ingen perfekt kolinearit

I utvalget, og da også i den underliggende tidsserieprosessen, er ingen av de uavhengige variablene konstante, eller en perfekt lineær kombinasjon av de andre forklaringsvariablene.

3. Nullforventning til feilledd

For hver t , er den forventede verdien av feilen ε_t null, gitt forklaringsvariablene for alle tidsperiodene. Det vil si:

$$E(\varepsilon_t | X) = 0, \text{ for alle } t$$

Denne forutsetningen betyr at feilleddet på tidspunkt t er ukorrelet med alle forklaringsvariabler for alle tidsperioder.

4. Homoskedastisitet

Feilleddets varians er uavhengig av verdiene på forklaringsvariablene, det vil si:

$$\text{Var}(\varepsilon_t|X) = \text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2, \text{ for alle } t$$

5. Ingen seriekorrelasjon

Feilleddene i to ulike tidsperioder er ukorreletert med hverandre for alle ulike tidsperioder, det vil si:

$$\text{Corr}(\varepsilon_t, \varepsilon_s|X) = 0, \text{ for alle } t \neq s$$

6. Normalitet

Feilleddene, ε_t , er uavhengige av forklaringsvariablene X , og normalfordelt med forventning 0 og varians σ^2 .

$$\varepsilon_t \approx \tilde{N}(0, \sigma^2)$$

Dersom forutsetning 1-3 holder, vil OLS gi forventningsrette estimater. Om forutsetning 4-5 i også holder, vil OLS-estimatorene ha minst varians av alle forventningsrette estimater. Dette betyr at OLS da vil være BLUE (Best Linear Unbiased Estimator). Ved forutsetning 6 får man eksakte fordelinger for t-statistikker og F-statistikker, og kan dermed bruke disse til hypotesetesting.

Vedlegg 5: Utregning av kritiske grenser for kointegrasjon

MacKinnons (1991) kritiske verdier beregnes etter følgende ligning:

$$C(p) = \phi_\infty + \phi_1 T^{-1} + \phi_2 T^{-2}$$

Her er $C(p)$ den kritiske verdien, mens T er antall observasjoner. Verdiene på ϕ_∞ , ϕ_1 og ϕ_2 er tabulert av MacKinnon, og avhenger av antall forklaringsvariabler og ønsket p-verdi. Her vises en tabell for utregning av de kritiske grensene brukt i oppgaven.

Tabell V.1 – Utrekning av kritiske grenser i ADF-tester for kointegrasjon

Antall variabler	p	ϕ_{∞}	ϕ_1	ϕ_2	Antall obs.	C(p, obs)
2	5 %	-3,337	-5,967	-8,980	28	-3,562
2	1 %	-3,900	-10,534	-30,030	28	-4,315
3	5 %	-3,743	8,352	-13,410	65	-3,618
3	1 %	-4,298	-13,790	-46,370	65	-4,521
3	5 %	-3,743	8,352	-13,410	70	-3,626
3	1 %	-4,298	-13,790	-46,370	70	-4,504

Kilde: Egne beregninger basert på grenser av MacKinnon (1991)

Vedlegg 6: Generell modell 1991K3-2008K4

Tabell V.2 – Generell modell for 1991K3-2008K4, standardfeil i parentes

Variabel	Koeffisient			
	t	t-1	t-2	t-3
Δc		-0,458** (0,142)	-0,322* (0,140)	-0,124 (0,129)
Δy_d	-0,084 (0,062)	0,012 (0,072)	0,022 (0,072)	0,005 (0,068)
Δaf	0,022 (0,013)	0,005 (0,014)	-0,011 (0,014)	0,017 (0,013)
Δbf	0,032 (0,054)	0,069 (0,053)	0,102 (0,059)	0,037 (0,049)
α	0,011** (0,0034)			

* betegner signifikans på 95 % nivå

** betegner signifikans på 99 % nivå

Vedlegg 7: Beskrivelse av tester på endringsmodeller og ECM

Alle testene er utført i PcGive 12, og beskrivelsen av testene samt deres matematiske utførelse kan finnes i hjelpefilen for PcGive 12.

Ett-steps residualer

Etter en rekursiv estimering, kan man plote residualer, og se om noen av disse er større enn to standardavvik. Slike avvik er enten utliggerer, eller assosiert med koeffisientendringer.

Ett-steps chow-test

Etter en rekursiv estimering, kan man kjøre en ett-steps chow-test der nullhypotesen er at parametrene er konstante for alle tidspunkt. Observasjoner utenfor grensen, som her er satt til 5 %, antyder at parametrene ikke er konstante over tid.

AR – Lagrange multiplier (LM) -test for autokorrelasjon

En Lagrange multiplier-test for autokorrelasjon. Nullhypotesen er at det er ingen autokorrelasjon. Testen er gyldig for systemer med laggede verdier av den avhengige variabelen, der verken Durbin-Watson eller residual-korrelogram gir en gyldig test.

ARCH – LM-test for autokorrelerte kvadrerte residualer

ARCH står for Autoregressive conditional heteroscedasticity, og tester om det er autokorrelasjon i de kvadrerte feilleddene. Nullhypotesen er at det ikke er noen autokorrelasjon. Se ellers Engle (1982).

Normalitetstest

Tester om residualene har en fordeling hvor skjevhet og kurvatur korresponderer med en normalfordeling. Nullhypotesen er at residualene har dette.

Heteroskedastisitet

Test for heteroskedastisitet. Nullhypotesen er ingen heteroskedastisitet, det vil si at det er homoskedastisitet. Testen er basert på White (1980).

Vedlegg 8: ADF-tester 2002K1-2008K4

Tabell V.3 – ADF-testing av variabler på nivåform, *ln*-nivåform og differensiert *ln*-form 2002K1-2008K4

Variabel	t-verdi	Kritisk grense (95 %)
C	-1,54	-3,61
Y_a	-3,89*	-3,61
AF	-1,23	-3,61
BF	-0,71	-3,61
c	-1,42	-3,61
y_a	-4,24*	-3,61
af	-1,50	-3,61
bf	-0,88	-3,61
Δc	-4,58**	-3,61
Δy_a	-7,27**	-3,61
Δaf	-4,24*	-3,61
Δbf	-4,99**	-3,61

* betegner signifikans på 95 % nivå

** betegner signifikans på 99 % nivå

Vedlegg 9: Generell ECM-modell 2002K1-2008K4

Tabell V.4 – Generell ECM-modell for 2002K1-2008K4, standardfeil i parentes

Variabel	Koeffisient		
	t	t-1	t-2
Δc		0,451* (0,187)	-0,196 (0,196)
Δy_d	0,243 (0,113)	-0,316 (0,194)	-0,274 (0,094)
Δaf	0,014 (0,020)	-0,005 (0,017)	0,009 (0,016)
Δbf	0,081 (0,084)	-0,069 (0,074)	-0,032 (0,088)
ε		-0,916* (0,325)	
α	0,011* (0,0047)		

* betegner signifikans på 95 % nivå

Vedlegg 10: ADF-tester 1991K3-2001K4

Tabell V.5 – ADF-testing av variabler på nivåform, *ln*-nivåform og differensiert *ln*-form 1991K3-2001K4

Variabel	t-verdi	Kritisk grense (95 %)
C	-3,95*	-3,53
Y_a	-1,76	-3,53
AF	-1,94	-3,53
BF	-1,92	-3,53
c	-3,26	-3,53
y_a	-1,63	-3,53
af	-2,17	-3,53
bf	-2,50	-3,53
Δc	-9,23**	-3,53
Δy_a	-6,04**	-3,53
Δaf	-5,46**	-3,53
Δbf	-4,32**	-3,53

* betegner signifikans på 95 % nivå

** betegner signifikans på 99 % nivå

Vedlegg 11: Generell ECM-modell 1991K3-2001K4

Tabell V.6 – Generell ECM-modell for 1991K3-2001K4, standardfeil i parentes

Variabel	Koeffisient			
	t	t-1	t-2	t-3
Δc		-0,439 (0,331)	-0,289 (0,287)	-0,035 (0,236)
Δy_d	-0,0061 (0,151)	0,058 (0,144)	0,0052 (0,151)	-0,162 (0,137)
Δaf	0,0043 (0,021)	0,0039 (0,020)	-0,011 (0,019)	0,026 (0,020)
Δbf	0,165 (0,087)	-0,035 (0,102)	0,068 (0,105)	-0,030 (0,092)
ε		-0,066 (0,255)		
α	0,0096 (0,0053)			

Vedlegg 12: Test på indeksverdier 1995K4-2008K4

Vi begynner med å gjennomføre stasjonaritetstester på variablene. Vi benytter tre lags, i tråd med Schwerts lag-kriterium for små utvalg. Endringer i variabelbetegnelser er at vi her benytter AI for aksjeindeks (ai for ln aksjeindeks), og BI for boligprisindeks, ettersom vi her ikke bruker tall for formue. Antall observasjoner er 53.

Tabell V.7 – ADF-testing av variabler på nivåform, ln-nivåform og differensiert ln-form, 1995K4-2008K4

Variabel	t-verdi	Kritisk grense (95 %)
C	-2,22	-3,50
Y_a	-3,24	-3,50
AI	-1,07	-3,50
BI	-1,53	-3,50
c	-2,69	-3,50
y_a	-3,09	-3,50
ai	-1,29	-3,50
bi	-1,40	-3,50
Δc	-8,17**	-3,50
Δy_a	-6,63**	-3,50
Δai	-5,37**	-3,50
Δbi	-5,12**	-3,50

** betegner signifikans på 99 % nivå

Tabell V.8 – Generell endringsmodell 1995K4-2008K4, standardfeil i parentes

Variabel	Koeffisient			
	t	t-1	t-2	t-3
Δc		-0,383* (0,162)	-0,375* (0,165)	-0,243 (0,150)
Δy_d	-0,080 (0,081)	0,080 (0,087)	0,073 (0,083)	-0,033 (0,082)
Δai	0,013 (0,012)	0,007 (0,014)	0,004 (0,014)	0,022 (0,015)
Δbi	0,171* (0,083)	0,019 (0,092)	0,130 (0,092)	-0,090 (0,081)
α	0,010* (0,0044)			

* betegner signifikans på 95 % nivå

Tabell V.9 – Endringsmodell, 95 % krav, 1995K4-2008K4, standardfeil i parentes

Variabel	Koeffisient
Δbi_t	0,138** (0,043)
Δbi_{t-2}	0,210** (0,044)

** betegner signifikans på 99 % nivå

Figur V.2 – Ett-steps residualtest og ett-steps chow-test – 95 % nivå, 1995K4-2008K4



Residual- og chow-test viser avvik rundt 2002K3 og 2003K3, men ikke så store at de krysser de kritiske grensene. Modellens stabilitet er dermed ok.

Tabell V.10 – Diagnostiske tester av kortsiktig modell, 95 % krav, 1995K4-2008K4

Diagnostisk test	Testverdi	p-verdi
AR 1-4	1,860	0,135
ARCH 1-4	1,209	0,323
Normalitetstest χ^2	5,387	0,068
Heteroskedastisitet	0,706	0,592

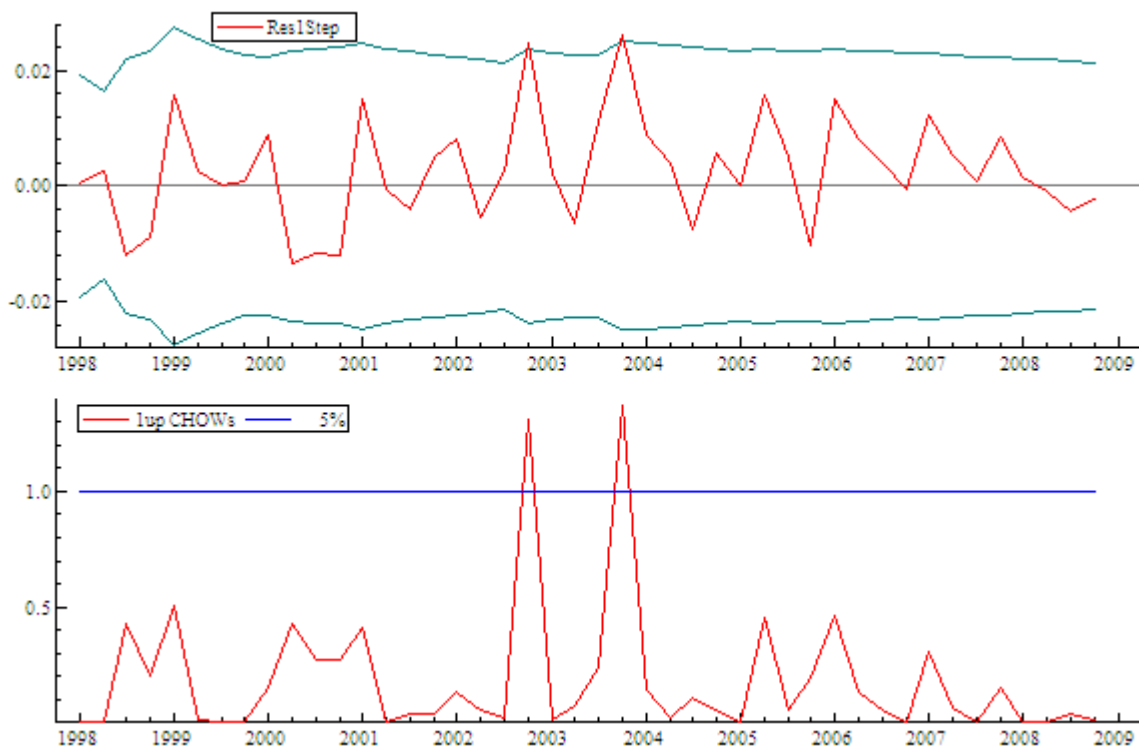
Tester konkluderer med at feilledd er hvit støy.

Tabell V.11 – Endringsmodell, 90 % krav, 1995K4-2008K4, standardfeil i parentes

Variabel	Koeffisient
Δc_{t-1}	-0,255 (0,131)
$\Delta y_{d, t-2}$	0,104 (0,058)
Δb_i	0,174** (0,047)
Δb_{i-2}	0,232** (0,047)

** betegner signifikans på 99 % nivå

Figur V.3 – Ett-steps residualtest og ett-steps chow-test – 90 % nivå, 1995K4-2008K4



Residual- og chow-test viser problemer rundt 2002K3 og 2003K3, i perioden hvor disponibel inntekt regnes å være påvirket av skattereformen.

Tabell V.12 – Diagnostiske tester av kortsiktig modell, 90 % krav, 1995K4-2008K4

Diagnostisk test	Testverdi	p-verdi
AR 1-4	1,522	0,214
ARCH 1-4	1,116	0,364
Normalitetstest χ^2	5,386	0,068
Heteroskedastisitet	0,845	0,570

Tester konkluderer med at feilledd er hvit støy, men stabilitetstestene viser litt problemer i modellens stabilitet. Dette kan være på grunn av skattereformens effekt på utbytter, og dermed disponibel inntekt.