

Løndannelse på sektorniveau – en empirisk analyse

Niels Henning Bjørn

Institut for Erhvervs- og samfundsbeskrivelse, Handelshøjskolen i Århus

SUMMARY: The paper analyses the wage formation and the determination of employment in seven manufacturing sectors in Denmark. A model using input and product prices, capital stock, unemployment and capacity utilization is estimated, and the coefficients show significant differences between the sectors.

1. Indledning

Løndannelsen på det danske arbejdsmarked analyseres ofte på makroniveau, men hvordan udvikler resultaterne sig, hvis en lignende analyse foretages på sektorniveau? Formålet med denne analyse er at søge at forklare løndannelsen på sektorniveau og med sektorspecifikke faktorer.

Det er velkendt, at der er torskelse på lønningerne mellem taglærte og utaglærte, men derudover er der betydelige forskelle mellem disse grupper, f.eks. faglærte, til trods for at der er fri tilgang til næsten alle fag. Til eksempel er der i figur 1.1 vist en række gennemsnitlige timelønninger i udvalgte brancher¹.

Den ufaglærte kvindelige arbejder i den grafiske industri tjener det samme som den faglærte i træ- og møbelindustrien, og forskellene mellem faglærte og ufaglærte er større i den grafiske industri end i metalindustrien. En del af lønforskellene mellem sektorerne kan forklares med geografisk placering, men både jern- og metalindustrien og den grafiske industri er geografisk spredt, så geografien forklarer ikke alt.

Denne inter-industry-lønspredning er også emnet i Højlund & Zetterberg (1989), som analyserer arbejdsmarkedet i fem lande, Norge, Finland, Vesttyskland, USA og Sverige. De finder for det første vedvarende lønforskelle mellem de analyserede 28 sektorer og for det andet ligheder i lønstrukturen på tværs af landene. Sammenlignes lønspredningen i USA, Sverige og Danmark som vist i tabel 1.1, ses det, at den danske lønspredning er lidt større end den svenske, men langt mindre end den amerikanske.

En tak til Nina Smith, Peder J. Pedersen, Erik Strøjer-Madsen, Torben M. Andersen, Niels Westergård-Nielsen og andre deltagere i Arbejdsmarkedsskoleworkshoppen på Handelshøjskolen og i Arbejdsmarkedsseminaret i Århus jan. 1990. Undersøgelsen er finansieret af Statens Samfundsvidenskabelige Forskningsråd.

1. Sektor og branche anvendes i det efterfølgende som synonyme.

Løndannelse på sektorniveau – en empirisk analyse

Niels Henning Bjørn

Institut for Erhvervs- og samfundsbeskrivelse, Handelshøjskolen i Århus

SUMMARY: The paper analyses the wage formation and the determination of employment in seven manufacturing sectors in Denmark. A model using input and product prices, capital stock, unemployment and capacity utilization is estimated, and the coefficients show significant differences between the sectors.

1. Indledning

Løndannelsen på det danske arbejdsmarked analyseres ofte på makroniveau, men hvordan udvikler resultaterne sig, hvis en lignende analyse foretages på sektorniveau? Formålet med denne analyse er at søge at forklare løndannelsen på sektorniveau og med sektorspecifikke faktorer.

Det er velkendt, at der er torskelse på lønningerne mellem taglærte og utaglærte, men derudover er der betydelige forskelle mellem disse grupper, f.eks. faglærte, til trods for at der er fri tilgang til næsten alle fag. Til eksempel er der i figur 1.1 vist en række gennemsnitlige timelønninger i udvalgte brancher¹.

Den ufaglærte kvindelige arbejder i den grafiske industri tjener det samme som den faglærte i træ- og møbelindustrien, og forskellene mellem faglærte og ufaglærte er større i den grafiske industri end i metalindustrien. En del af lønforskellene mellem sektorerne kan forklares med geografisk placering, men både jern- og metalindustrien og den grafiske industri er geografisk spredt, så geografien forklarer ikke alt.

Denne inter-industry-lønspredning er også emnet i Højlund & Zetterberg (1989), som analyserer arbejdsmarkedet i fem lande, Norge, Finland, Vesttyskland, USA og Sverige. De finder for det første vedvarende lønforskelle mellem de analyserede 28 sektorer og for det andet ligheder i lønstrukturen på tværs af landene. Sammenlignes lønspredningen i USA, Sverige og Danmark som vist i tabel 1.1, ses det, at den danske lønspredning er lidt større end den svenske, men langt mindre end den amerikanske.

En tak til Nina Smith, Peder J. Pedersen, Erik Strøjer-Madsen, Torben M. Andersen, Niels Westergård-Nielsen og andre deltagere i Arbejdsmarkedssymposiumet på Handelshøjskolen og i Arbejdsmarkedssymposiumet i Århus jan. 1990. Undersøgelsen er finansieret af Statens Samfundsvidenskabelige Forskningsråd.

1. Sektor og branche anvendes i det efterfølgende som synonyme.

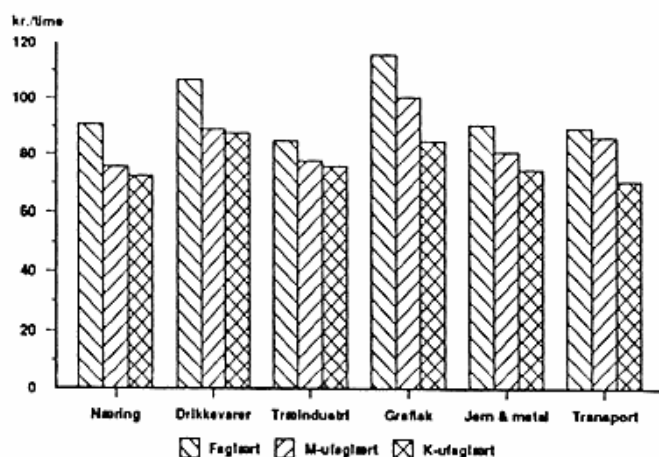


Fig. 1.1. Timelønninger for faglærte og ufaglærte m/k arbejdere i 6 sektorer. Gennemsnitsfortjeneste i 1988.

Kilde: Dansk Arbejdsgiverforening.

Dette kunne tale for, at det er lykkedes for fagforeningerne at udjævne lønforskellene mellem sektorerne.

Det er interessant, at lønspredningen er reduceret, samtidig med at beskæftigelsen er steget i nogle sektorer og faldet i andre. Dette er illustreret i figur 1.2. De enkelte sektors betydning for den totale beskæftigelse i 1966 er vist i tabel 1.2.

Man kunne forvente, at sektorer med stagnerende beskæftigelse som f.eks. nydelsesmiddelindustrien ville have stagnerende lønninger, men dette er ikke nødvendigvis til-

Tabel 1.1 Standardafvigelse for \ln til timelønnen i 28 industrisektorer i USA, Sverige og Danmark.

	1973	1986
USA	0.22466	0.25614
Sverige	0.09641	0.09674
Danmark	0.11173	0.10412

Kilde: Yearbook of Industrial Statistics 1975, 1986.

Tabel 1.2 Antal beskæftigede i de enkelte brancher 1966.

Nydelsesmiddel (NN)	18865	El. gas & varme (NE)	11595
Fødevarer (NF)	85566	Byggeleverandør (NB)	49274
Metalind. (NM)	147556	Andre sektorer (*)	159891
Transportmiddel (NT)	37800		
Kemisk (NK)	44741	Σ Industri	555286

Note *) Sektorer uden for datamaterialet.

Kilde: ADAM's database.

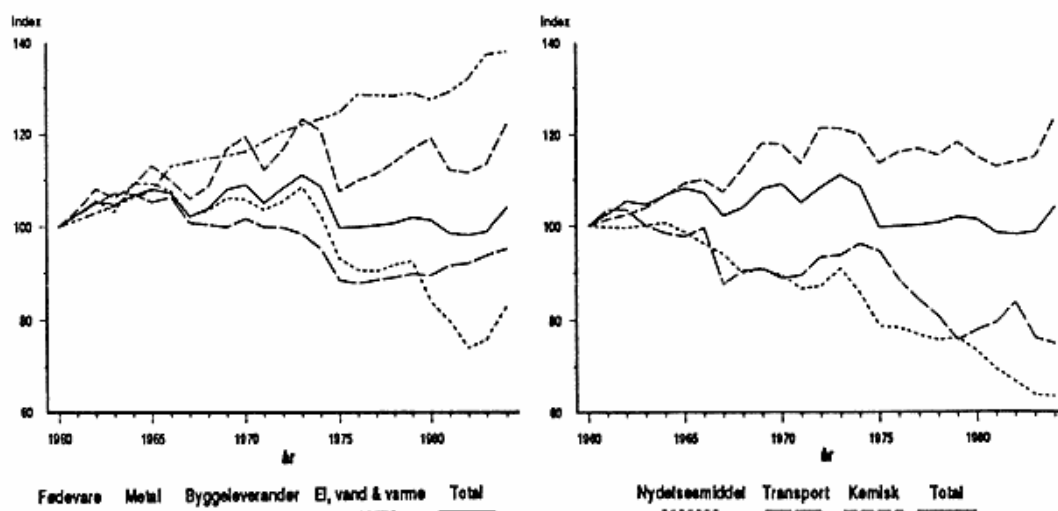


Fig. 1.2 Indeks for beskæftigelsesudviklingen i dansk industri 1960-1984. (1960 = 100).

Kilde: ADAM

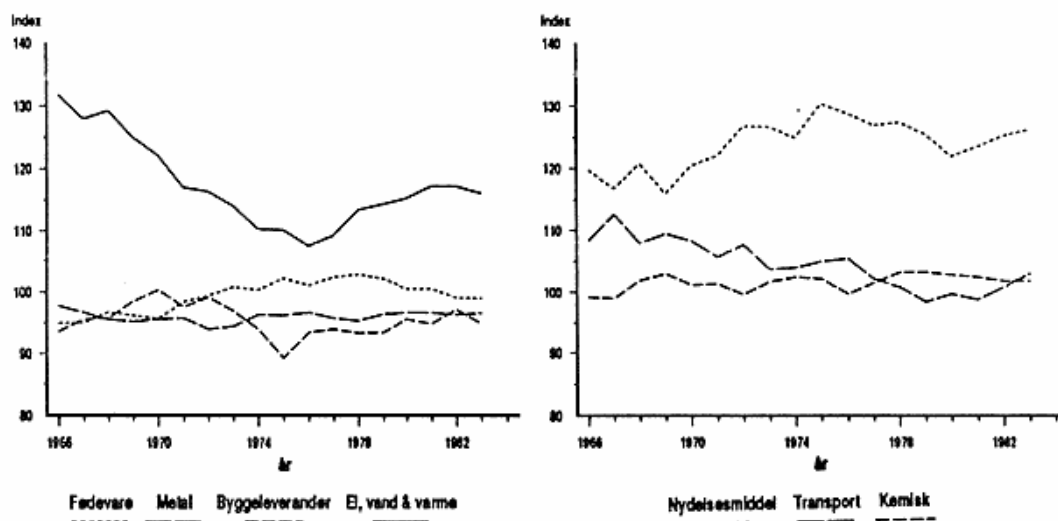


Fig. 1.3 Indeks for udviklingen i lønningerne i dansk industri 1966-84. Det vejede gennemsnit af lønningerne i medtagne sektorer er lig 100.

Kilde: ADAM, Nationalregnskab.

fældet, som det ses ved sammenligning af figur 1.2 og figur 1.3, hvor sektorernes relative lønninger er vist.

Det er ikke muligt ud fra figur 1.2 og 1.3 at aflæse en entydig sammenhæng mellem lønninger og beskæftigelse.

Formålet med den efterfølgende analyse er at afdække, hvilke faktorer der påvirker lønninger og beskæftigelse i de enkelte sektorer. Som forklarende variable anvendes faktor- og færdigvarepriser, størrelsen af kapitalapparatet, arbejdsløshed og kapacitetsudnyttelsesgrader. Der er hentet inspiration fra lignende empiriske analyser af dansk industri², hvor der er anvendt tilsvarende forklarende variable for hele industrien. Til forskel herfra anvendes i nærværende analyse kun sektorspecifikke variable.

I afsnit to fremlægges det teoretiske grundlag for analysen og det grundlæggende estimationsudtryk. I tredje afsnit beskrives og analyseres data, og den estimerede model udledes. Estimationerne af beskæftigelses- og lønligninger gennemgås i afsnit fire og fem, mens konklusion og forslag til fremtidige analyser findes i sjette afsnit.

2. Gennemgang af modellen

Det teoretiske grundlag for den anvendte model ligger i tråd med makromodeller for arbejdsmarkedet fra såvel Danmark³ som England⁴ og hovedformålet er at afdække forhold, som påvirker løn og beskæftigelse.

Det er valgt at opstille en teoretisk model, som umiddelbart kan operationaliseres til en estimerbar model. De forventede fortegn søges udledt på baggrund af den teoretiske model.

Arbejdernes interesser varetages af en sektorspecifik fagforening, hvis nytte (V_f^i) afhænger af reallønnen (W^i/P) og beskæftigelsen (N^i) i sektor i samt alternativet til beskæftigelse, arbejdsløshed (U^i) med den reale understøttelse (B/P).

$$V_f^i = (W^i/P, N^i, U^i) \quad (2.1)$$

Fagforeningen optimerer arbejdernes forventede nytte V_f^i idet arbejdere beskæftiget i forrige periode tillægges fuld vægt, mens øvrige arbejdere, dvs. arbejdsløse og arbejdere netop indtrådt på arbejdsmarkedet, tillægges værdien $0 \leq y \leq 1$. Beskæftigede tillægges nytten V^i og arbejdsløse nytten \bar{V}^i , hvor $V^i > \bar{V}^i$.

Virksomhedernes nytte (V_v^i) afhænger af profitten (Π^i), der findes som forskellen mellem produktprisen (Q^i)⁵ og faktoromkostningerne for råvarer M^i og arbejdskraft W^i .

$$V_v^i = V_v^i = (\Pi^i(W^i, W^i, Q^i)) \quad (2.2)$$

2. F.eks. Andersen & Risager 1988, Jørgensen m.fl. 1989.

3. Andersen & Risager 1988.

4. Nickell & Andrews 1983, Andrews & Nickell 1986.

5. Produktprisen og færdigvareprisen anvendes i det efterfølgende som synonymer.

Kapitalapparatet K^i antages at være givet på kort sigt, hvorfor profitten Π^i findes ved salgsprisen gange produktionsfunktionen g^i fratrukket faktoromkostningerne.

$$\Pi^i = g^i(K^i, N^i)Q^i - W^i N^i - M^i R^i \quad (2.3)$$

Denne ligning 2.3 kan omformuleres til ligning 2.4, hvoraf det fremgår, at det er faktorpriserne set i relation til produktprisen samt produktprisen set i forhold til nettoprisen, som er afgørende for virksomhedens realprofit.

$$\frac{\Pi^i}{P^i} = \frac{Q}{P} \left[g^i(K^i, N^i) - N^i \frac{W^i}{Q^i} - R^i \frac{M^i}{Q^i} \right] \quad (2.4)$$

Lønnen bestemmes i forhandlinger mellem fagforeningen og arbejdsgiverne i sektoren, hvorefter arbejdsgiverne fastlægger beskæftigelsen i en såkaldt »right to manage« model, jf. Nickell & Andrews (1983). Derved fremkommer Nash-løsningen i ligning 2.5.

$$\max_w H = [V_v^i(\Pi^i)]^\beta [V_f^i] \quad (2.5)$$

For $\beta = 0$ er denne model identisk med monopolmodellen, hvor fagforeningen fastsætter lønnen for given arbejds efterspørgselskurve.

Nash-problemet er i ligning 2.6 formuleret på logaritmisk form, hvilket er illustreret ved, at små bogstaver angiver logaritmen til talserien, mens store bogstaver angiver absolutte tal.

$$\max_w h = \beta [V_v^i(\pi^i)] + [V_f^i] \quad (2.6)$$

$$\Pi^i = g^i(K^i, N^i)Q^i - W^i N^i - M^i R^i \quad (2.7)$$

$$V_f^i = N_{t-1}^i (1 - \alpha) V_t^i(w_t^i) + \gamma (N_t^i - N_{t-1}^i) (1 - \alpha) V(W_t^i) + \gamma (L_t^i - N_t^i) \bar{V}(B_t^i) \quad (2.8)$$

$$0 \leq \alpha \leq 1 \quad N_t^i \geq N_{t-1}^i (1 - \alpha)$$

$$N_t^i = L_t^i (1 - u_t^i) \quad 0 \leq u_t^i \leq 1 \quad (2.9)$$

α angiver andelen af beskæftigede (N), som afgår fra arbejdsstyrken (L), f.eks. bliver pensioneret.

Første ordens betingelsen af ligning 2.5 mht. lønnen er

$$\frac{\delta H}{\delta W} = \beta V_v^{\beta-1} \Pi_w V_f + V_f^1 [V_v(\pi)] \quad (2.10)$$

Efter en række simple beregninger findes endvidere følgende resultater.

$$\frac{\delta V_f^i}{\delta u^i} = \leq 0 \quad \frac{\delta V_f^i}{\delta N_{t-1}^i} = \geq 0 \quad (2.11)$$

$$\frac{\delta \Pi^i}{\delta M^i} \frac{\delta \Pi^i}{\delta W^i} < 0 \quad \frac{\delta \Pi^i}{\delta K^i} \frac{\delta \Pi^i}{\delta N^i} \frac{\delta \Pi^i}{\delta Q^i} > 0 \quad (2.12)$$

$$\frac{\delta V_f^i}{\delta (W^i/P)} = > 0 \quad (2.13)$$

En reduceret form af denne model kan operationaliseres som vist nedenfor. En række nøglevariable, f.eks. løn, overføres direkte.

Beskæftigelsen (N_t) bestemmes af sektorens virksomheder, hvorfor der her indgår følgende variable i estimationen: produktlønnen W^i/Q^i (-), råvarepriserne i forhold til produktprisen M^i/Q^i (-), kapitalapparatets størrelse K^i (+/-), kapacitetsudnyttelsen CP (+). Det forventede fortegn på koefficienten er angivet i parentes.

Beskæftigelsen omfatter såvel arbejdere som funktionærer. Derved undgås problemerne ved ændringer i ansættelsesstatus alene som følge af ændring i ansættelsesmåde og uden ændringer i arbejdsfunktionen. Derimod tager denne indgangsvinkel ikke højde for ændringer i forholdet mellem antallet af arbejdere og funktionærer ved givne arbejdsfunktioner.

$$n_t^i = \alpha_0 + \alpha_1(m_t^i - q_t^i) + \alpha_2(w_t - q_t) + \alpha_3 k_t^i + \alpha_4 cp_t^i \quad (2.14)$$

Som vist i ligning 2.4 vil faktorprisstigninger relativt til produktprisen alt andet lige forringe profittabiliteten af produktionen og derved formindske arbejdskraftefterspørgslen. Ved en uændret teknik vil en forøgelse af kapitalapparatet forøge beskæftigelsen, men realkapital kan tillige være et substitut for arbejdskraft, hvorfor fortegnet er usikkert. Man må tillige være opmærksom på, at kapitalinvesteringerne over en årsrække gennemgår en teknologisk udvikling, som ikke nødvendigvis afspejles i priserne på kapitalgoder. Derved er det muligt, at faktorpriser kan stige, uden at det påvirker rentabilitet og beskæftigelse. Kapacitetsvariablen angiver udnyttelsen af kapitalappara-

tet⁶ og skal indfange effekten af, at uudnyttet kapacitet til en vis grad kan substituere arbejdskraft, mens kapacitetsproblemer kan afhjælpes gennem øget ansættelse af arbejdere.

Faktorer, som indgår i bestemmelsen af beskæftigelsen, må tillige forventes at indgå som en del af de eksogene variable i bestemmelsen af lønnen, da lønnen fastsættes ved forhandlinger mellem arbejdsgiverne og fagforeningen.

I løn estimationen anvendes reallønnen og ikke den nominelle løn i sektoren som venstreside-variable. Denne restriktion testes. Restriktionen indebærer, at fagforeningen antages at have rationelle forventninger om prisudviklingen, eller at der sker en automatisk indeksering af lønninger. Frem til 1982 indgik den automatiske dyrtidsregulering således i hovedorganisationernes overenskomster.

Følgende variable med det forventede fortegn i parentes indgår i løn estimationen: råvarepriserne i forhold til nettopriserne M^i/P (-), produktprisen i forhold til nettopriserne Q^i/P (+), størrelsen af kapitalapparatet K^i (+/-), kapacitetsudnyttelsen CP_i (+), forrige års beskæftigelse N_{t-1}^i (+/-) og arbejdsløsheden i sektoren U^i (-). I beskæftigelsesligningen indgår W/Q respektive M/Q , hvilket her er splittet op i $W/Q = W/P \cdot Q/P$, $M/Q = M/P \cdot Q/P$. Produktprisen i forhold til nettopriserne kan også fortolkes som delingen af faktorudbyttet, hvor en forøgelse af Q/P vil forøge restindkomsterne for givne råvarepriser og kapitalomkostninger, hvorfor en forøgelse af Q/P skulle give mulighed for fagforeningen for at forøge arbejdernes aflønning. Modsat vil stigende reale råvarepriser reducere virksomhedernes profitabilitet og derved deres villighed til at forøge reallønnen. For kapitalapparatet og kapacitetsudnyttelsen gælder samme argumentation som anført under beskæftigelsen. En stigende beskæftigelse i forrige periode må antages at forøge fagforeningens muligheder for at forhandle sig frem til højere lønninger, men omvendt kan en stigende løn, jf. insider-outsider teorien, også være et resultat af, at en gruppe af arbejdere, som er sikre på beskæftigelse, presser lønnen i vejret og derved forringer beskæftigelsesmulighederne for andre arbejdere. Dette kan vende fortegnet på den laggede beskæftigelse.

Det kan diskuteres, om det er rimeligt at medtage arbejdsløsheden U_t^i , da arbejdsløsheden findes som forskellen mellem arbejdsstyrken og beskæftigelsen, hvorfor den må betegnes som endogen variabel. I den efterfølgende ligning er det på trods heraf valgt at medtage den aktuelle arbejdsløshedsprocent i estimationen som proxy for fagforeningens styrke.

$$w_t^i - p_t = \beta_0 + \beta_1 (m_t^i - p_t) + \beta_2 (q_t^i - p_t) + \beta_3 k_t^i + \beta_4 n_{t-1}^i + \beta_5 u_t^i + \beta_6 cp_t^i \quad (2.15)$$

6. Se Andersen & Overgård 1988.

Den egentlige estimation og udvælgelse af periodelængde og variable har dog i høj grad beroet på mulighederne for at fremskaffe data, jf. følgende afsnit.

3. Datamaterialet og den estimerede model

Hovedparten af data er hentet fra ADAMs databank⁷, der er udarbejdet på grundlag af talmateriale fra Danmarks Statistik. Løntallene er beregnet på nationalregnskabs tal for sektorenes udgifter til løn incl. indirekte omkostninger som uddannelsesbidrag, elevrefusion m.m. Derfor indgår indirekte arbejdsgiverafgifter ikke som en variabel i estimationerne. Beregningerne af de »nye« nationalregnskabstal går tilbage til 1966, hvorfor det ikke har været muligt at føre lønserierne længere tilbage. Sammenlignes stigningerne i lønningerne i denne statistik og i Dansk Arbejdsgiverforenings statistik på brancheniveau, finder man, at der er en rimelig overensstemmelse.

Serierne for sektorenes kapitalapparat er hentet fra Lars Otto (1987), der bygger på det endelige nationalregnskab, hvorfor der kun foreligger tal frem til 1984. Estimationsperioden er derfor på forhånd fastsat til 1966-84.

En af de meget svært operationaliserbare variable er arbejdsløsheden i en sektor eller mere korrekt, hvor mange arbejdsløse der søger arbejde i en given sektor og derved kunne tænkes at udøve et nedadgående lønpres. Som proxy er valgt arbejdsløsheden i en given A-kasse, som har mange medlemmer i arbejde i den pågældende branche.

Integrationsorden

De forskellige talserier er blevet undersøgt for integrationsorden i henhold til Engle & Granger (1987). Samtlige serier er blevet testet vha. et Dickey-Fuller test og et udvidet Dickey-Fuller test med et lag. Testene er blevet udført med og uden såvel trend, konstant og begge dele.

Det vil føre for vidt at gengive resultaterne, men kun kapacitetsvariablen kan med rimelighed antages at være en $I(0)$ variabel. De øvrige serier er integrerede af mindst første orden.

En undersøgelse for integration af 2. orden viser tillige, at lønserierne typisk er af 2. orden, mens prisserierne for produktionsværdien og serierne for kapitalapparatet overvejende er integreret af 2. orden. Dette stemmer bl.a. med engelske og finske serier⁸. Priserne for råvarer og beskæftigelse er derimod oftest af $I(1)$ typen.

Konklusionen er, at tidsserierne ikke er integreret af samme orden, hvorfor der må forventes estimationsproblemer. En estimation på første differenser må anses for at være den bedst mulige. Denne metode er med begrænset succes anvendt i Bjørn (1989), mens der her anvendes en fejlkorrektionsmodel som skitseret nedenfor.

7. Se ADAM maj 1987 en oversigt.

8. Jf. Hall 1986 og Tyrvainen 1989.

Fejlkorrktionsmodel

Antages den korrekte formulering at være en dynamisk model af typen

$$\log Y_t = \alpha \log Y_{t-1} + \gamma + \beta_0 \log X_t + \beta_1 \log X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

hvor Y_t er den endogene variabel, X_t er en vektor af eksogene variable, og ε_t er fejllid, kan denne omformuleres til fejlkorrktionsformen

$$\begin{aligned} \Delta_1 \log Y_t = \\ \gamma + \beta_0 \Delta_1 \log X_t + (\alpha - 1) \left[\log Y_{t-1} + \frac{\beta_0 + \beta_1}{\alpha - 1} \log X_{t-1} \right] + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.2)$$

Denne estimationsmodel anvender således variablene i niveau og i differencer. Koefficienterne til niveauvariablene udtrykker langsigtseffekterne, mens koefficienterne til differencerne er kortsigtseffekter.

De estimerede udtryk bliver således:

$$\begin{aligned} \Delta_1 n_t^i = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta_1 (m_t^i - q_t^i) + \alpha_2 (m_t^i - q_{t-1}^i) + \\ \alpha_3 \Delta_1 (w_{t-1}^i - q_t^i) \\ + \alpha_4 (w_t^i - q_{t-1}^i) + \alpha_5 \Delta_1 k_t^i + \\ \alpha_6 k_{t-1}^i + \alpha_7 \Delta_1 c p_t^i + \alpha_8 c p_{t-1}^i + \alpha_9 n_{t-1}^i \end{aligned} \quad (3.3)$$

$$\begin{aligned} \Delta_1 (w_t^i - p_t) = \beta_0 + \beta_1 \Delta_1 (m_t^i - p_t) + \beta_2 (m_{t-1}^i - p_{t-1}) + \\ \beta_3 \Delta_1 (q_t^i - p_t) + \beta_4 (q_{t-1}^i - p_{t-1}) + \beta_5 \Delta_1 k_t^i + \\ \beta_6 k_{t-1}^i + \beta_7 \Delta_1 n_{t-1}^i + \beta_8 n_{t-2}^i + \beta_9 \Delta_1 u_t^i + \beta_{10} u_{t-1}^i + \\ \beta_{11} \Delta_1 c p_t^i + \beta_{12} c p_{t-1}^i + \beta_{13} (w_{t-1}^i - p_{t-1}) \end{aligned} \quad (3.4)$$

4. Estimation af relationerne*Estimation*

Estimationsproceduren er at starte fra det generelle og reducere til det specifikke. Under estimationen er der ikke blot lagt vægt på standardafvigelsens størrelse, men tillige autokorrelationens størrelse. Denne testes vha. en hjælperegression med fejllid på

venstresiden og medtagne variable plus residualerne lagget en og to gange på højresiden.

Resultaterne af estimationerne med de signifikante variable er vist i tabel 4.1 og tabel 4.2. Koefficienterne er rimeligt konstante i forhold til udgangsestimationen, hvilket angiver, at der ikke er tale om tilfældige forhold. Estimationsperioden er kort, hvorfor det kan være svært at afdække den datagenererende proces og dermed at reducere udgangsligningen korrekt. Det er derfor sandsynligt, at der ville have været flere signifikante variable, hvis estimationsperioden havde været længere.

Estimation af fejlkorrektionsmodel for beskæftigelsen

Generelt må det bemærkes, at fortegnet i tabel 4.1 på den laggede endogene variabel med en enkelt undtagelse er signifikant negativt, hvorved det bekræftes, at tilpasningen til en ny ligevægt sker med forsinkelse. Error-correction-formuleringen må derfor anses for rimelig.

Derimod er det kun relativt få og forskellige variable, som er signifikante. Selvom en del af skylden kan tillægges den korte estimationsperiode, kunne det tyde på, at den korrekte model for den datagenererende proces ikke er ens for brancherne.

Ligningen for beskæftigelsen i nydelsesmiddelindustrien viser de forventede fortegn, bortset fra at produktlønnen på kort sigt har en positiv sammenhæng med beskæftigelsen. I ligevægt er der den forventede negative effekt. Ligeledes er langsigteffekten af en forøgelse af kapitalapparatet negativ, hvorfor der er tale om arbejdersubstituerende kapitalapparatændringer. I fødevarerindustrien er kapitalapparatændringerne derimod beskæftigelsespositive. Kapacitetsvariablen er signifikant positiv på kort sigt, og produktlønnen indvirker negativt på såvel kort som lang sigt.

Beskæftigelsesligningen for metalindustrien har kun få signifikante variable, og disse har det forventede fortegn, hvor kapitalapparatændringerne er arbejdsbesparende. Faktorpriserne har det forkerte fortegn, hvilket kan skyldes sammenspil mellem konjunkturerne, den stærkt stigende inflation i midten af 70'erne og beskæftigelsen. Beskæftigelsen i transportmiddelindustrien er i perioden kraftigt påvirket af skibsværftskrisen fra midten af 70'erne til efter estimationsperiodens slutning. Fortegnene er ikke de forventede, og resultatet er næppe en dækkende beskrivelse. Til forklaring heraf kan det for det første nævnes, at mulighederne for arbejderne i branchen for at skifte til metalindustrien antagelig er gode, hvorfor løn og beskæftigelse i transportmiddelindustrien også påvirkes af lønnen i metalindustrien. Desuden blev der i den ovennævnte periode iværksat støtteordninger for værfterne, hvorfor den frie prismekanisme kan have været sat ud af kraft.

Lønnen har ingen signifikant effekt på beskæftigelsen i den kemiske industri, hvorimod råvarepriserne, dvs. råvarepriserne set i forhold til færdigvareprisen, jf. ligning 3.4,

Tabel 4.1 Estimationsresultater for beskæftigelsen 1967-84.

Sektor(*)	NN	NF	NM	NT	NK	NE	NB
konstant	2.44	1.96	0.034	4.55	2.91	-0.32	0.035
st.af	1.17	1.10	0.011	1.73	0.72	0.12	0.013
beskæft.(lag)	-0.23	-0.39			-0.74	-0.51	
st.af	0.11	0.12			0.20	0.05	
Δ løn		-0.14					
st.af		0.08					
løn(lag)		-0.34		0.33		0.055	
st.af		0.08		0.14		0.016	
Δ råvarepris							
st.af							
råvarepris(lag)		-1.68			-0.68		
st.af		0.35			0.19		
Δ kapacitet		0.18	0.61				0.64 ^(b)
st.af		0.06	0.15				0.11
kapacitet(lag)	0.26			-0.34			0.64 ^(b)
st.af	0.14			0.13			0.11
Δ kapitalapp.	0.41		-0.85				-0.43
st.af	0.19		0.28				0.23
kapitalapp.(lag)	-0.21	0.47		-0.70	0.12	0.18	
st.af	0.11	0.12		0.26	0.04	0.05	
R^2	0.50	0.85	0.76	0.36	0.62	0.56	0.73
R^2 -residualer	0.16	0.19	0.37	0.38	0.06	0.22	0.11

Anm.: St.af angiver standardafvigelsen på koefficienterne.

Noter:(*) Sektorforklaring, se tabel 1.2^(b). Koefficientrestriktion, testet.

har en negativ effekt. Beskæftigelsen følger derimod størrelsen af kapitalapparatet. Kapitalapparatets størrelse har ligeledes en positiv betydning for beskæftigelsen i el, gas & fjernvarmesektoren. Her har produktlønnen den forventede negative effekt.

I byggeleverandørbranchen har produktråvarepriserne en positiv effekt, og kapacitetsvariablen er signifikant positiv.

De estimerede beskæftigelsessammenhænge kan således forklares, men ikke uden en vis fleksibilitet i fortolkningerne.

Estimation af fejlkorrektionsmodellen for realløn

Fejlkorrektionsmodellens forventede fortegn til den laggede endogene variabel er et minus, hvilket er opfyldt i samtlige ligninger, som det fremgår af estimationsresultaterne i tabel 4.2.

Nydelsesmiddelindustrien har kun få signifikante variable. Det er bemærkelsesværdigt, at arbejdernes realløn er steget både absolut og relativt, jf. figur 1.2, samtidig med at beskæftigelsen har været aftagende, som det fremgår af figur 1.1. En forklaring er, at

Tabel 4.2 Estimationsresultater for realløn 1967-84.

Sektor(*)	NN	NF	NM	NT	NK	NE	NB
Konstant	0.22	-1.26	-7.03	0.85	-1.43	-2.01	-1.50
St.af	0.04	0.54	1.44	0.76	0.88	0.70	0.27
Realløn(lag)			-0.28	-0.11	-0.12	-0.33	-0.18
St.af			0.06	0.03	0.03	0.11	0.02
Δbeskæft.(lag)			1.06	0.82	0.86		0.23
St.af			0.24	0.09	0.23		0.06
Beskæft.			0.73	0.29	0.46	1.18	0.20
St.af			0.27	0.08	0.24	0.39	0.03
Δråvarepris		-1.26	0.51	-0.20			0.22
St.af		0.52	0.15	0.08			0.04
Råvarepris(lag)							0.27
St.af							0.05
Δarbejdsløshed	-0.031 ^(b)	-0.033 ^(b)	-0.036			-0.016	-0.092
St.af	0.006	0.005	0.013			0.007	0.007
Arbejdsløshed(lag)	-0.031 ^(b)	-0.33 ^(b)				0.023	
St.af	0.006	0.005				0.008	
produktpriser		1.71	-0.68	0.29			
St.af		0.62	0.29	0.13			
Produktpriser(lag)		0.29	0.90	-0.34			
St.af		0.12	0.20	0.17			
Δkapacitet				-0.10		0.11	
St.af				0.04		0.06	
Kapacitet(lag)			-0.54	-0.24			
St.af			0.18	0.05			
Δkapitalapp.							-0.21
St.af							0.06
Kapitalapp.(lag)							
St.af							
R ²	0.65	0.80	0.92	0.96	0.72	0.74	0.98
R ² -rest	0.07	0.08	0.51	0.50	0.11	0.17	0.37

Anm.: St.af angiver standardafvigelsen på koefficienterne.

Noter: Se tabel 4.1

sektoren består af to væsentlige grene: tobaksindustrien og bryggerierne, som hver især er domineret af en virksomhed med stigende markedsandel og med monopollignende indflydelse på markedet. Konkurrencen fra udlandet på disse markeder er således også begrænset.

Fortegnene i ligningen for fødevarerindustrien er næsten som forventet. De signifikante variable for produkt- og råvarepriserne samt arbejdsløshed er således alle i tråd med teorien, og prisvariablene genfindes tillige i beskæftigelsesestimationen, jf. tabel 4.1, mens arbejdsløsheden i reallønsligningen har afløst kapital- og kapacitetsvariablen.

Reallønstigningen for metalindustrien har signifikante variable i såvel klassen af forventede som klassen af uventede fortegn, og overensstemmelsen med beskæftigelsesligningen er rimelig god. I transportmiddelindustrien er der en nogenlunde overensstemmelse med beskæftigelsesligningen, og i betragtning af de tidligere nævnte forhold i sektoren er estimationsresultaterne ikke uventede.

Hverken produktprisen eller produktlønnen indvirker signifikant på beskæftigelsen respektiv reallønnen i den kemiske industri. Her er andre forhold gældende, f.eks. kapitalapparatstørrelsen. Det kan dog ikke siges entydigt, hvilke andre faktorer, f.eks. forskning & udvikling, der indvirker på dette delarbejdsmarked.

I el-, gas- & varmesektoren har de signifikante variable de forventede fortegn, mens overensstemmelsen med beskæftigelsesligningen er varierende. Denne sektor er selv sagt præget af offentlige, kvasioffentlige og koncessionerede selskaber, som antagelig er lønfølgende. El-, gas- & varmesektoren er desuden klart beskyttet fra al væsentlig direkte konkurrence fra udlandet.

Byggeleverandørerne har tilsyneladende et sammenfald af stigende produktråvarepriser, beskæftigelse og realløn. Dette er kendetegnende for en flaskehalsituation, hvor kapaciteten er fuldt udnyttet. Der er desuden en rimelig sammenhæng mellem de to estimerede ligninger.

Korrelationskoefficienten afhænger i høj grad af antallet af signifikante variable, men alligevel er koefficienten for nydelsesmiddel- og transportindustriens beskæftigelsesligninger påfaldende lavere.

Ved brug af *LM*-test er den kritiske værdi ved 5% 5.991, hvorved den kritiske R^2 -værdi for hjælperegressionen er 0.40. H_0 -hypotesen om ingen auto-korrelation må derfor forkastes i 3 reallønsligninger. De endelige specifikationer er således ikke tilfredsstillende.

Koefficientrestriktionerne på reallønnen og produktlønnen er testet, og kun bindingen i forbindelse med reallønsligningen for metalindustrien kan forkastes, mens de øvrige restriktioner alle er langt fra at blive forkastet. Dette må siges at være meget tilfredsstillende.

5. Yderligere disaggregering af sektorerne

Et af problemerne ved den foregående estimation var afgrænsningerne i beskæftigelsen, hvor hele sektorens beskæftigede og den gennemsnitlige løn blev inddraget. Dette var begrundet i at overgangen fra arbejder til funktionær ikke nødvendigvis indebærer ændrede arbejdsopgaver. I dette afsnit vælges den modsatte synsvinkel, idet vægten netop lægges på forskellene mellem løndannelsen for funktionærer og for arbejdere, hvor sektorenes beskæftigede opdeles for at få så homogene grupper som muligt.

Der er derfor estimeret separate ligninger for arbejdere og funktionærer i 3 sektorer:

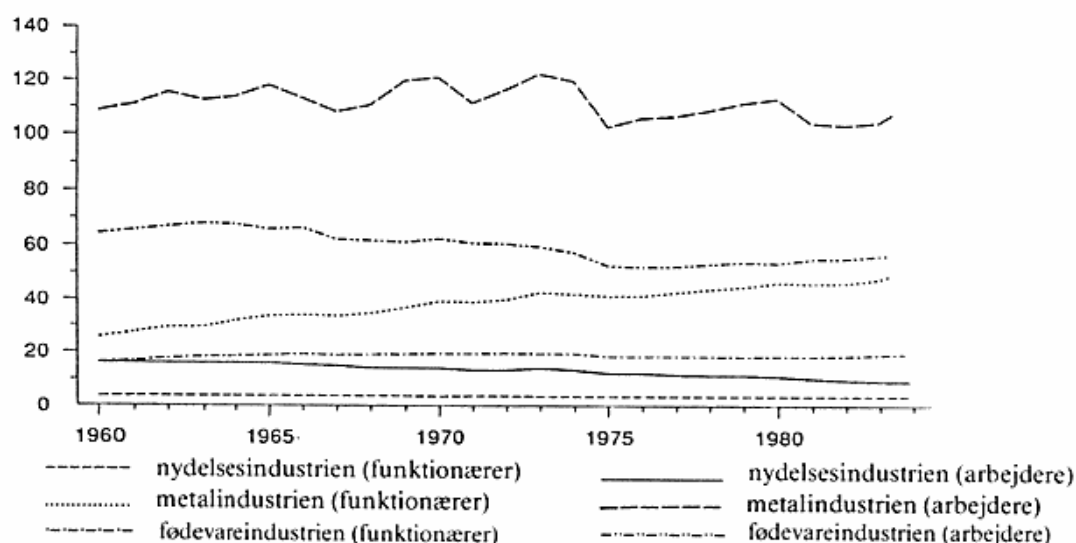


Fig. 5.1 Beskæftigelsesudviklingen for arbejdere og funktionærer i 3 sektorer.

Kilde: ADAM

nydelsesmiddel-, nærings- og metalindustrien, hvor beskæftigelsesoplysningerne er hentet fra ADAM-databanken, mens lønningerne er beregnet på baggrund af industristatistikken. Udviklingen i såvel løn som beskæftigelse er illustreret i figur 5.1 og figur 5.2.

Det fremgår af figuren, at funktionærernes beskæftigelse er konstant eller stigende, mens arbejdernes er svingende og/eller faldende. Funktionærandelene er markant stigende i nydelsesmiddel- og metalindustrien. Dette skyldes i første tilfælde en aftagende beskæftigelse for arbejdere og i andet tilfælde stigende beskæftigelse for funktionærer.

Lønmæssigt er gennemsnittet for funktionærerne aftagende gennem perioden, hvilket fremgår af figur 5.3, hvor lønudviklingen for funktionærer og arbejdere under Dansk Arbejdsgiverforening (DA) er vist. Beregninger på disse tal viser, at funktionærerne ikke formåede at følge arbejdernes reallønsstigninger i perioden 1973-75, men at den gennemsnitlige lønudvikling i de 3 sektorer er betydeligt under stigningen i DA, hvorfor det må antages, at der er ansat flere »lavtlønnede« funktionærer.

Der synes dog at være en klarere negativ sammenhæng mellem beskæftigelse og løn end på sektorniveau, jf. afsnit 2.

Beskæftigelses- og realløns ligningerne 3.3 og 3.4 er herefter reestimeret for alle 6 grupper. Råvare- og færdigvarepriser, kapitalapparat og kapacitet er uændret i forhold til afsnit 4, mens arbejdsløshedsserierne er ændret⁹.

9. For arbejderne er anvendt arbejdsløshedsprocenter for følgende A-kasser: nydelsesmiddelindustri: 1/2 (bryggeriarb + tobaksarbejdere), fødevarerindustri: slagtere og endelig metalindustrien: metalarbejdere. For funktionærer er anvendt A-kassen for arbejdsledere.

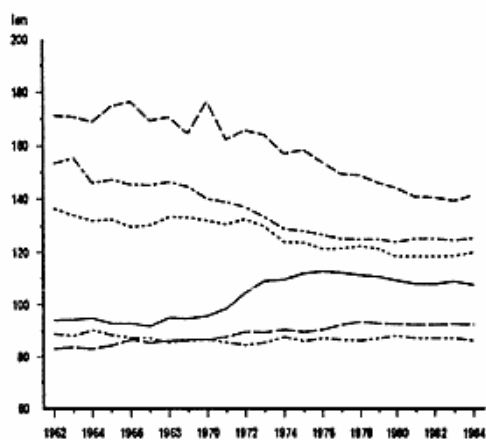


Fig. 5.2 Relative lønninger for arbejdere og funktionærer i 3 sektorer 1960-1984.

Anm.: De enkelte gruppers løn er set i forhold til gruppens gennemsnit. Signaturer se fig. 5.1.

Kilde: ADAM.

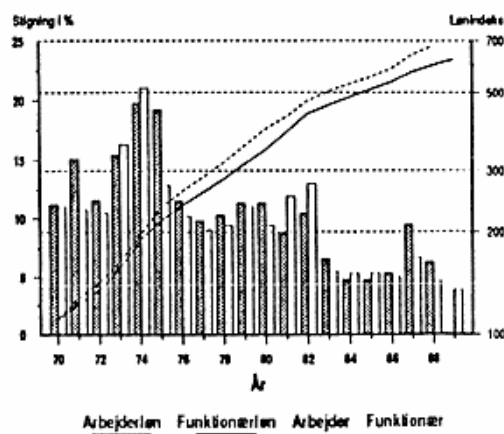


Fig. 5.3 Arbejder- og funktionærløn i 1970-89.

Kilde: Dansk Arbejdsgiverforening

For at eliminere eventuelle endogenitetsproblemer i forbindelse med anvendelsen af arbejdsløshedsvariablen, er der i estimationen brugt den forrige periodes arbejdsløshed. Bortset fra dette er metoden den samme som i afsnit 4.

Fejlkorrigeringsleddet er signifikant og med korrekt fortegn i 5 ligninger, men ellers er det koefficienterne til kapitalapparatet, som er de mest signifikante. Disse har typisk negativt fortegn, hvorfor kapitalapparatanskaffelser må anses for arbejdskraftbesparende. Kapacitetsvariablen har kun ringe betydning. Produktlønnen og produktråvareprisen har i alle tilfælde det forventede fortegn, men ingen af variablene er signifikante i mere end 3 ud af 6 grupper.

Korrelationskoefficienten svinger mellem 0.24 og 0.81, men til gengæld viser testet for autokorrelation kun problemer for metalarbejdere. Ligningerne for arbejdere har lighedspunkter med ligningerne for hele sektoren i tabel 4.1, da arbejderne udgør den største gruppe.

Reallønsligningerne viser flere signifikante variable, omend det ikke er de samme variable, som er signifikante i beskæftigelsesligningen. 5 ud af 6 fejlkorrigeringsled er signifikante, mens kapitalapparatstørrelsen og kapacitetsudnyttelsen ikke synes at spille nogen rolle for reallønnen, hvilket er på linie med resultaterne i forrige afsnit. Derimod er råvarepriserne og produktpriserne signifikante i hovedparten af ligningerne og med en enkelt undtagelse med de rigtige fortegn. Arbejdsløsheden er signifikant for nærings- og nydelsesmiddelarbejdere, men ikke for nogen af funktionærerne. De signifikante koefficienter til beskæftigelsesvariablene antyder insider-lønfastsættelse

Tabel 5.1 Fejlkorrigeionsestimatiøn af beskæftigelse for funktionærer og arbejdere i nærings-, nydelsesmiddel- og metalindustrien 1963-84.

Sektor	Nydelsesmiddelindustri		Næringsmiddelindustri		Metalindustri	
	arbejder	funktionær	arbejder	funktionær	arbejder	funktionær
konstant	1.81	1.05	2.43	1.62	2.64	0.40
St.af.	0.88	0.45	0.80	0.30	0.86	0.12
beskæftigelse						
(lag)	-0.33	-0.38	-0.46	-0.48	-0.34	
St.af.	0.12	0.15	0.16	0.10	0.14	
Δløøn			-0.18			-0.27
St.af			0.085			0.14
løøn(lag)			-0.14	-0.076		-0.083
St.af			0.045	0.016		0.028
Δråvarepris	-0.28					
St.af.	0.15					
råvarepris(lag)	-0.52			-0.62		
St.af.	0.20			0.19		
Δkapacitet					0.65	
St.af					0.16	
kapacitet(lag)						
St.af.						
Δkapitalapp.	0.37		-1.32	-0.72	-0.92	-0.59
St.af	0.21		0.40	0.17	0.26	0.23
kapitalapp.(lag)	-0.16	-0.071			-0.10	
St.af	0.081	0.035			0.03	
R^2	0.55	0.24	0.57	0.73	0.81	0.43
R^2 -hjælpe reg.	0.07	0.22	0.26	0.16	0.54	0.19

Anm.: St.af. angiver standardafvigelsen på koefficienterne.

hos de samme grupper, mens metalarbejderne har et positivt fortegn, der må forventes for en nyttefunktion med både beskæftigelse og realløn som argumenter. Ligninger for funktionærer i metalindustrien er den svageste og med tegn på autokorrelation, men ellers er korrelationen rimelig, og der synes kun at være autokorrelation for arbejdere i næringsindustrien.

I forhold til estimatiønen på hele sektorer i forrige afsnit er der flere signifikante variable, og fortegnene er bedre i overensstemmelse med den teoretiske grundmodel. Det fremgår også, at de afdækkede sammenhænge ikke er ens for arbejdere og funktionærer, hvorfor adskillelsen af de to grupper har givet nyet informationer. Det er dog klart, at det stadig er et problem, at funktionærgruppen ændrer karakter gennem perioden. Korrelationskoefficienterne for funktionærer er lavere for alle reallønslikninger og 2 af beskæftigelseslikningerne.

Tabel 5.2 Fejlkorrektionsestimation af reallønstigningen for arbejdere og funktionærer i nærings-, nydelsesmiddel- og metalindustrien.

Sektor	Nydelsesmiddelindustri		Næringsmiddelindustri		Metalindustri	
	arbejder	funktionær	arbejder	funktionær	arbejder	funktionær
konstant	0.54	-2.27	0.17	-3.82	-3.02	-0.56
st.af.	0.21	1.04	1.27	1.62	0.86	0.37
realløn(lag)	-0.13	-0.34	-0.42	0.44		-0.29
st.af.	0.040	0.12	0.10	0.12		0.11
Δråvarepris	-0.41	-0.30	-1.72			
St.af.	0.10	0.17	0.37			
råvarepris(lag)	-0.58	-0.47	-1.80	-1.88	-1.02	
St.af.	0.11	0.17	0.31	0.41	0.30	
Δproduktpriser			2.34	0.23	0.63	
St.af			0.44	0.096	0.22	
produktpriser (lag)			2.47	2.51	1.11	
St.af.			0.40	0.55	0.34	
Δbeskæft.				-0.78		
St.af.				0.31		
beskæft.(lag)	-0.28	-0.69			0.55	0.38
St.af.	0.080	0.16			0.13	0.18
Δarbejdsløshed(lag)	-0.024	-0.042				
St.af.	0.012	0.009				
arbejdsløshed (2*lag)	-0.044	-0.035				
St.af.	0.011	0.010				
Δkapacitet		-0.14				
St.af		0.051				
kapacitet(lag)						
St.af.						
Δkapitalapparat						
St.af.						
kapitalapparat (lag)		0.29	0.44	0.55		
St.af.		0.14	0.17	0.21		
R ²	0.85	0.50	0.93	0.78	0.66	0.33
R ² -rest	0.31	0.39	0.50	0.24	0.06	0.41

Anm.: Se tabel 5.1.

Ingen af koefficientbindingerne kan forkastes ved et LR-test. Dette må anses for at være en kvalitetsforbedring i forhold til forrige test af koefficientrestriktionerne.

6. Konklusion

Det specielle ved denne analyse er, at den er foretaget på brancheniveau og at de medtagne variable alle er sektorspecifikke. Dette gælder tillige for kapitalapparatet, hvor der er anvendt talserier, som er beregnet på grundlag af nationalregnskabet.

Det antages ligeledes, at løndannelsen sker på sektorarbejdsmarkeder og ikke på makroniveau. Hvorvidt denne antagelse er korrekt, har analysen ikke kunnet afgøre. Det bekræftes dog, at der på sektorniveau er store forskelle på de signifikante variable mellem sektorerne. Hverken råvarepriser eller råvareprisen i forhold til færdigvareprisen synes at have en væsentlig indflydelse på reallønnen respektive beskæftigelsen. Produktlønnen har i nogle sektorer en negativ effekt på beskæftigelsen, ligesom den reale produktpris påvirker reallønnen i enkelte sektorer.

Kapacitetsvariablens bidrag til estimationerne er begrænset, til trods for at den findes på sektorniveau. Dette kan skyldes Wharton-metodens simple beregningsformel. Kapitalapparatets størrelse har tilsyneladende større betydning for beskæftigelsen end for reallønnen.

Arbejdsløsheden indgår signifikant i halvdelen af sektorerne, og i samtlige tilfælde påvises en realløns-Phillips-kurve. Korttidseffekten af arbejdsløshed på reallønnen er tillige den mest ensartede og gennemgående eksogene variabel. Effekten på lang sigt er mere tvivlsom.

Ligningerne for fødevarerindustrien følger et langt stykke det teoretiske grundlag og de forventede fortegn, mens de øvrige ligninger på den ene eller anden måde adskiller sig herfra.

Opdeles de beskæftigede i arbejdere og funktionærer konstateres det for de 3 undersøgte sektorer, at løndannelsen for arbejdere og for funktionærer er forskellig. De estimerede resultater er mere i overensstemmelse med den teoretiske model, hvor især ligningerne for arbejdere er bedre end for den samlede gruppe. Det er råvare- og produktpriserne, som er mere signifikante i reallønsligningen, mens kapitalapparatets størrelse synes at påvirke beskæftigelsen. For arbejderne i nærings- og nydelsesmiddelindustrien er der tegn på insider-lønfastsættelse og samtidig en realløns-Phillips-kurve.

To af de sektorspecifikke faktorer, som har været nævnt undervejs, er monopolgraden i en sektor og graden af konkurrence fra udlandet. Monopolgradens betydning ligger i virksomhedens eller virksomhedernes afhængighed af f.eks. at omkostningsminimere eller profitmaksimere. Hvis virksomheden er underlagt en monopollov, som tillader overvæltning af omkostningsstigninger, er der ikke det samme incitament til at være løntilbageholdende, som hvis flere jævnbyrdige virksomheder konkurrerer.

Konkurrencen fra udlandet er et andet moment, der kan indgå i løndannelsen. Fagforeninger i beskyttede sektorer vil alt andet lige have bedre muligheder for at til-

kæmpe sig lønforhøjelser, hvis arbejdsgiverne ikke er truet af udenlandsk konkurrence. Det er iøjnefaldende, at de tre »højstlønnede« sektorer, jf. figur 1.2, er beskyttede¹⁰.

Et tredje element i løndannelsen, som det kunne have været interessant at undersøge, er, om det er muligt at forklare en del af lønudviklingen med en interaktionseffekt mellem brancherne som anført i f.eks. Gylfason & Lindbeck (1984). Dette kan være i form af misundelseeffekter, hvor lønstigning i en branche omgående medfører krav om lignende forhøjelser i andre brancher, uanset om der er produktionsmæssig dækning herfor, eller i form af afledet arbejdskraftefterspørgsel. Problemet ved dette element er dets operationalisering, idet det er vanskeligt at bedømme muligheden for og retningen af spil-over effekter.

Der findes således teoretiske forklaringer på, hvorfor en model kan anvendes med succes i én sektor og kun give begrænset information om en anden sektor. Konklusionen er derfor, at dykker man ned under den aggregerede overflade, er sammenhængene ikke ens i alle sektorer, hvorfor løsninger i makroøkonomiske problemer kan have forskellige effekter i de enkelte sektorer.

Delarbejdsmarkederne er i mange henseender vidt forskellige. Endvidere kan der hentes yderligere informationer ved at identificere homogene grupper på arbejdsmarkedet. Det kunne således være interessant at dykke videre ned i undergrupper og undersøge løndannelsen for eksempelvis ufaglærte, faglærte, lavere funktionærer og højere funktionærer.

Litteratur

- Andersen, T. & Overgård, P. 1988. Demand and Capacity constraints on Danish Employment. Memo 1988-18 Økonomisk Institut, Århus Universitet.
- Andersen, T. & Risager, O. 1988. Wage formation in Denmark. I Calmfors, L. (red.) *Wage Formation in the Nordic Countries*. London.
- Andrews, M. & Nickell, S. 1986. A disaggregated disequilibrium model of the labour market. *Oxford Economic Papers* 1986. 386-402.
- Björn, N.H. 1988. Endogen løndannelse i en lille åben økonomi. Upubliceret opgave ved Århus Universitet.
- Björn, N.H. 1989. Beskæftigelse og lønninger i danske industrisektorer 1966-1984. Upubliceret arbejdsrapport ved Handelshøjskolen i Århus.
- Eagel, R.F. & Granger, C.W. 1987. Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, vol 55.
- 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*, vol 48.
- Jørgensen, C. m.fl. 1989. Estimation af en fejlkorrektions-model for lønudviklingen i dansk industri. Upubliceret opgave ved Århus Universitet.
- Otto, Lars. 1987. Konstruktion af erhvervsfordelte kapitaldata for Danmark. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*.
- Nickell, S.J. & Andrews, M. 1983. Unions real wages and employment in Britain 1951-79. *Oxford Economic Papers*.
- Tyrvainen, T. 1989. Unions, wages and employment in Finland. Bank of Finland Discussion Paper 17/89.

10. En sektor defineres her som beskyttet, hvis import+eksport overstiger 50% af sektorens omsætning. Inddelingen er hentet fra Björn 1988.

kæmpe sig lønforhøjelser, hvis arbejdsgiverne ikke er truet af udenlandsk konkurrence. Det er iøjnefaldende, at de tre »højstlønnede« sektorer, jf. figur 1.2, er beskyttede¹⁰.

Et tredje element i løndannelsen, som det kunne have været interessant at undersøge, er, om det er muligt at forklare en del af lønudviklingen med en interaktionseffekt mellem brancherne som anført i f.eks. Gylfason & Lindbeck (1984). Dette kan være i form af misundelseeffekter, hvor lønstigning i en branche omgående medfører krav om lignende forhøjelser i andre brancher, uanset om der er produktionsmæssig dækning herfor, eller i form af afledet arbejdskraftefterspørgsel. Problemet ved dette element er dets operationalisering, idet det er vanskeligt at bedømme muligheden for og retningen af spil-over effekter.

Der findes således teoretiske forklaringer på, hvorfor en model kan anvendes med succes i én sektor og kun give begrænset information om en anden sektor. Konklusionen er derfor, at dykker man ned under den aggregerede overflade, er sammenhængene ikke ens i alle sektorer, hvorfor løsninger i makroøkonomiske problemer kan have forskellige effekter i de enkelte sektorer.

Delarbejdsmarkederne er i mange henseender vidt forskellige. Endvidere kan der hentes yderligere informationer ved at identificere homogene grupper på arbejdsmarkedet. Det kunne således være interessant at dykke videre ned i undergrupper og undersøge løndannelsen for eksempelvis ufaglærte, faglærte, lavere funktionærer og højere funktionærer.

Litteratur

- Andersen, T. & Overgård, P. 1988. Demand and Capacity constraints on Danish Employment. Memo 1988-18 Økonomisk Institut, Århus Universitet.
- Andersen, T. & Risager, O. 1988. Wage formation in Denmark. I Calmfors, L. (red.) *Wage Formation in the Nordic Countries*. London.
- Andrews, M. & Nickell, S. 1986. A disaggregated disequilibrium model of the labour market. *Oxford Economic Papers* 1986. 386-402.
- Björn, N.H. 1988. Endogen løndannelse i en lille åben økonomi. Upubliceret opgave ved Århus Universitet.
- Björn, N.H. 1989. Beskæftigelse og lønninger i danske industrisektorer 1966-1984. Upubliceret arbejdsrapport ved Handelshøjskolen i Århus.
- Eagel, R.F. & Granger, C.W. 1987. Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, vol 55.
- 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*, vol 48.
- Jørgensen, C. m.fl. 1989. Estimation af en fejlkorrektions-model for lønudviklingen i dansk industri. Upubliceret opgave ved Århus Universitet.
- Otto, Lars. 1987. Konstruktion af erhvervsstordelte kapitaldata for Danmark. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*.
- Nickell, S.J. & Andrews, M. 1983. Unions real wages and employment in Britain 1951-79. *Oxford Economic Papers*.
- Tyrvainen, T. 1989. Unions, wages and employment in Finland. Bank of Finland Discussion Paper 17/89.

10. En sektor defineres her som beskyttet, hvis import+eksport overstiger 50% af sektorens omsætning. Inddelingen er hentet fra Björn 1988.