

Varighed og frekvens af ledighedsperioder på det danske arbejdsmarked

Peder J. Pedersen og Niels Westergård-Nielsen

Nationaløkonomisk Institut/Institut for Erhvervs- og Samfundsbeskrivelse, Handelshøjskolen i Århus

1. Indledning

For en given periode kan arbejdsløshedsprocenten opsplittes i produktet af den gennemsnitlige varighed af ledighedsperioder og den relative indstrømning til ledighed. Formelt har man i en stationær situation med lige store strømme ind i og ud af arbejdsløshed, at

$$s = (1-p(u))u \quad (1)$$

hvor s er den relative hyppighed for påbegyndelse/afslutning af ledighedsperioder, $p(u)$ er sandsynligheden for at forblive arbejdsløs, og u er arbejdsløshedsprocenten. Da den gennemsnitlige længde af en ledighedsperiode $D = 1/(1-p(u))$ fås sammenhængen $s = u/D$ eller $u = s \cdot D$. Den relative indstrømning kan umiddelbart omskrives til antal ledighedsperioder f.eks. pr. år, idet det gennemsnitlige antal perioder vil være $s \cdot 52 \cdot (\text{antal forsikrede})/(\text{antal ledighedsberørte})$, hvis (1) er defineret på ugebasis.

Det er åbenbart, at der både velfærdsmæssigt og analytisk er knyttet stor interesse til denne opsplitning i en varigheds- og en hyppighedskomponent. Ser man på udviklingen i den generelle arbejdsløshed over en længere periode, er det af interesse at vide, hvilken del af udviklingen, der beror på ændret varighed, og hvilken del der beror på ændret indstrømning til ledighed. Sammenligner man grupper eller enkeltpersoner i en given periode, er det af betydelig arbejdsmarkedspolitisk interesse at kunne opsplitte forskellene i arbejdsløshedsprocenten i varigheds- og hyppighedsforskelle. Endelig er det af central interesse at kunne vurdere, hvordan varigheden af arbejdsløshedsperioder i sig selv påvirker individers fremtidige muligheder på arbejdsmarkedet.

I tidligere papirer (P.J. Pedersen & N. Westergård-Nielsen, 1984a og b) har vi søgt at forklare variationer i årlige individuelle ledighedsgrader for en relativt stor stikprøve af indi-

Vi har modtaget støtte fra Arbejdsministeriet og fra Statens Samfundsvidenskabelige Forskningsråd. Vi er taknemlige for råd og kommentarer fra Peter Jensen, Svend Albæk og Carsten Kjær Pedersen har bistået med beregningsarbejdet. De resultater, som fremlægges, er foreløbige, og vil blive udbygget i et senere papir.

Varighed og frekvens af ledighedsperioder på det danske arbejdsmarked

Peder J. Pedersen og Niels Westergård-Nielsen

Nationaløkonomisk Institut/Institut for Erhvervs- og Samfundsbeskrivelse, Handelshøjskolen i Århus

1. Indledning

For en given periode kan arbejdsløshedsprocenten opsplittes i produktet af den gennemsnitlige varighed af ledighedsperioder og den relative indstrømning til ledighed. Formelt har man i en stationær situation med lige store strømme ind i og ud af arbejdsløshed, at

$$s = (1-p(u))u \quad (1)$$

hvor s er den relative hyppighed for påbegyndelse/afslutning af ledighedsperioder, $p(u)$ er sandsynligheden for at forblive arbejdsløs, og u er arbejdsløshedsprocenten. Da den gennemsnitlige længde af en ledighedsperiode $D = 1/(1-p(u))$ fås sammenhængen $s = u/D$ eller $u = s \cdot D$. Den relative indstrømning kan umiddelbart omskrives til antal ledighedsperioder f.eks. pr. år, idet det gennemsnitlige antal perioder vil være $s \cdot 52 \cdot (\text{antal forsikrede})/(\text{antal ledighedsberørte})$, hvis (1) er defineret på ugebasis.

Det er åbenbart, at der både velfærdsmæssigt og analytisk er knyttet stor interesse til denne opsplitning i en varigheds- og en hyppighedskomponent. Ser man på udviklingen i den generelle arbejdsløshed over en længere periode, er det af interesse at vide, hvilken del af udviklingen, der beror på ændret varighed, og hvilken del der beror på ændret indstrømning til ledighed. Sammenligner man grupper eller enkeltpersoner i en given periode, er det af betydelig arbejdsmarkedspolitisk interesse at kunne opsplitte forskellene i arbejdsløshedsprocenten i varigheds- og hyppighedsforskelle. Endelig er det af central interesse at kunne vurdere, hvordan varigheden af arbejdsløshedsperioder i sig selv påvirker individers fremtidige muligheder på arbejdsmarkedet.

I tidligere papirer (P.J. Pedersen & N. Westergård-Nielsen, 1984a og b) har vi søgt at forklare variationer i årlige individuelle ledighedsgrader for en relativt stor stikprøve af indi-

Vi har modtaget støtte fra Arbejdsministeriet og fra Statens Samfundsvidenskabelige Forskningsråd. Vi er taknemlige for råd og kommentarer fra Peter Jensen, Svend Albæk og Carsten Kjær Pedersen har bistået med beregningsarbejdet. De resultater, som fremlægges, er foreløbige, og vil blive udbygget i et senere papir.

vider, som følges i årene 1979 og 1980. Som forklarende variable bruges et antal personlige baggrundsvARIABLE, kompensationsgraden, d.v.s. forholdet mellem arbejdsløshedsdagpenge og løn, samt arbejdsløshedsomfanget året før. Formålet i dette papir er at udbygge denne analyse ved at søge separate forklaringer af ledighedsgradens to komponenter. I afsnit 2 redegøres for nogle af de principielle problemer, der er forbundet med måling af arbejdsløshedsperioders varighed. Desuden redegøres der for de metoder, der er anvendt ved konstruktion af varigheds- og hyppighedsmålene i den anvendte stikprøve. Endelig redegøres der i afsnit 3 for de empiriske resultater.

2. Måling af arbejdsløshedsperioders varighed

Varighedsstatistik har igennem tiden foreligget i mere eller mindre ufuldstændige former. Ideelt bør man have et longitudinalt datamateriale, hvor en gruppe individer følges over så lang en periode som muligt med datering af alle status-skift. I praksis har varighedsstatistik som regel foreligget i form af opgørelser med faste intervaller af varigheden fra start til opgørelsestidspunktet af de på opgørelsestidspunktet igangværende ledighedsperioder. Indtil CRAM-statistikens indførelse forelå den danske varighedsstatistik som kvartalsvise opgørelser af denne type. De problemer og skævheder, som denne type varighedsstatistik rummer, analyseres hos bl.a. H.B. Kaitz (1970), S.W. Salant (1977) og G.A. Akerlof & B.G.M. Main (1980).

I CRAM-statistikken fra 1979 opgøres varigheden af alle ledighedsperioder i modsætning til den gamle kvartalsstatistik, som ikke fanger perioder, der påbegyndes og afsluttes imellem opgørelsestidspunkterne. Tidsenheden i CRAM-statistikken er ugen, og en ledighedsperiode defineres som en sekvens af uger, hvor ledighedsgraden er større end nul. Denne konvention giver anledning til nogle analytiske problemer. Forestiller man sig f.eks. en situation, hvor en person er på fast arbejdsfordeling med eksempelvis én ledig dag pr. uge, vil dette medføre, at pågældende, med en beskæftigelsesgrad på .8, vil blive tilregnet en evt. meget lang ledighedsperiode. For at undgå problemer af denne type har vi i den stikprøve, som anvendes i afsnit 4, valgt at lægge en grænse ved en ledighedsgrad på .5 i stedet for 0. En nærmere redegørelse for de principper, som er anvendt ved konstruktionen af forløbshistorier i stikprøven, findes i R.B. Larsen & P.J. Pedersen (1983).

3. Empiriske resultater

Skøn over udviklingen i gennemsnitlig varighed og indstrømning for perioden før 1979 findes hos N. Smith (1983) og hos A. Rosdahl (1982). I tabel 1 vises for årene 1979-83 gennemsnitlige varigheder samt indstrømningsfrekvenser for kvinder og mænd beregnet fra CRAM-statistikken. Det fremgår, at stigningen i arbejdsløsheden i årene 1979-82 er sammensat af en stigning i den gennemsnitlige varighed på ca. 30% og et fald i den relative indstrømning på ca. 5%. Stigningen i varigheden fortsætter i 1983, men her i forening med

Tabel 1. Gennemsnitlig varighed af ledighedsperioder (uger) og relativ indstrømning til ledighed (%) 1979-83. Heltidsforsikrede.

	Gennemsnitlig varighed			Relativ indstrømning		
	Kvinder	Mænd	Alle	Kvinder	Mænd	Alle
1979	8.6	4.5	5.8	1.92	2.15	2.08
1980	8.5	5.4	6.4	1.92	2.10	2.07
1981	9.2	7.1	7.8	1.80	2.06	1.97
1982	9.2	7.1	7.9	1.90	2.06	1.99
1983	9.6	8.1	8.7	1.96	1.73	1.79

Anm.: Varighed, kilde *Stat. Med. og Stat. Efterretninger*.

Relativ indstrømning beregnet på basis af *Stat. Med.* som (antal ledighedsberørte heltidsforsikrede \times gennemsnitligt antal ledighedsperioder)/(antal heltidsforsikrede \times 52).

Tabel 2. Gennemsnitlig varighed af ledighedsperioder (uger) for deltidsforsikrede og ikke-forsikrede. Relativ indstrømning til ledighed (%) for deltidsforsikrede, 1979-83.

	Deltidsforsikrede			Ikke-forsikrede					
	Gns. varighed			Relativ indstrømning			Gns. Varighed		
	Kvinder	Mænd	Alle	Kvinder	Mænd	Alle	Kvinder	Mænd	Alle
1979	8.2	9.4	8.2	1.17	.98	1.17	13.3	12.2	12.8
1980	8.2	8.2	8.2	1.02	1.19	1.03	14.4	13.0	13.8
1981	8.8	10.3	8.8	.95	1.09	.96	13.9	12.3	13.1
1982	8.7	10.6	8.8	1.02	1.02	1.03	14.0	12.5	13.3
1983	9.0	11.2	9.1	1.02	1.21	1.03	14.5	12.8	13.7

Anm.: Gennemsnitlig varighed, kilde *Stat. Med.* Relativ indstrømning, jvf. anm. til tabel 1.

et stærkt fald i indstrømningen. Det ses, at udviklingen i indstrømningen er sammensat af en mindre stigning for kvinderne og et kraftigt fald for mændene.

Tallene i tabel 1 vedrører kun heltidsforsikrede. I tabel 2 vises den gennemsnitlige varighed og den relative indstrømning for deltidsforsikrede og den gennemsnitlige varighed for ikke-forsikrede ledige. Antallet af deltidsforsikrede mænd er meget lille. For de deltidsforsikrede kvinder fremgår det ved sammenligning med tabel 1, at den gennemsnitlige varighed er marginalt kortere, samt at den relative indstrømning ligger på ca. det halve af niveauet for heltidsforsikrede. Baggrunden for den lave arbejdsløshedsprocent for deltids-sammenlignet med heltidsforsikrede er således i al væsentlighed den markant lavere relative indstrømning. Endelig anføres også i tabel 2 den gennemsnitlige varighed af ledighedsperioder for ikke-forsikrede, personligt tilmeldte ved AF-kontorerne. Det fremgår, at varigheden er væsentlig længere end for de forsikrede, samt at den er mindre konjunkturfølsom.

I tabel 3 belyses for årene 1979-83, hvorledes den gennemsnitlige varighed af ledigheds-

Tabel 3. Gennemsnitlig varighed af ledighedsperioder og gennemsnitlig omfang af arbejdsløshed ved varierende antal ledighedsperioder. 1979-83.

Antal ledighedsperioder	1979		1980		1981		1982		1983	
	Gns. varigh.	Gns. omfang	Gns. varigh.	Gns. omfang	Gns. varigh.	Gns. omfang	Gns. varigh.	Gns. omfang	Gns. varigh.	Gns. omfang
1	12.80	12.80	13.52	13.52	14.06	14.06	15.11	15.11	15.01	15.01
2	9.79	19.58	10.31	20.62	12.30	24.60	12.22	24.44	12.22	24.44
3	7.04	21.12	7.51	22.53	8.82	26.46	8.59	25.77	8.70	26.10
4	5.19	20.76	5.47	21.88	6.36	25.44	6.25	25.00	6.41	24.64
5	4.07	20.35	4.30	21.50	4.89	24.45	4.94	24.70	5.09	25.45
6	3.42	20.52	3.67	22.02	4.00	24.00	4.03	24.18	4.27	25.62
7	2.98	20.86	3.16	22.12	3.40	23.80	3.46	24.22	3.69	25.83
8	2.68	21.44	2.86	22.88	3.01	24.08	3.03	24.24	3.28	26.24
9	2.48	22.32	2.60	23.40	2.68	24.12	2.73	24.57	2.93	27.37
10	2.25	22.50	2.40	24.00	2.38	23.80	2.44	24.40	2.66	26.60
11 + 12	(1.97)	(23.64)	(2.04)	(24.48)	(2.01)	(24.12)	(2.06)	(24.72)	(2.18)	(26.16)
	6.2	17.36	6.8	18.36	8.2	21.32	8.3	21.58	9.1	20.93

Anm.: Beregnet på basis af tabel 23 i *Stat. Med.* div. år ved anvendelse af intervalmidtpunkter. For 1983 beregnet på grundlag af *Stat. Eft.*, arbejdsmarkedet, nr. 10, 1984.

perioderne og det samlede omfang af ledighed varierer med antallet af ledighedsperioder. Der er for alle årene tale om en monoton negativ samvariation mellem antallet af ledighedsperioder og deres gennemsnitlige varighed. Desuden ses det, at den gennemsnitlige varighed for alle ledighedsperioder (6.2 - 9.1 uger) undervurderer ledighedsomfanget over året både for personer med én og med flere ledighedsperioder. Tabel 3 bekræfter den sammenhæng, som Akerlof & Main fandt for det amerikanske arbejdsmarked med en langt grovere opdeling på antallet af ledighedsperioder (1, 2 og flere end 2).

Dernæst ses det af tabel 3 for alle årene, at personer med to og flere ledighedsperioder har et væsentligt større ledighedsomfang end personer med én ledighedsperiode. Derimod er ledighedsomfanget for personer med to eller flere perioder uafhængigt af antallet af perioder. Velfærdsmæssigt kan det fortolkes på den måde, at den afgørende sondring går på, om der opleves én eller flere ledighedsperioder. Her er der imidlertid behov for en modificerende bemærkning. Gruppen af personer med én ledighedsperiode indeholder som følge af årsperiodiseringen en undergruppe, hvis ledighedsomfang er 52 uger. I CRAM årsstatistikken gælder den konvention, at en igangværende ledighedsperiode 1/1 og/eller 31/12 betragtes som påbegyndt hhv. afsluttet på disse datoer. Ser man på fordelingen af personer med én ledighedsperiode på ledighedsomfang i løbet af året er det åbenbart, at fordelingen udviser en voldsom ophobning for et omfang på 52 uger.¹ Tilsvarende findes

1. Jvf. tabel 23 i de relevante årgange af *Stat. Med.* om arbejdsløsheden.

der ophobninger i den øvre hale af omfangsfordelingen for personer med 2 og med 3 ledighedsperioder. For disse grupper beror det formentlig på, at meget lange ledighedsperioder teknisk afbrydes af en kort ferie. Periodiseringsproblemet reduceres i cross-section analysen nedenfor med individdata, hvor årene 1979 og 1980 betragtes under ét.

Cross-section analyse 1979-80

Vi går herefter over til at se på resultaterne fra en analyse på individbasis, som dækker årene 1979 og 1980. Data er et udsnit fra en data-base, som består af en 5% stikprøve af den voksne danske befolkning² for årene 1976-80. For årene 1979-80 foreligger den ugentlige ledighedsgrad oplyst for alle i CRAM-registret. Desuden findes oplysninger om en række demografiske variable, om indkomsten, opdelt på løn, arbejdsløshedsunderstøttelse, B-indkomst etc., om hvilken erhvervsgruppe, personen tilhører, om fagforenings- og forsikringsstatus, om uddannelse, bopæl m.v. Af registreringsmæssige hensyn er en del af disse variable klassificeret ret groft.

Resultaterne nedenfor bygger som nævnt på et udsnit af databasen. Udsnittet består af 15.395 observationer (individ/år), hvoraf 8.714 for mænd og 6.681 for kvinder. P.g.a. de indirekte beregningsmetoder, som er anvendt m.h.t. løn- og understøttelsessatser, jvf. ovenfor, består udsnittet kun af heltidsforsikrede. Gifte kvinder, som har den højeste deltidfrekvens er m.a.o. underrepræsenteret i udsnittet.

En ledighedsperiode kan som nævnt defineres og måles på forskellig vis. I de foreløbige resultater nedenfor er det valgt at betragte 1979 og 1980 under ét. I forhold til CRAM-statistikken undgår vi derved afskæringsproblemet pr. 1/1 1980. Derimod har vi stadig afskæringsproblemet pr. 1/1 1979 og pr. 31/12 1980. Ledighedsperiodernes længde måles, afvigende fra CRAM-statistikken, ud fra de kriterier, der er drøftet i afsnit 2. For på rudimentær måde at kunne undersøge konjunkturforskellen mellem 1979 og 1980 ved en dummy-variabel har vi valgt at datere en ledighedsperiode til det af de to år, som den i dominerende grad tilhører. Vi har desuden valgt at inddrage både de afsluttede ledighedsperioder i to-års perioden og de, som afskæres 1/1 1979 og 31/12 1980. Groft sagt anvender vi derfor CRAM principper, men modificeret dels ved, at en to-års periode anvendes og dels ved, at ledighed defineres mere restriktivt (ugentlig ledighedsgrad $> .5$, jvf. afsnit 2).

Analysen nedenfor er ikke bundet til en bestemt statistisk model for status-skift på arbejdsmarkedet. Vi har derfor valgt at specificere sammenhænge så simpelt som muligt, dels lineært og dels log-lineært. Heckman & Borjas (1980) foreslår en logaritmisk-lineær specifikation af varighedsrelationen i den typiske situation, hvor man har en stikprøve med én ledighedsperiode for hver person i stikprøven, og hvor man kender den afsluttede

2. En mere detaljeret beskrivelse af data-basen findes i N. Westergård-Nielsen (1984), som også indeholder en beskrivelse af de metoder, som er anvendt ved beregning af skøn over løn- og understøttelsessatser.

Tabel 4. Regressionsanalyser af gennemsnitlig varighed af ledighedsperioder (DUR3), 1979-80.

Afhængig Variabel	DUR3		ln (DUR3)		ln (DUR3)	
Konstant	59.31*	(2.4)	2.89*	(8.9)	2.93*	(11.7)
Exper	-.34	(-.07)	-.01*	(-2.0)	-.03*	(-5.5)
Exper 2	.01	(1.3)	.003*	(2.9)	.0005*	(5.4)
Replac	-10.41	(-.3)	.76	(1.9)	.18	(.6)
Woman	7.79	(1.6)	.04	(.6)	-.08	(-1.6)
Sick	1.80	(.6)	.19*	(4.8)	.03	(1.1)
Married	-7.46*	(-2.6)	-.15*	(-4.1)	-.10*	(-3.6)
Prov	-10.94*	(-3.2)	-.23*	(-5.2)	-.15*	(-4.4)
T5	6.66*	(2.7)	.06	(1.9)	.08*	(3.3)
SID	3.38	(.6)	0.04	(.5)	-.04	(-.6)
Constr	-11.12	(-1.8)	-.18*	(-2.3)	-.15*	(-2.4)
KAD	16.60*	(2.2)	.17	(1.7)	.05	(.7)
HK	41.90*	(5.9)	.67*	(7.2)	.36*	(5.0)
Academ	22.28*	(2.2)	.56*	(4.2)	.29*	(2.8)
Other	20.62*	(3.5)	.24*	(3.1)	.10	(1.6)
Hat	—	—	—	—	0.42*	(10.8)
Alpla	—	—	—	—	2.21*	(44.7)
R ²	.046		.074		.435	
N	4209		4209		4209	

Anm.: t-værdi i parentes. Symbolforklaring: Exper, skøn over erhvervsanciennitet beregnet som alder ÷ skønnet antal år under uddannelse ÷ 7. Exper 2, exper kvadreret. Replac, kompensationsgrad med timeunderstøttelse beregnet ved at anvende reglerne på timelønnen. Woman, dummy = 1 for kvinder. Sick, dummy = 1 for personer, som har modtaget sygedagpenge i løbet af året. Married, dummy = 1 for personer, som er sambeskattede. Prov, dummy = 1 for personer med bopæl uden for hovedstadsområdet. T5, dummy = 1 for 1980-observationer. SID, dummy = 1 for medlemmer af specialarbejderforbundet. Constr, dummy = 1 for medlemmer af forbund inden for byggefagene. KAD, dummy = 1 for medlemmer af kvindeligt arbejderforbund. HK, dummy = 1 for medlemmer af HK. Academ, dummy = 1 for medlemmer af forbund for langvarigt uddannede. Other, dummy = 1 for medlemmer af alle andre forbund end de nævnte, excl. Dansk Metalarbejderforbund, som er referencegruppe. Hat, dummy = 1 for personer, hvis timeløn er beregnet fra en estimeret lønrelation. Alpla, ledighedsgrad det foregående år.

varighed for disse perioder. I vor stikprøve er der tale om den gennemsnitlige varighed af ledighedsperioder for en to-års periode, og desuden er en del af perioderne afskårne. Den log-lineære specifikation giver derfor ikke centrale parameterskøn, men er alternativt med en lineær specifikation valgt i mangel af bedre. Samme specifikationer anvendes nedenfor i regressioner med antallet af ledighedsperioder over de to år som afhængig variabel. Som forklarende variable, både i varigheds- og antalsregressionerne, indgår individuelle baggrundsfaktorer, en dummy for konjunkturforskellen mellem 1979 og 1980, kompensationsgraden, samt personens historiske ledighed.

I tabel 4 vises nogle foreløbige resultater fra varighedsanalysen. I de to første regressioner inddrages personernes tidligere ledighed ikke som forklarende variabel. Forklaringsgraderne er lave som forventeligt i individ-analyser. Til trods for de lave \bar{R}^2 -værdier er der dog tale om, at et betragteligt antal koefficienter er signifikante. I den logaritmisk-lineære specifikation fås et signifikant U-formet forløb af den gennemsnitlige varighed m.h.t. erhvervsanciennitet. Kompensationsgraden er insignifikant, men tæt på positiv signifikans på 5%-niveau i den logaritmiske specifikation. Den gennemsnitlige varighed for kvinder afviger ikke signifikant fra varigheden for mænd. For indikator-variablen, Sick, for modtagelse af sygedagpenge findes en signifikant positiv koefficient i den logaritmiske version. Det bør i den forbindelse nævnes, at et længere sygdomsforløb — som medfører udbetaling af sygedagpenge — i en ledighedsperiode medfører, at pågældende registreres med en ledighedsgrad på nul. Umiddelbart ville man derfor forvente en negativ koefficient, hvis ikke sygdom i sig selv var positivt korreleret med ledighed. Sygdomsvariablen er dog så primitiv, at man ikke kan sige noget om kausaliteten i den fundne sammenhæng. Uanset specifikation ses det, at status som gift indebærer signifikant kortere gennemsnitlige ledighedsperioder. Det samme gælder personer med bopæl i provinsen. Konjunkturvariablen T5, for observationer i 1980, er signifikant positiv i den lineære specifikation og tæt på signifikans på 5%-niveau i den log-lineære. For fagforeningsvariablerne er der tre, som har éntydigt signifikant positive koefficienter. Det gælder HK, forbund for langvarigt uddannede og restgruppen af forbund, som alle har signifikant længere gennemsnitlige ledighedsperioder end referencegruppen, som er Metalarbejderforbundet. Det kan nævnes, at restgruppen, Other, dækker knap 30% af alle fagforeningsmedlemmer blandt de ledighedsberørte. For to forbund gælder, at der findes en signifikant koefficient i én af specifikationerne. For Kvindeligt Arbejderforbund findes en signifikant positiv koefficient i den lineære version, mens der i den log-lineære version findes en signifikant negativ koefficient til medlemskab af forbund inden for byggefagene. Endelig ses det, at koefficienten til SID er insignifikant i begge specifikationer. I den sidste regression inddrages dels persons ledighed året før, *Alpla*, og dels en dummy-variabel, *Hat*, for personer, hvis løn er beregnet fra en estimeret lønfunktion. Det drejer sig i alt væsentligt om personer med en høj arbejdsløshed. Forklaringsgraden stiger kraftigt ved inddragelsen af *Alpla*. Der er m.a.o. tale om en kraftig historieafhængighed eller om en uobserveret heterogenitet mellem individerne. Sammenlignet med den logaritmisk-lineære regression uden *Alpla* er forskellene små m.h.t. de øvrige koefficienter. Hovedforskellen er, at koefficienten til sygdomsvariablen bliver insignifikant, og at 1980-dummy'en T5 får en signifikant positiv koefficient.

I tabel 5 vises de tilsvarende regressioner med antallet af ledighedsperioder i årene 1979 og 1980 som afhængig variabel. Det ses, at forklaringsgraden er endnu lavere end i regressionerne for den gennemsnitlige varighed. Der er dog også her tale om et betragteligt antal signifikante koefficienter. Man får éntydigt, at antal ledighedsperioder følger et omvendt

Tabel 5. Regressionsanalyser af gennemsnitlig antal ledighedsperioder (SPELL3), 1979-80.

Afhængig variabel	SPELL 3		ln (SPELL3)		ln (SPELL3)	
Konstant	-1.09	(-1.7)	-.50*	(-2.5)	-.33	(-1.7)
Exper	.06*	(5.1)	.02*	(5.1)	.01*	(3.4)
Exper 2	-.001*	(-4.5)	-.0003*	(-4.4)	-.0002*	(-3.1)
Replac	3.31*	(4.1)	1.08*	(4.3)	.76*	(3.1)
Woman	.11	(.8)	.04	(.9)	.03	(.7)
Sick	.32*	(4.2)	.13*	(5.7)	.12*	(5.2)
Married	.07	(1.0)	.005	(.2)	.01	(.5)
Prov	.16	(1.7)	.08*	(2.9)	.10*	(3.8)
T5	-.01	(-.1)	.01	(.5)	.02	(1.1)
SID	.34*	(2.3)	.12*	(2.7)	.11*	(2.4)
Constr	.46*	(2.9)	.18*	(3.6)	.19*	(3.8)
KAD	.36	(.2)	-.01	(-.2)	-.04	(-.6)
HK	-.11	(-.6)	-.09	(-1.6)	-.12*	(-2.2)
Academ	.63*	(2.4)	.15	(1.8)	.10	(1.2)
Other	.18	(1.2)	.04	(.7)	.02	(.4)
Hat	—	—	—	—	-.19*	(-6.6)
Alpla	—	—	—	—	.65*	(17.1)
R ²	.025		.037		.099	
N	4209		4209		4209	

Anm.: t-værdi i parentes. Symbolforklaring, se anm. til tabel 4.

U-forløb m.h.t. erhvervsanciennitet. Dernæst ses, at man éntydigt får en signifikant positiv koefficient til kompensationsgraden. Kvinder har ikke et antal ledighedsperioder, som afviger fra mænds. Sygdomsindikatoren får éntydigt signifikant positive koefficienter. En del, evt. hele forklaringen er det ovenfor nævnte forhold, at en sygdomsperiode midt i et ellers ubrudt ledighedsforløb medfører registrering af to i stedet for én ledighedsperiode. Status som gift har ingen signifikant indflydelse på antallet af ledighedsperioder. Bopæl i provinsen får i den log-lineære version en signifikant positiv koefficient. Endelig ses, at antallet af perioder ikke er signifikant anderledes i 1980. For fagforeningsvariablerne får vi éntydigt signifikant flere ledighedsperioder for SID og for byggefagene. For langvarigt uddannede fås en signifikant positiv koefficient i den lineære version, mens der fås en signifikant negativ koefficient til HK i den log-lineære version, hvor den laggede ledighedsgrad inddrages. Alle øvrige fagforeningsvariabler får insignifikante koefficienter, d.v.s. at antallet af ledighedsperioder ikke afviger fra Metalarbejderforbundets som referencegruppe.

Endelig skal vi sammenfatte de éntydigt signifikante effekter, der findes i tabellerne 4 og

5. I varighedsregressionerne fås éntydigt kortere varighed for gifte og for personer bosat i provinsen, mens der fås éntydigt længere varigheder for medlemskab af HK, forbund for langvarigt uddannede samt restgruppen af fagforeninger. I antalsregressionerne fås en éntydigt omvendt U-formet afhængighed af erhvervsancienniteten, en signifikant positiv koefficient til kompensationsgraden, samt signifikant flere ledighedsperioder for medlemmer af Specialarbejderforbundet og forbund inden for byggefagene.

Det er umiddelbart svært at sammenligne tabellerne 4 og 5 med resultater i litteraturen. De typiske undersøgelser på området vedrører stikprøver, hvor man på en bestemt dato udtager et udsnit af de aktuelt arbejdsløse og opgør den afsluttede varighed af deres igangværende ledighedsperiode. Der er m.a.o. tale om, at der, i modsætning til den her anvendte stikprøve, kun findes én observation pr. person.

Regressionsanalyser med antallet af ledighedsperioder over et længere tidsrum som afhængig variabel er vi ikke bekendt med i litteraturen.³ En mulig fortolkning af den signifikant positive koefficient til kompensationsgraden i disse regressioner er, at midlertidig hjemsendelse i overvejende grad rammer relativt lavt lønnede. I et tidligere papir (P.J. Pedersen & N. Westergård-Nielsen, 1984 b), hvor den årlige ledighedsgrad blev brugt som afhængig variabel, var koefficienten til kompensationsgraden enten insignifikant eller negativ. Fortolket ud fra resultaterne i tabellerne 4 og 5 må dette resultat bero på, at den signifikant positive koefficient i antalsregressionerne neutraliseres af den negative sammenhæng mellem antal perioder og deres gennemsnitlige varighed, som er påvist i tabel 3.

Endelig kan der være grund til at nævne, at en række væsentlige individuelle karakteristika ikke måles ved de foreliggende baggrundsvariable. Teknisk karakteriseres dette som forekomst af uobserveret heterogenitet. I nærværende sammenhæng vil det give sig udslag i, at personer med samme målte karakteristika vil have en spredning i deres ledighedsvarighed og -hyppighed med den egenskab, at personer med over gennemsnitlige værdier i én periode også vil have det i andre perioder, og tilsvarende for personer med under gennemsnitlige værdier. En nærliggende måde at inddrage dette på er at anvende personens tidligere ledighedsgrad, -varighed eller -hyppighed som forklarende variable. Denne fremgangsmåde blev anvendt ved brug af den laggede ledighedsgrad i nogle af regressionerne i tabel 4 og 5. Fremgangsmåden er imidlertid problematisk, fordi det — med de simple specifikationer, som anvendes — er umuligt at sondre mellem, hvor meget af den fundne effekt, som beror på historieafhængighed, og hvor meget der beror på uobserveret heterogenitet.⁴

3. For en geografisk afgrænset stikprøve søger T. Eriksson i en logitmodel at forklare omfanget af »spell-recurrence« defineret som sandsynligheden for at have haft mindst to ledighedsperioder i et givet tidsrum.

4. For en grundig diskussion af disse problemer henvises til P. Jensen (1984).

5. Sammenfatning

Formålet har været at se på nogle af faktorerne bag variationer i arbejdsløshedsprocentens to komponenter, den gennemsnitlige varighed af ledighedsperioder og den relative indstrømning til ledighed. Der ses dels på udviklingen over tid i aggregerede data, og dels redegøres der for resultaterne fra en individbaseret undersøgelse, der dækker årene 1979 og 1980.

Udviklingen i arbejdsløsheden under den anden oliekrise (1979-82) er sammensat af en stigning i den gennemsnitlige varighed på ca. 30% og et fald i den relative indstrømning på ca. 5%. Desuden påvises, at den væsentlig lavere arbejdsløshedsprocent for deltidsforsikrede beror på en væsentligt lavere relativ indstrømning, mens den gennemsnitlige varighed af ledighedsperioderne ikke afviger fra heltidsforsikrede. Dernæst påvises, at der for årene omfattet af CRAM-statistikken findes en monoton negativ sammenhæng mellem antallet af ledighedsperioder og deres gennemsnitlige varighed. Endelig påvises det for den samme periode, at det årlige omfang af ledighed er større for personer, der rammes af to eller flere ledighedsperioder end for personer, der kun har én ledighedsperiode. Derimod er omfanget af ledighed stort set uafhængigt af antallet af ledighedsperioder for personer med to eller flere perioder.

I cross-section analysen med individdata anvendes regressionsanalyser med den gennemsnitlige varighed af ledighedsperioder og antallet af ledighedsperioder som afhængige variable. Som forklarende variable anvendes individuelle baggrundsfaktorer, en simpel konjunkturvariabel samt kompensationsgraden. Forklaringsgraden er lav i disse foreløbige regressioner, men der findes i alle regressioner et betragteligt antal signifikante koefficienter. Som et specielt interessant resultat kan nævnes, at der éntydigt findes signifikant positive koefficienter til kompensationsgraden i antalsregressionerne. Ved inddragelse af den laggede ledighedsgrad som forklarende variabel fås en kraftig stigning i forklaringsgraden. Med de simple metoder, der anvendes, kan det ikke afgøres, om effekten fra den laggede ledighedsgrad beror på historiafhængighed eller på uobserverede forskelle imellem personerne.

Litteratur

- Akerlof, G.A. & B.G.M. Main. 1980. Unemployment Spells and Unemployment Experience. *American Economic Review*: 885-93.
- Eriksson, T. 1984. *Unemployment Duration, Spell Recurrence, and State Dependence — Evidence from Micro Data*. Åbo Akademi.
- Heckman, J.J. & G.J. Borjas. 1980. Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence. *Economica*: 247-83.
- Jensen, P. 1984. *Methodological/Econometric Aspects of Labour Market Dynamics*. Aarhus Universitet.
- Kaitz, H.B. 1970. Analyzing the Length of

5. Sammenfatning

Formålet har været at se på nogle af faktorerne bag variationer i arbejdsløshedsprocentens to komponenter, den gennemsnitlige varighed af ledighedsperioder og den relative indstrømning til ledighed. Der ses dels på udviklingen over tid i aggregerede data, og dels redegøres der for resultaterne fra en individbaseret undersøgelse, der dækker årene 1979 og 1980.

Udviklingen i arbejdsløsheden under den anden oliekrise (1979-82) er sammensat af en stigning i den gennemsnitlige varighed på ca. 30% og et fald i den relative indstrømning på ca. 5%. Desuden påvises, at den væsentlig lavere arbejdsløshedsprocent for deltidsforsikrede beror på en væsentligt lavere relativ indstrømning, mens den gennemsnitlige varighed af ledighedsperioderne ikke afviger fra heltidsforsikrede. Dernæst påvises, at der for årene omfattet af CRAM-statistikken findes en monoton negativ sammenhæng mellem antallet af ledighedsperioder og deres gennemsnitlige varighed. Endelig påvises det for den samme periode, at det årlige omfang af ledighed er større for personer, der rammes af to eller flere ledighedsperioder end for personer, der kun har én ledighedsperiode. Derimod er omfanget af ledighed stort set uafhængigt af antallet af ledighedsperioder for personer med to eller flere perioder.

I cross-section analysen med individdata anvendes regressionsanalyser med den gennemsnitlige varighed af ledighedsperioder og antallet af ledighedsperioder som afhængige variable. Som forklarende variable anvendes individuelle baggrundsfaktorer, en simpel konjunkturvariabel samt kompensationsgraden. Forklaringsgraden er lav i disse foreløbige regressioner, men der findes i alle regressioner et betragteligt antal signifikante koefficienter. Som et specielt interessant resultat kan nævnes, at der éntydigt findes signifikant positive koefficienter til kompensationsgraden i antalsregressionerne. Ved inddragelse af den laggede ledighedsgrad som forklarende variabel fås en kraftig stigning i forklaringsgraden. Med de simple metoder, der anvendes, kan det ikke afgøres, om effekten fra den laggede ledighedsgrad beror på historiafhængighed eller på uobserverede forskelle imellem personerne.

Litteratur

- Akerlof, G.A. & B.G.M. Main. 1980. Unemployment Spells and Unemployment Experience. *American Economic Review*: 885-93.
- Eriksson, T. 1984. *Unemployment Duration, Spell Recurrence, and State Dependence — Evidence from Micro Data*. Åbo Akademi.
- Heckman, J.J. & G.J. Borjas. 1980. Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence. *Economica*: 247-83.
- Jensen, P. 1984. *Methodological/Econometric Aspects of Labour Market Dynamics*. Aarhus Universitet.
- Kaitz, H.B. 1970. Analyzing the Length of

- Spells of Unemployment: *Monthly Labor Review*, November: 11-20.
- Larsen, R.B. & P.J. Pedersen. 1983. *The Construction of Event Histories, Wage Rates and Unemployment Benefits*. Studies in Labor Market Dynamics 83-3. Økonomisk Institut, Aarhus Universitet.
- Pedersen, P.J. & N. Westergård-Nielsen. 1984 a. Arbejdsløshed og understøttelse — nogle foreløbige resultater. I *Arbejdsløshedsforskning IV. Strukturproblemer og økonomisk politik*. SSF. Aalborg.
- Pedersen, P.J. & N. Westergård-Nielsen. 1984 b. *A Longitudinal Study of Unemployment: History Dependence and Insurance Effects*. Handelshøjskolen i Århus.
- Rosdahl, A. 1982. Udviklingen i mobiliteten på arbejdsmarkedet. Kap. 2 i H. Mørkeberg & A. Rosdahl (red.). *Marked, statslig politik og velfærdsmæssige konsekvenser*. Arbejdsløshedsundersøgelserne 3. Socialforskningsinstituttet. Publikation 107. København.
- Salant, S.W. 1977. Search Theory and Duration Data: A Theory of Sorts. *Quarterly Journal of Economics*: 39-57.
- Smith, N. 1983. Varighed af ledighed og indstrømning til arbejdsløshed. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*: 160-80.
- Westergård-Nielsen, N. 1984. *A Description of a Danish Longitudinal Data Base*. Studies in Labor Market Dynamics 84-1. Handelshøjskolen i Århus.