

Løn og fagforeninger: Estimation af makro-lønrelationer

Karen Søgaard Hansen

Arbejdsministeriet

SUMMARY: A macro-wage relation in line with models of wage formation based on union behavior is estimated. The wage relation is put into an error-correcting model using the Granger-Engle two-step-procedure. It is shown that producerprices, productivity, and the wedge between the producer and consumer real wage are important in explaining wages. Furthermore a wage equation in the tradition of the Phillips-curve is estimated. Statistically the error-correcting model and the Phillips-curve equation both provide good explanations of the wages during the period 1952-88.

1. Indledning

Estimation af makro-lønrelationer har ofte været baseret på en simpel Phillipskurve. Med de givne institutionelle rammer på det danske arbejdsmarked, hvor lønnen ikke blot er markedsbestemt, men tillige influeret af samspillet mellem fagforening, arbejdsgiver og politik-myndighed, vil det imidlertid være mere relevant at tage udgangspunkt i teorier om fagforeningernes betydning for løndannelsen, når man forsøger at forklare lønnen på makroniveau. Desuden får man, i forhold til Phillipskurven, en mere veldefineret teoretisk ramme for at analysere lønnen empirisk.

Anvendelsen af fagforeningsteorien i empiriske undersøgelser har udviklet sig i to forskellige retninger. Den ene type undersøgelser beskæftiger sig primært med løndannelsen på mikro-niveau i et spilteoretisk set-up. I disse undersøgelser¹ estimeres strukturelle parametre med de restriktioner, som den teoretiske model pålægger. Den alternative indgangsvinkel² er at lade fagforeningsmodellerne identificere relevante variable, der kan indgå ved estimation af lønnen på makro-niveau. De estimerede relationer er typisk på reduceret form uden parameterrestriktioner fra den teoretiske model. Det er sidstnævnte indgangsvinkel, der er udgangspunktet for estimationerne i det følgende.

Artiklen er tildelt Zeuthen-prisen. Jeg er taknemmelig for konstruktiv kritik fra Karsten Albæk, Torben M. Andersen, John Smidt og Troels Ø. Sørensen.

1. Fx Ashenfelter & Brown (1986) og MaCurdy & Pencavel (1986).

2. Fx Andersen & Risager (1988), Calmfors & Forslund (1988), Hoel & Nymoen (1988) og Nickell & Andrews (1983).

Løn og fagforeninger: Estimation af makro-lønrelationer

Karen Søgaard Hansen

Arbejdsministeriet

SUMMARY: A macro-wage relation in line with models of wage formation based on union behavior is estimated. The wage relation is put into an error-correcting model using the Granger-Engle two-step-procedure. It is shown that producerprices, productivity, and the wedge between the producer and consumer real wage are important in explaining wages. Furthermore a wage equation in the tradition of the Phillips-curve is estimated. Statistically the error-correcting model and the Phillips-curve equation both provide good explanations of the wages during the period 1952-88.

1. Indledning

Estimation af makro-lønrelationer har ofte været baseret på en simpel Phillipskurve. Med de givne institutionelle rammer på det danske arbejdsmarked, hvor lønnen ikke blot er markedsbestemt, men tillige influeret af samspillet mellem fagforening, arbejdsgiver og politik-myndighed, vil det imidlertid være mere relevant at tage udgangspunkt i teorier om fagforeningernes betydning for løndannelsen, når man forsøger at forklare lønnen på makroniveau. Desuden får man, i forhold til Phillipskurven, en mere veldefineret teoretisk ramme for at analysere lønnen empirisk.

Anvendelsen af fagforeningsteorien i empiriske undersøgelser har udviklet sig i to forskellige retninger. Den ene type undersøgelser beskæftiger sig primært med løndannelsen på mikro-niveau i et spilteoretisk set-up. I disse undersøgelser¹ estimeres strukturelle parametre med de restriktioner, som den teoretiske model pålægger. Den alternative indgangsvinkel² er at lade fagforeningsmodellerne identificere relevante variable, der kan indgå ved estimation af lønnen på makro-niveau. De estimerede relationer er typisk på reduceret form uden parameterrestriktioner fra den teoretiske model. Det er sidstnævnte indgangsvinkel, der er udgangspunktet for estimationerne i det følgende.

Artiklen er tildelt Zeuthen-prisen. Jeg er taknemmelig for konstruktiv kritik fra Karsten Albæk, Torben M. Andersen, John Smidt og Troels Ø. Sørensen.

1. Fx Ashenfelter & Brown (1986) og MaCurdy & Pencavel (1986).

2. Fx Andersen & Risager (1988), Calmfors & Forslund (1988), Hoel & Nymoen (1988) og Nickell & Andrews (1983).

Afsnit 2 indeholder en kortfattet beskrivelse af en række centrale forhold, som fagforeningsteorien peger på i forbindelse med løndannelsen. Herved identificeres nogle potentielle forklarende variable i en empirisk makro-lønrelation. I afsnit 3 operationaliseres teorien, og der lægges op til at estimere lønnen i et fejlkorrektions-setup. I afsnit 4 fremlægges de empiriske resultater.

2. Fagforeninger og løndannelse

I et forhandlingsteoretisk oplæg opfattes fagforeningen som en økonomisk rationel agent, der søger at maximere medlemmernes nytte. Fagforeningens mål antages at kunne sammenfattes i en nyttefunktion, U , der specificeres som en funktion af løn, w , og beskæftigelse, L . Afhængig af anciennitet og status på arbejdsmarkedet kan fagforeningens medlemmer have forskellige præferencer på løn og beskæftigelse. Fagforeningens afvejning af løn mod beskæftigelse sker under hensyntagen til virksomhedens »reaktionsfunktion«, d.v.s. arbejdskraftefterspørgselskurven. Herved fås, at variable, der påvirker efterspørgslen efter arbejdskraft, også påvirker fagforeningens lønkrav og dermed lønnen.

Der tages udgangspunkt i den såkaldte »right-to-manage«-model³, hvor fagforening og virksomhed forhandler om lønnen, mens virksomheden har retten til at fastsætte beskæftigelsen. Denne model åbner mulighed for en række forskellige løsninger. Det faktiske udfald af forhandlingssituationen afhænger af parternes relative forhandlingsstyrke samt nytten af alternative muligheder i tilfælde af forhandlingssammenbrud (også kaldet trusselspunkter). Det antages ofte, at løsningen bestemmes via en generaliseret Nash-forhandlingsløsning. Denne beskriver ikke selve forhandlingsprocessen, men udpeger blot en løsning⁴, og kan i »right-to-manage«-modellen specificeres som:

$$w^* = \underset{w}{\operatorname{arg\,max}} \{U(w, L^* \dots) - U^o\}^\mu \cdot \{\pi(w, L^* \dots) - \pi^o\}^{1-\mu} \quad 0 \leq \mu \leq 1 \quad (1)$$

hvor L^* er det L , der maximerer profitten, π , for givet w , d.v.s. $L^* = L(w, \dots)$. U^o og π^o er hhv. fagforeningens og virksomhedens trusselspunkt, og μ er et mål for den relative forhandlingsstyrke. Løsning af ovenstående maximeringsproblem giver 1. ordens-betingelsen:

$$\mu \cdot \frac{dU/dw}{U - U^o} = - (1 - \mu) \cdot \frac{d\pi/dw}{\pi - \pi^o}$$

3. Nickell (1982) og Nickell & Andrews (1983).

4. Binmore et al. (1986).

der implicit bestemmer den forhandlede løn. Exogene variable, som hæver venstresiden (fx hæver U^o eller μ) eller mindsker højresiden, vil hæve den forhandlede løn.⁵

Den betragtede adfærd for hhv. fagforening og virksomhed givet ved (1) er meget generel og skal efterfølgende uddybes med en række forhold af betydning for lønudviklingen.

For det første vil fagforeningen interessere sig for reallønnen, mens virksomhedens adfærd påvirkes af produktlønnen, jf. senere. Tilsvarende vil beskatningsforhold være af interesse for begge parter.

For det andet er fagforening og arbejdsgiver ikke de eneste parter, som har betydning for løndannelsen. I den danske økonomi vil politikmyndighederne typisk tage hensyn til resultaterne af lønforhandlingerne i udformningen af den generelle økonomiske politik. Hvis fagforeningen er klar over dette, vil den inddrage forventninger til den fremtidige økonomiske politik i formuleringen af lønkravene. Hvis fagforeningen således forventer, at regeringen akkomoderer lønstigningerne, d.v.s. modvirker tendenser til arbejdsløshed gennem en ekspansiv politik, vil det betyde, at lønstigningernes konsekvenser for beskæftigelsen mindskes (arbejdskraftefterspørgselskurven opfattes af fagforeningen som værende mindre elastisk). Derved kan fagforeningen tillade sig at være mere aggressiv i lønkravene.⁶

Endelig for det tredje vil fagforeningens »aggressivitet« i lønfastsættelsen eller mere præcist den relative afvejning af løn mod beskæftigelse – som nævnt ovenfor – afhænge af de enkelte medlemmers status på arbejdsmarkedet. Hvis fagforeningens adfærd er bestemt af de aktuelt beskæftigede, »insiderne«, approksimeret ved antal beskæftigede i forrige periode L_{t-1} , kan man forestille sig, at lønnen tillægges relativ stor vægt uden hensyntagen til »outsidernes« (de arbejdsløse) beskæftigelsesmuligheder. »Insiderne« kan bl.a. grundet transaktionsomkostninger i forbindelse med ansættelse og afskedigelse presse lønnen op uden fare for at blive erstattet af en »outsider«. Ved et (temporært) negativt chok mindskes antal beskæftigede og dermed antal »insidere«. De færre »insidere« kan i næste periode sætte en højere løn, der netop svarer til en beskæftigelse lig L_{t-1} . Lønnen kan derfor afhænge negativt af antal »insidere«⁸. Hvis »insiderne« praktiserer en lønfastsættelse således, at kun sidste periodes beskæftigelse opretholdes, følger det, at L_t kun vil afvige fra L_{t-1} , som følge af chok i den aggregerede efterspørgsel.

5. Hoel & Nymoen (1988).

6. Calmfors & Horn (1986).

7. Se Blanchard & Summers (1986).

8. Hvis lønfastsættelsen foregår ved forhandlinger, vil en modsat rettet effekt gøre sig gældende. Et fald i L_{t-1} kan mindske »insidernes« forhandlingsstyrke, hvorved lønnen presses ned. Hvis de afskedigede »insidere« ikke mister »insider«-status med det samme, bidrager dette yderligere til at dæmpe lønnen. Fortegnet til L_{t-1} er derfor ubestemt, jf. også Andersen & Risager (1988).

Denne udvikling i beskæftigelsen kan medføre hysteresi i arbejdsløsheden, hvilket betyder, at for en given arbejdsstyrke vil den faktiske arbejdsløshed afhænge af den historiske arbejdsløshed. Dette indebærer, at der ikke er et naturligt arbejdsløshedsniveau, og at lønnen derfor snarere er påvirket af arbejdsløshedsændringer end af arbejdsløshedsniveauet.

3. Operationalisering og estimationsmetode

Med udgangspunkt i »right-to-manage«-modellen antages lønnen bestemt ved (1). Udledning af en makro-lønrelation fra (1) kræver en nærmere specificering af $L^* = L(w, \dots)$ og $U(w, L^*, \dots)$. Virksomhedens arbejdskraftefterspørgsel kan specificeres som:

$$L^* = L(W/Q, X') \quad (2)$$

hvor W er nominal løn, Q er outputpris og X' er øvrige exogene variable, der påvirker efterspørgslen, fx indirekte lønomkostninger (te), produktivitet (Z), råvarepriser (P_m), lagget beskæftigelse (L_{t-1}) - grundet tilpasningsomkostninger, arbejdstid (H) og kapacitetsudnyttelse/efterspørgselspres (AD). Fagforeningens nyttefunktion kan specificeres som:

$$U = U(W/P, L^*, X'') \quad (3)$$

hvor P er forbrugerpriser og X'' er øvrige exogene variable, der påvirker fagforeningens nytte, fx indkomstskat (ti), arbejdstid (H), akkomoderingspolitik (G) og lagget beskæftigelse (L_{t-1}) - antallet af »insidere«. Løsningen til (1) kan skrives som:

$$W = f(Q, P, X', X'', U^o, \pi^o, \mu) \quad (4)$$

hvor U^o , fagforeningens trusselspunkt, approksimeres ved kompensationsgraden (b) mens π^o , virksomhedens ditto, simpelt kan antages at være nulprofit. μ kan approksimeres ved organisationsgraden (D) eller arbejdsløsheden (u). (4) kan herefter skrives som:

$$W = f(Q, te, Z, P_m, L_{t-1}, H, AD, P, ti, G, b, D, u) \quad (4')$$

(+)(-)(+)(-)(?) (-)(+)(+)(+)(-)(+)(+)(-)

I (4') indgår forskellige priser. Et væsentligt forhold i løndannelsen er i denne forbindelse, at en given nominal lønudvikling kan have forskellige reale konsekvenser for hhv.

fagforeningens medlemmer og virksomheden. Dette skyldes ikke blot prisudviklingen, men også udviklingen i skatterne. Der må derfor sondres mellem lønnen betraget som en indtægt og som en omkostning. Gabet mellem disse to lønbegreber – kaldet »wedge'en«⁹ – kan forklare en del af den generelle lønudvikling. Lønnen set fra omkostningssiden, produktlønnen, kan skrives som:

$$W_1 = W(1+te)/Q$$

Lønnen set fra indtægtsiden, den disponible realløn, kan skrives som:

$$W_2 = W(1-ti)/P$$

Forholdet – gabet – mellem produktløn og disponibel realløn er dermed:

$$\text{»wedge«} = \frac{W_1}{W_2} = \frac{(1+te)/Q}{(1-ti)/P}$$

eller:

$$\log(\text{wedge}) = \log(P/Q) + \log(1+te) - \log(1-ti)$$

Forskellen mellem produktløn og disponibel realløn er således sammensat af tre komponenter: forholdet mellem forbruger- og outputpris, indirekte lønomkostninger og direkte skatter. Forholdet mellem forbruger- og outputpris opstår som følge af indirekte skatter samt direkte import til forbrug.

Når »wedge'en« indgår som forklarende variabel, er det hensigtsmæssigt at specificere lønrelationen som:

$$\log(W_{te}) = a_1 \log(\text{wedge}) + a_2 X$$

hvor $\log(W_{te}) = \log(W) + \log(1+te)$, og X er de øvrige forklarende variable. Med introduktionen af »wedge'en« kan begreberne over- og nedvæltning forklares på en enkel måde. Bag overvæltning ligger, at fagforeningen søger at få dækning for stigninger i priser samt indirekte og direkte skatter. Nedvæltning foregår omvendt, når virksomheden søger at få dækning for stigninger i de indirekte lønomkostninger ved at »holde igen« på den udbetalte løn.

9. Fx Bean, Layard, & Nickell (1986), Calmfors & Forslund (1988), Newell & Symons (1985) og Nymoens (1988).

Hvis fagforeningen har styrke til at overvælde importvarepriser og skatter på lønnen, og den samtidig kan forhindre nedvæltning af indirekte lønomkostninger fra virksomhedens side, vil koefficienten til »wedge'en«, a_1 , være lig 1. Dette indebærer, at den udbetalte løn stiger, når priser eller skatter stiger, mens lønnen ikke påvirkes af stigninger i de indirekte lønomkostninger. Med andre ord bærer arbejdsgiveren den fulde byrde, når a_1 er lig 1. Omvendt vil $a_1 = 0$ svare til ingen overvæltning og fuld nedvæltning, hvorved arbejdstageren bærer den fulde byrde ved skatte- og importprisstigninger, mens de totale lønomkostninger er upåvirkede.

Fordelen ved at anvende den samlede »wedge« er, at skatterne uanset art bindes til at have en symmetrisk effekt på lønnen. Det er således finanspolitisk eller skattestruktur-mæssigt set ikke muligt at lave et »skift« imellem to slags skatter og derved opnå reale effekter.¹⁰ I de følgende estimationer skal det forsøges at inkludere »wedge'en« i (4').

Anvendelsen af fagforeningsteorien ved estimation af lønrelationer lægger op til at estimere lønnen i niveau i stedet for i ændringer, se fx Andersen & Risager (1988), Calmfors & Forslund (1988) og Hoel & Nymoen (1988). Det forekommer imidlertid mere rimeligt, jf. også Nymoen (1988), at relatere niveau-estimationerne til eventuelle co-integrerede variable, jf. efterfølgende, og i sammenhæng hermed estimere lønnen i et fejlkorrektions-set-up. I dette set-up modelleres lønændringer som en funktion af dels ændringer i de eksogene variable og dels forrige periodes lønniveau's afvigelse fra langsigtslige vægt. Afvigelsen fra ligevægt kan betragtes som en »fejl«, der gradvis korrigeres for ved lønændringer i de følgende perioder. Modellen indebærer således, at lønnen via fejlkorrektionsleddet tvinges mod en langsigtslige vægt. Fejlkorrektions-specifikationen giver mulighed for på en simpel måde at analysere både dynamikken (via ændringer i de eksogene variable) og langsigtsammenhængen og bevægelse herimod (via fejlkorrektionsleddet).

Estimationsmetoden er Granger-Engle's to-trins-procedure¹¹. Denne metode indebærer, at fejlkorrektionsleddet estimeres uafhængigt af dynamikken. I 1. trin regresseres lønniveauet på en række andre niveauvariable. Idéen bag 1. trin – co-integrationsregressionen – er, at selv om lønnen er ikke-stationær, så findes en kombination af andre (ligeledes ikke-stationære) variable, der gør lønnens afvigelse fra denne kombination af variable stationær. Hvis der findes en sådan stationær linearkombination af lønnen og andre forklarende variable, siges de indgående variable at være co-integrerede. Dette indebærer, at ikke-stationariteten i lønnen forklares af ikke-stationariteten i de andre

10. Der er dog intet i fagforeningsteorien, der betinger, at »wedge«-restriktionen nødvendigvis skal være opfyldt, og indkomstskattens påvirkning af lønnen er ikke entydig ifølge teorien.

11. Engle & Granger (1987) og Engle & Yoo (1987). For estimation af lønnen i et fejlkorrektions-set-up se bl.a. Hall (1986), Nymoen (1988) og Tyrväinen (1988).

variable. I 2.trin af estimationsproceduren estimeres selve fejlkorrektionsmodellen, hvor residualerne fra co-integrationsregressionen (1.trin) indgår lagget som et fejlkorrektionsled. I 2.trin forklares ændringen i lønnen - udover fejlkorrektionsleddet - af ændringer i en række forklarende variable.

4. Empiriske lønrelationer

I 1.trin estimeres langsigtsammenhængen. I forbindelse hermed undersøges variabernes integrationsorden. De fleste af variablerne er ikke overraskende integreret af 1.orden¹². Lønnen er dog integreret af 2.orden, mens outputpris og produktivitet ligger på grænsen mellem 1. og 2.orden. Efter co-integration kræver, at de i vektoren indgående variable er integreret af samme orden, frembyder variabernes integrationsorden visse problemer. Estimationerne af langsigtsammenhængen understreger imidlertid, at de centrale variable, outputpris og produktivitet, dominerer niveaurelationen, hvorfor det efterfølgende er forsøgt at lade løn, outputpris og produktivitet udgøre de centrale elementer i co-integrationsvektoren. Det forekommer rimeligt, at koefficienterne til outputpris og produktivitet er lig én på lang sigt, idet alt andet ville indebære pengeillusion og/eller vedvarende forskydninger i fordelingen mellem løn og restindkomst. De følgende estimationer er derfor pålagt denne restriktion.

Ved estimation¹³ af 1.trin er der taget udgangspunkt i den simple hypotese, at lønkvoten er konstant på lang sigt:

$$\log(W_{te}) - 1.00\log(Z) - 1.00\log(Q) = -.41 \quad (5)$$

$CRDW^{14}=.44 \quad DF^{15}=\div 1.86 \quad R^2=.00 \quad Std.afv.=.032 \quad Per.=1951-88$

Relationen indebærer, at der stort set intet spillerum er for fagforeningen på lang sigt, idet lønnen ikke vil ligge ud over, hvad outputpris og produktivitet tilsiger. Residualerne fra (5) kan dog ikke passere testene for stationaritet, hvorfor hypotesen om co-integration ikke kan opretholdes. En forklaring af ikke-stationariteten i lønkvoten kræver derfor inddragelse af supplerende variable fra (4)¹⁶:

12. Hansen (1989). En variabel er integreret af 0. orden, hvis variablen i niveau er stationær, integreret af 1. orden, såfremt 1. ordens differens af variablen er stationær og så fremdeles.

13. Data er så vidt muligt baseret på ADAM's databank (foråret 1989), se variabeliste. Estimationsperioden er 1951-1988, og 1985 er sidste endelige observation.

14. Sargan & Bhargava's test for co-integration baseret på Durbin-Watson-test.

15. Dickey-Fuller-test for stationære residualer.

16. Der kan estimeres langsigtsrelationer, hvori variablene kombineres på andre måder (Hansen (1989)). Dog kan »wedge'en« og kompensationsgraden ikke indgå sammen.

$$\log(kvote) = -.008(trend) + .37\log(wedge) - .005(u) - .24 \quad (6)$$

(-4.9) (6.1) (-3.2) (-8.0)

$$CRDW = .92 \quad DF = \div 3.54 \quad R^2 = .61 \quad Std.afv. = .021 \quad Per. 1951-88$$

$$\log(kvote) = -.002(trend) + .26(b) + .14\log(L_{t-1}) - 1.35 \quad (7)$$

(-3.1) (5.8) (3.1) (-5.0)

$$CRDW = 1.30 \quad DF = \div 4.12 \quad R^2 = .55 \quad Std.afv. = 0.22 \quad Per. = 1951-88$$

hvor $\log(kvote) = \log(W_t) - \log(Q)$ ¹⁷. I (6) og (7)¹⁸ forklares - sammenlignet med (5) - en større del af ikke-stationariteten i lønnen. Ved inddragelse af »wedge'en« i (6) og kompensationsgraden i (7) postuleres indirekte, at politik har virkning på lang sigt, idet disse to variable kan betragtes som instrumenter i den økonomiske politik. I det omfang fagforeningen kan påvirke den økonomiske politik, indebærer inddragelsen af sådanne politikvariable et vist råderum for fagforeningen i løndannelsen på lang sigt. Resultatet her står i modsætning til Andersen & Risager (1988), som finder at både skatter og kompensationsgrad er insignifikante. Koefficienten til $\log(wedge)$ ¹⁹ i (6) indebærer, at lønmodtagerne på lang sigt bærer den overvejende byrde ved skatte- og importprisstigninger. Dette betyder samtidig, at ca. 2/3 af de indirekte lønomkostninger nedvæltes i lønnen. Koefficienten til b i (7) indebærer, at kompensationsgraden, der fungerer som proxy for fagforeningens trusselspunkt, kun har en begrænset effekt på lønnen. Således indebærer en stigning i kompensationsgraden på 10 pct.-point blot et 2.5 pct. højere lønniveau.

I (6) vil en højere arbejdsløshed på lang sigt påvirke lønnen negativt, og arbejdsløsheden kan således fungere som proxy for fagforeningens forhandlingsstyrke, mens det ikke har været muligt at inddrage organisationsgraden. Koefficienten til u indebærer, at en stigning i arbejdsløshedsprocenten på 1 pct.-point på lang sigt mindsker lønkvoten med 0.5 pct. Dette er en væsentlig mindre effekt sammenlignet med den nye lønrelation i ADAM, hvor en tilsvarende stigning i u medfører et fald i lønkvoten på 2-2.5 pct., jf. Modelgruppen (1990). Den laggede beskæftigelse i (7) kan fungere som proxy for

17. I (6) og (7) estimeres ikke-stationære serier. Det er derfor vanskeligt at teste lønkvote-restriktionen. I (6) hhv. (7) stiger std.afv. fra .019 til .021 hhv. fra .019 til .022, når restriktionen pålægges.

18. Betydningen af en trend i co-integrations-vektoren skal ikke tages op her.

19. Grundet estimation af ikke-stationære serier er det vanskeligt at teste »wedge«-restriktionen. Hvis »wedge«-ens enkeltkomponenter indgår frit i estimationen, fås en utolkelig (forkert fortegn og numerisk større end én) koefficient til de indirekte lønomkostninger. Jf. senere kan »wedge«-restriktionen på kort sigt testes.

antallet af »insidere«, jf. afsnit 2. Fortegnet er ubestemt på forhånd, og den positive koefficient (i overensstemmelse med Andersen & Risager (1988)) kan tolkes i retning af, at fald i »insider«-beskæftigelsen mindsker forhandlingsstyrken, hvilket lægger en dæmper på lønnen.

Selvom (6) og (7) forklarer en større del af ikke-stationariteten i lønnen sammenlignet med (5), er testene for co-integration ikke overbevisende. Således afviser DF-testene, at residualerne er stationære, mens DW-testene, specielt i relation (7), indikerer stationære residualer. Et af problemerne i forbindelse med estimation af 1.trin er relationernes manglende evne til at fange lønkvotens fald fra 1982-83. Trods de tvetydige resultater angående co-integration, som bl.a. skal ses i sammenhæng med DW- og DF-testenes ringe styrke specielt for små sample-størrelser, anvendes residualerne fra relationerne (6) og (7) i 2.trin ved estimation af fejlkorrektionsmodellerne.

I 2.trin er de på baggrund af relation (6) og (7) estimerede fejlkorrektionsmodeller statistisk set meget ens, hvorfor der efterfølgende kun præsenteres en fejlkorrektionsmodel baseret på relation (7). (*d* angiver differensen i den pågældende variabel, og *ec* er residualerne fra relation (7)):

$$d\log(W_e) = 1.00d\log(Q) + .79d\log(Z) + .32d\log(\text{wedge}) - .45ec_{t-1} + .002 \quad (7a)$$

(11.5) (8.7) (3.9) (-3.5) (0.3)

$$DW = 1.80 \quad R^2 = .86 \quad Std.afv. = .015 \quad Per. = 1952-88$$

$$Chow, 1983^{20} = 1.96 \quad (2.47) \quad Chow, 1986 = 1.01 \quad (2.93)$$

Der er også på kort sigt tegn på fuld overvæltning af priser i lønnen, mens der er en noget langsommere tilpasning til produktivtetsændringer. Koefficienten til ændringen i »wedge'en«²¹ betyder, at på kort sigt bærer lønmodtagerne 2/3 af byrden ved skattestigninger²². Dette betyder omvendt, at der ikke kan forventes større fald i lønnen ved generelle skattnedsættelser. Koefficienten til fejlkorrektionsleddet antyder, at tilpasningen til langsigtslige vægten sker relativt hurtigt.

Det har i forbindelse med estimationerne ikke været muligt at inddrage yderligere variable fra (4). Specielt bemærkes, at arbejdstiden, som normalt antages at være en central variabel i lønrelationen, er insignifikant. Dette kunne forklares med, at den for-

20. Chow-test er test for strukturelt brud mellem hhv. 1982-83 og 1985-86. I parentes angives 95 % - signifikansgrænse.

21. Ved test af »wedge«-restriktionen i (7a), dvs. på kort sigt, fås en insignifikant F-teststørrelse på .25 (F(2,30)=3.32).

22. Newell & Symons (1985) finder for et gennemsnit af en række OECD-lande en koefficient til ændringen i »wedge'en« på 0.53.

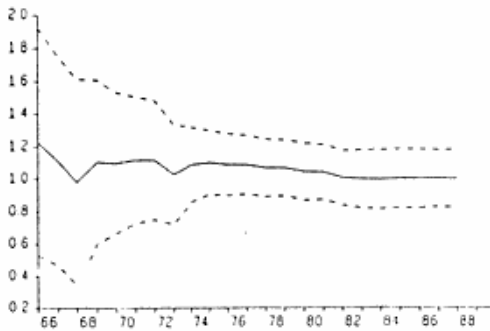


Fig. 1. Koefficient til $d\log(Q)$ i (7a), rullende estimation.

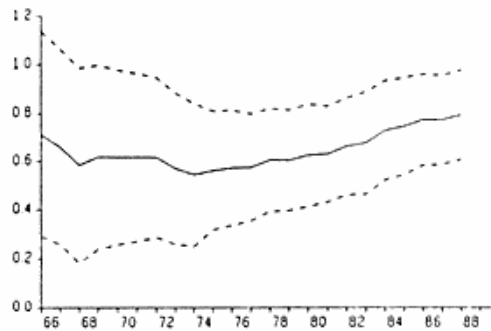


Fig. 2. Koefficient til $d\log(Z)$ i (7a), rullende estimation.

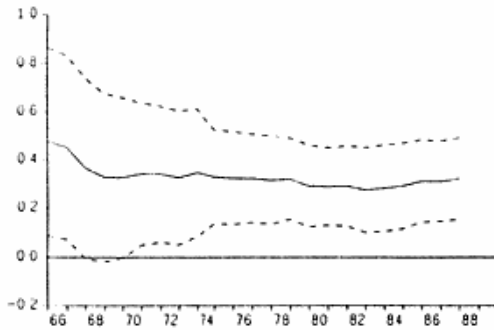


Fig. 3. Koefficient til $d\log(\text{wedge})$ i (7a), rullende estimation.

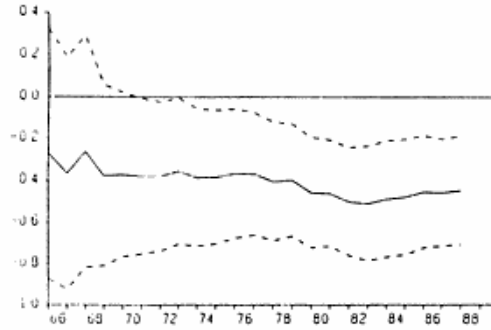


Fig. 4. Koefficient til ec_{t-1} i (7a), rullende estimation.

melle kompensation for arbejdstidsnedsættelser modsvares af, at fagforeningen slækker på sine »andre« lønkrav. Det kan dog også skyldes, at produktiviteten, som indgår i relationerne, er defineret pr. time. Endvidere bemærkes, at heller ikke graden af akkomoderingspolitik kan inddrages, hvilket dog kan skyldes, at den anvendte approksimation, jf. variabel-listen, ikke er tilstrækkelig god.

Det skal i øvrigt bemærkes, at anvendelsen af Granger-Engle's to-trins-procedure indebærer restriktioner på, hvorledes niveauvariablene indgår i forklaringen af lønstigningstakten. Man binder sig til at lade niveauvariablene indgå i en given linearkombination, der ganske vist er estimeret i 1. trin, men som ikke nødvendigvis er optimal (forstået som variansminimerende) i ændringsspecifikationen. Såfremt fejlkorrigeringsmodellen estimeres direkte, hvorved restriktionerne løses op, fås på lang sigt numerisk større (end i (7)) koefficienter til b og $\log(L_{t-1})$, hhv. .41 og .50. Samtidig fås en noget lavere koefficient (.52) til $d\log(Z)$, mens koefficienten til $d\log(Q)$ og $d\log(\text{wedge})$ ikke ændres væsentligt. Den frie estimation giver dog ikke anledning til at specificere (7a) anderledes for så vidt angår inkluderede variable.

For at danne sig et indtryk af koefficienternes stabilitet vises i figur 1-4 resultaterne af rekursiv estimation (trinvis udvidelse af estimationsperioden) af (7a). I figurerne er koefficientskøn plus/minus to gange spredningen afbilledet. Koefficienterne er nogenlunde stabile, bortset fra estimatet til $dlog(Z)$, hvor der er tegn på en vis opdrift i koefficienten.

Relation (7a) kan forbedres ved inddragelse af en dummy for perioden 1983-88 (Hansen(1989)), hvorved estimatet til $dlog(Z)$ bliver stabilt bestemt. Dummy'en, som er klart signifikant, kan tolkes som proxy for skiftet til en mindre akkomoderende politik i 1983²³. Hvis dummy-variablen imidlertid ikke accepteres i den endelige lønrelation, er det naturligt at overveje mulighederne for at specificere lønrelationen på en anden måde.

I langsigsrelationerne forklares ikke-stationariteten i lønnen ved ikke-stationariteten i de øvrige variable i co-integrationsvektoren. Foruden lønnen er outputpris og produktivitet klart ikke-stationære. Ifølge test af variabelnes integrationsorden er også arbejdsløsheden ikke-stationær og kan derfor evt. indgå i co-integrationen, jf. fx (6). Disse test af stationaritet skal dog tolkes med varsomhed, idet deres styrke er lav. Det er således tvivlsomt, om datamaterialet indeholder tilstrækkelig information til at skelne mellem en stærkt autoregressiv (men stationær) variabel og en ikke-stationær variabel. På denne baggrund kan det overvejes, om arbejdsløsheden, trods integrationstestet, er stationær. Hvis dette accepteres, inddrages arbejdsløshedsniveauet i 2.trin af Granger-Engle-proceduren. I (7ab) vises resultatet af at inddrage u i (7a):

$$dlog(W_{te}) = 1.09dlog(Q) + .52dlog(Z) + .32dlog(wedge) - .32ec_{t-1} - .004u + .30 \quad (7ab)$$

(14.6) (5.3) (4.8) (-3.0) (-4.1) (3.3)

$$DW = 2.44 \quad R^2 = .91 \quad Std.afv. = .012 \quad Per. = 1952-88$$

$$Chow, 1983 = .70 (2.49) \quad Chow, 1986 = 1.26 (2.95)$$

u har en signifikant effekt på lønstigningstakten, og fittet forbedres væsentligt i forhold til (7a), jf. også figur 5 hhv. 6.

Inkludering af u påvirker endvidere koefficienterne til de øvrige variable. Sammenlignet med (7a) fås en noget langsommere tilpasning til lang sigt. Det bemærkes, at koefficienten til $dlog(Q)$ ikke er signifikant forskellig fra én. Endelig ses det, at koefficienten til $dlog(Z)$ er ændret til en mere plausibel størrelse. Samtidig er denne koefficient mere stabilt bestemt gennem perioden, jf. figur 7. Af figur 8 fremgår det, at også koefficienten til u er rimelig stabil. Med andre ord har u så at sige erstattet behovet for en dummy i perioden 1983-88.

23. Jf. Andersen & Risager (1988). Afhængigt af temperament kan dummy'en tolkes som en »indkomstpolitik«, en »fastkurs«- eller en »Schlüter«-dummy.



Fig. 5. Faktisk og fittet værdi af $d\log(W_{it})$, relation (7a).



Fig. 6. Faktisk og fittet værdi af $d\log(W_{it})$, relation (7ab).

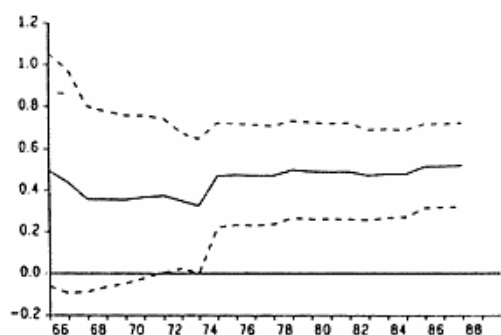


Fig. 7. Koefficient til $d\log(Z)$ i (7ab), rullende estimation.

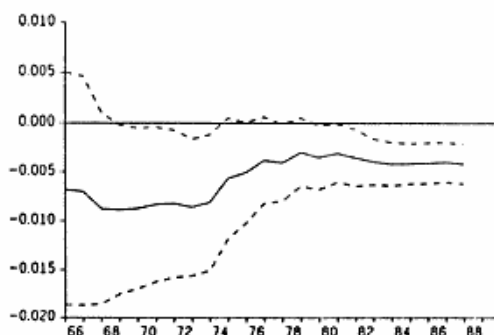


Fig. 8. Koefficient til u i (7ab), rullende estimation.

Ved at lade arbejdsløshedsniveauet indgå i en forklaring af lønstigningstakten tilnærmes lønrelationen et Phillipskurve-set-up, hvorved forstås en sammenhæng mellem på den ene side lønstigningstakten og på den anden side arbejdsløshedsniveauet samt ændringen i en række supplerende variable. Såfremt man udelader fejlkorrektionsleddet, estimeres en (traditionel) Phillipskurve:

$$d\log(W_{it}) = 1.05d\log(Q) + .42d\log(Z) + .34d\log(\text{wedge}) - .005u + .40 \quad (8)$$

(12.8) (4.0) (4.5) (-4.6) (4.3)

$$DW = 2.51 \quad R^2 = .88 \quad \text{Std.afv.} = .014 \quad \text{Per.} = 1952-88$$

$$\text{Chow, 1983} = .50 (2.47) \quad \text{Chow, 1986} = 1.02 (2.93)$$

Herved fås naturligvis et lidt dårligere fit, eftersom fejlkorrektionsleddet er signifikant i (7ab), men denne simple Phillipskurve har dog pæne egenskaber jf. Chow-test.

Tabel 1.

	Faktisk	Forudsigelsesfejl		
		(7a)	(7ab)	(8)
1983	.071	.030	.008	-.002
1984	.048	.026	.012	.001
1985	.049	.018	.003	-.008
1986	.036	.025	.021	.009
1987	.098	.007	-.003	-.019
1988	.049	.033	.022	.012
RMSE		.025	.014	.010

Anm.: Forudsigelsesfejl er (fittet-faktisk). RMSE er »root mean squared error«.

Koefficienten til $dlog(Q)$ er stadig ikke signifikant forskellig fra én. Problemet er imidlertid, at der med den givne specifikation i (8) ikke findes en langsigtligevægt for lønkvoten. Det betyder, at ændringer i fordelingen mellem løn- og restindkomst *ikke* redresseres efter nogle år.

Det bemærkes, at i (8) har det totale arbejdsløshedsniveau en signifikant effekt på lønstigningstakten, hvilket er inkonsistent med hysteresis i arbejdsløsheden, jf. afsnit 2. I Blanchard & Summers (1986), Brunello (1989), Coe (1989) og Pedersen (1990) analyseres hysteresis også ved at undersøge, hvorvidt arbejdsløsheden (eller beskæftigelsen) følger en »random walk« og dermed, hvorvidt arbejdsløsheden er ikke-stationær. De nævnte undersøgelser konkluderer alle, at hysteresis er et vidt udbredt fænomen. Benyttes samme fremgangsmåde her (test af variabelnes integrationsorden), kan det – som nævnt ovenfor – ligeledes ikke afvises, at u er ikke-stationær. Som det imidlertid også er nævnt, er styrken af de anvendte test ikke stor. På denne baggrund og på grundlag af (8) kan en hypotese om (ekstrem) hysteresis derfor ikke umiddelbart accepteres.

En sammenligning af de tre relationer (7a), (7ab) og (8) på baggrund af deres forudsigelsesegenskaber er foretaget i tabel 1. Relationerne er til dette formål reestimeret på samplet 1952-82.

Tabel 1 peger på, at inkludering af arbejdsløshedsniveauet i (7ab) og (8) forbedrer forudsigelsesegenskaberne væsentligt sammenlignet med den »rene« fejlkorrektionsmodel (7a). Desuden er det bemærkelsesværdigt, at den simple Phillipskurve i (8) har bedre forudsigelsesegenskaber end (7ab), som inkluderer både fejlkorrektionsled og arbejdsløshedsniveau.

(7a) og (8) kan mere formelt testes overfor den generelle relation (7ab). Eftersom både fejlkorrektionsleddet og u er signifikante i (7ab) følger det naturligvis, at ingen af relationerne (7a) og (8) »encompasser« den anden. Dette betyder, at fejlkorrektionsmodellen leverer information, som Phillipskurven ikke leverer, – og omvendt. Man kan der-

for sige, at begge specifikationer har deres berettigelse. I (7a) sikres en langsigtligevægt for lønkvoten, mens (8) genopliver den traditionelle opfattelse af sammenhængen mellem løn og arbejdsløshed, hvorved den nyere opfattelse af arbejdsmarkedet – hvor kun en del af arbejdstagerne har indflydelse på løndannelsen – delvis modgås.

5. Afslutning

Fagforeningsteorien kan anvendes til at identificere forklarende variable, der kan indgå ved estimation af makro-lønrelationer. Der kan imidlertid på baggrund af ovenstående estimationer ikke drages håndfaste konklusioner, hverken hvad angår akkomoderingspolitikken eller insider-outsider-forholdene og den hermed forbundne hysteresis-hypotese. Akkomoderingspolitikken approksimeret ved en dummy for perioden 1983-88 er signifikant, men dette er naturligvis ikke tilstrækkeligt til at belyse akkomoderingspolitikken rolle i løndannelsen. Resultaterne angående hysteresis i arbejdsløsheden er ikke entydige. Dog må (ekstrem) hysteresis på baggrund af (8) afvises. Estimationerne viser videre, at »wedge«-begrebet er relevant og kan forklare en del af lønudviklingen på lang sigt i (6) og på kort sigt i (7a). Endelig indikerer estimationerne via koefficienten til Q , at produktlønnen på lang sigt (og på kort sigt) vil være uændret (eller, at tilpasningen i hvert fald sker meget hurtigt). En økonomisk politik, der søger at øge virksomhedernes profitabilitet via ændringer i outputprisen, kan derfor risikere at være uden reale virkninger²⁴.

Statistisk set er det svært at afgøre, hvorvidt Phillipskurve- eller fejlkorrektionsspecifikationen skal foretrækkes. De meget gode forudsigelsesegenskaber i (8) peger i retning af at foretrække Phillipskurven. Når man estimerer enkeltligninger – som ovenfor –, har fejlkorrektionsmodellen imidlertid den fordel, at den enkelte relation sikres pæne langsigtsegenskaber. I en større empirisk model er dette argument måske mindre afgørende, idet andre forhold i den samlede model kan sikre, at egenskaberne på lang sigt er fornuftige.

Variabelliste

- AD: *Aggregeret efterspørgsel*. Approksimeret ved residualerne fra en regression af $fYfn$, jf. ADAM's databank, på en konstant og trend
- b: *Arbejdsløshedsunderstøttelsens kompensationsgrad*. Beregnet som: $(tlyd \cdot lihty) / (Hgn \cdot lna \cdot lihty_{1980})$, jf. ADAM'S databank, for perioden 1963-88. Kædet med kompensationsgraden for perioden 1951-62 opgivet i Pedersen (1979): Aspekter af fagbevægelsens vækst i Danmark 1911-1976, memo 1979-5, Økonomisk Institut, Århus Universitet.
- D: *Arbejdernes organisationsgrad*. Approksimeret ved lønmodtagernes organisationsgrad beregnet på grundlag af Pedersen (1979) samt Statistisk Tiårsoversigt, div. årgange.

24. Fremført af Andersen (1986) og Andersen & Risager (1988).

- G: *Akkomoderingspolitik*: Approksimeret ved statens nettofordringserhvervelse beregnet som $(Tf_{sn}/py_{fn})/1000$, jf. ADAM's Databank, for perioden 1971-88. For perioden 1951-70 er anvendt statens drifts- og anlægsoverskud beregnet på grundlag af Statistisk Tiårsoversigt, div. årgange.
- H: *Aftalt årlig arbejdstid*, jf. Ha, ADAM's databank.
- L: *Beskæftigede arbejdere i fremstillingserhverv*, jf. Qna, ADAM's databank.
- P: *Forbrugerpriser*, jf. pcp, ADAM's databank.
- P_m: *Råvarepriser*. Beregnet på grundlag af Statistisk Tiårsoversigt, div. årgange, samt E. Andersen (1975): En model for Danmark 1949-1965, studier nr. 21, Økonomisk Institut, Københavns Universitet.
- Q: *Produktpriser*. Approksimeret ved Y_{fn}/y_{fn} , jf. ADAM's databank.
- te: *Indirekte lønomkostninger*. Beregnet som $(ta_{qw}+ta_{qp}+ta_{df}+t_{qu})/(H_{gn}/(1-b_{qn}/2))$, jf. ADAM's databank
- ti: *Gennemsnitlig indkomstskattesats*. Beregnet som S_{ba}/Y_a , jf. ADAM's databank, for perioden 1970-88. Kædet med tsa_{0u1} for perioden 1951-69.
- u: *Arbejdsløshedsprocent*. Beregnet som: (U_1/U_a) . 100, jf. ADAM's databank.
- W: *Nominel timeløn for arbejdere i industrien*, jf. Ina, ADAM's databank.
- Z: *Produktivitet pr. time i fremstillingserhverv*. Beregnet som $(y_{fn}/Q_n.H_{gn})$. 1000, jf. ADAM's databank.

Litteratur

- Andersen, T.M. 1986. Fagforeninger, lønudvikling og arbejdsløshed, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, p. 241-258.
- Andersen, T.M. og O. Risager. 1988. Wage Formation in Denmark, memo 1988-10, Økonomisk Institut, Århus Universitet.
- Ashenfelter, O. C. og J. N. Brown. 1986. Testing the Efficiency of Employment Contracts, *Journal of Political Economy*, p. S40-S87.
- Bean, C., R. Layard og S. Nickell. 1986. The Rise in Unemployment: A Multi-Country Study, *Economica*, p. S1-S22.
- Binmore, K., A. Rubinstein og A. Wolinski. 1986. The Nash Bargaining Solution in Economic Modelling, *The Rand Journal of Economics*, p. 176-188.
- Blanchard, O. og L. H. Summers. 1986. Hysteresis and the European Unemployment Problem, NBER macroeconomic annual.
- Brunello, G. 1988. Hysteresis and »the Japanese Unemployment Problem«: A Preliminary Investigation, Paper to presented at the 3th meeting of the European Economic Association, Bologna.
- Calmfors, L. og A. Forslund. 1988. Wage Setting in Sweden, Institute for International Economic Studies, University of Stockholm. Preliminary version for the conference on »Nordic Wage Formation« in Stockholm, 11-13 april.
- Calmfors, L. og H. Horn. 1986. Employment Policies and Centralized Wage Setting, *Economica*, p. 281-302.
- Coe, D. T. 1989. Insider-Outsider Influences on Industry Wages, Paper presented at the European Economic Association meetings, September 1989, Augsburg.
- Engle, R. F. og W. J. Granger. 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, p. 251-276.
- Engle, R. F. og B. S. Yoo. 1987. Forecasting and Testing in Co-integrated Systems, *Econometrica*, p. 143-159.
- Farber, H. S. 1986. The Analysis of Union Behavior, i *Handbook of Labour Economics*, vol. II, ed. O. Ashenfelter og R. Layard, kap. 18, p. 1039-1089.
- Hall, S. G. 1986. An Application of the Granger-Engle Two-Step Estimation Procedure to United Kingdom Aggregate Wage Data, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, p. 229-241.
- Hansen, K. S. 1989. Løn og fagforeninger - teori og

- G: *Akkomoderingspolitik*: Approksimeret ved statens nettofordringserhvervelse beregnet som $(Tf_{sn}/py_{fn})/1000$, jf. ADAM's Databank, for perioden 1971-88. For perioden 1951-70 er anvendt statens drifts- og anlægsoverskud beregnet på grundlag af Statistisk Tiårsoversigt, div. årgange.
- H: *Aftalt årlig arbejdstid*, jf. Ha, ADAM's databank.
- L: *Beskæftigede arbejdere i fremstillingserhverv*, jf. Qna, ADAM's databank.
- P: *Forbrugerpriser*, jf. pcp, ADAM's databank.
- P_m: *Råvarepriser*. Beregnet på grundlag af Statistisk Tiårsoversigt, div. årgange, samt E. Andersen (1975): En model for Danmark 1949-1965, studier nr. 21, Økonomisk Institut, Københavns Universitet.
- Q: *Produktpriser*. Approksimeret ved Y_{fn}/y_{fn} , jf. ADAM's databank.
- te: *Indirekte lønomkostninger*. Beregnet som $(ta_{qw}+ta_{qp}+ta_{df}+t_{qu})/(H_{gn}/(1-b_{qn}/2))$, jf. ADAM's databank
- ti: *Gennemsnitlig indkomstskattesats*. Beregnet som S_{ba}/Y_a , jf. ADAM's databank, for perioden 1970-88. Kædet med tsa_{0u1} for perioden 1951-69.
- u: *Arbejdsløshedsprocent*. Beregnet som: (U_1/U_a) . 100, jf. ADAM's databank.
- W: *Nominel timeløn for arbejdere i industrien*, jf. Ina, ADAM's databank.
- Z: *Produktivitet pr. time i fremstillingserhverv*. Beregnet som $(y_{fn}/Q_n.H_{gn})$. 1000, jf. ADAM's databank.

Litteratur

- Andersen, T.M. 1986. Fagforeninger, lønudvikling og arbejdsløshed, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, p. 241-258.
- Andersen, T.M. og O. Risager. 1988. Wage Formation in Denmark, memo 1988-10, Økonomisk Institut, Århus Universitet.
- Ashenfelter, O. C. og J. N. Brown. 1986. Testing the Efficiency of Employment Contracts, *Journal of Political Economy*, p. S40-S87.
- Bean, C., R. Layard og S. Nickell. 1986. The Rise in Unemployment: A Multi-Country Study, *Economica*, p. S1-S22.
- Binmore, K., A. Rubinstein og A. Wolinski. 1986. The Nash Bargaining Solution in Economic Modelling, *The Rand Journal of Economics*, p. 176-188.
- Blanchard, O. og L. H. Summers. 1986. Hysteresis and the European Unemployment Problem, NBER macroeconomic annual.
- Brunello, G. 1988. Hysteresis and »the Japanese Unemployment Problem«: A Preliminary Investigation, Paper to presented at the 3th meeting of the European Economic Association, Bologna.
- Calmfors, L. og A. Forslund. 1988. Wage Setting in Sweden, Institute for International Economic Studies, University of Stockholm. Preliminary version for the conference on »Nordic Wage Formation« in Stockholm, 11-13 april.
- Calmfors, L. og H. Horn. 1986. Employment Policies and Centralized Wage Setting, *Economica*, p. 281-302.
- Coe, D. T. 1989. Insider-Outsider Influences on Industry Wages, Paper presented at the European Economic Association meetings, September 1989, Augsburg.
- Engle, R. F. og W. J. Granger. 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, p. 251-276.
- Engle, R. F. og B. S. Yoo. 1987. Forecasting and Testing in Co-integrated Systems, *Econometrica*, p. 143-159.
- Farber, H. S. 1986. The Analysis of Union Behavior, i *Handbook of Labour Economics*, vol. II, ed. O. Ashenfelter og R. Layard, kap. 18, p. 1039-1089.
- Hall, S. G. 1986. An Application of the Granger-Engle Two-Step Estimation Procedure to United Kingdom Aggregate Wage Data, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, p. 229-241.
- Hansen, K. S. 1989. Løn og fagforeninger - teori og

- empiri. Stor opgave ved det statsvidenskabelige studium, Københavns Universitet.
- Hoel, M. og R. Nymoen. 1988. Wage Formation in Norwegian Manufacturing. An Empirical Application of a Theoretical Bargaining Model, *European Economic Review*, p. 977-997.
- Lauritzen, F. C. 1988. Lønrelationer til Nationalbankens kvartalsmodel, arbejdsrapport 15.12.88, Danmarks Nationalbank, Pengepolitisk kontor.
- Lindbeck, A. og D. J. Snower. 1987. Union Activity, Unemployment Persistence and Wage-Employment Ratchets, *European Economic Review*, Papers and Proceedings, p. 157-168.
- MaCurdy, T. E. og J.H. Pencavel. 1986. Testing between Competing Models of Wage and Employment Determination in Unionized Markets, *Journal of Political Economy*, p. S3-S39.
- Modelgruppen. 1990. ADAM, November 1989, Oversigt, Danmarks Statistik.
- Newell, A. T. og J. S. V. Symons. 1985. Wages and Employment in the OECD Countries, Discussion Paper no. 219, Centre for Labour Economics, London School of Economics.
- Nickell, S. J. 1982. A Bargaining Model of the Phillips Curve, Discussion Paper No.130, Centre for Labour Economics, London School of Economics.
- Nickell, S. J. og M. Andrews. 1983. Unions, Real Wages and Employment in Britain 1951-79, *Oxford Economic Papers*, p. 183-206.
- Nymoen, R. 1988. Modelling Wages in the Small Open Economy, Arbejdsnotat 4/88, Norges Bank.
- Pedersen, P. J. 1983. Lønudviklingen i Danmark 1911-1976: Stabilitet og specifikation, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, p. 102-129.
- Pedersen, P. J. 1990. The Persistence of Unemployment: A Note on Blanchard & Summers' Analysis. Preliminary, Aarhus School of Business.
- Tyrväinen, T. 1988. Wages and Employment in a Unionized Economy: Practical Implications of Theoretical Considerations in the context of Finland, Bank of Finland Economics Department.