



SIMON DALNOKI
Samfunnsøkonom

Empirisk modellering av systemet for norsk lønnsdannelse

Systemet for lønnsdannelse står sentralt i diskusjonen om norsk industris konkurranseevne. Systemet med koordinerte lønnsforhandlinger har også andre implikasjoner for hvordan faktorer som arbeidsledighet, produktivitet og inflasjon i utlandet (i.e. industriens faktorinntekt) påvirker norsk økonomi. I denne artikkelen identifiserer jeg sentrale drivere av systemet for lønnsdannelse i den norske fastlandsøkonomien. Mekanismene som avdekkes indikerer overveiende støtte til Hovedkursmodellen, på bekostning av støtten til moderne Phillipskurver som ellers dominerer i makroøkonomiske modeller.¹

INTRODUKSJON

I Norge har Phillipskurveteori og Hovedkursmodellen vært de to dominerende rammeverkene for lønnsdannelse i mange tiår. Internasjonalt er Phillipskurven totalt dominerende, enten i sin «opprinnelige» form eller i Nykeynesianske versjon. I norske empiriske makromodeller har imidlertid modeller med såkalt likevektskorrigering rundt en trend som inneholder faktorer som gjør lønna bærekraftig i en nærmere bestemt forstand, vært i bruk siden 1990-tallet. I senere tid har imidlertid den norske modellmessige annerledesheten kommet under press og det er satt nye standarder for modellering av lønnsdannelsen, basert på modifiserte Phillipskurver. Faktisk

har Phillipskurvenes hegemoni gått så langt at nærmest alle modeller med lønn som venstresidevariabel blir kalt Phillipskurver, selv om de faktisk ikke er det. En konsekvens av dette er at forskere kan overse eller feiltolke implikasjonene av det de estimerer.

I denne artikkelen spesifiserer jeg empiriske modeller for lønnsdannelsen i tre næringer, som blant annet gjør det mulig å teste Phillipskurvemodellen mot Hovedkursmodellen. Selv om begge typer modeller har vært i bruk i norsk empirisk makro de siste tiårene, er det få eksempler på økonometriske modeller for systemet for lønnsdannelsen. Et aktuelt eksempel på systemmodellering er Gjelsvik mfl. (2015), som benytter kvartalstall som krever spesielle tilpasninger. I denne artikkelen benytter jeg årsdata, som krever mindre detaljert dynamisk utforming og som dermed gir klarere kontrastering av de forskjellige modellene. I artikkelen estimerer jeg et system

¹ Denne artikkelen er basert på min masteroppgave, skrevet under veiledning av Ragnar Nymoen. En stor takk til Ragnar for verdifulle kommentarer og gode diskusjoner. Takk til redaktør og en anonym konsulent for nyttige kommentarer og merknader. Gjenstående feil er mine egne. Eventuelle henvendelser kan rettes til simon@dalnoki.no.

for den norske lønnsdannelsen i tre sektorer som sammen utgjør fastlandsøkonomien. Dette skal identifisere sentrale drivere av formasjonen av norske lønninger. Estimeringen sikter også på å avdekke hvilke mekanismer som har vært gjeldende i norsk lønnsdannelse over tid. Resultatene vil kunne indikere hvilke av de to overnevnte teoriene som mest realistisk representerer *faktiske* trekk ved det norske systemet for lønnsdannelse. I tillegg vil det kunne gi svar på om modelleringen av norsk lønnsdannelse som et system med en leder-følger-struktur «overlever» økonometrisk testing.

Artikkelen er bygd opp som følger. En kort gjennomgang av de to teoriene vil etterfølges av en oversikt over relevant empirisk litteratur. Data og variabelstasjonaritet diskuteres i avsnitt 4. Deretter reestimerer jeg to modeller for industrilønnsvekst fra Johansen (1995). Industrilønnslikningen brukes videre i et avsnitt med et rekursivt system for lønnsdannelsen i norsk fastlandsøkonomi delt inn i tre sektorer, hvor en likning for konsumprisvekst også legges til systemet. For å inkorporere den potensielle betydningen av inflasjonsforventninger tester og estimerer jeg et simultant system ved å bruke to-trinns minste kvadraters metode (2SLS). Før den endelige konklusjonen vil de dynamiske mekanismene i systemet illustreres og diskuteres. Dette gjøres ved hjelp av simulerte sjokk til det rekursive og det simultane systemet.²

BAKGRUNN

Ifølge Phillipskurveteori blir lønn avgjort av markedsmessige forhold (Phillips, 1958). Phillips sin hovedhypotese var dermed at arbeidsmarkedsinstitusjoner, for eksempel fagforeninger, spiller en mindre rolle i lønnsdannelsen, spesielt på lang sikt. For å modellere lønnsdannelsen kan Phillipskurver spesifiseres med lønnsvekst som venstresidevariabel. Veksten i lønninger avhenger derfor av inflasjonsforventninger og produksjonsgap i de fleste moderne anvendelser av denne teorien. Mange tolkninger av Phillipskurver impliserer videre en langsiktig Phillipskurve som er loddrett, og dermed en tilhørende «naturlig ledighetsrate» (ofte kalt «NAIRU»).

Hovedkursteorien er ofte blitt kalt «Aukrustmodellen», blant annet fordi den først ble formulert på engelsk av Odd Aukrust i et arbeid fra 1977, se Aukrust (1977). På norsk kom det imidlertid en formulering av Hovedkursteorien

flere år tidligere, se f.eks. Aukrust (1965). Det er også sannsynlig at mange av mekanismene som karakteriserer et noenlunde velfungerende system med kollektive forhandlinger hadde eksistert lenge før Aukrust sin konseptualisering av en «norsk modell».

I Akrustmodellen gjøres det en distinksjon mellom konkurranseutsatt sektor og skjermet sektor. Modellen karakteriseres i tillegg av at lønnsveksten i konkurranseutsatt sektor følger industriens lønnsevne på lang sikt. Siden skjermet og konkurranseutsatt sektor konkurrerer om arbeidstilbudet vil høye lønninger i én sektor relativt til den andre sektoren styre arbeidstilbudet mot sektoren med høyest relativ lønn. Dette etablerer en sentral motivasjon for det norske systemet for lønnsdannelse, bedre kjent som «Frontfagsmodellen». Systemet bygger på prinsippene formalisert i Aukrust (1977), men Aukrust kan selvfølgelig ikke få æren for å ha skapt Frontfagsmodellen (Thomassen, 2018). Modellen anerkjenner prinsippene i Hovedkursteorien og lar derfor industriens lønnsevne være toneangivende også i lønnsforhandlingene i skjermet sektor. Lønnsevnen i industrien kan defineres som produktet av industriens produktivitet og eksportpriser. Lønn i skjermede sektorer vokser derfor, hvert fall over tid, i samme takt som lønninger i konkurranseutsatt sektor. Hovedkursteorien behandler derfor innenlandske konsumpriser som endogene, gitt av blant annet industriens lønnsevne og produktivitet.

Sterke sentrale organisasjoner, både på arbeidstaker- og arbeidsgiversiden, er en nødvendig forutsetning for at Frontfagsmodellen skal gi god horisontal koordinering av lønnsdannelsen (Nymoene, 2017). Dette impliserer at Hovedkursteorien best forstås som en modell hvor lønnsforhandlinger mellom fagforeninger og arbeidsgiverforeninger spiller en viktig rolle i den nasjonale lønnsdannelsen, og at lønnsforhandlinger mellom individer og enkeltarbeidsgivere er av mindre betydning. Videre impliserer teorien at det finnes flere langsiktige kombinasjoner av arbeidsledighet og inflasjon da partene i arbeidslivet kan akseptere kompromisser mellom arbeidsledighetsrate og lønnsvekst.

De to konkurrerende teoriene for lønnsdannelse, Phillipskurven og Hovedkursteorien, er dermed forskjellige både når det kommer til sentrale forutsetninger og når det kommer til stabiliserende og destabiliserende dynamikk. Et eksempel er hvordan lønns- og prisstabilisering i større grad ivaretas av arbeidsmarkedsinstitusjonene i

² Alle numeriske resultater ble utledet i PcGive 14/15 i OxMetrics. For dokumentasjon se Doornik og Hendry (2013a), Doornik og Hendry (2013b), og Doornik og Hendry (2018).

Hovedkursteorien enn i Phillipskurveteori, hvor stabiliseringen skjer gjennom endringer i arbeidsledigheten. Standard teori for lønnsforhandlinger impliserer også en sammenheng mellom lønnsnivå og arbeidsledighet, eller andre mål på «stramhet» i arbeidsmarkedet. En slik sammenheng sees på som en langsiktig lønnskurve. Dette skiller Phillipskurvmodeller fra andre modeller, som Aukrustmodellen er et spesialtilfelle av. Mye viktig innsikt kan dermed «synke under horisonten» dersom alle modeller for nominell lønnsvekst plasseres i Phillipskurvekategorien. Motsatt, ved å spesifisere og estimere modeller som fanger opp essensielle trekk og viktig dynamikk ved den norske lønnsdannelsen kan man avdekke hvilken teori som reflekteres i empirien.

LITTERATUR

Fra slutten av 1980-tallet har vi flere eksempler på økonomisk modellering av det vi kaller «faktorer bak lønnsveksten». De aller fleste av disse arbeidene dreide seg om modellering av industrilønn, målt som lønn per timeverk eller per årsverk. Fordi industrien fremdeles vil stå sentralt også i en systemmodell, er disse arbeidene naturlige referansepunkter for også mitt arbeid. I artikkelen *Norwegian wage curves* fra 1995 estimerer Kåre Johansen lønnskurvmodeller for industrien med årlige data. *Norwegian wage curves* er en naturlig referanse både på grunn av bruken av årlige data og modelleringen av industrilønn. Artikkelen finner at Phillipskurve-spesifikasjonen av industrilønnsvekst kan avvises. Dette gis av mangelen på empirisk støtte for en unik likevektsrate for arbeidsledighet. Johansen estimerer også en feiljusteringsmodell (ECM) for industrilønn. Modellen knytter lønnskostnadsnivåets langsiktige trend i eksportsektoren til verdien av arbeidsproduktiviteten. Dette kan anses som en operasjonalisering av Hovedkursteorien beskrevet i avsnitt 2. Veksten i levekostnader (målt ved konsumprisindeksen) påvirker industrilønnsvekst på kort sikt, men har ikke en signifikant langsiktig påvirkning på lønnsnivået (Johansen, 1995). Resultatet, dersom det er robust, har betydning for systemet for norsk lønnsdannelse da det reduserer risikoen for innenlandske lønns-pris-spiraler.

Som i Johansen (1995), bruker Nymoen og Rødseth (2003) årlige data til å estimere lønnsdannelsen. Forfatterne benyttet data for fire nordiske land (Danmark, Finland, Norge og Sverige) for å forklare den særegne lave arbeidsledigheten i disse landene på 80- og 90-tallet. Ett av resultatene var at feiljusteringsledd var signifikante i lønnsrelasjonen for tre av landene gitt antakelsen om en stasjonær

lønnsandel. Feiljustering er i tillegg indikert for den norske lønnsdannelsen, og signifikant når det gjelder Sverige og Finland, selv uten denne antakelsen. Artikkelen finner også empirisk støtte for store likheter i reaksjonene til endringer i forklaringsvariabler på tvers av landene. Likheten gjelder imidlertid ikke konstantleddene. Dette indikerer dynamiske likheter, mens likevektsratene for arbeidsledighet varierer i de respektive økonomiene. En tolkning av resultatene er at en skandinavisk «modell» oppsummerer noen av økonomienes fellestrekk.

Langørgen (1993) presenterer resultater fra arbeid med lønnsrelasjonene i KVARTS. I artikkelen modelleres lønn i tre sektorer av den norske økonomien, nemlig konkurranseutsatt sektor, skjermet privat sektor, og offentlig sektor. Signifikante feiljusteringsledd indikerer at det er flere mulige kombinasjoner av arbeidsledighet og inflasjon enn det som indikeres av Phillipskurveteori (Langørgen, 1993). Artikkelen forkaster også en rendyrket «Aukrustmodell» da resultatene finner at konsumprisvekst og inntektsskatt er signifikante forklaringsvariabler også på lang sikt.

Systemestimering av lønnsvekst har også blitt gjennomført med kvartalstall. Gjelsvik mfl. (2015) estimerer en modell for lønnsdannelse i tre sektorer med data for norsk økonomi. De identifiserer og estimerer et simultant system med tre sektorer for norsk lønnsdannelse med industrien som lønnsleder. Resultatene støtter hypotesen om industrien som lønnsleder for to følgersektorer. Videre finner forfatterne ingen tegn på lønn-lønnseffekter, altså tilbakevirkende påvirkning, fra følgerfagene til frontfaget. Hverken innføringen av Norges Banks inflasjonsmål eller økt innvandring fra Europa (utenfor Skandinavia) har ført til strukturelle endringer i forhandlingene mellom fagforeningene og arbeidsgiverforeningene (Gjelsvik mfl., 2015). En senere studie argumenterer for at økt innvandring har redusert arbeidslivspartenes forhandlingskraft, men at det ikke har «forstyrret» frontfagets rolle i lønnsdannelsen (Nymoen mfl., 2019). Konklusjonen om industrien som lønnsleder støttes flere steder i litteraturen, se f.eks. Johansen og Strøm (1997). Toveis kausalitet mellom skjermet og konkurranseutsatt sektorer indikeres imidlertid i Nymoen (1991).

Litteraturoversikten viser at det mangler dokumentasjon av et modelleringsprosjekt for selve systemet for lønnsdannelse på årsdata. Det nærmeste er MODAG-dokumentasjonen, se, e.g. Boug og Dyvi (2008). Den begynner imidlertid å bli relativt gammel og dessuten inneholder den kun likning-for-likning-estimering.

DATA OG TIDSSERIEEGENSKAPER

For å modellere dynamikken i lønnsdannelsen er det forenklet å bruke årsdata, for å unngå å måtte representere brudd i sesongmønstre, både i lønnssetter og i forklaringsvariabler. Dessuten, siden lønnsforhandlingene foregår på årlig basis, er årsdata et naturlig valg og vil bli benyttet i denne artikkelen. Dette avsnittet inneholder noen kommentarer til datasettet og tester av tidsserieegenskapene til variablene før avsnittet avsluttes med generelle kommentarer til valg av metodologi.

Datasettet til grunn for estimeringen dekker årene fra 1970 til 2018. Seriene er hovedsakelig aggregert, årlig data fra Nasjonalregnskapet publisert på ssb.no (eller tilgjengelig ved forespørsel til SSB). Nasjonalregnskapet er delt inn i enkelt næringer. En utfordring med å bruke Nasjonalregnskapsdata er at næringene ikke er delt inn i skjermet og konkurranseutsatt sektor. Det har derfor vært nødvendig å lage sektorer basert på næringene som til sammen utgjør Fastlands-Norge. Nærmere beskrivelse av denne prosessen og de endelige sektorinndelingene er beskrevet i Dalnoki (2019). Primærnæringer (f.eks. jordbruk og kommersielt skogbruk), utvinning av olje og naturgass (inkludert relaterte tjenester), og utenriks sjøfart er ekskludert fra sektorene i tråd med etablert praksis, se for eksempel Langørgen (1993).

Alle variabler defineres med kilder i vedlegget. Enkelte variabler omtales også nærmere i artikkelen. Arbeidskraftsundersøkelsen (AKU) benyttes for å måle arbeidsledighet, med unntak av i reestimeringen i avsnitt 5. Produktet av produktivitet og faktorinntekt i industrien måler industriens lønnsevne over tid. Lønnsvariablene for hver sektor er total sektorlønn delt på arbeidstimer i respektiv sektor.

Tidsserieegenskaper

Datasettet inneholder observasjoner av variabler over flere tiår. Noen av seriene vokser over tid, mens andre fluktuierer rundt et noenlunde konstant nivå.

Forskjellen mellom stasjonaritet og ikke-stasjonaritet er spesielt viktig. Lønn, produktivitet, prisindeks og liknende variabler er typiske ikke-stasjonære serier. Slike serier har hverken konstant gjennomsnittsverdi eller varians over tid. Dette kan oppstå som følge av en stokastisk trend eller en deterministisk trend. I denne artikkelen antas det at de ikke-stasjonære tidsseriene har enhetsrøtter (altså en stokastisk trend).

Tabell 1 viser utvidede Dickey-Fuller-tester (ADF) for nøkkelvariabler. Kolonnen merket $X_t \sim I(1)$ inneholder testen for en hypotese om at X_t er integrert av første grad, $H_0: X_t \sim I(1)$. På samme måte viser kolonnen $\Delta X_t \sim I(1)$ testen av $H_0: \Delta X_t \sim I(1)$, som er det samme som $X_t \sim I(2)$. De kritiske verdiene i enhetsrot-testene er hentet fra ADF-fordelingen som varierer avhengig av spesifikasjonen av ADF-testen. ADF-testene i Tabell 1 kommer fra testingen av enhetsrøtter når ADF-regresjonen inneholder en trend og et konstantledd. Videre er alle de rapporterte ADF-statistikene fra en regresjon med ett lag i de differensierte variablene.

Det er tydelig fra tabellen at alle tre lønnsseriene kan antas å være $I(1)$. Produktivitet og prisindeksene er $I(1)$ ifølge resultatene i tabellen. Testen for ikke-stasjonaritet i arbeidsgiveravgiften i industrien, $t11$, forkaster ikke-stasjonaritet på 1 prosentens signifikansnivå. Dette er et rimelig resultat, siden det er en skattesats.

Industrilønnskostnader, $wc1$, vil bli behandlet som en $I(1)$ -serie selv om det ikke er formelt mulig å forkaste $H_0: \Delta wc1_t \sim I(1)$. Dette kan gjøres da industrilønnskostnader er $w1$ skalert opp med estimert arbeidsgiveravgift, i.e., $wc1 = w1 \times (1 + t11)$. Siden $t11$ er $I(0)$ og $w1$ er $I(1)$, og grad av integrasjon er en lineær egenskap, blir $wc1$ også behandlet som en $I(1)$ -serie i denne artikkelen.

Ifølge ADF-testene er arbeidsledighetsraten, $uaku$, også $I(1)$. Ledighetsraten økte imidlertid fra bemerkelsesverdige lave nivåer på 70-tallet til et høyere nivå, men fortsatt lavt i internasjonal sammenheng, på 2000-tallet og framover. Dette kan tilsa at ledighetsraten er stasjonær rundt en middelværdi som har skiftet en eller flere ganger (en type strukturell endring). Empirisk testing finner blant annet et skift («structural break») i arbeidsledighetsraten i 1986 (Dalnoki, 2019), noe som tilsier at serien faktisk er stasjonær. Ledighetsraten vil derfor bli behandlet som en $I(0)$ -serie i denne artikkelen. $scope1$, industriens lønnsevne, antas også å være $I(1)$ på bakgrunn av testene.

Feiljusteringsmodeller (ECM), som kombinerer endringsvariabler med laggede nivå-variabler, er godt egnet til å modellere relasjoner mellom ikke-stasjonære tidsserier som kan være kointegrerte. Slike modeller vil derfor bli brukt i estimeringen i denne artikkelen. Modelltypens evne til å modellere både korttids- og langtidsdynamikk er også en attraktiv egenskap i denne sammenhengen. Langtidsdynamikk fanges opp av de laggede nivåvariablene, mens korttidsdynamikken fanges opp av endringsvariabler. En ECM inkorporerer derfor inn at ulikevektsforholdet mellom den forklarte

Tabell 1: Resultater fra testingen av enhetsrøtter for variabler fra 1970-2018.

Variabler	$X_t \sim I(1)$	$\Delta X_t \sim I(1)$	$\Delta^2 X_t \sim I(1)$
w1	-2.592	-3.698*	-6.032**
w2	-2.649	-3.601*	-5.625**
w3	-2.524	-3.884*	-6.084**
z1	-2.937	-5.297**	-8.505**
z2	-1.986	-4.390**	-7.204**
wc1	-2.725	-3.347	-6.081**
pyf1	-1.459	-5.104**	-6.169**
pb	-2.930	-4.135*	-7.936**
cpi	-2.571	-4.012*	-6.668**
uaku	-2.814	-5.956**	-8.357**
t11	-4.468**	-4.550**	-5.877**
scope1	-1.821	-4.742**	-7.435**

Rapporterte statistikker er ADF-teststatistikene til regresjonen med én gang lagget differensiert variabel, et konstantledd og en trend. 5% og 1% kritiske variabler, konstant+trend, er -3.51 og -4.17. * og ** indikerer signifikans på 5% og 1% respektivt.

og de forklarende variablene er en del av det som bidrar til den dynamiske utviklingen. Anvendelsen av feiljusteringsmodeller til empirisk analyse av norsk lønnsdannelse, samt modelltypens teoretiske implikasjoner, er veldokumentert, se e.g. Langørgen (1993).

REESTIMERING AV EN EKSISTERENDE MODELL

Johansen (1995) estimerer flere modeller for industri-lønnskostnader i et arbeid med tittelen *Norwegian wage curves*. Det er interessant å reestimere to av modellene i artikkelen med et nytt, oppdatert datasett. Reestimeringen vil bli gjort med rekursiv minste kvadraters metode (OLS). Johansen brukte tidsserier fra 1964-1990, mens estimeringen i denne artikkelen bruker tidsserier fra 1970-2018.

På tross av at reestimeringen skjer med samme variabler er det ikke realistisk å forvente en nær perfekt replikasjon av Johansens estimeringsresultater. Datasettet som jeg benytter er basert på Nasjonalregnskapet hvor verdiprinsippet er bruttoprodukt i basisverdi³, mens Johansen brukte faktorverdi i artikkelen fra 1995. Hvis estimeringen i stor grad gir lignende resultater, på tross av overnevnte forskjeller, vil dette indikere støtte til relevansen og realismen til slike lønnsmodeller.

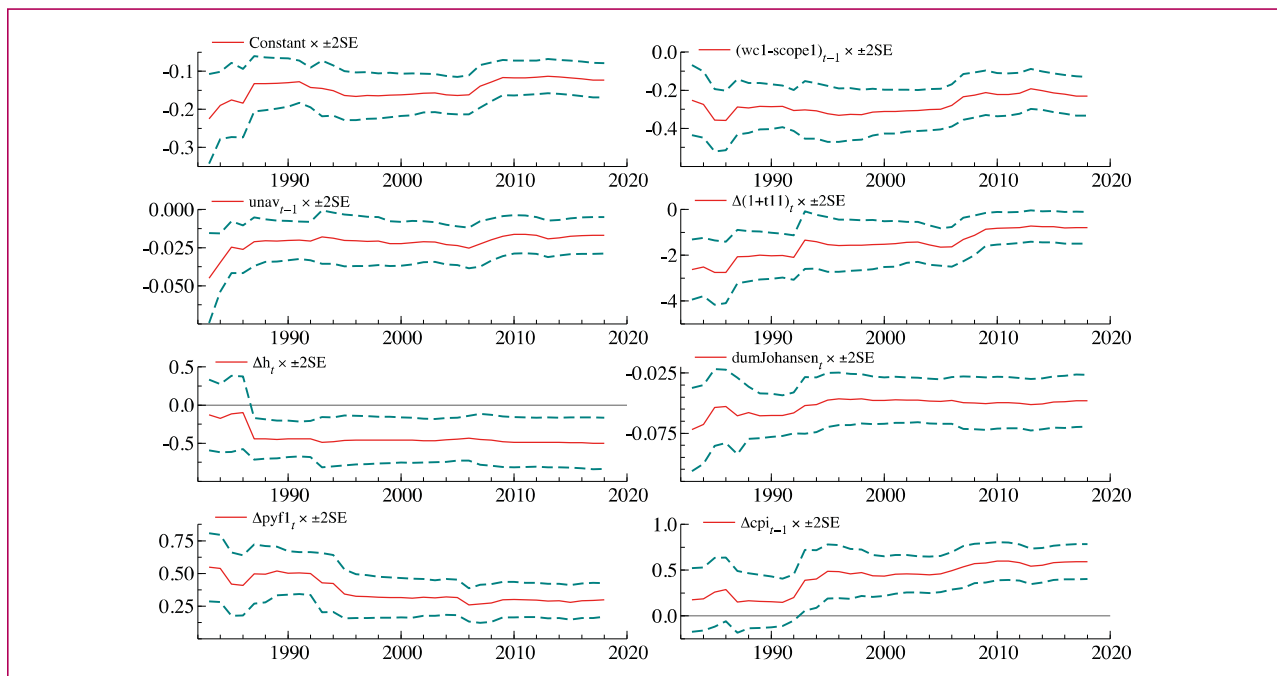
³ Verdien av produksjonen etter avgifter og eventuelle produktsubsidier.

Tabell 2: Rapporterte estimeringsresultater fra Norwegian wage curves og resultater fra de reestimerte modellene.

Variabler	Avhengig variabel: Δwc_1 1964-1990 Johansen (1995)		Avhengig variabel: Δw_1 1971-2018 Reestimering	
	M2	M4	M2*	M4*
$(wc_1 - scope_1)_{t-1}$	-0.25 (7.03)	-0.21 (7.30)	-0.23 (-4.55)	-0.20 (-3.53)
Δpyf_1	0.34 (8.21)	0.31 (8.50)	0.30 (4.63)	0.25 (3.63)
Δcpi_{t-1}	0.42 (7.49)	0.46 (9.52)	0.59 (6.24)	0.62 (6.48)
$\Delta(1-t11)_t$	0.77 (3.27)	0.52 (2.42)	-0.79 (-2.29)	-0.86 (-2.36)
Δh_t	-0.54 (5.89)	-0.60 (7.80)	-0.50 (-2.99)	-0.60 (-3.47)
ut-1	-0.08 (4.97)	—	-0.02 (-2.82)	—
U_{t-2}	—	0.007 (1.92)	—	3.43e-006 (2.29)
U_{t-1-2}	—	0.015 (4.59)	—	-4.03e-007 (-0.32)
dumJohansen _t	-0.06 (10.15)	-0.05 (10.32)	-0.05 (-4.46)	-0.04 (-3.39)
Constant	-0.00 (0.40)	-0.02 (2.25)	-0.12 (-5.50)	-0.06 (-2.57)
Diagnostikk				
σ	0.0072	0.0060	0.0137	0.0139
DW	1.63	1.99	1.16	1.15
AR(1)	0.57 (0.46)	0.00 (0.93)	13.12 (0.00)	10.64 (0.00)
AR(2)	0.39 (0.68)	0.12 (0.89)	6.51 (0.00)	5.46 (0.01)
ARCH(2)	0.09 (0.91)	0.46 (0.64)	0.49 (0.61)	0.62 (0.54)
NORM	0.21 (0.90)	0.16 (0.92)	0.21 (0.90)	1.66 (0.44)

t-verdier i parenteser, konsistent med Johansen (1995). For diagnostikken rapporteres p-verdier i parentesene. Feilspesifikasjonstestene for M2 og M4 er rapportert i Johansen (1995). Testene for M2* og M4* er standardtestene fra PcGive 14 og DW-statistikken (tilgjengelig i test-menyen): DW er Durbin-Watson-teststatistikken. AR(j)-testen, j=1, 2, er LM-testen for autokorrelasjon i feilleddene, F-form, se Harvey (1981). ARCH(2) er 2. ordens LM-testen for ARCH heteroskedastisitet, se Engle (1982). NORM er Kji-kvadrat testen for normalitet, se Jarque og Bera (1980).

De reestimerte modellene kalles M2* og M4*, se Tabell 2. Modellene er identisk spesifisert som de i *Norwegian wage curves*. Forskjellene mellom M2 og M4 er den funksjonelle spesifikasjonen til arbeidsledighetsvariablen og hvorvidt kontemporær arbeidsledighet er inkludert eller ikke. Ledighetsraten i alle modellene i dette avsnittet er basert på registrert ledighet (NAV-ledighet), da registrert ledighet ble



Figur 1: Plott av de rekursivt estimerte koeffisientene til variablene i $M2^*$. De stiplede båndene er de respektive koeffisientenes tilnærmet 95 prosent konfidensintervaller.

brukt i Johansen (1995). Tabell 2 inneholder en komplett oversikt over estimeringsresultater fra referansestudien og de reestimerte modellene.

Uttrykket $(wcl-scope1)_{t-1}$ er den laggede forskjellen mellom den naturlige logaritmen til lønnskostnaden og lønnsevnen i industrien. Lønnsevnen er representert av produktiviteten per arbeidstime ganger en faktorinntektsdeflator. Produktet av disse variablene bør kunne gi en indikasjon på hvor mye industrien evner å betale en arbeider i timen (i snitt). *dumJohansen* tar verdien én i 1979 og 1988, 0,5 i 1989 og null ellers. Dette skal fange opp inntektspolitikk i disse årene. Se Tabell V.1 i vedlegget for en mer detaljert beskrivelse av variablene.

Resultatene fra estimeringen viser at de fleste koeffisientene i $M2$ og $M2^*$ og i $M4$ og $M4^*$ er av samme størrelsesorden. Unntakene er konstantleddene og koeffisientene for endringen i arbeidsgiveravgiften, $\Delta(1+t1)_t$. Konstantleddene reflekterer forskjellige gjennomsnittsverdier for variablene i de to datasettene og krever derfor ingen grundigere analyse på dette tidspunktet. Endringen i arbeidsgiveravgift har svært forskjellige koeffisienter enn i Johansen (1995). Fortegnene er imidlertid som forventet da venstrehandsvariabelen i referanseartikkelen er endring i lønnskostnader, mens den avhengige variabelen i reestimeringen er endring i lønn. t-verdiens størrelse er generelt lavere for de reestimerte modellene enn

for $M2$ og $M4$. Videre er de rapporterte t-verdiene muligens noe for store på grunn av positiv autokorrelasjon i residualene til $M2^*$ og $M4^*$ (se testene for AR 1-2).

På samme måte som i de originale modellene viser resultatene for $M2^*$ og $M4^*$ at det er signifikant feiljustering mellom industrilønn og lønnsevnen. Dette gir støtte til opprettholdelsen av konklusjonen i *Norwegian wage curves*, nemlig at Phillipskurve-modeller ekskluderer viktig langtidsmekanismer som er karakteristiske for den norske lønnsdannelsen. For å oppsummere: de signifikante resultatene i Johansen (1995) holder fortsatt, på tross av utvidelsen av datasettet med mer enn 25 år fra 1990. Dette kan igjen indikere at det ikke har vært strukturelle endringer i industrilønnsdannelsen siden *minst* 1964 (starten av Johansens utvalg).

Et annet resultat er at den funksjonelle spesifikasjonen til arbeidsledighetsraten ikke er robust, som indikert ved den insignifikante koeffisienten til lagget arbeidsledighetsrate i $M4^*$ og en koeffisient tilnærmet lik null for kontemporær arbeidsledighetsrate. Spesifikasjonen i $M2^*$, med den naturlige logaritmen til lagget arbeidsledighetsrate, gir imidlertid en signifikant og betydelig større koeffisient.

Figur 1 viser den rekursive estimeringen av koeffisientene i $M2^*$. Figuren viser blant annet at estimatene er relativt stabile over tid.

MODELLERING

I dette avsnittet presenteres en helhetlig, rekursiv modell for det nasjonale systemet for lønnsdannelse. Modellen representerer systemet for lønnsdannelse i tre sektorer av fastlandsøkonomien, nemlig industrien, skjermet privat sektor, og offentlig sektor. Deretter estimeres en simultanlikningsmodell (SEM) med inflasjonsforventninger, før de dynamiske egenskapene til det rekursive systemet og det simultane systemet sammenlignes.

Sektorlikninger

M2* er utgangspunktet for industrilønnslikningen. Det gjøres imidlertid noen tilpasninger. Variabelen for arbeidsledighet endres fra NAV-ledighet til AKU-ledighet. Dummyen for inntektspolitikk redefineres til *dumSTOP* og tar verdien én i 1978, 1979, 1988 og 1989, null ellers. Denne spesifikasjonen er i tråd med relevant litteratur, se f.eks. Langørgen (1993). Hvilke sektorer variabler hører til indikeres av tallene 1-3 i slutten av variabelnavnet. For eksempel er w_1 den naturlige logaritmen til timelønn i sektor 1 (industri), mens w_2 er tilsvarende for sektor 2 (skjermet privat sektor), og w_3 er timelønn i sektor 3 (offentlig sektor). De modellerte variablene i dette avsnittet er sektorspesifikk lønnsvekst, Δw_1 , Δw_2 og Δw_3 . OLS-estimeringsresultater for de enkelte sektorene er dokumentert i Dalnoki (2019).

Rekursivt system

Formulering av et rekursivt system impliserer at hovedprinsippene i Frontfagsmodellen forutsettes og at lederfølger-mønsteret pålegges nokså direkte. Kausalitet, altså hvorvidt industrien faktisk fungerer som lønnsleder, blir ikke testet i denne artikkelen. Dette ville ha krevd mer grundig undersøkelse, men økonometrisk testing på kvartalsdata gir en rimelig klar indikasjon på stabilitet i systemlikningene (spesielt fra midten av 90-tallet), se Gjelsvik mfl. (2015). Den rekursive estimeringen leder til resultatene rapportert i Tabell 3, mens Tabell 4 rapporterer relatert diagnostikk.

For å lukke systemet inkluderes en likning for inflasjon målt ved veksten i konsumprisindeksen, Δcpi_t . Dette skal fange opp levekostnad som en primærfaktor i lønnsforhandlinger, også i frontfaget, og at inflasjon igjen avhenger av lønnsvekst, om ikke nødvendigvis simultant så hvert fall over tid. Estimering viser at importpriser står for en andel av prisveksten, mens enhetsarbeidskostnader, $w_2 - z_2$, også er av betydning (Dalnoki, 2019). Det er derfor interessant å teste hvorvidt det er en langtidssammenheng mellom KPI-utviklingen og $w_2 - z_2$, vektet med deres bidrag til total KPI. I tråd med Bårdsen mfl. (2003) vektet

importprisindeksen med 0,4. Da må enhetsarbeidskostnader altså vektet med 0,6. Det testede langtidssammenhendet blir dermed $cpi_t - 0.6 \times (w_2 - z_2) - 0.4 \times pb_t$, hvor pb_t er en estimert importprisdeflator basert på Nasjonalregnskapsdata.

Systemet i Tabell 3 blir estimert ved hjelp av ett-trinns minste kvadraters metode (1SLS). Det er totalt fire endogene variabler. Den estimerte industrilønnsvekstmodellen viser at arbeidsledighet i ett år signifikant påvirker lønnsveksten i industrien i det påfølgende året. Videre er det et klart signifikant forhold mellom industrilønnsvekst og industriens lønnsevne. Dette innebærer, alt annet likt, at den forventede lønnsveksten er positiv hvis lønnskostnadene i den forrige perioden var lavere enn det den konkurransutsatte sektoren evnet å betale ut, det vil si hvis arbeidsgiverne hadde lavere lønnskostnader enn verdien på arbeidernes produktivitet. I motsatt tilfelle betyr det at eksportnæringen ikke kan opprettholde høyere lønnskostnader enn det næringen «tåler», nemlig lønnsevnen, over tid. En tolkning av dette er at lønnsveksten ikke kan frikobles fra verdensmarkedspriser hvis eksportnæringen ønsker å være konkurransedyktige. Det signifikante feiljusteringsleddet indikerer at norsk industri har, over tid, koblet lønnsveksten til de faktorene som har sørget for sektorens overlevelse.

For skjermet privat sektor, Δw_2 , er lønnsdannelsen åpenbart knyttet til industrilønnsforhandlingene. Både på kort sikt og på lang sikt. Den kontemporære endringen i industrilønn har en koeffisient på cirka 0,8 i den estimerte likningen. Dette indikerer en tydelig korttidssammenheng. Når det gjelder lengre sikt indikeres koblingen av at cirka 24 prosent av avviket mellom lønn i de to sektorene, alt annet likt, justeres fra én periode til den neste. Dette indikeres også av at lønnsnivåene følger hverandre over tid.

Lagget arbeidsledighetsrate ble lagt til likningen for lønnsvekst i offentlig sektor i estimeringen av det rekursive systemet. Dette ble gjort da potensiell langtidssammenheng til arbeidsledighet kan gi interessante teoretiske implikasjoner. Det kan for eksempel indikere hvorvidt relativ lønn mellom offentlig og privat sektor er uavhengig ledighetsraten. Tolkningen av et slikt funn kan være at systemet har hatt en viss evne til tilpasning av relativ lønn utfra endrede makroøkonomiske forhold, selv om offentlig sektor viser seg å ha vært et følgerfag i hele perioden. Offentlig sektor ser ut til å være indirekte koblet til industrien gjennom offentlig sektors signifikante kobling til privat skjermet sektor. Feiljusteringsleddet mellom sektor 2 og sektor 3 er insignifikant når lønnsvekst

Tabell 3: Estimeringsresultater for det rekursive systemet med fire endogene variabler. Utvalgsperiode: 1970-2018.

Variabler	Avhengige variabler			
	Δw_1	Δw_2	Δw_3	Δcpi
$uaku_{t-1}$	-0.032*** (0.01)	-0.009* (0.00)	-0.008** (0.00)	0.003 (0.00)
$(wc1-scope1)_{t-1}$	-0.231*** (0.05)	–	–	–
$(w2-w1)_{t-1}$	–	-0.237*** (0.08)	–	–
$(w3-w2)_{t-1}$	–	–	-0.033 (0.03)	–
Δw_1	–	0.804*** (0.05)	–	–
Δw_2	–	–	0.803*** (0.05)	–
$\Delta w_{2,t-1}$	–	0.033 (0.06)	–	–
$\Delta(w2-z2)_t$	–	–	–	0.371*** (0.09)
Δcpi_{t-1}	0.546*** (0.10)	–	0.065 (0.04)	0.243** (0.10)
$\Delta(1+t1)_t$	-0.690* (0.36)	–	–	–
Δh_t	-0.500*** (0.16)	–	–	–
Δpb_t	–	–	–	0.117*** (0.04)
$\Delta pyf1_t$	0.197*** (0.06)	–	–	–
$(cpi-0.6 \times (w2-z2) - 0.4 \times pb)_{t-1}$	–	–	–	-0.167*** (0.04)
$dumSTOP_t$	-0.031*** (0.01)	–	-0.016*** (0.00)	-0.006 (0.01)
$dum2003_t$	–	–	0.025*** (0.00)	–
Constant	-0.166*** (0.02)	-0.025* (0.01)	-0.019 (0.01)	0.822*** (0.22)

Standardfeil i parenteser. *, **, *** indikerer signifikans på 10%, 5% og 1% respektivt.

i skjermet privat sektor inngår i Δw_3 , trolig fordi tidsseriene følger hverandre meget tett. Vi ser at samtlige dummier er signifikante i likningen for offentlig lønnsvekst.

Resultatene for KPI-veksten viser at det er feiljustering mellom konsumpriser og enhetsarbeidskostnader, w_2-z_2 , og importert inflasjon, pb . Den importerte prisveksten reflekterer at Norge er en liten åpen økonomi. Vektene i

feiljusteringsleddet bør ikke vektlegges for mye da KPI-modellering ikke er hovedfokuset i denne artikkelen. Legg merke til at endringen i $w_2 - z_2$ og pb har positive og signifikante koeffisienter. Dette indikerer at lønnsvekst, produktivitet og importpriser også har en korttidseffekt på KPI. Det er også interessant at arbeidsledighetsraten ikke er signifikant forklarende. Det kan indikere at effekten av endringer i arbeidsledighet på KPI er hovedsakelig indirekte, gjennom lønnsvekst.

Tabell 4 viser enkeltlikning-diagnostikken for likningene i systemet. Som ved de separat estimerte sektor-likningene tidligere, er det autokorrelasjonstestene som gir lavest p-verdi. Enkeltlikningstester bør imidlertid ikke gis for mye oppmerksomhet i et system som dette.

Tabell 4: Enkeltlikningsdiagnostikk for det estimerte rekursive systemet med fire endogene variabler. Utvalgsperiode: 1970-2018.

Diagnostikk	Avhengige variabler			
	Δw_1	Δw_2	Δw_3	Δcpi
σ	0.0131	0.0071	0.0047	0.0096
AR 1-2	5.47*** (0.01)	8.53*** (0.00)	8.68*** (0.00)	7.67*** (0.00)
ARCH 1-1	0.02 (0.88)	4.35** (0.04)	0.95 (0.34)	0.54 (0.47)
NORM	0.43 (0.81)	2.09 (0.35)	3.76 (0.15)	0.61 (0.73)
HETERO	2.01* (0.05)	3.05*** (0.00)	3.86*** (0.00)	0.87 (0.63)

p-verdier i parenteser. *, **, *** indikerer signifikans på 10%, 5% og 1% respektivt. σ er likningenes standardfeil. Feilspesifikasjonstestene er standardtestene rapportert av PcGive 14, se Tabell 2 for kilder.

En simultan likningsmodell

Systemet i avsnitt 6.2 bygger på tanken om en koordinert lønnsforhandling med industrilønn som drivkraft. Det er imidlertid naturlig å teste om inflasjonsforventninger har betydning for den forhandlede lønnen i frontfaget. Dersom endringen i industrilønn avhenger, om enn delvis, av forventet levekostnadsøkning vil forventningene også påvirke lønnsforhandlingene i resten av økonomien. I den følgende estimering vil såkalte modellkonsistente inflasjonsforventninger bli benyttet. Denne måten å modellere på bygger på ideen om at forventningene til prisvekst er basert på den formulerte modellen. Samtidig blir modellen endret fra å være rekursiv til å være simultan.

Det simultane likningssystemet estimeres nedenfor ved å bygge på resultatene fra avsnitt 6.2. I tillegg er endringen i produktivitet i industrien og skjermet privat sektor, arbeidsledighetsraten, og endringen i industriens faktorinntektsdeflator inkludert som endogene variabler. Nærmere beskrivelse av oppbygningen av disse uttrykkene finnes i Dalnoki (2019).

Instrumentvariabelestimeringen av de strukturelle likningene indikerer at kun industrilønnsvekst burde inkludere inflasjonsforventninger. Videre, da lagget konsumprisvekst later til å fungere som en proxy for inflasjonsforventningene, bør Δcpi_{t-1} ikke inkluderes som en forklaringsvariabel i Δw_{1t} , men heller i Δcpi_t , se Dalnoki (2019).

Tabell 5 rapporterer estimeringsresultatene for lønnsvekst og KPI-vekst, mens Tabell 6 rapporterer systemets feiljusteringstester. Estimeringsresultatene for de andre endogene variablene rapporteres i Dalnoki (2019), men er utelatt her da disse ikke er i fokus i denne artikkelen.

I det simultane systemet er det en slående egenskap at feiljusteringsleddet i uttrykket for industrilønnsvekst fortsatt er veldig signifikant. Det samme gjelder feiljusteringsleddet mellom sektor 2 og sektor 1, og endringen i industrilønn i den estimerte likningen for Δw_2 . Sett sammen impliserer dette at endringer i inflasjonsforventninger har en korttidseffekt på lønnsforhandlingene i industrien, mens det ikke påvirker langtidsutviklingen i lønn i den samme sektoren. Det impliserer også at lønnstillegg i konkurranseutsatt sektor, som også tar høyde for forventet levekostnadsvekst, har en korttidseffekt på lønn i skjermet privat sektor. På den måten ser også inflasjonsforventninger ut til å påvirke lønnsdannelsen i sektor 2 på kort sikt, ikke direkte, men gjennom forhandlingene i frontfaget. Siden endringen i lønn i skjermet privat sektor er en signifikant forklaringsvariabel for lønnsvekst i sektor 3, gjelder den samme tolkningen for dette følgerfaget også.

Tabell 5: Estimeringsresultater fra 2SLS-estimeringen av systemet. Utvalgsperiode: 1970-2018.

Variabler	Avhengige Variabler			
	Δw_1	Δw_2	Δw_3	Δcpi
$uaku_{t-1}$	-0.020** (0.01)	-0.008* (0.00)	-0.008** (0.00)	0.005 (0.01)
$(wc1-scope1)_{t-1}$	-0.224*** (0.06)	–	–	–
$(w2-w1)_{t-1}$	–	-0.234*** (0.08)	–	–
$(w3-w2)_{t-1}$	–	–	-0.033 (0.03)	–
Δw_{1t}	–	0.834*** (0.06)	–	–
Δw_{2t}	–	–	0.805*** (0.05)	–
Δw_{2t-1}	–	0.016 (0.06)	–	–
$\Delta(w2-z2)_t$	–	–	–	0.390*** (0.12)
Δcpi_t	0.529*** (0.14)	–	–	–
Δcpi_{t-1}	–	–	0.064 (0.04)	0.234** (0.10)
$\Delta(1+t1)_t$	-1.142** (0.42)	–	–	–
Δh_t	-0.537*** (0.18)	–	–	–
Δpb_t	–	–	–	0.118*** (0.04)
Δpyf_{1t}	0.383*** (0.11)	–	–	–
$(cpi-0.6 \times (w2-z2)-0.4 \times pb)_{t-1}$	–	–	–	-0.167*** (0.04)
$dumSTOP_t$	-0.021** (0.01)	–	-0.015*** (0.00)	-0.005 (0.01)
$dum2003_t$	–	–	0.025*** (0.00)	–
Constant	-0.130*** (0.03)	-0.023* (0.01)	-0.019 (0.01)	0.825*** (0.21)

Standardfeil i parenteser. *, **, *** indikerer signifikans på 10%, 5% og 1% respektivt.

Feilspesifikasjonstestene for systemet i helhet rapporterer om utfordringer med heteroskedastisitet og en signifikant ARCH-test, se Tabell 6. Vektor AR(1-2) og vektor-normalitetstesten er imidlertid insignifikante.

Tabell 6: Vektor feilspesifikasjonstester for det 2SLS-estimerte systemet.

Tester	Statistikker
Vector AR (1-2)	1.22 (0.12)
Vector ARCH 1-1	1.60 (0.01)
Vector NORM	13.74 (0.62)
Vector HETERO	1.89 (0.00)

p-verdier i parenteser. Feilspesifikasjonstestene er standard flerlikningstester rapportert av PcGive15, se Doornik og Hendry (2018).

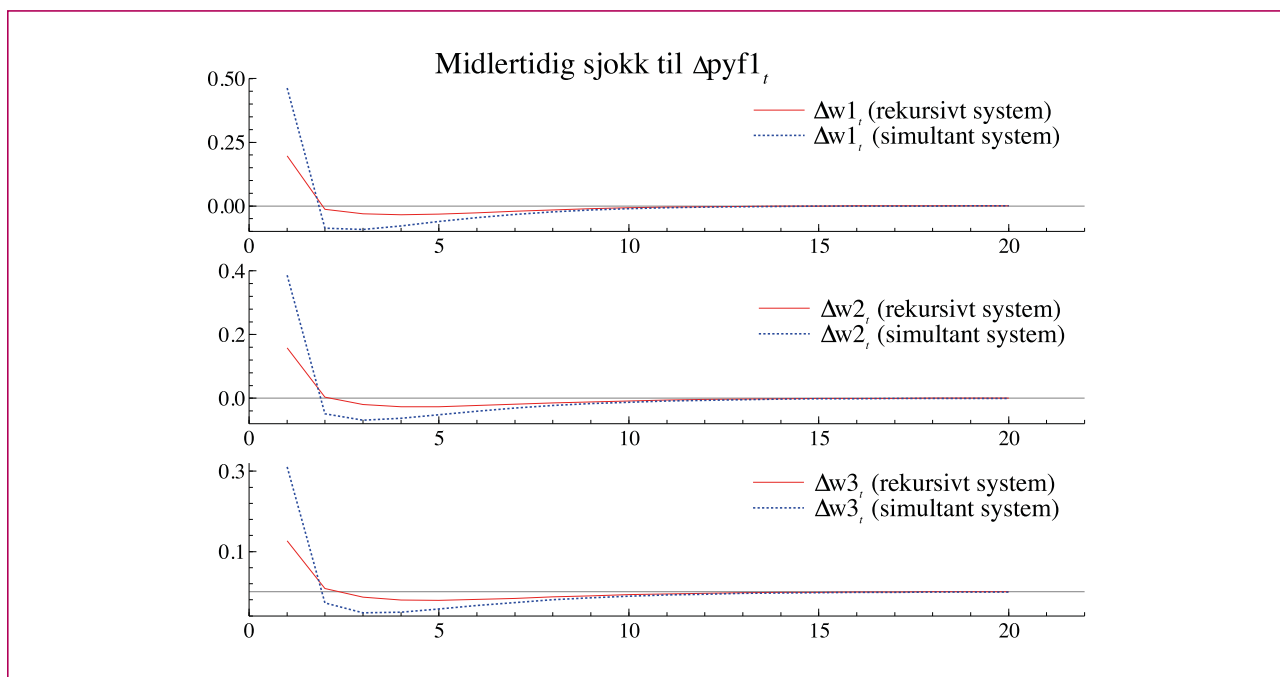
Sammenligning av dynamiske egenskaper

Det er interessant å gjøre en nærmere sammenligning av de dynamiske egenskapene den rekursive modellen i Tabell 3 og det simultane systemet i Tabell 5. I den hensikt gis begge systemet et likt sjokk gjennom faktorinntektsdeflatoren, $\Delta pyf1_t$. Sjøkket i $\Delta pyf1_t$ er et enhetssjokk og treffer derfor det rekursive systemet med en størrelse på 0,197 via $\Delta w1_t$, hvor 0,197 er koeffisienten til faktorinntektsdeflatoren i periode t. På samme måte treffer enhetssjøkket det simultane systemet gjennom industrilønnsveksten med en kraft på 0,383. Sjøkket kan enten være permanent eller midlertidig. Figur 2 illustrerer systemenes dynamiske egenskaper i møte med et midlertidig sjokk i industriens faktorinntekt, mens Figur 3 illustrerer systemenes tilpasning til en permanent høyere faktorinntekt.

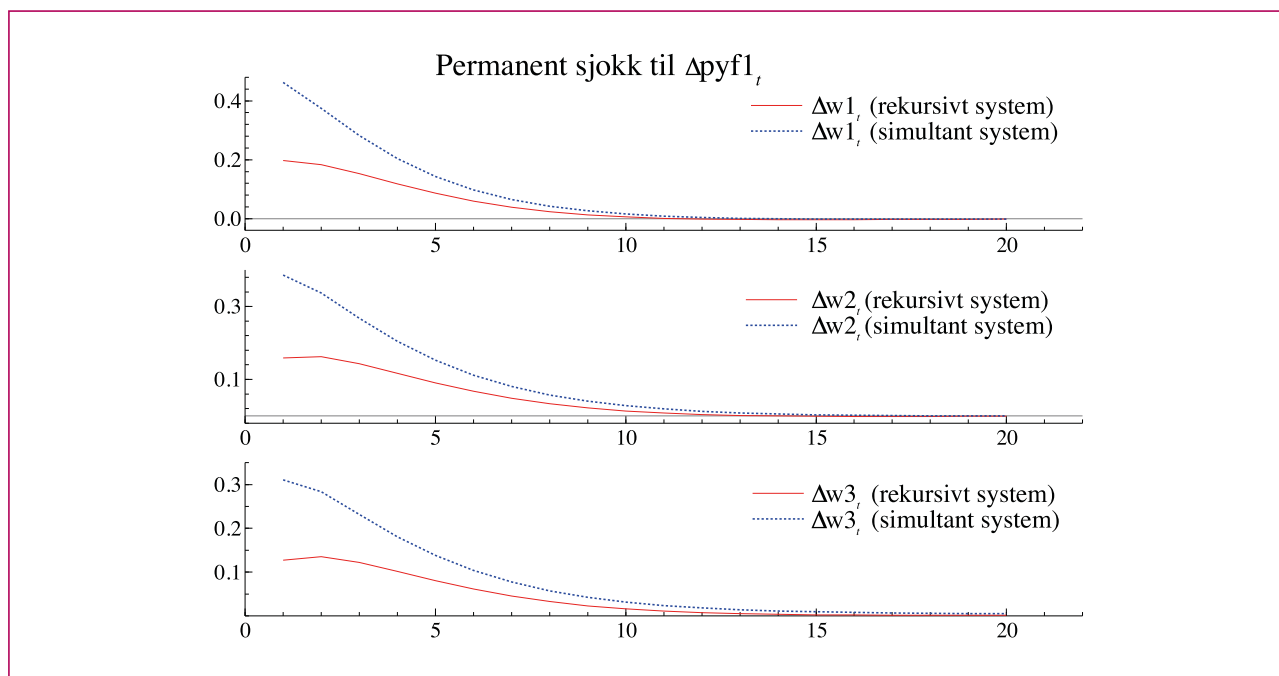
Simuleringene av det midlertidige sjokket til faktorinntektsvekst gir relativt like resultater i begge systemene. Sjøkket ser ut til å ha liten eller ingen effekt på lønnsnivået i sektorene, da impulsresponsen endrer fortegn i den simulerte perioden. Impulsresponsene ser også ut til å ha dødd ut i begge systemene før 15. periode. De initielle responsene ser imidlertid ut til å være større i det simultane systemet enn i det rekursive systemet. Dette skyldes trolig den kontemporære effekten av inflasjonsforventninger på industrilønn.

Også når det gjelder det permanente sjokket viser systemene slående lik dynamikk. De samme implikasjonene som tidligere gjelder også her da den akkumulerte impulsresponsen indikerer midlertidig høyere lønnsvekst i alle sektorer i begge systemer. Simuleringene viser at lønn i de tre sektorene når et nytt, høyere nivå etter det permanente sjokket da impulsresponsene er positive til de dør ut. Vekstratene går tilbake til normale nivåer når det nye langsiktssnivået til lønningene er nådd i hver sektor respektivt. Også her skaper inflasjonsforventninger en forskjell mellom systemene. Det simultane systemet har en større initiell respons, igjen på grunn av kontemporær feedback fra inflasjonsforventninger til lønnsdannelsen.

De relativt større initielle impulsresponsene fra SEM-modellen representerer en «innad i perioden» lønns-pris-spiral i



Figur 2: Kombinerte plott av lønnsveksten i de tre sektorene i 20 perioder etter et simulert, midlertidig enhetssjokk til $\Delta pyf1_t$ i det rekursive systemet fra avsnitt 6.2 og det simultane systemet i avsnitt 6.3.



Figur 3: Kombinerte plott av lønnsveksten i de tre sektorene i 20 perioder etter et simultant, permanent enhetssjokk til $\Delta pyf1_t$ i det rekursive systemet fra avsnitt 6.2 og det simultane systemet i avsnitt 6.3.

modellen. Den kontemporære spiralen endrer imidlertid ikke dynamikken i de simultane systemet på en slik måte at den blir inkonsistent med Hovedkursmodellen. Samlet sett viser impulsresponsene hvordan Hovedkursmodellen fortsatt reflekteres i data på tross av at systemet for norsk lønnsdannelse ikke modelleres som strengt rekursivt.

OPPSUMMERING OG KONKLUSJON

I løpet av denne artikkelen har modelleringen av norsk lønnsdannelse utviklet seg fra en enkeltstående likning for industrilønnsvekst til et simultant system. Det er et slående funn at de teoretiske egenskapene tilhørende Hovedkursteorien «overlever» økonometrisk testing gjennom hele estimeringen. Dette på tross av at estimeringen gikk fra en enkeltlikning for industrilønnsvekst til et simultant system, via en strengt rekursive modell.

Estimeringsresultatene i artikkelen indikerer at lønnsveksten i industrien i stor grad er en driver av lønnsveksten i resten av økonomien. Industrilønnsveksten avhenger i sin tur igjen av blant annet industriens lønnsevne.

Resultatene fra estimeringen av det rekursive systemet gir sterk støtte til noen av de essensielle mekanismene i Hovedkursteorien, f.eks. feiljusteringsleddet med industriens lønnskostnader og lønnsevne. I tillegg støtter

resultatene en hypotese om et klart leder-følger-mønster i lønnsdannelsen. Selv med et simultant system viste simuleringen av sjokk at systemet var konsistent med Aukrusts teoretiske rammeverk. Videre viste estimeringsresultatene at det er lite støtte til Phillipskurven som ramme for modellering av lønnsdannelse i makro. Ekspandering av datasettet er et naturlig neste steg å ta for å utfordre konklusjonen i denne artikkelen. Dette kan potensielt forbedre den estimerte modellen og dermed gi andre teoretiske implikasjoner. Videre, ved å modellere inflasjonsforventninger ved for eksempel å bruke anslag fra Teknisk beregningsutvalg, i stedet for modellkonsistente forventninger, kunne potensielt forventningsdannelsen sett annerledes ut.

REFERANSER

- Aukrust, O. (1965). Tjueårs økonomisk politikk i Norge: Suksesser og mistak.
- (1977). Inflation in the open economy: A Norwegian model. Statistisk sentralbyrå.
- Bårdsen, G., E. S. Jansen og R. Nymoen (2003). Econometric Inflation Targeting. *Econometrics Journal* 6, s. 429–460.
- Boug, P. og Y. Dyvi (2008). *MODAG-En makroøkonomisk modell for norsk økonomi*. Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Dalnoki, S. (2019). Under The Microscope: An Empirical Model of the System of Norwegian Wage Formation. University of Oslo. <http://urn.nb.no/URN:NBN:no-72388>

- Doornik, J. A. og D. F. Hendry (2013a). *Modelling Dynamic Systems PcGive 14. Volume 1*. Timberlake Consultants.
- (2013b). *Modelling Dynamic Systems PcGive 14. Volume 2*. Timberlake Consultants.
- (2018). *Modelling Dynamic Systems PcGive 15. Volume 1*. Timberlake Consultants.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica* 50, s. 987–1007.
- Gjelsvik, M. L., R. Nymoen og V. Sparrman (2015). Have Inflation Targeting and EU Labour Market Immigration Changed the System of Wage Formation in Norway? Memorandum 18/2015, Department of Economics, University of Oslo.
- Harvey, A. C. (1981). *The Econometric Analysis of Time Series*. Oxford: Philip Allan.
- Jarque, C. M. og A. K. Bera (1980). Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals. *Economics Letters* 6, s. 255–259.
- Johansen, K. og B. Strøm (1997). Wages, Prices and Politics. Evidence from Norway. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 59, s. 511–522.
- Johansen, K. (1995). Norwegian wage curves. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57.2, s. 229–247.
- Langørgen, A. (1993). En økonometrisk analyse av lønnsdannelsen i Norge. Rapport 1993/5, Statistisk sentralbyrå.
- Nymoen, R. (1991). A small linear model of wage- and price-inflation in the Norwegian economy. *Journal of Applied Econometrics* 6, s. 255–269.
- Nymoen, R. (2017). Between institutions and global forces: Norwegian wage formation since industrialisation. *Econometrics* 5.1, s. 6.
- Nymoen, R., V. Sparrman og B. Dapi (2019). Robustness of the Norwegian wage formation system and free EU labour movement. Evidence from wage data for natives. Teknisk rapport 2019/895, Statistisk sentralbyrå.
- Nymoen, R. og A. Rødseth (2003). Explaining unemployment: some lessons from Nordic wage formation. *Labour Economics* 10.1, s. 1–29.
- Phillips, A. W. (1958). The Relationship Between Unemployment and the Rate of Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the U.K., 1861–1957. *Economica* 25, s. 283–299.
- Thomassen, E. (2018). Var Odd Aukrust frontfagsmodellens far? *Tidsskrift for samfunnsforskning* 59 (4), s. 329–348.

VEDLEGG

Variabler

Tabell V.1: Variabeldefinisjoner og datakilder.

Variabler	Kommentarer
Wi	Lønn per time i sektor i, i=1, 2, 3. Total lønn i sektor i, delt på antall arbeidstimer for lønnstakere i samme sektor. Kilde: ssb.no.
Zi	Produktivitet per time i sektor i, i=1, 2, 3. Total basisverdi av bruttoprodukt (2005-priser) i sektor i, delt på antall arbeidstimer for lønnstakere og selvstendig næringsdrivende i sektor i. Kilde: ssb.no.
T11	Sats for arbeidsgiveravgift i sektor 1. Total lønnskostnad delt på total lønn, minus én. Kilde: ssb.no.
PYF1	Faktorinntektsdeflator for industrien. Kilde: KVARTS-databasen.
WC1	Timelønnskostnader i industrien. $W_1 \times (1 + T_{11})$. Kilde: se Wi and T11.
SCOPE1	Industrielønnsevnen per time. $Z_1 \times PYF_1$. Kilde: se Zi and PYF1.
CPI	Konsumprisindeksen (KPI). Kilde: ssb.no.
H	Normalarbeidstid (i timer) per uke. Kilde: NAM-databanken (se normetrics.no/nam).
UAKU	Arbeidsledighetsraten målt ved Arbeidskraftundersøkelsen (AKU). Kilde: ssb.no.
PB	Estimert importprisdeflator. Verdien på importerte varer i løpende priser delt på verdien av importerte varer i faste 2005-priser. Kilde: ssb.no.
dumSTOP	Dummy for å fange opp inntektspolitikk på 70- og 80-tallet. Tar verdien én i 1978, 1979, 1988 og 1989, null ellers.
dumJohansen	Dummy for å fange opp inntektspolitikk i Johansen (1995). Tar verdien én i 1979 og 1988, 0.5 i 1989 og null ellers. Kilde: Johansen (1995).
dum2003	Dummy for å fange opp en uvanlig stor forskjell i årlig endring i lønn i offentlig sektor fra 2003 til 2004. Tar verdien én i 2003 og null ellers.