

Leik Rødahl Nygaard

NTNU
Norges teknisk-naturvitenskapelige
universitet
Fakultet for økonomi
Institutt for samfunnsøkonomi

Leik Rødahl Nygaard

Frontfagsmodellen i 2022

Er frontfaget fortsatt retningsgivende for
lønnsdannelsen i skjermet sektor?

Desember 2022

Frontfagsmodellen i 2022

Er frontfaget fortsatt retningsgivende for lønnsdannelsen i skjermet sektor?

Leik Rødahl Nygaard

Masteroppgave

Innlevert: Desember 2022

Hovedveileder: Kåre Johansen

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet
Institutt for samfunnsøkonomi

Forord

Denne masteroppgaven markerer avslutningen på 5,5 år som student ved NTNU og Institutt for samfunnsøkonomi. Arbeidet med oppgaven har vært til tider vært strevsomt, men likeså lærerikt. Jeg vil takke min veileder, Kåre Johansen, som har introduserte meg for temaet, og har inspirert meg i skriveingen. Videre en enorm takk til venner, medstudenter, og familie, som gjennom tålmodighet og gode ord har hjulpet meg hele veien.

Oppgaven er min egen. Kilder og henvisinger ligger i litteraturliste. Alle feil og mangler er mine egne.

Leik Rødahl Nygaard
01.12.2022

Sammendrag

Studien er en tidsserieanalyse av lønnsinteraksjonen mellom konkurranseutsatt sektor og skjermet sektor, i perioden 1970-2021. Formålet med oppgaven er å etablere om frontfagsmodellen fremdeles er retningsgivende for lønnsutviklingen.

Primært ved å se om skjermede sektorer følger lønnsutviklingen i konkurranseutsatt sektor, sekundært ved å se på hvilke faktorer som bestemmer lønnsutviklingen i konkurranseutsatt sektor. I studien er industrien som helhet valgt som konkurranseutsatt sektor, og finans- og utdanningssektoren valgt som skjermet sektor.

I min analyse finner jeg at lønnsutviklingen i finanssektoren er kointegrert med lønnsutviklingen i industrien, hvor kausaliteten går fra industrien til finanssektoren. Jeg finner ingen kointegrasjon mellom utdanningssektoren og industrien. Lønnsutviklingen i industrien er svakt eksogen, og bestemt av egne laggede verdier, produktivitet, sektorspesifikke priser, og konsumprisindeksen.

Jeg finner ikke at det er lønn-lønnseffekter og funnene er dermed delvis konsistente med frontfagsmodellen.

Abstract

The study is a time series analysis of the wage interaction between exposed sector and sheltered sector, in the period 1970-2021. The goal of the project is to establish whether the scandinavian-model is still indicative of salary development. Primarily by looking at whether sheltered sectors follow wage trends in the exposed sector, secondarily by looking at the factors that determine wage trends in the exposed sector. To represent exposed sector I have chosen the industry as a whole, and to represent sheltered sector I have chosen both the financial industry and the education sector.

In my analysis, I find that the wage development in the financial sector is co-integrated with the wage development in the industry, where the causality goes from the industry to the financial sector. I find no co-integration between the education sector and the industry. Wage developments in industry are weakly exogenous, and determined by their own lagged values, productivity, sector-specific prices and the consumer price index. I do not find that there are wage-wage effects, and the findings are thus partial consistent with the front subject model.

Innholdsfortegnelse

1	Innledning	1
2	Teori og tidligere studier	2
2.1	Aukrust 1977	2
2.2	Agell & Benmarker(2007); Agell & Lundborg(2003)	3
2.3	Nymoen(1991); Bjørnstad & Nymoen(2015); Benedictow, Kordt, & Nymoen(2022)	4
2.4	De la Croix(1994)	6
2.5	Bewley(1998)	6
2.6	Ascari & Garcia(2004)	7
2.7	Calmfors & Seim(2013)	7
2.8	Cabo & Martín-Román(2018)	8
2.9	Johansen & Strøm(1997)	8
2.10	Camarero, D'Adamo, & Tamarit(2014)	8
2.11	Garcia-Louzao(2022)	9
2.12	Oppsummering	9
3	Teori innen lønnsdannelse	11
3.1	To-sektor modell med lønnsleder	11
3.2	Oppsummert	13
4	Datamateriale	15
4.1	Lønn	16
4.2	Produktivitet	19
4.3	Priser og ledighet	19
5	Metode	22
5.1	Stasjonaritet	22
5.2	Kointegrasjon	24
5.3	Heteroskedastisitet	25
5.4	Autokorrelasjon	26
5.5	Vector Autoregression model(VAR)	27
5.6	Feilkorrigeringsmodell(EqCM)	28
6	Resultater	30
6.1	ADF og KPSS	30
6.1.1	Lønnsvariabler	30
6.2	Kointegrasjon, heteroskedastisitet, og autokorrelasjon	31
6.2.1	Utdanningssektoren og industrien	31

6.2.2	Finanssektoren og industrien	33
6.3	VAR-modeller	34
6.3.1	Industri og utdannelse	34
6.3.2	Industri og finanssektoren	35
6.3.3	Oppsummering av VAR-modellene	36
6.4	EqCM	37
6.4.1	Enkle feilkorrigeringsmodeller	37
6.4.2	Utvidelser	39
6.5	Robusthet	41
7	Oppsummering og diskusjon	49
7.1	Drøfting av resultater og svakheter	49
7.2	Videre forskning	50
8	Konklusjon	51
9	Litteraturliste	52
A	Appendiks	i

Figurer

1	Lønnsutvikling i industrien	17
2	Lønnsutvikling i utdanningssektoren	17
3	Lønnsutvikling i finanssektoren	17
4	Lønnsvekst i sektorene	18
5	Produktivitetsendring i industrien	20
6	Produktivitetsendring i utdanningssektoren	20
7	Produktivitetsendring i finanssektoren	20
8	Prisutvikling i sektorene	21
9	Konsumprisindeks og ledighetsrate	21

Tabeller

1	Augmented Dickey Fuller-test - Lønn	31
2	KPSS-test - Lønn	31
3	ADF-test av residualet for utdanningssektoren og industrien	32
4	Breusch-Pagan test for utdanningssektoren og industrien	32
5	Breusch-Godfrey test for utdanningssektoren og industrien	32
6	ADF-test av residualet for finanssektoren og industrien	33
7	Breusch-Pagan test for finanssektoren og industrien	33
8	Breusch-Godfrey test for finanssektoren og industrien	33
9	LM-test for utdanningssektoren og industrien	34
10	VAR-modeller for utdanningssektoren og industrien	35
11	Granger-kausaltetstest for utdanningssektoren og industrien	35
12	LM-test for finanssektoren og industrien	36
13	VAR-modeller for finanssektoren og industrien	36
14	Granger-kausaltetstest for finanssektoren og industrien	36
15	Oppsummering av modell I1	37
16	Oppsummering av modell F1	38
17	Oppsummering av modell I3	39
18	Oppsummering av modell E1	39
19	ADF og KPSS test av $\hat{u}_{\Delta \ln wsci}$	42
20	ADF og KPSS test av $\hat{u}_{\Delta \ln wscf}$	42
21	ADF og KPSS test av $\hat{u}_{\Delta \ln wscf}$	42
22	LM-test for finanssektoren og industrien	43
23	Robuste VAR-modeller for finanssektoren og industrien	43
24	Granger-kausaltetstest for finanssektoren og industrien	44

25	LM-test for utdanningssektoren og industrien	44
26	Robuste VAR-modeller for finanssektoren og industrien	44
27	Granger-kausaltetstest for utdanningssektoren og industrien	45
28	Oppsummering av modell I5	45
29	Oppsummering av modell F3	46
30	Oppsummering av modell I5	47
31	Oppsummering av modell E3	48
32	Modellspesifikasjoner av feilkorrigeringsmodellene for industrien og finanssektoren	i
33	Modellspesifikasjoner av feilkorrigeringsmodellene for industrien og utdanningssektoren	ii
34	Modellspesifikasjoner av robusthetskontrollene for industrien og finanssektoren .	iii
35	Modellspesifikasjoner av robusthetskontrollene for industrien og utdanningssektoren	iv

1 Innledning

Denne oppgaven vil vise en tidsserieanalyse av lønnsinteraksjonen mellom konkurranseutsatt og skjermet sektor i Norge, i perioden 1970 til 2021. Skjermet sektor(videre kalt S-sektor) er her ansett som de næringer hvis varer og tjenester ikke er eksponert for et internasjonalt marked, altså ikke importeres eller eksporteres, motsatt for konkurranseutsatt sektor(videre kalt K-sektor). I min studie følger jeg Holden III-utvalgets tolkning av K- og S-sektor, og mine valgte næringer for skjermet sektor er utdanning og finans, mens industri som helhet er ansett som konkurranseutsatt sektor(13 2013). Valg av næringer innenfor sektorene blir forklart i kapittel 4.

For Norges del har frontfagsmodellen vært en sentral del av lønnsforhandlingene siden ettekrigstiden. Koordineringen i lønnsoppgjørene har bidratt til at verdiskapningen i frontfaget har blitt fordelt mellom arbeid og kapital, en jevn lønnsutvikling på tvers av sektorer over tid, samt skapt balanse i utenriksøkonomien(4 2022). Profitabiliteten i konkurranseutsatte sektorer blir delvis tilskrevet til nettopp denne koordineringen, og tilliten man som samfunn har til trepartssamarbeidet og sine fagforeninger. Allikevel er det nødvendig å diskutere hvilken retning man bør gå fremover med tanke på endringer i næringslivsstruktur, ressursforvaltning, eller andre mål med arbeidslivspolitikken.

Sysselsettingsutvalget viste til at frontfagsmodellens formål er å sikre en lønnsvekst som reflekterer lønnsveksten i K-sektor(NOU: 2 2021). Det vil da ikke nødvendigvis være konstant lik lønnsutvikling i samtlige sektorer, men heller en trend over tid som holder dette tilstrekkelig likt. Fordi både S- og K-sektor konkurrerer om samme arbeidstakere, vil det nødvendigvis over tid være like vilkår for lønnsutvikling i begge sektorer.

Min motivasjon bak denne studien er å se på om frontfagsmodellen fortsatt er gjeldende for lønnsutviklingen i Norge. Primært ved å se om skjermede sektorer følger lønnsutviklingen i de konkurranseutsatte sektorene, og da påfølgende at dette forholdet kun går én vei. Sekundært ved å se på hvilke faktorer som forklarer lønnsutviklingen i frontfaget. Selve estimeringen er motivert av modellene til Aukrust(1977), Nymo(1991), og Camarero m.fl.(2014).

2 Teori og tidligere studier

Dette kapitlet vil ta for seg tidligere forskning på feltet, samt hvordan diskutere i korte trekk hvordan andre eventuelle innfallsvinkler kan bli brukt for å se etter andre sammenhenger i norsk lønnsdannelse. Lønnsutvikling er et diskutert tema innen akademien, noe som vil komme frem i dette kapitlet, og også i Norge er det uenighet i forskningsmiljøet til hvordan ulike sektorer påvirker hverandre, og hva som er prisdrivende i samfunnet. Jeg vil derfor presentere en del forskning, både fra Norge og andre land, som fremmer både enigheter og uenigheter for å belyse lønnsutvikling som tema.

2.1 Aukrust 1977

Frontfagsmodellen kalles gjerne også Aukrust-modellen, etter den tidligere forskningsdirektøren ved SSB, det er derfor naturlig å ta med hans betraktninger i min oppgave. Aukrust presenterte en to-sektor modell, hvor man på den ene siden har en sektor som produserer varer i konkurranse med aktører på et internasjonalt marked, og prisen er dermed satt utenfor denne sektorens kontroll, dette er konkurranseutsatt sektor. Den andre sektoren produserer varer eller tjenester uten den samme typen konkurranse, og har da i større grad mulighet til selv å justere sine priser ut mot kunder, og kalles skjermet sektor. Slik frontfagsmodellen settes opp har den skjermede sektoren en mulighet til å lempe sine økte kostnader ut mot sluttbrukere, mens K-sektor ved samme tilfelle enten må øke sin produktivitet for samme kostnader, eller redusere kostnadene sine. Kostnadsreduksjon skjer da gjennom lavere profitt for eierne, eller reduksjon i arbeidsstyrken. I sin modell peker Aukrust på at lønna i K-sektor dannes av deres produktivitet, den gitte verdensmarkedsprisen, og landets valutakurs mot andre valutaer det handles med i denne varen. Enkelt sett er det da hvor profitabel en bedrift i K-sektor er, som avgjør hvilket lønnsnivå bedriften kan tilby sine arbeidere. Arbeidsmarkedskrefter setter så et lønnsnivå i S-sektor som har et eller annet forhold til lønnsnivået i K-sektor, gitt rammebetingelser i arbeidsmarkedet som handelsavtaler og system i lønnsforhandlinger. Bedrifter i S-sektor setter deretter sine priser etter at lønnsnivået er bestemt, som så påvirker det innenlandske prisnivået. Lønnsforhandlinger i K-sektor blir dermed en ramme for forhandlinger i S-sektor.

I henhold til Aukrust-modellen finner man studerer lønnsutviklingen i Norge finne at lønningene i K-sektor er en funksjon av deres priser og produktivitet, og lønningene i S-sektor har en form for kointegrasjon fra lønningene i S-sektor. Ettersom lønningene i S-sektor, og dermed prisene, påvirker det innenlandske prisnivået, vil også konsumprisen bli påvirket av lønningene. Innenlandsk inflasjon er da kun indirekte påvirket av priser og konkurranse i K-sektor, gjennom lønnsutviklingen.

2.2 Agell & Benmarker(2007); Agell & Lundborg(2003)

Agell og Benmarker finner i sin forskning enkelte insentiver for arbeidsgivere og arbeidstakere å holde lønnsnivået på et høyere nivå enn det som er effektivt i markedet. De finner at enkelte yrker hvor kompetansen hos arbeidstakere er vanskelig å erstatte, hvilket gir relativt høyere turnover-kostnader, der vil arbeidsgivere presse lønnsnivå høyere enn hva som ellers er effektivt. Dette kan da sees på som ren markeds konkurranse om en knapp ressurs. De samme arbeidstakerne har også insentiv til å holde ledigheten på et tilstrekkelig høyt nivå, for å presse lønninger ytterligere opp. Dette til tross for at man normalt vil tenke at lønninger presses ned av høyere ledighet, vil det for en høyt kvalifisert arbeidstaker være mulig å utnytte ledige stillinger som pressmiddel i lønnsforhandlinger. Dette tyder da på enkelte skiller i arbeidsmarkedet, som ikke nødvendigvis fanges opp i større modeller. Det kan også være forskjeller når det gjelder størrelser på bedriften, hvor artikkelen peker på at det i mindre bedrifter vil være lettere å se hvilke arbeidere som jobber hardt og ikke, og dermed vil det kunne være enklere å justere lønnsnivået til den enkelte arbeider.

De finner at det i liten grad er "hard" konkurranse fra arbeidsledige, og at det er mulige sosiale normer som holder et strengt arbeidsmarked, da få arbeidsgivere ville ansatt en arbeidsledig person som tilbyr seg å jobbe for dårligere vilkår enn de allerede ansatte i bedriften. I sin artikkel kaller de dette for "undercutting". Det kan da være slik at normer i samfunnet for øvrig skaper rigiditeter for lønnsutvikling, altså er ikke bedriftene nødvendigvis fullstendig profittmaksimerende. For at et slikt system skal opprettholdes vil det allikevel være behov for samfunnsstrukturer som gjør at arbeidsledige klarer å opprettholde en tilfredsstillende levestandard, for at normer skal være sterke nok slik at ledere og bedriftseiere avviser relativt billigere arbeidskraft.

I sin undersøkelse finner også Agell og Benmarker tegn til det de omtaler som "Money Illusion", hvor reallønnsvekst ikke ser ut til å være viktig for arbeidsgivere, eller ihvertfall forstått, i sin analyse. At det ikke er rent rasjonelle vurderinger som ligger til grunn i lønnsforhandlinger kan stride imot modeller som ofte peker på både arbeidsgivere og arbeidstakere som rasjonelle agenter. Sist finner de også eksempler på hvordan eller hvorfor kvinner og menn ender opp med ulik lønn, og opptrer forskjellig i lønnsforhandlinger, hvor kvinner forhandler mindre og tjener mindre enn menn. I et større perspektiv kan man da se tendenser hvor sektorer med større andel kvinner tjener mindre over tid, en utfordring frontfagsmodellen kanskje ikke fanger opp.

Jonas Agell har også gjennomført en studie med Per Lundborg (2003), hvor de blant annet tar for seg mulighetene bedrifter har til å redusere lønninger nominelt, da sett en periode hvor det i Sverige var høy inflasjon og lav ledighet. Deres funn var at det trengtes en lengre periode i slik situasjon som Sverige befant seg i på 1990-tallet, for at reduksjoner i nominelle lønninger var

en løsning. Bedrifter virket å prioritere å redusere stillinger foran å redusere lønninger i stor grad. Et svar på hvorfor situasjonen er slik kan være lovgivning eller tariffavtaler hvor minstelønninger er formulert og må opprettholdes, eller stillingsvern for arbeidstakere.

I likhet med flere andre peker Agell og Lundborg på hvordan relative lønninger påvirker arbeidstakeres vurderinger, og hvordan man i forhandlinger forsøker å beholde en posisjon i en samfunnspyramide eller internt i en bedrift. Med sentrale forhandlinger på sektornivå kan man da anta at det er samfunnspyramiden som er den drivende faktoren i en slik vurdering, mens det med lokale forhandlinger vil være ens relative lønn mot sidemannen som er viktigst.

2.3 Nymoen(1991); Bjørnstad & Nymoen(2015); Benedictow, Kordt, & Nymoen(2022)

I sin artikkel fra 1991 ser Nymoen på inflasjonen i en liten åpen økonomi med både lønn-lønnseffekter og lønn-prisspiral. Hans modell følger opp Aukrusts artikkel i det å se på S- og K-sektor, men diskuterer mulighetene for at lønnsnivået blir påvirket begge veier. Altså at lønnsnivået i S-sektor også påvirker lønnsnivået i K-sektor, gjennom at arbeidstakere i begge sektorer ikke nødvendigvis bryr seg om kronebeløpet på lønns slipper, men heller hvordan lønningene reelt sett måler seg mot prisnivået på konsumvarer. I sin artikkel påpeker Nymoen at importerte priser, eller importert inflasjon, ikke påvirker lønninger i S-sektor, og at inflasjon først påvirker etter et år, noe jeg tar med inn i min analyse. Dette i seg selv kan være en åpning på en diskusjon om man heller skal se på lønnsvekst som en kompensasjon av tapt kjøpekraft i foregående periode. Nymoen finner også at det er en sterk korrelasjon mellom lønninger i K-sektor og lønninger i utlandet.

Bjørnstad og Nymoen presenterer i sin artikkel en analyse av hvordan lønnsutviklingen har vært i Norge, og tar for seg flere utfordringer morgendagens lønnsforhandlinger bør kunne takle. En sentral utfordring med frontfagsmodellens utforming de tar frem, er hvordan produktivitetsveksten kan være høyere i K-sektor enn S-sektor, grunnet investorenes profitttilpasninger. Tapt effektivitet i S-sektor gjør den relativt mindre lønnsomt å investere i, og for enkelte sektorer kan arbeidstakere se på seg selv som tapere i lønnsforhandlinger som skaper et ønske om å bryte fra rammen. Når da organisasjonsgraden er fallende, kan det legge et press på tilliten til sentraliserte lønnsforhandlinger, uansett system eller modell. Deres artikkel summeres opp i fem kjerneutfordringer i utformingen av lønnsforhandlinger.

Økt arbeidsinnvandring gir økt arbeidstilbud i enkelte sektorer, som igjen presser lønninger ned. Det er da gjerne næringer hvor det er lite eller få krav til sertifisering eller liknende, som gjør arbeidskraften relativt enkelt å substituere over til nye arbeidstakere. Et slikt eksempel ble

presentert av Bratsberg og Raaum (2012), om hvordan av bygg- og anleggsbransjen ble delt mellom noen typer arbeidstakere med strengere restriksjoner eller krav til sertifiseringer enn andre, og derfor ikke på samme måte har møtt konkurranse fra arbeidsinnvandring.

Endringer i næringer gjør at det er vanskelig å skille mellom K- og S-sektor, ettersom den tradisjonelle eksportindustrien utgjør en svært liten del av frontfaget, mens for eksempel tjenestenæringen har økt, og offentlige stillinger har økt betraktelig i perioden fra 1970 til 2013. For å opprettholde balanse i utenrikshandelen er kontinuerlig produktivitetsvekst nødvendig i eksportproduserende industri, hvilket frontfagsmodellen bygger rundt. Allikevel påpeker forfatterne at både bruk av oljepenger og rentepolitikk innenfor et fleksibelt inflasjonsmål påvirker K- og S-sektor ulikt. Politikken har historisk forsterket innelandsk etterspørsel ved å følge utenlandsk renteutvikling for å holde valutakursen stabil. Når eksportproduserende industris andel av sysselsatte er nedadgående, vil det skape utfordringer for koordineringen av lønnsutvikling.

Teknologisk utvikling mener de kan til en viss grad skyldes store inntekter fra petroleumsressurser, og Norge har klart å utnytte disse inntektene til å utvikle svært produktive arbeidstakere, ved å opprettholde handelsbalanse selv med en mindre K-sektor. Dette kan være grunnet høy etterspørsel etter kvalifisert og utdannet arbeidskraft, samtidig som man har holdt lønnsutviklingen til mindre kvalifisert arbeidskraft stabil, og dermed holdt differansen i lønninger lav. Gjennom koordinering av store organisasjoner som omfatter arbeidstakere fra flere lønnsnivå, opprettholder man jevn vekst på alle nivå.

Sist ser de på utfordringer knyttet til svært lønnsomme næringer, som oljesektoren, hvor lønnsomheten i stor grad er knyttet til en verdenspris på en knapp ressurs, hvor det politiske landskapet har kommet til enighet om å holde denne lønnsomheten utenfor frontfaget. Dette har sørget for mulig lavere lønnsvekst i denne næringen, da regjeringer har benyttet tvungen lønnsnemnd for å unngå en for sterk lønnsvekst som utfordrer frontfaget som helhet. Den samme diskusjonen reises også om finansnæringen som har opplevd stor vekst i profitt, som i stor grad tilfaller eierne ifølge Bjørnstad og Nymoene. De ser også på hvordan utformingen av pengepolitikk legger føringer for lønnsutvikling og koordinering mellom sektorer.

I siste artikkel fra Nymoene, da med Benedictow og Kordt, diskuterer forfatterne den naturlige ledighetsrate, og hvordan inflasjonen og ledighet tilpasser seg sine naturlige nivå på sikt, uten nødvendigvis gjennom intervensjoner i finanspolitikken. For å forklare det på en annen måte, er det kun ledigheten som holder inflasjonen stabil over tid. På den måten vil positive konjunkturer følges av negative konjunkturer, for at forholdet på lang sikt skal være stabilt. I diskusjonen om hvordan dette påvirker frontfagsmodellen i Norge, trekker de frem hvordan tilliten følgesektorer har til den lønnsledende sektoren er avgjørende, samt tilliten til det øvrige arbeidsmarkedet

for øvrig. De finner at den kollektive lønnsdannelsen skaper god koordinering, hvor den frivillige tilslutningen fra organisasjonene er høy.

2.4 De la Croix(1994)

Lønssjalousi, et annet begrep som beskriver relative lønninger, blir av De la Croix beskrevet som en eksternalitet som gir lavere sysselsetting hvor den negative effekten på sysselsettingen er positivt avhengig av forhandlingsstyrken til fagforeningen. Det positive forholdet kan virke kontrainuitivt, da en fagforenings nytte avhenger av sysselsatte medlemmer, men argumenteres for ved at fagforeningen undervurderer den negative effekten økte lønninger har på total sysselsetting. Intuitivt kan dette forklares ved at en rekke ulike foreninger som representeres i en rekke sektorer, alle bryr seg om hva de andre fagforeningenes medlemmer har i lønn, hvilket presser lønninger opp. Det samlede oppadgående presset på lønninger holder sysselsettingen på et lavere nivå enn det ville ha vært uten disse eksternalitetene. Bevis for dette kan også være under et positivt etterspørselssjokk i en sektor, som i tilfellet uten eksternaliteter ikke vil ha noen innvirkning på sysselsetting eller lønninger i andre sektorer. Om man da tar med lønssjalousi i forholdet, vil dette positive sjokket også påvirke vurderinger gjort av ansatte og foreninger i andre sektorer i samfunnet, og sjokket vil derfor påvirke en større del av økonomien, mulig også dempe det initielle sjokket i den opprinnelige næringen.

2.5 Bewley(1998)

Bewleys artikkel går i likhet med Agell og Lundborg(2003) inn på hvorfor bedrifter ikke reduserer nominelle lønninger, selv i vedvarende nedgangstider, i sin studie av lønnsrigiditeter. Arbeidsgiverer responderer her at det er frykten for lavere innsats hos arbeidere som gjør at de vegrer seg for lønnsreduksjoner, og at man prioriterer reduksjon i arbeidsstokken. Diskusjonen om hvorfor det har lavere eller motsatt effekt på arbeidsinnsatsen å nedbemanne kan deles i to hovedargumenter. Arbeidere opplever fortsatt samme godtgjørelse for sitt arbeid, og har på den måten ingen grunn til å yte mindre i arbeidstiden, samtidig kan svakt stillingsvern gjøre det mulig for arbeidsgivere å kvitte seg med lite produktive arbeidere først, altså har man en fryktdimensjon som kan gjøre at arbeidere er mer produktiv dersom man er i en nedbemanningsperiode. Allikevel påpeker respondentene i undersøkelsen at de mener arbeidstakere vil ha en kort periode med lavere ytelse, men gode ledere vil løse slike utfordringer fortløpende. Arbeidsgivere peker også på at ved tilbud om lavere lønn vil arbeidere velge å avslutte arbeidsforholdet, og bedriftene ville opplevd like stor nedgang i arbeidsstyrken som ved direkte nedbemanning, men med lavere produktivitet.

Av andre interessante funn finner Bewley også at bedrifter vegret seg for å ansette arbeidssøkere de anså som overkvalifiserte grunnet frykt for rask turnover, og muligheten for at mellomledere

i bedriften ikke ville klare å holde arbeidsmoralen på et tilstrekkelig nivå hos arbeidere som har gått ned i et samfunnsmessig lønns-hierarki. Forfatteren mener disse funnene kan stride imot tradisjonell lønnsteori, hvor man har en gruppe arbeidssøkere som kan gjøre en jobb enten mer effektivt til samme lønn, eller like effektivt til mindre lønn, hvor bedrifter eller arbeidstakere ikke vurderer dette som en så stor pressfaktor. Med andre ord kan arbeidsledige legge mindre press på lønnsutviklingen enn hva enkelte modeller mener.

2.6 Ascari & Garcia(2004)

I deres forskning på relative lønninger finner Ascari og Garcia tegn til at hensyn til relative lønninger bidrar til å redusere hensyn til konjunkturedringer ellers i økonomien, hvilket kan være et bidrag til forklaringen av hvorfor lønninger ikke faller under nedgangskonjunkturer, som beskrevet over. De forklarer responsen på positive sjokk i økonomien, gitt begrenset mobilitet i arbeidsstyrken, vil gjøre at bedrifter ikke nødvendigvis øker sin etterspørsel etter arbeidskraft like mye som sjokket initielt, fordi de vet at deres arbeidere vil kreve økte nominelle lønninger for å opprettholde sin reallønn. Dette gir da en rigiditet i arbeidsmarkedet, som positivt påvirker lønninger. Bedriften i seg selv er ikke nødvendigvis påvirket av det positive etterspørselssjokket i økonomien, og må da bære risikoen av økte kostnader som følge av økt lønnskrav fra sine arbeidere, som er opptatt av at deres situasjon ikke blir negativt påvirket av det positive sjokket.

2.7 Calmfors & Seim(2013)

I Calmfors & Seims studie, ser de på hvordan ulike monetære regimer påvirker lønnsdannelsen i landet. I deres artikkel viser de til fire ulike situasjoner, hvor både k- og s-sektor er lønnsledende, samt dersom sentralbanken jobber etter inflasjonsmål eller er i en monetær union. Utfallene avhenger av et Stackelberg-spill og en Nash-likevekt. Dersom man er i et inflasjonsmål regime er det uvesentlig hvilken sektor som er lønnsledende, og det er samme resultat ved koordinert lønnsoppgjør med en ledende sektor, som i Nash-likevekt. Selv om den lønnsledende sektoren internaliserer følgerens vurderinger, påvirkes dette kun gjennom konsumprisindeksen, som her følger et troverdig mål. Om man er i en monetær union, vil følgerens lønn være lik i et Stackelberg-spill og ved Nash-likevekt, men det vil for skjermet sektor være lavere real konsumlønn i et Stackelberg-spill når sektoren er lønnsleder, enn i et Nash-spill. De peker også på at det med S-sektor som lønnsleder i et Stackelberg-spill vil være høyere sysselsetting i begge sektor, målt mot et Nash-spill. Sist fremmer de at det i en monetær union vil være høyere real konsumlønn for K-sektor når denne sektoren er lønnsledende, i et Stackelberg-spill enn et Nash-spill. Sistnevnte innebærer også at det vil være lavere sysselsetting i begge sektorer.

2.8 Cabo & Martín-Román(2018)

I likhet med Calmfors og Seim (2013) ser Cabo og Martín-Román på forhandlingsteori i samspelet mellom arbeidsgivere og arbeidstakere, og bygger et rammeverk av et Stackelberg-spill med to aktører, hvor begge står ovenfor kostnader ved tilpasning. Disse kostnadene medfører at for arbeidstakerorganisasjonen reduseres sysselsettingen ved økte kostnader, mens det for bedriften er avgjørende hvilke kostnader ved nedbemanning eller ansettelse som er sentrale. Ved å anta at en bedrift kan være diskriminerende i lønnsforhandlinger med nyansatte, vil det avhenge av hvor mye differansen er mellom en ansatt på vei ut med høy ansiennitet og dermed høy lønn, mot den ansatte på vei inn uten noe slikt fortrinn. Incentiver i arbeidstakerorganisasjonen bygges slik at dersom bedriftens vurdering er at det er lønnsomt å erstatte en arbeider med en ny, vil fagorganisasjonen redusere sine lønnskrav for unngå at bedriftens incentiver er sterke nok til å kvitte seg med nåværende arbeidskraft. Dette hemmer direkte bedriften, og dermed er fagorganisasjonen den ledende i spillet. Bedriftens vurderinger vil avhenge av de til enhver tid gjeldende vurderingene derfra.

2.9 Johansen & Strøm(1997)

Johansen og Strøm ser i sin artikkel på effekten av fløytilhørighet hos regjeringen på lønninger på lønninger, med data fra Norge i perioden 1962-1991, og finner i sin studie at lønninger i industrien ikke påvirkes av lønninger i tjenesteytende næringer, men motsatt retning. Forskningen ser ikke spesifikt på om frontfagsmodellen er gjeldende, men resultatet antyder at interaksjonen går i retningen fra K-sektor til S-sektor. De finner også at det i industrien er tydelige tegn til at lønnsnivået øker under et venstrestyre, mens lønningene reduseres i privat sektor ellers under samme regjering, hvilket gir lavere innenlandske priser. Argumentasjonen bak hvorfor en slik effekt er synlig bygger på tette bånd mellom fagorganisasjonene i industrien og de store partiene på venstresiden. I Norge vil dette da være LO og Arbeiderpartiet. I motsetning til Nymoen (1991) finner de ikke at lønnsnivået i K-sektor påvirkes av lønnsnivået i S-sektor, men at dette er et rent énveis forhold.

2.10 Camarero, D'Adamo, & Tamarit(2014)

Denne oppgaven har som formål å studere eventuell kausalitet og interaksjon mellom lønninger i K- og S-sektor. Camarero m.fl. viser til ulike forklaringer til at vi har lønnsinteraksjoner på tvers av forskjellige sektorer. Den første forklaringen, kalt arbeidstilbudskanalen, forutsetter mobil arbeidskraft med rasjonelle agenter. Arbeidstakere vil da velge de jobbene med høyest avkastning på sin arbeidstid, og gitt et høyere nivå på lønninger i S-sektor, relativt til K-sektor, vil arbeidskraften flytte over. Redusert arbeidstilbud i K-sektor vil videre presse lønningene her opp. Intuitivt er ikke denne forklaringen tilfredsstillende, da det stilles ulike kompetansekrav til forskjellige stillinger, altså har vi ikke rent mobil arbeidskraft.

I likhet med andre kilder oppsummert ser Camarero m.fl på lønnsutvikling som et resultat av et Stackelberg-spill hvor en sektor er ledende, og den følgende sektoren må internalisere lederens valg. De finner at det ikke er en selvfølge hvilken sektor som er ledende, og at det varierer fra land til land, og over tid. Blant annet har enkelte land opplevd bobler innen enkelte sektorer, som har gjort at lønninger i disse landene har vært gitt eksogent fra andre variabler i modellen. De finner at det er kun noen få land som følger en frontfagsmodell, selv om lønninger i industrien er svakt eksogene i flere, de finner ikke at det er gitt at forhold mellom sektorlønninger på kort og lang sikt nødvendigvis er lik, som kan forklares med svak mobilitet mellom sektorer i flere land.

Camarero m.fl. poengterer til slutt hvordan nytten en gruppe har av sin mottatte lønn er avhengig av den relative nytten, gjennom en sammenlikningseffekt, eller "Reference group comparisons", som Oswald beskriver det(1979). Dette kan forklares som en type sjalusi mellom fagforeninger, hvilket gjør en fagforenings lønnskrav avhengig av andre fagforeningers lønnskrav, som igjen øker risikoen for en lønn-lønns spiral. I likhet med Ascari og Garcia(2004) finner Camarero m.fl. at relative lønninger er en sentral del av forklaringen bak lønnsutviklingen, hvor de i flere land finner kointegrasjon i flere retninger mellom flere sektorer, og enkelte land hvor industriell sektors lønnsnivå ikke er gitt eksogent, men heller er påvirket av andre sektorer. Kahneman og Thaler (1991) finner at den relative lønna er en viktig faktor, men argumenterer på sin side for at det ikke nødvendigvis var rent rasjonelle vurderinger i arbeidstakeres preferanser. Preferanser til hvordan utbetalinger gjøres kan være tellende, eksempelvis viser de til at lønsmottakere kan foretrekke å få en del av lønna utbetalt som bonus, fremfor ren årslønn.

2.11 Garcia-Louzao(2022)

I sin artikkel utnytter Garcia-Louzao en regimeendring i Spania fra 2012, hvor bedrifiers krav til sluttpakker til avskjedigede ansatte ble redusert. Resultatene viser at når arbeidstakere frykter de kan bli avskjediget i nær fremtid, øker sannsynligheten for frivillig å avslutte arbeidsforholdet. Dette forklares ved at sluttpakker er en "lump sum" monetær gave til arbeideren som bidrar til å øke alternativkostnaden ved oppsigelse, eller sagt på en annen måte vil reduserte sluttpakker øke nytten av å være ledig for arbeidstakere. Lov og reglement som dette er en faktor som gjør det vanskelig å bruke samme type modeller i forskning av ulike land, da beslutninger blir direkte påvirket av den til enhver tid gjeldende arbeidslov eller tariffavtale, som varierer mellom land og sektorer.

2.12 Oppsummering

Disse sammendragene av tidligere forskning utgjør kun en liten del av den samlede forskningen på fagfeltet. Samtlige artikler har bidratt til min forståelse av emnet, og bidrar på hver sin måte

til å danne grunnlaget min studie bygger på.

I sammendragene har jeg inkludert studier som ser på vurderinger gjort av arbeidsgivere med spørreundersøkelser gjort blant bedrifter, som Bewley(1998), Agell og Benmarker (2007), og Agell og Lundborg(2003). Disse studiene tar for seg hvordan lønnsnivå vurderer arbeidsmarkedet og hvilke muligheter de har til å styre lønnsutviklingen for sine ansatte. Andre studier tar for seg det teoretiske rammeverket bak lønnsutviklingen, som De la Croix's(1994) artikkels artikkel om lønnsjalousi som forklaring på ulik utvikling på tvers av sektorer, hvilket kan suppleres med Ascari og Garcia's(2004) studie som ser på hvordan bedrifter påvirkes av sektorspesifikke etterspørselssjokk.

Min studie vil bygges mye likt studiene gjort av Aukrust 1977, ettersom jeg videre i oppgaven vil se på lønnsinteraksjoner mellom ulike sektorer. Det teoretiske rammeverket som vil bli presentert i neste kapittel bygger på modellen fremstilt av Calmfors og Seim(2013), og selve lønnsinteraksjonen er godt forklart av Camarero m.fl(2014), hvilket blir presentert i resultatene. Selve studien til Camarero m.fl. er derfor sammenlignbar med min studie, da den bygger rundt nettopp de to likningene som vil bli presentert senere. Liknende metoder er også brukt av Nymoen (1991). Resultatene i de empiriske undersøkelsen varierer, som diskutert over, hvor Nymoen finner at lønnsinteraksjonen ikke går rent én vei.

3 Teori innen lønnsdannelse

I dette kapitlet vil jeg samle teorier innen lønnsdannelse presentert i forrige kapittel, og illustrere dette analytisk. I min oppgave vil jeg utnytte en modell presentert av Calmfors og Seim(2013), da modellen forklarer på en tydelig måte hvordan lønnsutvikling kan påvirke på tvers av sektorer.

3.1 To-sektor modell med lønnsleder

For å kunne sette den presenterte teorien til oppgavens mål, ser vi videre på en to-sektor modell, hvor en sektor er leder mens den andre følger, som presentert i Calmfors og Seims artikkel(2013). I modellen ser vi på en liten åpen økonomi, med henholdsvis en konkurranseutsatt og en skjermet sektor. Hver sektor innehar identiske konkurrerende bedrifter, og økonomien ellers er en rekke husholdninger, som enten bidrar med arbeidskraft eller kapital. Husholdningene konsumerer hele sin inntekt, altså er de ikke sparere, og har Cobb-Douglas preferanser. Calmfors og Seim deler det videre inn i tre steg; først bestemmes lønninger, deretter bestemmes pengepolitikken, før man til slutt bestemmer produksjon, sysselsetting, konsum, og priser. Gitt denne oppgavens formål, vil ikke steg to bli diskutert nøyere. Som beskrevet tidligere er priser på konkurranseutsatte varer gitt på et verdensmarked, og påvirkes ikke av det som skjer i den lille åpne økonomien.

Bedriftene har sin profittfunksjon gitt ved:

$$\max_{N_i} \Pi_i = \frac{P_i Y_i - W_i N_i}{P} \quad (3.1.1)$$

Hvor P_i er produktprisen for sektor i , P er den aggregerte prisindeksen, W_i er den nominelle lønna i en sektor i , og Y_i er produksjonen i sektoren. Produktfunksjonen er gitt ved:

$$Y_i = \frac{1}{\theta_i} N_i^{\theta_i} \quad (3.1.2)$$

Hvor $\theta \in (0, 1)$. For å finne sysselsettingen for en bedrift i sektor i , finner vi førsteordensbetingelsen:

$$N_i = \left(\frac{W_i}{P_i} \right)^{-\eta_i} \quad (3.1.3)$$

Her er arbeidskraftselastisiteten representert ved: $\eta_i = (1 - \theta_i)^{-1} > 1$, med hensyn på realproduktprisen, W_i/P_i . Dette gir følgende tilbudsfunksjon:

$$Y_i = \frac{1}{\theta_i} \left(\frac{W_i}{P_i} \right)^{-\sigma_i} \quad (3.1.4)$$

Hvor $\sigma_i = \theta_i/(1 - \theta_i)$ er produksjonselastisiteten, med hensyn på realproduktlønn. Vi kan omskrive profittfunksjonen, og får da:

$$\Pi_i = \frac{1}{\eta_i - 1} \frac{W_i}{P} \left(\frac{W_i}{P_i} \right)^{-\eta_i} \quad (3.1.5)$$

Har nå at realprofitt avhenger positivt av realkonsumlønn og negativt av realproduktpris. Sistnevnte kan forklares ved at en økning i konsumlønna, med konstant produktlønn, er lik en økning

i realproduktpriser, som igjen øker profitten.

Arbeidstakere som er medlemmer av en fagforening i en sektor i , samles til antallet L_i . Fagforeningene ønsker å maksimere overskuddsnyttens for sine medlemmer, over nytten arbeidstakere ville hatt uten medlemskap. Arbeidsgiverorganisasjonen for en gitt sektor, her i ønsker å maksimere profitten for sine bedrifter. Fagforeningen har da følgende nyttefunksjon:

$$V_i = N_i w_i + (L_i - N_i)b - L_i b = N_i(w_i - b) \quad (3.1.6)$$

Hvor b er nytten for et arbeidsledig individ. Videre settes den nominelle lønna, W_i i sektor i :

$$\max_{W_i} \Omega_i = [N_i(w_i - b)]^{\lambda_i} \Pi_i^{1-\lambda_i} \quad (3.1.7)$$

Forhandlingsmakten til fagforeningen i sektor i er nå gitt ved λ_i , hvilket gjør forhandlingsmakten til arbeidsgiverorganisasjonen til: $(1 - \lambda_i)$. Vi kan nå se at lønnsdannelsen i en sektor ikke kun påvirker produktprisen i sin sektor, men også både andre sektorer samt det aggregerte prisnivået. Dette gir oss følgende relasjoner (Calmfors and Seim 2013, s.117):

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

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

$$P = P(W_i, W_j)$$

$$P_i = P_i(W_i, W_j)$$

$$W_j = f(W_i)$$

Vi kan oppsummere likningene over. Først har vi en formel for sysselsetting (N) i sektor i , som er avhengig av lønnsnivået og prisene på de produserte varene, med en arbeidskraftselastisitet inkludert. Deretter har vi at profitten til bedriften er avhengig av det nominelle lønnsnivået, aggregerte priser, priser på varene de produserer, og arbeidskraftselastisiteten. Både de aggregerte prisene og prisene i hver sektor er avhengig av lønnsnivået i hver sektor, og sist at lønnsnivået i den den følgende sektoren er avhengig av en faktor f av ledersektoren, eller frontfaget.

Her har vi to sektorer illustrert, i og j . Antar en elastisitet for produktreallonnen, W_i/P_i gitt ved: $\varphi_i = 1 - d \ln P_i / d \ln W_i$, med hensyn på den nominelle lønna. Antar også en elastisitet for konsumrealloonna, W_i/P gitt ved: $\epsilon_i = 1 - d \ln P / d \ln W_i$, også med hensyn på den nominelle lønna. Vi kan utnytte relasjonene gitt over i en Nash objektfunksjon, og få følgende førsteordensbetingelse:

$$\Omega_{W_i} = \lambda_i \left[\frac{w_i \epsilon_i}{w_i - b} - \eta \varphi_i \right] + (1 - \lambda_i) [\epsilon - \eta \varphi_i] = 0 \quad (3.1.8)$$

Hvor: $\Omega_{W_i} = \partial \ln \Omega_i / \partial \ln W_i$

Betingelsen uttrykker at marginalgevinsten fagforeningen har ved en lønnsøkning må være lik marginaltapet hos arbeidsgiverorganisasjonen. Marginalgevinsten for fagforeningen er gitt som differansen mellom nytteøkningen av økt real konsumlønn og nyttetapet av lavere sysselsetting. Vi kan videre løse for real konsumlønnen, og har da:

$$w_i = \frac{W_i}{P} = (1 + \lambda_i M_i) b \quad (3.1.9)$$

Hvor $M_i = \epsilon / (\eta \varphi_i - \epsilon_i)$. Altså har real konsumlønn i en gitt sektor en positiv påslagseffekt på verdien av ledighet, eller sagt på en annen måte blir det "dyrere" å være ledig ved økt real konsumlønn.

For følgeren, notert ved j , i dette spillet, er den nominelle lønna hos lederen, notert ved i , gitt. For følgeren vil da $f' = 0$, og vi har følgende:

$$\begin{aligned} \varphi_i &= 1 - \frac{d \ln P_i}{d \ln W_i} = 1 - \frac{\partial \ln P_i}{\partial \ln W_i} \\ \epsilon_i &= 1 - \frac{d \ln P}{d \ln W_i} = 1 - \frac{\partial \ln P}{\partial \ln W_i} \end{aligned}$$

Lederen kan internalisere følgerens respons, og vurderer slik:

$$\begin{aligned} \varphi_i &= 1 - \frac{d \ln P_i}{d \ln W_i} = 1 - \frac{\partial \ln P_i}{\partial \ln W_i} \frac{d \ln W_j}{d \ln W_i} \\ \epsilon_i &= 1 - \frac{d \ln P}{d \ln W_i} = 1 - \frac{\partial \ln P}{\partial \ln W_i} \frac{d \ln W_j}{d \ln W_i} \end{aligned}$$

Når lederen vurderer effekten på priser av en lønnsøkning i egen sektor, vil lederen internalisere prisøkningen i følgesektoren. Vi står da igjen med følgende:

$$\frac{d \ln W_j}{d \ln W_i} = \frac{d \ln P}{d \ln W_i} \quad (3.1.10)$$

Her er det illustrert hvordan elastisiteten til følgeren med hensyn på lederens nominelle lønn vil være lik elastisiteten til konsumprisindeksen med hensyn på lederens nominelle lønn. Fra dette resultatet kan vi hente at en økt lønnsvekst i den ledende sektorene fører til redusert produksjon i denne sektoren, i tillegg til lavere samlet inntekt og lavere etterspørsel etter varer fra den følgende sektoren. Et etterspørselsfall vil, alt annet likt, gi lavere priser på varer (Calmfors and Seim 2013, s.119).

3.2 Oppsummert

I min oppgave ønsker vi å se på hvordan lønnsutvikling i en sektor påvirker lønnsutviklingen i en annen sektor, altså ser vi på vurderinger gjort av to separate arbeidstakergrupper i hver sin sektor.

Teorien til Calmfors stemmer godt overens med slik som Aukrust illustrerer frontfagsmodellen. Det sentrale i min oppgave vil derfor være å estimere hvordan forholdet $W_j = f(W_i)$ er når vi ser på de utvalgte sektorene.

4 Datamateriale

I dette kapitlet vil jeg gå igjennom valgte variabler, og egenskaper ved disse. Jeg vil også fremme valg av metode, og utfordringer rundt dette. For å vise hvordan datamaterialet er behandlet før jeg går videre med den empiriske analysen, vil jeg også legge frem vurderinger og tester jeg har gjennomført.

Datamaterialet benyttet i denne oppgaven er hentet fra det årlige nasjonalregnskapet hos Statistisk Sentralbyrå(SSB 2022), fra NAV's statistikk(NAV 2022) er det hentet ut informasjon om ledighet. Oppgaven benytter data fra 1970-2021. Det er hentet ut informasjon om årlig lønn fordelt på hver sektor, produksjon, og priser for hver sektor. I arbeidet med datamaterialet er lønn fordelt på antall årsverk, og pris er implisitt beregnet ved bruttoprodukt i løpende priser delt på bruttoprodukt i basisverdi faste priser. Produktivitet i hver sektor er beregnet ved bruttoprodukt basisverdi i løpende priser delt på antall årsverk i sektoren. Basisverdi er definert av SSB som verdien produsenten sitter igjen med etter merverdiavgift og andre produktskatter er fratrukket, i tillegg til eventuelle produktsubsidier fra det offentlige. Brutttoprodukt målt i basisverdi blir da differansen mellom produksjon målt i basisverdi og produktinnsats målt i kjøperverdi (SSB 2012). I tillegg er det etablert en prisdeflator, som er gitt ved bruttoprodukt i løpende priser delt på bruttoprodukt i faste priser, i dette datamaterialet er faste priser 2015-priser. Sist er det inkludert dummy-variabler for de årene hvor det ble vedtatt i Stortinget pris- og lønnstopp (13 2013)

Sektorer som er valgt å undersøke er som beskrevet industrien som helhet, som representerer K-sektor, og finans- og utdanningssektoren som S-sektor. Som nevnt tidligere mener jeg det er interessant å se om en stor offentlig næring også følger frontfaget. Andre næringer kunne vært interessant å se på, og en større diskusjon kan bli tatt på i hvor stor grad de ulike næringene er påvirket av konkurranse og priser internasjonalt, som påpekt av Bjørnstad og Nymoen(2015, s.54).

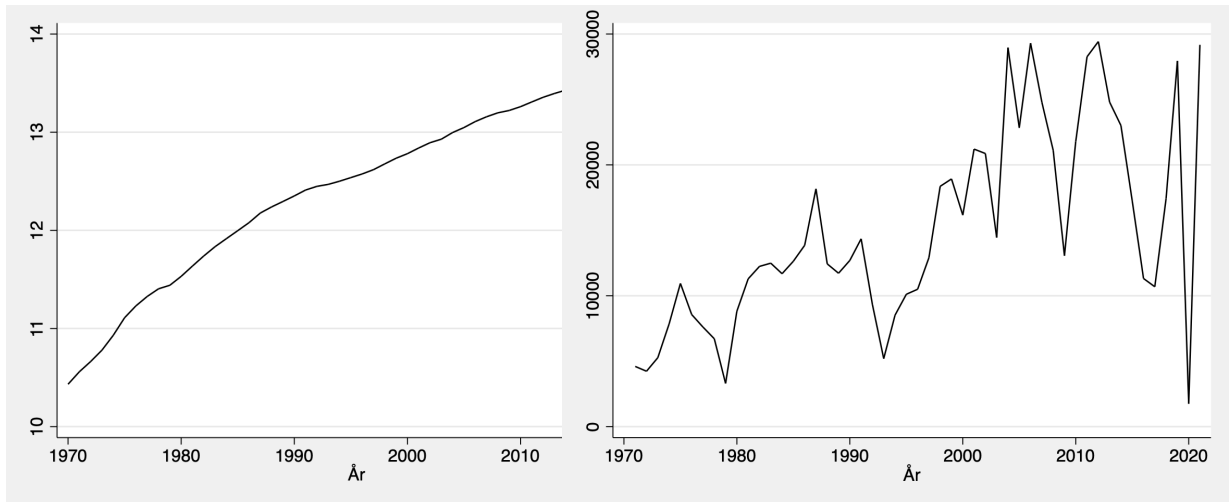
I videre behandling av enkelte variabler ser jeg på de logtransformerte variablene, dette vil vises med en \ln notasjon, mens det i tilfeller hvor jeg ser på variabler på endringsform er notasjon Δ benyttet. Endringsform vil da bety at vi har et variabel X_t , som på endringsform er definert ved $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$.

4.1 Lønn

Under presenteres lønnskostnader per timeverk i hver enkelt sektor:

- wsci* Lønnskostnader i industrien
- wsce* Lønnskostnader i utdanningssektoren
- wscf* Lønnskostnader i finanssektoren

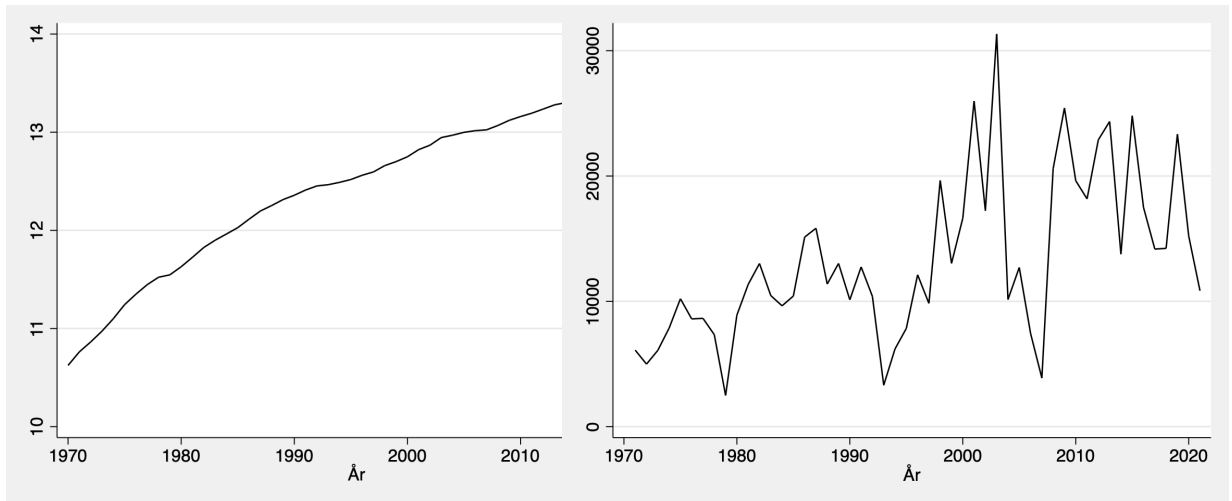
Vi kan videre se på hvordan utviklingen i disse variablene har vært gjennom tidsserien:



(a) Logtransformert

(b) På endringsform

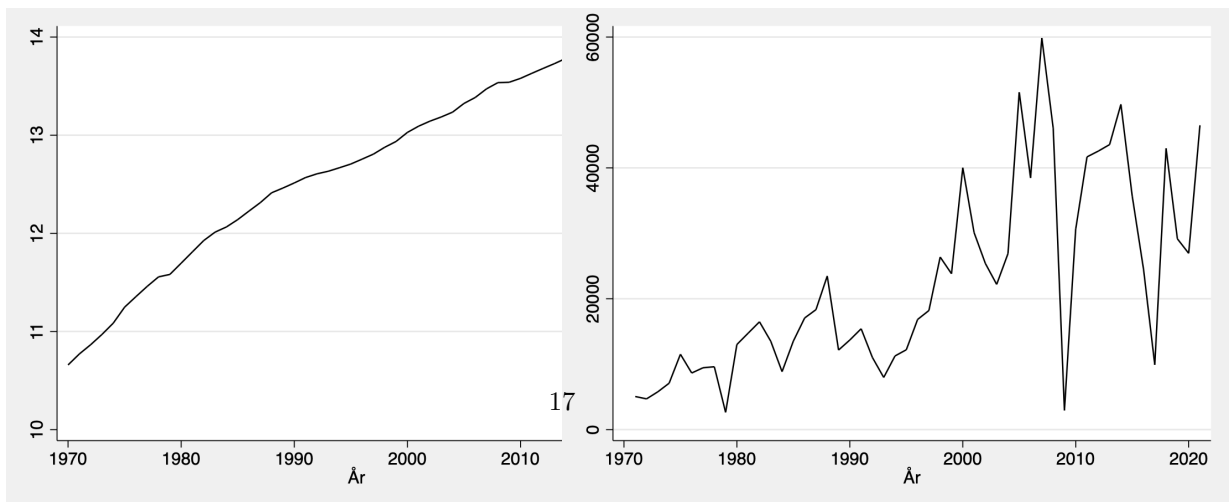
Figur 1: Lønnsutvikling i industrien



(a) Logtransformert

(b) På endringsform

Figur 2: Lønnsutvikling i utdanningssektoren

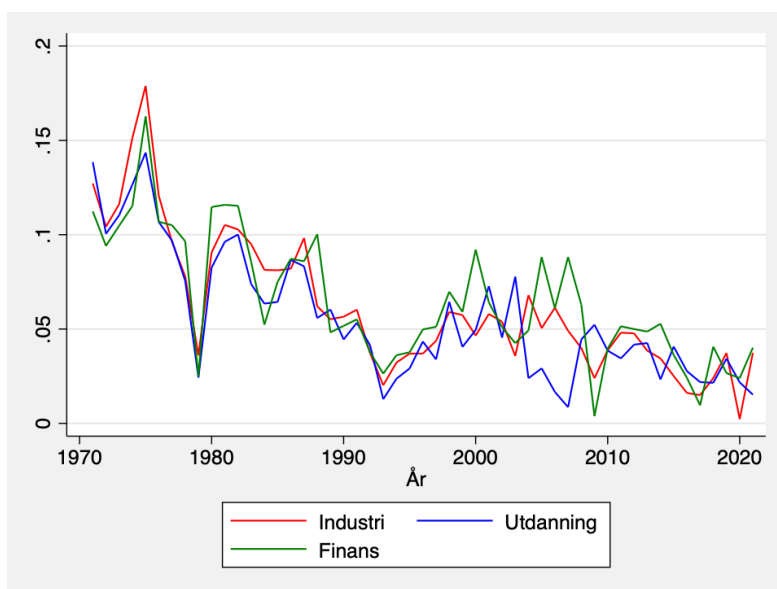


(a) Logtransformert

(b) På endringsform

Figur 3: Lønnsutvikling i finanssektoren

Fra figurene 1-3 kan vi se at det har vært varierende endringer i lønn over tidsperioden, og antydninger til at det var større variasjone fra år til år tidlig i datasettet, kontra de siste årene. For å se nærmere på variasjonene mellom sektorene samles informasjonen i en graf, fra figur 4. Det er i perioden 1970-2021 tegn på korrelasjon mellom lønnsnivåene i de tre sektorene, med noe ulik utvikling over årene. Enkelte perioder, som midten av 2000-tallet, ser det ut som utdanningssektoren har en annen utvikling enn de andre to sektorene, mens det mot slutten av samme periode er motsatt. Historiske forklaringer bak disse er ikke oppgavens formål, men vi kan ta med det som i figur 8 er et dramatisk fall i perioden 1978-1980, forklares av pris- og lønnsstopp vedtatt av stortinget.



Figur 4: Lønnsvekst i sektorene

4.2 Produktivitet

Fremstilling av produktivitet er presentert over, og i datamaterialet er variablene for hver sektor gitt som:

<i>prodsci</i>	Produktivitet i industrien
<i>prodsce</i>	Produktivitet i utdanningssektoren
<i>prodscf</i>	Produktivitet i finanssektoren

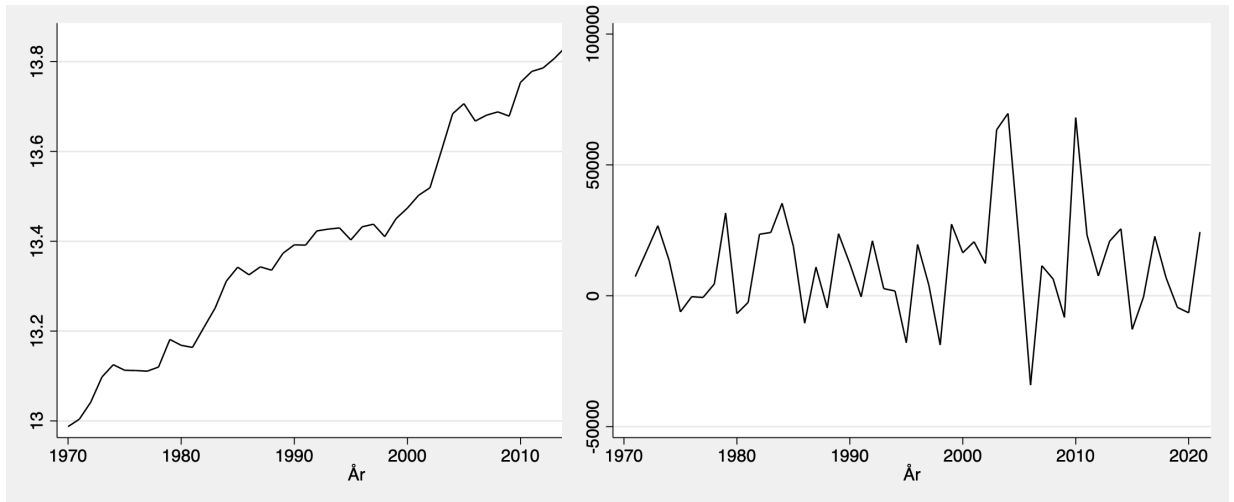
Figur 5-7 viser utviklingen i produktivitet for hver av sektorene, på henholdsvis logtransformert og logtransformert på endringsform.

4.3 Priser og ledighet

I modellen er det fordelt priser for hver sektor, samt inkludert konsumprisindeks. Hvordan priser er definert, er vist over. I datamaterialet presenteres disse variablene som:

<i>u</i>	Ledighet i økonomien
<i>cpi</i>	Konsumprisindeks
<i>psci</i>	Priser i industrien
<i>psce</i>	Priser i utdanningssektoren
<i>psc f</i>	Priser i finanssektoren

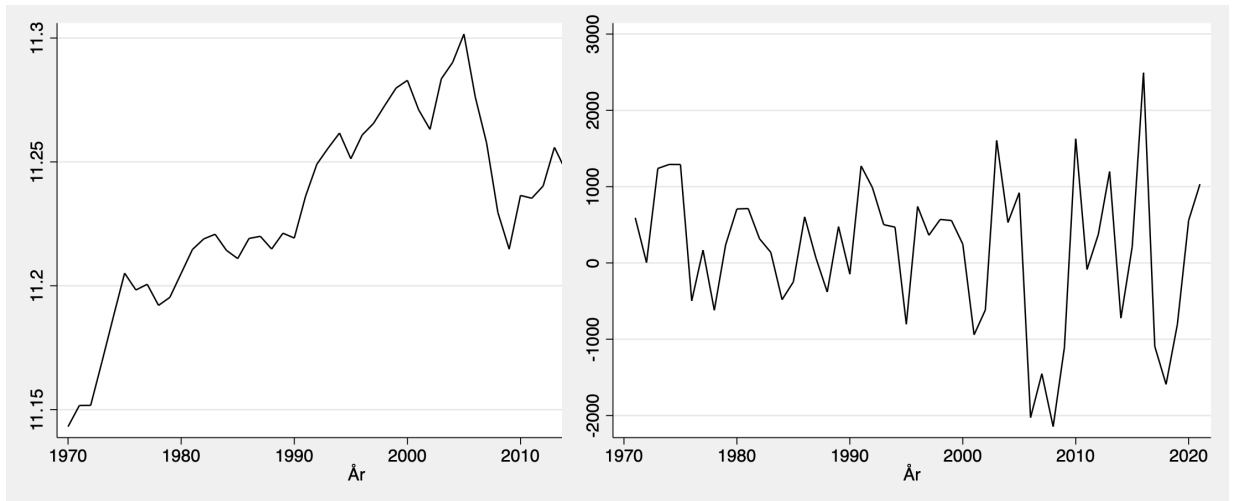
I figur 8 vises hvordan den årlige utviklingen i pris i de ulike sektorene har vært.



(a) Logtransformert

(b) På endringsform

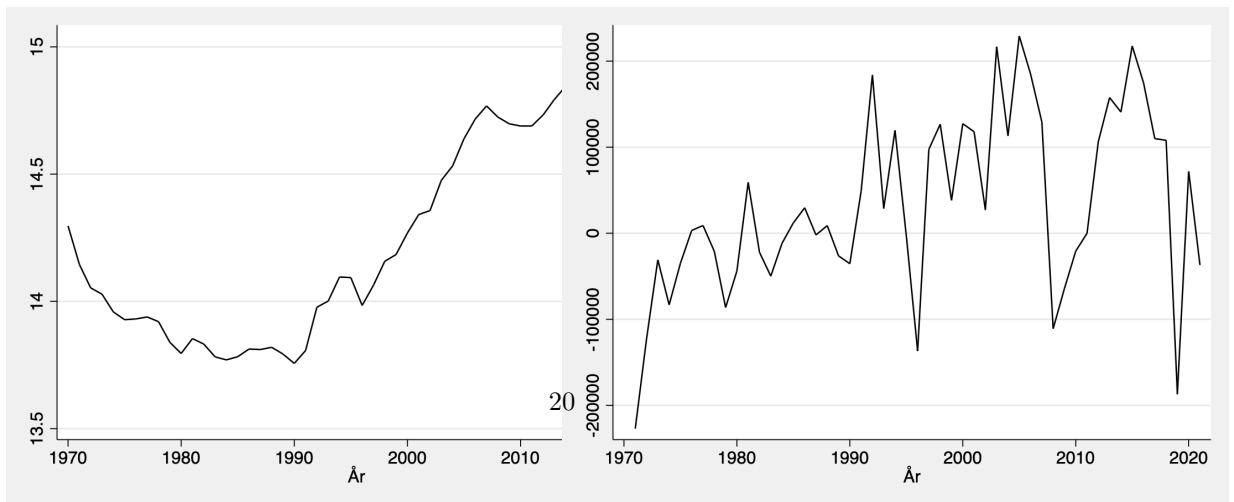
Figur 5: Produktivitetsendring i industrien



(a) Logtransformert

(b) På endringsform

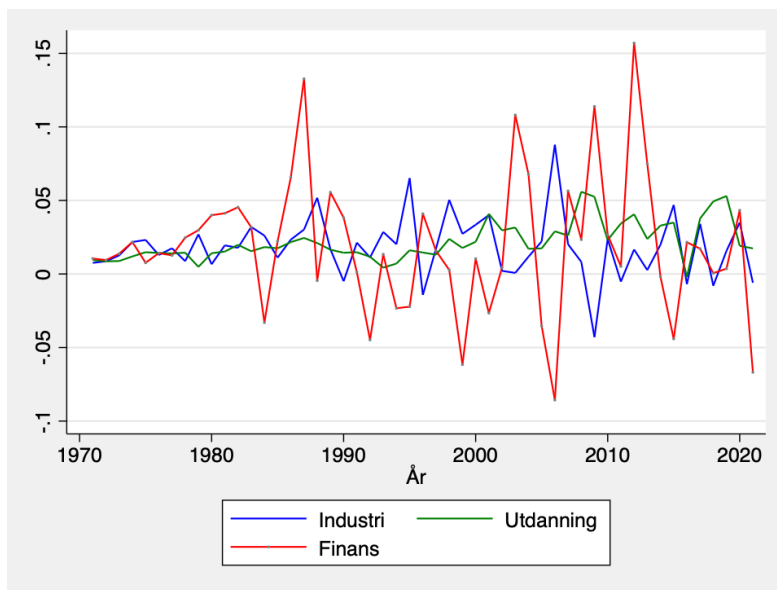
Figur 6: Produktivitetsendring i uddannelsessektoren



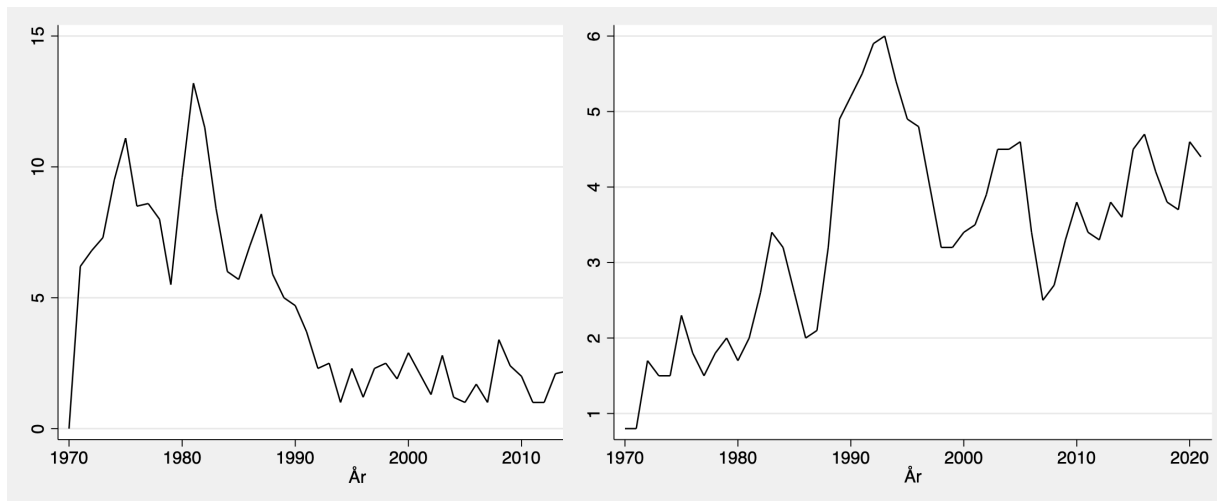
(a) Logtransformert

(b) På endringsform

Figur 7: Produktivitetsendring i finanssektoren



Figur 8: Prisutvikling i sektorene



(a) Konsumprisindeks

(b) Ledighetsrate

Figur 9: Konsumprisindeks og ledighetsrate

5 Metode

I dette kapitlet vil jeg gjennomgå metoder for gjennomgang av datamateriale opp mot oppgavens problemstilling, samt illustrere egenskaper som definerer en tidsserie. Det vil presenteres ulike tester og undersøkelsesmetoder som jeg i neste kapittel vil utnytte på datasettet. Egenskaper som studien vil fokusere på er stasjonaritet, kointegrasjon, heteroskedastisitet, og autokorrelasjon, før vi går videre med å se på hvordan VAR- og feilkorrigeringsmodellene estimeres.

5.1 Stasjonaritet

Ettersom vi benytter tidsseriedata, og de utvalgte variablene i utgangspunktet ikke er stasjonære kan vi ha spuriøse sammenhenger. Ikke-stasjonærhet kan deles i to kategorier: enhetsrøtter, som betyr at det karakteristiske polynomet tilordnet differensiallikningen har en eller flere røtter med tallverdi én (Enders 2015, s.191), og deterministiske trender, som betyr at man har tidsavhengige trender, t , og andre høyere ordens polynomer av t i tillegg til eventuelt andre dummyer (Enders 2015, s.201). For å sjekke om dette kan være tilfelle, gjennomfører vi en Dickey-Fuller test som undersøker om en valgt variabel følger en "random walk", hvilket indikerer en spuriøs sammenheng.

Vi kan begynne med å se på et tilfelle med en tidsavhengig og deterministisk trend, her modelert ved å inkludere tid direkte i modellen:

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \epsilon_t, \epsilon_t \sim IID(0, \sigma_\epsilon^2) \quad (5.1.1)$$

Motsatt tilfelle vil da være at trenden er stokastisk, som kan modeleres som en "random walk" med drift:

$$y_t = \gamma_1 + y_{t-1} + u_t, y_0 = \gamma_0, u_t \sim IID(0, \sigma_u^2) \quad (5.1.2)$$

Fra disse likningene kan vi med rekursiv iterasjon komme frem til:

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \sum_{i=1}^t u_i \quad (5.1.3)$$

Likning (5.1.3) er kun ulik likning (5.1.2) ved at restleddet er ikke-stasjonært, med varians lik $\sigma_u^2 t$. Denne forskjellen vil gi at et eventuelt sjokk er midlertidig i likning (5.1.2), mens det i likning (5.1.3) er permanent.

For å se videre på testing for enhetsrøtter, kan vi omskrive likning (5.1.3) til:

$$\begin{aligned} y_t &= \gamma_0 + \gamma_1 t + v_t \\ v_t &= \delta v_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (5.1.4)$$

Hvor ϵ_t er en stasjonær prosess med gjennomsnitt lik null. Dersom $\delta = 1$ vil restleddet være ikke-stasjonært (Enders 2015, s.208). Videre kan vi subtrahere δy_{t-1} fra likning (5.1.4), og sitter igjen med:

$$\begin{aligned} y_t &= (1 - \delta)\gamma_0 + (1 - \delta)\gamma_1 y_{t-1} + \epsilon_t \\ y_t &= \theta_0 + \theta_1 y_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (5.1.5)$$

Fra likning (5.1.5) kan vi gjennomføre to ulike tester. Vi kan gjennomføre en F-test på $(\theta_1, \delta) = (0, 1)$ eller vi kan gjennomføre en t-test på $\delta = 1$. Begge disse er Dickey-Fuller tester, men fordi verdiene ikke følger normale t- og F-fordeling, må man følge asymptotisk fordeling

For å forsikre oss om at restleddet faktisk er hvit støy, kan vi estimere modellen:

$$\Delta y_t = \theta_0 + \theta_1 t + (\delta - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^k k_j \Delta y_{t-j} + \epsilon_t \quad (5.1.6)$$

Hvor:

$$\sum_{j=1}^k k_j \Delta y_{t-j},$$

altså laggede verdier av y_t er inkludert for å fange opp eventuell autokorrelasjon i prosessen. Et annet navn på denne testen er "Augmented Dickey-Fuller" (ADF) test (Enders 2015, s.207). Dersom modellen er gitt på endringsform kan vi gjennomføre et t-test for $H_0 : (\delta - 1) = 0$.

I tillegg til ADF-test, kan vi også gjennomføre en Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test (KPSS), hvor nullhypotesen er at man har en stasjonær prosess, hvor man tester en nullhypotese om stasjonaritet, mot en alternativ hypotese om ikke-stasjonaritet (Kwiatkowski et al. 1992).

For å se på testen, kan vi anta en serie gitt ved $\{y_t\}_{t=1}^T$ med residualer fra en regresjon av y_t på $dt = (1, t)$, hvor residualene er gitt ved $\{e_t\}_{t=1}^T$. Når vi tester en nullhypotese om stasjonaritet, er testen da gitt ved (Su, Amsler, and Schmidt 2012):

$$\hat{\eta}_\tau(l) = \frac{T^{-2}}{s^2(l)} \sum_{t=1}^T S_t^2$$

Hvor S_t er en delsum av $e_t : \sum_{j=1}^t e_j$. s^2 er en Newey-West estimator (Su, Amsler, and Schmidt 2012, .s98), hvor:

$$s^2(l) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w(s, l) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s}$$

Her er $w(s, l) = 1 - s/(l+1)$, l er et lag parameter. Konsistens under nullhypotesen er betinget på at $l \rightarrow \infty$ mens $l/T \rightarrow 0$ når $T \rightarrow \infty$, sagt på en annen måte at l vokser saktere enn T .

Testen formuleres da ved:

$$\hat{\eta}_\tau^*(l) = \frac{l+1}{T} \hat{\eta}_\tau(l)$$

Dersom vi antar at y_t følger en enhetsrotsprosess, slik at vi har forholdet $y_t = y_{t-1} + u_t$ hvor u_t er stasjonær, kan vi sette den langsiktige variansen av u_t lik σ_∞^2 , og lar $W^*(s)$ være en avtrentet Wiener prosess. Om relasjonen inneholder enhetsrøtter, vil KPSS gi:

$$T^{-4} \sum_{t=1}^T S_t^2 \Rightarrow \sigma_\infty^2 \int_0^1 \left(\int_0^a W^*(s) ds \right)^2 da,$$

Gitt betingelsene over, har vi at:

$$(l+1)^{-1} T^{-1} s^2(l) \Rightarrow \sigma_\infty^2 \int_0^1 W^*(s)^2 ds$$

Hvor "⇒" angir svak konvergens. Vi kan kombinere de siste to likningene, og står igjen med:

$$\hat{\eta}_\tau^*(l) \Rightarrow \frac{\int_0^1 \left(\int_0^a W^*(s) ds \right)^2 da}{\int_0^1 W^*(s)^2 ds}$$

Forfatterne bak testen arguemnterer for at T_n konvergerer i fordelingen til $\int_0^1 V(t)^2 dt$ ved stasjonaritet, hvor $V(t)$ er en standard "Brownian bridge" (Guan 2008, s.801).

En fordel med å benytte begge disse testene er ikke kun at man kan få bekreftet stasjonaritet dersom begge gir samme resultat, men også at dersom KPSS-testen viser ikke-stasjonaritet mens ADF-testen viser stasjonaritet, kan vi ha et tegn på trend-stasjonaritet. Stasjonaritet i ikke-stasjonære variable kan løses ved å differensiere variable, eller ved å eliminere årsaken til ikke-stasjonaritet (eller en trend) fra variabelen (Enders 2015, s.112).

5.2 Kointegrasjon

I arbeidet med tidsserier er det sentralt å etablere eventuell kointegrasjon mellom variabler. For å illustrere kointegrasjon, kan vi sette opp to likninger (Enders 2015, s.351):

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_{yt} + e_{yt} \\ x_t &= \mu_{zt} + e_{zt} \end{aligned} \tag{5.2.1}$$

Hvor μ_{it} er en "random walk"-prosess, og illustrerer en stokastisk trend i en variabel i , mens e_{it} er en stasjonær faktor av samme variabel. Dersom variablene, i dette tilfellet y_t og z_t , er kointegrerte av orden (1,1), vil det være verdier av koeffisientene β_1 eller β_2 som gjør sammenhengen $\beta_1 y_t + \beta_2 z_t$ stasjonær. Ved innsettelse i likning (5.2.1) kan vi se på kointegrasjon analytisk:

$$\begin{aligned} \beta_1 y_t + \beta_2 z_t &= \beta_1 (\mu_{yt} + e_{yt}) + \beta_2 (\mu_{zt} + e_{zt}) \\ &= (\beta_1 \mu_{yt} + \beta_2 \mu_{zt}) + (\beta_1 e_{yt} + \beta_2 e_{zt}) \end{aligned} \tag{5.2.2}$$

For at sammenhengen skal være stasjonær, må $(\beta_1\mu_{yt} + \beta_2\mu_{zt})$ være lik null, fordi man ellers vil ha en trend også i summen. Betingelsen for stasjonaritet er derfor:

$$\beta_1\mu_{yt} + \beta_2\mu_{zt} = 0 \quad (5.2.3)$$

Som definert tidligere er μ_{it} en stokastisk faktor, og vil dermed kunne variere over tid. Betingelsen er oppfylt for alle verdier av t , når β_1 og β_2 begge er ulik null, kun ved:

$$\mu_{yt} = -\frac{\beta_2\mu_{zt}}{\beta_1} \quad (5.2.4)$$

For å finne den eventuelle kointegrasjonen mellom variablene, må vi først gjennomføre en pretest for å se hvilken orden hver av variablene er integrert i, fordi kointegrasjon avhenger av at variablene er integrert av samme orden (Enders 2015, s.360). For å finne integreringsorden for variablene, kan man benytte ADF definert tidligere, og finne antall enhetsrøtter for variablene. Videre estimerer man den langsiktige likevekten, for relasjonen:

$$y_{1,t} = \beta_0 + \beta_1 y_{2,t} + e_t \quad (5.2.5)$$

Fra dette kan man estimere residualet for feilleddet, \hat{e}_t , som viser avviket fra den langsiktige likevekten. Om avviket er stasjonært, kan man påstå at forholdet mellom $y_{1,t}$ og $y_{2,t}$ er kointegrert av lik orden, (1,1). Vi kan da etablere residualenes autoregresjon som:

$$\Delta\hat{e}_t = a_1\hat{e}_{t-1} + \epsilon_t \quad (5.2.6)$$

Det vil nå være teoretisk mulig å benytte en Dickey-Fuller test, men det sanne feilleddet er ikke kjent ettersom vi kun har hentet ut det estimerte restleddet. Det vil derfor fortrinnsmessig å benytte en Augmented Dickey-Fuller test på relasjonen:

$$\Delta\hat{e}_t = a_1\hat{e}_t + \sum_{i=1}^n a_{i+1}\Delta\hat{e}_{t-i} + \epsilon_t \quad (5.2.7)$$

Og teste en nullhypotese $a_1 = 0$. Ved å forkaste nullhypotesen konkluderer man med at residualene er stasjonære, med andre ord at variablene er kointegrert. Det er verdt å nevne at kointegrerte variabler gir "superkonsistente" OLS-estimer, altså at de konvergerer raskere enn de ville gjort i OLS-modeller med rent stasjonære variabler (Enders 2015, s.361).

5.3 Heteroskedastisitet

Heteroskedastiske feilledd gir at feilleddene ikke nødvendigvis er uavhengige og identisk distribuert. En OLS-estimator vil fortsatt kunne være konsistent, men fordi standardavvikene ikke er konstante over tid kan variansen bli høyere da alle observasjoner har lik vektning. Det må kontrolleres for i utformingen av modellen for å kunne gi gode konklusjoner basert på estimeringen

(Verbeek 2004, s.70).

For å illustrere dette kan vi ta utgangspunkt i en enkel lineær modell:

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

Ved konsistente og forventingsrette OLS-estimer, antar vi:

$$E(u|x_1, x_2, \dots, x_k) = 0$$

Hvor variansen til feilleddet er et lineært forhold for gitte x_j :

$$u^2 = \mu_0 + \mu_1 x_1 + \mu_2 x_2 + \dots + \mu_k x_k + v$$

Gitt homoskedastisk feilledd vil v være uavhengig av variablene x_1, x_2, \dots, x_k , og ha gjennomsnitt lik null. Formulerer da nullhypotesen for homoskedastisk feilledd:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k = 0$$

Ved å forkaste nullhypotesen anerkjenner man heteroskedastisitet. Selve testen blir da en Lagrange multiplikasjonstest(LM) av residualene fra hovedregresjonen, gitt som:

$$LM = n \times R_{\hat{u}^2}^2$$

5.4 Autokorrelasjon

I tidsserier kan man observere seriekorrelerte residualer, eller autokorrelasjon, som ble nevnt i delkapittelet om stasjonaritet. Vi kan definere autokorrelasjon mellom to perioder, y_t og y_{t-s} som:(Verbeek 2004, s.53):

$$\rho_s = \frac{\gamma_s}{\gamma_0}, \quad (5.4.1)$$

hvor γ_0 og γ_s er definert av:

$$[cov(y_t, y_{t-s}) = cov(y_{t-j}, y_{t-j-s} = \gamma_s]$$

Om vi videre antar en prosess med seriekorrelerte residualer, som kan se slik ut:(Verbeek 2004, s.100)

$$y_t = x_t' \alpha + u_t \quad (5.4.2)$$

Hvor x_t' er en vektor med forklaringsvariabler og , så kan vi sette opp en formel også for feilleddet, u_t slik:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_k u_{t-k} + v_t \quad (5.4.3)$$

Hvor v_t er et residual med gjennomsnitt lik null, og en konstant varians lik σ_v^2 , og uten seriekorrelasjon. Ved å teste dette forholdet for alle ρ lik null, vil vi ikke ha seriekorrelasjon og hver

observasjon er uavhengig. Om vi ikke kan forkaste at ρ er lik null kan vi ikke avvise seriekorrelasjon, og må da godta at fremtidige observasjoner er påvirket av tidligere verdier.

For å teste denne hypotesen kan man benytte en Breusch-Godfrey Lagrange multiplikasjonstest, hvor vi henter ut R^2 fra regresjonen:

$$\hat{u}_t = \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \rho_k \hat{u}_{t-k} + v_t \quad (5.4.4)$$

Ved å multiplisere R^2 fra denne regresjonen med antall observasjoner, $T - 1$, vil man under nullhypotesen ha en χ^2 fordeling med én frihetsgrad. Dette innebærer at en R^2 nær null gir oss at laggede verdier av residualene i liten grad forklarer verdien på nåværende residualer. Generelt kan vi da sette det opp som:

$$nR^2 \sim \chi_k^2$$

Hvor $n = T_k$, og k er antallet lagg.

5.5 Vector Autoregression model(VAR)

En VAR-modell er en multivariat situasjon, hvor en stokastisk prosess konstruerer en tidsserie for en vektor av variable(Verbeek 2004, s.321). Det er en praktisk metode for å illustrere bevegelsene til flere variabler over en felles tidsperiode, og innehar den funksjonen at det ikke er tydelig hvilke variable som er endogene eller eksogene, men heller et system hvor alt påvirker alt. I tradisjonelle VAR-modeller benytter man også kun laggede verdier på forklaringsvariabler, hvilket fjerner eventuelle simultanitetsutfordringer man kan ha i modelleringen. Det vil være fortrinnsmessig å benytte en VAR-modell i dette tilfelle, da man kan anta at forklaringsvariablene ikke kun er avhengige av tidligere verdier av seg selv, men heller tidligere verdier av en rekke forklaringsvariabler.

Vi kan formulere systemet på generell form som:

$$Y_t = \delta_1 + \theta_{11}Y_{t-1} + \theta_{12}X_{t-1} + \epsilon_{1t} \quad (5.5.1)$$

$$X_t = \delta_2 + \theta_{21}Y_{t-1} + \theta_{22}X_{t-1} + \epsilon_{2t} \quad (5.5.2)$$

Hvor ϵ_{it} , $i = 1, 2$ er hvit støy, og mulig korrelert. Om man finner ut at for eksempel $\theta_{12} \neq 0$, betyr det at tidligere verdier av variabelen X er en del av forklaringen til dagens verdi av variabelene Y . Dette er et tilfelle av enveis Granger-kausaltet. For å undersøke dette kan vi gjennomføre en F-test, med en nullhypotese om at $\theta_{12} = \theta_{21} = 0$. Vi kan omskrive systemet til:

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ X_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} \\ \theta_{21} & \theta_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (5.5.3)$$

Som igjen kan forenkles til:

$$\vec{Y}_t = \delta + \Theta_1 \vec{Y}_{t-1} + \vec{\epsilon}_t \quad (5.5.4)$$

En utfordring i utformingen av VAR-modeller er å bestemme antallet perioder bakover man skal benytte for å gi best mulig modell. Vi må derfor utforme kriterier for å velge dette, og har ulike muligheter.

Akake Information Criterion(AIC) og Schwartz Bayesian Criterion(SBC) er to tradisjonelle muligheter, de er gitt henholdsvis ved:

$$\begin{aligned} AIC &= T \times \ln(SSR) + 2n \\ SBC &= T \times \ln(SSR) + n \times \ln(T) \end{aligned}$$

Hvor n er antallet parametre og T er antallet brukbare. Målet med begge kriteriene er å oppnå så lavt resultat som mulig, da dette er den reduksjonen av modellen som gir best forklaring. Ettersom SSR inngår i likningene vil de med økt forklaringskraft i utgangspunktet få et høyere resultat, men fordi antall parametre gir en ”straff” som i en tidsserie over en tilstrekkelig lang periode ofte vil være sterkere enn økningen i SSR .

5.6 Feilkorrigeringsmodell(EqCM)

En feilkorrigeringsmodell bygger på en teori om at dersom to variable har et langsiktig forhold, så må det være en faktor som trekker variablene tilbake mot hverandre(Verbeek 2004, s.318). Dermed vil feilkorrigeringsmodellen presentere hvordan det kortsiktige avviket i en av variablene fra den langsiktige likevekten påvirker endring i variablene over tid. Ved kointegrasjon mellom to variabler har vi fra Grangers representasjonsteorem at det må være en feilkorrigeringsmodell for en eller begge variabler.

Vi har en generell langsiktig sammenheng:

$$y_t = \alpha + \beta_1 x_t + u_t \tag{5.6.1}$$

Hvor y_t og x_t representerer de to ulike variablene. Variablene er kointegrerte, de er ikke-stasjonære, og de kan på kort sikt avvike fra den langsiktige likevekten. Utnytter at ettersom de er kointegrerte, må det eksistere en EqCM for enten én eller begge variabler. Vi kan videre anta at feilledet avhenger av tidligere verdier, $\epsilon_t = \delta_i \epsilon_{t-i}$, samt $\epsilon_{t-1} = y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}$, altså en stasjonær relasjon mellom to kointegrerte variabler. Om vi inkluderer dette i relasjonen, har vi med y_t på venstre side::

$$y_t = \beta_1 x_t + \delta_1 (y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}) + \epsilon_t \tag{5.6.2}$$

For å få dette på endringsform kan vi legge til og trekke fra y_{t-1} og $\beta_1 x_{t-1}$ på begge sider:

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t - (1 - \delta)(y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}) + \epsilon_t \tag{5.6.3}$$

Nå har vi at en endring i y_t er avhengig av en kortsiktig effekt som følge av endring i x_t , samt avviket fra den langsiktige likevekten, med en tilpasningshastighet lik δ . Feilkorrigeringsleddet, $EqCM_{t-1}$ kan da skrives som:

$$EqCM_{t-1} = (y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}) \quad (5.6.4)$$

Vi har en konsistent modell når y_t og x_t er kointegrerte med vektoren $(1 - \beta_1)'$.

For å undersøke om variablene er kointegrerte med vektoren, kan vi sette opp relasjonene:

$$\Delta y_t = \gamma_1 + \gamma_y(y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}) + \sum_{i=1}^T \Delta \gamma_{11} y_{t-i} + \sum_{i=1}^T \gamma_{12} x_{t-i} + \epsilon_{y,t} \quad (5.6.5)$$

$$\Delta x_t = \gamma_2 + \gamma_x(y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}) + \sum_{i=1}^T \Delta \gamma_{21} y_{t-i} + \sum_{i=1}^T \Delta \gamma_{22} x_{t-i} + \epsilon_{x,t} \quad (5.6.6)$$

Gjennom en t-test på parametrene γ_y og γ_x kan vi finne om vektoren er kointegrert. Det estimerte residualet, ϵ_t vil illustrere avviket fra den langsiktige likevekten i perioden t .

6 Resultater

I dette kapitlet vil jeg kategorisk gå igjennom de ulike metodene presentert i forrige kapittel, og presentere resultater når disse er benyttet på mitt datasett. Jeg vil også kommentere de funn som gjøres underveis, før de i neste kapittel samles til en konklusjon opp mot oppgavens problemstilling. Målet med estimeringene er primært å se om det er kointegrasjon mellom lønnsutviklingen i sektorene og hvilken retning det eventuelt går, og sekundært å se hvilke faktorer som påvirker lønnsutviklingen i frontfaget. Begge disse for å kunne svare på om Aukrust-modellen er styrende for lønnsutviklingen i Norge.

Måten Camarero m.fl ser på denne sammenhengen kan oppsummeres i to likninger(Calmfors and Seim 2013, s.53):

$$\begin{aligned}w_{L,t} &= c_{L,t} + m_{L,t} + \eta_{L,t} \\w_{F,t} &= \delta_F + \theta_F w_{L,t} + \eta_{F,t}\end{aligned}$$

Hvor w er lønn, c er produktivitet, m er andre faktorer som påvirker lønnsnivået positivt, og η er arbeidskraftsmobiliteten. Notasjon L er for frontfaget, og F er for følgersektor. Faktoren θ avgjør i hvilken grad lønnsnivået faktisk følger frontfaget, og vil i min oppgave være det jeg vil estimere. På samme måte ønsker jeg å finne ut om man snur modellen så vil man kunne se om frontfagets lønnsnivå blir påvirket av andre sektorer. Sekundært vil jeg også se på om lønnsnivået i frontfaget blir bestemt av produktiviteten i sektoren. Dette forholdet vil være med i estimeringen, hvor vi etter å ha studert egenskapene ved variablene ser på kausalitetsforhold, før vi estimerer feilkorrigeringsmodeller for å se på hvordan

6.1 ADF og KPSS

I forrige kapittel ble det presentert to ulike tester for stasjonaritet. At jeg bruker to ulike tester er for å kunne slå tryggere fast at variablene faktisk er stasjonære, i tillegg til at testene har ulike fremgangsmåter, og på den måten gir et tryggere resultat om begge slår fast det samme.

Jeg vil først gå igjennom ADF-tester for variablene, deretter KPSS-tester. Variablene vil være kategorisert som lønnsvariabler, produktivitet, og priser og ledighet.

6.1.1 Lønnsvariabler

Jeg benytter logaritmene av variablene på endringsform, og henter resultater fra STATA.

Tabell 1: Augmented Dickey Fuller-test - Lønn

Variabel	t-verdi	1% kritisk verdi	5% kritisk verdi	10% kritisk verdi
$\Delta \ln wsci_t$	-2.433	-3.580	-2.930	-2.600
$\Delta \ln wsce_t$	-3.018	-3.580	-2.930	-2.600
$\Delta \ln wscf_t$	-3.350	-3.580	-2.930	-2.600

I tabell 1 er det gjennomført ADF for hver av lønnsvariablene. Vi kan forkaste nullhypotesene ved 5% signifikansnivå for $\Delta \ln wsce_t$ og $\Delta wscf_t$, mens vi får $\Delta wsci_t$ ikke kan forkaste nullhypotesen. Kan da ikke konkludere med rent stasjonære variabler, og vi kan ha en trend i datasettet. Dette vil kontrolleres senere.

Tabell 2: KPSS-test - Lønn

Variabel	t-verdi	1% kritisk verdi	2.5% kritisk verdi	5% kritisk verdi
$\Delta \ln wsci_t$	7.400	2.412	1.950	1.579
$\Delta \ln wsce_t$	7.384	2.412	1.950	1.579
$\Delta \ln wscf_t$	7.425	2.412	1.950	1.579

Tabell 2 viser KPSS-test for lønnsvariablene, hvor nullhypotesen er at vi har trendstasjonaritet. Ettersom vi kan forkaste nullhypotesen, styrker dette bevisene for at vi mulig har en trend i datamaterialet, som vil gjennomgås senere.

6.2 Kointegrasjon, heteroskedastisitet, og autokorrelasjon

Fremgangsmåten vi benytter for testing av kointegrasjon er presentert i forrige kapittel. Deles opp i en del for relasjonen mellom utdanningssektoren og industrien, og en del for relasjonen mellom finanssektoren og industrien, før det oppsummeres avslutningsvis.

6.2.1 Utdanningssektoren og industrien

I dette tilfelle vil vi først se på den langsiktige relasjonen mellom industri og utdanningssektoren, estimert ved OLS:

$$wsci_t = \alpha + \beta wsce_t + u_t$$

$$\hat{u}_t = \gamma + \sum_{p=1}^p \theta_p \Delta \hat{u}_{t-p} + \mu \hat{u}_{t-1} + \eta_t$$

Videre tester man om residualene er stasjonære ved en ADF-test.

Tabell 3: ADF-test av residualet for utdanningssektoren og industrien

Variabel	t-verdi	1% kritisk verdi	5% kritisk verdi	10% kritisk verdi
\hat{u}_t	-2.491	-2.620	-1.950	-1.610

Dersom man forkaster nullhypotesen, $H_0 : \mu = 0$, har man kointegrasjon, da residualet er stasjonært. Vi kan se at vi kan forkaste nullhypotesen til 5% signifikansnivå, og vi har kointegrasjon mellom utdanningssektoren og industrien. Estimeringen sier ingenting om hvilken retning dette går.

Tester videre om vi har homoskedastiske feilledd i modellen:

Tabell 4: Breusch-Pagan test for utdanningssektoren og industrien

χ^2	p-verdi
4.22	0.0399

Ser fra tabell 4 at vi kan forkaste nullhypotesen om homoskedastiske feilledd, og anerkjenner at vi har heteroskedastisitet i relasjonen.

Sist kan vi se etter autokorrelerte residualer i relasjonen mellom utdanningssektoren og industrien. Metode brukt er en Breusch-Godfrey Lagrange multiplikasjonstest, som er presentert tidligere. Resultatene er presentert i tabell 5.

Tabell 5: Breusch-Godfrey test for utdanningssektoren og industrien

lags(p)	χ^2	p-verdi
1	0.433	0.5103

Vi kan altså ikke forkaste nullhypotesen om ingen seriekorrelasjon, og anerkjenner dermed at vi ikke har autokorrelerte residualer.

6.2.2 Finanssektoren og industrien

Ser så på forholdet mellom finanssektoren og industrien med samme fremgangsmåte. Den langsiktige relasjonen estimert med OLS:

$$wsci_t = \alpha + \beta wscf_t + u_t$$

$$\hat{u}_t = \gamma + \sum_{p=1}^p \theta_p \Delta \hat{u}_{t-p} + \mu \hat{u}_{t-1} + \eta_t$$

Tabell 6: ADF-test av residualen for finanssektoren og industrien

Variabel	t-verdi	1% kritisk verdi	5% kritisk verdi	10% kritisk verdi
\hat{u}_t	-0.998	-2.620	-1.950	-1.610

Resultatene presentert i tabell 6 viser at vi ikke har kointegrasjon mellom finanssektoren og industrien.

Tabell 7: Breusch-Pagan test for finanssektoren og industrien

χ^2	p-verdi
0.01	0.9230

Resultatene presentert i tabell 7 gir at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om homoskedastiske feilledd.

Deretter kan vi gjennomføre samme test som brukt tidligere for autokorrelasjon:

Tabell 8: Breusch-Godfrey test for finanssektoren og industrien

lags(p)	χ^2	p-verdi
1	0.7.008	0.0081

Resultatene av Breusch-Godfrey testen presentert i tabell 8 viser at vi kan forkaste nullhypotesen om ingen seriekorrelasjon i residualene, og vi anerkjenner dermed at vi har autokorrelasjon.

Oppsummert ser vi da en klar forskjell i de to forholdene, hvor vi finner kointegrasjon og heteroskedastiske residualer i relasjonen mellom utdanningssektoren og industrien, mens vi i relasjo-

nen mellom finanssektoren og industrien ikke finner kointegrasjon, og har homoskedastiske residualer. Vi kan allikvel ikke si noe om hvilken retning kointegrasjonen mellom utdanningssektoren og industrien går, og vi vil forsøke å etablere en retning på dette når vi estimerer VAR-modellene. Sist har vi at det er autokorrelasjon i forholdet mellom finanssektoren og industrien, men ikke i forholdet mellom utdanningssektoren og industrien.

6.3 VAR-modeller

Som diskutert i forrige kapittel må vi først avgjøre hvor mange lags som skal inkluderes før vi setter opp VAR-modellene. Dette avgjøres av de nevnte testene SBIC og AIC, eller eventuelt også Hannan-Wuinn Criterion(HQIC). Alle resultater er hentet fra STATA.

6.3.1 Industri og utdannelse

I dette delkapittelet presenteres resultater fra estimering av en VAR-modell for industri- og utdanningssektoren. Modellen kan oppsummeres med følgende likninger:

$$\Delta lnwsce_t = \gamma_{10} + \sum_{i=1}^k a_{1i} \Delta lnwsce_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta lnwsci_{t-i} + \sum_{i=1}^k X'_{t-i} + \epsilon_t^{ei} \quad (6.3.1)$$

$$\Delta lnwsci_t = \gamma_{20} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta lnwsci_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta lnwsce_{t-i} + \sum_{i=1}^k X'_{t-i} + \epsilon_t^{ie} \quad (6.3.2)$$

Hvor $\sum_{i=1}^k X'_{t-i}$ er en vektor av andre uavhengige predeterminerte variabler.

Finner videre optimalt antall lags gjennom LM-test, som presentert tidligere. Resultatene er presentert i tabell 9:

Tabell 9: LM-test for utdanningssektoren og industrien

lag	LL	LR	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	226.18			2.5e-07	-9.53957	-9.50995	-9.46084
1	225.263	58.166*	0.000	8.5e-08	-10.6069*	-10.5181*	-10.3708*
2	255.324	0.12205	0.998	1.0e-07	-10.4393	-10.2912	-10.0457

Fra LM-testen har vi unisont at det er én lagg som er optimalt å bruke.

Tabell 10: VAR-modeller for utdanningssektoren og industrien

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wsci_t$	$\Delta \ln wsci_{t-1}$	0.363955	0.2206377	1.25	0.107
$\Delta \ln wsci_t$	$\Delta \ln wsce_{t-1}$	0.1912049	0.2310111	0.83	0.413
$\Delta \ln wsce_t$	$\Delta \ln wsci_{t-1}$	0.2565402	0.2071758	1.24	0.223
$\Delta \ln wsce_t$	$\Delta \ln wsce_{t-1}$	0.0498527	0.2169163	0.23	0.819

I tabell 10 presenteres resultatene av VAR-modellene.

Tabell 11: Granger-kausaltetstest for utdanningssektoren og industrien

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	p-verdi
$\Delta \ln wsci_t$	$\Delta \ln wsce_t$	0.7063
$\Delta \ln wsce_t$	$\Delta \ln wsci_t$	0.4715

Tabell 11 presenterer resultatene av Granger-kausaltetstest mellom lønnsutviklingen i industrien og utdanningssektoren. Denne tester da om $H_0 : \beta_{1i} = 0$, og om $H_0 : \beta_{2i} = 0$. Vi kan ikke forkaste nullhypotesen om at verken laggede verdier av lønn i industrien påvirker lønnsutviklingen i utdanningssektoren, eller omvendt, på kort sikt. Det kan hende det sanne forholdet inkluderer flere kointegrerte variabler, og at vi derfor har misvisende resultater.

6.3.2 Industri og finanssektoren

I dette delkapittelet presenteres resultater fra en estimering av en VAR-modell for finanssektoren og industrien. Presenterer igjen oppsummerende likninger:

$$\Delta \ln wscf_t = \gamma_{10} + \sum_{i=1}^k a_{1i} \Delta \ln wscf_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{1i} \Delta \ln wsci_{t-i} + \sum_{i=1}^k X'_{t-i} + \epsilon_t^{fi} \quad (6.3.3)$$

$$\Delta \ln wsci_t = \gamma_{20} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta \ln wsci_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{2i} \Delta \ln wscf_{t-i} + \sum_{i=1}^k X'_{t-i} + \epsilon_t^{if} \quad (6.3.4)$$

Tabell 12: LM-test for finanssektoren og industrien

lag	LL	LR	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	225.034			2.6e-07	-9.4908	-9.46618	-9.41207
1	252.211	54.354	0.000	9.7e-08*	-10.4771*	-10.3882*	-10.2409*
2	253.247	2.0718	0.723	1.1e-07	-10.3509	-10.2028	-9.95727

I forholdet mellom finanssektoren og industrien viser LM-testene unisont at modellen er optimalisert ved én lagg, noe vi tar med inn i VAR-modellen.

Tabell 13: VAR-modeller for finanssektoren og industrien

Avhengig variable	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wsci_t$	$\Delta \ln wsci_{t-1}$	0.5772303	0.2084865	2.77	0.009
$\Delta \ln wsci_t$	$\Delta \ln wscf_{t-1}$	-0.2618764	0.1834807	-1.43	0.162
$\Delta \ln wscf_t$	$\Delta \ln wsci_{t-1}$	0.6198617	0.2266467	2.73	0.009
$\Delta \ln wscf_t$	$\Delta \ln wscf_{t-1}$	-0.3260523	0.1994628	-1.63	0.110

Tabell 14: Granger-kausaltetstest for finanssektoren og industrien

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	p-verdi
$\Delta \ln wsci_t$	$\Delta \ln wscf_t$	0.1561
$\Delta \ln wscf_t$	$\Delta \ln wsci_t$	0.0132

I tabell 14 presenteres resultater fra Granger kausalitetstester mellom industrien og finanssektoren. Fra disse kan vi forkaste $H_0 : \gamma_{1i} = 0$ til 5% signifikansnivå, altså finner vi Granger kausalitet fra lønnsveksten i industrien til lønnsveksten i finanssektoren. Vi kan ikke forkaste $H_0 : \gamma_{2i} = 0$ til 10% signifikansnivå, og finner ingen Granger kausalitet i retning fra finanssektoren til industrien.

6.3.3 Oppsummering av VAR-modellene

I de tidlige undersøkelsene finner vi da ingen kointegrering mellom industrien og utdanningssektoren, hvilket betyr at utdanningssektoren ikke følger lønnsutviklingen til frontfaget. Dette vil

drøftes senere. Mellom finanssektoren og industrien finner vi i VAR-modellen at lønnsutviklingen i industrien og finanssektoren er avhengig av laggede verdier av lønnsutviklingen i industrien, og gjennom en Granger kausalitetstest finner vi at denne kointegreringen går i retningen fra industrien til finanssektoren, i tråd med frontfagsmodellen.

6.4 EqCM

Så langt har vi kunnet etablere hvordan relasjonene mellom variablene er, og hvilke egenskaper de innehar. Går nå videre med å undersøke hvordan disse egenskapene påvirker forholdene gjennom EqCM. Jeg vil gå kategorisk gjennom ulike modeller, hvor den fulle modellbeskrivelsen vil være i appendiks.

6.4.1 Enkle feilkorrigeringsmodeller

Fant at vi har kointegrasjon begge veier mellom industrien og finanssektoren. For å ta høyde for lønn-lønnseffekter, for å etablere hvilken retning feilkorrigeringen går på kort sikt, i forhold til den langsiktige likevekten. For å gjøre dette estimeres relasjonene ved OLS med en lag.

$$\Delta \ln wsci_t = \alpha + \beta_1 \ln wsci_{t-1} + \beta_2 \ln wscf_{t-1} + \gamma_1 \Delta \ln wsci_{t-1} + \gamma_2 \Delta \ln wscf_{t-1} + \epsilon_{if} \quad (6.4.1)$$

Vi kan oppsummere resultatene fra modellen slik:

Tabell 15: Oppsummering av modell I1

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wsci_t$	$\ln wsci_{t-1}$	-0.0999423	0.0543868	-1.84	0.073
$\Delta \ln wsci_t$	$\ln wscf_{t-1}$	0.0752199	0.0496765	1.51	0.137
$\Delta \ln wsci_t$	$\Delta \ln wsci_{t-1}$	0.48342	0.1876423	2.58	0.013
$\Delta \ln wsci_t$	$\Delta \ln wscf_{t-1}$	-0.0565331	0.1635222	-0.35	0.731

Fra tabell 15 kan vi hente at både den laggede verdien av lønn i industri og i finanssektoren er signifikant til 5% signifikansnivå, mens $\Delta wscf_{t-1}$ er signifikant til 10% signifikansnivå. Vi har da tegn på at det er kointegrasjon. Breusch-Pagan testen, referert her fra appendiks(32), viser at vi kan forkaste nullhypotesen om heteroskedastiske feilledd til 5% signifikansnivå, og har da konstant varians. Breusch-Godfrey testen viser at vi kan forkaste nullhypotesen om ingen seriekorrelerte feilledd, altså har vi autokorrelasjon.

Vi kan omskrive likning (7.5.1) for å få den på EqCM form:

$$\Delta \ln wsci_t = \alpha + \gamma_1 \Delta \ln wsci_{t-1} + \gamma_2 \Delta \ln wscf_{t-1} - \beta_1 (\ln wsci_{t-1} - \beta_3 \ln wscf_{t-1}) + \epsilon_{if} \quad (6.4.2)$$

Hvor β_1 er tilpasningshastigheten mot den langsiktige likevekten. Den kointegrerende vektoren er gitt ved $(1 - \beta_3)$. Selve feilkorrigeringsleddet er gitt ved $\beta_1(\lnwsci_{t-1} - \beta_3\lnwscf_{t-1})$. For å estimere β_3 setter vi opp:

$$\beta_3 = \frac{\beta_2}{-\beta_1} = \frac{0.0752199}{-(-0.0999423)} = 0.75263327 \quad (6.4.3)$$

På lang sikt vil da én prosents økning i lønnsnivået i finanssektoren gi $\sim 0.753\%$ økning på lønnsnivået i industrien.

Ser så på feilkorrigeringsmodellen motsatt retning, og har relasjonen:

$$\Delta\lnwscf_t = \alpha + \beta_1\lnwscf_{t-1} + \beta_2\lnwsci_{t-1} + \gamma\Delta\lnwscf_{t-1} + \gamma_2\Delta\lnwsci_{t-1} + \epsilon_{fi} \quad (6.4.4)$$

Modellen oppsummeres i tabell 16, og vi kan hente at det kun er $\Delta\lnwsci_{t-1}$ som er signifikant, da til et 1% signifikansnivå. At vi ikke kan forkaste nullhypotesen ($H_0 : \beta_2 = 0$), gir at vi ikke har feilkorrigering fra lønnsnivået i industrien til lønnsnivået i finanssektoren, dermed ingen langsiktig løsning. Ulikt tidligere, har vi da ingen kointegrerende vektor. Breusch-Pagan testen(32), tilsier at vi kan forkaste nullhypotesen om heteroskedastiske feilledd, og vi har igjen homoskedastisitet. Breush-Godfrey testen gir at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om ingen seriekorrelasjon i feilleddene.

Tabell 16: Oppsummering av modell F1

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta\lnwscf_t$	\lnwscf_{t-1}	-0.0195698	0.059895	-0.33	0.745
$\Delta\lnwscf_t$	\lnwsci_{t-1}	0.0113438	0.0655742	0.17	0.863
$\Delta\lnwscf_t$	$\Delta\lnwscf_{t-1}$	-0.1422495	0.1971591	-0.72	0.474
$\Delta\lnwscf_t$	$\Delta\lnwsci_{t-1}$	0.6222748	0.2262408	2.75	0.009

Går nå videre på feilkorrigeringsmodeller for utdanningssektoren og industrien med et lag, og etablerer relasjonen, gitt som I3 i appendix:

$$\Delta\lnwsci_t = \alpha + \beta_1\lnwsci_{t-1} + \beta_2\lnwsce_{t-1} + \gamma_1\Delta\lnwsci_{t-1} + \gamma_2\Delta\lnwsce_{t-1} + \epsilon_{ie} \quad (6.4.5)$$

Oppsummering av relasjon I3 er gitt i tabell 17:

Tabell 17: Oppsummering av modell I3

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wsci_t$	$\ln wsci_{t-1}$	-0.200126	0.1238337	-1.62	0.113
$\Delta \ln wsci_t$	$\ln wsce_{t-1}$	0.2051927	0.1387428	1.48	0.146
$\Delta \ln wsci_t$	$\Delta \ln wsci_{t-1}$	0.4973036	0.1806392	2.75	0.008
$\Delta \ln wsci_t$	$\Delta \ln wsce_{t-1}$	-0.0068454	0.189441	-0.04	0.971

Vi ser vi ikke kan forkaste nullhypotesene $H_0 : \beta_1 = 0$ og $H_0 : \beta_2 = 0$, altså eksisterer det ikke en feilkorrigering fra lønnsnivået i utdanningssektoren til lønnsnivået i industrien. Breusch-Pagan testen gir at vi ved et 1% signifikansnivå kan forkaste nullhypotesen om konstant varians, altså har vi heteroskedastisitet, mens Breush-Godfrey testen gir at vi ikke har seriekorrelasjon.

Snur likningnen, og ser på feilkorrigeringsmodellen fra utdanningssektorens side, som presentert i 33 ved modell E1, gitt av likningen:

$$\Delta \ln wsce_t = \alpha + \beta_1 \ln wsce_{t-1} + \beta_2 \ln wsci_{t-1} + \gamma_1 \Delta \ln wsce_{t-1} + \gamma_2 \Delta \ln wsci_{t-1} + \epsilon_{ei} \quad (6.4.6)$$

Tabell 18: Oppsummering av modell E1

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\Delta \ln wsce_t$	$\ln wsce_{t-1}$	-0.1702446	0.1377121	-1.24	0.223
$\Delta \ln wsce_t$	$\ln wsci_{t-1}$	0.1364403	0.1229138	1.11	0.273
$\Delta \ln wsce_t$	$\Delta \ln wsce_{t-1}$	0.2189311	0.1880337	1.16	0.250
$\Delta \ln wsce_t$	$\Delta \ln wsci_{t-1}$	0.2147055	0.1792973	1.20	0.237

Tabell 18 viser en oppsummering av regresjonen. Vi kan ikke forkaste nullhypotesen $\beta_1 = 0$ og $\beta_2 = 0$, og har da ingen feilkorrigering fra industrien til utdanningssektoren. Breusch-Pagan testen gir at vi kan forkaste nullhypotesen om homoskedastisitet til 1% signifikansnivå, og vi har heteroskedastisitet. Breusch-Godfrey testen gir at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om ingen seriekorrelasjon.

6.4.2 Utvidelser

I denne delen vil jeg gå igjennom utvidelser av hver av modellene presentert over, henholdsvis I2, I4, F2, og E2. Jeg vil da inkludere sektorspesifikk produktivitet og priser, inflasjon, ledighet,

samt lønnsstopp.

Vi begynner med modell I2, hvor vi endrer avhengig variabel til $\Delta lnwsci_t$, og ser ellers slik ut:

$$\begin{aligned} \Delta lnwsci_t = & \alpha + \beta_1 lnwsci_{t-1} + \beta_2 lnwscf_{t-1} + \gamma_1 \Delta lnwsci_{t-1} + \gamma_2 \Delta lnwscf_{t-1} \\ & + \gamma_3 \Delta lnprodsci_{t-1} + \gamma_4 lnprodsci_{t-1} + \gamma_5 \Delta u_{t-1} + \gamma_6 ln u_{t-1} + \gamma_7 lnpsc_{t-1} + \gamma_8 \\ & + \Delta lnpsc_t + \gamma_9 stop + \gamma_{10} cpi_{t-1} + \epsilon_{if} \end{aligned}$$

Modell I2 er presentert i appendiks 32. Her kan vi se at de eneste variablene som er signifikante opp til 10% signifikansnivå er $lnwsci_{t-1}$, $lnprodsci_{t-1}$, $lnpsc_{t-1}$, og cpi_{t-1} . Vi kan ikke avvise nullhypotesen $\beta_2 = 0$, og har da ingen kointegrerende vektor selv om vi kan forkaste nullhypotesen $H_0 : \beta_1 = 0$. Modellen viser lønnsutviklingen i industrien avhenger av sin egen utvikling negativt, og positivt av vekst i produktivitet og priser. En 1% økning i lønnsvekst i forrige periode gir ~ 0.355 lavere lønnsvekst i nåværende periode, mens 1% økt produktivitet i forrige periode gir $\sim 0.286\%$ økt lønnsvekst i nåværende periode, og 1% økte priser i forrige periode gir $\sim 0.233\%$ økt lønnsvekst i nåværende periode. Alle disse til et 5% signifikansnivå.

Breusch-Pagan testen gir at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om homoskedastiske feilledd, og Breush-Godfrey testen viser at vi ikke har seriekorrelasjon.

Ser så på modellen F2, og endrer også her avhengig variabel til $\Delta lnwscf_t$, hvor relasjonen ser slik ut:

$$\begin{aligned} \Delta lnwscf_t = & \alpha + \beta_1 lnwscf_{t-1} + \beta_2 lnwsci_{t-1} + \gamma_1 \Delta lnwscf_{t-1} + \gamma_2 \Delta lnwsci_{t-1} \\ & + \gamma_3 \Delta lnprodscf_{t-1} + \gamma_4 lnprodscf_{t-1} + \gamma_5 \Delta u_{t-1} + \gamma_6 ln u_{t-1} + \gamma_7 lnpsc_{t-1} + \gamma_8 \\ & + \Delta lnpsc_t + \gamma_9 stop + \gamma_{10} cpi_{t-1} + \epsilon_{fi} \end{aligned}$$

I modell F2, presentert i appendiks (32) har vi da at vi kan forkaste nullhypotesene $H_0 : \beta_1 = 0$ og $H_0 : \beta_2 = 0$ ved 1% signifikansnivå, altså eksisterer det en kointegrerende vektor og dermed en feilkorrigerende fra lønnsnivået i industrien til finanssektoren. Etter omskriving til EqCM form, får man samme formel for β_3 som tidligere:

$$\beta_3 = \frac{\beta_2}{-\beta_1} = \frac{-1.05018}{-(1.205912)} = 0.8708595652 \quad (6.4.7)$$

Tolkningen av dette resultatet er at en økning i lønnsnivået i industrien på 1% gir en kortsiktig økning på lønnsveksten i finanssektoren på $\sim 1.21\%$, mens det på lang sikt gir en økning på $\sim 0.871\%$. Fordi $\beta_1 > 0$ vil et positivt avvik fra den langsiktige likevekten gi en reduksjon i lønnsveksten i finanssektoren.

Breusch-Pagan testen for modell F2 gir at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om homoskedastisitet, og Breusch-Godfrey testen gir at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om ingen seriekorrelasjon.

Vi kan fra disse resultatene påstå at vi har kointegrasjon mellom lønnsnivået i industrien og finanssektoren, og at kausaliteten går fra lønnsnivået i industrien til finanssektoren. Oppsummerende kan vi si at industrien er en lønnsleder for finansnæringen, altså er industrien retningsgivende i lønnsdannelsen i finanssektoren.

Ser så på modell I4 fra Appendiks (33), gitt ved likningen:

$$\begin{aligned} \Delta \ln wsci_t = & \alpha + \beta_1 \ln wsci_{t-1} + \beta_2 \ln wsce_{t-1} + \gamma_1 \Delta \ln wsci_{t-1} + \gamma_2 \Delta \ln wsce_{t-1} \\ & + \gamma_3 \Delta \ln prodsci_{t-1} + \gamma_4 \ln prodsci_{t-1} + \gamma_5 \Delta u_{t-1} + \gamma_6 \ln u_{t-1} + \gamma_7 \ln psci_{t-1} + \gamma_8 \\ & + \Delta \ln psci_t + \gamma_9 stop + \gamma_{10} cpi_{t-1} + \epsilon_{ie} \end{aligned}$$

Vi kan ikke forkaste nullhypotesen $H_0 : \beta_2 = 0$, men vi kan forkaste nullhypotesen om $H_0 : \beta_1 = 0$. Vi har da ingen kointegrerende vektor, og ingen feilkorrigerende i lønnsnivået fra utdanningssektoren til industrien. Videre viser Breusch-Pagan testen at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om homoskedastisitet, og Breusch-Godfrey testen viser at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om ingen seriekorrelasjon.

Neste modell ut er modell E2 fra appendiks (33). Vi har da likningen:

$$\begin{aligned} \Delta \ln wsce_t = & \alpha + \beta_1 \ln wsce_{t-1} + \beta_2 \ln wsci_{t-1} + \gamma_1 \Delta \ln wsce_{t-1} + \gamma_2 \Delta \ln wsci_{t-1} \\ & + \gamma_3 \Delta \ln prodscet_{t-1} + \gamma_4 \ln prodscet_{t-1} + \gamma_5 \Delta u_{t-1} + \gamma_6 \ln u_{t-1} + \gamma_7 \ln pscet - 1 + \gamma_8 \\ & + \Delta \ln pscet + \gamma_9 stop + \gamma_{10} cpi_{t-1} + \epsilon_{ei} \end{aligned}$$

Fra estimeringen kan vi ikke forkaste at hverken $\beta_1 = 0$ eller $\beta_2 = 0$, vi har da ingen kointegrerende vektor eller feilkorrigerende fra lønnsnivået i industrien til utdanningssektoren. Breusch-Pagan testen gir oss homoskedastiske feilledd, og Breusch-Godfrey testen viser at vi ikke har seriekorrelasjon.

Vi har fra resultatene i E2 ingen kointegrasjon mellom industrien og utdanningssektoren. Vi kan da ikke påstå noe om industrien er retningsgivende til lønnsdannelsen i utdanningssektoren. Dette vil diskuteres dypere senere.

6.5 Robusthet

I dette kapitlet vil jeg adressere utfordringer ved datamaterialet i estimeringen. ADF og KPSS-testene viste at ved differensiering kunne vi allikevel ikke konkludere med stasjonære variabler, hvilket kan være grunnet en trend i datamaterialet. For å kontrollere for denne trenden benytter jeg residualen fra den langsiktige sammenhengen mellom lønnsvariablene og tid, som da ikke vil inneholde denne trenden. Dette vil bli brukt på henholdsvis modell I2, I4, F2, og E2 for å kontrollere for en tidstrend, og deretter undersøke om resultatene er konsistente fra tidligere.

Vi begynner med I2, og har da hjelperegresjonen:

$$\Delta \ln wsci_t = \alpha + \beta t + u_{\Delta \ln wsci} \tag{6.5.1}$$

Residualen, $\hat{u}_{\Delta \ln wsci}$ inneholder da ikke den eventuelle tidstrenden i variabelen, noe vi kan undersøke med ADF og KPSS-tester:

Tabell 19: ADF og KPSS test av $\hat{u}_{\Delta lnwsci}$

Test	t-verdi	1% kritisk verdi	5% kritisk verdi	10% kritisk verdi
ADF	-3.636	-3.580	-2.930	-2.600
KPSS	0.184	2.412	1.590	1.190

Tabell ?? 19 viser resultatene av ADF og KPSS test for $\hat{u}_{\Delta lnwsci}$, og når vi har kontrollert for en eventuell tidstrend kan vi slå fast at variabelen nå er stasjonær, og vi kan benytte dette som avhengig variabel.

Vi går så videre til samme type kontroll av finanssektoren, hvor vi korrigerer for eventuell trend stasjonaritet i lønnsutviklingen. Har da hjelperegresjonen:

$$\Delta lnwscf_t = \alpha + \beta t + u_{\Delta lnwscf} \quad (6.5.2)$$

Deretter undersøker vi om variabelen nå er stasjonær ved ADF og KPSS tester.

Tabell 20: ADF og KPSS test av $\hat{u}_{\Delta lnwscf}$

Test	t-verdi	1% kritisk verdi	5% kritisk verdi	10% kritisk verdi
ADF	-5.033	-3.580	-2.930	-2.600
KPSS	0.122	2.412	1.590	1.190

Fra tabell 20 har vi nå at $\hat{u}_{\Delta lnwscf}$ er stasjonær. Vi har dermed kontrollert for tidstrenden i variabelen.

Sist ser vi på utdanningssektoren, og starter med hjelperegresjonen for å hente ut den eventuelle tidstrenden i $\Delta lnwsce_t$:

$$\Delta lnwsce_t = \alpha + \beta t + u_{\Delta lnwsce} \quad (6.5.3)$$

Vi kan så undersøke om dette residualet er stasjonært.

Tabell 21: ADF og KPSS test av $\hat{u}_{\Delta lnwscf}$

Test	t-verdi	1% kritisk verdi	5% kritisk verdi	10% kritisk verdi
ADF	-4.478	-3.580	-2.930	-2.600
KPSS	0.206	2.412	1.590	1.190

Alle lønnsvariabler er stasjonære når tidstrenden er kontrollert for. Utnytter resultatene inn i en VAR-modell, med optimalt antall lags hentet på samme måte som tidligere med en LM-test. Har da forholdene mellom industrien og finanssektoren gitt som:

$$\hat{u}_{\Delta lnwscf} = \gamma_{10} + \sum_{i=1}^k a_{1i} \hat{u}_{\Delta lnwscf} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \hat{u}_{\Delta lnwsci_{t-i}} + \sum_{i=1}^k X'_{t-i} + \epsilon_t^{f,i} \quad (6.5.4)$$

$$\hat{u}_{\Delta lnwsci} = \gamma_{20} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \hat{u}_{\Delta lnwsci} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta lnwscf + \sum_{i=1}^{\hat{k}} X'_{t-i} + \epsilon_t^{i,f} \quad (6.5.5)$$

Resultatene fra LM-testene er oppgitt i tabell 22, og er entydige i at én lagg er optimalt.

Tabell 22: LM-test for finanssektoren og industrien

lag	LL	LR	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	2443.948			1.2e-07	-10.2957	-10.266	-10.2169
1	254.048	20.201*	0.000	8.9e-08*	-10.5553*	-10.4664*	-10.3191*
2	255.431	2.765	0.598	1.0e-07	-10.4439	-10.2957	-10.0502

Estimerer så robuste VAR-modeller, oppgitt i tabell 23.

Tabell 23: Robuste VAR-modeller for finanssektoren og industrien

Avhengig variable	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	$L.\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	0.5812554	0.1900049	3.06	0.004
$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	$L.\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	-0.1091333	0.1726457	-0.63	0.631
$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	$L.\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	0.6067223	0.2082371	2.91	0.006
$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	$L.\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	-0.214143	0.1892121	-1.13	0.264

L. angir én lagg

Estimatene i VAR-modellen er konsistente med tidligere funn, etter korrigerings av tidstrend.

Tabell 24: Granger-kausaltetstest for finanssektoren og industrien

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	p-verdi
$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	0.5305
$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	0.0055

Gjennomfører samme metode med utdanningssektoren og industrien.

$$\hat{u}_{\Delta lnwscf} = \gamma_{10} + \sum_{i=1}^k a_{1i} \hat{u}_{\Delta lnwscf} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \hat{u}_{\Delta lnwsci_{t-i}} + \sum_{i=1}^k X'_{t-i} + \epsilon_t^{fi} \quad (6.5.6)$$

$$\hat{u}_{\Delta lnwsci} = \gamma_{20} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \hat{u}_{\Delta lnwsci} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta lnwscf + \sum_{i=1}^{\hat{k}} X'_{t-i} + \epsilon_t^{if} \quad (6.5.7)$$

Resultatene fra LM-testene er oppgitt i tabell 25, og er entydige i at én lag er optimalt.

Tabell 25: LM-test for utdanningssektoren og industrien

lag	LL	LR	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	245.983			1.1e-07	-10.3823	-10.3526	-10.3035
1	256.989	22.011*	0.000	7.9e-08*	-10.6804*	-10.5915*	-10.4442*
2	257.512	1.0464	0.903	9.2e-08	-10.5324	-10.3843	-10.1388

Estimerer så robuste VAR-modeller, oppgitt i tabell 23.

Tabell 26: Robuste VAR-modeller for finanssektoren og industrien

Avhengig variable	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	$L.\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	0.462953	0.2275386	2.03	0.048
$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	$L.\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	0.1704564	0.1799032	0.95	0.349
$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	$L.\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	0.2874065	0.2135384	1.35	0.185
$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	$L.\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	0.1817396	0.1688339	1.08	0.288

L. angir én lag

Igen har vi konsistente resultat, og har ingen kointegrasjon fra lønnsveksten i industrien lønnsveksten

i utdanningssektoren.

Tabell 27: Granger-kausaltetstest for utdanningssektoren og industrien

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	p-verdi
$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	$\hat{u}_{\Delta lnwsce}$	0.3341
$\hat{u}_{\Delta lnwsce}$	$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	0.1575

Vi kan så gå videre med feilkorrigeringsmodeller. Modell I5 blir da:

$$\begin{aligned} \hat{u}_{\Delta lnwsci} = & \alpha + \beta_1 lnwsci_{t-1} + \beta_2 lnwscf_{t-1} + \gamma_1 \Delta lnwsci_{t-1} + \gamma_2 \Delta lnwscf_{t-1} \\ & + \gamma_3 \Delta lnprodsci_{t-1} + \gamma_4 lnprodsci_{t-1} + \gamma_5 \Delta u_{t-1} + \gamma_6 lnu_{t-1} + \gamma_7 lnpsci_{t-1} + \gamma_8 \\ & + \Delta lnpsci_t + \gamma_9 stop + \gamma_{10} cpi_{t-1} + \epsilon_{if} \end{aligned}$$

Modell I5 er presentert i appendiks (34), og kan oppsummeres slik:

Tabell 28: Oppsummering av modell I5

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	$lnwsci_{t-1}$	-0.5491673	0.1507055	-3.64	0.002
$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	$lnwscf_{t-1}$	0.2374254	0.1259169	1.089	0.073
$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	$\Delta lnwsci_{t-1}$	0.3976036	0.3131375	1.27	0.218
$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	$\Delta lnwscf_{t-1}$	-0.3900626	0.2648157	-1.47	0.156
$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	$\Delta lnprodsci_{t-1}$	0.0038496	0.0039694	0.97	0.343
$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	$lnprodsci_{t-1}$	0.3003353	0.1037321	2.90	0.009
$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	Δu_{t-1}	-0.0065185	0.0075651	-0.86	0.399
$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	lnu_{t-1}	0.0078469	0.0192783	0.41	0.688
$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	$lnpsci_{t-1}$	0.3091736	0.0833372	3.71	0.001
$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	$\Delta lnpsci_t$	0.2128106	0.1219733	1.74	0.096
$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	$stop$	-0.0094033	0.0173721	-0.54	0.594
$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$	cpi_{t-1}	0.0050474	0.0021672	2.33	0.030

Etter korrigerings for mulig trend stasjonaritet kan vi til et 1% signifikansnivå forkaste nullhypotesen $\beta_1 = 0$, og forkaste nullhypotseen $\beta_2 = 0$, men kun til 10% signifikansnivå. Hvilket betyr

at det kan være en kointegrerende vektor, men til et høyt signifikansnivå. Feilkorrigeringsleddet vil i såfall være:

$$\beta_3 = \frac{\beta_2}{-\beta_1} = \frac{0.2374254}{-(-0.5491673)} = 0.4323371 \quad (6.5.8)$$

Tolkningen er at en 1% økning i lønn i finanssektoren på kort sikt gir en $\sim 0.23\%$ økning i lønnsveksten i industrien, mens det på lang sikt gir en $\sim 0.43\%$ økning i lønnsveksten. Videre finner vi fra Breusch-Pagan og Breusch-Godfrey testene at det er konstant varians og ingen seriekorrelasjon i modellen.

Ved samme metode som tidligere tar vi med residualet som avhengig variabel i modellen:

$$\begin{aligned} u_{\Delta lnwscf} = & \alpha + \beta_1 lnwscf_{t-1} + \beta_2 lnwsci_{t-1} + \gamma_1 \Delta lnwscf_{t-1} + \gamma_2 \Delta lnwsci_{t-1} \\ & + \gamma_3 \Delta lnprodscf_{t-1} + \gamma_4 lnprodscf_{t-1} + \gamma_5 \Delta u_{t-1} + \gamma_6 lnu_{t-1} + \gamma_7 lnpscft - 1 + \gamma_8 \\ & + \Delta lnpscft + \gamma_9 stop + \gamma_{10} cpi_{t-1} + \epsilon_{fi} \end{aligned}$$

Resultatene fra modell F3(34) er presentert i tabell 22:

Tabell 29: Oppsummering av modell F3

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	$lnwscf_{t-1}$	-0.9969061	0.3690027	-2.70	0.016
$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	$lnwsci_{t-1}$	1.171906	0.4101244	2.86	0.011
$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	$\Delta lnwscf_{t-1}$	0.0811442	0.3312796	0.24	0.810
$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	$\Delta lnwsci_{t-1}$	0.01297417	0.3365862	0.39	0.705
$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	$\Delta lnprodscf_{t-1}$	-0.0072039	0.0061194	-1.18	0.256
$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	$lnprodscf_{t-1}$	0.0835742	0.0508254	1.64	0.120
$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	Δu_{t-1}	0.0034863	0.0074605	0.47	0.647
$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	lnu_{t-1}	-0.0478146	0.027485	-1.74	0.101
$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	$lnpscft_{t-1}$	-0.0449451	0.0397606	-1.13	0.275
$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	$\Delta lnpscft$	-0.0755962	0.0488956	-1.55	0.142
$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	$stop$	-0.0238389	0.0241893	-0.99	0.339
$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$	cpi_{t-1}	0.0114117	0.0046756	2.44	0.027

Vi kan da til 5% signifikansnivå forkaste nullhypotesene $H_0 : \beta_1 = 0$ og $H_0 : \beta_2 = 0$, og har resultater som dermed er konsistente med modell F2, altså en kointegrerende vektor og et feilkorrigeringsledd gitt som:

$$\beta_3 = \frac{\beta_2}{-\beta_1} = \frac{-(1.171906)}{-(-0.9969061)} = 1.17554301 \quad (6.5.9)$$

På kort sikt vil da en økning av lønnsveksten i industrien på 1% gi $\sim 1.172\%$ økning i lønnsveksten i finanssektoren, mens det på lang sikt vil gi $\sim 1.176\%$ økning i lønnsveksten.

Breusch-Pagan testen og Breusch-Godfrey testen gir at modellen har konstant varians og ingen seriekorrelasjon.

Ser deretter på samme kontrollering av forholdet mellom industrien og utdanningssektoren. Vi har tidligere estimert $\hat{u}_{\Delta \ln wsci}$, så likningen for modell I6 er:

$$\begin{aligned} \hat{u}_{\Delta \ln wsci} = & \alpha + \beta_1 \ln wsci_{t-1} + \beta_2 \ln wscet_{t-1} + \gamma_1 \Delta \ln wsci_{t-1} + \gamma_2 \Delta \ln wscet_{t-1} \\ & + \gamma_3 \Delta \ln prodsci_{t-1} + \gamma_4 \ln prodsci_{t-1} + \gamma_5 \Delta u_{t-1} + \gamma_6 \ln u_{t-1} + \gamma_7 \ln psci_{t-1} + \gamma_8 \\ & + \Delta \ln psci_t + \gamma_9 stop + \gamma_{10} cpi_{t-1} + \epsilon_{ie} \end{aligned}$$

Modell I6 er oppsummert i tabell 30.

Tabell 30: Oppsummering av modell I5

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\hat{u}_{\Delta \ln wsci}$	$\ln wsci_{t-1}$	-0.3775278	0.1633491	-2.31	0.031
$\hat{u}_{\Delta \ln wsci}$	$\ln wscet_{t-1}$	0.0877165	0.1889193	0.46	0.647
$\hat{u}_{\Delta \ln wsci}$	$\Delta \ln wsci_{t-1}$	-0.0255245	0.2810853	-0.09	0.929
$\hat{u}_{\Delta \ln wsci}$	$\Delta \ln wscet_{t-1}$	0.2154581	0.2993895	0.72	0.480
$\hat{u}_{\Delta \ln wsci}$	$\Delta \ln prodsci_{t-1}$	0.0028125	0.0042022	0.67	0.511
$\hat{u}_{\Delta \ln wsci}$	$\ln prodsci_{t-1}$	0.4104856	0.0992231	4.14	0.000
$\hat{u}_{\Delta \ln wsci}$	Δu_{t-1}	-0.0088351	0.0077532	-1.14	0.267
$\hat{u}_{\Delta \ln wsci}$	$\ln u_{t-1}$	0.0007478	0.0181918	0.04	0.968
$\hat{u}_{\Delta \ln wsci}$	$\ln psci_{t-1}$	0.2685934	0.0864831	3.11	0.005
$\hat{u}_{\Delta \ln wsci}$	$\Delta \ln psci_t$	0.0819817	0.1049579	0.78	0.443
$\hat{u}_{\Delta \ln wsci}$	$stop$	-0.0125176	0.0201837	-0.62	0.542
$\hat{u}_{\Delta \ln wsci}$	cpi_{t-1}	0.0047261	0.0022603	2.09	0.049

Estimatene etter kontrollering for trend stasjonaritet i forholdet mellom industrien og utdanningssektoren er konsistente med tidligere resultater, og viser ingen kointegrerende vektor eller feilkorrigerende fra utdanningssektoren til industrien. Breusch-Pagan testens resultat viser at vi har konstant varians, mens Breusch-Godfrey testen viser at vi til et 5% signifikansnivå kan forkaste nullhypotesen om ingen seriekorrelasjon, altså har vi autokorrelasjon i modellen.

Fører deretter opp relasjonen:

$$\begin{aligned}\hat{u}_{\Delta lnwsce} = & \alpha + \beta_1 lnwsce_{t-1} + \beta_2 lnwsci_{t-1} + \gamma_1 \Delta lnwsce_{t-1} + \gamma_2 \Delta lnwsci_{t-1} \\ & + \gamma_3 \Delta lnprodsce_{t-1} + \gamma_4 lnprodsce_{t-1} + \gamma_5 \Delta u_{t-1} + \gamma_6 lnu_{t-1} + \gamma_7 lnpscet - 1 + \gamma_8 \\ & + \Delta lnpsce_t + \gamma_9 stop + \gamma_{10} cpi_{t-1} + \epsilon_{ei}\end{aligned}$$

Modell E3 er oppsummert i tabell 31

Tabell 31: Oppsummering av modell E3

Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	p-verdi
$\hat{u}_{\Delta lnwsce}$	$lnwsce_{t-1}$	-0.175002	0.4178456	-0.42	0.680
$\hat{u}_{\Delta lnwsce}$	$lnwsci_{t-1}$	-0.1768414	0.1867563	-0.95	0.356
$\hat{u}_{\Delta lnwsce}$	$\Delta lnwsce_{t-1}$	0.0747352	0.2821863	0.26	0.794
$\hat{u}_{\Delta lnwsce}$	$\Delta lnwsci_{t-1}$	0.13618	0.2053976	0.66	0.515
$\hat{u}_{\Delta lnwsce}$	$\Delta lnprodsce_{t-1}$	-0.0012977	0.0025824	-0.50	0.621
$\hat{u}_{\Delta lnwsce}$	$lnprodsce_{t-1}$	0.1703455	0.6499845	0.26	0.796
$\hat{u}_{\Delta lnwsce}$	Δu_{t-1}	-0.0033763	0.007355	-0.46	0.651
$\hat{u}_{\Delta lnwsce}$	lnu_{t-1}	0.0000257	0.0159164	0.00	0.909
$\hat{u}_{\Delta lnwsce}$	$lnpscet_{t-1}$	0.394072	0.4506351	0.87	0.393
$\hat{u}_{\Delta lnwsce}$	$\Delta lnpsce_t$	0.8248879	0.2088252	3.95	0.001
$\hat{u}_{\Delta lnwsce}$	$stop$	-0.0013483	0.0206453	-0.07	0.949
$\hat{u}_{\Delta lnwsce}$	cpi_{t-1}	-0.0023349	0.0023764	-0.98	0.338

Vi kan ikke forkaste nullhypotesene $H_0 : \beta_1 = 0$ og $H_0 : \beta_2 = 0$, har da ingen feilkorrigerings fra industrien til utdanningssektoren. Faktisk er den eneste signifikante variabelen i forklaringen til variasjonen i lønnsvekst i utdanningssektoren prisene i sektoren i begge modellene. Resultatene er da konsistente etter kontroll. Breusch-Pagan testen og Breusch-Godfrey testen viser at variansen er konstant, og vi har ingen seriekorrelasjon.

7 Oppsummering og diskusjon

Dette kapitlet vil samle informasjonen fra forrige kapittel, og diskutere disse. Deretter vil eventuelle svakheter og utfordringer i analysen drøftes, før inspirasjon til videre forskning diskuteres.

7.1 Drøfting av resultater og svakheter

Resultater har oppgaven igjennom blitt delt opp i to kategorier, hvor man har forholdet mellom industrien og utdanningssektoren, og industrien og finanssektoren.

I forholdet mellom industrien og utdanningssektoren finner vi i VAR-modellene ingen kointegrasjon, og ingen Granger-kausaltet. Som beskrevet tidligere gir dette at lønnsutviklingen i utdanningssektoren ikke er avhengig av lønnsutviklingen i industrien, altså følger ikke dette forholdet frontfagsmodellen. Når vi videre ser på dette forholdet i feilkorrigeringsmodeller finner vi i de første modellene, I3 og E1, samme indikasjoner, hvor vi ikke kan finne noe kointegrerende forhold. I utvidelsene, I4 og E2, har vi igjen samme konklusjon. Disse funnene bekreftes når vi kontrollerer for trend først ved å se på VAR-modeller og Granger kausalitetstester, hvor vi heller ikke her har noen kointegrasjon eller kausalitet mellom sektorene. Den eneste forklaringsvariabelen som er signifikant i forklaringen av lønnsutviklingen i utdanningssektoren er den sektorspesifikke prisendringen. Det kan være ytterligere variabler som forklarer lønnsutviklingen som ikke er estimert i modellen, og vi kan derfor har skjeve estimatorer.

Forholdet mellom finanssektoren og industrien viser en kausalitet i retning fra industrien til finans i VAR-estimeringen, noe som også bekreftes gjennom feilkorrigeringsmodellene. I modell F2 estimeres dette forholdet til å ved en 1% økning i lønnsveksten i industrien gi en kortsiktig økning på $\sim 1.21\%$ i lønnsveksten i finanssektoren, og på lang sikt øke lønnsveksten med $\sim 0.871\%$. Disse resultatene indikerer da et leder/følger-forhold i tråd med frontfagsmodellen. Når det da kontrolleres for trend er kointegrasjonen finner vi i VAR-modellen og ved Granger kausalitetstest kointegrasjon mellom sektorene, hvor kausaliteten bekrefter at retningen går fra industrien til finanssektoren. I estimeringen av modell I5 og F3 har vi at en økning i lønnsveksten i industrien på 1% gir på kort sikt en økning i lønnsveksten i finanssektoren på $\sim 1.172\%$, og på lang sikt $\sim 1.176\%$.

Sekundært i problemstillingen har jeg forsøkt å se hva som bestemmer lønnsutviklingen i industrien. Resultatene peker da tydelig på at de faktorene som avgjør lønnsutviklingen i industrien er laggede verdier av lønnsveksten, produktiviten, sektorspesifikke priser, og konsumprisindeksen. Ettersom resultatene ikke viser noen direkte kausalitet fra skjermet sektor til konkurranseutsatt sektor, har vi ikke tendenser til lønn-lønns spiral. Selv om lønnsnivået i finanssektoren i modell I5 er signifikant til et 10% signifikansnivå, finner vi ingen kointegrasjon i VAR-modellen. Jeg

finner ikke noen sammenheng mellom lønnsutviklingen i noen sektor mot ledighet eller de årene med lønnsstopp.

7.2 Videre forskning

Mine resultater peker på et leder/følger-forhold mellom to sektorer, mens utdanningssektoren ikke følger i samme forhold. Det kan derfor være interessant å se på utvikling innenfor offentlige stillinger, eller se på forskjellig utvikling mellom statlige og kommunale sektorer. Som Bjørnstad og Nymoen påpeker(2015) er finansnæringen en superprofitabel sektor, og dermed også kan være en lønnsleder. Det kan derfor være interessant å se om man finner kointegrerende forhold fra finanssektoren mot andre tjenesteytende sektorer. Dette er teori som stemmer med funn fra Camarero m.fl (2014), hvor sektorer i sterk vekst blir lønnsleder, da spesielt de sektorer som utvikler sterke bobler i deres studie. Alternativt med mitt utgangspunkt kunne jeg også da ha utvidet med en modell som ser på forholdet mellom finanssektoren og utdanningssektoren.

I studien er det brukt ledighet som en forklaringsvariabel, mens et annet interessant mål kan være å se på ledige stillinger som mot lønnsvekst, da dette kan være en indikator på hvor positiv arbeidsgivere er til potensiell fremtidig vekst. Bedrifter som forventer økt etterspørsel etter sine varer og tjenester vil øke sin arbeidsstokk for å kunne øke sin produksjonskapasitet, med rasjonelle fagforeninger vil man da ønske å prise inn dette i lønnsforhandlinger.

Ellers vil også jevnlige empiriske analyser av styrken på kausaliteter eller kointegrering mellom sektorer være nyttig for å kunne danne gode grunnlag for videre lønnsutvikling og estimater. Både for den makroøkonomiske utviklingen, men også debatten i en periode hvor styrkeforholdet i profitabilitet i sektorer er i endring, som vist av Bjørnstad og Nymoen. Dersom monetære inntekter fra superprofitable næringer kan forventes å reduseres over tid og man ønsker å styrke deler av K-sektor, vil det være svært nyttig å ha gode analyser og forskning for å kunne danne solide beslutningsgrunnlag.

Med tilgang på et større datasett vil det også kunne være relevant å se på hvordan utviklingen i fagforeninger påvirker lønnsutviklingen i hver sektor, hvor man kan estimere styrken på fagforeningen inn i lønnsforhandlinger. Hvordan størrelsen og durasjonen på streiker påvirker lønnsutviklingen kan også være et interessant tema å se på, da dette påvirker flere av delene som kan forklare lønnsutviklingen ellers. Det vil også kunne være interessant å se på om frontfagsmodellen er optimalt for å takle andre samfunnsaktuelle utfordringer, som utjevning av lønnsforskjeller mellom kjønn, eller om andre mekanismer enn dagens lønnsforhandlingssystem er bedre egnet for å forberede økonomien på endringer i arbeidsmarkedet før de skjer.

8 Konklusjon

Denne oppgaven er en empirisk undersøkelse av lønnsutviklingen i tre separate sektorer i tidsperioden 1970-2021. Oppgavens formål er å se på om frontfagsmodellen fortsatt er gjeldende, og i hvilken grad lønnsutviklingen i frontfaget påvirker lønnsutviklingen i finans- og utdanningssektoren. Oppgaven bygger på studiene av Aukrust(1977) og Nymoen(1991). Disse studiene har motstridende resultater, hvor Aukrust finner K-sektor som lønnsledende og med lønnsutviklingen i K-sektor svakt eksogen, finner Nymoen at lønnsutviklingen i K-sektor korrelert med lønnsutvikling i andre land. I min studie ønsket jeg å se om endringer i sysselsettingsandel i sektorene og utvikling i næringslivet har påvirket interaksjonen mellom sektorene.

I likhet med Aukrust(1977) finner jeg at det er et kointegrert forhold mellom finanssektoren og frontfaget, hvilket bekrefter at frontfaget fortsatt er gjeldende for lønnsutviklingen i Norge, for enkelte sektorer. Jeg finner ingen kointegrasjon fra industrien til utdanningssektoren, som da gir at jeg ikke kan finne at utdanningssektoren har fulgt frontfaget i det tilgjengelige datamaterialet. I motsetning til Nymoen (1991) finner vi ikke tegn til lønn-lønnsspiral, og utviklingen av lønninger i frontfaget er konsistent med Aukrusts(1977) teori og funn, selv om det i estimeringen ikke er inkludert valutakurser. Vi kan da påstå at lønnsnivået i K-sektor er svakt eksogent.

At frontfagsmodellen fortsatt er gjeldende kan forklares ved den fortsatt sterke tilknytningen til solide fagforeninger og velfungerende koordinering i lønnsforhandlinger(4 2022, s.67). Det vil allikevel være nødvendig å utbedre forhandlinger for å sikre en utvikling som både bidrar til stabil vekst som også er bærekraftig i en omstillingsfase vekk fra lønnsomme næringer som olje- og gassektoren. At lønnsutviklingen i utdanningssektoren ikke følger frontfaget kan være en risikofaktor, først fordi det er en gruppe arbeidstakere man kan anta vil være en viktig del av samfunnsutviklingen også i årene som kommer, og deretter fordi eventuelle etterslep i lønnsutviklingen vil bli krevd hentet inn av fagforeninger i sektorer som henger etter lønnsutviklingen ellers. Skjer en slik innhenting over en kort periode vil det øke inflasjonspresset fra S-sektor som deretter kan skade konkurransevnen fra K-sektor, ettersom vi har estimert at lønnsutviklingen i K-sektor er påvirket av konsumprisindeksen.

9 Litteraturliste

References

- 13, NOU 2013: (2013). “Lønnsdannelsen og utfordringer for norsk økonomi”. In: URL: <https://www.regjeringen.no/contentassets/7682d9ecd19b4794bb687c160a020f07/no/pdfs/nou201320130013000dddpdfs.pdf>.
- 2, NOU 2021: (2021). *Kompetanse, aktivitet og inntektssikring - Tiltak for økt sysselsetting*. Government Document. URL: <https://www.regjeringen.no/contentassets/2943e48dbf4544b8b5f456c850dcccbe/no/pdfs/nou202120210002000dddpdfs.pdf>.
- 4, NOU 2022: (2022). *Grunnlaget for inntektssoppgjørene 2022*. Government Document. URL: <https://www.regjeringen.no/contentassets/5b058ad933984e33acd81e923b118562/no/pdfs/nou202220220004000dddpdfs.pdf>.
- Agell, Jonas and Helge Bennmærker (2007). “Wage incentives and wage rigidity: A representative view from within”. In: *Labour economics* 14.3, pp. 347–369. ISSN: 0927-5371,1879-1034. DOI: 10.1016/j.labeco.2006.04.002.
- Agell, Jonas and Per Lundborg (2003). “Survey Evidence on Wage Rigidity and Unemployment: Sweden in the 1990s”. In: *The Scandinavian journal of economics* 105.1, pp. 15–30. ISSN: 0347-0520,1467-9442. DOI: 10.1111/1467-9442.00002.
- Andersen, Søren Kaj, Jon Erik Dølvik, and Christian Lyhne Ibsen (2014). *De nordiske aftalemodeller i åbne markeder : utfordringer og perspektiver*. Electronic Book.
- Ascari, Guido and Juan A. Garcia (2004). “Relative wage concern: the missing piece in the contract multiplier?” In: *Research in economics* 58.4, pp. 343–369. ISSN: 1090-9443. DOI: 10.1016/j.rie.2004.06.001.
- Aukrust, Odd (1977). “Inflation in the Open Economy: A Norwegian Model”. In: *Artikler fra Statistisk Sentralbyrå* 96.107-167, p. 109.
- Benedictow, Andreas, Amund Kordt, and Ragnar Nymoen (2022). “Naturlig ledighet og den norske modellen for lønnsdannelse”. In: *Samfunnsøkonomen* 3, pp. 39–53.
- Bewley, Truman F. (1998). “Why not cut pay?” In: *European economic review* 42.3, pp. 459–490. ISSN: 0014-2921. DOI: 10.1016/S0014-2921(98)00002-6.
- Bjørnstad R Nymoen, R. (2015). “Frontfagsmodellen i fortid, nåtid og framtid”. In: *Senter for lønnsdannelse Rapport nr. 1*.
- Bratsberg, Bernt and Oddbjørn Raaum (2012). “Immigration and Wages: Evidence from Construction”. In: *The Economic journal (London)* 122.565, pp. 1177–1205. ISSN: 0013-0133. DOI: 10.1111/j.1468-0297.2012.02540.x.
- Cabo, Francisco and Angel Martín-Román (2018). “Dynamic collective bargaining and labor adjustment costs”. In: *Journal of economics (Vienna, Austria)* 126.2, pp. 103–133. ISSN: 0931-8658. DOI: 10.1007/s00712-018-0615-3.

- Calmfors, Lars and Anna Larsson Seim (2013). “Pattern Bargaining and Wage Leadership in a Small Open Economy”. In: *The Scandinavian journal of economics* 115.1, pp. 109–140. ISSN: 0347-0520,1467-9442. DOI: 10.1111/j.1467-9442.2012.01731.x.
- Camarero, Mariam, Gaetano D’Adamo, and Cecilio Tamarit (2014). “Wage leadership models: A country-by-country analysis of the EMU”. In: *Economic modelling* 44.1, S2–S11. ISSN: 0264-9993. DOI: 10.1016/j.econmod.2013.12.001.
- D’Adamo, Gaetano (2013). “Wage spillovers across sectors in Eastern Europe”. In: *Empirical economics* 47.2, pp. 523–552. ISSN: 0377-7332. DOI: 10.1007/s00181-013-0744-z.
- De la Croix, David (1994). “Employment response to supply and demand shocks under envy in wage formation”. In: *De Economist (Netherlands)* 142.2, pp. 193–209. ISSN: 0013-063X. DOI: 10.1007/BF01388165.
- Demekas, Dimitri G. and Zenon G. Kontolemis (2000). “Government Employment and Wages and Labour Market Performance”. In: *Oxford bulletin of economics and statistics* 62.3, pp. 391–415. ISSN: 0305-9049. DOI: 10.1111/1468-0084.00177.
- Enders, Walter (2015). *Applied econometric time series*. 4th. Hoboken, N.J: Wiley. ISBN: 978-1-118-80856-6.
- Friberg, Kent (2007). “Intersectoral wage linkages: The case of Sweden”. In: *Empirical economics* 32.1, pp. 161–184. ISSN: 0377-7332. DOI: 10.1007/s00181-006-0077-2.
- Garcia-Louzao, Jose (2022). “Workers’ job mobility in response to severance pay generosity”. In: *Labour economics* 75, p. 102143. ISSN: 0927-5371. DOI: 10.1016/j.labeco.2022.102143.
- Guan, Yongtao (2008). “KPSS Test for Stationarity for Spatial Point Processes”. In: *Biometrics* 64.3, pp. 800–806. ISSN: 0006-341X. DOI: 10.1111/j.1541-0420.2007.00977.x.
- Hahn, Elke (2021). “How are wage developments passed through to prices in the euro area? Evidence from a BVAR model”. In: *Applied economics* 53.22, pp. 2467–2485. ISSN: 0003-6846. DOI: 10.1080/00036846.2019.1676390.
- Johansen Kåre Strøm, Bjarne (1997). “Wages, Prices and Politics: Evidence from Norway*”. In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 59.4, pp. 511–522.
- Kahneman, D. and R. Thaler (1991). “Economic Analysis and the Psychology of Utility: Applications to Compensation Policy”. In: *The American economic review* 81.2, pp. 341–346. ISSN: 0002-8282.
- Knell, Markus and Alfred Stiglbauer (2012). “REFERENCE NORMS, STAGGERED WAGES, AND WAGE LEADERSHIP: THEORETICAL IMPLICATIONS AND EMPIRICAL EVIDENCE”. In: *International economic review (Philadelphia)* 53.2, pp. 569–592. ISSN: 0020-6598. DOI: 10.1111/j.1468-2354.2012.00692.x.
- Krugman, Paul (1987). “The narrow moving band, the Dutch disease, and the competitive consequences of Mrs. Thatcher”. In: *Journal of development economics* 27.1-2, pp. 41–55. ISSN: 0304-3878. DOI: 10.1016/0304-3878(87)90005-8.

- Kwiatkowski, Denis et al. (1992). “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?” In: *Journal of Econometrics* 54.1, pp. 159–178. ISSN: 0304-4076. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y). URL: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S030440769290104Y>.
- Lamo, Ana, Javier Pérez, and Ludger Schuknecht (2008). “Public and Private Sector Wages: Co-Movement and Causality”. In: *SSRN Electronic Journal*. DOI: 10.2139/ssrn.1291172.
- Langørgen, Audun (1993). *En økonometrisk analyse av lønnsdannelsen i Norge*. Vol. 93/5. Rapporter fra Statistisk sentralbyrå (trykt utg.) Oslo: Statistisk sentralbyrå. ISBN: 8253738196.
- Lindquist, J. and Roger Vilhelmsson (2006). “Is the Swedish central government a wage leader?” In: *Applied economics* 38.14, pp. 1617–1625. ISSN: 0003-6846. DOI: 10.1080/00036840500407124.
- Martins, Pedro S. (2011). “PAYING MORE TO HIRE THE BEST? FOREIGN FIRMS, WAGES, AND WORKER MOBILITY”. In: *Economic inquiry* 49.2, pp. 349–363. ISSN: 0095-2583. DOI: 10.1111/j.1465-7295.2010.00301.x.
- NAV (Dec. 2022). *Helt ledige*. Web Page. URL: <https://www.nav.no/no/nav-og-samfunn/statistikk/arbeidssokere-og-stillinger-statistikk/helt-ledige>.
- Nymoen, R. (1991). “A Small Linear Model of Wage- and Price-Inflation in the Norwegian Economy”. In: *Journal of Applied Econometrics* Vol. 6.No. 3, pp. 255–269.
- Oswald, Andrew J. (1979). “WAGE DETERMINATION IN AN ECONOMY WITH MANY TRADE UNIONS”. In: *Oxford economic papers* 31.3. ark:/67375/HXZ-JD53XKJB-7, pp. 369–385. ISSN: 0030-7653. DOI: 10.1093/oxfordjournals.oep.a041454.
- Smith, Jennifer C. (1996). “Wage Interactions: Comparisons or Fall-Back Options?” In: *The Economic journal (London)* 106.435, pp. 495–506. ISSN: 0013-0133. DOI: 10.2307/2235263.
- SSB (20.11.2014 2012). *Begreper i nasjonalregnskapet*. Web Page. URL: <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/metoder-og-dokumentasjon/begreper-i-nasjonalregnskapet>.
- (15.09.2022 2022). *09174: Lønn, sysselsetting og produktivitet, etter næring 1970 - 2021*. Dataset. URL: <https://www.ssb.no/statbank/table/09174>.
- Su, Jen-Je, Christine Amsler, and Peter Schmidt (2012). “A note on the size of the KPSS unit root test”. In: *Economics letters* 117.3, pp. 697–699. ISSN: 0165-1765. DOI: 10.1016/j.econlet.2012.08.019.
- Verbeek, Marno (2004). *A guide to modern econometrics*. 2nd. Chichester: Wiley. ISBN: 0470857730.

A Appendiks

Tabell 32: Modellspekifikasjoner av feilkorrigeringsmodellene for industrien og finanssektoren

Variabler	Industri 1970-2021		Variabler	Finans 1970-2021	
	I1	I2		F1	F2
Avhengig variabel	$\Delta \ln wsci_t$	$\Delta \ln wsci_t$		$\Delta \ln wscf_t$	$\Delta \ln wscf_t$
$\ln wsci_{t-1}$	-0.0999423*** (0.543868)	-0.3552933** (0.1474557)	$\ln wscf_{t-1}$	-0.0195698 (0.059895)	-1.0518*** (0.3579669)
$\ln wscf_{t-1}$	0.0752199 (0.0496765)	0.0773602 (0.1204675)	$\ln wsci_{t-1}$	0.0113438 (0.0655742)	1.205912*** (0.3978587)
$\Delta \ln wsci_{t-1}$	0.48342** (0.1876423)	0.3067988 (0.0338)	$\Delta \ln wscf_{t-1}$	-0.1422495 (0.1971591)	0.1565236 (0.321372)
$\Delta \ln wscf_{t-1}$	-0.0565331 (0.1635222)	-0.0090031 (0.2155791)	$\Delta \ln wsci_{t-1}$	0.6222748*** (0.2262408)	0.1304696 (0.3265199)
$\Delta \ln prodsci_{t-1}$		0.0039191 (0.0039695)	$\Delta \ln prodscf_{t-1}$		-0.0067872 (0.0059364)
$\ln prodsci_{t-1}$		0.286082** (0.1092975)	$\ln prodscf_{t-1}$		0.079871 (0.0493054)
Δu_{t-1}		-0.0103149 (0.006794)	Δu_{t-1}		0.0030441 (0.0072374)
$\ln u_{t-1}$		0.0202607 (0.0175598)	$\ln u_{t-1}$		-0.0432632 (0.026663)
$\ln psci_{t-1}$		0.2325103** (0.0875341)	$\ln pscf_{t-1}$		-0.00445201 (0.0385715)
$\Delta \ln psci_t$		0.993626 (0.1223175)	$\Delta \ln pscf_t$		-0.0641193 (0.0474333)
$stop$		-0.0078864 (0.0171529)	$stop$		-0.0225346 (0.0234658)
cpi_{t-1}		-0.2972035* (0.0024702)	cpi_{t-1}		0.0113445** (0.0045358)
R^2	0.7731	0.8957		0.6183	0.8526
Breusch-Pagan	0.0007***	0.6029		0.1234	0.2174
Breusch-Godfrey	0.3531	0.2501		0.2535	0.1399

10%, 5% og 1% signifikansnivå er merket henholdsvis *, **, og ***

Standardavvik i parentes

Tabell 33: Modellspesifikasjoner av feilkorrigeringsmodellene for industrien og utdanningssektoren

	Industri 1970-2021			Utdanning 1970-2021	
Variabler	I3	I4	Variabler	E1	E2
Avhengig variabel	$\Delta wsci_t$	$\Delta lnwsci_t$		$\Delta wsce_t$	$\Delta lnwsce_t$
$lnwsci_{t-1}$	-0.200126 (0.1238337)	-0.3283662** (0.1513994)	$lnwsce_{t-1}$	-0.1702446 (0.1377121)	-0.0375306 (0.3911116)
$lnwsce_{t-1}$	0.2051927 (0.1387428)	-0.0072216 (0.1750989)	$lnwsci_{t-1}$	0.1364403 (0.1229138)	-0.0465393 (0.1748095)
$\Delta lnwsci_{t-1}$	0.4973036*** (0.1806392)	0.0524058 (0.2605226)	$\Delta lnwsce_{t-1}$	0.2189311 (0.1880337)	0.0522893 (0.2641348)
$\Delta lnwsce_{t-1}$	-0.0068454 (0.189441)	0.2410624 (0.2774877)	$\Delta lnwsci_{t-1}$	0.2147055 (0.1792973)	0.0963087 (0.1922583)
$\Delta lnprodsci_{t-1}$		0.0035953 (0.0038948)	$\Delta lnprodsce_{t-1}$		-0.0012485 (0.0024172)
$lnprodsci_{t-1}$		0.3766319*** (0.0919644)	$lnprodsce_{t-1}$		-0.1241279 (0.0068845)
Δu_{t-1}		-0.0098184 (0.007186)	Δu_{t-1}		-0.0066215 (0.0068845)
lnu_{t-1}		0.0137799 (0.016861)	lnu_{t-1}		0.0069247 (0.0148982)
$lnpsci_{t-1}$		0.2872042*** (0.0801564)	$lnpsce_{t-1}$		0.0891453 (0.421808)
$\Delta lnpsci_t$		0.085084 0.0972797	$\Delta lnpsce_t$		0.7407064*** (0.1954667)
$stop$		-0.0055192 (0.0187071)	$stop$		0.0058699 (0.0193246)
cpi_{t-1}		0.0052488** (0.0020949)	cpi_{t-1}		0.0000935 (0.0022244)
R^2	0.7739	0.9006		0.7233	0.9232
Breusch-Pagan	0.0006***	0.7222		0.0848*	0.8442
Breusch-Godfrey	0.1911	0.1526		0.2686	0.6988

10%, 5% og 1% signifikansnivå er merket henholdsvis *, **, og ***

Tabell 34: Modellspesifikasjoner av robusthetskontrollene for industrien og finanssektoren

	Industri 1970-2021		Finans 1970-2021
Variabler	I5	Variabler	F3
Avhengig variabel	$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$		$\hat{u}_{\Delta lnwscf}$
$lnwsci_{t-1}$	-0.5491673*** (0.1507055)	$lnwscf_{t-1}$	-0.9969061** (0.3690027)
$lnwscf_{t-1}$	0.2374254* (0.1259169)	$lnwsci_{t-1}$	1.171906** (0.4101244)
$\Delta lnwsci_{t-1}$	0.3976036 (0.3131375)	$\Delta lnwscf_{t-1}$	0.0811442 (0.3312796)
$\Delta lnwscf_{t-1}$	-0.3900626 (0.2648157)	$\Delta lnwsci_{t-1}$	0.1297417 (0.3365862)
$\Delta lnprodsci_{t-1}$	0.0038496 (0.0039694)	$\Delta lnprodscf_{t-1}$	-0.0072039 (0.0061194)
$lnprodsci_{t-1}$	0.3003353*** (0.1037321)	$lnprodscf_{t-1}$	0.0835742 (0.0508254)
Δu_{t-1}	-0.0065185 (0.0075651)	Δu_{t-1}	0.0034863 (0.0074605)
lnu_{t-1}	0.0078469 (0.0192783)	lnu_{t-1}	-0.0478146 (0.027485)
$lnpsci_{t-1}$	0.3091736*** (0.0833372)	$lnpsc_{t-1}$	-0.0449451 (0.0397606)
$\Delta lnpsci_t$	0.2128106* (0.1219733)	$\Delta lnpsc_t$	-0.0755962 (0.0488956)
$stop$	-0.0094033 (0.0173721)	$stop$	-0.0238389 (0.0241893)
cpi_{t-1}	0.0050474** (0.0021672)	cpi_{t-1}	0.0114117** (0.0046756)
R^2	0.7664		0.7510
Breusch-Pagan	0.2905		0.6742
Breusch-Godfrey	0.2527		0.1893

10%, 5% og 1% signifikansnivå er merket henholdsvis *, **, og ***

Standardavvik i parentes

Tabell 35: Modellspesifikasjoner av robusthetskontrollene for industrien og utdanningssektoren

	Industri 1970-2021		Utdanning 1970-2021
Variabler	I6	Variabler	E3
Avhengig variabel	$\hat{u}_{\Delta lnwsci}$		$\hat{u}_{\Delta lnwsce}$
$lnwsci_{t-1}$	-0.3775278** (0.1633491)	$lnwsce_{t-1}$	-0.175002 (0.4178456)
$lnwsce_{t-1}$	0.0877165 (0.1889193)	$lnwsci_{t-1}$	-0.1768414 (0.1867563)
$\Delta lnwsci_{t-1}$	-0.0255245 (0.2810853)	$\Delta lnwsce_{t-1}$	0.0747352 (0.2821863)
$\Delta lnwsce_{t-1}$	0.2154581 (0.2993895)	$\Delta lnwsci_{t-1}$	0.13618 (0.2053976)
$\Delta lnprodsci_{t-1}$	0.0028125 (0.0042022)	$\Delta lnprodsce_{t-1}$	-0.0012977 (0.0025824)
$lnprodsci_{t-1}$	0.4104856*** (0.0992231)	$lnprodsce_{t-1}$	0.1703455 (0.6499845)
Δu_{t-1}	-0.0088351 (0.0077532)	Δu_{t-1}	-0.0033763 (0.007355)
lnu_{t-1}	0.0007478 (0.0181918)	lnu_{t-1}	0.0000257 (0.0159164)
$lnpsci_{t-1}$	0.2685934*** (0.0831)	$lnpsce_{t-1}$	0.394072 (0.4506351)
$\Delta lnpsci_t$	0.0819817 (0.1049579)	$\Delta lnpsce_t$	0.8248879*** (0.2088252)
$stop$	-0.0125176 (0.0201837)	$stop$	-0.0013483 (0.0206453)
cpi_{t-1}	0.0047261** (0.0022603)	cpi_{t-1}	-0.0023349 (0.0023764)
R^2	0.7455		0.7374
Breusch-Pagan	0.4537		0.6778
Breusch-Godfrey	0.0382**		0.5466

10%, 5% og 1% signifikansnivå er merket henholdsvis *, **, og ***

Standardavvik i parentes