

Arbejdsløshedsforsikring og faglig organisering, 1911-85

Peder J. Pedersen

Nationalekonomisk Institut, Handelshøjskolen i Århus

SUMMARY: In Denmark, as in Belgium, Finland and Sweden, unionization is very high compared to other OECD countries. It is argued in the paper that this is partly due to the union-related unemployment insurance system in these countries. This argument is supported by an empirical analysis of the propensity to join a union to insure against unemployment using Danish data for the years 1911-85. The results indicate that union growth reacts to factors related to unemployment insurance. Different models apply to the inter-war and the post-war years.

1. Indledning

Arbejdsløshedsforsikringen i Danmark startede som private gensidige forsikringer tilknyttet fagforeninger. I 1903 fandt overgangen sted til det system, som i princippet findes i dag. Man skabte en institutionel mellemtung mellem et privat forsikringselskab og en statslig understøttelse ved arbejdsløshed gennem den såkaldte statsanerkendelse af de tidligere private arbejdsløhedskasser. Princippet i dette var, at kasserne på bestemte betingelser kunne opnå statstilskud til dækning af udgifterne under en lavkonjunktur. Princippet bag en statsanerkendt kasse er det modsatte af et statsligt bloktilskud, idet medlemmer og arbejdsgivere betaler faste bidrag, mens staten dækker resten af kassens udgifter.¹

De grundlæggende træk i systemet har som nævnt været uændrede i årene siden 1903. I de fleste lande er arbejdsløshedsforsikringen i tidens løb overført fra status som privat eller statsanerkendt/-støttet privat system til at udgøre en del af det generelle statslige system for social sikring ved indkomstbortfald. Det har medført, at systemet er obligatorisk for størstedelen af lønmodtagerne i de fleste OECD-lande.

Når den statslige arbejdsløshedsforsikring typisk er obligatorisk, skyldes det en frygt for »adverse selection«. I tilfælde af, at systemet var frivilligt, ville de mindst risikoudsatte

En tidligere version af papiret blev forelagt ved et symposium på Institut for Organisation og Arbejdssociologi på Handelshøjskolen i København. Jeg er taknemmelig for kommentarer fra deltagerne i symposiet samt fra Jørgen H. Gelting og Jan Beyer Schmidt-Sørensen. Et data-appendix kan rekvireres fra forfatteren.

1. En historisk gennemgang af systemets institutionelle udvikling findes i Arbejdsløshedslovgivningen (1932) og Arbejdsløshedsforsikringen (1957).

Arbejdsløshedsforsikring og faglig organisering, 1911-85

Peder J. Pedersen

Nationalekonomisk Institut, Handelshøjskolen i Århus

SUMMARY: In Denmark, as in Belgium, Finland and Sweden, unionization is very high compared to other OECD countries. It is argued in the paper that this is partly due to the union-related unemployment insurance system in these countries. This argument is supported by an empirical analysis of the propensity to join a union to insure against unemployment using Danish data for the years 1911-85. The results indicate that union growth reacts to factors related to unemployment insurance. Different models apply to the inter-war and the post-war years.

1. Indledning

Arbejdsløshedsforsikringen i Danmark startede som private gensidige forsikringer tilknyttet fagforeninger. I 1903 fandt overgangen sted til det system, som i princippet findes i dag. Man skabte en institutionel mellemtung mellem et privat forsikringselskab og en statslig understøttelse ved arbejdsløshed gennem den såkaldte statsanerkendelse af de tidligere private arbejdsløhedskasser. Princippet i dette var, at kasserne på bestemte betingelser kunne opnå statstilskud til dækning af udgifterne under en lavkonjunktur. Princippet bag en statsanerkendt kasse er det modsatte af et statsligt bloktilskud, idet medlemmer og arbejdsgivere betaler faste bidrag, mens staten dækker resten af kassens udgifter.¹

De grundlæggende træk i systemet har som nævnt været uændrede i årene siden 1903. I de fleste lande er arbejdsløshedsforsikringen i tidens løb overført fra status som privat eller statsanerkendt/-støttet privat system til at udgøre en del af det generelle statslige system for social sikring ved indkomstbortfald. Det har medført, at systemet er obligatorisk for størstedelen af lønmodtagerne i de fleste OECD-lande.

Når den statslige arbejdsløshedsforsikring typisk er obligatorisk, skyldes det en frygt for »adverse selection«. I tilfælde af, at systemet var frivilligt, ville de mindst risikoudsatte

En tidligere version af papiret blev forelagt ved et symposium på Institut for Organisation og Arbejdssociologi på Handelshøjskolen i København. Jeg er taknemmelig for kommentarer fra deltagerne i symposiet samt fra Jørgen H. Gelting og Jan Beyer Schmidt-Sørensen. Et data-appendix kan rekvireres fra forfatteren.

1. En historisk gennemgang af systemets institutionelle udvikling findes i Arbejdsløshedslovgivningen (1932) og Arbejdsløshedsforsikringen (1957).

melde sig ud. Herved ville forsikringspræmien stige for de tilbageværende, og gruppen med den næstmindste risiko ville melde sig ud etc.

Det danske system, hvor forsikringen i princippet er frivillig, findes også i Sverige. Mellemløst til det dansk-svenske system og rent statslige systemer findes i Belgien og Finland. Når disse frivillige eller quasi-frivillige systemer ikke bryder sammen p.g.a. adverse selection, hænger det utvivlsomt sammen med den institutionelle tilknytning til fagbevægelsen. Principielt behøver et fagforeningsmedlem ikke at være arbejdsløshedsforsikret, ligesom det principielt er muligt at være forsikret uden at være fagligt organiseret. I praksis er der imidlertid ikke tvivl om, at mange oplever faglig organisering og forsikring som nært sammenhængende. Der er også grund til at fremhæve, at de fire lande med frivillige eller quasi-frivillige forsikringssystemer alle har en meget høj grad af faglig organisering. I 1985 lå organisationsgraden i disse fire lande omkring 80% og var dermed højere end i noget andet OECD-land.

Problemer i forbindelse med adverse selection, jvf. diskussionen ovenfor, har selvsagt også betydning, når man ser på, hvordan forsikringen finansieres. I et principielt frivilligt system ville problemer med adverse selection skærpes yderligere, hvis medlemsbidraget var fastsat aktuarmæssigt for de enkelte arbejdsløsheds-kasser. Det er formentlig en hovedårsag til, at faste medlemsbidrag i tidens løb har domineret i forhold til aktuarmæssige elementer ved fastlæggelsen af bidragets størrelse. Det danske forsikringssystem indeholdt tidligere aktuarmæssige elementer, hvor medlemsbidraget i et vist omfang afhang af arbejdsløsheden blandt den enkelte kasses medlemmer. I 1967 gik man over til faste medlemsbidrag i forbindelse med overførselen af arbejdsformidlingen til staten. Ser man derimod på virksomhedernes bidrag, kan der argumenteres for, at et fast bidrag til forsikringen pr. medarbejder incitamentsmæssigt er underlegent i forhold til et system, der knytter virksomhedens betaling til den ledighed, den skaber gennem afskedigelser.²

I det følgende findes der i afsnit 2 en beskrivelse af udviklingen fra 1911 til 1985 i forsikringsandelen. Som følge af den nære forbindelse med den faglige organisering indeholder afsnittet også en oversigt over udviklingen i organisationsgraden. Desuden beskrives udviklingen i kompensationsgraden og i det reale medlemsbidrag, som fra en økonomisk synsvinkel kan sige noget om fordele og omkostninger ved at være fagligt organiseret.

Afsnit 3 indeholder en nærmere analyse af udviklingen. Der forsøges en vurdering af, i hvor høj grad udviklingen beror på institutionelle og strukturelle forhold afvejet over for økonomiske mål for fordele og omkostninger ved at tilslutte sig forsikringen. Endelig findes sammenfatning og konklusioner i afsnit 4.

2. Det amerikanske princip for virksomhedernes bidrag, den såkaldte experience rating, er omtalt nærmere i Pedersen (1981).

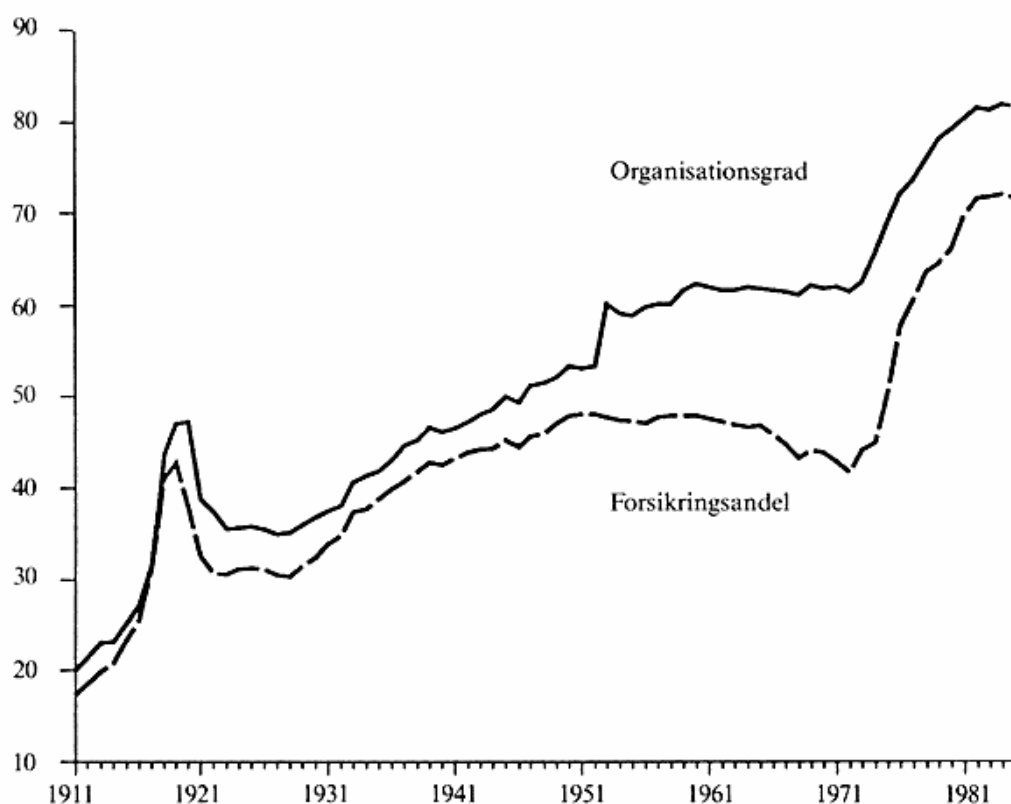


Fig. 1. Organisationsgrad og forsikringsandel, 1911-85.

2. Beskrivelse af udviklingen 1911-85

Udviklingen i den andel af lønmodtagerne, som er arbejdsløshedsforsikret er vist i fig. 1.³ Af figuren fremgår den kraftige stigning i forsikringsandelen under 1. verdenskrig afløst af et voldsomt fald umiddelbart efter krigen.

Andelen stabiliseres igennem 1920'erne på ca. 1/3. Med krisen fra slutningen af 1920'erne sætter en ny stigning ind, som varer frem til omkring 1950. Igennem 1950'erne er andelen stort set konstant, mens der fra slutningen af årtiet sætter et nyt fald ind, som varer frem til begyndelsen af 1970'erne. Konjunkturomslaget i forbindelse med den 1. oliekrise udløser en ny meget kraftig stigning i forsikringstilbøjeligheden, som varer ved frem til begyndelsen af 1980'erne, hvor der ses en udfladning af andelen. Set over hele perioden stiger forsikringsandelen fra ca. 17% til ca. 72% af lønmodtagerne.

3. Af datamæssige årsager starter figuren i 1911 og ikke i 1903. Årlige skøn over lønmodtagerarbejdsstyrken for 1911, som er sammenlignelige med tallene fra 1911-85, foreligger ikke.

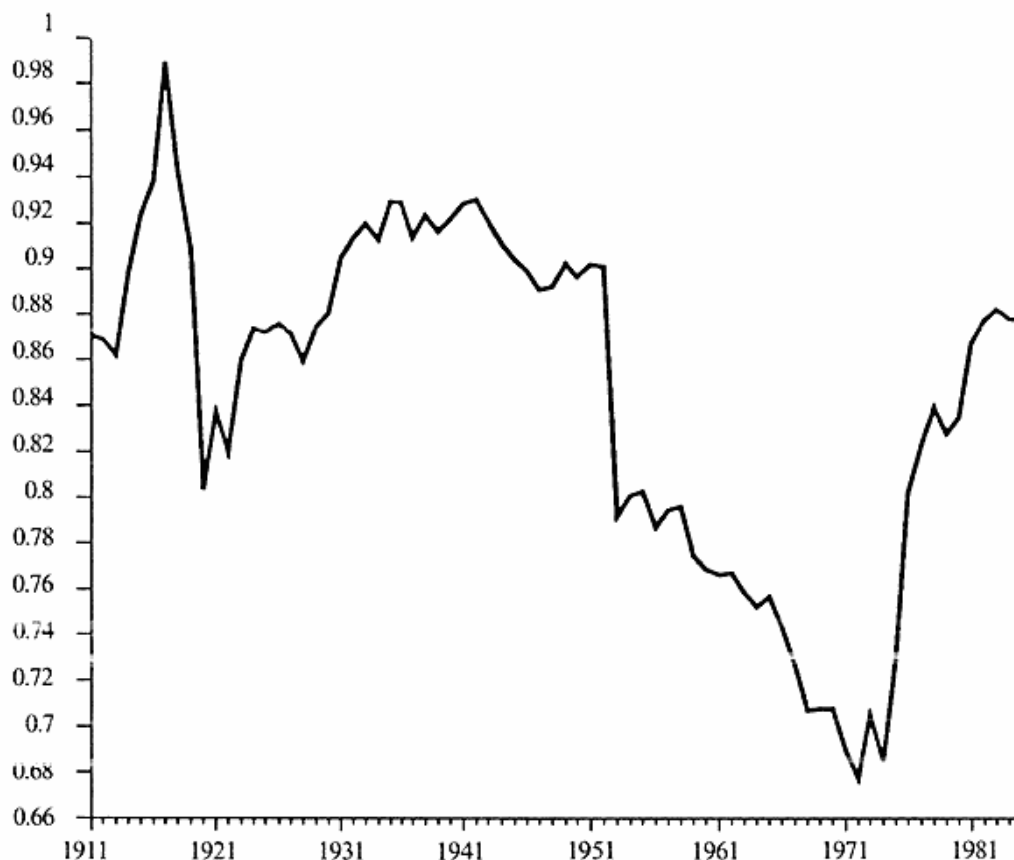


Fig. 2. Forholdet mellem forsikringsandel og organisationsgrad, 1911-85.

Der er samtidig i fig. 1 vist udviklingen i organisationsgraden. Den nære sammenhæng mellem faglig organisering og forsikring fremgår af figuren. Det bratte spring i organisationsgraden i 1953 er af datamæssig karakter og beror på, at nogle store funktionærforbund indgår i statistikken fra dette år. Det fremgår på den anden side også af fig. 1, at sammenhængen mellem forsikringsgrad og organisationsgrad er væsentlig løsere efter midten af 1950'erne.

Til nærmere belysning af denne udvikling viser fig. 2 forholdet mellem antallet af forsikrede og antallet af organiserede i årene 1911-85.

Under 1. verdenskrig er forholdet stærkt stigende, så der i 1917 er sammenfald mellem faglig organisering og forsikring. Det stærke fald i organisationsgraden umiddelbart efter 1. verdenskrig genfindes som et endnu stærkere fald i forsikringsgraden. Forholdet er derefter stigende indtil et niveau omkring 0.9 i midten af 1930'erne. Den mest iøjnefaldende udvikling derefter er det kraftige fald fra slutningen af 1950'erne til begyndelsen af 1970'erne afløst af en ny voldsom stigning efter konjunkturomslaget i 1974/75. Det



Fig. 3. Kompensationsgraden, 1911-85.

bemærkes, at forholdet falder svagt i slutningen af 1970'erne og efter 1983, hvor beskæftigelsessituationen forbedres.⁴

Blandt de forhold, som kan tænkes at påvirke organisations- og/eller forsikringstilbøjeligheden er de økonomiske fordele og omkostninger, som er forbundet med medlemskab/forsikring. Som baggrund for diskussionen i det følgende afsnit illustrerer fig. 3 udviklingen i den summariske gennemsnitlige kompensationsgrad defineret som forholdet mellem gennemsnitligt udbetalte dagpenge og gennemsnitlig løn på ugebasis.

Tendensen har, som det fremgår, været klart stigende, men med et yderst ujævnt forløb. Et ekstremt lavt niveau igennem 1920'erne efterfølges af en kraftig stigning fra begyndelsen af 1930'erne til midten af 1940'erne. Derefter er niveauet stort set konstant på ca. 40%

4. Stabiliseringen af forholdet mellem forsikrings- og organisationsgrad fra 1978 til 1980 kan desuden have sammenhæng med indførelsen af efterlønsordningen i 1979. Efterlønsordningen er forbeholdt fagligt organiserede lønmodtagere, som ved overgang til efterløn bevarer medlemskab af fagforeningen, men udtræder af fagets arbejdsløshedskasse.

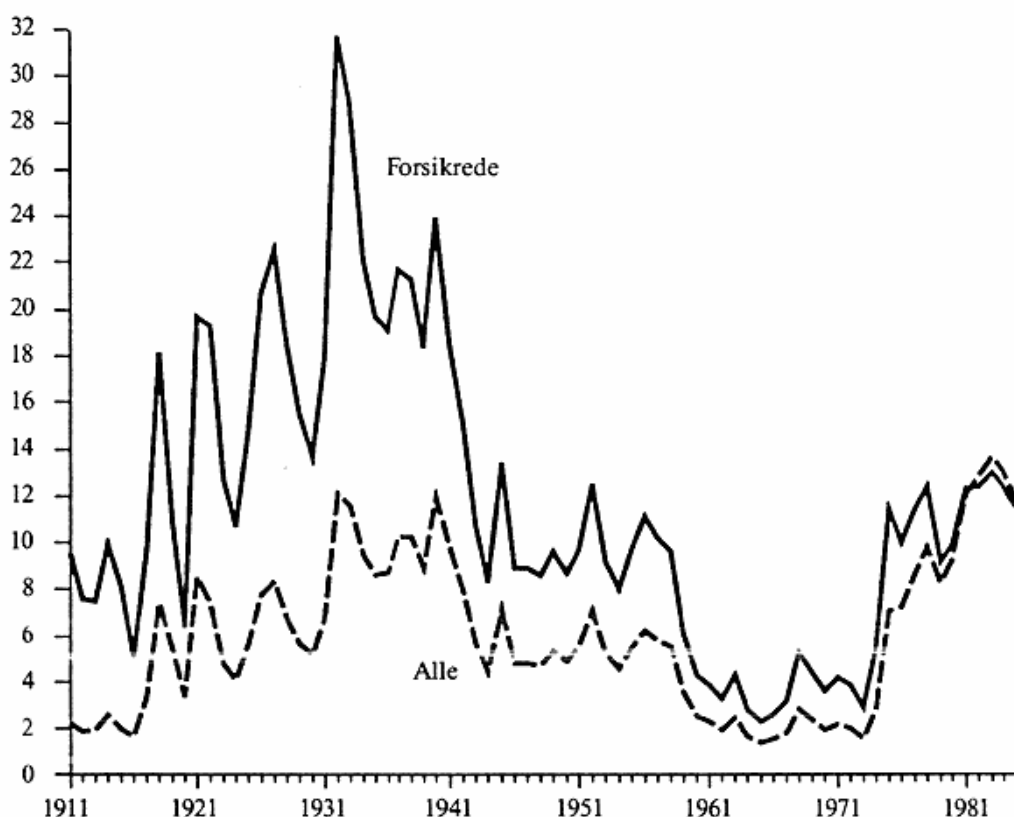


Fig. 4. Arbejdsløshedsprocent for forsikrede og skønnet arbejdsløshedsprocent for alle lønmodtagere, 1911-85.

frem til 1968, hvor der sker en kraftig stigning i forbindelse med arbejdsformidlingens overgang til staten. Kompensationsgraden er derefter stigende frem til slutningen af 1970'erne med et maksimum på ca. 78% i 1979. Siden 1979 er den gennemsnitlige kompensationsgrad faldet ca. 11 procent points til et niveau på ca. 2/3.

Arbejdsløshedsrisikoen er illustreret i fig. 4, der viser dels den officielle arbejdsløshedsprocent – forsikrede arbejdsløse i forhold til antal forsikrede – og dels en modificeret arbejdsløshedsprocent beregnet som det skønnede antal arbejdsløse incl. ikke-forsikrede i forhold til antallet af lønmodtagere.

Den væsentligste forskel mellem de to arbejdsløshedsprocenter vedrører niveauet før ca. 1960. Der findes næppe nogen ideel måde til konsistent opgørelse af arbejdsløshed over så lang en periode, som den vi betragter her. Der kan argumenteres for, at den officielle arbejdsløshedsprocent overvurderer ledigheden før 1960 og tilsvarende kan der argumenteres for, at den modificerede serie undervurderer ledigheden. Den »sande« konsistente serie ligger et sted imellem de viste, men der er næppe noget objektivt grund-

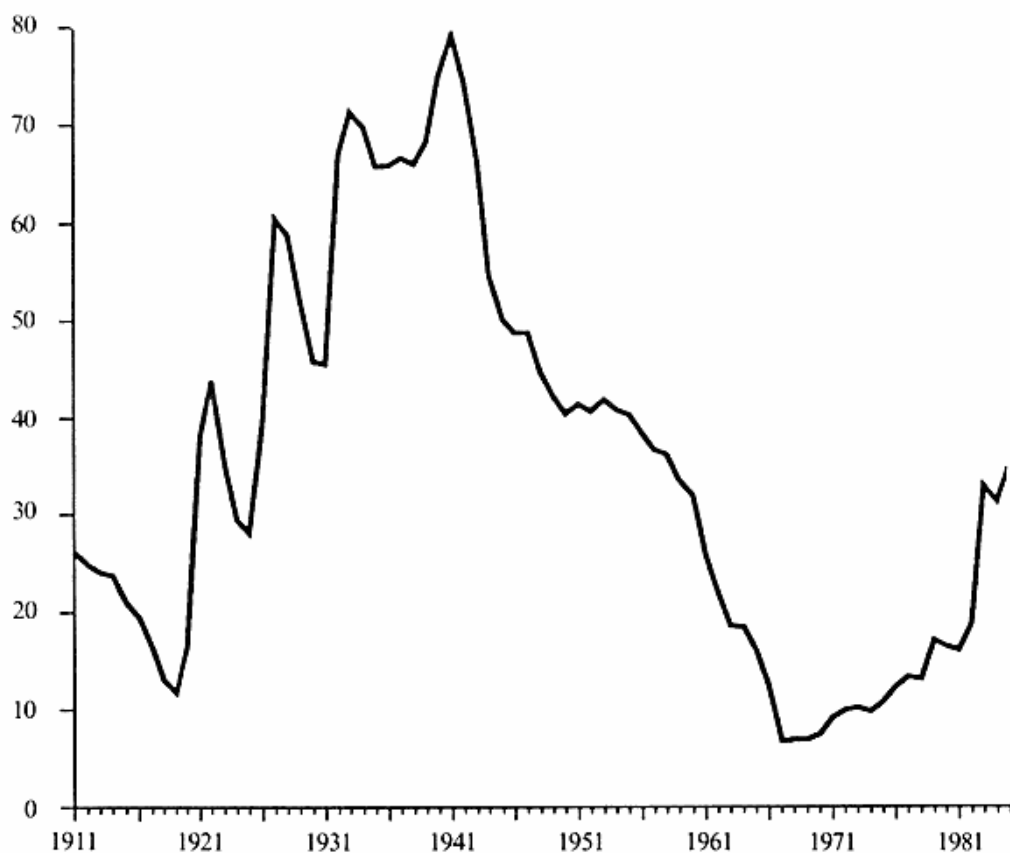


Fig. 5. Realt medlemsbidrag til arbejdsløshedsforsikringen, 1911-85.

lag for beregning af en »ideel« serie. Grundtrækkene er ens i de to serier. En trendmæssig stigning i de ca. 25 år fra 1. verdenskrig til 1940, et kraftigt fald under 2. verdenskrig, som efterfølges af et stationært niveau frem til slutningen af 1950'erne. Det lave niveau fra slutningen af 1950'erne til begyndelsen af 1970'erne fremtræder i det lange perspektiv som en undtagelse fra et »normalbillede« med relativt høj arbejdsløshed, som vender tilbage efter 1973.

Et sidste økonomisk aspekt ved arbejdsløshedsforsikringen er medlemsbidraget. I fig. 5 illustreres udviklingen i et mål for det reale medlemsbidrag beregnet som forholdet mellem det gennemsnitlige årlige medlemsbidrag og den gennemsnitlige timeløn i industri og håndværk.⁵

5. Kurvens »søttakkede« forløb for 1940 tyder på en administrativ praksis, hvor det nominelle bidrag kun er blevet reguleret med 4-5 års mellemrum.

Det reale medlemsbidrag tre-dobles fra 1911 til 1941, hvor det svarer til knap 2 ugers gennemsnitlig løn. Derefter er det uafbrudt faldende indtil 1967, hvor det årlige bidrag, svarende til knap 7 timers løn, nærmest har symbolsk karakter. Fra 1967 er det reale medlemsbidrag stigende igen, specielt kraftigt fra 1982, for at ende på et niveau svarende til knap 1 uges løn. Sammenlignes udviklingen i kompensationsgraden i fig. 3 med udviklingen i fig. 5 er der en vis tendens til, at det reale bidrag stiger i perioder, hvor også kompensationsgraden stiger. Undtagelsen i dette mønster er årene fra 1979, hvor kompensationsgraden er faldende samtidig med en relativt kraftig stigning i det reale medlemsbidrag. I det følgende afsnit 3 skal der forsøges en mere præcis analyse af udviklingen i forsikrings- og organisationsgrad sammenholdt med udviklingen i de økonomiske faktorer, der kan tænkes at have påvirket beslutningen om faglig organisering hhv. forsikring.

3. Analyse

Der tages i det følgende udgangspunkt i den ovenfor nævnte nære sammenhæng mellem faglig organisering og arbejdsløshedsforsikring, som karakteriserer det danske arbejdsmarked. Der foreligger et antal økonometriske studier af organisationsgradens udvikling med anvendelse af tidsseriedata, ligesom der findes en tradition for cross-section studier over organisationsgradens variation imellem brancher og industrier. Som eksempler på tidsserie-studier kan nævnes Ashenfelter & Pencavel (1969), som analyserer det amerikanske arbejdsmarked i årene 1900-1960 og Bain & Elsheikh (1976), som analyserer den langsigtede udvikling i organisationsgraden i en række lande.

Tidsserie-analyser i denne tradition indeholder forsøg på at forklare organisationsgradens udvikling som en funktion af typisk en række makroøkonomiske variable. Hirsch & Addison (1986) konkluderer i en kritisk oversigt over resultaterne inden for denne tradition, at specifikationerne, der arbejdes med, er ad-hoc prægede, fordi det teoretiske grundlag er svagt, og at de empiriske sammenhænge, der findes, er ustabile, når man går uden for estimationsperioden. De to kritikpunkter hænger selvsagt tæt sammen. Som eksempel kan nævnes anvendelsen af arbejdsløshedsprocenten som forklarende variabel. Fortegnet er *à priori* usikkert, fordi man mere eller mindre ad hoc kan argumentere for både det ene og det andet fortegn. Man vil vente et positivt fortegn, hvis en lavkonjunktur tilskynder uorganiserede til at søge beskyttelse i en fagforening. På den anden side kan man argumentere for et negativt fortegn begrundet med, at arbejdsløshed gør det vanskeligt for nogle at fortsætte kontingentbetalingen. Hirsch & Addison fremhæver som den væsentligste mangel i de hidtil anvendte modeller, at der ikke indgår variable, som måler fordele og omkostninger ved medlemskab. I dansk sammenhæng er det muligt at gå et skridt i retning af en mere tilfredsstillende teoretisk formulering ved at udnytte den nære sammenhæng mellem faglig organisering og forsikring på den måde, at økonomiske fordele og omkostninger ved forsikring samtidig fungerer som proxy-variable for økonomiske faktorer, der påvirker organisationsgraden.

I Pedersen (1982, 1984) er der opstillet og estimeret modeller for udviklingen i organisationsgraden, der dels inddrager de ovenfor nævnte makroøkonomiske ad hoc variable og dels inddrager fordele og omkostninger ved forsikring. Modeller i den amerikansk-engelske tradition reestimeret med danske data giver ikke særlig tilfredsstillende resultater. Ved i stedet at inddrage fordele og omkostninger ved forsikring fås en umiddelbart rimelig forklaring på indtrængningsfasen for fagbevægelsen i Danmark, nærmere bestemt organisationsgradens udvikling i årene 1911-39. Den anvendte sammenhæng er imidlertid ikke i stand til at forklare udviklingen i hele perioden 1911-76 og kan slet ikke forklare udviklingen i årene 1940-76. Den foretrukne relation på basis af Pedersen (1982) til forklaring af udviklingen i organisationsgraden fra 1911-39 er

$$ddorg = .184 - .063dkont + .07(um*dkomp) + .153p \quad (1)$$

(.53) (1.49) (5.95) (4.13)

$$R^2 = .77, DW = 1.59$$

hvor *ddorg* er ændringen i organisationsgraden i pct. points, *dkont* er ændringen i det reale medlemsbidrag til forsikringen, *um* er den modificerede arbejdsløshedsprocent, *dkomp* er ændringen i kompensationsgraden og *p* er inflationstakten. *t*-værdierne er angivet i parentes. Umiddelbart betragtet har (1) pæne egenskaber. Forklaringsgraden er høj, der er ikke autokorrelation, og de forklarende variable har de forventede fortegn, omend koefficienten til ændringen i medlemsbidraget ikke er signifikant på 5% niveau.⁶

En nærmere statistisk analyse viser imidlertid, at (1) er en mindre tilfredsstillende specifikation.⁷ Koefficienterne er særdeles følsomme over for ændringer af estimationsperioden inden for perioden 1911-39 og som nævnt kan (1) ikke forklare udviklingen fra 1940-76. Ved estimation på hele perioden 1911-76 bevares fortegnene til koefficienterne, men kun koefficienten til *p* er signifikant. Ved estimation alene på perioden 1940-76 får samtlige økonomiske variable insignifikante koefficienter.

Med henblik på en mere tilfredsstillende modelspecifikation for estimation af organisationsgradens udvikling i perioden 1911-85 skal (1) omformuleres på en række punkter. For det første tager (1) ikke hensyn til, at *dorg* er begrænset til intervallet mellem 0 og 1. For at afhjælpe det omformuleres den afhængige variabel ved en logistisk transformation til

$$ldorg = \log(dorg/(100 - dorg)) \quad (2)$$

6. Den her angivne relation vedrører organisationsgraden for samtlige lønmodtagere, mens den tilsvarende relation i Pedersen (1982) alene vedrørte organisationsgraden for arbejdere.

7. En nærmere diskussion findes i Hylleberg, Jensen & Pedersen (1988).

Forsikringsandelen transformeres på samme måde. For det andet gennemføres estimationerne både med niveauet og med ændringen i de transformerede størrelser som afhængige variable. I tabel 1 vises resultaterne fra en række estimationer til forklaring af udviklingen i niveauet for den logisk transformerede forsikringsandel. Laggede værdier af den endogene inddrages blandt de forklarende variable. Som forklarende variabel indgår $\log(UM \times KOMP)$, logaritmen til produktet af arbejdsløshedsprocent og kompensationsgrad som mål for den økonomiske fordel ved at være forsikret, der påvirkes både af risikoen for forsikringsbegivenhed og af dækningsgraden for indkomstbortfaldet. Som mål for omkostningerne ved at være forsikret inddrages logaritmen til medlemsbidraget, *lkont*. Desuden inddrages inflationstakten, *p* samt to dummyvariable. Den første, *D53*, skal fange eventuelle effekter fra bruddet i dataserien for organiserede lønmodtagere i 1953, hvor en række funktionærorganisationer inddrages i statistikken. Den anden, *Efter*, skal fange eventuelle effekter fra indførelsen af efterlønsordningen i 1979.

Estimationsstrategien i tabel 1 har været for hver periode at starte med en estimation, hvori samtlige variable indgår, og derefter trinvis udelukke insignifikante variable efter aftagende insignifikans.

For hele perioden 1913-85 er der tale om en stærkt autoregressiv struktur med signifikante koefficienter til den endogene variabel i de to foregående år. Desuden fås en signifikant positiv koefficient til det sammensatte mål for den økonomiske fordel ved forsikring. Endelig fås en signifikant positiv koefficient til dummy-variablen for databruddet i 1953, mens koefficienten til efterløns-dummy'en knap er signifikant på 5% niveau. Der findes hverken signifikante effekter fra medlemsbidraget eller fra inflationstakten.

Ved sammenligning af estimationsresultaterne for delperioderne 1913-39 og 1940-85 ses umiddelbart, at strukturen i sammenhængen ændres i løbet af perioden 1913-85. Koefficienten til $\log(UM \times KOMP)$ er signifikant positiv i begge delperioder, men væsentlig større i førkrigsårene. Koefficienten til medlemsbidraget er signifikant negativ for årene 1940-85, mens effekten fra inflationstakten lige er signifikant positiv på 5% niveau for førkrigsårene. Hverken dummy-variablen for databruddet eller for efterlønnen er signifikante efter 1940. De signifikante koefficienter til disse variable, der findes for hele perioden, kan derfor ikke tillægges nogen vægt. Med henblik på at vurdere stabiliteten i sammenhængen for efterkrigsårene vises desuden i tabel 1 resultaterne for delperioderne 1946-85, 1955-85 og 1965-85. Resultatet er, at koefficienten til $\log(UM \times KOMP)$ er signifikant positiv og stort set af samme størrelsesorden i de forskellige delperioder, mens medlemsbidraget bliver insignifikant for delperioder af efterkrigsårene. Sammenfattende er udviklingen i niveauet for den logistiske transformation af forsikringsandelen dels karakteriseret af en stærkt autoregressiv struktur,⁸ dels følsom over for udviklingen i den

8. Denne træghed afspejler selvsagt en betragtelig irreversibilitet, hvor økonomiske faktorer først og fremmest kan tænkes at påvirke forsikringsbeslutning ved indtræden eller genindtræden på arbejdsmarkedet, mens de evt. kun i ringe grad vil få allerede forsikrede til at udtræde.

Tabel 1. Analyse af udviklingen i forsikringsandelen. (Afhængig variabel: logistisk transformation af forsikringsandelen).

	1913-85	1913-39	1940-85	1946-85	1955-85	1965-85
konst.	-.4520 (4.51)	-1.049 (4.32)	-.2215 (2.68)	-.2503 (2.52)	-.3479 (3.09)	-.4932 (3.02)
lkoum	.0718 (4.26)	.1628 (3.99)	.0597 (3.60)	.0637 (3.41)	0.693 (3.21)	.0977 (3.16)
lkont	-	-	-.0279 (2.53)	-.0254 (1.89)	-	-
p	-	.0053 (1.96)	-	-	-	-
D53	.0759 (3.42)	na	-	-	na	na
ldfors ₋₁	1.364 (14.2)	.9491 (4.32)	1.294 (9.05)	1.286 (8.30)	1.294 (7.44)	1.147 (5.26)
ldfors ₋₂	-.5631 (6.69)	-.3602 (1.97)	-.3789 (2.74)	-.3802 (2.56)	-.4190 (2.56)	-.3176 (1.61)
efter	.0601 (1.68)	na	-	-	-	-
s.e.	.064	.072	.049	.052	.056	.064
DW	1.68	1.26	2.06	2.04	2.11	2.17

Symbolforklaring: lkoum, logaritmen til produktet af kompensationsgrad og modificeret arbejdsløshedsprocent, lkont, logaritmen til det reale medlemsbidrag, p, inflationstakten, D53, dummy-variabel sat til 1 fra og med 1953, ldfors, logistisk transformation af forsikringsandelen, efter, dummy-variabel sat til 1 fra og med 1979.

forventede økonomiske fordel ved status som forsikret. Medlemsbidraget til forsikringen har derimod ikke haft klare negative effekter for udviklingen i forsikringsandelen.

I tabel 2 er til sammenligning vist de tilsvarende estimationsresultater mht. en logistisk transformation af organisationsgraden.

Der er også her tale om en forskellig struktur før og efter krigen. Koefficienten til $\log(UM \times KOMP)$ er signifikant positiv i alle undersøgte delperioder, men er numerisk signifikant mindre efter 1940. Sammenlignet med de tilsvarende koefficienter i tabel 1 har denne variabel systematisk mindre effekt på organisationsgraden end på forsikringsandelen. Forsikringsgraden synes m.a.o. mere følsom over for økonomiske forhold end organisationsgraden. For medlemsbidragets vedkommende er effekten også her uklar med en signifikant negativ koefficient i perioden 1912-39, men ingen signifikant virkning efter 1940. Bortset fra efterkrigsårene under ét findes der en signifikant positiv effekt på niveauet for organisationsgraden fra inflationstakten. Dummy-variablen for databrudet i 1953 er signifikant, mens der ikke findes nogen effekt fra efterlønsvariablen. Endelig gælder det, at niveauet for organisationsgraden er præget af stor træghed afspejlet i den signifikant positive koefficient til den laggede endogene.

Resultaterne i tabellerne 1 og 2 kan i større eller mindre grad være påvirket af

Tabel 2. Analyse af udviklingen i organisationsgraden. (Afhængig variabel: logistisk transformation af organisationsgraden).

	1912-85	1912-39	1940-85	1946-85	1955-85	1965-85
konst.	-.1852 (4.04)	-.3626 (4.86)	-.1504 (3.77)	-.1697 (4.00)	-.1010 (4.21)	-.1435 (4.78)
lkoum	.0460 (5.59)	.0927 (6.49)	.0288 (4.05)	.0332 (4.28)	.0224 (3.82)	0.335 (4.02)
lkont	-0.0187 (2.29)	-.0412 (2.62)	-	-	-	-
p	.0021 (3.53)	.0032 (4.08)	-	-	.0034 (3.44)	.0033 (2.43)
D53	.0565 (3.36)	na	.0440 (3.12)	.0461 (3.08)	na	na
ldorg ₁	.7863 (21.5)	.6329 (11.0)	.8906 (23.5)	.8682 (21.0)	.9058 (27.9)	.8502 (19.2)
s.e.	.031	.028	.023	.024	.016	.015
DW	1.52	1.82	1.74	1.81	1.76	2.43

Symbolforklaring: ldorg, logistisk transformation af organisationsgraden. Øvrige variable, se note til tabel 1.

trendmæssige bevægelser i de variable. M.h.p. at kontrollere for problemer af denne type er regressioner svarende til dem i tabel 1 og 2 også udført med ændringen i den logistiske transformation af forsikrings- hhv. organisationsgrad som endogen variabel. Resultaterne vedrørende ændringen i den transformerede forsikringsandel er vist i tabel 3.

Som forklarende variabel bruges dels ændringen i de samme variable, som blev brugt i tabel 1 og 2 og dels en mere simpel specifikation for efterkrigsårene. For årene efter 1940 findes ingen effekt på ændringen i forsikringsgrad resp. organisationsgrad fra $\log(UM \times KOMP)$ og $\log KONT$. I stedet testes en mere enkel hypotese, som søger at fange asymmetrien i reaktionerne på konjunkturændringer. Med det formål anvendes variabelen *DUMT*, der defineres som ændringen i den modificerede arbejdsløshedsprocent i de år, hvor den stiger, mens variabelen sættes til nul i år med fald i *UM*. Der antages med denne simple specifikation en vis irreversibilitet i forsikringsbeslutningen, hvor incitamenterne til at lade sig forsikre under en konjunkturedgang er væsentlig stærkere end incitamenterne til udtræden under en konjunkturopgang.

For førkrigsårene fås signifikante koefficienter både til produktet af arbejdsløshedsprocent og kompensationsgrad og til forsikringsbidraget. Inflationstakten har derimod ingen signifikant effekt på ændringen af forsikringsgraden. Forklaringsgraden er relativt høj.

For årene efter 1940 fås signifikant positive koefficienter til stigning i arbejdsløshedsprocenten både aktuelt og lagged et år. Det fremgår desuden, at koefficienten til arbejdsløshedsstigninger er numerisk stigende, jo mere estimationsperioden domineres af årene efter 1973, ligesom forklaringsgraden bliver højere. Hverken inflationstakten eller de to dummy-variable har signifikant virkning på ændringen i forsikringsgraden efter 1940.

Tabel 3. Analyse af udviklingen i ændringen i forsikringsandelen. (Afhængig variabel: ændring i logistisk transformation af forsikringsgraden).

	1913-85	1913-39	1940-85	1946-85	1955-85	1965-85
konst.	.0107 (1.33)	.0312 (2.82)	-.0123 (1.38)	-.0152 (1.59)	-.0195 (1.97)	-.0223 (1.46)
dldfors ₋₁	.5454 (6.62)	.2865 (3.16)	.3869 (3.37)	.3365 (2.77)	.2451 (2.08)	.2178 (1.50)
dlkoug	.0901 (4.21)	.1489 (6.60)	-	-	-	-
dlkont	-.1368 (3.46)	-.3365 (7.01)	-	-	-	-
DUMT	-	-	.0234 (3.12)	.0326 (3.61)	.0330 (3.77)	.0357 (3.28)
LDUMT	-	-	.0266 (3.31)	.0294 (3.15)	.0462 (4.61)	.0490 (3.94)
R ²	.543	.850	.569	.621	.745	.748
DW	1.76	1.58	1.98	2.03	1.90	1.86
s.e.	.064	.051	.046	.047	.043	.051

Symbolforklaring: DUMT, ændringen i modificeret arbejdsløshedsprocent i år med stigning i denne variabel. I år med fald er variabelen sat til 0. Øvrige variable, se noten til tabel 1.

I tabel 4 vises de tilsvarende resultater med ændringen i den logistiske transformation af organisationsgraden som afhængig variabel. For førkrigsårene er den eneste væsentlige forskel sammenlignet med resultaterne mht. forsikringsandelen, at inflationstakten har en signifikant positiv koefficient. For årene efter 1940 fås signifikant positive koefficienter til både den aktuelle og laggede værdi af stigning i arbejdsløshedsprocenten. Sammenlignet med resultaterne i tabel 3 er koefficienterne mht. ændringer i organisationsgraden absolut set væsentlig mindre. Det er en åbenbar fortolkningsmulighed, at økonomiske/konjunkturmæssige faktorer influerer stærkere på forsikringstilbøjeligheden end på organisationsgraden.

Ændringen i efterløns-dummy'en er signifikant positiv, mens inflationstakten ikke har systematiske virkninger på ændringer i organisationsgraden i årene efter 1940. I modsætning til resultaterne mht. ændringen i forsikringsandelen er den autoregressive struktur mindre udtalt her, hvor den laggede endogene ikke er signifikant i nogen af delperioderne.

Estimation på forholdet mellem forsikrings- og organisationsgrad er en anden måde til analyse af forskelle i de to størrelses reaktion på økonomiske variable, jvf. udviklingen i fig. 2. Resultaterne fra estimation på ændringen i forholdet mellem forsikrings- og organisationsgrad er vist i tabel 5.

For hele perioden er kun variabelen for databruddet i 1953 signifikant. Det afspejler, at der i årene før 1940 ikke er nogen sammenhæng mellem ændringen i forholdet mellem

Tabel 4. Analyse af ændringen i organisationsgraden. (Afhængig variabel: ændring i logistisk transformation af organisationsgraden).

	1913-85	1912-39	1940-85	1946-85	1955-85	1965-85
konst.	.0011 (.27)	.0097 (1.63)	.0029 (.85)	-.0078 (1.45)	.0011 (.30)	-.0283 (2.69)
dldorg ₁	.2459 (2.56)	-	-	-	-	-
p	.0014 (2.45)	.0029 (4.41)	-	.0019 (2.21)	-	.0041 (3.08)
dlkoum	.0398 (4.11)	.0673 (5.49)	-	-	-	-
dlkont	-.0770 (4.15)	-.1287 (5.01)	-	-	-	-
DUMT	-	-	.0083 (2.98)	.0075 (2.07)	.0117 (3.74)	.0064 (1.79)
LDUMT	-	-	.0081 (2.88)	.0088 (2.99)	.0121 (3.87)	.0116 (3.89)
DEFTER	.0520 (1.75)	na	.0404 (2.25)	.0322 (1.89)	.0376 (2.34)	.0283 (1.87)
DD53	.1328 (4.54)	na	.1073 (5.93)	.1165 (6.71)	na	na
R ²	.544	.788	.598	.707	.607	.766
DW	1.92	1.91	1.46	1.61	1.58	1.89
s.e.	.029	.028	.018	.016	.016	.014

forsikrings- og organisationsgrad og økonomiske faktorer målt ved arbejdsløshedsstigning. Derimod er der i perioden efter 1940 tale om acceptable forklaringsgrader og signifikant positive koefficienter til arbejdsløshedsstigning i indeværende og foregående periode. For en stationær arbejdsløshed implicerer resultaterne i tabel 5 et svagt faldende forhold mellem forsikrings- og organisationsgrad. En fastholdt éngangsstigning i arbejdsløsheden på 1 pct. point indebærer acceleration i forholdet mellem forsikrings- og organisationsgrad på ca. 2 pct. points.⁹

Ved sammenligning af resultaterne i tabel 1-4 er det iøjnefaldende, jvf. diskussionen ovenfor, at de økonomiske variable, som direkte er knyttet til forsikringsbeslutningen, fungerer væsentlig dårligere som forklaringsfaktorer i årene efter 1940 end i mellemkrigsårene. En del af forklaringen på, at den mere »primitive« variabel – stigning i

9. Regressionsanalysen er også foretaget med niveauet for forholdet mellem forsikrings- og organisationsgrad som afhængig variabel. Hovedresultatet er en stærkt autoregressiv struktur. Som økonomisk variabel er der forsøgt både med $\log(KOMP \times UM)$ og $\log(KONT)$ og med arbejdsløshedsprocenten. Arbejdsløshedsprocenten fungerer marginalt bedst i alle perioder. Som i tabel 5 bidrager økonomiske variable kun til forklaringen i årene efter 1940.

Tabel 5. Analyse af ændringen i forholdet mellem forsikrings- og organisationsgrad.

	1912-85	1940-85	1946-85	1955-85	1965-85
konst.	-.0080 (.26)	-.0072 (2.70)	-.0074 (2.53)	-.0090 (2.66)	-.0095 (2.02)
DUMT	.0036 (1.59)	.0057 (2.61)	.0077 (2.86)	.0076 (2.62)	.0080 (2.41)
DUMT ₋₁	-	.0101 (4.60)	.0104 (4.13)	.0129 (4.42)	.0136 (4.09)
DD53	-.1092 (4.65)	-.1180 (8.30)	-.1183 (8.07)	na	na
R ²	.262	.688	.715	.530	.583
DW	1.86	1.98	2.13	2.35	2.13
s.e.	0.23	.014	.014	.015	.016

arbejdsløshedsprocenten – fungerer tilfredsstillende årene efter 1940 kan bero på asymmetri i forsikrings- og organisationsbeslutninger, jvf. nærmere nedenfor.

Fig. 6 illustrerer problemet med at forklare hele efterkrigsudviklingen med udviklingen i produktet af kompensationsgrad og arbejdsløshedsprocent.

Det fremgår af fig. 6, at forsikringsandelen og niveauet for logaritmen til produktet af kompensationsgrad og arbejdsløshedsprocent følges pænt i den overvejende del af perioden fra 1911-85. Fra midten af 1950'erne til slutningen af 1960'erne er der imidlertid tale om et langt kraftigere fald i $\log(KOMP \times UM)$ end i forsikringsandelen. Der var i disse år tale om et kraftigt fald i ledigheden til et meget lavt niveau. I perioden fra 1973/74 med en kraftig stigning i ledigheden til et nyt højt niveau er der derimod igen tale om et meget ensartet forløb for de to kurver i fig. 6. Det er nærliggende at tolke forløbet i efterkrigsårene som en asymmetrisk reaktion på ændringer i arbejdsløsheden, jvf. specifikationen i tabel 3 og 4.

Sammenfattende synes det at være et robust resultat, at adfærden mht. organisering og forsikring udover at være præget af stor træghed – som illustreret ved den autoregressive struktur – også er påvirket af størrelser, som giver kvantitative mål for økonomiske fordele og omkostninger ved forsikringen. Umiddelbart er det nærliggende at forklare den autoregressive struktur med irreversibel adfærd, jvf. ovenfor, forstået på den måde, at økonomiske faktorer måske nok påvirker tilbøjeligheden til at blive organiseret hhv. forsikret, men er man først medlem af et fagforbund og/eller en arbejdsløshedskasse, sker der kun i meget begrænset omfang udmeldelse igen som reaktion på mindre økonomiske nettofordele som følge af nedsættelse af kompensationsgraden, fald i arbejdsløsheden eller stigning i det reale medlemsbidrag. En sådan hypotese kan selvsagt ikke afprøves med de aggregerede tidsseriedata, som anvendes her. Resultater fra en stikprøvebaseret

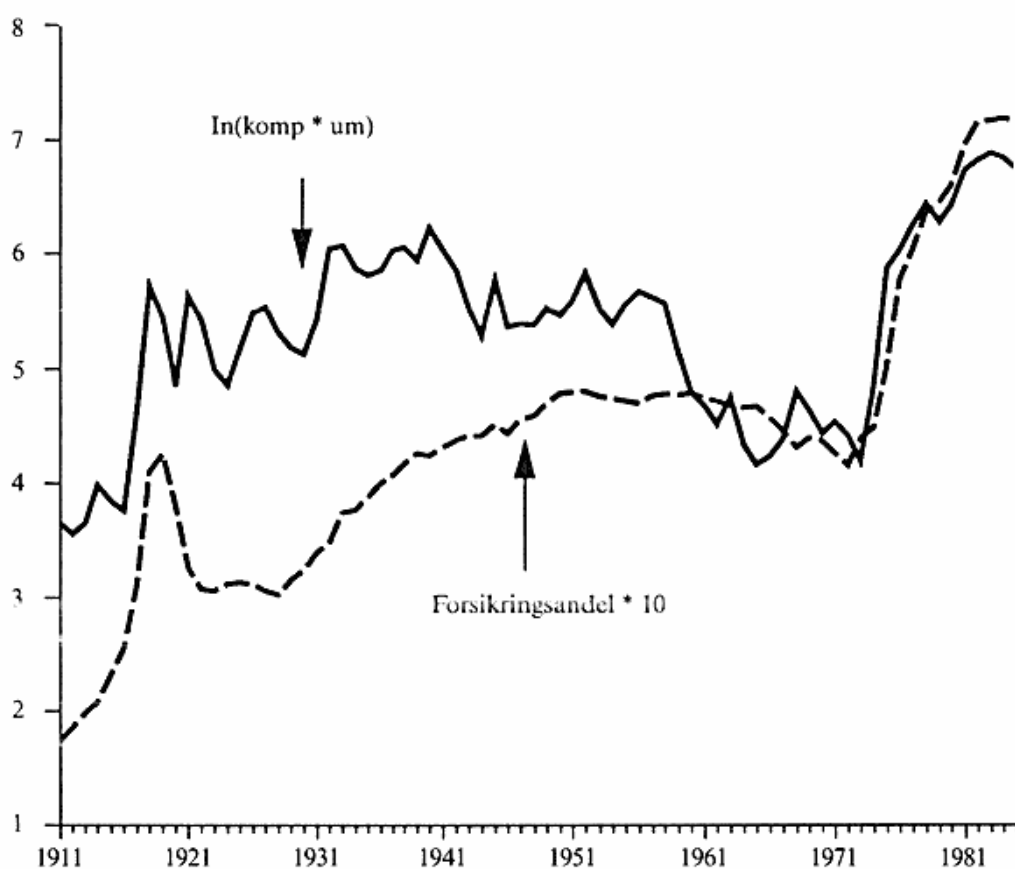


Fig. 6. Logistisk transformation af organisationsgraden og logaritmen til produktet af kompensationsgrad og arbejdsløshedsprocent, 1911-85.

undersøgelse på individdata tyder på, at der fra år til år finder store bruttobevægelser sted ud og ind af forsikringssystemet. (Pedersen, 1985). En væsentlig del af disse bevægelser er ikke til og fra status uden for arbejdsstyrken, men til og fra job som ikke-forsikret.¹⁰ Det er derfor tænkeligt, at den reaktion på økonomiske faktorer, som findes i regressionsanalysen, konkret tager form som påvirkning af sandsynlighederne for bevægelse mellem jobs, som typisk er organiserede/forsikrede, og jobs, som typisk er uorganiserede/ikke-forsikrede. Derimod er det nok mindre sandsynligt, at økonomiske faktorer motiverer til udmeldelse i et job, som typisk er organiseret/forsikringsdækket. Økonomiske faktorer kan

10. Ved opregning fra den nævnte stikprøveanalyse findes det, at nettostigningen fra 1979 til 1980 i antallet af forsikrede på ca. 66.000 personer fremkommer på grundlag af store bruttobevægelser, hvor ca. 198.000 personer går ind i forsikringen, mens ca. 132.000 går ud. Af medlemstilgangen var ca. 75% i arbejdsstyrken som ikke-forsikrede i 1979, mens der tilsvarende er tale om, at ca. 50% af de som forlader forsikringen, forbliver i arbejdsstyrken som ikke-forsikrede i 1980.

endelig påvirke valget mellem organiserede og uorganiserede job-typer for personer, som for første gang træder ind i arbejdsstyrken.

En økonometrisk analyse af forsikringstilbøjeligheden på grundlag af et individbaseret cross-section materiale, som dækker samme personkreds i årene 1979-81, findes i Jensen og Pedersen (1987). Ved brug af maximum likelihood metode estimeres en logistisk model med den individuelle forsikringsstatus i hvert af årene som binær variabel. De forklarende variable er en række demografiske og erhvervmæssige baggrundsfaktorer. Der findes stærkt signifikante koefficienter til en række af disse variable med en generel tendens til, at de erhvervmæssige faktorer har tungere vægt end de demografiske.

4. Sammenfatning

Med udgangspunkt i den nære sammenknytning mellem arbejdsløshedsforsikring og faglig organisering i Danmark er det undersøgt, om økonomiske incitamentter til at lade sig forsikre mod arbejdsløshed bidrager til at forklare den langsigtede udvikling i forsikringsandel og organisationsgrad. Analysen i de foregående afsnit tyder på, at dette er tilfældet. Herudover har udviklingen i organisations- og forsikringsgrad karakter af en stærkt autoregressiv proces, hvilket bl.a. afspejler trægheder i form af irreversible individuelle beslutninger og betydningen af skift i arbejdsstyrkens fordeling på sektorer og over den lange periode, som betragtes.

Litteratur

- Arbejdsløshedsforsikringen i Danmark 1932-57*. København. 1957
- Arbejdsløshedslovgivningen i Danmark gennem 25 år, 1907-32*. København. 1932.
- Ashenfelter, O. & J.H. Pencavel. 1969. American Trade Union Growth: 1900-1960. *Quarterly Journal of Economics*: 434-48.
- Bain, G.S. & F. Elsheikh. 1976. *Union Growth and the Business Cycle. An Econometric Analysis*. Oxford.
- Hirsch, B.T. & J.T. Addison. 1986. *The Economic Analysis of Unions. New Approaches and Evidence*. Boston.
- Hylleberg, S., P. Jensen & P.J. Pedersen. 1988. *Union Growth in Denmark Revisited*. Under udarbejdelse. Aarhus Universitet, Handelshøjskolen i Århus.
- Jensen, P. & P.J. Pedersen. 1987. *The Unemployment Insurance Propensity among Danish Workers - An Econometric Analysis*. Arbejdspapir. Aarhus Universitet, Handelshøjskolen i Århus.
- Pedersen, P.J. 1981. *Økonomiske effekter af arbejdsløshedsforsikring*. Socialforskningsinstituttet. Studie 42. København.
- Pedersen, P.J. 1982. Union Growth in Denmark, 1911-39. *Scandinavian Journal of Economics*: 583-92.
- Pedersen, P.J. 1984. *Arbejdsmarkedet - Langtidstendenser og internationale perspektiver*. 240-70. Handelshøjskolen i Århus.
- Pedersen, P.J. 1985. *CRAM-registret - Bestand, til- og afgang*. Arbejdspapir. Handelshøjskolen i Århus.
- Pedersen, P.J. 1987. *Noter om organisationsgradens udvikling 1972-85*. Arbejdspapir. Handelshøjskolen i Århus.

endelig påvirke valget mellem organiserede og uorganiserede job-typer for personer, som for første gang træder ind i arbejdsstyrken.

En økonometrisk analyse af forsikringstilbøjeligheden på grundlag af et individbaseret cross-section materiale, som dækker samme personkreds i årene 1979-81, findes i Jensen og Pedersen (1987). Ved brug af maximum likelihood metode estimeres en logistisk model med den individuelle forsikringsstatus i hvert af årene som binær variabel. De forklarende variable er en række demografiske og erhvervmæssige baggrundsfaktorer. Der findes stærkt signifikante koefficienter til en række af disse variable med en generel tendens til, at de erhvervmæssige faktorer har tungere vægt end de demografiske.

4. Sammenfatning

Med udgangspunkt i den nære sammenknytning mellem arbejdsløshedsforsikring og faglig organisering i Danmark er det undersøgt, om økonomiske incitamentter til at lade sig forsikre mod arbejdsløshed bidrager til at forklare den langsigtede udvikling i forsikringsandel og organisationsgrad. Analysen i de foregående afsnit tyder på, at dette er tilfældet. Herudover har udviklingen i organisations- og forsikringsgrad karakter af en stærkt autoregressiv proces, hvilket bl.a. afspejler trægheder i form af irreversible individuelle beslutninger og betydningen af skift i arbejdsstyrkens fordeling på sektorer og over den lange periode, som betragtes.

Litteratur

- Arbejdsløshedsforsikringen i Danmark 1932-57*. København. 1957
- Arbejdsløshedslovgivningen i Danmark gennem 25 år, 1907-32*. København. 1932.
- Ashenfelter, O. & J.H. Pencavel. 1969. American Trade Union Growth: 1900-1960. *Quarterly Journal of Economics*: 434-48.
- Bain, G.S. & F. Elsheikh. 1976. *Union Growth and the Business Cycle. An Econometric Analysis*. Oxford.
- Hirsch, B.T. & J.T. Addison. 1986. *The Economic Analysis of Unions. New Approaches and Evidence*. Boston.
- Hylleberg, S., P. Jensen & P.J. Pedersen. 1988. *Union Growth in Denmark Revisited*. Under udarbejdelse. Aarhus Universitet, Handelshøjskolen i Århus.
- Jensen, P. & P.J. Pedersen. 1987. *The Unemployment Insurance Propensity among Danish Workers - An Econometric Analysis*. Arbejdspapir. Aarhus Universitet, Handelshøjskolen i Århus.
- Pedersen, P.J. 1981. *Økonomiske effekter af arbejdsløshedsforsikring*. Socialforskningsinstituttet. Studie 42. København.
- Pedersen, P.J. 1982. Union Growth in Denmark, 1911-39. *Scandinavian Journal of Economics*: 583-92.
- Pedersen, P.J. 1984. *Arbejdsmarkedet - Langtidstendenser og internationale perspektiver*. 240-70. Handelshøjskolen i Århus.
- Pedersen, P.J. 1985. *CRAM-registret - Bestand, til- og afgang*. Arbejdspapir. Handelshøjskolen i Århus.
- Pedersen, P.J. 1987. *Noter om organisationsgradens udvikling 1972-85*. Arbejdspapir. Handelshøjskolen i Århus.