

ROGER BJØRNSTAD:*

Debatten omkring Solidaritetsalternativet: Lønnsdannelsen i industrien – uendret også i perioden 1995–1997

Denne artikkelen forsøker å besvare spørsmålet om Solidaritetsalternativet har endret lønnsdannelsen i norsk industri. Jeg presenterer en økonometrisk relasjon, som i tillegg til å ha interessante tolkninger, også forklarer lønnsveksten fram til 1991 bedre enn det tidligere modeller gjør. Denne lønnsrelasjonen representerer sammenhengen mellom lønnsveksten og forklaringsfaktorene lønnsomhet, konsumprisvekst, investeringer og arbeidsledighet. Da relasjonen også forklarer lønnsveksten helt fram til 1997:3, underbygges konklusjonene i Evjen og Nymoens (Sosialøkonomen 1997(2)), der en tilsvarende analyse ble gjort på data fram til og med 1994 – *Solidaritetsalternativet har ikke hatt noen signifikant virkning på lønnsdannelsen i industrien.*

1 INNLEDNING

Det er to syn på det norske forhandlingsystemets evne til å sikre tilstrekkelig lønnsmoderasjon i perioder med høy arbeidsledighet. Kjente utenlandske økonomer har framstilt Norge som et land der relativ høy grad av sentralisering og koordinering i lønnsforhandlingene, bidrar til en betydelig reallønnsfleksibilitet, se for eksempel Layard, Nickell og Jackman (1991, kap. 2.6 og 9). Ledende norske økonomer har derimot ofte signalisert betydelig skepsis til spørsmålet om dette forhandlingsystemet, overlatt til seg selv, kan bidra til makroøkonomisk stabilitet og vekst¹. I tråd med det første synet kan Solidaritetsalternativet betraktes som et ledd i å bevare det norske lønnsforhandlingsystemet, men mange har uttrykt ønske om en sterkere grad av koordinering i lønnsforhandlingene, og har dermed sett på Solidaritetsalternativet som et viktig supplement og korrektiv til den «frie» lønnsfastsettelse. Slikt sett er det skapt et inntrykk av at man med Solidaritetsalternativet har hatt en målsetning om å redusere lønnsveksten på 1990-tallet, utover det man historisk sett skulle forvente.

Denne artikkelen er todelt; først estimerer jeg en ny relasjon for timelønnsfortjenesten i NHO bedrifter. Denne relasjonen er en reformulering av tidligere industrilønnsrelasjoner utsprunget fra Nymoens (1989a). Nymoens viste hvordan en feiljusteringsmodell forener Hovedkursteorien med Phillipskurveteorien. Hovedkursteorien fokuserer på at lønnsveksten må være innenfor rammene av det konkurranseutsatt sektor tåler, mens Phillipskurveteorien bygger på sammenhengen mellom lønnsveksten og stramheten i arbeidsmarkedet. På bakgrunn av kvartalsvise data benyttes Nymoens så feiljusteringsmodellen for å estimere en lønnsrelasjon for industrien i Norge. Johansen (1995) diskuterte innenfor en liknende modell flere faktorer som kunne forbedre Nymoens modell. Johansen foreslo bl.a. å

* Denne artikkelen inneholder dokumentasjon av resultater som er utført i tilknytning til mitt engasjement i Forskningsavdelingen i Norges Bank. Alle synspunktene i denne artikkelen er mine egne og kan ikke tillegges Norges Bank.

Jeg vil spesielt rette en takk til min veileder under arbeidet, professor Ragnar Nymoens. Også andre har hjulpet meg på forskjellig vis: Qaisar Farooq Akram, Hans Jørgen Bakke, Øyvind Eitheim, Snorre Evjen, Eilev S. Jansen, Grayham E. Mizon, Karsten Mølversmyr, Jørgen Resch, Rønnaug Teige og Fredrik Wulfsberg.

¹ Se f.eks. Skånland (1981).

erstatte logaritmen av arbeidsledigheten, som Nymoen hadde benyttet, med den inverse av arbeidsledigheten kvadrert, noe som innebar en mer konveks lønnskurve. Ved å inkludere begge de to funksjonsformene på ledighetsvariablen fant Evjen og Nymoen (1997) en modell som omsluttet Johansens modell. Det kunne tyde på at Johansens funksjonsform på ledigheten forklarte lønnsveksten bedre i perioder med lav arbeidsledighet, mens den logaritmiske funksjonsformen var mer dekkende i perioder med høy arbeidsledighet. Jeg presenterer to nye momenter knyttet til modellering av Hovedkursteorien. Hittil har lønnsandelen vært benyttet som mål for lønnsomheten i konkurranseutsatt sektor, jeg benytter totalrentabiliteten istedet. Mens lønnsandelen viser lønnskostnadene som andel av driftsinntektene, viser totalrentabiliteten driftsresultatet (driftsinntekter minus lønnskostnader) som andel av verdien av kapitalen. For det andre foreslår jeg en ny operasjonalisering av «produktivitetseffekter» på lønnsveksten. På lang sikt er jeg enig i at lønnsnivået bestemmes av bl.a. produktiviteten, men for også å forklare de kortsiktige svingningene i lønnsveksten, bør man undersøke faktorene bak produktiviteten nøyere. Dette fører til at jeg i den empiriske modellen benytter investeringer istedet for produktivitetseffekter. I Bjørnstad (1997) vises det at denne industrilønnsrelasjonen omslutter modellen i Nymoen (1989a), og at den viser bedre egenskaper enn modellforslagene i Johansen (1995) og i Evjen og Nymoen (1997).

Sysselsettingskommissjonen² lanserte Solidaritetsalternativet høsten 1992, og konkluderte med at økt sysselsetting på varig grunnlag kunne oppnås ved å bedre lønnsomheten i industrien³. Solidaritetsalternativet bør derfor først og fremst la seg identifisere i industrisektoren. I den andre delen av artikkelen benytter jeg derfor den estimerte lønnsrelasjonen til å vurdere om det har vært strukturelle brudd i industrilønnsveksten på 1990-tallet. Evjen og Nymoen (1997) undersøkte empirisk, på et årlig datasett, en slik hypotese. De førte ikke analysen lenger fram enn til og med 1994, da det etter hovedrevisjonen av nasjonalregnskapet i 1994 ikke eksisterte sammenhengende dataserier for viktige variable i Evjen og Nymoens datasett, de manglet bl.a. data for timelønnskostnadene som var deres endogene variabel. Framgangsmåten i Evjen og Nymoen (1997) var først å omslutte modellen i Johansen (1995), som, etter vanlige kriterier, var den beste empiriske modellen for norske industrilønninger. Dernest viser Evjen og Nymoen at den (nye) omsluttende modellen har konstante parametre, spesielt i 1993 og 1994, de to første årene med et formalisert Solidaritetsalternativ. På



Roger Bjørnstad, student oecon, har studentengasjement i Norges Bank.

denne bakgrunn konkluderte Evjen og Nymoen med:

«Vi finner ingen støtte for at inntektspolitikken under Solidaritetsalternativet har hatt en selvstendig og signifikant effekt på lønnsdannelsen i industrien.»⁴

En liknende nullhypotese som den Evjen og Nymoen valgte, er testet av Bjørn E. Naug på lønnsrelasjonen i SSBs makroøkonometriske kvartalsmodell, KVARTS, og resultatene er oppsummert i Naug (1997). Revisjonen av nasjonalregnskapet gjør at heller ikke denne analysen kan

føres lenger enn til 1994:4. Resultatene er i stor grad sammenfallende med de Evjen og Nymoen finner. Naug påpeker imidlertid at det var først i 1995—1996 at Solidaritetsalternativet ble satt på prøve, da lønns-

omheten i industrien økte sterkt og ledigheten sank markert. Naug (1997, s. 22) refererer også resultatene av foreløpige lønnsvekstberegninger for 1995 og 1996, på reviderte nasjonalregnskapstall med industrilønnsrelasjonen i KVARTS. Det er bemerkelsesverdig at heller ikke disse beregningene gir støtte til hypotesen om at Solidaritetsalternativet har endret lønnsdannelsen i industrien.

Artiklene til Evjen og Nymoen og Naug ble gjenstand for en viss oppmerksomhet. Enkelte hevdet bl.a. at kun to års observasjoner etter at Solidaritetsalternativet var formalisert ikke var nok til å trekke slike konklusjoner⁵. Dessuten ble det pekt på muligheten for at Solidaritetsalternativet har hindret en strukturell endring i lønnsfastsettelsen. Det er nærliggende å vise til Sverige, hvor lønnsveksten har vært høyere enn i Norge, tross for en høyere arbeidsledighet. Finansminister Jens Stoltenberg uttrykte i et intervju i Dagens Næringsliv, 27. januar 1997, at systemet med sentraliserte lønnsforhandlinger kunne bli forlatt dersom Solidaritetsalternativet ikke hadde blitt lansert. Han mente inntektssamarbeidet bidro til å hindre at lønnsdannelsen ville endre seg til fordel for et mer lønnsdrivende system.

Resultatene i denne artikkelen er funnet på bakgrunn av dataobservasjoner helt fram til 3. kvartal 1997, og kan således ses på som et svar på den første delen av kritikken. Den andre delen av kritikken går på at man heller

² «En nasjonal strategi for økt sysselsetting i 1990-årene», NOU 1992:26.

³ Se NOU 1992:26, s. 11.

⁴ Sitatet er hentet fra Evjen og Nymoen (1997), s. 18 i Sosialøkonomen nr. 2 1997.

⁵ Se f.eks. «Kommentar: Solidaritetsalternativet og lønnsdannelsen» av Kyrre Aamdal, Finansdepartementet, i Sosialøkonomen nr. 2 1997, debattinnlegg i Dagens Næringsliv 10.3.97, skrevet av finansminister Jens Stoltenberg og debattinnlegg i Aftenposten 10.7.97, skrevet av Eystein Gjelsvik (LO).

bør betrakte Solidaritetsalternativet som et prosjekt for å bevare det eksisterende lønnsforhandlingssystemet. Der- som den gode økonomiske utviklingen i Norge siden 1993 har funnet sted uten strukturelle brudd i industri- lønnsfastsettelsen, må dette sies å være et interessant funn, som forteller om betydelig fleksibilitet innenfor et system som ble oppfattet som problematisk og inflasjons- drivende på 1970- og 80-tallet. Et slikt funn er i overen- stemmelse med synet om at Solidaritetsalternativet har bevart systemet for lønnsfastsettelsen. På den annen side, dersom vi kan avdekke at strukturen i lønnsfastsettelsen ble endret på 1990-tallet, har Solidaritetsalternativet vært vellykket i en sterkere forstand, nemlig at partene i ar- beidslivet tidligere ikke tok like store hensyn til den ge- nerelle økonomiske situasjonen. Fraværet av strukturelle brudd i lønnsrelasjonen kan uansett ikke tolkes negativt for Solidaritetsalternativet. Hvor påkrevet Solidaritetsal- ternativet var for å bevare forhandlingssystemet avhenger av om det var sannsynlig at systemet kunne bli avløst av et mer lønnsdrivende system. For å få en fullstendig ana- lyse av Solidaritetsalternativet, bør denne faren vurderes. Dette spørsmålet kommer jeg tilbake til i kapittel 3.

2 ESTIMERING AV LØNNSRELASJONEN

Jeg modellerer kvartalsobservasjoner av «gjennomsnitt- lig timefortjeneste i industrien» for perioden 1968:2— 1997:3, slik den er rapportert i NHOs Lønns- og fravær- statistikk. Jeg har foretatt en oppdatering av datamateria- let i Nymoens (1989a), og benytter altså ikke årsdataene til Johansen (1995) og Evjen og Nymoens (1997). På denne måten kan jeg gjøre en analyse tilsvarende den i Evjen og Nymoens (1997), men omfatte flere lønnsopp- gjør med Solidaritetsalternativet. Da mitt arbeid startet var NHOs Lønns- og fraværstatistikk den eneste kilden til tilstrekkelig lange og oppdaterte tidsserier for lønnsut- viklingen. SSB hadde ennå ikke gjort tilgjengelig revi- derte nasjonalregnskapstall over en tilstrekkelig lang pe- riode. Det er velkjent at det er flere prinsipielle problemer med å sammenlikne NHOs lønnsdata med Nasjonalregn- skapets timelønnstall. På den annen side viser erfaring- ene at problemene heller ikke bør overdrives. For eksem- pel viser Johansen (1995) at Nymoens (1989a) resultater i det store og hele kan reproduseres med det Nasjona- regnskapsbaserte datasettet som Johansen bruker.

Med dette utgangspunktet kan vi teste nullhypotesen om strukturelle brudd i lønnsrelasjonen ved at den funk- sjonelle sammenhengen mellom lønnsveksten i indus- trien og dens bestemmende faktorer estimeres på bak- grunn av data fra 2. kvartal 1968 til 4. kvartal 1990. Der- etter testes modellens prediksjonsegenskaper fram til og med 3. kvartal 1997⁶. Dersom modellen ikke er gjenstand for feilspesifikasjon, eller ustabilitet i de estimerte para- metrene, og dersom det ikke har vært et regimeskifte, bør modellen være istand til å forklare den faktiske lønnsvek- sten i industrien også på 1990-tallet. Alternativt, dersom modellen ikke har slike gode egenskaper, og overpredi-

kerer lønnsveksten etter 1992, kan dette skyldes Solidari- tetsalternativet. Nullhypotesen kan da ikke forkastes. Re- sultatene av denne analysen er vist i kapittel 3.

Tabell 1 viser resultatene av estimeringen hvor kvartals- data for perioden 1968:2–1990:4 er benyttet (t-verdiene er angitt i parentes). Venstresidevariabelen er den årlige vek- sten i nominell lønn (W). PC er konsumprisindeksen og $RW = \frac{W}{PC}$, er reallønnen før skatt. Produktiviteten per time- verk er angitt med Y , industriens lønnskostnader med WC og arbeidsledigheten i prosent med U . P og PJ er deflato- rer for henholdsvis bruttoproduktet i basisverdi og brut- toinvesteringer (PJ inkluderer også bygg og anlegg) og K er mengden fast kapital i industri, bygg og anlegg.

$$\frac{P * Y - WC}{PJ * \frac{K}{TW}}$$

er et mål for totalrentabiliteten, der både telleren og nev- neren er målt per timeverk, og TW er antall timeverk i in- dustri, bygg og anlegg. En slik formulering av totalrenta- biliteten bør ikke medføre problemer, telleren viser driftsresultatet per timeverk i industrien, mens nevneren viser verdien av kapitalen per timeverk i industri, bygg og anlegg. Variabelen for totalrentabiliteten er vist i figur 1. Dummy-variabelen er en korreksjon for inntektspolitik- ken på begynnelsen av 1980-tallet og lønnslovene i 1988 og 1989. Den er satt lik 0,5 over perioden 1980:2–1981:2, lik -1 i 1980:3 (etterfølgende reaksjon på lønnsstoppen i 1979), 1 i 1981:4, 0,5 i 1988:3, -0,5 i 1989:2 og -1 i 1990:3. H er normalarbeidstiden per uke. Tidsperioden for observasjonene er angitt med en fot- skrift t .

Modellens residuale standardavvik er 1,25%, noe som er lavt sammenliknet med Nymoens (1989a). På sampelet 1967:1—1987:4 oppnådde Nymoens modell 1,46% resi- dualt standardavvik (tabell 2 i nymoens (1989a)). Modellen har en meget enkel struktur; på lang sikt er lønnsnivået be- stemt av totalrentabiliteten og arbeidsledigheten, og på kort sikt bestemmes lønnsveksten av endringer i invester- ingene foruten veksten i det generelle prisnivået. End- ringene i normalarbeidstiden blir mer enn kompensert i følge estimeringsresultatet, men koeffisientestimatet er imidlertid ikke signifikant forskjellig fra én, og bør derfor tolkes slik at endringer i normalarbeidstiden medfører full lønnskompensasjon på kort sikt.⁷ Spesifikasjonene $\Delta_3 \ln(PC)_{t-1}$ og $\Delta_3 \ln(RW)_{t-1}$ er identiske med Nymoens (1989a).

Hovedkursteorien har vært meget sentral i mange av modellene som har tatt sikte på å forklare og predikere lønnsveksten i Norge i etterkrigstiden. I de fleste av disse modellene har Aukrustutvalgets⁸ forslag om å forutsette en konstant lønnsandel blitt adoptert, d.v.s. på lang sikt

⁶ Dataprogrammet som er benyttet til estimeringer og økonometriske tester er PcGive 9.0, Hendry og Doornik (1996).

⁷ For et tilsvarende resultat og en empirisk drøfting omkring lønns- kompensasjon ved endringer i normalarbeidstiden, se Nymoens (1989b).

⁸ «Utredningsutvalget for inntektsoppgjørene 1966»

forutsettes det at lønnsveksten i konkurranseutsatt sektor skal være konsistent med:

$$\text{Lønnsandel} = \frac{\text{Lønnskostnader}}{\text{Driftsinntekter}} = a_1 \quad (1)$$

hvor a_1 er en konstant. En alternativ forutsetning i Ho-vedkursmodellen kan være at lønnsveksten i konkurranseutsatt sektor skal være konsistent med:

$$\text{Totalrentabilitet} = \frac{\text{Driftsinntekter} - \text{Lønnskostnader}}{\text{Verdien av kapitalen}} = a_2 \quad (2)$$

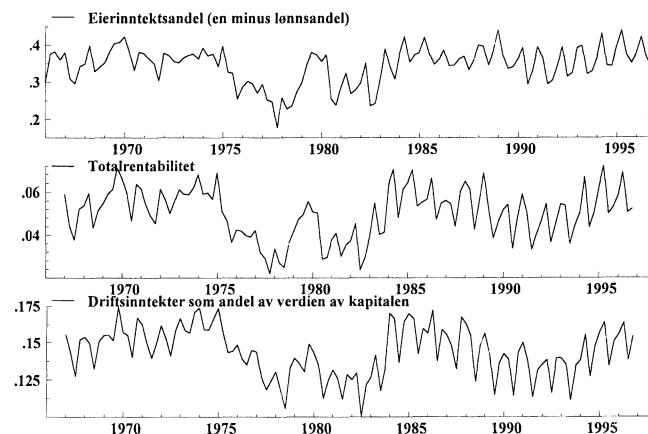
hvor a_2 er en konstant. Ved produktivetsforbedringer vil to viktige drivkrefter settes inn for å bringe totalrentabiliteten tilbake. Ny kapital søker seg til lønnsomme sektorer og senker avkastningen per krone investert. Investeringer vil isolert sett øke produktiviteten ytterligere, og dermed senke lønnsandelen. Alternativt kan totalrentabiliteten bringes tilbake ved økte timelønnskostnader. I dette tilfellet vil lønnsandelen stige. Konkurransevnen til norsk industri kan således være ivaretatt selv om ikke lønnsandelen forblir konstant over tid.

Tabell 1: Lønnsrelasjon for industrien estimert med OLS for perioden 1968:2-1990:4, t-verdier i parentes.

$\Delta_4 \ln(W)_t =$	0,068 (3,912)	-	0,054 (-7,766)	Dummy	
+	0,789 (18,377)	$\Delta_3 \ln(RW)_{t-1}$	+	1,391 (20,628)	$\Delta_3 \ln(PC)_{t-1}$
+	0,023 (4,171)	$\ln(\frac{P \cdot Y - WC}{P \cdot J + \frac{K}{TW}})_{t-4}$	+	0,0054 (5,540)	U_{t-3}^{-2}
+	1,868 (6,727)	$\Delta^2 \ln(K)_t$	+	1,285 (4,157)	$\Delta^2 \ln(K)_{t-3}$
-	1,201 (-7,784)	$\Delta \ln(H)_t$			
Teststatistikk:					
R^2	= 0,927				
$\sigma \%$	= 1,25				
Feilspesifikasjonstester, p-verdi i klammern (se note til tabellen):					
1) AR 1-5 F(5, 77)	= 1,1924	[0,3208]			
2) ARCH 4 F(4, 74)	= 0,2924	[0,8820]			
3) Normality Chi ² (2)	= 2,3945	[0,3020]			
4) X^2 F(16, 65)	= 0,8504	[0,6258]			
5) $X_1 \cdot X_2$ F(43, 38)	= 0,6599	[0,9065]			
6) RESET F(1, 81)	= 0,0042	[0,9488]			
Prediksjonstester 1991:1-1997:3, p-verdi i klammern (se note til tabellen):					
7) Forecast Chi ² (27)	= 15,057	[0,9686]			
8) Chow F(27, 82)	= 0,4392	[0,9910]			
1) F-fordelt test for 5. ordens residual autokorrelasjon.					
2) F-fordelt test for autoregressiv betinget heteroskedastisitet i restleddene.					
3) Kji-kvadratfordelt test for normalfordelte restledd.					
4) F-fordelt test for heteroskedastisitet i restleddene, ved å bruke kvadrerte restledd.					
5) F-fordelt test for heteroskedastisitet i restleddene, ved å bruke kvadrerte restledd og kryssprodukt.					
6) F-fordelt test for feilspesifisert funksjonsform.					
7) Kji-kvadratfordelt test for strukturell endring i parametrene mellom sam- og prediksjonsperioden ved 1-steps analyse av residualvariansen.					
8) F-fordelt test for strukturell endring i parametrene mellom sam- og prediksjonsperioden ved å analysere gjennomsnittlig residualvarians i prediksjonsperioden.					

Både likning (1) og (2) kan imidlertid være oppfylt samtidig. Det finnes et vektet gjennomsnitt av drivkreftene som sikrer at både lønnsandelen og totalrentabiliteten er

Figur 1: Utviklingen i lønnsandelen-, totalrentabiliteten- og driftsinntektene som andel av verdien av mengde fast kapital i industrien.



konstante over tid. Hvilke av drivkreftene som er sterkest er et empirisk spørsmål. Figur 1 viser utviklingen i eierinntektsandelen (én minus lønnsandelen) og totalrentabiliteten. Av denne figuren er det vanskelig å konkludere med noe annet enn at drivkreftene har vært vektet på en slik måte. Dersom både likning (1) og (2) gjelder får vi:

$$\frac{\text{Driftsinntekter}}{\text{Verdien av kapitalen}} = \frac{a_2}{1 - a_1} \quad (3)$$

Likning (3) medfører at produksjonsverdien per krone fast kapital, målt i løpende priser, skal være konstant over tid. Nederste diagram i figur 1 viser utviklingen i dette forholdstallet, og i tabell 2 vurderes forholdstallets stasjonærhetsegenskaper (Augmented Dickey-Fuller-tester (ADF-tester)⁹). Det at forholdstallet synes å være I(0) (d.v.s. stasjonær), tyder på at likning (3) gjelder som en langsiktstendens. Denne empiriske analysen viser m.a.o. at både lønnsnivået og kapitalmengden har fulgt produktivetsforbedringene i industrien, på en slik måte at lønnsandelen synes å ha vært konstant over tid.

⁹ Se Hendry og Doornik (1996) s. 39-42.

Tabell 2: Augmented Dickey-Fuller-tester (ADF)

$\Delta X_t = a + (b-1) * X_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_i * \Delta X_{t-i} + u_t$				
$H_0: X_t \sim I(1)$ ¹⁾				
Variabel (X_t)	t-ADF ²⁾	s ³⁾	AR 1-5, p-verdi ⁴⁾	Sam- og prediksjonsperiode
$\ln(\frac{P \cdot Y}{P \cdot J + \frac{K}{TW}})_t$	-3,87 **	12	0,87	{1970:2, ..., 1996:4}
$\ln(P * Y - WC)_t$	-1,17	12	0,56	{1969:2, ..., 1996:4}
$\ln(P \cdot J * \frac{K}{TW})_t$	-2,44	12	0,26	{1970:2, ..., 1996:4}
U_{t-2}	-2,79	7	0,99	{1968:2, ..., 1997:3}
$\ln(\frac{P \cdot Y - WC}{P \cdot J + \frac{K}{TW}})_t$	-3,97 **	8	0,74	{1969:2, ..., 1996:4}
\hat{v}_t	-3,97 **	8	0,75	{1969:2, ..., 1996:4}
1) Nullhypotesen er at b=1, da er X_t ikke-stasjonær, vi sier at X_t er I(1). Dersom X_t er stasjonær sier vi at X_t er I(0).				
2) t-ADF viser ADF-testenes t-verdier, kritisk t-verdi på 5%-nivå = -2,89, ** angir at testen feiles på 1%-nivå.				
3) s viser antall lag som er tatt med i Dickey-Fuller regresjonen.				
4) p-verdi for F-fordelt testobservator for 5. ordens residual autokorrelasjon.				

Ved likevel å benytte totalrentabiliteten som lønnsomhetsvariabel i Hovedkursmodellen gis det et bedre innblikk i hva som skjer, totalrentabiliteten er slik sett et bedre mål for bedriftenes konkurranseevne enn det lønnsandelen er. Mens forutsetningen om en konstant lønnsandel er empirisk forankret, forventes totalrentabiliteten, både empirisk- og teoretisk sett, å forbli konstant over tid.

I likhet med Nymoen (1989a), Johansen (1995) og Evjen og Nymoen (1997) benytter jeg en feiljusteringsmodell, hvor en lønnsomhetsvariabel og en variabel for stramheten i arbeidsmarkedet bestemmer lønnsnivået i stasjonærlikevekt. I en feiljusteringsmodell må variablene i stasjonærlikevekt enten være $I(0)$, eller de må kointegrere. Det gjenstår å vise at feiljusteringsmodellen i tabell 1 tilfredsstillende disse kravene. Tabell 2 viser stasjonærhetsegenskapene til driftsresultatet per timeverk, verdien av kapitalen per timeverk og den inverse av arbeidsledigheten kvadrert. Alle variablene synes å være $I(1)$ (d.v.s. ikke-stasjonære). $I(0)$ -variable kan gjennomgå strukturelle skift, og dermed fremstå som $I(1)$ i ADF-tester. Mye tyder på at dette har vært tilfelle for arbeidsledigheten på 1980-tallet. I likhet med Nymoen (1989a) og Johansen (1995) forutsetter jeg derfor at arbeidsledighetsvariabelen er $I(0)$ ¹⁰. Ved å la en variabel v være definert som en lineær kombinasjon av driftsresultatet per timeverk og verdien av kapitalen per timeverk, kan vi kaste lys over kointegrasjonsegenskapene til disse to variablene. Vi får følgende statistiske regresjonslikning:

$$\ln(P * Y - WC)_t = b_0 + b_1 * \ln(PJ * \frac{K}{TW})_t + v_t \quad (4)$$

Variablene kointegrerer dersom b_1 er forskjellig fra null og v_t er $I(0)$. Ved hjelp av OLS for perioden 1967:1—1996:4 finner vi følgende parameterestimer:

$$\ln(P * Y - WC)_t = -2,813 + 0,967 * \ln(PJ * \frac{K}{TW})_t \quad (5)$$

Estimert b_1 er langt fra null, og av siste linje i tabell 2 ser vi at residualen, widehat \hat{v}_t , synes å være $I(0)$. Driftsresultatet og verdien av kapitalen synes derfor å kointegrere slik at de nødvendige stasjonærhetsegenskapene for bruk av feiljusteringsmodellen er oppfylt. Da estimatet til b_1 ikke er signifikant forskjellig fra én, vil ADF-tester på \hat{v}_t og på totalrentabiliteten være svært like. Testene for begge variablene er likevel tatt med i tabell 2.

På bakgrunn av diskusjonen over har jeg valgt å benytte totalrentabiliteten som mål for lønnsomheten i industrien. Dette synes å være i samsvar med Aukrustutvalgets argumentasjon. I innstilling I fra Utredningsutvalget argumenteres det for å bruke totalrentabiliteten¹¹. I innstilling II benytter de likevel lønnsandelen, men påpeker at:

«normal eierinntekt i en næringsgruppe, vil avhenge av en rekke forhold, bl.a. hvor mye som er investert i næringsgruppen».¹²

Hovedkursteorien viser hvor viktig produktiviteten er for å forklare lønnsnivået. Men i dynamisk modellering har det i tillegg vært vanlig å forutsette at også de kortsiktige svingningene i lønnsveksten kan forklares med endringer i produktiviteten. Dette er bl.a. gjort i Nymoen (1989a), Johansen (1995) og Evjen og Nymoen (1997). Produktivitet er produksjon per timeverk:

$$\text{Produktivitet (Y)} = \frac{\text{Produksjon (X)}}{\text{Antall timeverk (TW)}} \quad (6)$$

Vi kan tenke oss to hovedårsaker til at produktiviteten endres på kort sikt; endret kapasitetsutnyttelse og endret kapasitet. Produksjonen i industrisektoren er i stor grad etterspørselsbestemt. Det er hverken mulig eller ønskelig for en bedrift å la kapasiteten svinge itakt med etterspørselen, svingningene påvirker istedet kapasitetsutnyttelsen og dermed også produktiviteten. Risikoen ved (kortsiktige) etterspørselssvingninger blir i stor grad båret av kapitaleierne, da det er liten grunn til å anta at lønnsnivået påvirkes. Økt kapasitet gjennom kapitalinvesteringer øker produktiviteten, selv om også sysselsettingen øker. For å tiltrekke seg kvalifisert arbeidskraft er bedriftene nødt til å heve lønnsnivået, også for de eksisterende ansatte. Produktivitetendringer som skyldes endret kapasitet har derfor en sterkere virkning på lønnsveksten. I modellene i Nymoen (1989a), Johansen (1995) og Evjen og Nymoen (1997), slås disse to faktorene sammen. I modellen i tabell 1 har jeg erstattet en generell produktivetsvariabel med en variabel for kapitalinvesteringene, og skiller dermed implisitt mellom produktivetsforbedringer i opphøningsperioder og i utvidelsesperioder.

Sett i lys av Evjen og Nymoen (1997) er det interessant at jeg i min modell finner empirisk støtte for at den inverse av ledigheten kvadrert utkonkurrerer den logaritmiske funksjonsformen. Evjen og Nymoen (1997) viser at ved å inkludere begge funksjonsformene oppnås god forklaringskraft og stabile parameterestimer. Særlig på 1990-tallet synes den logaritmiske funksjonsformen å passe bra, mens den inverse av ledigheten kvadrert er god i de tidligere periodene. Dette tolker Evjen og Nymoen slik at logaritmen av ledigheten er bedre tilpasset lønnsveksten i perioder der arbeidsledigheten er høy, mens den inverse av ledigheten kvadrert passer bedre i perioder med lav arbeidsledighet. Dersom jeg inkluderer $\ln(U)$ i modellen i tabell 1, viser det seg at denne gir lite. Den estimerte parameterverdien er ikke signifikant forskjellig fra null (t-verdi på 0,87 mot 2,51 for den inverse av ledigheten kvadrert). Også når estimeringssampelet splittes opp i perioder med høy- og lav arbeidsledighet er den inverse av ledigheten kvadrert en variabel med bedre egenskaper en den logaritmiske ledighetsvariablen. Det kan derfor synes som om Evjen og Nymoen har trukket sine konklusjoner om valg av funksjonsform litt for langt, da resultatet av «duellen» tydeligvis

¹⁰ Se Johansen (1995) s. 230—231.

¹¹ Se kapittel 4 i Innstilling I (1966).

¹² Sitatet er hentet fra Innstilling II (1966) s.10.

avhenger av andre aspekter ved modellspesifikasjonen og av data. Hvilke funksjonsformer som bør inngå i slike lønnsrelasjoner kan avhenge av om estimeringen er foretatt på kvartalsdata eller årsdata, med timelønnsfortjeneste fra NHO-statistikk eller Nasjonalregnskapet, med totalrentabilitet eller lønnsandel og med investeringer eller produktivitet. Norges Banks kvartalsvise makroøkonometriske modell, RIMINI, benytter den logaritmiske funksjonsformen i en tilsvarende lønnsrelasjon, mens SSBs KVARTS benytter $1/(1+U)^2$, en funksjonsform som minner mye om den benyttet i Johansen (1995). Naug (1997) viser at lønnsrelasjonen i KVARTS er meget stabil og har stabile parameterestimater.

Langsiktsløsningen fra modellen i tabell 1 blir (tallet under koeffisienten angir den asymptotiske t-verdien¹³):

$$\ln(P * \widehat{Y} - WC) = \underset{(-16,36)}{-3,00} - \underset{(-3,12)}{0,24 * U^{-2}} + \ln(PJ * \frac{K}{TW}) \quad (7)$$

Ved lineær approksimasjon finner vi¹⁴:

$$\ln(P * Y - WC) \approx -2,09 + 3,47 * \ln(P * Y) - 2,47 * \ln(WC)$$

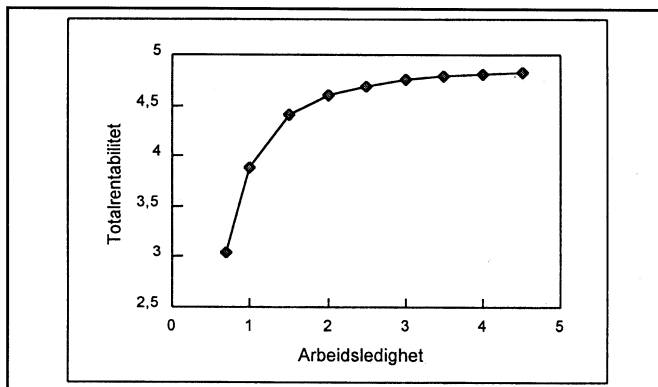
der leddene på høyresiden reflekterer gjennomsnittene. Langsiktsløsningen kan da skrives:

$$\ln(\widehat{WC}) \approx \underset{(18,36)}{0,37} + \underset{(3,12)}{+0,09 * U^{-2}} - 0,40 * \ln(PJ * \frac{K}{TW}) + 1,40 * \ln(P * Y) \quad (8)$$

Vi ser at dersom kapitalen holdes konstant, mens driftsinntektene øker med én prosent, så øker lønnskostnadene med 1,4% på lang sikt. For gitt kapitalmengde, predikerer altså modellen en stigende lønnsandel ved produktivetsforbedringer.

Sammenhengen mellom totalrentabiliteten og arbeidsledigheten i likning (7) er vist i figur 2. Dersom ledigheten er på 3% predikeres 4,8% totalrentabilitet på lang sikt, dersom ledigheten synker til 1,5% synker totalrentabiliteten til 4,4%. Arbeidsledigheten må altså under 1,5% før totalrentabiliteten blir alvorlig svekket.

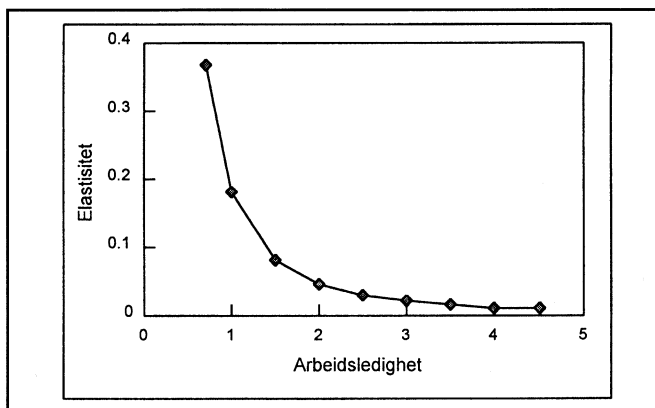
Figur 2: Sammenhengen mellom totalrentabiliteten og nivået på arbeidsledigheten predikert ved langsiktsløsningen.



¹³ Se Kmenta (1986) s. 486, eller Bårdsen (1989).

¹⁴ Se Sydsæter (1992), s. 389.

Figur 3: Lønnskostnadenes predikerte langsiktselastisitet m.h.p. arbeidsledigheten for ulike nivåer på arbeidsledigheten.



Dette forløpet finner vi også igjen når vi differensierer langsiktsløsningen m.h.p. lønnskostnadene og ledigheten:

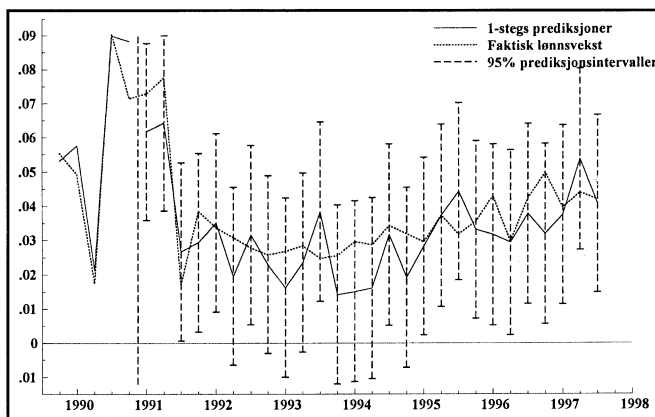
$$E_{U \widehat{WC}} = \frac{d\widehat{WC}}{dU} \frac{U}{\widehat{WC}} = -0,18 * U^{-2} \quad (9)$$

Lønnskostnadenes predikerte langsiktselastisitet m.h.p. arbeidsledigheten for ulike nivåer på arbeidsledigheten er vist i figur 3. Endringer i ledigheten har små effekter på lønnsveksten når ledigheten er over 3%. Arbeidsledigheten må under 1,5% før veksten i lønningene skal skyte fart.

3 SOLIDARITETSALTERNATIVET

Figur 4 viser modellens prediksjonsevne for perioden 1991:1—1997:3. Modellens stabilitet over denne perioden bekreftes av prediksjonstestene i tabell 1. Nullhypotesen til disse testene er nettopp at det ikke har vært en strukturell endring i noen av parametrene mellom estimeringsperioden og prediksjonsperioden. I tabellen har jeg også gjengitt flere feilspesifikasjonstester, og ingen av dem tyder på feilspesifikasjon innenfor estimeringssampelet. Vi kan derfor ikke identifisere noen signifikant virkning av Solidaritetsalternativet i form av strukturelle endringer i denne lønnsrelasjonen.

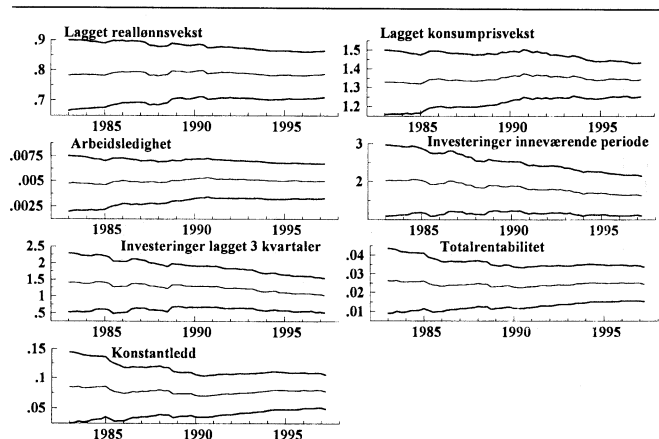
Figur 4: 1-steps prediksjoner, med 95% prediksjonsintervaller.



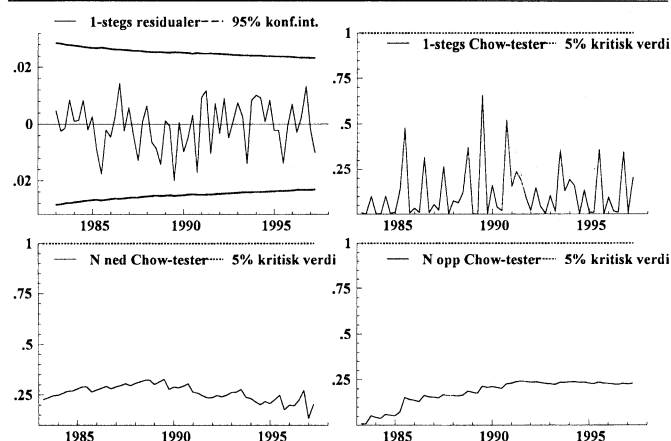
Rekursiv estimering er benyttet for å oppnå estimater på modellens parametre for hver $t = M - 1, \dots, T$, hvor M og T angir siste observasjon i h.h.v. første og siste estimeringssampel. Dette gjør oss istand til å plote de estimerte parametrene og -residualene for enhver sampellengde. Stabilitetstestene på de estimerte parametrene og -residualene for hele dataperioden er vist i h.h.v. figur 5 og 6. Figur 6 viser dessuten ulike Chow-tester for strukturelle brudd, i form av en sekvens av F-tester¹⁵. Fraværet av store og signifikante prediksjonsfeil gjenspeiler stor grad av parameterstabilitet i hele perioden sett under ett. Ingen av stabilitetstestene tyder således på feilspesifikasjon eller strukturelle endringer i de faktorene som forklarer lønnsveksten. Som nevnt i innledningen betyr ikke dette nødvendigvis at Solidaritetsalternativet ikke har bidratt til lavere lønnsvekst enn vi ellers ville hatt. Det kan tenkes at vi i en verden uten Solidaritetsalternativ, ville oppleve et strukturelt brudd i positiv retning i lønnsveksten. Dersom målet med Solidaritetsalternativet var å hindre dette, kan fraværet av strukturelle endringer tolkes positivt for Solidaritetsalternativet. Graden av vellykkethet vil i såfall avhenge av konsekvensene ved et slikt brudd og sannsynligheten for det?

Det har vært en internasjonal trend at det frie markedet overtar stadig mer av styringen over stadig flere samfunnsområder, som for eksempel deregulering av arbeidsmarkedet. Det frie markedets prissetting blir derfor i større grad tillagt vekt i verdifastsettelse. En kan spørre seg om frikonkurransemarkedet virker nedbrytende på aktørenes moral og solidaritet. Ved å kreve høy lønn i perioder med høy arbeidsledighet, legger hver enkelt arbeider i større grad vekt på å øke sin «markedsverdi» fremfor å tenke på verdien, eventuelt kostnaden av sine lønnskrav. Teorier omkring dette går under betegnelsen «Insider Power», og brukes ofte for å forklare hysteres, d.v.s. at arbeidsledigheten forblir på et høyt nivå når den først er økt¹⁶. Det er vanlig at graden av «Insider Power» kobles sammen med graden av sentralisering i lønnsforhandlingene¹⁷. Lokale fagforeningene føler ikke det samme sam-

Figur 5: Rekursive estimater for koeffisientene til høyresidevariablene, og deres estimerte 95% konfidensintervall.



Figur 6: Diverse rekursive tester.



funnansvaret sentrale fagforeninger gjør, da de er for små til alene å påvirke makroøkonomiske størrelser. Denne følelsen av «ubetydelighet» kan fremme handlinger som kun er begrunnet i egeninteresse.

Den samfunnsutviklingen vi har sett i Norge de siste årene, kan ha redusert oppfatningen om at de som er i arbeid skal vise solidaritet med de arbeidsledige. For å gjenspeile medlemmenes holdninger kan fagforeningene ha følt et sterkere press for å fremme høyere lønnskrav, selv i en periode med høy arbeidsledighet. De lokale fagforeningene kan ha fulgt opp dette presset, mens de sentrale fagforeningene har motstått presset av hensyn til nasjonaløkonomien. For å hindre at de lokale fagforeningene ville få økt medlemstall på bekostning av de sentrale sammenslutningene, er det blitt lagt stor vekt på å bevisstgjøre medlemmene om at lønnsmoderasjon er i samfunnets- og dermed også i deres interesse. Dette har vært gjort ved å appellere til medlemmenes moral og medmenneskelighet, gjennom bl.a. å kalle dette et Solidaritetsalternativ. Selv om LOs andel av de fagorganiserte gradvis er redusert de siste årene¹⁸, har de klart å bevare sin sentrale plass i lønnsforhandlingene. Slik sett er det ikke noen grunn til å anta at vi har opplevd noen strukturell endring i lønnsfastsettelsen i lønnsdrivende retning, men vi kan ikke utelukke at Solidaritetsalternativet har hindret en slik utvikling.

Hvor lenge kan i så fall Solidaritetsalternativet ha en slik utsettende effekt? I oktober 1997 brøt fire fagforeninger ut av Akademikernes Fellesorganisasjon, for å danne en ny fagforening sammen med Legeföreningen (som brøt ut året før). Hovedhensikten var å kjempe for mer lokale lønnsforhandlinger. Vi kan derfor ikke utelukke at vi vil se nye innslag av «Insider Power» i framtiden.

¹⁵ Se Hendry og Doornik (1996) s. 232-233.

¹⁶ Se f.eks. Layard, Nickell og Jackman (1994) s.37-42.

¹⁷ Se f.eks. Layard, Nickell og Jackman (1991) s. 189 og Layard, Nickell og Jackman (1994) s.43-45.

¹⁸ Fra 63,78% i 1986 til 57,48% i 1993 og 56,87% i 1996 (kilde: Statistisk årbok, 1991 tab. 187 og 1997 tab. 207).

4 OPPSUMMERING OG KONKLUSJON

Solidaritetsalternativet bør ses på som et viktig bidrag i å bevare det norske lønnsforhandlingsystemet. Men det kan synes som at man med Solidaritetsalternativet har hatt et mer ambisiøst mål; å bidra til en enda høyere grad av reallønnsfleksibilitet enn det vi historisk sett har vært vant til. Jeg finner ingen støtte for at et slikt strukturelt brudd i lønnsdannelsen i norsk industri på 1990-tallet har funnet sted. Dette hindrer ikke at den gode økonomiske utviklingen i Norge etter 1993, kan tilskrives inntektspolitikken. Solidaritetsalternativet er således et nytt navn på denne politikken. Fraværet av strukturelle endringer kan i så fall tolkes positivt for det norske lønnsforhandlingsystemet, der en stor grad av reallønnsfleksibilitet bidrar til å utjevne konjunktursyklusene. Grunnen til at Solidaritetsalternativet ble forventet å forårsake et strukturelt brudd i lønnsdannelsen, kan være at LO og myndighetene la meget stor prestisje i begrepet. De kan ha følt at dette var mer nødvendig enn tidligere som følge av et sterkere press fra arbeidstakerne om heller å prioritere høyere lønn for de med arbeid.

Denne artikkelen kan forhåpentligvis bidra til progresjon i den faglige debatten omkring modelleringen av industri lønningene i Norge. Modellen i denne artikkelen synes å være en bedre modell for å forklare lønnsveksten i industrien enn modellene i Nymoen (1989a), Johansen (1995) og Evjen og Nymoen (1997). Bak dette resultatet ligger en ny forutsetning omkring hovedkursen for lønnsveksten i industrien, fra å forutsette en konstant lønnsandel til å forutsette en konstant totalrentabilitet. Totalrentabiliteten viser en hovedkurs som sikrer eierne av bedrifter i konkurranseutsatt sektor nødvendig avkastning på den investerte kapitalen. Modellen er også forbedret ved at produktivitetendringer er erstattet med investeringer. Investeringer øker produksjonskapasiteten og dermed også produktiviteten. Implisitt utelukkes det at andre faktorer som forårsaker produktivetsforbedringer har de samme lønnsdrivende egenskapene som utvidelse av produksjonskapasiteten har.

A DATADOKUMENTASJON

Tidsseriene for produktiviteten, kapitalmengden, antall timeverk og deflatorene for bruttoinvesteringene og bruttoproduktet, må alle lide under at SSB foretok en hovedrevisjon i 1994, og ikke har oppdatert de historiske dataene for disse. Derfor er de gamle dataseriene forlenget med de nye dataseriene på endringsform. De nye dataseriene begynner allerede 1. kvartal 1994, for å ta høyde for at tall for 1994 i de gamle dataseriene ikke er fullstendig reviderte. Tabell 3 viser variablene som er benyttet. I lønnsrelasjonen benyttes konsumprisene, brutto investeringsdeflatoren og bruttoproduktdeflatoren, alle på indeksform med én over basisåret, 1983, mens produktiviteten og kapitalmengden måles i faste 1983-priser.

Tabell 3: Data

Variabel	Beskrivelse	Kilde
<i>W</i>	Gjennomsnittlig timelønn for ansatte i industrien.	NHOs lønns- og fraværstatistikk
<i>UA</i>	Antall offisielt registrerte helt arbeidsledige.	Arbeidsdirektoratet
<i>ARB</i>	Totalt antall sysselsatte.	AKU, SSB
<i>ZYI</i>	Produktiviteten i industrien, 1983 = 1.	Industristatistikk, SSB NHO-statistikk
<i>ZY</i>	Produktiviteten i industrien, faste 1983 priser.	Nasjonalregnskapet, SSB
<i>TW</i>	Timeverk i industri, bygg og anlegg.	Nasjonalregnskapet, SSB
<i>PC</i>	Konsumprisindeksen, 1983 = 1.	SSB
<i>H</i>	Normalarbeidstid per uke	Teknisk Beregningsutvalg
<i>T1</i>	Obligatoriske sosiale kostnader som andel av timelønn.	Teknisk Beregningsutvalg
<i>K</i>	Fast kapital i industri, bygg og anlegg, faste 1983 priser.	Nasjonalregnskapet, SSB
<i>PJ</i>	Bruttoinvesteringsdeflator for industri, bygg og anlegg, 1983 = 1.	KNR, SSB
<i>P</i>	Deflator for bruttoproduktet i basisverdi for industrien, 1983 = 1.	KNR, SSB
<i>RW</i>	$= \frac{W}{PC}, 1983 = 1$	
<i>WC</i>	$= W * (1 + T1)$	
<i>U</i>	$= \frac{UA \cdot 100}{ARB}$	
<i>Y</i>	$= 111,28 * ZYI$, hvor $111,28 = ZY_{1983} =$ gjennomsnittlig produktivitet i 1983	
<i>Dummy</i>	$= 0,5$ over perioden 1980:2-1981:2, -1 i 1980:3, 1 i 1981:4, $0,5$ i 1988:3, $-0,5$ i 1989:2 og -1 i 1990:3.	

REFERANSER:

- Bjørnstad, R. (1997): *Har det vært en strukturell endring i faktorene bak lønnsfastsettelsen i Norge på 1990-tallet? En empirisk analyse av veksten i industri lønningene i Norge*. Hovedoppgave i cand.oecon. graden, Sosialøkonomisk Institutt, Universitetet i Oslo.
- Bårdsen, G. (1989): «Estimation of Long Run Coefficients in Error Correction Models», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51, 345—350.
- Engle, R. F. og Granger C. W. J. (1987): «Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing», *Econometrica* 55, 251—276.
- Evjen, S. og Nymoen, R. (1997): «Har solidaritetsalternativet bidratt til lav lønnsvekst i industrien?», *Sosialøkonomen* 51(2), 10—19.
- Hendry, D. F. og Doornik, J. A. (1996): *Empirical Econometric Modelling Using PcGive 9.0 for Windows*. London: International Thomson.
- Johansen, K. (1995): «Norwegian Wage Curves», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57, 229—247.
- Kmenta, J. (1986): *Elements of Econometrics*. New York: Macmillan.
- Layard, P. R. G., Nickell, S. og Jackman R. (1991): *Unemployment. The Macroeconomic Performance of the Labour Market*. Oxford: Oxford University Press.
- Layard, P. R. G., Nickell, S. og Jackman R. (1994): *The Unemployment Crisis*. Oxford: Oxford University Press.
- Naug, B. E. (1997): «Har Solidaritetsalternativet endret lønnsdannelsen i norsk industri?», *Sosialøkonomen* 51(2), 20—22.
- Norges Offentlige Utredninger (1992): En nasjonal strategi for økt sysselsetting i 1990-årene. 1992:26.
- Nymoen, R. (1989a): «Modelling Wages in the Small Open Economy: An Error-Correction Model of Norwegian Manufacturing Wages», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51, 239—258.
- Nymoen, R. (1989b): «Wages and the Length of the Working Day. An Empirical Test Based on Norwegian Quarterly Manufacturing Data», *The Scandinavian Journal of Economics* 91, 599—612.
- Skånland, H. (1981): *Inntektspolitikken dilemma — kan det løses?* Oslo: Cappelen.
- Sydsæter, K. (1992): *Matematisk analyse, Bind I*. Oslo: Universitetsforlaget.
- Utredningsutvalget for inntektsoppgjørene 1966: innstilling nr. I, avgitt 22. januar 1966 (Statsministeren), Aukrust, O. (formann), Holte, F. C. og Stoltz, G.
- Utredningsutvalget for inntektsoppgjørene 1966: innstilling nr. II, avgitt 20. oktober 1966 (Statsministeren), Aukrust, O. (formann), Holte, F. C. og Stoltz, G.