

Er frontfagsmodellen fremdeles retningsgivende for lønnsdanningen i Norge?

Preben Schultz Geier

Desember 2014

Masteroppgave i samfunnsøkonomi
Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet
Fakultet for samfunnsvitenskap og teknologiledelse
Institutt for samfunnsøkonomi

Veileder : Professor Kåre Johansen

Forord

Denne masteroppgaven er et avsluttende arbeid på det femårige masterstudiet i samfunnsøkonomi. Oppgaven ble gjennomført høsten 2014. Jeg ønsker å takke min veileder, Kåre Johansen som introduserte meg for temaet og har gitt meg gode tilbakemeldinger som har hjulpet meg med å gjennomføre oppgaven. En stor takk går også til mine foreldre, som har støttet og oppmuntret meg i løpet av studietiden.

Trondheim, 2014-12-01

Preben Schultz Geier

Sammendrag

I denne oppgaven har jeg utført en tidsserieanalyse av lønnsinteraksjonen mellom konkurranseutsatt og skjermet sektor for perioden 1970 til 2013. Jeg har studert industri som er en konkurranseutsatt næring og finans/bygg- og anlegg som er skjermede næringer. Formålet med oppgaven er å avdekke i hvilken retning en eventuell kausalitet går og om frontfagsmodellen fremdeles er retningsgivende for lønnsdanningen. Videre ønsket jeg å finne ut om endringer i næringsstrukturen som følge av redusert sysselsetning i konkurranseutsatt sektor har påvirket lønnsinteraksjonen mellom konkurranseutsatt og skjermet sektor. Teoriene jeg har benyttet i oppgaven er styringsrettmodellen, en modell for effektivitetslønn og en Stackelberg modell som har dannet grunnlaget for analysen.

I analysen fant jeg at vi har signifikant feilkorrigering fra lønnsnivået i industri til lønnsnivået i finans/bygg- og anlegg. Lønnsnivået i industri er svakt eksogent fordi lønnsnivået i industri ikke feilkorrigeres i forhold til lønnsnivået i finans/bygg- og anlegg. Industrien er lønnsledende og lønnsnivået i finans/bygg- og anlegg vil tilpasse seg ved avvik fra den langsiktige likevektssammenhengen. Min konklusjon er at kausaliteten går fra lønnsnivået i industri til lønnsnivået i finans/bygg- og anlegg. Dette er konsistent med frontfagsmodellen til Aukrust (1977) hvor konkurranseutsatt sektor er lønnsledende i forhold til skjermet sektor.

Innhold

Sammendrag	v
1 Innledning	1
2 Tidligere studier	3
2.1 Bakgrunn	3
2.2 Frontfagsmodellen	3
2.3 Lønninteraksjonen mellom konkurranseutsatt og skjermet sektor	4
2.4 Lønnsinteraksjonen mellom offentlig og privat sektor	5
3 Teori	7
3.1 Innledning	7
3.2 Styringsrettmodellen	9
3.3 Komparativ statistikk	11
3.4 Effektivitetslønn	12
3.5 Sammenligningseffekter	13
3.6 Stackelberg	14
4 Datamateriale og tidsserieegenskaper	19
4.1 Innledning	19
4.2 Variabelspesifikasjon	19
4.3 Tidsserieegenskaper	25
4.4 Dickey-Fuller test	25
4.5 Test for stasjonærhet	26
4.6 Vector Autoregression Model (VAR)	26
4.7 Engel-Granger fremgangsmåten	27
4.8 Feilkorrigeringsmodell	28
4.9 Svak eksogenitet	30
4.10 Test for ukjente strukturelle brudd	31
4.11 Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet	32
4.12 Breusch-Godfrey-test for autokorrelasjon	33
5 Empirisk analyse	35
5.1 VAR-modell for bygg- og anlegg og industri	36
5.2 VAR-modell for finans og industri	38
5.3 Oppsummering av VAR-estimeringene	39
5.4 Engel-Granger test for kointegrasjon	40
5.5 Oppsummering av Engel-Granger-testen	42
5.6 Enkle feilkorrigeringsmodeller	43

5.7	Oppsummering av de enkle feilkorrigeringsmodellene	47
5.8	Utvidelse av feilkorrigeringsmodellene	49
5.9	Oppsummering av feilkorrigeringsmodellene	55
5.10	Feilkorrigeringsmodellene med residualene fra de langsiktige likevektssammenhengene	57
6	Oppsummering	61
7	Konklusjon	63
8	Appendiks	67
8.1	Deskriptiv statistikk	67
8.2	Rekursiv estimering	70
8.3	Representasjonsteoremet til Engel og Granger	78
8.4	The Quandt likelihood ratio (QLR test)	80

Figurer

1	Tidsserieegenskaper 1970-2013	21
2	Tidsserieegenskaper 1970-2013	22
3	Tidsserieegenskaper 1970-2013	23
4	Sysselsatte i industri, finans og bygg- og anlegg i prosent av totalt antall sysselsatte	67
5	Rekursiv estimering av modellspesifikasjon L1	70
6	Rekursiv estimering av modellspesifikasjon L2	71
7	Rekursiv estimering av feilkorrigeringsmodellen I2	72
8	Rekursiv estimering av feilkorrigeringsmodellen F2	73
9	Rekursiv estimering av feilkorrigeringsmodellen I5	74
10	Rekursiv estimering av feilkorrigeringsmodellen B2	75
11	Rekursiv estimering av feilkorrigeringsmodellen I7	76
12	Rekursiv estimering av feilkorrigeringsmodellen I8	77

Tabeller

1	Variabelspesifikasjon	20
2	Dickey-Fuller test	26
3	LM-test av VAR-modell for bygg- og anlegg og industri	36
4	VAR-estimering for bygg- og anlegg og industri to lagg	37
5	Granger-kausaltetstest mellom industri og bygg- og anlegg	37
6	LM-test av VAR-modell for finans og industri	38
7	VAR-estimering for industri og finans to lagg	38
8	Granger-kausaltetstest mellom industri og finans	38
9	Dickey-Fuller-test av residualet fra modellspesifikasjon, L1	40
10	Dickey-Fuller-test av residualet fra modellspesifikasjon, L2	41
11	Feilkorrigeringsmodell for industri og finans med et lagg, I3	43
12	Feilkorrigeringsmodell for finans og industri med et lagg, F3	44
13	Feilkorrigeringsmodell for industri og bygg- og anlegg med et lagg, I6	45
14	Feilkorrigeringsmodell for bygg- og anlegg og industri med et lagg, B3	46
15	Forenklet feilkorrigeringsmodell for finans og industri, F2	50
16	Forenklet feilkorrigeringsmodell for industri og finans, I2	51
17	Forenklet feilkorrigeringsmodell for industri og bygg- og anlegg, I5	53
18	Forenklet feilkorrigeringsmodell for bygg- og anlegg og industri, B2	54
19	Feilkorrigeringsmodell for industri og finans med residualer, I7	57
20	Feilkorrigeringsmodell for finans og industri med residualer, F4	58
21	Feilkorrigeringsmodell for industri og bygg- og anlegg med residualer, I8	59
22	Feilkorrigeringsmodell for bygg- og anlegg og industri med residualer, B4	59
23	Modellspesifikasjoner av feilkorrigeringsmodellene for finans og industri	68
24	Modellspesifikasjoner av feilkorrigeringsmodellene for industri og bygg- og anlegg	69
25	The Quandt likelihood ratio test for lønnsutviklingen i finans	80
26	The Quandt likelihood ratio test for lønnsutviklingen i bygg- og anlegg	81
27	The Quandt likelihood ratio test for lønnsutviklingen i industri	81

1 Innledning

I denne oppgaven skal jeg utføre en tidsserieanalyse av lønnsinteraksjonen mellom konkurranseutsatt og skjermet sektor for perioden 1970 til 2013¹. Med konkurranseutsatt sektor menes de næringene som produserer varer og tjenester som importeres eller eksporteres. Innenfor skjermet sektor har vi næringer som leverer varer og tjenester som ikke kan importeres eller eksporteres (NOU2013:13, 2013, p. 19). Jeg har valgt å studere industri som er en konkurranseutsatt næring og finans/bygg- og anlegg som er skjermede næringer.

Lønnsnivået i k- og s-sektor bestemmes i dag av forhandlinger på nasjonalt og lokalt nivå mellom arbeidsgiverorganisasjoner og fagforeninger, men hvilken sektor er lønnsledende? For å undersøke dette estimeres lønnsmodeller for henholdsvis industri og finans/bygg- og anlegg der den sentrale problemstillingen er å avdekke om frontfagsmodellen fremdeles er retningsgivende for lønnsdanningen i Norge.

Jeg ønsker å undersøke om vi har en sammenligningseffekt hvor en lønnsøkning i en sektor blir overført til en annen sektor som følge av at arbeiderne er opptatt av relativlønn. Ved lokale lønnsforhandlinger kan vi ha en utjevning av lønnsveksten mellom k- og s-sektor som følge av lønnsglidning. Utfordringen ved lønnsglidning er at det vil føre til økt eller redusert etterspørsel etter arbeidskraft i sektorer med høy eller lav lønnsomhet.

Min motivasjon for å studere lønnsinteraksjonen mellom k- og s-sektor er at det har vært lite forskning innenfor området de siste årene, da fokuset har vært på lønnsinteraksjonen mellom offentlig og privat sektor. Jeg ønsker å finne om endringer i næringsstrukturen og den avtakende organisasjonsgraden har påvirket lønnsinteraksjonen mellom k- og s-sektor. Fremgangsmåten jeg vil benytte er den samme som Holmlund og Ohlsson (1992) bruker i sin studie av lønnsinteraksjonen mellom offentlig og privat sektor i Sverige.

Bakgrunn for oppgaven er tidligere studier innenfor lønnsinteraksjonen mellom k- og s-sektor i tillegg til studier av lønnsinteraksjonen mellom offentlig og privat sektor.

I frontfagsmodellen til Aukrust (1977) er k-sektor lønnsledende i forhold til s-sektor. Dette skyldes at bedriftene i s-sektor vil kunne bestemme prisnivået på varene og tjenestene de tilbyr som følge av mindre konkurranse. Prisene på varene til k-sektor er derimot gitt på verdensmarkedet. Derfor vil en økning i lønnskostnadene i k-sektor føre til redusert lønnsomhet og lavere produksjon. Lønnsveksten i k-sektor skal være en referansenorm

¹Videre i oppgaven vil jeg referere til konkurranseutsatt og skjermet sektor som henholdsvis k- og s-sektor

hvor lønnsnivået i s-sektor bestemmes gjennom forhandlinger mellom arbeidsgivere og fagforeninger i tråd med utviklingen i k-sektor.

Nymoen (1991) sin studie finner at lønnsvekst og lønnsnivået i k-sektor er sterkt påvirket av s-sektor. Dette er ikke i samsvar med frontfagsmodellen hvor k-sektor skal være lønnsledende. Friberg (2006) finner i sin studie av lønnsinteraksjonen mellom ulike sektorer i Sverige fra 1980-2002 at endringer i sysselsettingen og næringsstrukturen har endret lønnsinteraksjonen mellom k- og s-sektor. Resultatet er at lønnsdanningen i k-sektor ikke har en signifikant effekt på lønnsdanningen i s-sektor. Lønnsdanningen i offentlig sektor bestemmer lønnsveksten i k-sektor, noe som kan skyldes overskuddsetterpørsel etter ansatte i offentlig sektor. Dersom s-sektor er lønnsledende kan dette føre til at lønnsveksten i s-sektor er høyere enn produktivtetsveksten i k-sektor. Dette vil svekke konkurransevnen til k-sektor. Sterk lønnsinteraksjon mellom sektorer kan føre til økt inflasjon og en mindre diversifisert næringsstruktur.

Jeg har valgt å bygge denne oppgaven opp i 6 kapitler, hvor kapittel 2 er en gjennomgåelse av tidligere studier og empirisk forskning. I kapittel 3 tar jeg utgangspunkt i teorier for effektivitetslønn, styringsrettmodellen og en Stackelberg modell som forklarer effekten av lønnsforhandlinger og hvilken sektor som er lønnsledende i en liten åpen økonomi. I kapittel 4 beskriver jeg tidsserieegenskapene ved datamateriale og estimeringsmetodene jeg bruker i analysen. I kapittel 5 presenterer jeg resultatene fra estimeringen av ulike VAR-modeller for å teste for Granger-kausaltet. Deretter tester jeg for kointegrasjon mellom lønnsveksten i industri, finans og bygg- og anlegg. Til slutt estimeres ulike feilkorrigeringsmodeller for å finne både den kortsiktige og langsiktige lønnsinteraksjonen mellom lønnsnivåene i industri, finans og bygg- og anlegg.

2 Tidligere studier

2.1 Bakgrunn

Lønnskostnader utgjør en stor del av bedriftenes produksjonskostnader, derfor er lønnsutviklingen avgjørende for vår konkurransevne og for å sikre en stabil inflasjon. I 2012 var timelønnskostnadene i Norge 70 prosent høyere enn våre handelspartnere i EU. Videre er timelønnskostnadene i forhold til våre naboland Sverige og Danmark henholdsvis 28 og 43 prosent (NOU2013:13, 2013, p. 20). Det høye lønnsnivået reflekterer det høye produktivtetsnivået i oljesektoren. Sterk lønnsinteraksjon mellom s- og k-sektor kan derfor føre til økt inflasjon. Denne interaksjonen kan skape ustabilitet i økonomien og uforutsigbarhet for bedriftene.

Lønnsoppgjøret blir bestemt sentralt i Kontaktutvalget mellom regjeringen, organisasjonene i arbeidslivet og Det tekniske beregningsutvalget (NOU2013:13, 2013, p. 37). Dette bidrar til stor grad av koordinerings og lønnsmoderasjon som sikrer konkurransevnen til k-sektor. Endringer i nærings sammensetningen og avtakende organisasjonsgrad de siste årene har gjort koordineringen av lønnsoppgjøret mellom k- og s-sektor vanskeligere (NOU2013:13, 2013, p. 18).

Har endringer i sysselsettingen og næringsstrukturen påvirket lønnsinteraksjonen mellom konkurranseutsatte næringer og skjermede næringer? I bygg- og anleggsnæringen har sysselsettingen holdt seg stabil mellom 2-3% av den totale sysselsettingen i perioden 1970 til 2013. I finansnæringen har sysselsettingen økt fra ca. 5% i 1990 til over ca. 8% i 2013. Sysselsettingen i industrinæringen har derimot blitt redusert fra ca. 25% i 1970 til ca. 9% i 2013 (s.67). Dette kan forklares med høye lønnskostnader for industrien, som blant annet skyldes en styrking av kronen (NOU2013:13, 2013, p. 20). Derfor har k-sektor blitt mindre diversifisert som følge av dårligere konkurransevne.

I 1989 sto olje og gass for litt over halvparten av vareeksporten til EU. I 2009 har denne andelen økt til 75%. Innenfor industrinæringen har andelen av den total vareeksport til EU blitt redusert fra ca 34% i 2001 til ca 30% i 2010 (NOU2012:2, 2012, p. 338). Dette har bidratt til å endre næringsstrukturen i Norge både innenfor s- og k-sektor.

2.2 Frontfagsmodellen

Frontfagsmodellen bygger på hovedkursteorien som ble formulert av Odd Aukrust på 1960-tallet. Modellen er en to-sektor-modell som består av s- og k-sektor som bestemmer den

langsiktige pris og lønnsveksten i økonomien(Aukrust, 1977, p. 110). Med k-sektor menes de næringene som eksporterer varer og som må ta prisene på verdensmarkedet som gitt. Prisen på verdensmarkedet og den utenlandske valutakursen bestemmer prisen k-sektor kan ta for sine produkter. Videre bestemmer produktiviteten i k-sektor overskuddet i bedriftene, og lønnsomheten bestemmer lønnsnivået i k-sektor.

I hovedoppgjøret er det forhandlinger mellom Norsk Industri og Fellesforbundet om revisjon av Industrioverenskomsten som utgjør frontfaget. Industrioverenskomsten bestemmer minstelønnssetninger og legger føringer for lønnsforhandlinger i privat sektor. De lokale lønnsforhandlingene er basert på fire kriterier: bedriftens økonomi, produktivitet, framtidssikter og konkurransevne(NOU2013:13, 2013, p. 17).

Lønnsnivået i k-sektor bestemmer lønnsnivået i s-sektor gjennom forhandlinger mellom arbeidsgivere og fagforeninger. Næringer innenfor s-sektor er i stor grad bedrifter som leverer varer og tjenester som ikke kan eksporteres eller importeres. Bedriftene i s-sektor vil kunne bestemme prisnivået på varene og tjenestene de tilbyr som følge av mindre konkurranse. Produktiviteten og lønnsnivået i s-sektor bestemmer prisene på varer og tjenester. Videre bestemmes konsumprisindeksen og inflasjonen av prisene på varer og tjenester produsert i både s- og k-sektor.

Lønnsglidning vil føre til økt eller redusert etterspørsel etter arbeidskraft i sektorer med høy eller lav lønnsomhet(Aukrust, 1977, p. 115). Ved å tillate høyere lønnvekst og økt inflasjon i s-sektor kan sektoren øke sin andel av nasjonalinntekten. Imidlertid kan k-sektor kun øke sin andel av nasjonalinntekten ved å redusere lønnveksten i s-sektor(Aukrust, 1977, p. 126).

2.3 Lønninteraksjonen mellom konkurranseutsatt og skjermet sektor

Nymoens (1991) ser på en liten åpen økonomi hvor utenlandske priser og valutakurser er eksogene. Vi har to sektorer, k- og s-sektor. Lønnsdanningen skjer ved forhandlinger mellom arbeidsgivere og fagforeninger. Bedriftene i s-sektor bestemmer prisene ved å sette et påslag på produktprisen. Resultatet til Nymoens er at lønnsvekst og lønnsnivået i k-sektor er sterkt påvirket av s-sektor(Nymoens, 1991, p. 266). Dette er ikke i samsvar med frontfagsmodellen hvor k-sektor er lønnsledende.

I frontfagsmodellen er lønnsnivået til k-sektor bestemt av prisene på verdensmarkedet og produktiviteten. Lønnsnivået i s-sektor og det innenlandske prisnivået justeres for å

holde en konstant lønnsandel. Nymoens kritiserer frontfagsmodellen for å ikke ta hensyn til at innenlandske priser bestemmes av s-sektor, og at lønnsnivået i k-sektor også vil være påvirket av konsumprisen.

Konklusjonen til Nymoens er at lønnsnivået i k-sektor er sterkt påvirket av lønnsnivået i s-sektor, importpriser, produktivitet og konsumprisen (Nymoens, 1991, p. 265). Lønnsdanningen i s-sektor er påvirket av lønnsdanningen i k-sektor på kort sikt, men på mellomlang sikt påvirkes lønnsdanningen av arbeidsledighet og konsumprisen. Arbeiderne er ikke kun opptatt av sin egen reallønn, men også relativ lønn i forhold til arbeidere i andre sektorer.

Johansen og Strøm (1997) finner ikke den samme toveis kausaliteten som Nymoens, men finner i stedet at lønnsdanningen i k-sektor har en signifikant effekt på lønnsdanningen i s-sektor. Kausaliteten går kun fra k-sektor til s-sektor, hvilket er konsistent med frontfagsmodellen (Johansen og Strøm, 1997, p. 519).

Friberg (2006) finner i sin studie av lønnsinteraksjonen mellom ulike sektorer i Sverige fra 1980-2002 at lønnsdanningen i k-sektor ikke har en signifikant effekt på lønnsdanningen i s-sektor (Friberg, 2007, p. 180). Lønnsdanningen i offentlig sektor bestemmer i stedet lønnsveksten i k-sektor. Dette forklarer han med at fagforeningene har sterkere forhandlingsmakt i offentlig sektor. Det kan også skyldes at det i perioden har vært over-skuddsetterspørsmål etter ansatte i offentlig sektor.

Utfordringer som Friberg ser er at sterk lønnsinteraksjon mellom sektorer kan føre til at lønnskostnadene vokser raskere enn produktiviteten i andre sektorer. Dette vil påvirke inflasjonen og stabiliteten i økonomien (Friberg, 2007, p. 181). I motsetning til frontfagsmodellen kan s-sektor være lønnsledende fordi bedriftene har mindre konkurranse i produktmarkedet. Lønnsveksten i s-sektor kan være høyere enn produktivtetsveksten i k-sektor. Dette vil bidra til nedbygging av industri og svekket konkurransevne. Det er derfor viktig med et sentralt lønnsoppgjør og at arbeidslivet er preget av høy organisasjonsgrad slik at fagforeningene tar hensyn til denne eksternaliteten (Friberg, 2007, p. 167).

2.4 Lønnsinteraksjonen mellom offentlig og privat sektor

Holmlund og Ohlsson (1992) fant i sin studie av lønnsinteraksjonen mellom privat og offentlig sektor i Sverige at privat sektor var lønnsledende. Forklaringen deres er at privat sektor sysselsatte to tredjedeler av arbeidsstyrken i 1968. I dag har sysselsettingen i offentlig sektor vokst til over 40 prosent, og privat sektor sysselsetter kun en fjerdedel i industrien (Holmlund og Ohlsson, 1992, p. 346). Dette har endret lønnsinteraksjonen mellom

offentlig og privat sektor. Studien støtter frontfagsmodellen hvor k-sektor er lønnsledende. Lønnsnivået bestemmes av prisene på verdensmarkedet og av innenlandsk produktivitet i k-sektoren.

Lindquist og Vilhelmsson (2006) ser på lønnsinteraksjonen mellom offentlig og privat sektor og benytter tidsseriedata for perioden 1970 til 2002 i Sverige. De finner at lønnsnivået i privat sektor bestemmes av en deterministisk trend (innenlandsk inflasjon) og en stokastisk trend (innenlandsk produktivitet og prisene på verdensmarkedet), og ikke av lønnsnivået i offentlig sektor (Lindquist og Vilhelmsson, 2006, p. 9). Dette resultatet støtter analysen til Holmlund og Ohlsson om at offentlig sektor ikke er lønnsledende.

Lamo (2008) sin analyse av lønnsinteraksjonen mellom offentlig og privat sektor for et utvalg land i OECD for perioden 1960-2006. Sysselsettingen i offentlig sektor utgjør nesten 25% av den totale sysselsettingen i OECD. Lønnsnivået i offentlig sektor er ikke bestemt av markedskreftene i like stor grad som i privat sektor, som følge av sterkere fagforeninger og vanskeligheter med å måle produktiviteten i offentlig sektor (Lamo et al., 2008, p. 6). De finner at lønnsnivået i privat sektor er positivt og sterkt korrelert med lønnsnivået i offentlig sektor. Videre påvirker lønnsnivået i offentlig sektor indirekte lønnsnivået i privat sektor gjennom prisnivået (Lamo et al., 2008, p. 7).

Gaetano D'Adamo (2011) sin studie av lønnsinteraksjonen mellom offentlig, k- og s-sektor i 10 land i EU for perioden 2000-2011. Resultatet er at offentlig og s-sektor er lønnsledende i forhold til k-sektor på kort sikt (D'Adamo, 2011, p. 523). Sjokk i lønnsutviklingen til sektoren som er lønnsledende vil ikke bli fullstendig overført til andre sektorer. Dette resultatet tyder på at vi har lav arbeidskraftmobilitet mellom sektorene (D'Adamo, 2011, p. 539). Etter en lønnsøkning i den lønnsledende sektoren vil de andre sektorene tilpasse seg den langsiktige likevektssammenhengen innen ett år (D'Adamo, 2011, p. 539). Gaetano D'Adamo finner bevis for at land hvor k-sektor er lønnsledende er karakterisert av en stor k-sektor og et sentralt lønnsoppgjør. I land som er karakterisert av sterke fagforeninger kan s-sektor være lønnsledende.

3 Teori

3.1 Innledning

Målet med oppgaven er avdekke kausaliteten og lønnsinterkasjonen mellom industri og finans/bygg- og anlegg. Camarero mener det er tre forklaringer på hvorfor vi har lønnsinteraksjon mellom ulike sektorer (Gaetano et al., 2013, p. 1). Den første forklaringen er arbeidstilbudet. Hvis lønnsnivået i s-sektor øker relativt til k-sektor vil arbeidere flytte til s-sektor hvis vi har mobil arbeidskraft mellom sektorene. Det reduserte arbeidstilbudet i k-sektor vil føre til økt lønnsnivå for å holde på arbeiderne. Forutsetningen at vi har mobil arbeidskraft mellom sektorene vil ikke holde dersom de ulike sektorene har forskjellige krav til utdanning eller kompetanse. Demekas og Kontolemis (2000) finner i sin studie av lønnsinterkasjonen i Hellas at en økning i lønnsnivået i offentlig sektor vil føre til en tilsvarende økning i lønnsnivået i privat sektor og en reduksjon i den samlede sysselsettingen (Demekas og Kontolemis, 2000, p. 22).

Den andre forklaringen er at lønnsinteraksjonen er en konsekvens av et stackelberg-spill hvor en sektor er lønnsleder (Calmfors og Seim, 2013, p. 137). Den eksterne effekten et høyere lønnsnivå vil ha på prisnivået internaliseres av k-sektor, og dette fører til lønnsmoderasjon. Koordineringen av lønnsforhandlingene kan være høyere i k-sektor, fordi sektoren preges av større selskaper i forhold til s-sektor som er mer fragmentert. Dette kan forklares med styringsrettmodellen som er en forhandlingsmodell hvor bedriftene bestemmer sysselsettingen og fagforeningen bestemmer lønnsnivået.

Den siste forklaringen er at velferden til en sosial gruppe avhenger av velferden til andre grupper som følge av en sammenligningseffekt (De la Croix, 1994, p. 1). Arbeidere er opptatt av relativ lønn, og derfor er lønnsveksten sterkt korrelert mellom sektorer. Sammenligningseffekter bygger på empiriske observasjoner som finner at lønninger er sterkt korrelert mellom sektorer. Denne sammenligningseffekten kan skyldes at arbeidskraft ikke er mobil mellom sektorer, og at det derfor oppstår lønnsforskjeller. Videre er det store forskjeller i arbeidsledighet mellom sektorer og yrkesgrupper. Fagforeningene har derfor ulik forhandlingsmakt som vil påvirke lønnsdannelsen.

Ascari og Garcia (2004) finner at arbeidstakerne sin bekymring for relativ lønn øker elastisiteten i arbeidstilbudet. En lønnsøkning vil ikke kun ha en direkte effekt på arbeidstilbudet, men også en ytterligere effekt på grunn av økningen i arbeidernes relative lønn (Ascari og Garcia, 2004, p. 363). Sammenligningseffekter er derfor en negativ eksternalitet ved lønnsoppgjør som kan føre til økt inflasjon, arbeidsledighet og svakere

konkuranseevne(De la Croix, 1994, p. 1).

Knell og Stiglbauer (2002) sin analyse bygger på Taylor sin to-periode modell som åpner for referansenormer og sammenligningseffekter. Lønnsdanning med referansenormer vil øke persistensen av inflasjon, men at lønnslederskap vil føre til mindre persistens. De finner signifikant lønnsrigiditet i empiriske data, og at dette skyldes iboende persistens i prisene(Knell og Stiglbauer, 2012, p. 570). Lønnslederskap er derfor viktig for danne en referansenorm for lønnsveksten i andre sektorer.

Styringsrettmodellen har empirisk støtte fra studien til Smith. Han studerte et panel-datasett for 321 lønnsforhandlinger i kjemikalieindustrien i Storbritannia i perioden 1978 til 1989. Resultatene var at lønnsnivået i en bedrift påvirker forhandlingsstyrken i lønnsforhandlinger i andre berifter i den samme sektoren(Smith, 1996, p. 22).

Effektivitetslønnshypotesen bygger på at bedrifter kan ha insentiver til å sette lønnsnivået over lønnsnivået som klarer arbeidsmarkedet, slik at de motiverer de ansatte og rekrutterer nye eller holder på de eksisterende ansatte i bedriften. Dette vil føre til overskuddstilbud av arbeidskraft og økt arbeidsledighet(Langørgen, 1993, p. 7). Økt lønnsnivå vil øke produktiviteten og redusere kostnader knyttet til nyansettelser. Den marginale gevinsten med hensyn på innsats skal være lik marginalkostnaden ved høyere lønn(Johansen, 2000, p. 68).

Lønn kan bestemmes med hensyn på effektivitetslønnshypotesen hvor innsatsen til arbeidstakerne bestemmes av en sammenligning med rettferdig lønn. Interne normer hvor arbeidere sammenligner sitt lønnsnivå med tidligere lønnsnivå og lønnsnivået til arbeidere i samme bedrift. Eksterne normer hvor arbeidstakere sammeligner sitt lønnsnivå med lønnsnivået i resten av økonomien(Agell og Benmarker, 2007, p. 355).

I neste delkapittel vil jeg presentere styringsrettmodellen, en modell for effektivitetslønn og en stackelberg-modell som vil danne grunnlaget for den empiriske analysen i kap 6. Mitt valg av teori bygger hovedsaklig på arbeidsnotatet til Johansen (2000). Johansen sitt arbeidsnotatet er relevant fordi det tar for seg sentrale teorier innenfor arbeidsmarkedsøkonomi. Han behandler blant annet modeller for effektivitetslønn, styringsrettmodellen og sammenligningseffekter.

3.2 Styringsrettmodellen

Styringsrettmodellen er en forhandlingsmodell som forutsetter at bedriftene bestemmer sysselsettingen og fagforeningen bestemmer lønnen. Løsningen på optimeringsproblemet er en funksjon av ledighetstrygden (B), alternativlønnen (w_A) og forhandlingsmakten til fagforeningen (β). Bedriften sin profittfunksjon er gitt ved $\pi = R(N) - wN$, $R_N > 0$, $R_{NN} < 0$. Vi definerer $R(N)$ som total inntekt, N er sysselsettingen og w er reallønn. Profitten til bedriften avhenger positivt, men avtakende av sysselsettingen. Førsteordensbetingelsen er gitt ved $R'(N) = w$, andreordensbetingelsen er gitt ved $R''(N) < 0$. Bedriften vil ha positiv, men avtakende grensinntekt med hensyn på sysselsettingen.

Vi antar at M er antall medlemmer i fagforeningen og N er antall sysselsatte medlemmer. Etterspørselen etter arbeidskraft er avtakende i lønn, og er gitt ved $N = N(w)$, $N_w < 0$. Vi antar at $V^*(w)$ er nyttefunksjonen til fagforeningen, \bar{V} er nyttefunksjon ved en konflikt i lønnsforhandlingene og $\bar{\pi}$ er bedriften sin profitt. Lønnsforhandlingene må tilfredsstillende kravet om at $V^* > \bar{V}$ og $\pi > \bar{\pi}$.

Vi definerer v^o som alternativnytte til en permittert arbeider. Individets nytte er $v(w_A)$ dersom arbeideren finner en jobb i en annen sektor og mottar alternativlønnen w_A . Nytte ved arbeidsledighet er $v(B)$ dersom individet mottar arbeidsledighetstrygd B ($v(B) < v(w_A)$). Videre definerer vi p som den forventede tiden et individ er arbeidsledig i løpet av neste periode.

$$v^o = pv(B) + (1 - p)v(w_A), \quad 0 < p < 1 \quad (3.1)$$

Vi antar at p avhenger av arbeidsmarkedet og hvis arbeidsledigheten er høy vil det være vanskelig for permitterte arbeidere å finne arbeid i andre sektorer.

$$p = p(u), \quad p_u > 0 \quad (3.2)$$

Vi får følgende resultater

$$\frac{\partial v^o}{\partial u} = \frac{\partial p}{\partial u} [v(B) - v(w_A)] \quad (3.3)$$

Nytten utenfor reduseres når arbeidsledigheten øker dersom vi antar at nytten til en arbeidsledig er lavere enn nytten til ett individ som arbeider i en annen sektor. Intuisjonen er at høyere arbeidsledighet vil øke den forventede tiden individet er arbeidsledig.

$$\frac{\partial v^0}{\partial B} = p \frac{\partial v}{\partial B} \quad (3.4)$$

$$\frac{\partial v^0}{\partial w_A} = (1 - p) \frac{\partial v}{\partial w_A} \quad (3.5)$$

Økt arbeidsledighetstrygd eller økt alternativlønn vil øke den forventede nytten til en arbeidstaker utenfor arbeidsmarkedet. Den partielle effekten av w_A og B avhenger av p . Hvis p er nær null vil arbeidsledighetstrygden være uvesentlig fordi den forventede tiden individet er arbeidsledig går mot null.

Videre vil lønnsforhandlingene være et resultat av et sekvensielt spill som maksimerer Nash objekt funksjon gitt ved:

$$O = (V^*(w) - \bar{V})^\beta (\pi(w) - \bar{\pi})^{1-\beta} \quad (3.6)$$

Forhandlingsmakten til fagforeningen er gitt ved β , og $(1 - \beta)$ er forhandlingsmakten til bedriften. Førsteordensbetingelsen er gitt ved $O_w = 0$.

$$\omega = \ln O = \beta \ln(V^*(w) - \bar{V}) + (1 - \beta) \ln(\pi(w) - \bar{\pi}) \quad (3.7)$$

$$\omega_w = \beta \frac{\frac{\partial V^*}{\partial w}}{V^*(w) - \bar{V}} + (1 - \beta) \frac{\frac{\partial \pi}{\partial w}}{\pi(w) - \bar{\pi}} = 0 \quad (3.8)$$

Den relative nytten til fagforeningen vektet med fagforeningens forhandlingsmakt skal være lik bedriftens relative tap vektet med bedriften sin forhandlingsmakt. Vi benytter Shepard's lemma som medfører at $\frac{\partial \pi}{\partial w} = -N$. Videre har vi en generell nyttefunksjon for en monopolistisk fagforening.

$$V^* = V(w, N(w)), \quad \frac{\partial V^*}{\partial w} = V_w + V_N N_w$$

Omskriver relasjon (3.8)

$$\beta \frac{V_w + V_N N_w}{V^*(w) - \bar{V}} - (1 - \beta) \frac{N}{\pi(w) - \bar{\pi}} = 0 \quad (3.9)$$

Vi ser at $\beta = 1$ medfører at vi har førsteordensbetingelsen for en monopolistisk fagforening.

3.3 Komparativ statistikk

Vi kan omskrive førsteordensbetingelsen gitt ved relasjon (3.8) som en funksjon av β , \bar{V} og $\bar{\pi}$

$$\omega_w(w, \beta, \bar{V}, \bar{\pi}) = \beta \frac{\frac{\partial V^*}{\partial w}}{V^*(w) - \bar{V}} - (1 - \beta) \frac{N}{\pi(w) - \bar{\pi}} = 0 \quad (3.10)$$

Andreordensbetingelsen medfører at $\omega_{ww} < 0$.

Vi antar at fagforeningen har utilitaristiske preferanser:

$$V = N(w) \cdot V(w) + (M - N(w)) \cdot v^0 \quad (3.11)$$

Fagforeningen har utilitaristiske preferanser og at hvert enkelt medlem mottar den forventede nytten ved en konflikt som er gitt ved $\bar{V} = v^0 M$. Forutsetningene betyr at vi har relasjonen

$$V - \bar{V} = N(v(w) - v^0)$$

Setter dette inn i Nash objekt funksjonen:

$$O = (V^*(w) - \bar{V})^\beta (\pi(w) - \bar{\pi})^{1-\beta} \quad (3.12)$$

Vi finner relasjonen

$$\beta \left[\frac{v_w}{v(w) - v^0} + \frac{N_w}{N} \right] - (1 - \beta) \frac{N}{\pi - \bar{\pi}} = 0 \quad (3.13)$$

Økt nytte i sektoren utenfor og økt arbeidsledighetstrygd vil øke forhandlingslønnen. Dersom forhandlingsmakten til fagforeningen β øker vil dette også gi økt forhandlingslønn for fagforeningen.

Siden økt w_A gir økt v^0 har vi en positiv lønn-lønnseffekt.

3.4 Effektivitetslønn

Vi antar at bedriften sin produksjonsfunksjon er gitt ved

$$Y = f(eN), f' > 0, f'' < 0 \quad (3.14)$$

Hvor innsatsen (e) avhenger av den relative lønnen og arbeidsledigheten:

$$e = e\left(\frac{w}{w_A}, u\right) \quad (3.15)$$

Lønnen satt av bedriften er w , alternativlønnen er w_A og arbeidsledigheten er u .

Vi har forutsetningene:

$$(i) \quad e_1 = \frac{\partial e}{\partial(\frac{w}{w_A})} > 0 \quad (ii) \quad e_{11} = \frac{\partial^2 e}{\partial(\frac{w}{w_A})^2} < 0 \quad (iii) \quad e_2 = \frac{\partial e}{\partial u} > 0 \quad (iv) \quad e_{12} = \frac{\partial^2 e}{\partial(\frac{w}{w_A})\partial u} < 0$$

Forutsetning (i) innebærer at økt relativ lønn vil øke innsatsen, (ii) innebærer at den marginale effekten er avtakende. Forutsetning (iii) økt arbeidsledighet vil øke innsatsen og (iv) høyere relativ lønn vil redusere den marginale effekten av arbeidsledighet (Johansen, 2000, p. 69). Vi antar at bedriften setter lønnen og sysselsettingen ved å maksimere profitten:

$$\pi = Pf\left(e\left(\frac{w}{w_A}, u\right)N\right) - wN$$

Hvor P er en konstant når bedriften er en pristaker, og $P = P(Y)$, $P_Y < 0$ når bedriften setter prisen. Vi har profittfunksjonen til bedriften

$$\pi = R\left(e\left(\frac{w}{w_A}, u\right)N\right) - wN \quad (3.16)$$

Hvor $R = PY$ er den totale inntekten. Førsteordensbetingelsene som løser optimeringsproblemet er gitt ved:

$$\frac{\partial \pi}{\partial N} = \frac{\partial R}{\partial(eN)}e - w = 0 \quad (3.17)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial w} = \frac{\partial R}{\partial(eN)}Ne_1 - N = 0 \quad (3.18)$$

Relasjon (3.16) kan omskrives:

$$\frac{\partial R}{\partial(eN)} = \frac{w}{e} \quad (3.19)$$

Marginalinntekten skal være lik lønnen målt i effektive enheter. Vi substituerer marginalinntekten i relasjon (3.16) med (3.18) og finner Solow-betingelsen:

$$\epsilon\left(\frac{w}{w_A}, u\right) = e_1 \frac{w/w_A}{e} = 1 \quad (3.20)$$

Elastisiteten til innsatsfunksjonen med hensyn på den relative lønnen er lik 1. Vi antar at innsatselastisiteten er større enn 1 ved lav relativlønn og avtakende med w/w_A . Så lenge økt relativlønn fører til en mer enn en proporsjonal økning i innsatsen må w/e være avtakende. Dette vil være tilfellet dersom $\epsilon\left(\frac{w}{w_A}, u\right) = e_1 \frac{w/w_A}{e} > 1$. Når vi har tilpasningen $\epsilon\left(\frac{w}{w_A}, u\right) = e_1 \frac{w/w_A}{e} = 1$ vil relativlønn og innsats øke proporsjonalt. Solow-betingelsen karakteriseres ved at en videre lønnsøkning vil medføre at innsatsen vil øke mindre enn proporsjonalt. Vi antar at nominell lønn avhenger av alternativlønn og arbeidsledighet gitt ved $w = w(w_A, u)$.

$$\frac{\partial w}{\partial w_A} \frac{w_A}{w} = 1, \quad \frac{\partial w}{\partial u} < 0 \quad (3.21)$$

Hver bedrift har et insentiv til å øke lønnsnivået i forhold til andre bedrifter for å øke innsatsen til sine arbeidere. Dette fører til at bedrifter har en tendens til å overby hverandre. Økt lønnsnivå vil redusere sysselsettingen og føre til økt arbeidsledighet. En økning i arbeidsledigheten vil redusere den marginale gevinsten ved en videre lønnsøkning. I likevekt vil lønnsnivået være likt $w = w_A$ og vi har Solow-betingelsen $\epsilon(1, u^*) = 1$

3.5 Sammenligningseffekter

Vi antar to grupper arbeidere, og nyttefunksjon for arbeidere i gruppe i er gitt ved (Johansen, 2000, p. 89).

$$v^i = v^i\left(w^i, \frac{w^i}{w^j}\right), \quad \frac{\partial v^i}{\partial w^i} > 0, \quad \frac{\partial v^i}{\partial(w^i/w^j)} > 0 \quad (3.22)$$

Hver gruppe er organisert i en egen fagforening med objektfunksjoner.

$$V^i = N^i(w^i)v^i\left(w^i, \frac{w^i}{w^j}\right), \quad i = 1, 2; \quad j = 1, 2; \quad i \neq j, \quad (3.23)$$

Vi antar at økt reallønn reduserer sysselsettingen $\frac{\partial N^i}{\partial w^i} < 0$

Videre har vi Nash-Cournot løsning ved lokal lønnsfastsetting.

$$\left(\frac{\partial v^1}{\partial w^1} + \frac{\partial v^1}{\partial(w^1/w^2)} \frac{1}{w^2} \right) N^1(w^1) + \frac{\partial N^1}{\partial w^1} v^1 \left(w^1, \frac{w^1}{w^2} \right) = 0 \quad (3.24)$$

$$\left(\frac{\partial v^2}{\partial w^2} + \frac{\partial v^2}{\partial(w^2/w^1)} \frac{1}{w^1} \right) N^2(w^2) + \frac{\partial N^2}{\partial w^2} v^2 \left(w^2, \frac{w^2}{w^1} \right) = 0 \quad (3.25)$$

Vi antar at den marginale nytten til en individuell arbeider øker med reallønnen $\frac{\partial v^i}{\partial w^i} > 0$ og økt relativ lønn $\frac{\partial v^i}{\partial(w^i/w^j)} \frac{1}{w^j} > 0$. Det marginale tapet som følge av at økt reallønn reduserer sysselsettingen $\frac{\partial N^i}{\partial w^i} v^i \left(w^i, \frac{w^i}{w^j} \right) < 0$.

I optimum vil den marginale gevinsten ved en lønnsøkning være lik det marginale tapet som følge av at dette reduserer sysselsettingen. Ved sentral lønnsfastsetting og begge gruppene er organisert i den samme fagforeningen med preferansefunksjon (Johansen, 2000, p. 90).

$$V = N^1(w^1)v^1 \left(w^1, \frac{w^1}{w^2} \right) + N^2(w^2)v^2 \left(w^2, \frac{w^2}{w^1} \right) \quad (3.26)$$

For fagforeningen vil dette føre til lønnsmoderasjon, høyere sysselsettingen og bedre konkurransevne for begge sektorene.

3.6 Stackelberg

Callmfors og Larsson Seim (2013) utleder en stackelberg-modell som beskriver effekten av at en sektor er lønnsledende i en liten åpen økonomi med k- og s-sektor. Bedriftene i hver sektor produserer homogene varer, og arbeidskraft er den eneste innsatsfaktoren. En representativ bedrift i sektor i bestemmer sysselsettingen og maksimerer profitten Π_i med hensyn på N_i

$$\Pi_i = (P_i Y_i - W_i N_i) / P \quad (3.27)$$

Hvor P_i er produktprisen til sektoren, W_i er nominell lønn i sektoren, Y_i er produksjonen i bedriften og P er en aggregert prisindeks. Produksjonsfunksjonen er gitt ved

$$Y_i = \frac{1}{\theta_i} N_i^{\theta_i} \quad (3.28)$$

hvor $\theta_i \in (0, 1)$.

Førtseordensbetingelsen fra profittmaksimeringsproblemet gir sysselsettingen i en representativ bedrift i sektor i

$$N_i = \left(\frac{W_i}{P_i} \right)^{-\eta_i} \quad (3.29)$$

Hvor $\eta_i = (1 - \theta_i)^{-1} > 1$ som er etterspørselastisiteten med hensyn på produkt reallønn W_i/P_i .

Tilbudsfunksjonen er gitt ved

$$Y_i = \frac{1}{\theta_i} \left(\frac{W_i}{P_i} \right)^{\sigma_i} \quad (3.30)$$

Hvor $\sigma_i = (1 - \eta_i)^{-1} > 1$ som er produksjonelastisiteten med hensyn på produktreallønnen.

Vi erstatter profittmaksimeringen med hensyn på produksjonen og sysselsettingen inn i profittfunksjonen

$$\Pi_i = \frac{1}{\eta_i - 1} \frac{W_i}{P} \left(\frac{W_i}{P_i} \right)^{\eta_i} \quad (3.31)$$

Profitten avhenger positivt av konsumreallønnen W_i/P og negativt av produktreallønnen W_i/P_i . Dette følger av at en økning i konsumreallønnen når vi antar at produktreallønnen er konstant, er ekvivalent med en økning i produktprisen P_i/P . Vi antar at L_i er antall fagforeningsmedlemmer i sektor i . Arbeidstakere er risikonøytrale og nytten til en ansatt i sektor i er lik reallønnen w_i . Nyttten til en arbeidstaker uten jobb er b , som vi antar er eksogent gitt i modellen. Fagforeningens nyttefunksjon i sektor i er gitt ved:

$$V_i = N_i w_i + (L_i - N_i) b - L_i b = N_i (w_i - b) \quad (3.32)$$

Vi løser optimeringsproblemet med hensyn på den nominelle lønnen i sektor i , W_i .

$$\Omega_i = [N_i (w_i - b)]^{\lambda_i} \Pi_i^{1-\lambda_i} \quad (3.33)$$

Hvor λ_i er den relative forhandlingsmakten til fagforeningen i sektor i . Lønndanningen i en sektor påvirker ikke kun produktprisen i egen sektor, men også produktprisen i andre sektorer og det aggregerte prisnivået.

Vi har relasjonene

$$N_i = \left(\frac{W_i}{P_i}\right)^{-\eta} \quad (\text{i})$$

$$\Pi_i = \frac{1}{\eta - 1} \frac{W_i}{P} \left(\frac{W_i}{P_i}\right)^{-\eta} \quad (\text{ii})$$

$$P = P(W_i, W_j) \quad (\text{iii})$$

$$P_i = P_i(W_i, W_j) \quad (\text{iv})$$

$$W_j = f(W_i) \quad (\text{v})$$

Hvor j er den andre sektoren. Vi antar at $\varphi_i = 1 - d\ln P_i/d\ln W_i$ er elastisiteten til produktreallønnen W_i/P_i med hensyn på den nominelle lønnen W_i . Videre antar vi at $\epsilon_i = 1 - d\ln P/d\ln W_i$ som er elastisiteten til konsumreallønnen W_i/P med hensyn på den nominelle lønnen. Resultatet er at pengeregime er viktig for bestemmelsen av hvilken sektor som har lønnslederskap (Calmfors og Seim, 2013, p. 111). Ved inflasjonsmål vil vi få det samme resultatet ved et kordinert og et ukordinert lønnsoppgjør.

Nash objektfunksjonen gitt (i)-(v) gir førsteordensbetingelsen

$$\Omega_{W_i} = \lambda_i \left[\frac{w_i \epsilon_i}{w_i - b} - \eta \varphi_i \right] + (1 - \lambda_i) [\epsilon_i - \eta \varphi_i] = 0 \quad (3.34)$$

Hvor $\Omega_{W_i} = \delta \ln \Omega_i / \delta \ln W_i$

Den marginale nytteøkningen til fagforeningen ved en lønnsøkning, må være lik det marginale tapet til arbeidsgiverorganisasjonen. For fagforeningen er den marginale nytteøkningen forskjellen mellom nytteøkningen ved høyere konsum reallønn og reduksjonen i nytte som følge av lavere sysselsettingen.

Hvis vi løser ut for konsumreallønnen får vi:

$$w_i = \frac{W_i}{P} = (1 + \lambda_i M_i) b \quad (3.35)$$

hvor $M_i = \epsilon_i / (\eta \varphi_i - \epsilon_i)$

Konsumreallønnen i en sektor er en positiv-mark up på den forventede nytten ved arbeidsledighet. Følgeren tar den nominelle lønnen til lønnslederen som gitt i et stackelberg-spill.

$$\varphi_i = 1 - \frac{d \ln P_i}{d \ln W_i} = 1 - \frac{\delta \ln P_i}{\delta \ln W_i}$$

$$\epsilon_i = 1 - \frac{d \ln P}{d \ln W_i} = 1 - \frac{\delta \ln P}{\delta \ln W_i}$$

Lederen tar hensyn til følgeren sin respons, og vi antar at i og j er henholdsvis lønnslederen og følgeren.

$$\varphi_i = 1 - \frac{d \ln P_i}{d \ln W_i} = 1 - \frac{\delta \ln P_i}{\delta \ln W_i} - \frac{\delta \ln P_i}{\delta \ln W_j} \frac{d \ln W_j}{d \ln W_i}$$

$$\epsilon_i = 1 - \frac{d \ln P}{d \ln W_i} = 1 - \frac{\delta \ln P}{\delta \ln W_i} - \frac{\delta \ln P}{\delta \ln W_j} \frac{d \ln W_j}{d \ln W_i}$$

Lederen tar hensyn til den direkte prisseffekten som følge av økt lønnsvekst og den indirekte effekten av økt lønnsvekst for følgeren.

$$\frac{d \ln W_j}{d \ln W_i} = \frac{d \ln P}{d \ln W_i} \quad (3.36)$$

Elastisiteten til følgeren sin nominelle lønn med hensyn på lederen sin nominelle lønn, er lik elastisiteten til konsumprisindeksen med hensyn på lederen sin nominelle lønn. En økning i lønnsveksten i k-sektor fører til en reduksjon i produksjonen i den sektoren, lavere aggregert inntekt og dermed lavere etterpørsel etter varer fra s-sektor. Fallet i etterspørselen fører til reduserte priser på varer produsert i s-sektor. For å motvirke fallet i konsumprisindeksen vil sentralbanken depresiere valutaen og dermed øke prisen på varer produsert i k-sektor.

En lønnsøkning i s-sektor fører til økt konsumprisindeks. Dette vil sentralbanken motvirke ved å appresiere valutakursen. Videre vil en lønnsøkning i s-sektor øke prisen på varer produsert i s-sektor og en reduksjon i prisene på varer produsert i k-sektor. Lønnslederen vil ta hensyn til at sentralbanken vil intervenere og hindre at en lønnsøkning fører til økt konsumprisindeks. Det er derfor ikke viktig hvilken sektor som er lønnsleder når vi antar en liten åpen økonomi med inflasjonsmål (Proposition 1)(Calmfors og Seim, 2013, p. 122)

4 Datamateriale og tidsserieegenskaper

4.1 Innledning

I dette kapitlet vil jeg presentere datamaterialet for oppgaven og definere variablene som er grunnlaget for analysen. Lønn, produktivitet, produktpriser, arbeidsledighet og konsumprisindeksen er makroøkonomiske variabler som vi antar følger et bestemt mønster over tid. Vi benytter derfor de første differensierte for å få stasjonære variable og videre estimerer vi ulike VAR-modeller for å finne den kortsiktige lønnsinteraksjonen mellom lønnsveksten i industri og finans/bygg- og anlegg. Vi inkluderer tilbakedaterte variabler fordi det kan være tregheter i forventningsdannelsen og langtidskontrakter som kjenner tegner lønnsdanningen.

4.2 Variabelspesifikasjon

Jeg har hentet datamateriale for det årlige nasjonalregnskapet fra Statistisk sentralbyrå, SSB (2014)² og arbeidsledighetstall fra Arbeids- og velferdsforvaltningen, NAV (2014)³ for perioden 1970-2013. Lønnsvariablene wci , wcf og wcb er timelønnskostnadene i henholdsvis næringene industri, finans og bygg- og anlegg i perioden 1970-2013. Produktivtetsvariablene $prodi$, $prodf$ og $prodb$ er definert som verdiskapningen målt i løpende priser for henholdsvis næringene industri, finans og bygg- og anlegg. Jeg benytter en prisdeflator som er definert ved bruttoprodukt i løpende priser delt på bruttoprodukt i faste priser for hver enkelt næring med basisår i 2005. En prisdeflator for faktorinntekt er en pris på verdiskapningen i produksjonen for de ulike næringene. Videre er u definert som arbeidsledighet i prosent av arbeidstyrken, cpi er konsumprisindeksen og $stop$ er en dummyvariabel for pris- og lønnsstopp (henholdsvis 1988, 1989 og 1979).

I oppgaven indikerer ln foran variabelnavnet at vi har logtransformerte variabler, mens videre i oppgaven vil Δ indikere at variabelen er målt i endringsform dvs. $\Delta wci_t = wci_t - wci_{t-1}$. Vi ser fra figurene i appendiks som beskriver lønnsveksten i henholdsvis industri, bygg- og anlegg og finans at vi ikke har stasjonære variable integrert av orden $I(1)$. (s.??). De førstedifferensierte til variablene vil være en stasjonær prosess integrert av orden $I(0)$, og vi definerer $dlnwci$, $dlnwcf$ og $dlnwcb$ som henholdsvis lønnsveksten i industri, finans og bygg- og anlegg på endringsform.

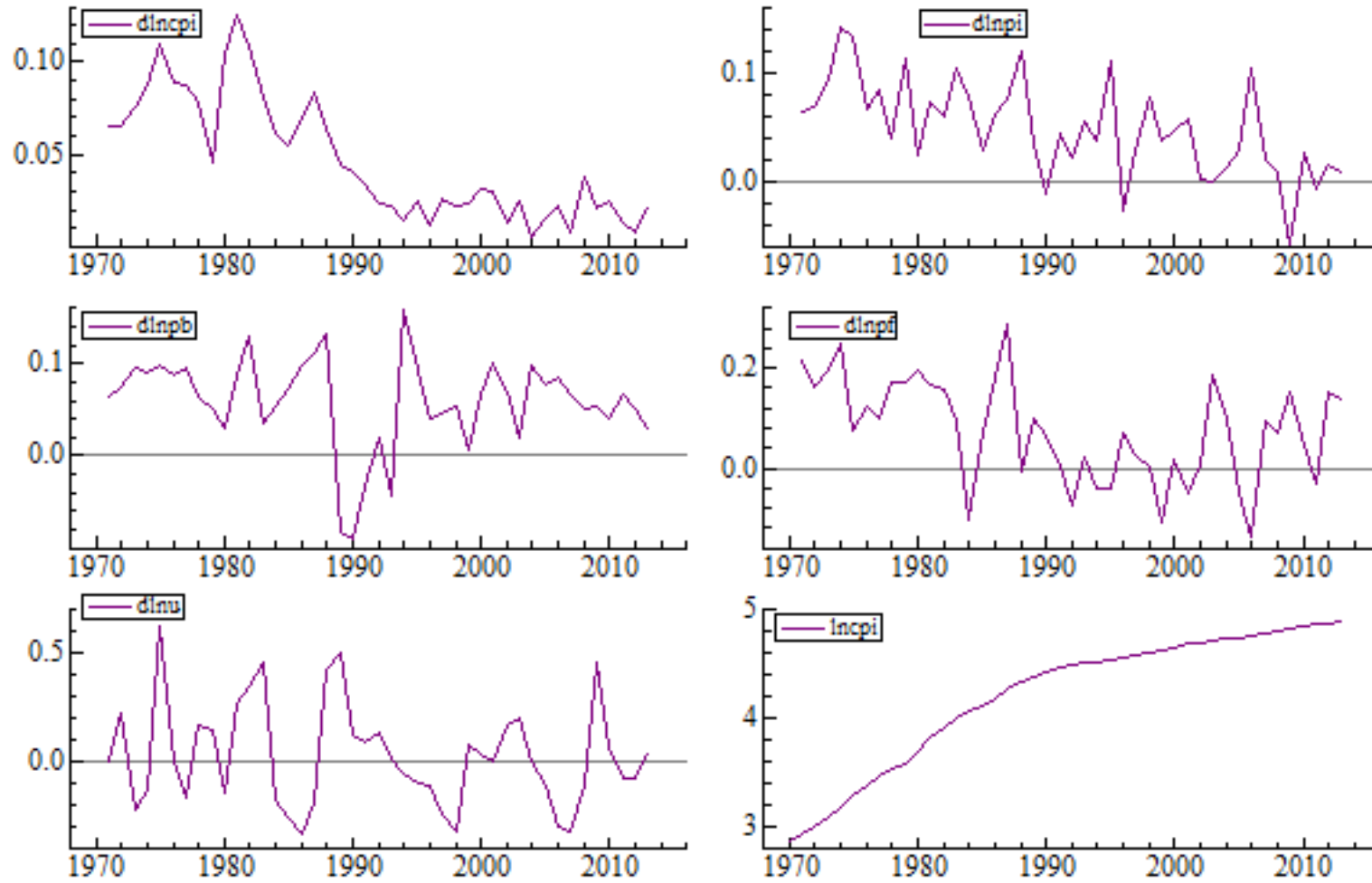
²<https://www.ssb.no/statistikkbanken>

³<https://www.nav.no/no/NAV+og+samfunn/Statistikk/Arbeidssokere+og+stillinger++statistikk/Helt+ledige>

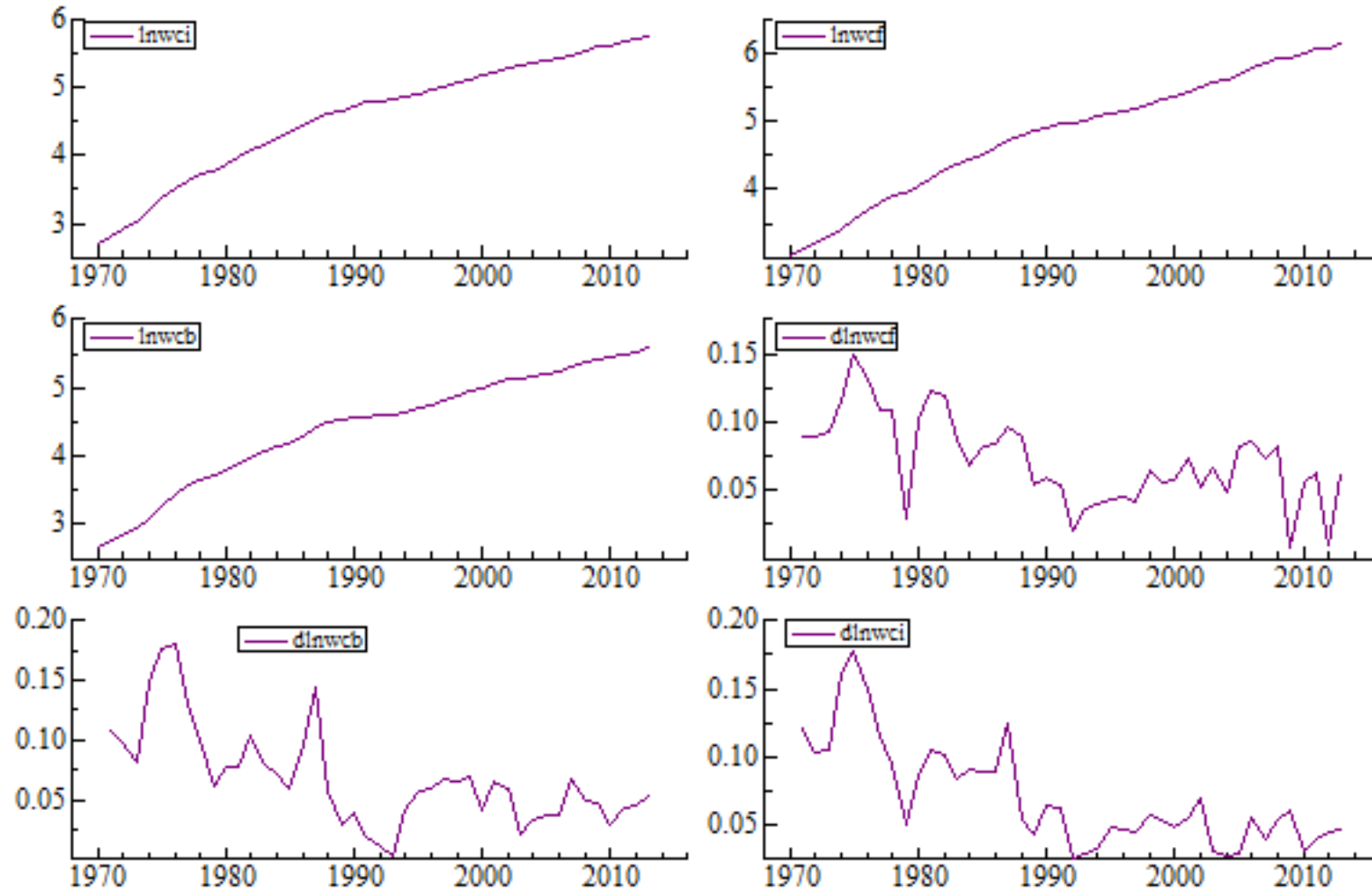
Tabell 1: Variabelspesifikasjon

Variabel	Definisjon
<i>wci</i>	Timeverksjustert lønnskostnad i industri
<i>wcb</i>	Timeverksjustert lønnskostnad i bygg- og anlegg
<i>wcf</i>	Timeverksjustert lønnskostnad i finans
<i>prodi</i>	Produktivitet i industri
<i>prodb</i>	Produktivitet i bygg- og anlegg
<i>prodf</i>	Produktivitet i finans
<i>u</i>	Arbeidsledighetsraten
<i>cpi</i>	Konsumprisindeksen
<i>pi</i>	Prisdeflator i industri
<i>pb</i>	Prisdeflator i bygg- og anlegg
<i>pf</i>	Prisdeflator i finans
<i>stop</i>	Dummyvariabel for pris- og lønnsstopp
<i>strbi</i>	Strukturelle brudd i lønnsutviklingen til industri
<i>strbf</i>	Strukturelle brudd i lønnsutviklingen til finans
<i>strbb</i>	Strukturelle brudd i lønnsutviklingen til bygg- og anlegg

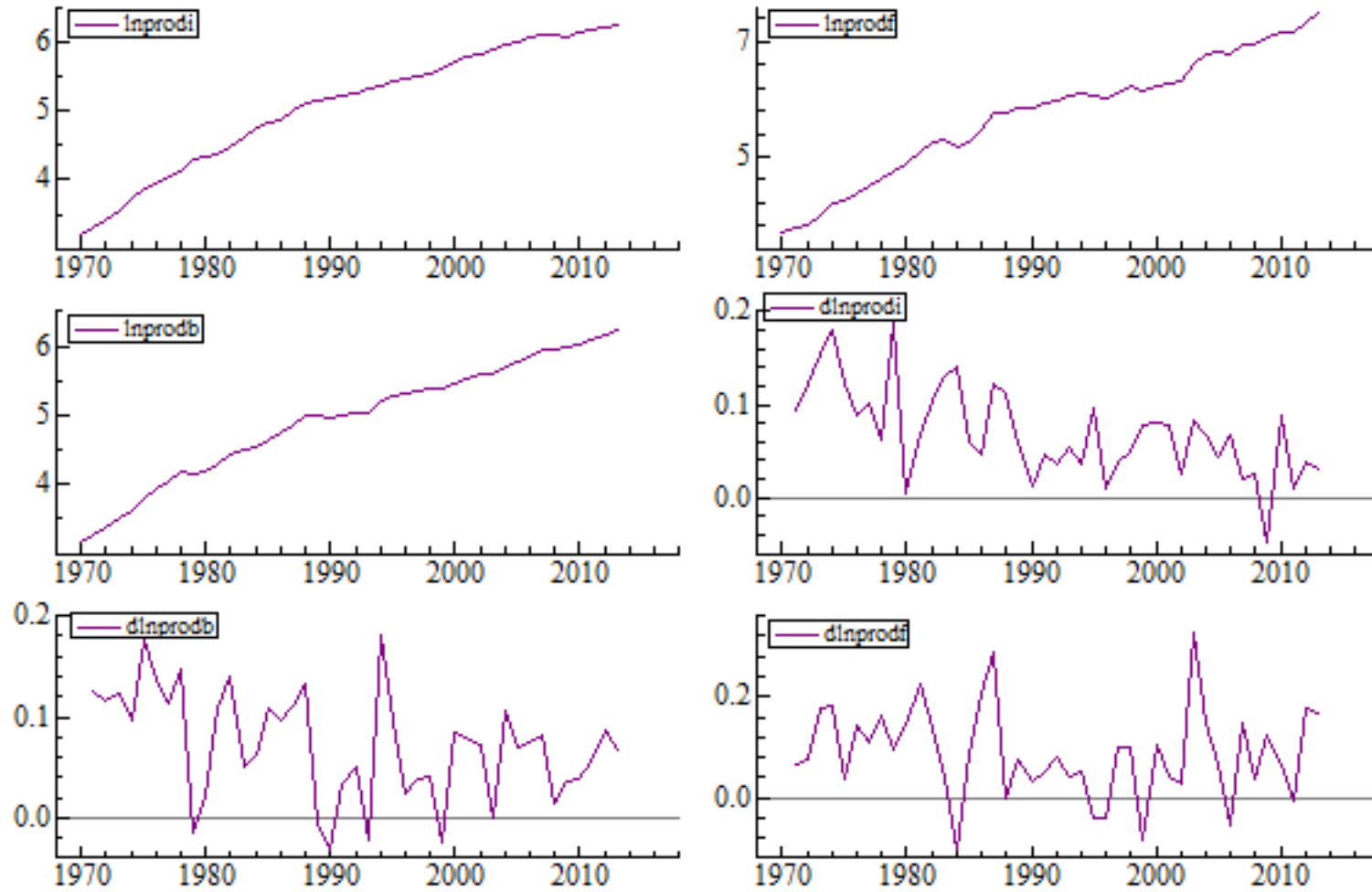
Figur 1: Tidsserieegenskaper 1970-2013



Figur 2: Tidsserieegenskaper 1970-2013



Figur 3: Tidsserieegenskaper 1970-2013



4.3 Tidsserieegenskaper

I denne analysen benyttes tidsseriedata for perioden 1970-2013. Vi har variable som i utgangspunktet ikke er stasjonære, og dette kan gi utslag i spuriøse sammenhenger. Vi har to ulike former for ikke stasjonærhet, deterministiske trender og enhetsrøtter. Deterministiske trender omfatter tidstrender t og andre høyere ordens polynomer av t i tillegg til ulike dummyer. Enhetsrøtter vil si at det karakteristiske polynomet tilordnet differensiallikningen har en eller flere røtter med tallverdi en (Bjørnland og Thorsrud, 2014, p. 117).

4.4 Dickey-Fuller test

Dickey Fuller tester om en variabel følger en random walk og vi har en spuriøs sammenheng mot alternativhypotesen at variabelen er stasjonær. Vi antar en AR(1) prosess og definerer relasjonen som (Bjørnland og Thorsrud, 2014, p. 116).

$$\Delta y_t = \alpha + \mu y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.37)$$

Vi forutsetter at restleddet er stasjonært med egenskapene $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. For at vi skal ha en stasjonær prosess må $|\mu| > 1$. Dersom $\mu = 1$ vil vi ha en spuriøs sammenheng og vi har ingen stasjonær prosess. Vi benytter relasjonen og tester om vi har en enhetsrot eller en rot innenfor enhets sirkelen.

$$H_0 : \mu = 0$$

Som medfører at y_t er integrert av første orden og ikke er stasjonær, $y_t \sim I(1)$ mot alternativhypotesen

$$H_1 : \mu > 0$$

Alternativhypotesen medfører at y_t er stasjonær og integrert av orden, $y_t \sim I(0)$. Vi kan benytte en t-test på OLS-estimatene for μ , og teste om parameteren er signifikant forskjellig fra null. Dersom vi tar den første differensierte av relasjonen, vil y_t være en stasjonær prosess fordi $\Delta y_t = \epsilon_t$.

$$\hat{t}_{DF} = \frac{\hat{\mu}}{SE(\hat{\mu})}$$

Hvor SE er standardavviket til estimatoren. Dickey-Fuller er en ensidig test for stasjonærhet og den asymptotiske fordelingen av t-verdiene er ikke gaussisk. Vi kan derfor ikke benytte de kritiske verdiene fra en standard t-fordeling. OLS-estimatene til μ vil være forventningsskjeve og dette må vi korrigere for når vi utfører testen. For å teste om tidsserien inneholder spuriøs sammenheng kan vi definere relasjonen.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \mu y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.38)$$

Nullhypotesen $H_0 : \mu = 0$ som medfører $y_t \sim I(1)$ og vi har en spuriøs sammenheng. Alternativhypotesen $H_1 : \mu > 0$ som medfører at $y_t \sim I(0)$ er stasjonær.

4.5 Test for stasjonærhet

Variablene $\Delta \ln wci$, $\Delta \ln wcf$ og $\Delta \ln wcb$ er de førstedifferensierte av logaritmen til lønnsnivået i henholdsvis industri, finans og bygg- og anlegg. Vi ønsker å teste nullhypotesen om vi har en spuriøs sammenheng mot alternativhypotesen at variablene er stasjonære $I(0)$. Dickey-Fuller er en ensidig test for stasjonærhet, og den asymptotiske fordelingen av t-verdiene er ikke gaussisk. Vi kan derfor ikke benytte de kritiske verdiene fra en standard t-fordeling.

Tabell 2: Dickey-Fuller test

Variabel	t-verdi	1% kritisk verdi	5% kritisk verdi	10% kritisk verdi
$\Delta \ln wci_t$	-3.99	-3.634	-2.952	-2.610
$\Delta \ln wcf_t$	-2.86	-3.634	-2.952	-2.610
$\Delta \ln wcb_t$	-3.14	-3.634	-2.952	-2.610

Vi ser fra tabell 3 at vi kan forkaste nullhypotesen for variablene $\Delta \ln wcf_t$, $\Delta \ln wcb_t$ og $\Delta \ln wci_t$ ved henholdsvis 10%, 5% og 1% signifikansnivå. De differensierte variablene er stasjonære, $I(0)$.

4.6 Vector Autoregression Model (VAR)

Vi benytter en VAR-model for å finne om vi har enveis Granger-kausaltet mellom $y_{1,t}$ og $y_{2,t}$. Granger-kausaltet er en hypotesetest for å bestemme om framtidige verdier av en tidsserie kan predikeres ved å benytte tidligere verdier av en annen tidsserie. Kritikken av testen er at vi tar utgangspunkt i kausaliteten mellom to variable, og hvis det sanne forholdet inkluderer tre eller flere variable vil vi få misvisende resultat. Vi benytter vanlig t-test eller F-test.

Vi tar utgangspunkt i VAR-modellene

$$y_{1,t} = a_{11}y_{1,t-1} + a_{12}y_{2,t-1} + \epsilon_{1,t}$$

$$y_{2,t} = a_{21}y_{1,t-1} + a_{22}y_{2,t-1} + \epsilon_{2,t}$$

Hvor $\epsilon_{1,t}$ og $\epsilon_{2,t}$ er hvit støy.

$$\begin{pmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{pmatrix}$$

Dersom $a_{12} \neq 0$ og $a_{21} = 0$ har vi enveis Granger-kausaltet fra $y_{2,t}$ til $y_{1,t}$. For å teste om vi har Granger-kausaltet i minst en retning må vi forkaste nullhypotesen $H_0 : a_{12} = a_{21} = 0$ ved en F-test.

Vi kan benytte The Akaike Information Criterion”(AIC),”Schwarz Bayesian Information Criterion”(SBIC), Hannan–Quinn information criterion (HQIC) for å bestemme antall lag p som er signifikante i en VAR- (p) modell. For et gitt lag p vil “likelihood ratio” (LR) sammenligne VAR-modellen med p lag mot en modell med $p - 1$ lag. Nullhypotesen er at de endogene lagga variablene er null. AIC måler avviket mellom en gitt modell og den sanne modellen. SBIC og HQIC har den samme intuisjonen som AIC, men straffer modeller med mange forklaringsvariabler. “Final prediction error” (FPE) er et informasjons kriterium, og vi ønsker å velge antall lag som tilsvarer den laveste verdien av FPE.

4.7 Engel-Granger fremgangsmåten

Fremgangsmåten til Engel-Granger er en test for ingen kointegrasjon. Dersom to variabler er kointegrert med koeffisienten β_1 vil residualet til en lineær kombinasjon av ikke-stasjonære variabler av orden $I(1)$ være stasjonært, $I(0)$ (Enders, 2008, p. 322). Vi vil få konsistente estimatorer for den langsiktige likevektssammenhengen, og vi kan se bort fra problemet med endogenitet(Bjørnland og Thorsrud, 2014, p. 240).

Vi estimerer den langsiktige likevektssammenhengen ved OLS

$$y_{1,t} = \beta_0 + \beta_1 y_{2,t} + e_t \tag{4.39}$$

Hvor t er en tidsindeks for $t = 1, 2, \dots, T$, og β_0 og β_1 er regresjonskoeffisienter. Feilledet er $\hat{e}_t = y_{1,t} - \beta_1 y_{2,t}$, og dersom \hat{e}_t er stasjonært vil $y_{1,t}$ og $y_{2,t}$ være kointegrert. Estimeringen av regresjonsmodellen vil gi oss den langsiktige likevektssammenhengen mellom $y_{1,t}$ og $y_{2,t}$. Dersom vi har kointegrasjon mellom $y_{1,t}$ og $y_{2,t}$ vil vi få superkonsistente estimatorene av den kointegrerte vektoren $(1 - \beta_1)$ ved OLS, og det er ikke nødvendig å ta hensyn til endogenitet (Verbeek, 2008, p. 316).

Dersom vi ikke kun har kointegrasjon mellom $y_{1,t}$ og $y_{2,t}$, men også $y_{3,t}$, vil den kointegrerte vektoren $(1 - \beta_1)$ ikke være konsistent (Verbeek, 2008, p. 329). Videre vil en test av det estimerte residualet ikke utnytte all tilgjengelig informasjon om dynamikken mellom $y_{1,t}$ og $y_{2,t}$.

Jeg definerer Augmented Dickey-Fuller testen (Bjørnland og Thorsrud, 2014, p. 242).

$$\Delta \hat{e}_t = \alpha + \sum_{p=1}^P \theta_p \Delta \hat{e}_{t-p} + \mu \hat{e}_{t-1} + \eta_t$$

Dersom vi ikke forkaster nullhypotesen $H_0 : \mu = 0$ vil \hat{e}_t ikke være stasjonært, og vi har ikke kointegrasjon. Hvis vi aksepterer alternativhypotesen $H_1 : \mu > 0$ vil \hat{e}_t være stasjonært, og vi har kointegrasjon mellom variablene $y_{1,t}$ og $y_{2,t}$.

4.8 Feilkorrigeringsmodell

En feilkorrigeringsmodell beskriver sammenhengen mellom $y_{1,t}$ og $y_{2,t}$ på kort sikt, som er konsistent med den langsiktige kointegrerte likevektssammenhengen. Vi kan benytte en feilkorrigeringsmodell for å estimere den kortsiktige og den langsiktige endringen i $y_{2,t}$ som følge av avvik i forhold til den langsiktige likevektssammenhengen i forhold til $y_{1,t}$ (Bjørnland og Thorsrud, 2014, p. 246). Dersom to variabler er kointegrerte følger det av Granger representasjonsteoremet at det eksisterer en feilkorrigeringsmodell for enten en av variablene eller begge.

Vi har en enkel modell (Bjørnland og Thorsrud, 2014, p. 245).

$$y_{1,t} = \alpha + \beta_1 y_{2,t} + e_t \tag{4.40}$$

Vi antar at variablene er kointegrerte, og at relasjonen beskriver en langsiktig likevekt. Variablene $y_{1,t}$ og $y_{2,t}$ er ikke-stasjonære og vi antar at de kan avvike på kort sikt fra den langsiktige likevekten. Dersom to variabler er kointegrerte eksisterer det en error correction-

model for en av variablene eller begge. Vi ser bort fra konstantleddet α og antar at $\epsilon_t = \theta_1 \times \epsilon_{t-1}$. Videre antar vi at $e_{t-1} = y_{1,t-1} - \beta_1 y_{2,t-1}$ er en stasjonær relasjon mellom to variabler som er kointegrert. Vi setter inn den langsiktige sammenhengen mellom $y_{1,t}$ og $y_{2,t}$ inn i prosessen til e_{t-1}

$$y_{1,t} - \beta_1 y_{2,t} = \theta_1 (y_{1,t-1} - \beta_1 y_{2,t-1}) + \epsilon_t \quad (4.41)$$

$$y_{1,t} = \beta_1 y_{2,t} + \theta_1 (y_{1,t-1} - \beta_1 y_{2,t-1}) + \epsilon_t \quad (4.42)$$

Videre legger vi til og trekker fra $y_{1,t-1}$ og $\beta_1 y_{2,t-1}$. Dette gir oss den langsiktige sammenhengen mellom $y_{1,t}$ og $y_{2,t}$. Endringer i $y_{1,t}$ består av to effekter, den kortsiktige effekten av endringer i $y_{2,t}$ på $y_{1,t}$ og avvik fra den langsiktige likevekten i periode t justert med tilpasningshastigheten θ_1 .

$$\Delta y_{1,t} = \beta_1 \Delta y_{2,t} - (1 - \theta_1)(y_{1,t-1} - \beta_1 y_{2,t-1}) + \epsilon_t \quad (4.43)$$

Vi har feilkorrigeringsleddet som er definert ved

$$ECM_{t-1} = (y_{1,t-1} - \beta_1 y_{2,t-1}) \quad (4.44)$$

Modellen vil være konsistent dersom $y_{2,t}$ og $y_{1,t}$ er kointegrert med vektoren $(1 - \beta_1)$. Dersom $y_{1,t-1} < \beta_1 y_{2,t-1}$ vil feilkorrigeringsleddet være positivt. En økning i $\Delta y_{1,t}$ vil avhenge negativt av feilkorrigeringsleddet gjennom $(1 - \theta_1)$ fordi $\theta_1 > 1$

Dersom variablene $y_{2,t}$ og $y_{1,t}$ er kointegrert kan vi utlede en error correction-model med residualen fra den langsiktige likevektssammenhengen relasjon (4.39). Residualen fra den langsiktige likevekten mellom $y_{2,t}$ og $y_{1,t}$ kan benyttes som et instrument ved estimering av en feilkorrigeringsmodell (Enders, 2008, p. 337). Denne testen benyttes dersom vi har autokorrelasjon eller hvis restledene fra estimeringen av de langsiktige likevektssammenhengene er seriekorrelerte.

$$\Delta y_{1,t} = \alpha_1 + \alpha_{y1} [y_{1,t-1} - \beta_1 y_{2,t-1}] + \sum_{i=1} \Delta \alpha_{11} y_{1,t-i} + \sum_{i=1} \Delta \alpha_{12} y_{2,t-i} + \epsilon_{1,t}$$

$$\Delta y_{2,t} = \alpha_2 + \alpha_{y2} [y_{1,t-1} - \beta_1 y_{2,t-1}] + \sum_{i=1} \Delta \alpha_{21} y_{1,t-i} + \sum_{i=1} \Delta \alpha_{22} y_{2,t-i} + \epsilon_{2,t}$$

Her vil $(1 - \beta_1)$ være lik den kointegrerte vektoren fra relasjon (4.42). Residualene $\epsilon_{1,t}$ og

$\epsilon_{2,t}$ er hvitt støy og stasjonære variable, men de kan være korrelert med hverandre. I gjennomsnitt vil vi ha en tilpasning på den langsiktige likevekten dersom vi har kointegrasjon mellom $y_{2,t}$ og $y_{1,t}$ (Verbeek, 2008, p. 315). Hvis vi ikke har kointegrasjon og en spuriøs sammenheng mellom $y_{2,t}$ og $y_{1,t}$ vil residualene ikke være stasjonære, og det vil ikke være en langsiktig likevekt hvor $y_{1,t} = \beta_1 y_{2,t} + e_t$. Størrelsen på residualet ϵ_{t-1} er avviket fra den langsiktige likevekten i perioden $(t-1)$, og dette kan vi bruke som et instrument for $y_{1,t-1} - \beta_1 y_{2,t-1}$. Vi kan teste om vi har en kointegrert vektor ved å benytte en t-test på parameterne α_{y1} og α_{y2} .

4.9 Svak eksogenitet

Når vi estimerer den marginale modellen uavhengig av den betingede modellen, ignorerer vi hvordan variablene gjensidig påvirker hverandre. Vi har en eksogen variabel dersom den er ukorrelert med restleddsvariablene i ligningene. Vi benytter feilkorrigeringsmodellene (Enders, 2008, p. 367).

$$\Delta y_{1,t} = \alpha_1(y_{1,t-1} - \beta y_{2,t-1}) + e_{1t} \quad (4.45)$$

$$\Delta y_{2,t} = \alpha_2(y_{1,t-1} - \beta y_{2,t-1}) + e_{2t} \quad (4.46)$$

Vi har varians/kovarians matrisen

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} \end{bmatrix}$$

Hvor $\sigma_{ij} = Ee_i e_j$. Dersom $\sigma_{12} \neq 0$ og residualene $e_{1,t}$ og $e_{2,t}$ er korrelert kan vi utlede sammenhengen mellom residualene

$$e_{1,t} = p e_{2,t} + \epsilon_t \quad (4.47)$$

Hvor $p = \sigma_{12}/\sigma_{22}$ og ϵ_t er hvitt støy. Vi kan sette dette uttrykket inn i (4.45)

$$\Delta y_{1,t} = \alpha_1(y_{1,t-1} - \alpha_3 y_{2,t-1}) + p \Delta y_{2,t} + \epsilon_t \quad (4.48)$$

Dersom tilpasningshastigheten til den langsiktige likevekten α_1 er lik null, vil variabelen $y_{1,t}$ være svakt eksogent (Enders, 2008, p. 368). Vi antar videre at $y_{2,t}$ ikke er svakt

eksogent ($\alpha_2 \neq 0$). Dette betyr at $y_{1,t}$ ikke feilkorrigeres i forhold til $y_{2,t}$. Videre estimerer vi relasjonen

$$\Delta y_{1,t} = \beta_1 y_{1,t-1} + \beta_2 y_{2,t-1} + \beta_3 y_{2,t} + \epsilon_t$$

De estimerte koeffisientene vil være $\beta_1 = \alpha_1 - p\alpha_2$, $\beta_2 = (\alpha_1 - p\alpha_2)\beta$ og $\beta_3 = p$. Dersom antar videre at $y_{2,t}$ er svakt eksogent ($\alpha_2 = 0$), vil de estimerte koeffisientene være $\beta_1 = \alpha_1$, $\beta_2 = \alpha_1\beta$ og $\beta_3 = p$. Hvis $\alpha_2 = 0$ vil korrelasjon mellom e_{1t} og e_{2t} ikke påvirke kointegrasjonsparameteren $\beta = \beta_2/\alpha_1$. Når vi har svak eksogenitet kan vi benytte OLS-estimering og en standard normalfordeling.

4.10 Test for ukjente strukturelle brudd

Jeg ønsker å benytte en dummyvariable for strukturelle brudd for lønnsutviklingen i henholdsvis industri, finans og bygg- og anlegg for perioden 1970-2013. Fordelen med en dummyvariabel for strukturelle brudd er at vi kan tillate at den marginale effekten av forklaringsvariablene kan være ulik i forskjellige delperioder. Vi antar en generell modell som inneholder to grupper, $g_i = 0$ og $g_i = 1$ (Verbeek, 2008, p. 64).

$$y_i = x_i' \beta + g_i x_i' \gamma + \epsilon_i$$

Hvor vi har en K -dimensjonal vektor, $g_i x_i$, som inneholder alle forklaringsvariablene og dummyvariabelen g_i . Koeffisientvektoren for gruppe 0 er β , og for gruppe 1 er vektoren $\beta + \gamma$. Nullhypotesen er $\gamma = 0$, hvor modellen vil bli redusert til en modell med restriksjoner. Vi kan teste nullhypotesen ved en F-test eller en Chow-test gitt ved

$$f = \frac{(S_R - S_{UR})/K}{S_{UR}/(N - 2K)}$$

Hvor K er antall restriksjoner, S_{UR} og S_R er summen av kvadrerte avvik fra modellen uten restriksjoner og modellen med restriksjoner. Testen Quandt likelihood ratio (QLR) er en modifisert Chow-test for å finne ukjente strukturelle brud. Resultatet fra QLR-testen for strukturelle brudd i lønnsutviklingen for industri, finans og bygg- og anlegg er i appendiks(s. 80).

4.11 Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet

For å teste om OLS-estimatene til en gitt modell ikke er misvisende som følge av at standardavvikene ikke er konstante over tid, kan vi benytte en Breusch-Pagan-test for heteroskedastisitet. Hvis vi ikke kan forkaste nullhypotesen har vi standardavvik som er konstante over tid, og vi trenger ikke å ta hensyn til heteroskedastisitet. Hvis vi derimot forkaster nullhypotesen kan vi benytte standardavvik som er korrigert for heteroskedastisitet. Vi vil fremdeles få konsistente OLS-estimer, men vi vil få høyere varians som følge av at alle observasjonene har lik vekt. Variansen og standardavviket til OLS-estimatoren vil være forventningsskjeve.

Vi antar at vi har en lineær modell (Wooldridge, 2012, p. 272).

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u$$

Vi antar videre at OLS-estimatene er konsistente og forventningsrette, $E(u|x_1, x_2, \dots, x_k) = 0$.

Vi definerer nullhypotesen

$$H_0 : Var(u|x_1, x_2, \dots, x_k) = \sigma^2$$

Vi antar restleddet er gitt ved en lineær relasjon

$$u^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \dots + \delta_k x_k + v$$

Hvor v er et residual med gjennomsnitt null, gitt x_j .

Nullhypotesen for heteroskedastisitet er

$$H_0 : \delta_1, \delta_2, \dots, \delta_k = 0$$

Under nullhypotesen antar vi at residualet v er uavhengig av variablene x_1, x_2, \dots, x_k .

Resultatet fra estimeringen av den lineære relasjonen

$$\hat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \dots + \delta_k x_k + error$$

Vi utfører en LM test eller en Breusch-Pagan-test for heteroskedastisitet.

LM-testen er antall observasjoner multiplisert med kvadrert R fra den estimerte modellen

$$LM = n \times R_u^2$$

4.12 Breusch-Godfrey-test for autokorrelasjon

Breusch-Godfrey er en test for autokorrelasjon eller seriekorrelerte residualer. Vi antar at vi har en førsteordens autoregresiv prosess gitt ved (Verbeek, 2008, p. 98)

$$y_t = x_t' \beta + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t = \rho_1 \epsilon_{t-1} + \rho_2 \epsilon_{t-2} + \dots + \rho_p \epsilon_{t-p} + v_t$$

Hvor v_t er residualet med gjennomsnitt null og konstant varians σ_v^2 som er uten seriekorrelasjon. Dersom $\rho = 0$ har vi ingen autokorrelasjon, og vi finner den beste lineære forventningsrette estimatoren. Hvis $\rho \neq 0$ har vi autokorrelasjon og vi vil få forventningsrette estimatorer, men standardavvikene vil være feil. Vi estimerer relasjonen

$$\hat{\epsilon}_t = \rho_1 \hat{\epsilon}_{t-1} + \rho_2 \hat{\epsilon}_{t-2} + \dots + \rho_p \hat{\epsilon}_{t-p} + v_t$$

Videre benytter vi R^2 for å teste nullhypotesen at vi ikke har autokorrelasjon.

$$nR^2 \sim X_p^2$$

Her er $n = T - p$, hvor T er antall observasjoner og p er antall lag på feilledet.

5 Empirisk analyse

I denne delen legger jeg fram resultatene fra estimeringen av ulike VAR-modeller og feilkorrigeringsmodeller for å finne den kortsiktige og den langsiktige lønnsinteraksjonen mellom industri og finans/bygg- og anlegg. Jeg benytter en VAR-modell fordi det er naturlig å forutsette at en variabel ikke kun avhenger av tidligere verdier, men også av tidligere verdier av andre inkluderte forklaringsvariabler. Estimeringen av en VAR-modell krever at vi har stasjonære variabler, derfor benytter vi de førstedifferensierte av lønnsveksten i industri, finans og bygg- og anlegg.

Fordelene med en VAR-modell er at vi ikke trenger å spesifisere endogene og eksogene variabler, fordi alle variablene er endogene (Dijk, 2003, p. 328). Modellspesifikasjonen tar hensyn til uønsket simultanitet og vi har derfor konsistente estimatorene. Ulemper ved å benytte en VAR-modell er at det er en teoretisk modell og den benytter lite informasjon om relasjonen mellom variablene. Derfor er det ikke alltid like tydelig hvordan vi tolker koeffisientene (Dijk, 2003, p. 329). For små utvalg vil antall frihetsgrader raskt bli brukt opp, noe som medfører store standardavvik og mindre presise estimatorene.

Jeg benytter en Granger-kausaltetstest for å finne om vi har Granger-kausaltet mellom lønnsveksten i industri og finans/bygg- og anlegg på kort sikt. Granger-kausaltet er en hypotesetest for å bestemme om framtidige verdier av en tidsserie kan predikeres ved å benytte tidligere verdier av en annen tidsserie. Kritikken av Granger-kausaltetstesten er at den ikke tar hensyn til at vi kan ha gjensidig kausaltet mellom lønnsveksten i industri og finans/bygg- og anlegg. Videre vil testen gi et misvisende resultat dersom det sanne forholdet inkluderer flere kointegrerte variabler.

Jeg spesifiserer feilkorrigeringsmodeller for å finne både den kortsiktige og langsiktige effekten av lønnsinteraksjonen mellom lønnsnivået i industri og finans/bygg- og anlegg. Dette følger av Granger representasjonsteoremet, to variabler er kointegrert hvis det eksisterer en feilkorrigeringsmodell for enten en av variablene eller begge (Bjørnland og Thorsrud, 2014, p. 245). Fordelen ved å bruke feilkorrigeringsmodeller er at vi inkluderer variabler både på endringsform, lagget endringsform og laggede nivåvariabler. Hvor de laggete nivåvariablene i feiljusteringsleddet vil korrigere for avviket fra den langsiktige likevekten fra forrige periode. Feiljusteringsleddene tillater at vi har en treghet i tilpasningen til den langsiktige likevekten.

Modellspesifikasjonen tillater at vi kan ha kortsiktige avvik i lønnsnivået for finans og bygg- og anlegg i forhold til den langsiktige likevektssammenhengen til lønnsnivået i in-

dustri. Vi finner autokorrelasjon og har derfor et problem med seriekorrelerte residualer i noen av modellspesifikasjonene. Dette kan skyldes utelatte relevante forklaringsvariabler eller feilspesifikasjon. Videre utvider vi feilkorrigeringsmodellene for å kontrollere for flere forklaringsvariabler som kan påvirke lønnsnivået i de ulike næringene. For å korrigere for autokorrelasjon estimerer vi en feilkorrigeringsmodell med residualene fra den langsiktige likevektssammenhengen. Vi kan da teste om vi kun har en kointegrert sammenheng eller om vi har en spuriøs sammenheng mellom lønnsnivået i industri og finans/bygg- og anlegg.

5.1 VAR-modell for bygg- og anlegg og industri

I denne delen vil jeg legge fram resultatene mine fra estimeringen av en VAR-modell for bygg- og anlegg og industri.

$$\Delta \ln wcb_t = \gamma_{10} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta \ln wcb_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta \ln wci_{t-i} + \epsilon_t^{bi} \quad (5.49)$$

$$\Delta \ln wci_t = \gamma_{20} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta \ln wci_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta \ln wcb_{t-i} + \epsilon_t^{ib} \quad (5.50)$$

Først ønsker jeg å gjennomføre en LM-test for å finne optimalt antall lag (*) i VAR-modellene. Vi kan benytte "The Akaike Information Criterion"(AIC)' og "Schwarz Bayesian Information Criterion"(SBIC) eller Hannan–Quinn information criterion (HQIC) for å bestemme antall lag p som er signifikante. Dersom vi inkluderer for få lag kan vi utelate informasjon og residualene kan være autokorrelerte. Hvis vi på den motsatte siden inkluderer for mange lag, vil vi estimere flere parametere enn nødvendig og parameterne blir mer usikre.

Tabell 3: LM-test av VAR-modell for bygg- og anlegg og industri

lag	LL	LR	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	187.347			4.1e-07	-9.0413	-9.01087	-8.95772
1	211.974	49.254*	0.000	1.5e-07*	-10.0475*	-9.95619*	-9.79674*
2	213.108	2.2689	0.686	1.7e-07	-9.90772	-9.75553	-9.48978

Resultatet fra testen er at vi velger antall lag $p = 1$.

Tabell 4: VAR-estimering for bygg- og anlegg og industri to lagg

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wcb_t$	$\Delta \ln wcb_{t-1}$	0.358159	0.2480145	1.44	0.149
$\Delta \ln wcb_t$	$\Delta \ln wcb_{t-2}$	-0.2531534	0.2406814	-1.05	0.293
$\Delta \ln wcb_t$	$\Delta \ln wci_{t-1}$	0.5972072	0.2749603	2.17	0.030
$\Delta \ln wcb_t$	$\Delta \ln wci_{t-2}$	0.1285521	0.2900098	0.44	0.658

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wcb_{t-1}$	0.0100408	0.2239363	0.04	0.964
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wcb_{t-2}$	-0.2563838	0.2173151	-1.18	0.238
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wci_{t-1}$	0.8067707	0.2482661	3.25	0.001
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wci_{t-2}$	0.2281628	0.2618546	0.87	0.384

Tabell 5: Granger-kausaltetstest mellom industri og bygg- og anlegg

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	chi2	p-verdi
$\Delta \ln wcb_t$	$\Delta \ln wci_t$	6.8604	0.032
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wcb_t$	1.5117	0.470

Vi kan ikke forkaste nullhypotesen ($H_0 : \beta_{2i} = 0$) ved 10% signifikansnivå og 2 frihetsgrader når kritisk verdi er 4.61. Det er ingen Granger-kausaltet fra lønnsveksten i bygg- og anlegg til industrinæringen.

Ved 5% signifikansnivå og 2 frihetsgrader kan vi forkaste nullhypotesen ($H_0 : \beta_{1i} = 0$) ved kritisk verdi 5.99. Vi kan ikke forkaste nullhypotesen ved 1% signifikansnivå da vi har en kritisk verdi på 9.21. Resultatet viser at vi har enveis Granger-kausaltet fra lønnsveksten i industri til bygg- og anlegg på kort sikt. Det kan være et problem med simultanitet dersom kausaliteten på kort og lang sikt mellom industri og bygg- og anlegg går begge veier.

5.2 VAR-modell for finans og industri

VAR-modellen for finans og industri består av to endogene variabler og predeterminerte forklaringsvariabler:

$$\Delta \ln wcf_t = \gamma_{10} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta \ln wcf_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta \ln wci_{t-i} + \epsilon_t^{f_i} \quad (5.51)$$

$$\Delta \ln wci_t = \gamma_{20} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta \ln wci_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta \ln wcf_{t-i} + \epsilon_t^{i_f} \quad (5.52)$$

Tabell 6: LM-test av VAR-modell for finans og industri

lag	LL	LR	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	180.253			5.7e-07	-8.69527	-8.66483	-8.61168
1	202.144	43.781*	0.000	2.4e-07*	-9.56798*	-9.47667*	-9.31722*
2	202.326	0.36389	0.985	2.9e-07	-9.38174	-9.22955	-8.96379

Tabell 7: VAR-estimering for industri og finans to lagg

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wci_{t-1}$	0.7662438	0.1864382	4.11	0.000
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wci_{t-2}$	0.005655	0.1884811	0.03	0.976
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wcf_{t-1}$	0.1152856	0.176874	0.65	0.515
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wcf_{t-2}$	-0.0911002	0.1864429	-0.49	0.625

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wcf_t$	$\Delta \ln wci_{t-1}$	0.5721077	0.1971923	2.90	0.004
$\Delta \ln wcf_t$	$\Delta \ln wci_{t-2}$	-0.0146535	0.199353	-0.07	0.941
$\Delta \ln wcf_t$	$\Delta \ln wcf_{t-1}$	0.0722921	0.1870764	0.39	0.699
$\Delta \ln wcf_t$	$\Delta \ln wcf_{t-2}$	-0.023565	0.1971973	-0.12	0.905

Tabell 8: Granger-kausaltetstest mellom industri og finans

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	chi2	p-verdi
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wcf_t$	0.64172	0.726
$\Delta \ln wcf_t$	$\Delta \ln wci_t$	10.2	0.006

Vi kan ikke forkaste nullhypotesen ($H_0 : \beta_{2i} = 0$) ved 10% signifikansnivå og 2 frihetsgrader når kritisk verdi er 4.61. Det er ingen Granger-kausaltet fra lønnsveksten i finans til lønnsveksten i industri. Deretter kan vi forkaste nullhypotesen ($H_0 : \beta_{1i} = 0$) ved 1% signifikansnivå da vi har en kritisk verdi på 9.21.

Resultatene viser at vi har enveis Granger-kausaltet fra lønnsveksten i industri til lønnsveksten i finans på kort sikt i likhet med bygg- og anleggsnæringen. Det kan være et problem med simultanitet dersom kausaliteten på kort og lang sikt mellom industri og finans går begge veier.

5.3 Oppsummering av VAR-estimeringene

Resultatet fra Granger-kausaltetstesten mellom industri og bygg- og anlegg er at vi har enveis Granger-kausaltet fra lønnsveksten i industri til bygg- og anlegg på kort sikt. Vi har ingen Granger-kausaltet fra lønnsveksten i bygg- og anlegg til lønnsveksten i industri.

Videre har vi enveis Granger-kausaltet fra lønnsveksten i industri til lønnsveksten i finans på kort sikt. Det er ingen Granger-kausaltet fra lønnsveksten i finans til lønnsveksten i industri. Det kan være et problem med simultanitet dersom kausaliteten på kort og lang sikt går begge veier. Dersom det sanne forholdet inkluderer flere kointegrerte variabler vil vi få misvisende resultater. Vi benytter videre Engel-Granger sin test for å finne om vi har kointegrasjon mellom lønnsnivået i industri og lønnsnivået i finans/bygg- og anlegg.

5.4 Engel-Granger test for kointegrasjon

Vi starter først med Engel-Granger sin to-steps metode for å finne kointegrasjonen mellom lønnsnivået i industri og finans. Jeg vil estimere den langsiktige relasjonen ved OLS modellspesifikasjon L1

$$\ln wci_t = \beta_0 + \beta_1 \ln wcf_t + u_t$$

$$\ln wci_t = -0.0723139 + 0.9646965 \ln wcf_t$$

$$\hat{u}_t = \ln wci_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 \ln wcf_t$$

Residualene er avviket fra den langsiktige likevekten mellom lønnsnivået i industri og finans, gitt at variablene er kointegrert. Videre tester vi om residualene er stasjonære ved en Dickey-Fuller-test. Resultatet fra testen er i tabell 10.

$$\Delta \hat{u}_t = \alpha + \sum_{p=1}^p \theta_p \Delta \hat{u}_{t-p} + \mu \hat{u}_{t-1} + \eta_t \quad (5.53)$$

Dersom vi ikke forkaster nullhypotesen ($H_0 : \mu = 0$) har vi ingen kointegrasjon, og residuallet \hat{u}_t er ikke stasjonært. Hvis vi forkaster nullhypotesen og aksepterer alternativhypotesen ($H_1 : \mu \neq 0$) har vi kointegrasjon og residuallet \hat{u}_t er stasjonært.

Tabell 9: Dickey-Fuller-test av residuallet fra modellspesifikasjon, L1

	Test statistikk	1% kritisk verdi	5% kritisk verdi	10% kritisk verdi
Z(t)	-5.181	-3.634	-2.952	-2.610

MacKinnon p-verdi for $Z(t) = 0.0000$, vi kan forkaste nullhypotesen ved en kritisk verdi på 1% og vi har kointegrasjon mellom lønnsnivået i industri og lønnsnivået i finansnæringen.

Breusch-Pagan-test for heteroskedastisitet

chi2	p-verdi
0.02	0.8827

Vi kan ikke forkaste nullhypotesen ($H_0 : Var(u_t | \ln wcf_t) = \sigma^2$) og dermed har vi ikke heteroskedastisitet. Videre benytter vi Engel-Grangers sin to-steps metode for å finne koin-

tegrasjonen mellom lønnsnivået i industri og bygg- og anlegg. Jeg vil videre estimere den langsiktige relasjonen modellspesifikasjon L2

$$\ln wci_t = \beta_0 + \beta_1 \ln wcb_t + u_t$$

$$\ln wci_t = -0.0689839 + 1.046893 \ln wcb_t$$

$$\hat{u}_t = \ln wci_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 \ln wcb_t$$

Residualene er avviket fra den langsiktige likevekten mellom lønnsnivået i industri og bygg- og anlegg. Videre tester vi om residualene er stasjonære ved en Augmented Dickey-Fuller-test. Resultatet fra testen rapporteres i tabell 11.

Tabell 10: Dickey-Fuller-test av residualet fra modellspesifikasjon, L2

	Test statistikk	1% kritisk verdi	5% kritisk verdi	10% kritisk verdi
Z(t)	-4.405	-3.634	-2.952	-2.610

MacKinnon p-verdi for $Z(t) = 0.003$, vi kan forkaste nullhypotesen ved en kritisk verdi på 1% og vi har da kointegrasjon mellom lønnsnivået i industri og lønnsnivået i bygg- og anlegg.

Estimeringen sier ikke noe om hvilken retning vi har kausalitet mellom industri og bygg- og anlegg eller om den går begge veier. Kritikken av modellen er at eventuelle feil ved estimeringen av \hat{u}_t tar vi med videre når vi benytter Augmented Dickey-Fuller testen som tar utgangspunkt i de estimerte residualene.

Breusch-Pagan-test for heteroskedastisitet

chi2	p-verdi
0.06	0.8025

Vi kan ikke forkaste nullhypotesen ($H_0 : Var(u_t | \ln wcb_t) = \sigma^2$) og vi har dermed ikke heteroskedastisitet.

5.5 Oppsummering av Engel-Granger-testen

Vi estimerte først den langsiktige likevektssammenhengen mellom lønnsnivået i industri og finans/bygg- og anlegg. Videre benyttet vi en Dickey-Fuller-test og resultatet er at residualene er stasjonære. Dette medfører at vi har kointegrasjon mellom lønnsnivået i industri og lønnsnivået i finans/bygg- og anlegg.

Modellen tillater at residualene kan avvike på kort sikt fra den langsiktige likevekten mellom lønnsnivået i industri og finans/bygg- og anlegg. Engel-Granger-testen sier ikke noe om i hvilken retning vi har kausalitet mellom industri og finans/bygg- og anlegg eller om kausaliteten går begge veier. Lønnsnivået i industri og i finans/bygg- og anlegg er kointegrert, og det følger da av Granger sitt representasjonsteorem at det eksisterer en feilkorrigeringsmodell for enten en av variablene eller begge. For å kunne si noe om i hvilken retning vi har feilkorrigeringsmodell vil vi videre estimere ulike feilkorrigeringsmodeller. Vi estimerer feilkorrigeringsmodeller som beskriver sammenhengen mellom lønnsnivået i finans/bygg- og anlegg på kort sikt, som er konsistent med den langsiktige kointegrerte likevektssammenhengen i forhold til lønnsnivået i industrinæringen.

5.6 Enkle feilkorrigeringsmodeller

Vi benytter videre enkle feilkorrigeringsmodeller som kun tar hensyn til lønn-lønnseffekter for å finne hvilken vei vi har feilkorrigeringsring på kort sikt i forhold til den langsiktige likvektssammenhengen. Jeg estimerer relasjonene ved å bruke OLS.

Vi estimerer en feilkorrigeringsmodell for industri og finans med et lag (modellspesifikasjon I3 i appendiks s.68)

$$\Delta \ln wci_t = \alpha_1 \ln wci_{t-1} + \alpha_2 \ln wcf_{t-1} + \beta_1 \Delta \ln wci_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wcf_{t-1} + \epsilon_{if}$$

Vi benytter en feilkorrigeringsmodell fordi resultatene fra Engel-Granger-testen i delkapittel 5.3 gir oss grunn til å tro at vi har en langsiktig likevekt mellom lønnsnivået i industri og finans.

Resultatet av Breusch-Pagan-testen av modellspesifikasjonen I3 er at vi ikke kan forkaste nullhypotesen ved 10% signifikansnivå. Da har vi ikke heteroskedastisitet, og residualene har konstant varians. Resultatet fra Breusch-Godfrey-testen for modellspesifikasjonene I3 er at vi kan forkaste nullhypotesen ved 10% signifikansnivå, og da har vi autokorrelasjon.

Tabell 11: Feilkorrigeringsmodell for industri og finans med et lag, I3

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wci_t$	$\ln wci_{t-1}$	-0.1064823	0.0506234	-2.10	0.042
$\Delta \ln wci_t$	$\ln wcf_{t-1}$	0.0827389	0.0480438	1.72	0.093
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wci_{t-1}$	0.3731854	0.3731854	2.18	0.036
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wcf_{t-1}$	0.0828668	0.1580665	0.52	0.603

Vi ser at vi kan forkaste at nullhypotesen ($H_0 : \alpha_1 = 0$) og akseptere alternativhypotesen ($H_1 : \alpha_1 > 0$). Videre kan vi forkaste nullhypotesen ($H_0 : \alpha_2 = 0$) og akseptere alternativhypotesen ($H_1 : \alpha_2 < 0$). Dette indikerer at vi har kointegrasjon og at kausaliteten går fra lønnsnivået i finans til lønnsnivået i industri. En kortsiktig endring i lønnsnivået i finansnæringen vil føre til at vi får et avvik fra den langsiktige likevektssammenhengen, og lønnsnivået i industrinæringen vil gradvis tilpasse seg den nye likevekten. Størrelsen på ϵ_{if} er avviket fra den langsiktige likevekten mellom lønnsnivået i industri og i finans. Lønnsnivået i industri reduseres ved et positivt avvik fra den langsiktige likevekten fordi $\alpha_1 > 0$. En økning i lønnsnivået i finans på 1% fører til en økning i lønnsnivået i industri på 0.083% i samme periode og 0.37% i neste periode.

Vi kan omskrive feilkorrigeringsmodellen

$$\Delta \ln wci_t = \beta_1 \Delta \ln wci_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wcf_{t-1} - \alpha_1 (\ln wci_{t-1} - \alpha_3 \ln wcf_{t-1}) + \epsilon_{if}$$

Den eneste forskjellen mellom VAR-modellen vi estimerte tidligere og en feilkorrigeringsmodell er at vi har feilkorrigeringsleddet $\alpha_1 (\ln wci_{t-1} - \alpha_3 \ln wcf_{t-1})$. Her er α_1 tilpasningshastigheten til den langsiktige likvekten.

På lang sikt vil en økning i lønnsnivået i finans på 1% føre til en økning i lønnsnivået i industri på 0.777.

$$\alpha_3 = \frac{\alpha_2}{-\alpha_1} = \frac{0.0827389}{0.1064823} = 0.777 \quad (5.54)$$

Vi har en tilpasning lik den langsiktige likvekten dersom $\ln wci_{t-1} = \alpha_3 \ln wcf_{t-1}$. Da vil lønnsnivået i industri og i finans kun påvirkes av endringer i ϵ_{if} og ϵ_{fi} . Dersom vi har en positiv endring i ϵ_{if} vil vi ha et avvik fra den langsiktige likevekten mellom industri og finans. Vi har feilkorrigeringsleddet $\ln wci_{t-1} - \alpha_3 \ln wcf_{t-1}$ og hvis $\ln wci_{t-1} - \alpha_3 \ln wcf_{t-1} < 0$ vil lønnsnivået i industri reduseres. Lønnsnivået i industri og i finans vil være kointegrert med vektoren $(1 - \alpha_3)$.

Vi estimerer en feilkorrigeringsmodell for finans og industri med et lag (modellspesifikasjon F3 i appendiks s.68)

$$\Delta \ln wcf_t = \alpha_1 \ln wcf_{t-1} + \alpha_2 \ln wci_{t-1} + \beta_1 \Delta \ln wcf_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wci_{t-1} + \epsilon_{fi}$$

Tabell 12: Feilkorrigeringsmodell for finans og industri med et lag, F3

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wcf_t$	$\ln wcf_{t-1}$	0.0084297	0.0576829	0.15	0.885
$\Delta \ln wcf_t$	$\ln wci_{t-1}$	-0.0191238	0.0607801	0.40	0.755
$\Delta \ln wcf_t$	$\Delta \ln wcf_{t-1}$	0.0759064	0.1897797	-0.65	0.691
$\Delta \ln wcf_t$	$\Delta \ln wci_{t-1}$	0.3565003	0.2055188	1.73	0.091

Vi ser at vi ikke kan forkaste nullhypotesen ($H_0 : \alpha_1 = 0$). Videre kan vi ikke forkaste nullhypotesen ($H_0 : \alpha_2 = 0$). Dette betyr at vi ikke har feilkorrigeringsleddet fra lønnsnivået i industri til lønnsnivået i finans og ingen langtidslønsning. Vi har ingen kointegrerende vektor mellom lønnsnivået i industri og lønnsnivået i finans.

Resultatet av Breusch-Pagan-testen av modellspesifikasjonen F3 er at vi kan forkaste

nullhypotesen ved 1% signifikansnivå og dermed har vi heteroskedastisitet og residualene har ikke konstant varians. Resultatet fra Breusch-Godfrey-testen for modellspesifikasjo, F3 er at vi ikke kan forkaste nullhypotesen ved 10% signifikansnivå, og vi har da ikke autokorrelasjon. Dette betyr at residualene ikke er seriekorrelerte.

Vi estimerer en feilkorrigeringsmodell for industri og bygg- og anlegg med et lag (modellspesifikasjon I6 i appendiks s.69)

$$\Delta \ln wci_t = \alpha_1 \ln wci_{t-1} + \alpha_2 \ln wcb_{t-1} + \beta_1 \Delta \ln wci_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wcb_{t-1} + \epsilon_{ib}$$

Tabell 13: Feilkorrigeringsmodell for industri og bygg- og anlegg med et lag, I6

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wci_t$	$\ln wci_{t-1}$	-0.0285698	0.1013224	-0.28	0.780
$\Delta \ln wci_t$	$\ln wcb_{t-1}$	0.0088104	0.105351	0.08	0.934
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wci_{t-1}$	0.419326	.2603956	1.61	0.116
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wcb_{t-1}$	0.0276905	.2060253	0.13	0.894

Vi ser at vi ikke kan forkaste nullhypotesen ($H_0 : \alpha_1 = 0$) og nullhypotesen ($H_0 : \alpha_2 = 0$). Dette betyr at vi ikke har feilkorrigeringsmodell fra lønnsnivået i bygg- og anlegg til lønnsnivået i industri og ingen langtidsløsning basert på denne modellspesifikasjonen.

Resultatet av Breusch-Pagan-testen av modellspesifikasjonen I6 er at vi kan forkaste nullhypotesen ved 1% signifikansnivå. Det betyr at vi har heteroskedastisitet og residualene har ikke konstant varians. Resultatet fra Breusch-Godfrey testen for modellspesifikasjonene I6 er at vi kan forkaste nullhypotesen ved 10% signifikansnivå, dermed har vi autokorrelasjon.

Vi estimerer videre en feilkorrigeringsmodell for bygg- og anlegg og industri med et lag (modellspesifikasjon B3 i appendiks s.68)

$$\Delta \ln wcb_t = \alpha_1 \ln wcb_{t-1} + \alpha_2 \ln wci_{t-1} + \beta_1 \Delta \ln wcb_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wci_{t-1} + \epsilon_{bi}$$

Tabell 14: Feilkorrigeringsmodell for bygg- og anlegg og industri med et lag, B3

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wcb_t$	$\ln wcb_{t-1}$	-0.2010594	0.1237529	-1.62	0.113
$\Delta \ln wcb_t$	$\ln wci_{t-1}$	0.1827036	0.1190207	1.54	0.133
$\Delta \ln wcb_t$	$\Delta \ln wcb_{t-1}$	0.3941299	0.2420123	1.63	0.112
$\Delta \ln wcb_t$	$\Delta \ln wci_{t-1}$	0.3273502	0.3058796	1.07	0.291

Vi ser at vi kan forkaste at nullhypotesen ($H_0 : \alpha_1 = 0$), og i stedet aksepterer alternativhypotesen ($H_1 : \alpha_1 > 0$). Videre forkaster vi nullhypotesen ($H_0 : \alpha_2 = 0$) og aksepterer alternativhypotesen ($H_1 : \alpha_2 < 0$). Dette indikerer at vi har feilkorrigeringsring fra lønnsnivået i industri til lønnsnivået i bygg- og anlegg. Vi har en kointegrerende vektor ($1 - \alpha_3$) mellom lønnsnivået i bygg- og anlegg og lønnsnivået i industri.

Vi kan omskrive feilkorrigeringsmodellen

$$\Delta \ln wcb_t = \beta_1 \Delta \ln wcb_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wci_{t-1} - \alpha_1 (\ln wcb_{t-1} - \alpha_3 \ln wci_{t-1})$$

Vi finner den langsiktige effekten av lønnsnivået i bygg- og anlegg har på lønnsnivået i industri

$$\alpha_3 = \frac{\alpha_2}{-\alpha_1} = \frac{0.1827036}{0.2010594} = 0.909 \quad (5.55)$$

En økning i lønnsnivået i industri på 1% fører til en økning i lønnsnivået i bygg- og anlegg på 0.183% i samme periode og en økning i lønnsnivået på 0.39% i neste periode. Vi har en tilpasning lik den langsiktige likevekten dersom $\ln wci_{t-1} = \alpha_3 \ln wcb_{t-1}$. Da vil lønnsnivået i industri og finans kun påvirkes av endringer i ϵ_{ib} og ϵ_{bi} . Lønnsnivået i bygg- og anlegg reduseres ved et positivt avvik fra den langsiktige likevekten fordi $\alpha_1 > 0$, hvor α_1 er tilpasningshastigheten til den langsiktige likevektsammenhengen.

Resultatet av Breusch-Pagan-testen av modellspesifikasjonen B3 er at vi kan forkaste nullhypotesen ved 10% signifikansnivå. Da har vi heteroskedastisitet og residualene har ikke konstant varians. Resultatet fra Breusch-Godfrey-testen for modellspesifikasjonene B3 er at vi ikke kan forkaste nullhypotesen ved 10% signifikansnivå. Dette betyr at vi ikke autokorrelasjon, det vil si at residualene ikke er seriekorrelerte.

Dersom vi har en positiv endring i ϵ_{ib} vil vi ha et avvik fra den langsiktige likevekten mellom industri og bygg- og anlegg. Vi har feilkorrigeringsleddet $\ln wci_{t-1} - \alpha_3 \ln wcb_{t-1}$

og hvis $lnwci_{t-1} - \alpha_3 lnwcb_{t-1} < 0$ vil lønnsnivået i bygg- og anlegg øke, og lønnsnivået i industri reduseres.

5.7 Oppsummering av de enkle feilkorrigeringsmodellene

Resultatet fra modellspesifikasjon I3 er at vi har feilkorrigering fra lønnsnivået i finans til lønnsnivået i industri. Vi har ikke signifikant feilkorrigering fra lønnsnivået i industri til lønnsnivået i finans fra modellspesifikasjon F3. Estimatorene vil ikke være effisiente fordi vi har heteroskedastitet. Dette resultatet indikerer at finansnæringen er lønnsledende på lang sikt i forhold til industrinæringen dersom vi ikke har feilspesifiserte modellspesifikasjoner.

Videre fra modellspesifikasjon I6 har vi ikke feilkorrigering fra lønnsnivået i bygg- og anlegg til lønnsnivået i industri. Fra modellspesifikasjon B3 har vi signifikant feilkorrigering fra lønnsnivået i industri til lønnsnivået i bygg- og anlegg. Resultatet fra Breuch-Pagan-testen er at vi ikke har effisiente estimatorene fordi vi har heteroskedastitet. Dette indikerer at vi har en langtidsløsning mellom lønnsnivået i industri og bygg- og anlegg. Industrienæringen kan være lønnsledende på lang sikt dersom vi ikke har utelatt noen relevante forklaringsvariable i modellspesifikasjonene.

I neste delkapittel utvider vi feilkorrigeringsmodellene for å kontrollere for flere forklaringsvariable som kan påvirke lønnsnivået i industri, finans og bygg- og anlegg.

5.8 Utvidelse av feilkorrigeringsmodellene

Vi utvider feilkorrigeringsmodellene for å kontrollere for flere forklaringsvariable som kan påvirke lønnsnivået i de ulike næringene. I analysen vil jeg inkludere lønnsvekst, lønnsnivå, produktivtetsvekst, prisdeflatoren og en dummyvariabel for strukturelle brudd for de ulike næringene. Videre inkluderer jeg både veksten og lagget nivå på arbeidsledigheten og en dummyvariabel for pris- og lønnsstopp. Jeg utvider med ukjente strukturelle brudd i lønnsutviklingen for industri, finans og bygg- og anlegg for å korrigere for endringer i lønnsdanningen i de ulike næringene i perioden 1970-2013. Resultatene fra Quandt likelihood ratio testen for de ukjente strukturelle bruddene i lønnsutviklingen for industri, finans og bygg- og anlegg er i appendiks(s.80).

Jeg velger å ta utgangspunkt i en generell feilkorrigeringsmodell som jeg videre ønsker å forenkle ved å utelate variable som ikke er signifikante. Vi estimerer en generell feilkorrigeringsmodell for finans og industri (modellspesifikasjon F1 i appendiks s.68) .

$$\begin{aligned}\Delta \ln wcf_t = & \alpha_1 \ln wcf_{t-1} + \alpha_2 \ln wci_{t-1} + \beta_1 \Delta \ln wcf_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wci_{t-1} + \beta_3 \ln prod f_{t-1} + \\ & \beta_4 \Delta \ln u_t + \beta_5 \ln u_{t-1} + \beta_6 \ln p f_{t-1} + \beta_7 stop + \beta_8 strbf + \beta_9 \Delta \ln prod f_t + \beta_{10} \Delta \ln p f_t\end{aligned}$$

Videre kan vi utelate variablene $\Delta \ln prod f_t$ og $\Delta \ln p f_t$ fordi vi ikke kan forkaste den simultane nullhypotesen med 87% sansynlighet. Fra restriksjonstesten kan vi ikke forkaste nullhypotesen med 1% signifikansnivå og vi har derfor utelatt relevante forklaringsvariable i den enkle feilkorrigeringsmodellen i delkapittel 5.6 (modellspesifikasjon F3) sammenlignet med den generelle feilkorrigeringsmodellen.

Jeg estimerer en forenklet feilkorrigeringsmodell for finans og industri, modellspesifikasjon F2.

$$\begin{aligned}\Delta \ln wcf_t = & \alpha_1 \ln wcf_{t-1} + \alpha_2 \ln wci_{t-1} + \beta_1 \Delta \ln wcf_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wci_{t-1} + \\ & \beta_3 \ln prod f_{t-1} + \beta_4 \Delta \ln u_t + \beta_5 \ln u_{t-1} + \beta_6 \ln p f_{t-1} + \beta_7 stop + \beta_8 strbf\end{aligned}$$

Tabell 15: Forenklet feilkorrigeringsmodell for finans og industri, F2

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wcf_t$	$\ln wcf_{t-1}$	-0.5321171	0.0973201	-5.47	0.000
$\Delta \ln wcf_t$	$\ln wci_{t-1}$	0.3761365	0.0805008	4.67	0.000
$\Delta \ln wcf_t$	$\Delta \ln wcf_{t-1}$	0.234956	0.1256624	1.87	0.071
$\Delta \ln wcf_t$	$\Delta \ln wci_{t-1}$	0.2619519	0.1432896	1.83	0.077
$\Delta \ln wcf_t$	$\Delta \ln prod_{t-1}$	0.1776598	0.0381588	4.66	0.000
$\Delta \ln wcf_t$	$\Delta \ln u_t$	-0.0400195	0.0125714	-3.18	0.003
$\Delta \ln wcf_t$	$\ln u_{t-1}$	-0.0475956	0.0108316	-4.39	0.000
$\Delta \ln wcf_t$	$\ln p_{t-1}$	-0.0354692	0.0224853	-1.58	0.125
$\Delta \ln wcf_t$	<i>stop</i>	-0.040505	0.0115448	-3.51	0.001
$\Delta \ln wcf_t$	<i>strbf</i>	-0.0290389	0.0112647	-2.58	0.015

Vi ser at vi kan forkaste at nullhypotesen ($H_0 : \alpha_1 = 0$) og aksepterer alternativhypotesen ($H_1 : \alpha_1 > 0$). Videre kan vi forkaste nullhypotesen ($H_0 : \alpha_2 = 0$) og aksepterer alternativhypotesen ($H_1 : \alpha_2 < 0$). Dette indikerer at vi har feilkorrigeringsmodell fra lønnsnivået i industri til lønnsnivået i finansnæringen. Videre har vi kointegrasjonsvektoren ($1 - \alpha_3$) mellom lønnsnivået i industri og lønnsnivået i finans.

Vi kan omskrive feilkorrigeringsmodellen

$$\Delta \ln wcf_t = \beta_1 \Delta \ln wcf_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wci_{t-1} + \beta_3 \Delta \ln prod_{t-1} + \beta_4 \Delta \ln u_t + \beta_5 \ln u_{t-1} + \beta_6 \ln p_{t-1} + \beta_7 \text{stop} + \beta_8 \text{strbf} - \alpha_1 (\ln wcf_{t-1} - \alpha_3 \ln wci_{t-1})$$

Vi finner den langsiktige effekten av en endring i lønnsnivået i industri har på lønnsnivået i finans.

$$\alpha_3 = \frac{\alpha_2}{-\alpha_1} = \frac{0.3761365}{0.5321171} = 0.7069 \quad (5.56)$$

En økning i lønnsnivået i industri på 1% fører til en økning i lønnsnivået i finans på 0.38% i samme periode og en økning i lønnsnivået på 0.23% i neste periode. Den langsiktige effekten av en økning i lønnsnivået i industri på 1% vil kun føre til en økning i lønnsnivået til finans på 0.71%. Lønnsnivået i finans reduseres ved et positivt avvik fra den langsiktige likevekten fordi $\alpha_1 > 0$.

Resultatet av Breusch-Pagan-testen av modellspesifikasjonen F2 er at vi ikke kan forkaste nullhypotesen ved 5% signifikansnivå og vi har ikke heteroskedastisitet. Resultatet fra

Breusch-Godfrey testen for modellspesifikasjonene F2 er at vi ikke kan forkaste nullhypotesen ved 10% signifikansnivå og vi har ikke autokorrelasjon.

Vi tar utgangspunkt i en generell feilkorrigeringsmodell (modellspesifikasjon I1 i appendiks s.68) som jeg videre ønsker forenklet ved å utelate ikke signifikante variable.

$$\Delta \ln wci_t = \alpha_1 \ln wci_{t-1} + \alpha_2 \ln wcf_{t-1} + \beta_1 \Delta \ln wci_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wcf_{t-1} + \beta_3 \ln nu_{t-1} + \beta_4 \Delta \ln pi_t + \beta_5 stop + \beta_6 \Delta \ln prodi_t + \beta_7 \ln prodi_{t-1} + \beta_8 \Delta \ln nu_t + \beta_9 \ln pi_{t-1} + \beta_{10} strbi$$

Vi kan utelate variablene $\Delta \ln prodi_t$, $\ln prodi_{t-1}$, $\Delta \ln nu_t$, $\ln pi_{t-1}$ og $strbi$ fordi vi ikke kan forkaste den simultane nullhypotesen med 64% sansynlighet. Fra restriksjonstesten kan vi ikke forkaste nullhypotesen med 1% signifikansnivå og vi har derfor utelatt relevante forklaringsvariable i den enkle feilkorrigeringsmodellen (modellspesifikasjon I3) sammenlignet med den generelle feilkorrigeringsmodellen.

Estimerer en forenklet feilkorrigeringsmodell for industri og finans (modellspesifikasjon I2).

$$\Delta \ln wci_t = \alpha_1 \ln wci_{t-1} + \alpha_2 \ln wcf_{t-1} + \beta_1 \Delta \ln wci_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wcf_{t-1} + \beta_3 \ln nu_{t-1} + \beta_4 \Delta \ln pi_t + \beta_5 stop$$

Tabell 16: Forenklet feilkorrigeringsmodell for industri og finans, I2

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wci_t$	$\ln wci_{t-1}$	0.0209385	0.0548796	0.38	0.705
$\Delta \ln wci_t$	$\ln wcf_{t-1}$	-0.0304121	0.051135	-0.59	0.556
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wci_{t-1}$	0.224119	0.1468208	1.53	0.136
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wcf_{t-1}$	0.1597335	0.1292891	1.24	0.225
$\Delta \ln wci_t$	$\ln nu_{t-1}$	-0.0235396	0.0092195	-2.55	0.015
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln pi_t$	0.1282667	0.0740844	1.73	0.092
$\Delta \ln wci_t$	$stop$	-0.0506582	0.0107746	-4.70	0.000

Vi ser at vi ikke kan forkaste at nullhypotesen ($H_0 : \alpha_1 = 0$) og nullhypotesen ($H_0 : \alpha_2 = 0$). Dette betyr at vi ikke har feilkorrigerings fra lønnsnivået i finans til lønnsnivået i industri. Resultatet indikerer at vi ikke har feilkorrigerings fra finans til industri som vi tidligere fant i tabell 13.

Resultatet fra Breusch-Pagan-testen av modellspesifikasjonen I2 er at vi kan forkaste nullhypotesen ved 5% signifikansnivå og vi har heteroskedastisitet. OLS estimatorene vil være konsistente og forventningsrette, men de vil ikke være effisiente fordi det finnes andre estimatorer med mindre varians. Resultatet fra Breusch-Godfrey testen for modellspesifikasjonene I2 er at vi kan forkaste nullhypotesen ved 5% signifikansnivå. Dette betyr at vi har autokorrelasjon og residualene er seriekorrelerte, men dette vil ikke påvirke kointegrasjonsvektoren mellom lønnsnivået i industri og lønnsnivået i finans.

Lønnsnivået i industri er svakt eksogent fordi vi ikke kan forkaste at tilpasningshastigheten til den langsiktige likevektssammenhengen mellom lønnsnivået industri og lønnsnivået i finans er forskjellig fra null ved estimeringen av modellspesifikasjon I2. Videre fant vi fra estimeringen av modellspesifikasjon F2 at vi feilkorrigerer fra lønnsnivået i finans til lønnsnivået i industri. Resultatet er at vi kun har en kointegrasjonsvektor mellom lønnsnivået i industri og lønnsnivået i finansnæringen.

Vi kan derfor konkludere med at vi har kointegrasjon og kausaliteten går fra lønnsnivået i industri til lønnsnivået i finansnæringen. Dette resultatet betyr at industrinæringen er lønnsledende i forhold til finansnæringen og frontfagsmodellen er retningsgivende i lønnsdanningen.

Vi tar utgangspunkt i en generell feilkorrigeringsmodell for industri og bygg- og anlegg (modellspesifikasjon I4 i appendiks s.69).

$$\Delta \ln wci_t = \alpha_1 \ln wci_{t-1} + \alpha_2 \ln wcb_{t-1} + \beta_1 \Delta \ln wci_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wcb_{t-1} + \beta_3 \ln u_{t-1} + \beta_4 \ln prodi_{t-1} + \beta_5 \Delta \ln pi + \beta_6 stop + \beta_7 \Delta \ln prodi_t + \beta_8 \Delta \ln u_t + \beta_9 \ln pi_{t-1} + \beta_{10} strbi$$

Vi kan utelate $\Delta \ln prodi_t$, $\Delta \ln u_t$, $\ln pi_{t-1}$ og $strbi$ fordi vi ikke kan forkaste den simultane nullhypotesen med 86% sansynlighet. Fra restriksjonstesten kan vi ikke forkaste nullhypotesen med 1% signifikansnivå og vi har derfor utelatt relevante forklaringsvariable i den enkle feilkorrigeringsmodellen (modellspesifikasjon I6) sammenlignet med den generelle feilkorrigeringsmodellen.

Estimerer en forenklet feilkorrigeringsmodell for industri og bygg- og anlegg (modellspesifikasjon I5).

$$\Delta \ln wci_t = \alpha_1 \ln wci_{t-1} + \alpha_2 \ln wcb_{t-1} + \beta_1 \Delta \ln wci_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wcb_{t-1} + \beta_3 \ln u_{t-1} + \beta_4 \ln prodi_{t-1} + \beta_5 \Delta \ln pi + \beta_6 stop$$

Tabell 17: Forenklet feilkorrigeringsmodell for industri og bygg- og anlegg, I5

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wci_t$	$\ln wci_{t-1}$	-0.1652931	0.1171752	-1.41	0.168
$\Delta \ln wci_t$	$\ln wcb_{t-1}$	0.0506507	0.0957179	0.53	0.600
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wci_{t-1}$	0.3915849	0.201975	1.94	0.061
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wcb_{t-1}$	0.0050689	0.1623441	0.03	0.975
$\Delta \ln wci_t$	$\ln u_{t-1}$	-0.0131207	0.0090314	-1.45	0.156
$\Delta \ln wci_t$	$\ln prodi_{t-1}$	0.1019479	0.0548698	1.86	0.072
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln pi_t$	0.1473312	0.0757867	1.94	0.060
$\Delta \ln wci_t$	$stop$	-0.0419974	0.0106949	-3.93	0.000

Vi ser at vi ikke kan forkaste at nullhypotesen ($H_0 : \alpha_1 = 0$) og nullhypotesen ($H_0 : \alpha_2 = 0$). Resultatet indikerer at vi ikke har feilkorrigeringsmodell fra lønnsnivået i bygg- og anlegg til lønnsnivået i industri.

Resultatet av Breusch-Pagan-testen av modellspesifikasjonen I5 er at vi kan forkaste nullhypotesen ved 10% signifikansnivå og vi har heteroskedastisitet og residualene har ikke konstant varians. Resultatet fra Breusch-Godfrey testen for modellspesifikasjonene I5 er at vi ikke kan forkaste nullhypotesen ved 10% signifikansnivå og vi har ikke autokorrelasjon.

Lønnsnivået i industri er svakt eksogent fordi vi ikke kan forkaste at tilpasningshastigheten til den langsiktige likevektssammenhengen mellom lønnsnivået industri og lønnsnivået i bygg- og anlegg er forskjellig fra null.

Estimerer en generell feilkorrigeringsmodell for bygg- og anlegg og industri (modellspesifikasjon B1 i appendiks s.69) .

$$\Delta \ln wcb_t = \alpha_1 \ln wcb_{t-1} + \alpha_2 \ln wci_{t-1} + \beta_1 \Delta \ln wcb_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wci_{t-1} + \beta_3 \ln u_{t-1} + \beta_4 stop + \beta_5 strbb + \beta_6 \Delta \ln prodb_t + \beta_7 \ln prodb_{t-1} + \beta_8 \Delta \ln u_t + \beta_9 \ln pb_{t-1} + \beta_{10} \Delta \ln pb_t$$

Videre kan vi utelate $\Delta \ln prodb_t, \ln prodb_{t-1}, \Delta \ln u_t, \ln pb_{t-1}$ og $\Delta \ln pb_t$ fordi vi ikke kan forkaste den simultane nullhypotesen med 52% sansynlighet. Fra restriksjonstesten kan vi ikke forkaste nullhypotesen med 1% signifikansnivå og vi har derfor utelatt relevante

forklaringsvariable i den enkle feilkorrigeringsmodellen (modellspesifikasjon B3) sammenlignet med den generelle feilkorrigeringsmodellen.

$$\Delta \ln wcb_t = \alpha_1 \ln wcb_{t-1} + \alpha_2 \ln wci_{t-1} + \beta_1 \Delta \ln wcb_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wci_{t-1} + \beta_3 \ln u_{t-1} + \beta_4 stop + \beta_5 strbb$$

Tabell 18: Forenklet feilkorrigeringsmodell for bygg- og anlegg og industri, B2

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wcb_t$	$\ln wcb_{t-1}$	-0.5188008	0.1426439	-3.64	0.001
$\Delta \ln wcb_t$	$\ln wci_{t-1}$	0.5022096	0.1397505	3.59	0.001
$\Delta \ln wcb_t$	$\Delta \ln wcb_{t-1}$	0.296728	0.1955037	1.52	0.138
$\Delta \ln wcb_t$	$\Delta \ln wci_{t-1}$	0.188363	0.2388358	0.79	0.436
$\Delta \ln wcb_t$	$\ln u_{t-1}$	-0.04849	0.0120895	-4.01	0.000
$\Delta \ln wcb_t$	<i>stop</i>	-0.0452186	0.012165	-3.72	0.001
$\Delta \ln wcb_t$	<i>strbb</i>	0.0220987	0.0085517	2.58	0.014

Vi ser at vi kan forkaste nullhypotesen ($H_0 : \alpha_1 = 0$) og i stedet aksepterer vi alternativhypotesen ($H_1 : \alpha_1 > 0$). Videre forkaster vi nullhypotesen ($H_0 : \alpha_2 = 0$) og aksepterer i stedet alternativhypotesen ($H_1 : \alpha_2 < 0$). Vi har feilkorrigering fra lønnsnivået i industri til lønnsnivået i bygg- og anlegg. I tillegg har vi kointegrasjonsvektoren ($1 - \alpha_3$) mellom lønnsnivået i bygg- og anlegg og lønnsnivået i industri.

Resultatet av Breusch-Pagan-testen av modellspesifikasjonen B2 er at vi ikke kan forkaste nullhypotesen ved 10% signifikansnivå. Vi har ikke heteroskedastisitet og residualene har konstant varians. Resultatet fra Breusch-Godfrey-testen for modellspesifikasjonene B2 er at vi ikke kan forkaste nullhypotesen ved 10% signifikansnivå, og dermed har vi ikke autokorrelasjon.

En økning i lønnsnivået i industri på 1% fører til en økning i lønnsnivået i bygg- og anlegg på 0.50% i samme periode og en økning i lønnsnivået på 0.30% i neste periode. Den langsiktige effekten av en økning i lønnsnivået i industri på 1% vil føre til en økning i lønnsnivået på 0.97% i bygg- og anleggsnæringen.

Vi kan omskrive feilkorrigeringsmodellen

$$\Delta \ln wcb_t = \beta_1 \Delta \ln wcb_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wci_{t-1} + \beta_3 \ln u_{t-1} + \beta_4 stop + \beta_5 strbb - \alpha_1 (\ln wcb_{t-1} - \alpha_3 \ln wci_{t-1})$$

Vi finner den langsiktige effekten av endringer i lønnsnivået i industri på lønnsnivået i bygg- og anlegg.

$$\alpha_3 = \frac{\alpha_2}{-\alpha_1} = \frac{0.5022096}{0.5188008} = 0.968 \quad (5.57)$$

Lønnsnivået i bygg- og anlegg reduseres ved et positivt avvik fra den langsiktige likvekten fordi $\alpha_1 > 0$.

Vi kan derfor konkludere med at vi har kointegrasjon og kausaliteten går fra lønnsnivået i industri til lønnsnivået i bygg- og anleggsnæringen. Dette resultatet betyr at industri- næringen er lønnsledende i forhold til bygg- og anleggsnæringen og frontfagsmodellen er retningsgivende for lønnsdanningen.

5.9 Oppsummering av feilkorrigeringsmodellene

Resultatet fra restriksjonstesten er at den enkle feilkorrigeringsmodellen mellom industri og finans (modellspesifikasjon I3) som jeg benyttet i delkapittel 5.6 ikke er en gyldig forenkling av den generelle feilkorrigeringsmodellen (modellspesifikasjon I1). Jeg finner fra estimeringen av en forenklet feilkorrigeringsmodell (modellspesifikasjon I2) at vi ikke feilkorrigerer fra lønnsnivået i finans til lønnsnivået i industri.

Lønnsnivået i industri er svakt eksogent fordi lønnsnivået i industri ikke feilkorrigeres i forhold til lønnsnivået i finans/bygg- og anlegg. Videre fant vi signifikant feilkorrigerer fra lønnsnivået i industri til lønnsnivået i finans/bygg- og anlegg. Vi har ikke Granger- kausalitet fra lønnsveksten i finans/bygg- og anlegg til lønnsveksten i industri. Derfor kan vi konkludere med at vi har kointegrasjon, og at kausaliteten går fra lønnsnivået i industri til lønnsnivået i finans/bygg- og anleggsnæringen. Dette resultatet betyr at industrinæringen er lønnsledende i forhold til finans/bygg- og anleggsnæringen, og derfor vil frontfagsmodellen fortsatt være retningsgivende for lønnsdanningen.

Videre benytter vi residualene fra den langsiktige likevektssammenhengen som instrument ved estimeringen av feilkorrigeringsmodellene for å ta hensyn til at restledene fra estimeringen av de langsiktige likevektssammenhengene kan være seriekorrelerte.

5.10 Feilkorrigeringsmodellene med residualene fra de langsiktige likevektssammenhengene

Vi estimerer feilkorrigeringsmodeller for industri og finans/bygg- og anlegg hvor vi benytter residualene fra de langsiktige likevektssammenhengene som instrument, fordi vi ønsker å korrigere for autokorrelasjon.

Vi har fra Engel-Granger-testen for kointegrasjon den langsiktige likevektssammenheng

$$lnwci_t = \beta_0 + \beta_1 lnwcf_t + u_t$$

Videre har vi residualene

$$u_{t-1} = lnwci_{t-1} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 lnwcf_{t-1}$$

Vi estimerer en feilkorrigeringsmodell for industri og finans med residualene fra den langsiktige likevekten fra Engel-Granger-testen for kointegrasjon mellom industri og finans

$$\begin{aligned} \Delta lnwci_t = & \alpha_0 u_{t-1} + \beta_1 \Delta lnwci_{t-1} + \beta_2 \Delta lnwcf_{t-1} + \\ & \beta_3 ln u_{t-1} + \beta_4 \Delta lnpi + \beta_5 stop \end{aligned}$$

Tabell 19: Feilkorrigeringsmodell for industri og finans med residualer, I7

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta lnwci_t$	u_{t-1}	0.0573573	0.0526624	1.09	0.284
$\Delta lnwci_t$	$\Delta lnwci_{t-1}$	0.3162114	0.1420567	2.23	0.033
$\Delta lnwci_t$	$\Delta lnwcf_{t-1}$	0.1532815	0.1333487	1.15	0.258
$\Delta lnwci_t$	$ln u_{t-1}$	-0.0299408	0.0087814	-3.41	0.002
$\Delta lnwci_t$	$\Delta lnpi_t$	0.1797548	0.070552	2.55	0.015
$\Delta lnwci_t$	<i>stop</i>	-0.0551141	0.0108217	-5.09	0.000

Vi ser at vi ikke kan forkaste nullhypotesen ($H_0 : \alpha_0 = 0$). Det er ingen feilkorrigerer fra lønnsnivået i finans til lønnsnivået i industri, og derfor er lønnsnivået i industri svakt eksogent. Endringer i lønnsnivået i industri vil ikke påvirkes av avvik fra den langsiktige likevekten mellom lønnsnivået i industri og finans i periode $(t - 1)$. Vi har ikke kausalitet fra lønnsnivået i finans til lønnsnivået i industri.

Vi kan konkludere med at industrinæringen er lønnsledende og lønnsnivået i finans vil tilpasse seg ved avvik fra den langsiktige likevektssammenheng. Dersom residualene ϵ_{if} og ϵ_{fi} er seriekorrelerte vil ikke dette påvirke kointegrasjonsvektoren $(1 - \alpha_3)$ og dette vil ikke påvirke vårt resultat. Lønnsveksten i industri og lønnveksten i finans vil konvergere mot den langsiktige likevektssammenheng.

Vi estimerer en feilkorrigeringsmodell for finans og industri med residualene fra den langsiktige likevekten fra Engel-Granger-testen for kointegrasjon mellom industri og finans

$$\Delta \ln wcf_t = \alpha_0 u_{t-1} + \beta_1 \Delta \ln wcf_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wci_{t-1} + \beta_3 \ln prod_{t-1} + \beta_4 \Delta \ln u_t + \beta_5 \ln u_{t-1} + \beta_6 stop + \beta_7 strbf$$

Tabell 20: Feilkorrigeringsmodell for finans og industri med residualer, F4

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wcf_t$	u_{t-1}	0.198938	0.0708011	2.81	0.008
$\Delta \ln wcf_t$	$\Delta \ln wcf_{t-1}$	0.2035366	0.1605156	1.27	0.214
$\Delta \ln wcf_t$	$\Delta \ln wci_{t-1}$	0.2245051	0.1823485	1.23	0.227
$\Delta \ln wcf_t$	$\Delta \ln prod_{t-1}$	0.0035195	0.0059054	0.60	0.555
$\Delta \ln wcf_t$	$\Delta \ln u_t$	-0.0266173	0.0152686	-1.74	0.091
$\Delta \ln wcf_t$	$\ln u_{t-1}$	-0.0441438	0.011943	-3.70	0.001
$\Delta \ln wcf_t$	<i>stop</i>	-0.0332006	0.0138755	-2.39	0.023
$\Delta \ln wcf_t$	<i>strbf</i>	-0.0306577	0.0135596	-2.26	0.030

Vi kan forkaste nullhypotesen ($H_0 : \alpha_0 = 0$) og akseptere alternativhypotesen ($H_1 : \alpha_0 < 0$). Resultatet er at vi har feilkorrigering fra lønnsnivået i industri til lønnsnivået i finans. Lønnsnivået i finans vil tilpasse seg med 20% hvert år ved avvik fra den langsiktige likevektssammenheng mellom lønnsnivået i industri og lønnsnivået i finans.

Vi estimerer en feilkorrigeringsmodell for industri og bygg- og anlegg med residualene fra den langsiktige likevekten fra Engel-Granger-testen for kointegrasjon mellom industri og bygg- og anlegg.

$$\Delta \ln wci_t = \alpha_0 u_{t-1} + \beta_1 \Delta \ln wci_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wcb_{t-1} + \beta_3 \ln u_{t-1} + \beta_4 \ln prod_{t-1} + \beta_5 \Delta \ln pi + \beta_6 stop$$

Tabell 21: Feilkorrigeringsmodell for industri og bygg- og anlegg med residualer, I8

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wci_t$	u_{t-1}	-0.0104865	0.0936512	-0.11	0.912
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wci_{t-1}$	0.34276	0.2097751	1.63	0.111
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln wcb_{t-1}$	-0.0000444	0.1697804	-0.00	1.000
$\Delta \ln wci_t$	$\ln u_{t-1}$	-0.0216797	0.0083742	-2.59	0.014
$\Delta \ln wci_t$	$\ln prodi_{t-1}$	-0.0098426	0.0058802	-1.67	0.103
$\Delta \ln wci_t$	$\Delta \ln pi_t$	0.1422832	0.0792256	1.80	0.081
$\Delta \ln wci_t$	$stop$	-0.047924	0.0107689	-4.45	0.000

Vi ser at vi ikke kan forkaste nullhypotesen ($H_0 : \alpha_0 = 0$). Det er ingen feilkorrigering fra lønnsnivået i bygg- og anlegg til lønnsnivået i industri. Dermed vil ikke endringer i lønnsnivået i industri påvirkes av avvik fra den langsiktige likevekten mellom lønnsnivået i industri og i bygg- og anlegg i perioden ($t - 1$).

Vi kan derfor konkludere med at industrinæringen er lønnsledende. Dersom residualene ϵ_{ib} og ϵ_{bi} er seriekorrelerte vil ikke dette påvirke kointegrasjonsvektoren ($1 - \alpha_3$), og dette vil heller ikke påvirke vårt resultat. Lønnsveksten i industri og lønnveksten i bygg- og anlegg vil konvergere mot den langsiktige likevektssammenhengen.

Vi estimerer en feilkorrigeringsmodell for bygg- og anlegg og industri med residualene fra den langsiktige likevekten fra Engel-Granger-testen for kointegrasjon mellom industri og bygg- og anlegg.

$$\Delta \ln wcb_t = \alpha_0 u_{t-1} + \beta_1 \Delta \ln wcb_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln wci_{t-1} + \beta_3 \ln u_{t-1} + \beta_4 stop$$

Tabell 22: Feilkorrigeringsmodell for bygg- og anlegg og industri med residualer, B4

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wcb_t$	u_{t-1}	0.4392494	0.1209586	3.63	0.001
$\Delta \ln wcb_t$	$\Delta \ln wcb_{t-1}$	0.3425655	0.1883691	1.82	0.078
$\Delta \ln wcb_t$	$\Delta \ln wci_{t-1}$	0.0966524	0.2157957	0.45	0.657
$\Delta \ln wcb_t$	$\ln u_{t-1}$	-0.0445486	0.0101051	-4.21	0.000
$\Delta \ln wcb_t$	$stop$	-0.0391563	0.0121115	-3.68	0.001
$\Delta \ln wcb_t$	$strbb$	0.0185019	0.0075561	2.45	0.019

Vi ser at vi kan forkaste nullhypotesen ($H_0 : \alpha_0 = 0$) og i stedet akseptere alternativhypotesen ($H_1 : \alpha_0 < 0$). Resultatet er at vi har feilkorrigering fra lønnsnivået i industri til lønnsnivået i bygg- og anlegg. Industrinæringen vil være lønnsledende og lønnsnivået i

bygg- og anlegg vil tilpasse seg med 44% hvert år ved avvik fra den langsiktige likevekts-sammenhengen i forhold til lønnsnivået i industri.

6 Oppsummering

Resultatet fra Granger-kausaltetstesten i delkapittel 5.1 og 5.2 mellom industri og finans/bygg- og anlegg er at vi har enveis Granger-kausaltet fra lønnsveksten i industri til finans/bygg- og anlegg på kort sikt. Vi finner imidlertid ingen motsatt Granger-kausaltet fra lønnsveksten i finans/bygg- og anlegg til lønnsveksten i industri. Vi benyttet videre Engel-Granger-testen for å finne om vi har kointegrasjon mellom lønnsnivået i industri og lønnsnivået i finans/bygg- og anlegg. Resultatet er at lønnsnivået i industri og i finans/bygg- og anlegg er kointegrert, og det følger da av Granger sitt representasjonsteorem at det eksisterer en feilkorrigeringsmodell for begge eller en av variablene.

Videre estimerer vi feilkorrigeringsmodeller for å ta hensyn til simultanitet, og dersom kausaliteten på kort og lang sikt går begge veier. Resultatet fra estimeringen av feilkorrigeringsmodellene i delkapittel 5.8 er at vi har signifikant feilkorrigeringsmodell fra lønnsnivået i industri til lønnsnivået i finans/bygg- og anlegg. Det samme resultatet har vi i delkapittel 5.10 hvor vi tar hensyn til at restledene fra estimeringen av de langsiktige likevektssammenhengene kan være seriekorrelerte.

Lønnsnivået i industri er svakt eksogent fordi lønnsnivået i industri ikke feilkorrigeres i forhold til lønnsnivået i finans/bygg- og anlegg. Dette medfører at kausaliteten går fra lønnsnivået i industri til lønnsnivået i finans/bygg- og anlegg. Dette resultatet betyr at industrinæringen er lønnsledende, og at frontfagsmodellen er retningsgivende for lønnsdanningen.

7 Konklusjon

Denne studiens overordnede problemstilling har vært: Er frontfagsmodellen fremdeles retningssgivende for lønnsdanningen i Norge? Oppgaven er bygget på tidligere studier av Holmlund og Ohlsson (1992) og Aukrust (1977). Begge studiene finner at k-sektor er lønnsledende, og dette resultatet er i samsvar med frontfagsmodellen. Med oppgaven ønsket jeg å avdekke om endringer i sysselsettingen og næringsstrukturen i Norge har påvirket lønnsinteraksjonen mellom k- og s-sektor. Resultatet fra analysen er at endringer i sysselsettingen i industri ikke har påvirket lønnsinteraksjonen mellom k- og s-sektor.

I analysen finner jeg at lønnsnivået i industri er svakt eksogent fordi lønnsnivået i industri ikke feilkorrigeres i forhold til lønnsnivået i finans/bygg- og anlegg. Videre har vi signifikant feilkorrigerende fra lønnsnivået i industri til lønnsnivået i finans/bygg- og anlegg. Vi kan derfor sammenfatte analysen med at vi har kointegrasjon og at kausaliteten går fra lønnsnivået i industri til lønnsnivået i finans/bygg- og anlegg. På bakgrunn av dette kan jeg konkludere med at industrinæringen er lønnsledende i forhold til finans/bygg- og anleggsnæringen som er konsistent med frontfagsmodellen.

Industrinæringen er lønnsledende fordi næringen er preget av en stor fagforening, Norsk Industri, som har stor forhandlingsstyrke i lønnsforhandlingene som følge av at organisasjonen reviderer Industrioverenskomsten i forhandlinger med Fellesforbundet. Industrioverenskomsten legger føringer for både minstelønnssetninger og for lønnsforhandlingene i finans/bygg- og anleggsnæringen.

Utfordringen ved frontfagsmodellen er at k-sektor kun kan øke sin andel av nasjonalinntekten ved å redusere lønnsveksten i s-sektor. Imidlertid kan s-sektor øke sin andel av nasjonalinntekten ved å tillate høyere lønnsvekst og økt inflasjon. Implikasjonene av dette er at lønnsmoderasjon kan bli mer vanskelig i fremtiden dersom sysselsettingen i industrinæringen reduseres og organisasjonsgraden blir lavere. En mulighet som følge av et mindre tydelig skille mellom skjermede og konkurranseutsatte næringer er å inkludere flere fagforeninger i Industrioverenskomsten for at den skal være representativ for k-sektor.

Jeg har funnet at lønnsnivået i industri og finans/bygg- og anlegg er preget av en sammenligningseffekt hvor arbeidstakerne er opptatt av relativ lønn og at en økning i lønnsnivået ikke bare vil ha en direkte effekt på arbeidstilbudet, men også en indirekte effekt gjennom en økning i arbeidernes relative lønn. Denne negative eksternaliteten ved lønnsoppjøret kan føre til økt inflasjon og arbeidsledighet. Fagforeningen Norsk industri har høy organisasjonsgrad, og kan derfor ta hensyn til den negative eksternaliteten. Dette vil bidra til

lønnsmoderasjon og høyere aggregert sysselsetting.

En mulighet for å utvide analysen kan være å ta hensyn til flere næringer innenfor k- og s-sektor. Videre hadde det vært interessant å undersøke implikasjonene av hvilken sektor som er lønnsledende i en liten åpen økonomi med fleksibelt inflasjonsmål under ulike pengepolitiske regimer på bakgrunn av stackelberg-modellen til Callmfors og Larsson Seim.

Referanser

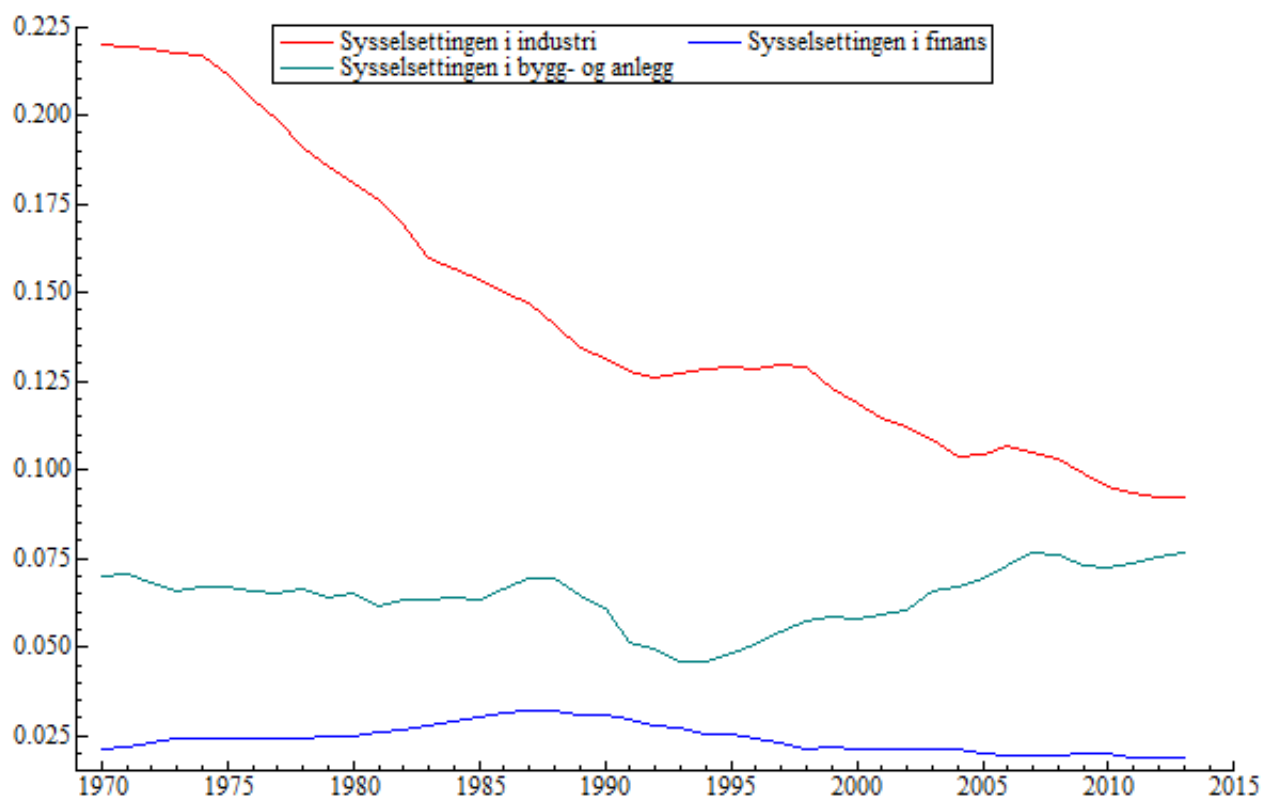
- Agell, J. og Bennmarker, H. (2007): "Wage incentives and wage rigidity: A representative view from within." *Labour economics* 14(3), 347–369.
- Ascari, G. og Garcia, J. A. (2004): "Relative wage concern: the missing piece in the contract multiplier?" *Research in Economics* 58(4), 343–369.
- Aukrust, O. (1977): "Inflation in the Open Economy: A Norewegian Model." *Statistisk sentralbyrå Artikler: 96*.
- Bårdsen, G. og Nymoen, R. (2014): *Videregående emner i økonometri*. Fagbokforlaget.
- Bjørnland, H. og Thorsrud, L. A. (2014): *Applied time series for macroeconomics*. Gyl-dendal.
- Calmfors, L. og Seim, A. L. (2013): "Pattern Bargaining and Wage Leadership in a Small Open Economy*." *The Scandinavian Journal of Economics* 115(1), 109–140.
- De la Croix, D. (1994): "Employment response to supply and demand shocks under envy in wage formation." *De Economist* 142(2), 193–209.
- D'Adamo, G. (2011): "Wage spillovers across sectors in Eastern Europe." *Empirical Eco-nomics* , 1–30.
- Demekas, D. G. og Kontolemis, Z. G. (2000): "Government employment and wages and labour market performance." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 62(3), 391–415.
- Dijk, D. (2003): "Brooks-Introductory Econometrics for Finance." *De Economist* .
- Enders, W. (2008): *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons.
- Friberg, K. (2007): "Intersectoral wage linkages: the case of Sweden." *Empirical Economics* 32(1), 161–184.
- Gaetano, D., Camarero, M. og Tamarit, C. (2013): "Wage leadership models: a country-by-country analysis of the EMU." Teknisk rapport, Department of Applied Economics II, Universidad de Valencia.
- Holmlund, B. og Ohlsson, H. (1992): "Wage linkages between private and public sectors in Sweden." *Labour* 6(2), 3–17.
- Johansen, K. (2000): "Labour Economics - Macroeconomic Issues." Teknisk rapport, Institutt for samfunnsøkonomi, NTNU.
- Johansen, K. og Strøm, B. (1997): "Wages, prices and politics: evidence from Norway." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 59(4), 511–522.

- Knell, M. og Stiglbauer, A. (2012): “Reference norms, staggered wages, and wage leadership: theoretical implications and empirical evidence.” *International Economic Review* 53(2), 569–592.
- Lamo, A., Pérez, J. J. og Schuknecht, L. (2008): “Public and private sector wages: co-movement and causality.” Teknisk rapport, European Central Bank.
- Langørgen, A. (1993): *En økonometrisk analyse av lønnsdannelsen i Norge*. Statistisk sentralbyrå.
- Lindquist, J. og Vilhelmsson, R. (2006): “Is the Swedish central government a wage leader?” *Applied Economics* 38(14), 1617–1625.
- NAV (2014): “NAV sin årsstatistikk over registrerte arbeidsledige.” <https://www.nav.no/no/NAV+og+samfunn/Statistikk/Arbeidssokere+og+stillinger+-+statistikk/Helt+ledige>. Lastet ned 10.10.14.
- NOU2012:2 (2012): “Lønnsdannelsen og utfordringer for norsk økonomi.” <http://www.regjeringen.no/pages/36797426/PDFS/NOU201220120002000DDDPDFS.pdf>. Lastet ned 10.10.14.
- NOU2013:13 (2013): “Lønnsdannelsen og utfordringer for norsk økonomi.” http://www.regjeringen.no/pages/38553339/nou2013_13.pdf. Lastet ned 10.10.14.
- Nymoen, R. (1991): “A small linear model of wage and price inflation in the norwegian economy.” *Journal of Applied Econometrics* 6.
- Smith, J. C. (1996): “Wage interactions: Comparisons or fall-back options?” *The Economic Journal* , 495–506.
- SSB (2014): “Årlig nasjonalregnskap, tabell 09174: Lønn, sysselsetting og produktivitet, etter næring.” <https://www.ssb.no/statistikkbanken>. Lastet ned 10.10.14.
- Verbeek, M. (2008): *A guide to modern econometrics*. John Wiley & Sons.
- Wooldridge, J. (2012): *Introductory econometrics: A modern approach*. Cengage Learning.

8 Appendiks

8.1 Deskriptiv statistikk

Figur 4: Sysselsatte i industri, finans og bygg- og anlegg i prosent av totalt antall sysselsatte



Tabell 23: Modellspesifikasjoner av feilkorrigeringsmodellene for finans og industri

Variabler	Finans 1970-2013			Variabler	Industri 1970-2013		
	F1	F2	F3		I1	I2	I3
$lnwcf_{t-1}$	-0.5220884** (0.1061958)	-0.5321171** (0.0973201)	0.0084297 (0.0576829)	$lnwci_{t-1}$	-0.0319605 (0.1056539)	0.0209385 (0.0548796)	-0.1064823* (0.0506234)
$lnwci_{t-1}$	0.3621852** (0.0892277)	0.3761365** (0.0805008)	-0.0191238 (0.0607801)	$lnwcf_{t-1}$	-0.0631873 (0.0895134)	-0.0304121 (0.051135)	0.0827389 (0.0480438)
$\Delta lnwcf_{t-1}$	0.2345264 (0.1301652)	0.234956 (0.1256624)	0.0759064 (0.1897797)	$\Delta lnwci_{t-1}$	0.2923841 (0.1616958)	0.224119 (0.1468208)	0.3731854 (0.1711756)
$\Delta lnwci_{t-1}$	0.250892 (0.1496713)	0.2619519 (0.1432896)	0.3565003 (0.2055188)	$\Delta lnwcf_{t-1}$	0.1286307 (0.1459548)	0.1597335 (0.1292891)	0.0828668* (0.1580665)
$\Delta lnprod_f_t$	0.0299045 (0.0564679)			$\Delta lnprod_i_t$	-0.0602743 (-0.0602743)		
$lnprod_f_{t-1}$	0.1426431** (0.0414962)	0.1776598** (0.0381588)		$lnprod_i_{t-1}$	0.1154776 (0.0988253)		
$\Delta ln u_t$	-0.0391681** (0.0130346)	-0.0400195** (0.0125714)		$\Delta ln u_t$	0.0005961 (0.0138725)		
$ln u_{t-1}$	-0.0475045** (0.0119707)	-0.0475956** (0.0108316)		$ln u_{t-1}$	-0.0205153 (0.0108359)	-0.0235396* (0.0092195)	
$ln p_f_{t-1}$	-0.0341581 (0.0238089)	-0.0354692 (0.0224853)		$ln p_i_{t-1}$	-0.0436205 (0.1035725)		
$\Delta ln p_f_t$	-0.0251 (0.0586821)			$\Delta ln p_i_t$	0.1675815 (0.1292262)	0.1282667 (0.0740844)	
$stop$	-0.039355** (0.0120784)	-0.040505** (0.0114168)		$stop$	-0.0455196** (0.0122633)	-0.0506582** (0.0107746)	
$strbf$	-0.0283564* (0.0116921)	-0.0290389* (0.0112647)		$strbi$	-0.0002806 (0.0083476)		
R^2	0.8335	0.8319	0.7466		0.8672	0.8515	0.7466
Restriksjonstest		0.8695	0.0000**			0.6381	0.0085**
Breuch-Pagan	0.0438*	0.0517	0.0014**		0.0318*	0.0316*	0.2740
Durbin-Watson	2.181321	2.196365	1.752004		1.580352	1.464384	1.580352
Breusch-Godfrey	0.3439	0.3309	0.6655		0.0318*	0.0316*	0.0668

Merk: * indikerer at variabelen er signifikant ved 5% signifikansnivå og $p < 0.05$ ** indikerer signifikans ved 1% og $p < 0.01$

Tabell 24: Modellspesifikasjoner av feilkorrigeringsmodellene for industri og bygg- og anlegg

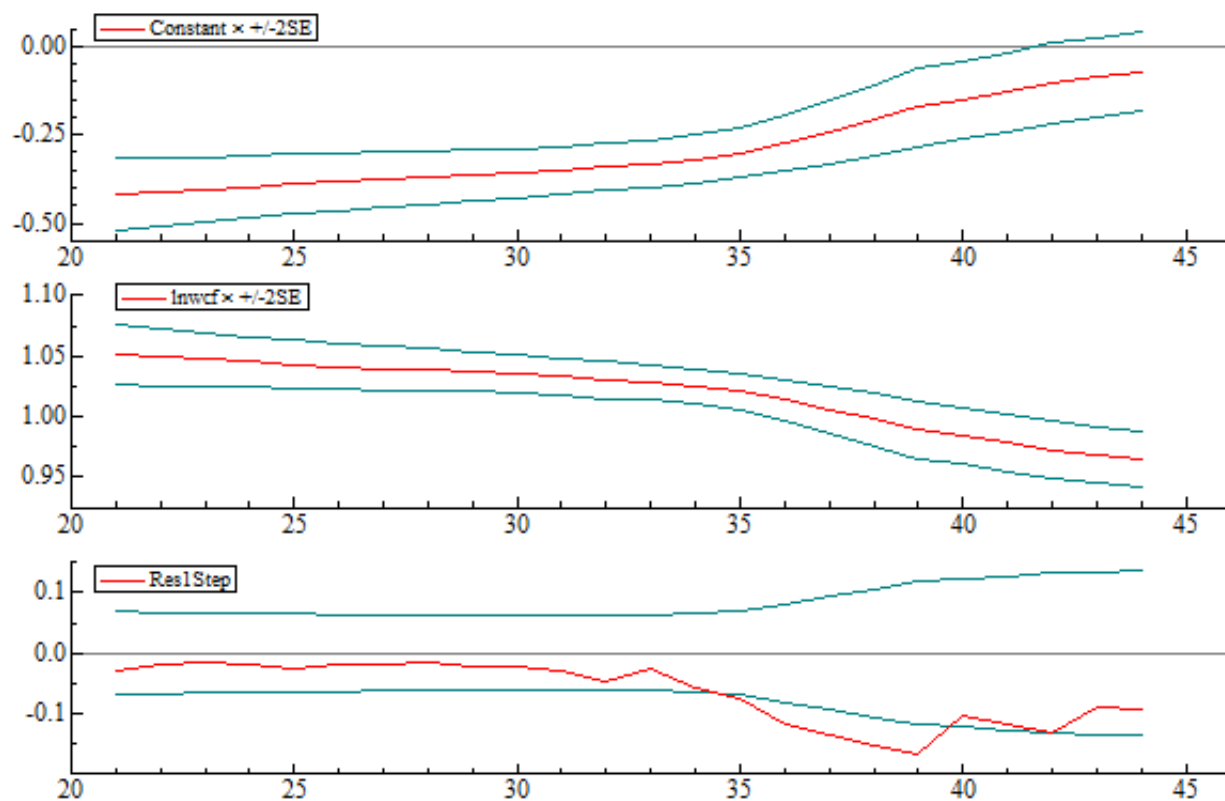
Variabler	Finans 1970-2013			Variabler	Industri 1970-2013		
	B1	B2	B3		I4	I5	I6
$lnwcb_{t-1}$	-0.4422271 (0.1890851)	-0.5188008 (0.1426439)	-0.2010594 (0.1237529)	$lnwci_{t-1}$	-0.1684906 (0.127029)	-0.1652931 (0.1171752)	-0.0285698 (0.1013224)
$lnwci_{t-1}$	0.3380514 (0.231687)	0.5022096 (0.1397505)	0.1827036 (0.1190207)	$lnwcb_{t-1}$	0.0634301 (0.1038639)	0.0506507 (0.0957179)	0.0088104 (0.105351)
$\Delta lnwcb_{t-1}$	0.1129118 (0.2616512)	0.296728** (0.1955037)	0.3941299 (0.2420123)	$\Delta lnwci_{t-1}$	0.4662534 (0.2433358)	0.3915849 (0.201975)	0.419326* (0.2603956)
$\Delta lnwci_{t-1}$	0.4265541 (0.3293397)	0.188363** (0.2388358)	0.3273502 (0.3058796)	$\Delta lnwcb_{t-1}$	-0.0789133 (0.2115113)	0.0050689 (0.1623441)	0.0276905 (0.2060253)
$\Delta lnprodb_t$	0.0244918 (0.1475933)			$\Delta lnprodi_t$	-0.1033184 (0.1056241)		
$lnprodb_{t-1}$	0.1151259 (0.1534679)			$lnprodi_{t-1}$	0.0678546 (0.0779203)	0.1019479 (0.0548698)	
Δlnu_t	-0.0158079 (0.0178133)			Δlnu_t	0.0014957 (0.0141968)		
lnu_{t-1}	-0.0398261 (0.0167862)	-0.04849 ** (0.0120895)		lnu_{t-1}	-0.0155049 (0.0105757)	-0.0131207 (0.0090314)	
$lnpb_{t-1}$	-0.0284787 (0.0935591)			$lnpi_{t-1}$	0.0363734 (0.076277)		
$\Delta lnpb_t$	0.043557 (0.1328046)			$\Delta lnpi_t$	0.2487251 (0.1196253)	0.1473312 (0.0757867)	
$stop$	-0.0369806* (0.0137582)	-0.0452186** (0.012165)		$stop$	-0.0425947** (0.0122633)	-0.0419974** (0.0106949)	
$strbb$	0.0221667* (0.0090322)	0.0220987** (0.0085517)		$strbi$	0.0035327 (0.0080567)		
R^2	0.8452	0.8221	0.6774		0.8649	0.8588	0.7231
Restriksjonstest		0.5156	0.0030**			0.8574	0.0037**
Breuch-Pagan	0.1439	0.3108	0.0847		0.1464	0.0837	0.0051**
Durbin-Watson	1.690332	1.74988	1.753867		1.637646	1.592159	1.714168
Breusch-Godfrey	0.2108	0.4273	0.2504		0.1759	0.1550	0.0668

Merk: * indikerer at variabelen er signifikant ved 5% signifikansnivå og $p < 0.05$ og ** indikerer signifikans ved 1% og $p < 0.01$

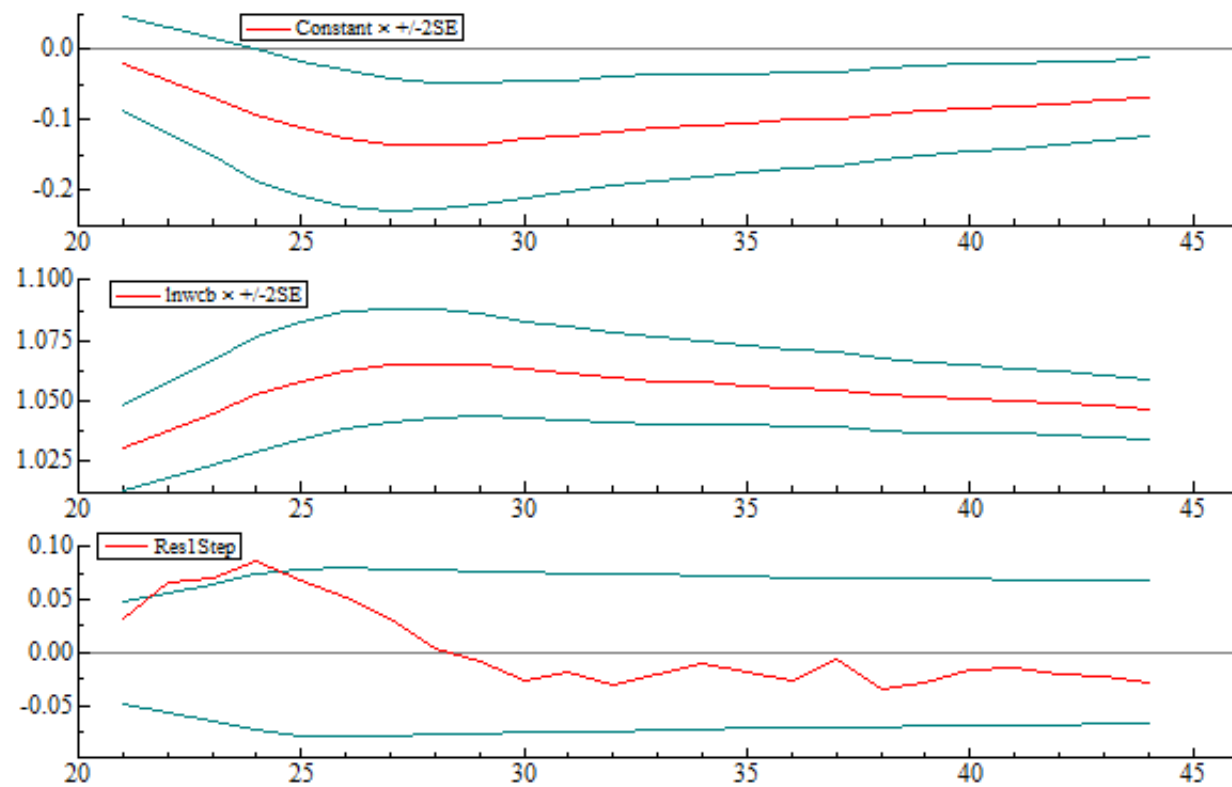
8.2 Rekursiv estimering

Vi bruker rekursiv estimering for å teste for parameterstabilitet ved å endre estimeringsperioden. Rekursiv estimering av delperioder på 20 år for å estimere rekursive variabelestimater og en variabel for standaravviket for perioden. Videre estimerer vi et konfidensintervall ± 2 standaravvik. Dersom vi ser på modellspesifikasjonene av feilkorrigeringsmodellene er parametrene relativt stabile.

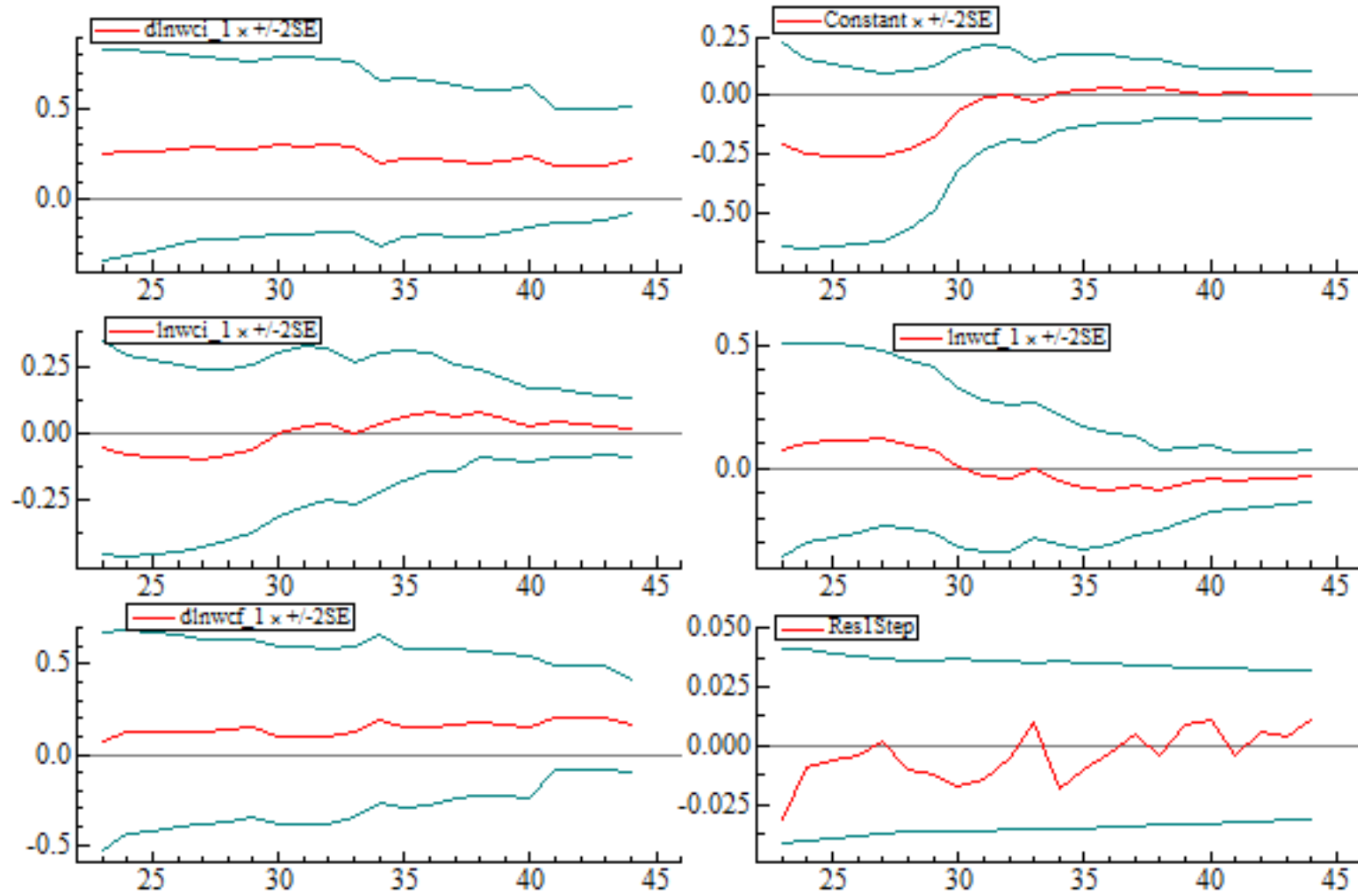
Figur 5: Rekursiv estimering av modellspesifikasjon L1



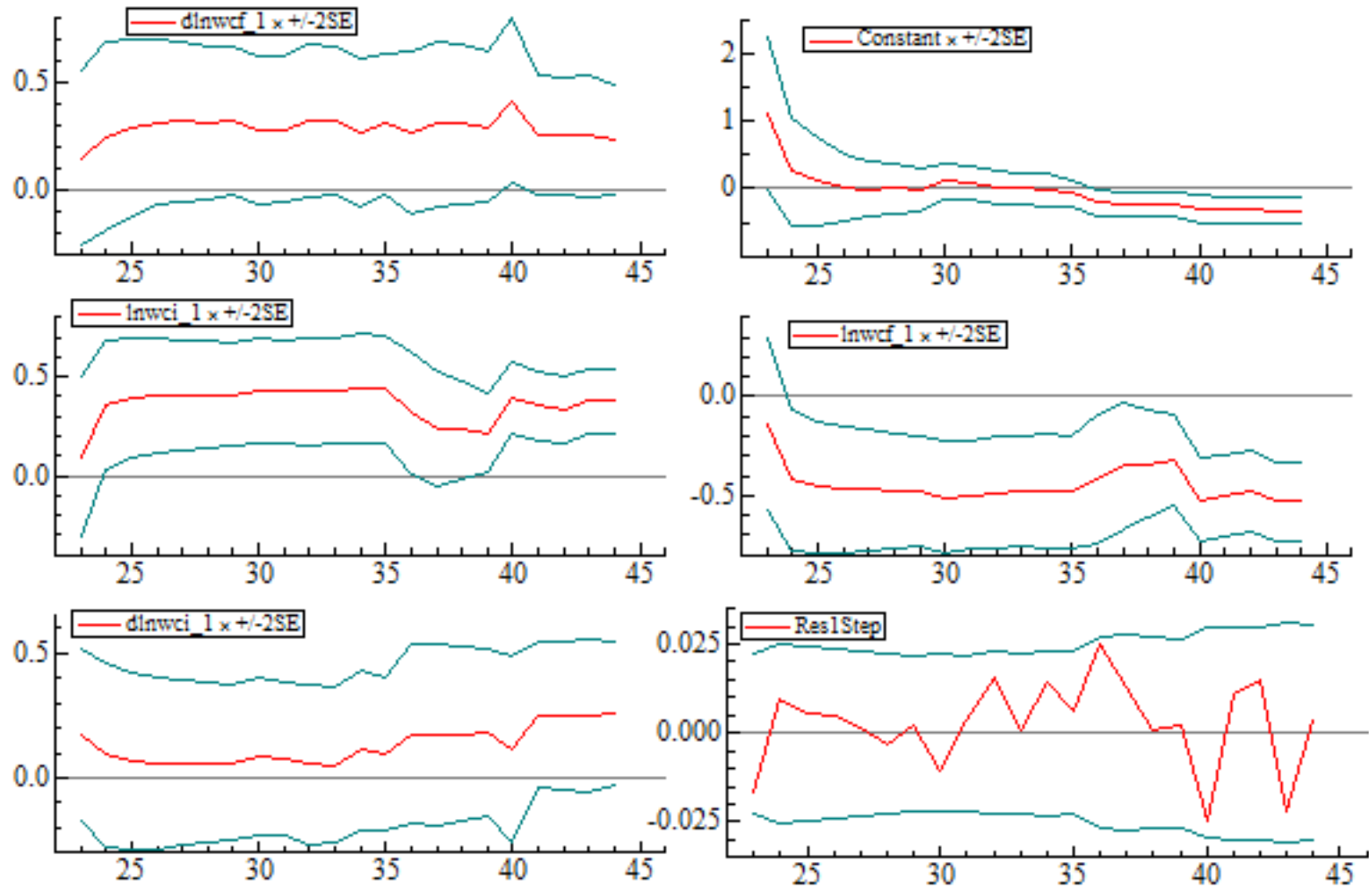
Figur 6: Rekursiv estimering av modellspekifikasjon L2



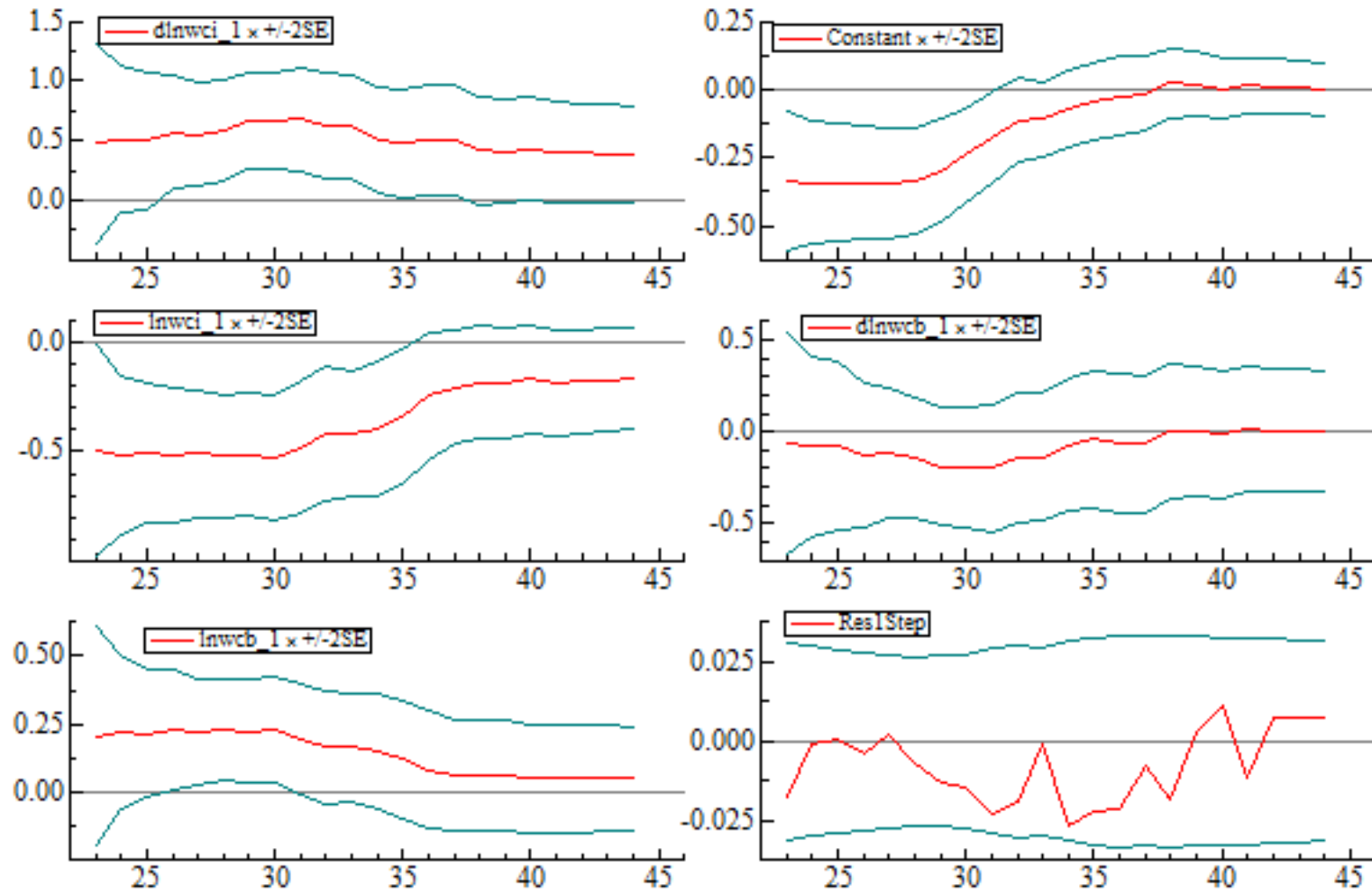
Figur 7: Rekursiv estimering av feilkorrigeringsmodellen I2



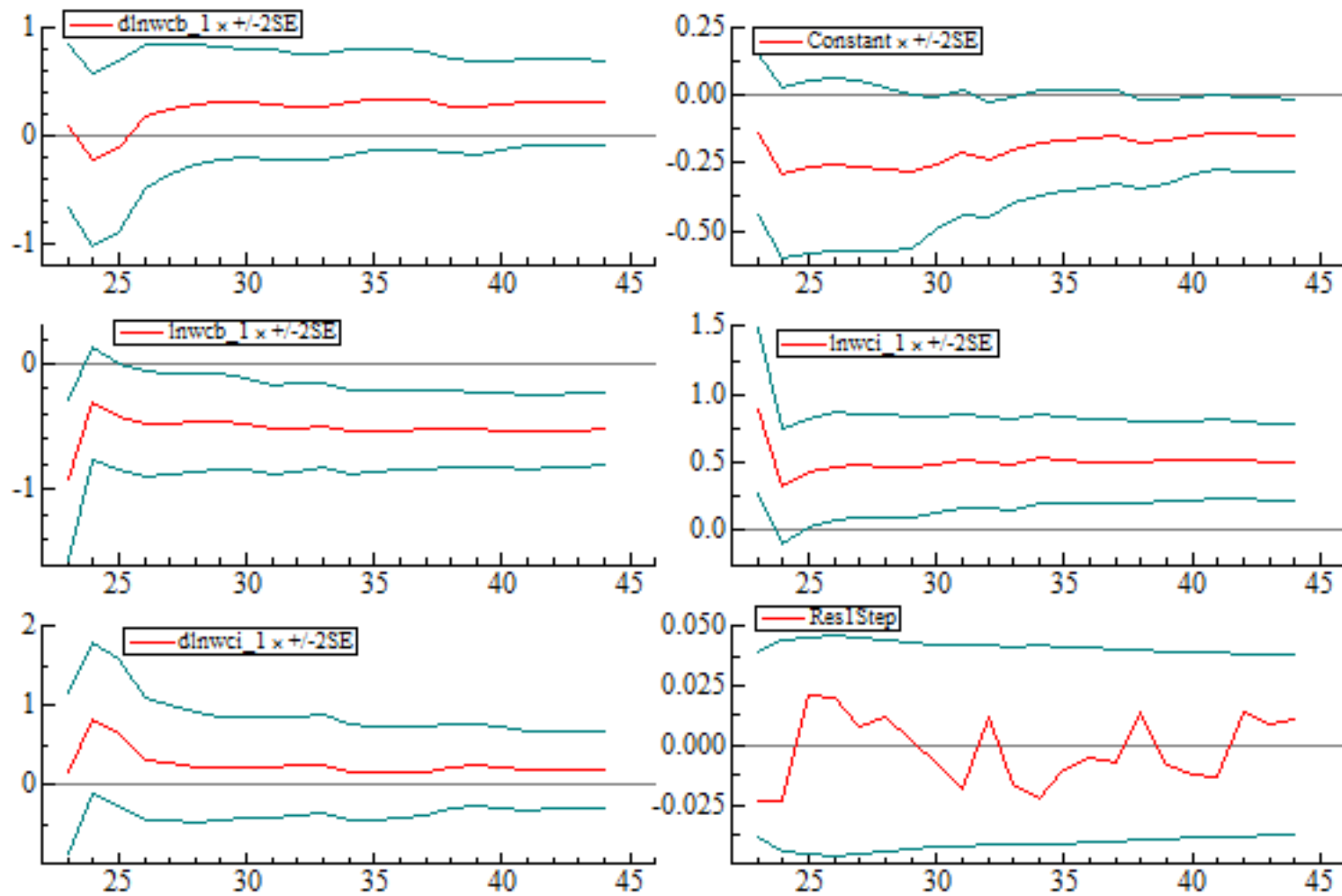
Figur 8: Rekursiv estimering av feilkorrigeringsmodellen F2



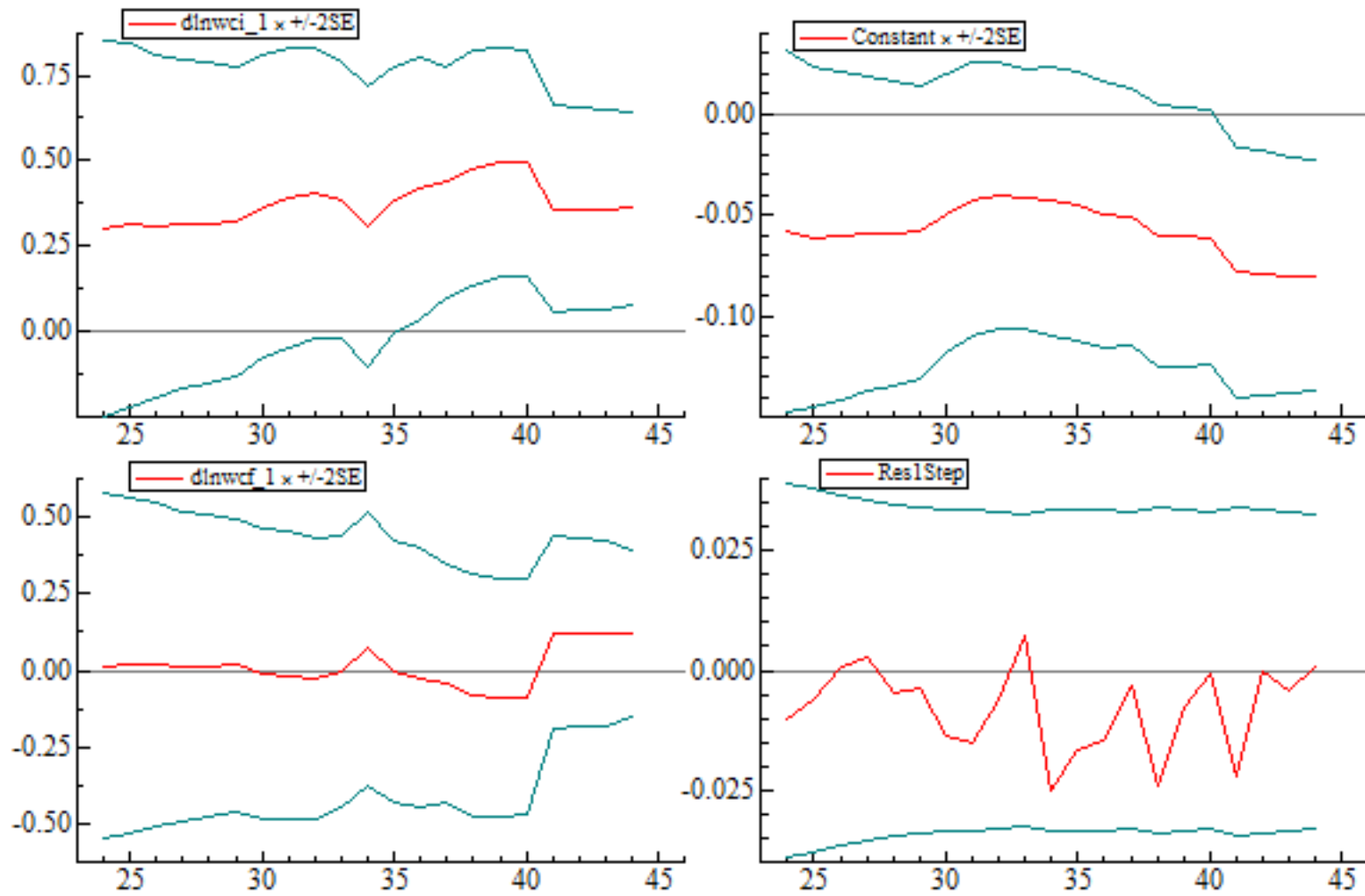
Figur 9: Rekursiv estimering av feilkorrigeringsmodellen I5



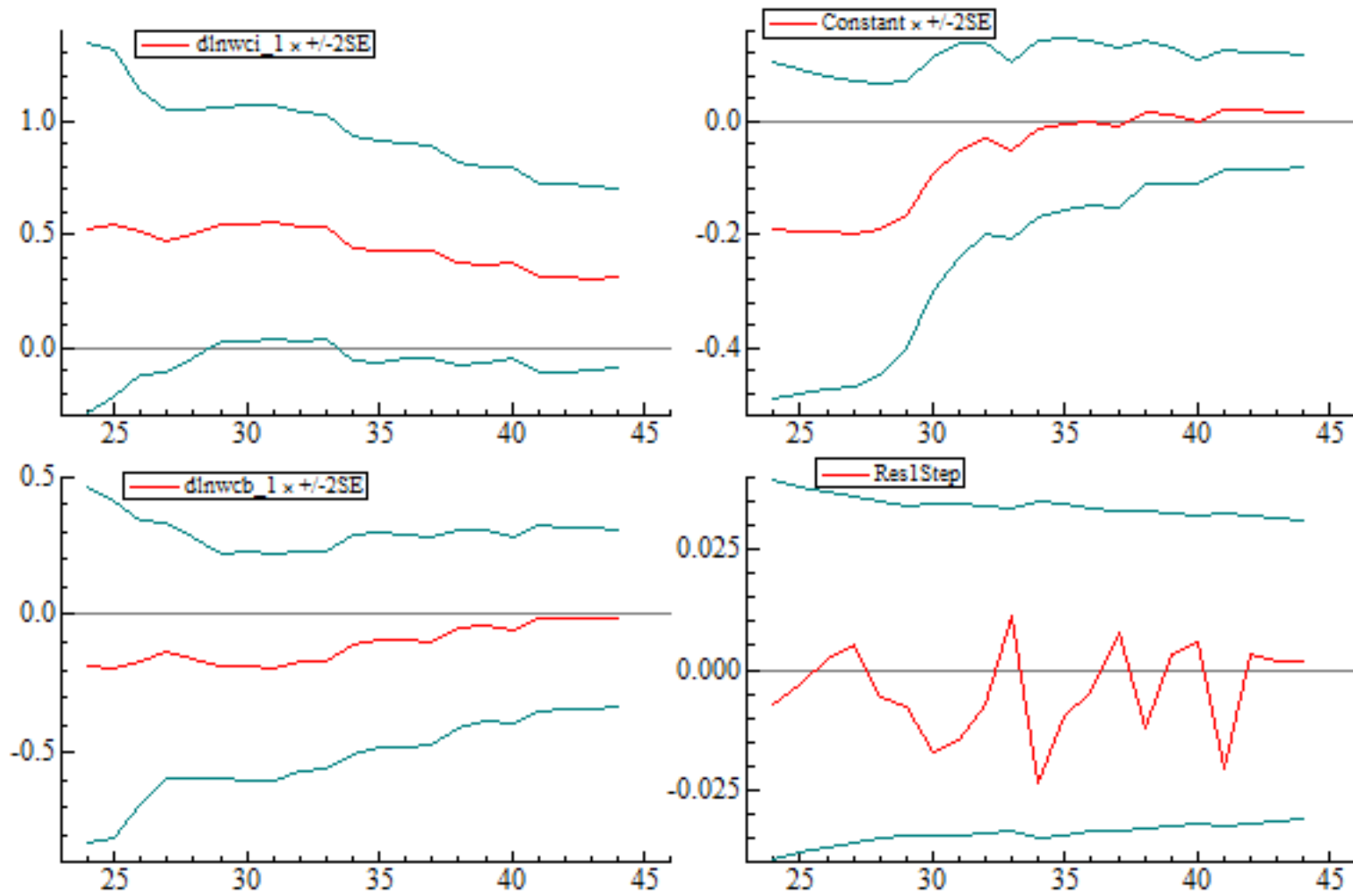
Figur 10: Rekursiv estimering av feilkorrigeringsmodellen B2



Figur 11: Rekursiv estimering av feilkorrigeringsmodellen I7



Figur 12: Rekursiv estimering av feilkorrigeringsmodellen I8



8.3 Representasjonsteoremet til Engel og Granger

Representasjonsteoremet for kointegrerte systemer av stasjonære variable $I(1)$ viser at en kointegrert VAR modell kan skrives som en feiljusteringsmodell (ECM) (Bårdsen og Nymoen, 2014, p. 296).

Vi starter med en generell VAR modell

$$y_t = \Phi y_{t-1} + \epsilon_t \quad (8.58)$$

Hvor $y_t = (y_{1,t}, y_{2,t})'$, Φ er en 2×2 matrise og ϵ_t er en vektor med normalfordelt restledd. Den karakteristiske ligningen.

$$|\Phi - zI| = 0 \quad (8.59)$$

Videre har vi tilfellet hvor den ene egenverdi er 1 og den andre egenverdi er mindre enn 1

$$z_1 = 1, \quad z_2 = \lambda, \quad |\lambda| < 1. \quad (8.60)$$

Matrisen Φ har rang lik 2 fordi begge egenverdiene er forskjellig fra null.

Vi diagonaliserer matrisen ved hjelp av egenvektorer og egenverdiene.

$$\Phi = P \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & \lambda \end{pmatrix} Q$$

Hvor P er matrisen som inneholder egenvektorene

$$P = \begin{pmatrix} \alpha & \beta \\ \gamma & \delta \end{pmatrix}$$

Vi antar videre at $|P| = 1$ og ser at $Q = P^{-1}$.

$$\lambda\delta - \gamma\beta = 1$$

Vi kan skrive den inverse P matrisen som

$$P^{-1} = \begin{pmatrix} \delta & -\beta \\ -\gamma & \alpha \end{pmatrix} = Q$$

Videre bruker vi dette uttrykket for (4.70) kan Φ uttrykkes som

$$\Phi = \begin{pmatrix} \alpha & \beta \\ \gamma & \delta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \delta & -\beta \\ -\gamma\lambda & \alpha\lambda \end{pmatrix}$$

Vi tar videre matrisemultiplikasjon og får relasjonen

$$\Phi = \begin{pmatrix} (\alpha\delta - \lambda\beta\gamma) & -\alpha\beta(1 - \lambda) \\ \gamma\delta(1 - \lambda) & (-\gamma\beta + \lambda\alpha\delta) \end{pmatrix}$$

Vi tar utgangspunkt i relasjonen

$$\alpha\delta - \gamma\beta = 1$$

Omskriver relasjonen

$$\alpha\delta - \lambda\beta\gamma = \alpha\delta - \gamma\beta + \gamma\beta - \lambda\beta\gamma = 1 + \gamma\beta(1 - \lambda)$$

Som videre kan omskrives til

$$-\alpha\beta + \lambda\alpha\delta = 1 - \alpha\delta + \lambda\alpha\delta = 1 - \alpha\delta(1 - \lambda)$$

Slik at vi kan skrive matrisen Φ som

$$\Phi = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} + (1 - \lambda) \begin{pmatrix} \beta \\ \delta \end{pmatrix} (\gamma - \alpha)$$

ECM modellen følger fra VAR modellen

$$y_t = \Phi y_{t-1} + \epsilon_t$$

Videre benytter vi relasjonen

$$\begin{pmatrix} \Delta y_{1,t} \\ \Delta y_{2,t} \end{pmatrix} = \alpha\beta' \begin{pmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \epsilon_t$$

Hvor α er vektoren med feiljusteringskoeffisienter

$$\alpha = \begin{pmatrix} (1 - \lambda)\beta \\ (1 - \lambda)\gamma \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{21} \end{pmatrix}$$

Vektoren med kointegrasjonskoeffisienter er

$$\begin{pmatrix} \gamma \\ -\alpha \end{pmatrix}$$

8.4 The Quandt likelihood ratio (QLR test)

The Quandt likelihood ratio er en test for å finne ukjente strukturelle endringer. Jeg benytter kritisk verdi 3.66 og et 5% signifikansnivå.

Tabell 25: The Quandt likelihood ratio test for lønnsutviklingen i finans kritisk verdi 3.66 ved 5% signifikansnivå

År	QLR
1977	5.65394
1978	4.428976
1979	68.93328

Tabell 26: The Quandt likelihood ratio test for lønnsutviklingen i bygg- og anlegg kritisk verdi 3.66 ved 5% signifikansnivå

År	QLR
1976	4.590831
1977	6.855196
1978	5.330933
1979	20.66966
1980	15.52705
1981	9.034284
1982	9.097454
1983	9.530093
1984	9.633953
1985	4.221557
1986	5.297493
1987	20.99423
1988	8.399737
1989	10.49383
1990	10.2644
1993	5.855126
2002	6.793149
2004	4.680255
2005	5.444884
2006	14.01328

Tabell 27: The Quandt likelihood ratio test for lønnsutviklingen i industri kritisk verdi 3.66 ved 5% signifikansnivå

År	QLR
1976	21.95392
1977	20.3077
1978	3.887468
1979	59.00809
1980	8.001574
1987	10.93003
2002	5.006051
2005	3.973883