

Varighed af ledighed og indstrømning til arbejdsløshed

Nina Smith

Handelshøjskoleafdelingen, Sønderborg

SUMMARY: The unemployment rate in a given time period may consist of a relatively small stock of unemployed, experiencing long unemployment spells, or a large stock having short spells. The Danish duration structure of unemployment is analyzed by constructing timeseries for the average length of interrupted and completed spells and the inflow rate to unemployment. Compared internationally, the duration of unemployment spells in Denmark seems to be short. This result may be in favour of the search and contract theories. Estimation indicates, however, that the main determinant of unemployment is the effective demand, a result more in line with a traditional keynesian view.

1. Indledning

Arbejdsløshed har traditionelt været betragtet som resultatet af uligevægtsfænomener, forårsaget af konjunkturelle svingninger, sæsonforhold og strukturelle tilpasningsproblemer samt i begrænset omfang friktionsarbejdsløshed. Den konjunkturelle arbejdsløshed ses som konsekvensen af generel underefterspørgsel i økonomien og ytrer sig (ligesom strukturarbejdsløshed) ved, at et relativt begrænset antal personer oplever meget lange ledighedsperioder (»keynesiansk arbejdsløshed«).

I modsætning hertil står det såkaldte »new view of unemployment«, ifølge hvilket gruppen af arbejdsløse primært udgøres af et meget stort antal personer med forholdsvis korte ledighedsperioder (»turnover-arbejdsløshed«). Arbejdsløsheden antages her for en stor del at være (frivillig) friktionsarbejdsløshed, som fremkommer ved jobskift, indtræden i arbejdsstyrken eller midlertidig hjemsendelsesledighed. Den teoretiske basis er søge- og kontraktteoriene.

Ifølge søgeteoriene vælger arbejderne at være arbejdsløse i perioder for at foretage

Analysen indgår i et projekt om dynamiske processer på arbejdsmarkedet, som har modtaget støtte fra Det samfundsvidenskabelige Forskningsråd og Evalueringsudvalget. Jeg takker Peder J. Pedersen, Henning Bunzel, Niels Westergård-Nielsen samt Lars Muus for mange værdifulde kommentarer.

Varighed af ledighed og indstrømning til arbejdsløshed

Nina Smith

Handelshøjskoleafdelingen, Sønderborg

SUMMARY: The unemployment rate in a given time period may consist of a relatively small stock of unemployed, experiencing long unemployment spells, or a large stock having short spells. The Danish duration structure of unemployment is analyzed by constructing timeseries for the average length of interrupted and completed spells and the inflow rate to unemployment. Compared internationally, the duration of unemployment spells in Denmark seems to be short. This result may be in favour of the search and contract theories. Estimation indicates, however, that the main determinant of unemployment is the effective demand, a result more in line with a traditional keynesian view.

1. Indledning

Arbejdsløshed har traditionelt været betragtet som resultatet af uligevægtsfænomener, forårsaget af konjunkturelle svingninger, sæsonforhold og strukturelle tilpasningsproblemer samt i begrænset omfang friktionsarbejdsløshed. Den konjunkturelle arbejdsløshed ses som konsekvensen af generel underefterspørgsel i økonomien og ytrer sig (ligesom strukturarbejdsløshed) ved, at et relativt begrænset antal personer oplever meget lange ledighedsperioder (»keynesiansk arbejdsløshed«).

I modsætning hertil står det såkaldte »new view of unemployment«, ifølge hvilket gruppen af arbejdsløse primært udgøres af et meget stort antal personer med forholdsvis korte ledighedsperioder (»turnover-arbejdsløshed«). Arbejdsløsheden antages her for en stor del at være (frivillig) friktionsarbejdsløshed, som fremkommer ved jobskift, indtræden i arbejdsstyrken eller midlertidig hjemsendelsesledighed. Den teoretiske basis er søge- og kontraktteoriene.

Ifølge søgeteoriene vælger arbejderne at være arbejdsløse i perioder for at foretage

Analysen indgår i et projekt om dynamiske processer på arbejdsmarkedet, som har modtaget støtte fra Det samfundsvidenskabelige Forskningsråd og Evalueringsudvalget. Jeg takker Peder J. Pedersen, Henning Bunzel, Niels Westergård-Nielsen samt Lars Muus for mange værdifulde kommentarer.

jobsøgning med henblik på at finde et bedre aflønnet job end det hidtidige.¹ Søgeprocessens længde og søgeintensiteten bestemmes af det marginale afkast ved jobsøgning (højere løn evt. bedre arbejdsvilkår) i forhold til de marginale omkostninger i form af tabt arbejdsfortjeneste (incl. evt. arbejdsløshedsforsikring) samt udgifter til transport, frimærker m.v. ved jobsøgning.

I kontraktteoriene antages, at arbejdere og virksomhed indgår eksplicite eller implicite kontrakter med aftaler om givne lønsatser i kontraktperioden. Virksomheden har et vist antal arbejdere tilknyttet gennem sådanne kontrakter, men kun en del af disse arbejdere vil i almindelighed blive beskæftiget på virksomheden; resten er ledige.² Mens søgeteoriene bygger på antagelser om manglende information hos arbejdere og virksomheder om henholdsvis lønforhold og produktivitet hos arbejderne, er den væsentlige forudsætning i kontraktteoriene forskellig risikoaversion hos arbejdere og virksomhed.³ Fælles for søge- og kontraktteoriene er imidlertid, at arbejdsløshedsperioder er kortvarige og ikke koncentreret på et relativt begrænset antal personer.

I overensstemmelse med den teoretiske udvikling er de empiriske studier af arbejdsløshedsforhold i det seneste tiår i stadig højere grad gået i retning af at betragte arbejdsløshed ud fra en dynamisk synsvinkel, hvor der ikke alene fokuseres på selve gruppen af arbejdsløse på givne tidspunkter, men hvor også data af mere dynamisk karakter (oplysninger om strømme til og fra arbejdsløshed, ledighedsperioders længde m.v.) tillægges stor vægt.

Hensigten med denne artikel er, dels at give en dynamisk orienteret beskrivelse af danske arbejdsløshedsforhold i perioden 1965-78,⁴ og dels at undersøge, hvilken af de to typer af arbejdsløshed (»turnover«- eller »keynesiansk«-arbejdsløshed), der har været mest dominerende i perioden 1965-78. Ud over teoretisk interesse er en sådan analyse også væsentlig for vurderingen af velfærdsbyrden ved ledighed. Er arbejdsløsheden overvejende kortvarig og jævnt fordelt på arbejdsstyrken, vil de velfærdsmæssige konsekvenser være betydeligt mindre, end hvis arbejdsløsheden er relativt koncentreret på få personer med lange eller gentagne korte ledighedsperioder.

1. I de senere søgeteoretiske modeller kombineres den frivillige søgearbejdsløshed dog også med ufrivillig arbejdsløshed, D. Mortensen (1977).

2. Denne type arbejdsløshed svarer stort set til hjemsendelsesledighed.

3. For en grundig gennemgang af søge- og kontraktteoriene, se Lippman & McCall (1979) og Azariades (1979). En dansk oversigt over teoretiske og empiriske studier findes hos Pedersen (1981).

4. En mere statisk orienteret beskrivelse af arbejdsløsheden i Danmark i efterkrigstiden findes hos N. Westergård-Nielsen (1982), mens der for året 1979 findes en relativt dynamisk analyse hos T. B. Sørensen (1981).

I det sidste tilfælde må arbejdsstyrkens gennemsnitlige produktivitet ventes at falde p.g.a. store afskrivninger på human capital ved langvarig arbejdsløshed, mens arbejdsproduktiviteten snarere vil stige ved »turnover-arbejdsløshed« p.g.a. bedre ressourceallokering gennem jobsøgning.

Endelig kan en vurdering af arbejdsløshedens karakter have implikationer for valg af instrumenter i den økonomiske politik, idet der selvsagt må anvendes andre instrumenter, hvis arbejdsløsheden skyldes generel under efterspørgsel i samfundet, end hvis arbejdsløsheden overvejende er søge- eller hjemsendelsesledighed, fremkaldt f.eks. af et højt niveau for arbejdsløshedsdagpengene.

2. Data

De ideelle datakrav til en analyse af ovenstående teser er longitudinale data, hvor de enkelte individers »livsforløb« (m.h.t. beskæftigelsestilstandene: Arbejdsløshed, beskæftigelse, uden for arbejdsstyrken) kontinuerligt registreres sammen med relevante baggrundsvARIABLE.

Disse ideelle krav er ikke tilnærmelsesvis opfyldt i det datamateriale, som benyttes i den herværende undersøgelse. Indtil 1979 var den danske arbejdsløshedsstatistik relativt statisk orienteret og hovedvægten lå på statiske opgørelser over den registrerede ledighed på givne tidspunkter, fordelt efter en lang række kriterier (køn, arbejdsløshedskasse, region, alder m.v.). Derimod var der meget begrænsede opgørelser af mere dynamisk karakter.⁵

For perioden 1965-78 findes en række opgørelser over antallet af ledighedsperioder, der er i gang på en given dato, fordelt efter ledighedsperiodens varighed.⁶ Disse fordelinger af »afbrudte« ledighedsperioder, som med varierende hyppighed er opgjort for forskellige grupper på arbejdsmarkedet, giver umiddelbart et vist indtryk af arbejdsløshedens karakter i den betragtede periode.

Der er imidlertid flere problemer ved de danske varighedsdata fra denne periode. Et generelt problem ved den ældre arbejdsløshedsstatistik er, at den stort set kun omfatter (fuldtids)forsikrede. Specielt for kvinder og unge, som i hele perioden har en relativt lav, men voksende forsikringsprocent, er dette alvorligt. Dels fordi det er sandsynligt, at de fuldtidsforsikrede afviger systematisk fra de øvrige ikke-forsikrede i

5. Fra og med 1979 er den danske arbejdsløshedsstatistik (CRAM) ændret betydeligt og indeholder nu også mere dynamisk orienterede opgørelser.

6. D.v.s. for hver person indgår kun længden af én (uafsluttet) ledighedsperiode. Hvis en længere ledighedsperiode har været brudt af midlertidigt arbejde eller ferie, regnes kun sidste del af ledighedsperioden med. En fyldigere omtale af de danske varighedsopgørelser for tiden før 1979 findes i N. Smith (1982).

gruppen, og dels fordi de stigende forsikringsprocenter i løbet af sidste halvdel af 70'erne kan være udtryk for en systematisk ændring i de enkelte befolkningsgruppers sammensætning m.h.t. karakteristika, der er relevante ved forklaring af gruppernes arbejdsløshed.

Fortolkninger på varighedsfordelinger for *afbrudte* (igangværende) ledighedsperioder, der i det følgende betegnes T , er yderligere noget problematisk, når hensigten er at belyse velfærdskonsekvenser af ledighed. For sådanne formål er den relevante variabel længden af *afsluttede* ledighedsperioder (betegnes S), samt oplysninger om antallet af ledighedsperioder for de enkelte personer. Disse oplysninger findes ikke i arbejdsløshedsstatistikken fra før 1979.

Fordelingen for afbrudte ledighedsperioder giver et skævt billede af fordelingen for afsluttede ledighedsperioder af to grunde. I en stationær tilstand gælder, at den forventede ledighedsperiode for en person med en afsluttet ledighedsperiode på S er:⁷

$$E(T|S) = 1/2 \cdot S \quad (1)$$

dvs. i gennemsnit observeres kun halvdelen af ledighedsperioderne i en cross-section opgørelse på et givet tidspunkt (*»interruption bias«*). Benyttes den gennemsnitlige varighed af afbrudte ledighedsperioder, $E(T)$, som et mål for varigheden af afsluttede ledighedsperioder, $E(S)$, undervurderes denne.

I modsat retning trækker den såkaldte *»længde bias«*, som forekommer hvis ledighedsperiodernes længde varierer inden for de enkelte befolkningsgrupper (heterogenitet), fordi personer med lange ledighedsperioder bliver overrepræsenteret i et cross-section snit. (Lange ledighedsperioder har større sandsynlighed for repræsentation).

Hvis den individuelle sandsynlighed for at forlade arbejdsløshed er uafhængig af, hvor længe man har været ledig, kan det vises, at de to skævheder vil opveje hinanden.⁸ Hvis derimod sandsynligheden aftager, jo længere man har været ledig, hvilket de fleste empiriske undersøgelser tyder på, vil den gennemsnitlige varighed af *afbrudte* ledighedsperioder være større end den gennemsnitlige varighed af *afsluttede* ledighedsperioder.

Hertil kommer, at sammenligninger over tiden eller mellem forskellige befolkningsgrupper på basis af beregninger af den gennemsnitlige varighed af afbrudte ledighedsperioder, $E(T)$, kan give et skævt billede af, hvordan arbejdsløshedsproblemet udvikler sig over tiden eller fordeler sig mellem

7. Salant (1977).

8. Salant (1977).

befolkningsgrupperne, hvis variationen i de individuelle sandsynligheder for at forlade arbejdsløshedsregistret ændres over tiden eller er forskellig mellem grupperne.

Sammenlignes eksempelvis to befolkningsgrupper, A og B , hvor $E(S_A) < E(S_B)$, og hvor variationen i de afsluttede ledighedsperioders længde (heterogeniteten) er størst i A , kan det meget let forekomme, at $E(T_A) > E(T_B)$.⁹ Dette skyldes en slags sorteringsproces, som bevirker, at personer med stor sandsynlighed for at forlade arbejdsløshedsregistret meget hurtigt, »sorteres fra« og forlader registret, mens arbejdsløse med små beskæftigelseschancer vil dominere registret (længdebiasen er størst i de befolkningsgrupper med størst heterogenitet). Forskellen mellem $E(T)$ og $E(S)$ vil være størst i de befolkningsgrupper med den største heterogenitet.

Der er derfor foretaget en beregning af den gennemsnitlige varighed af afsluttede ledighedsperioder på basis af fordelinger for afbrudte ledighedsperioder. Der findes forskellige metoder hertil,¹⁰ hvoraf flere dog ikke er anvendelige på de danske data i den betragtede periode.

En umiddelbart let tilgængelig metode fås ved at benytte, at arbejdsløshedstallet i en stationær økonomi, hvor strømmene ind og ud af arbejdsløshedstilstanden er konstante, kan dekomponeres i en indstrømnings- og varighedskomponent¹¹

$$U = F \cdot D, \quad (2)$$

hvor U = antal arbejdsløse personer

F = »indstrømning« (antal personer, som strømmer ind i arbejdsløshedsgruppen pr. periode)

D = den gennemsnitlige varighed af afsluttede ledighedsperioder (= $E(S)$).

Heraf fås

$$D = U/F \quad (3)$$

Fordelen ved dette mål for $E(S)$ er, at det er yderst simpelt at beregne og ikke kræver laggede variable i beregningen, hvilket er en stor fordel ved anvendelse af de danske data p.g.a. den skiftende opgørelseshyppighed. Dog findes ikke direkte oplysninger om den daglige eller ugentlige indstrømning til arbejdsløshed. I stedet angives antallet af personer, som på tællingsdagen har været ledige i 1-3 dage, et mål, der

9. Salant (1977).

10. Eksempelvis er forskellige beregningsmetoder, anvendt på aggregerede data, angivet hos Kaitz (1970), Cripps & Tarling (1974), Bowers & Harkess (1979) og Björklund (1981).

11. Jfr. f.eks. A. Björklund (1981), p. 2:9-2:10.

undervurderer indstrømningen, fordi en del personer med kun 1 eller 2 dages ledighed inden for de sidste 3 dage før tællingstidspunktet allerede har forladt registret igen på tællingsdagen.¹²

Hvis de daglige sandsynligheder for at forlade arbejdsløshedsregistret på de enkelte tællingstidspunkter var kendt, kunne der let korrigeres for dette problem. Overgangssandsynligheder kan imidlertid først beregnes fra 1979, hvorfor overgangssandsynligheder fra 1979 er anvendt til korrektion af indstrømningsmålet.¹³ Da overgangssandsynlighederne må ventes at være stærkt konjunktur- og sæsonfølsomme, vil de beregnede mål for $E(S)$ undervurdere konjunktur- og sæsonvariationen.¹⁴

Et andet meget afgørende problem ved metoden er, at den bygger stærkt på forudsætningen om stationaritet. Denne forudsætning er for en del af den betragtede periode yderst kritisabel. I opgangskonjunkturer vil indstrømningen til arbejdsløshed være lille i forhold til bestanden, og $E(S)$ overvurderes. Omvendt i nedgangskonjunkturer. Tilsvarende skævheder opstår inden for året på grund af sæsonvariation i indstrømningen til arbejdsløshed.

En anden metode til beregning af $E(S)$, som er betydelig mere ressourcekrævende, men som i langt større grad udnytter den eksisterende information, er at konstruere »syntetiske arbejdsløshedsregistre« for hvert tællingstidspunkt. Metoden er angivet af Bowers & Harkess (1979).

Lad $f(x, t)$ angive antallet af personer, som på tidspunkt t har været arbejdsløse i x dage/uger. $f(0, t-x)$ bliver således antallet af personer, der for x dage/uger siden strømmede ind i arbejdsløshedsregistret). Den gennemsnitlige afsluttede ledighedsperiode beregnes da som:

$$e(t) = \int_0^n \frac{f(x, t)}{f(0, t-x)} dx \quad (4)$$

hvor n er antal dage/uger, som maksimalt tilbringes i registret.

Hvis økonomien er stationær, vil $e(t)$ angive den forventede varighed af de afsluttede ledighedsperioder for alle generationer af arbejdsløse, der strømmer ind i registret. Dette gælder derimod ikke i en ikke-stationær økonomi. Her vil $e(t)$ som hviler på bagudrettet erfaring, lagge bagefter og undervurdere $E(S)$ i opgangskonjunkturer og undervurdere i nedgangskonjunkturer. På den anden side kan dette netop

12. Jfr. A. Rosdahl (1981) p. 107, som foretager en nogenlunde tilsvarende beregning.

13. Jfr. N. Smith (1982) for en nøjere gennemgang af beregningsmetoder samt kritik af disse.

14. Konjunkturfølsomheden undervurderes, fordi de korrekte daglige overgangssandsynligheder må ventes at være betydeligt større i højkonjunkturer end de anvendte størrelser fra 1979 og de beregnede varigheder overvurderes følgelig i højkonjunkturer.

ses som en styrke ved målet, idet det på ethvert tællingstidspunkt giver et komprimeret billede af den givne varighedsfordeling.

Beregning af $e(t)$ forudsætter regelmæssige opgørelser over fordelingen af afbrudte ledighedsperioder. Dette er tilnærmelsesvis opfyldt for hele gruppen af arbejdsløse (samt de enkelte arbejdsløsheds-kasser). Metoden benyttes derfor kun på de samlede tal for hele arbejdsløshedsgruppen. Herudover giver beregningen nye problemer, som ikke her skal omtales i detaljer.¹⁵ Eksempelvis beror valget af n , den maksimale tid i arbejdsløshedsregistret, på et skøn. Ud fra overvejelser om regler for fordeling af arbejdsløshedsforsikring (der indgår kun observationer for fuldtidsforsikrede ledige) er n sat til 3 år (156 uger).

3. Beskrivelse af varighedsstrukturen

Fordelingen af afbrudte ledighedsperioder for udvalgte år i perioden 1965-78 giver et første indtryk af pålideligheden af de hypoteser, som blev opstillet i indledningen, jf. tabel 1.¹⁶

Tabel 1. Relativ fordeling af antal fuldtidsforsikrede ledige ultimo juli 1965, 1972 og 1978 efter de afbrudte ledighedsperioders varighed.

	dage							I alt	Antal	Arbejdsløsh. (% gns. juli)
	1-3	4-9	10-15	16-25	26-50	51-100	>100			
<i>1965</i>										
Mænd	43%	31%	11%	8%	4%	1%	2%	100%	3870	0,6
Kvinder	47%	29%	7%	6%	4%	3%	3%	100%	947	0,5
Alle	43%	31%	10%	8%	4%	2%	2%	100%	4817	0,6
<i>1972</i>										
Mænd	29%	21%	15%	11%	10%	7%	7%	100%	15334	2,4
Kvinder	35%	19%	9%	10%	10%	7%	10%	100%	4142	2,3
Alle	30%	21%	14%	11%	10%	7%	8%	100%	19476	2,4
<i>1978</i>										
Mænd	15%	15%	10%	8%	13%	11%	28%	100%	76616	8,9
Kvinder	16%	14%	9%	7%	13%	10%	31%	100%	55007	14,2
Alle	15%	15%	9%	8%	13%	11%	29%	100%	131623	10,6

Kilde: Statistiske Meddelelser: *Arbejdsløsheden 1965 (1972, 1978)*.

15. Se N. Smith (1982) for en nærmere redegørelse for beregningerne.

16. Varighedsfordelingerne for juli måned anvendes i det følgende, dels af nød (fordeling på demografiske grupper findes kun i jultællinger), og dels fordi dette stort set fjerner sæsonledighed, som primært er af betydning for mænd.

Tabel 2. Fordeling af det oplevede antal ledighedsuger i de igangværende ledighedsperioder efter ledighedsperiodens længde. Ultimo juli.

	dage							I alt
	1-3	4-9	10-15	16-25	26-50	51-100	> 100	
1965	5%	13%	8%	11%	10%	5%	48%	100%
1972	1%	3%	4%	6%	10%	9%	67%	100%
1978	0%	1%	1%	2%	5%	5%	87%	100%

Kilde: Statistiske Meddelelser: *Arbejdsløsheden 1965 (1972, 1978)*.

I løbet af perioden 1965-78 synes at være sket et meget markant skift i varighedsfordelingerne for både mænd og kvinder. Mens der i 1965 kun var ca. 2% af de ledige, der på tællingstidspunktet i slutningen af juli havde været arbejdsløse i over 100 dage, var denne andel i 1978 vokset til ca. 30%. Dette skift hænger selvsagt nøje sammen med konjunkturudviklingen generelt, men som det ses, var denne udvikling dog allerede i gang i 1972, inden det egentlige konjunkturomslag satte ind. Ligeledes var fordelingen for mænd og kvinder i 1978 relativt ens, til trods for at kvindernes arbejdsløshedsprocent i dette år var 60% større end mændenes.

Selvom antallet af personer med længerevarende ledighed således er vokset stærkt, havde knap halvdelen af de ledige i 1978 været arbejdsløse i mindre end 25 dage, mens den tilsvarende del i 1965 var helt oppe på 92%. Disse tal synes at pege på, at en meget stor del af arbejdsløsheden blandt både mænd og kvinder er meget kortvarig. Dette resultat genfindes i stort set alle udenlandske undersøgelser, jfr. f.eks. Akerlof & Main (1980).

Et ganske andet billede tegner sig, hvis man i stedet for fordelingen af antal arbejdsløse ser på fordelingen af antal oplevede arbejdsløshedsuger, fordelt efter igangværende ledighedsperioders længde, jfr. tabel 2.¹⁷

Langt hovedparten af den samlede gennemlevede arbejdsløshed var i 1978 placeret hos personer med en ledighed på over 100 dage og selv i højkonjunkturåret 1965, var denne andel på knap 50%. Dette resultat falder ligeledes helt i tråd med undersøgelsesresultater fra andre lande, jfr. f.eks. Clark & Summers (1979).

17. Beregnes ved at vægte de absolutte varighedsfordelinger med den gns. oplevede ledighed i hver varighedskategori. For de første 6 kategorier er valgt intervalmidtpunkterne som vægte, mens der for det åbne interval, noget arbitrært, er valgt vægten 52 uger. Konklusionen ændres ikke væsentligt ved andre, f.eks. lavere vægte for det åbne interval. Sættes vægten i stedet til f.eks. 40 uger, bliver andelen i det åbne interval for årene 1965, 1972 og 1978, hhv. 42%, 61% og 84%.

Tabel 3. Den gennemsnitlige varighed af igangværende ledighedsperioder, $E\hat{T}$ ^(a), og afsluttede ledighedsperioder, $E\hat{S}$ ^(b), målt i uger.

	Alle		Mænd		Kvinder			
	ult. januar $E\hat{T}$	ult. juli $E\hat{S}$	ult. juli $E\hat{T}$	ult. juli $E\hat{S}$	ult. juli $E\hat{T}$	ult. juli $E\hat{S}$		
1965	-	-	2.4	1.1	2.3	1.1	3.0	1.0
1966	4.5	3.0	2.9	1.1	2.6	1.1	4.2	1.1
1967	5.2	2.3	3.2	1.2	3.0	0.5	4.1	1.0
1968	6.9	4.0	5.8	1.7	5.8	1.9	6.0	1.8
1969	8.2	3.0	6.4	1.2	5.8	1.4	7.5	1.4
1970	5.9	2.9	3.9	1.0	3.5	1.0	4.9	1.2
1971	4.7	1.5	4.5	1.4	4.4	1.3	4.7	1.1
1972	6.5	3.4	6.3	1.6	6.1	1.7	7.0	1.4
1973	7.0	1.9	4.7	1.4	4.3	1.4	6.5	1.3
1974	6.0	2.4	5.1	1.6	5.1	1.4	5.1	1.0
1975	10.9	3.6	11.9	2.6	-	-	-	-
1976	17.9	4.6	13.7	3.0	13.2	2.3	14.6	2.4
1977	16.7	4.4	16.0	3.0	15.0	2.7	17.7	3.2
1978	17.3	4.1	17.6	3.4	17.0	3.1	18.4	3.1

Note: ^(a) $E\hat{T}$ beregnes ved at benytte intervalmidpunkter som vægte; for det åbne interval er valgt vægten 52 uger. ^(b) $E\hat{S}$ beregnes af (4) for perioden 1968-78 for gruppen »Alle«; alle øvrige værdier for $E\hat{S}$ er beregnet af (3).

Et aggregeret mål for varighedsfordelingerne, der er beskrevet ovenfor, er den gennemsnitlige længde af igangværende og afsluttede ledighedsperioder, $E\hat{T}$ og $E\hat{S}$. Disse er vist i tabel 3.¹⁸

Den gennemsnitlige varighed af afsluttede ledighedsperioder ligger i perioden op til og med 1974 på et ret konstant niveau, 1-2 uger i juli, for både mænd og kvinder. (Januar tallene, der som ventet er noget højere end jultallene, varierer dog en del primært som følge af skiftende vejrlig). Fra 1975 øges $E\hat{S}$ jævnt til godt 3 uger for begge køn i 1978.

Statistikken for perioden 1965-78 er ikke helt sammenlignelig med den offentliggjorte CRAM-statistik efter 1978, jfr. N. Smith (1982). Til sammenligning skal dog anføres, at den gennemsnitlige varighed for året som helhed i følge den offentliggjorte arbejdsløshedsstatistik for heltidsforsikrede mænd (kvinder) i 1979 var

18. Varighedsfordelingerne er indtil 1975 kun opgjort ultimo juli for mænd og kvinder samt for forskellige aldersgrupper, hvorfor alle disaggregerede varighedsstørrelser i det følgende kun angives ultimo juli. For 1975 findes ingen kønsfordelte varighedsoplysninger.

4,5 uger (8,6 uger) i 1980 5,4 uger (8,5 uger) og i 1981, 7,3 uger (9,5 uger). Forudsat sammenlignelighed, er den gennemsnitlige varighed altså vokset i de sidste år af 70'erne i takt med det stigende generelle arbejdsløshedsniveau, og samtidig synes at være sket et væsentligt skift i arbejdsløshedens fordeling på mænd og kvinder.

Som ventet er den gennemsnitlige varighed af igangværende ledighedsperioder i alle årene større end den beregnede gns. varighed af afsluttede ledighedsperioder,¹⁹ og denne tendens forstærkes betydeligt igennem perioden, hvilket dels kan skyldes en voksende heterogenitet i gruppen af arbejdsløse (større variation i de afsluttede ledighedsperioders længde eller større skævhed i fordelingen af arbejdsløsheden i en given gruppe), og dels kan forklares ved voksende varighedsafhængighed (forstærket tendens til at den enkelte persons sandsynlighed for at slippe ud af arbejdsløshed aftager med ledighedsperiodens længde).

Sammenlignet med skøn på den gennemsnitlige varighed af afsluttede ledighedsperioder fra andre lande er de her præsenterede relativt lave. A. Björklund (1981) finder for Sverige, at $E(\hat{S})$ vokser fra ca. 5 uger i 1965 til 12 uger i 1978 for mænd og kvinder i alt. For U.S.A. beregner Akerlof & Main (1980) en gennemsnitlig varighed, der svinger mellem 4 og 9 uger med svag tendens til stigning i den betragtede periode. Endelig angiver Bowers & Harkess (1979) for England $E(\hat{S})$ værdier for mænd, der varierer mellem 8 og 12 uger i årene op til 1973 (for kvinder er de tilsvarende tal noget lavere).

Som begrundelse for denne betydelige afvigelse kan gættes på flere forhold. Færre restriktioner for virksomheder i Danmark med hensyn til mulighederne for afskedigelser (tryghedsaftaler o.l.) kan tænkes som en af årsagerne. Det samme gælder forskelle i dagpengesystemet (lempeligere regler m.h.t. karenstid, vejrligsledighed m.v. i Danmark end i andre lande og højere kompensationsgrad, jfr. P. J. Pedersen (1981)). Omvendt trækker, at understøttelsesperioden er betydeligt længere i Danmark sammenlignet med U.S.A. og England.

Endelig er de danske tal beregnet alene for fuldtidsforsikrede, hvilket giver en svag undervurdering af varighederne for alle arbejdsløse. I 1981 var den gennemsnitlige varighed for alle fuldtidsforsikrede 7,8 uger og for ikke-forsikrede 13,1 uger (de ikke-forsikrede udgør dog kun en beskedent andel af det samlede antal arbejdsløse i Danmark).

Indstrømningen til arbejdsløshed synes omvendt at være relativt stor i Danmark, jfr. tabel 4, som viser den ugentlige indstrømning til arbejdsløshed i forhold til antallet af fuldtidsforsikrede. Indstrømningen er forholdsvis større for kvinder i alle

19. Dette resultat genfindes også hos bl.a. Kaitz (1970), Akerlof & Main (1980).

Tabel 4. Ugentlig indstrømning til arbejdsløshed i forhold til antal fuldtidsforsikrede. (%).

	Alle		Mænd	Kvinder
	ult. jan.	ult. juli	ult. juli	ult. juli
1965	-	0.5	0.6	0.4
1966	2.1	0.6	0.6	0.5
1967	1.8	1.2	2.9	0.8
1968	2.3	1.5	1.6	1.2
1969	3.0	1.2	1.0	1.7
1970	2.2	1.0	1.0	1.2
1971	2.1	1.8	1.7	2.1
1972	2.4	1.5	1.4	1.7
1973	2.3	1.4	1.4	1.4
1974	1.9	3.0	2.7	4.1
1975	6.1	4.7	-	-
1976	4.2	3.7	3.5	4.6
1977	2.8	3.5	3.3	3.8
1978	4.3	3.4	2.9	4.9

årene efter 1968.²⁰ For begge køn sker tilsyneladende et skift opad i indstrømningsniveauet i både 1967-68 og 1974. Konjunkturuomslaget i 1973, der betød en vækst i den samlede arbejdsløshedsprocent²¹ (ultimo juli) fra ca. 2% før 1973 til 10-12% efter 1974, ses således først at give sig udslag i voksende indstrømningsandele og derefter med nogen forsinkelse en omtrent tilsvarende vækst i varigheden af ledighedsperioder.

Dette resultat stemmer ikke overens med undersøgelser for bl.a. England og Sverige. Nickell (1979) angiver eksempelvis, at den voksende arbejdsløshed i England i 70'erne primært skyldes en øget varighed af ledighedsperioderne og ikke en øget indstrømning. Björklund (1981) finder tilsvarende for Sverige, at en relativt konstant arbejdsløshedsprocent i perioden 1965-80 er resultatet af to modgående tendenser: En faldende indstrømningsandel og en voksende gennemsnitlig længde af ledighedsperioder.

De aggregerede serier dækker over en del variation mellem de enkelte aldersgrupper. I tabel 5 er angivet alders- og kønsfordelte varigheder og indstrømningsprocenter, beregnet som gennemsnit for perioden 1965-73.²²

Det mest dominerende træk ved de aldersfordelte serier, er den meget ensartede

20. Det samme mønster (højere indstrømningsandel og lavere gns. varighed for kvinder) finder Persson-Tanimura (1980) for Sverige.

21. Antal arbejdsløse fuldtidsforsikrede i forhold til det samlede antal fuldtidsforsikrede.

22. Aldersfordelte varighedsfordelinger er offentliggjort for perioden 1965-74. 1974 observationerne udelades her, fordi den stærke strøm ind i arbejdsløshed i dette år gør E(S)-skønnene usikre.

Tabel 5. Indstrømningsprocent, F/L, og gennemsnitlig varighed af afsluttede ledighedsperioder $\hat{E}(S)$, fordelt på køn og alder. Julitællinger. Gns. for perioden 1965-73.

	år					
	-24	25-34	35-54	55-59	60-64	65-
<i>Mænd</i>						
F/L (%)	1.2	0.9	1.1	1.3	1.7	2.3
$\hat{E}(S)$ uger	1.4	1.2	1.2	1.3	1.6	2.2
<i>Kvinder</i>						
F/L (%)	1.1	1.1	1.2	1.4	2.0	2.3
$\hat{E}(S)$ uger	1.3	1.2	1.0	1.3	2.0	2.9

variation i indstrømningsprocenter og gns. varigheder over aldersgrupperne. Målt i h.h.v. % og uger er disse størrelser relativt ens for de enkelte aldersgrupper; såvel indstrømningsprocent som gns. varighed er mindst for personer i alderen 25-54 år og voksende med alderen. De helt unge har i denne periode i gennemsnit lidt højere værdier for begge arbejdsløshedskomponenter.²³ Disse beregninger gælder dog kun højkonjunkturperioden 1965-73 og kan selvsagt ikke antages at gælde i den aktuelle konjunktursituation.²⁴

For en grundigere vurdering af ledighedens karakter i de enkelte aldersgrupper er det desuden væsentligt at kende fordelingen af antallet af ledighedsperioder. Eksempelvis måtte man ifølge søgeteoriernes vente, at unge (evt. kvinder) har langt flere ledighedsperioder om året end ældre personer. Statistikken for perioden 1965-78 giver imidlertid ingen oplysninger herom.²⁵

Et andet vigtigt spørgsmål er, hvilken tilstand personerne skifter til, hvis de forlader enten beskæftigelse eller arbejdsløshed. Hvis skift ind og ud af arbejdsstyrken er meget hyppigere hos bestemte grupper, vil varighedsfordelingerne give et skævt billede af de egentlige arbejdsløshedsforhold.²⁶

23. Persson-Tanimura (1980) finder for Sverige i perioden 1965-1978, at unge har en signifikant højere indstrømningsandel og lavere gns. varighed sammenlignet med gennemsnitsværdierne på det danske arbejdsmarked.

24. Ifølge den offentliggjorte arbejdsløshedsstatistik (»Arbejdsløsheden 1981«), havde de unge i 1981 i gennemsnit lidt længere ledighedsperioder end arbejdsmarkedets primærgrupper (35-54 år).

25. Derimod er for årene 1979 og fremefter beregnet det gns. antal ledighedsperioder i de enkelte år, fordelt på køn og alder. Danmarks Statistik: »Arbejdsløsheden 1979« (1980, 1981). Disse opgørelser viser, at såvel hos mænd som kvinder, er antallet af ledighedsperioder pr. år mindst hos de unge under 25 år og de ældre over 55 år. Dette stemmer for de ældres vedkommende overens med Disney (1979), mens han finder et forholdsvis stort antal ledighedsperioder hos unge.

26. Jfr. Clark & Summers (1979).

Problemet begrænses formentlig i dette datamateriale, som kun omfatter fuldtidsforsikrede, til primært at være et problem i de ældste befolkningsgrupper (specielt kvinder) hvor det kan ventes, at arbejdsløshed medfører en stor tilbøjelighed til at forlade arbejdsstyrken og arbejdsløshedsregistret. I så fald undervurderes »byrden« ved arbejdsløshed for disse grupper.

4. Estimation

I det foregående blev udviklingen i arbejdsløshedsniveauet forklaret ved en dekomponering i indstrømning og varighed af arbejdsløshedsperioder. En nærmere analyse af årsagerne til arbejdsløshedens udvikling kræver imidlertid en klarlæggelse af determinanterne bag indstrømningen til og varigheden af arbejdsløshed.

Som det blev skitseret i indledningen eksisterer der flere teoretiske modeller hertil. I det følgende formaliseres og sammenfattes overvejelserne herfra i en meget simpel teoretisk model med henblik på en empirisk testning af hovedsynspunkterne på arbejdsløshed.

I en stationær økonomi, hvor strømmene ind og ud af arbejdsløshed er konstante, kan den gennemsnitlige aggregerede varighed af afsluttede ledighedsperioder beregnes som

$$D = \frac{1}{p_{ue}}, \quad (5)$$

hvor p_{ue} er den aggregerede overgangssandsynlighed fra arbejdsløshed (til beskæftigelse; tilstanden »uden for arbejdsstyrken« ignoreres).

For det enkelte individ afhænger p_{ue} af sandsynligheden for at få et jobtilbud (p^0) og sandsynligheden for at acceptere dette tilbud (p^a)

$$p_{ue} = p^0 \cdot p^a. \quad (6)$$

p^0 antages at være en funktion af individuelle karakteristika, søgeintensiteten (s) og antallet af ledige jobs (V =vacancies), mens p^a afhænger negativt af personens reservationsløn (a) og positivt af reallønsatsen (w/p).

Ifølge traditionelle søgeteorier²⁷ afhænger reservationslønnen negativt af renten (r) og positivt af kompensationsgraden i arbejdsløshedsforsikringsystemet (z), den forventede reallønsats ($(w/p)^e$), antallet af ledige stillinger samt evt. andre individuelle karakteristika (f.eks. faglige kvalifikationer, den resterende dagpenge-berettigede

27. Se eksempelvis D. Mortensen (1970).

periode). Søgeintensiteten ventes at være en negativ funktion af bl.a. kompensationsgraden.

Ser man bort fra individuelle karakteristika – modellen anvendes på aggregerede data – fås relationerne

$$p^0 = p^0(s, V) \quad (7)$$

$$p^a = p^a\left(\frac{w}{p}, a\right) \quad (8)$$

$$s = s(z) \quad (9)$$

$$a = a\left(z, r, \left(\frac{w}{p}\right)^e, V\right) \quad (10)$$

(De forventede fortegn på de partielt afledte er angivet under variablene).

Relationerne (6)-(10) er i flere henseender grove forsimplinger af de bagvedliggende økonomiske modeller og tager ikke hensyn til alle sammenhænge mellem de inddragne variable. Bl.a. må $\left(\frac{w}{p}\right)^e$ ventes på kort sigt at afhænge positivt af den generelle efterspørgsel i samfundet (repræsenteret ved V).²⁸ Blomgren & Knøsgaard (1980) mener at påvise, at kompensationsgraden har en klar positiv effekt på lønudviklingen i Danmark, ligesom ændringer i arbejdsløshedsforsikringssystemet må ventes at have makroøkonomiske effekter – en øget kompensationsgrad forøger den aggregerede efterspørgsel i samfundet.

Et andet problem er forventningsdannelsen. I lighed med Björklund & Holmlund (1981) antages den faktiske og forventede løns virkninger på acceptsandsynligheden p^a at kunne sammenfattes i brøken w/w^e (faktisk lønsats i forhold til forventet lønsats), som ventes at have en positiv effekt på p^a (kort sigts virkning). Omvendt vil forholdet mellem det faktiske og det forventede prisniveau, p/p^e , ifølge ovenstående model have en negativ indflydelse på p^a .²⁹

Sammenholdes (6)-(10) med ovenstående overvejelser fås

$$E(\hat{S}) = f\left(z, V, \frac{w}{w^e}, \frac{p}{p^e}, r\right)$$

28. Jfr. Björklund & Holmlund (1981).

29. Pris- og inflationsforventningernes indflydelse på sandsynligheden for at forlade arbejdsløshedsregistret er dog i den teoretiske litteratur mindre entydig og kan alt efter den bagvedliggende teoretiske model være positiv eller negativ, jfr. f.eks. Björklund & Holmlund (1981).

Tabel 6. Estimation af indstrømningsandele, F/L , og gns. varigheder, D , for alle fuldtidsforsikrede arbejdsløse.

F/L	Konst.	z	U	w/we	p/pe	D	$D.W.$	R^2
1965-78	-7.07 (-4.55)	0.54 (1.41)	0.54 (6.33)	0.65 (0.25)	-3.55 (-1.12)	0.37 (3.34)	1.93	0.71
1965-78	-7.10 (-4.67)	0.54 (1.45)	0.55 (7.36)	-	-	0.39 (3.65)	1.93	0.70
1965-78	-11.61 (-5.62)	1.83 (3.73)	-	-5.81 (-1.65)	-	0.40 (2.51)	0.96	0.40
1965-73	-7.37 (-3.38)	0.62 (1.11)	0.51 (1.89)	2.79 (0.63)	-	0.39 (1.92)	2.22	0.48
1974-78	-75.98 (-2.99)	16.48 (2.79)	0.99 (5.43)	-1.95 (-0.67)	-	0.58 (4.49)	1.91	0.73

$E(S)$	Konst.	z	U	w/we	p/pe	D	$D.W.$	R^2
1965-78	0.11 (0.12)	-0.06 (-0.28)	0.50 (9.84)	-2.26 (-1.44)	0.38 (0.20)	0.50 (7.61)	1.65	0.85
1965-78	0.32 (0.34)	-0.12 (-0.55)	0.53 (11.64)	-	-	0.50 (7.66)	1.62	0.84
1965-78	-3.76 (-2.51)	1.10 (2.93)	-	-8.44 (-3.15)	-	0.51 (4.16)	0.46	0.45
1965-73	0.59 (0.53)	-0.19 (-0.67)	0.52 (3.72)	-2.63 (-1.17)	-	0.50 (4.73)	0.83	0.79
1974-78	48.76 (2.47)	-11.25 (-2.46)	0.07 (0.52)	-1.56 (-0.70)	-	0.33 (3.29)	2.47	0.74

Anm.: I alle estimationer benyttes en loglineær specifikation bortset fra dummyvariablen. t -værdier er angivet i parentes. Estimationerne er baseret på 43 observationer.

Indstrømningsandelen antages uden yderligere begrundelse at være en funktion af de samme variable som varigheden

$$F/L = g(z, V, w/w^e, p/p^e, r) \quad (12)$$

(11) og (12) estimeres på loglineær form for hele gruppen af fuldtidsforsikrede arbejdsløse samt for mænd og kvinder særskilt. I alle estimationer benyttes simpel OLS.

Kompensationsgraden, z , er beregnet ud fra Blomgren-Hansen & Knøsgaard (1980), som angiver halvårslige værdier af kompensationsgraden, defineret som

»årslønnen for ledige i forhold til årslønnen for en fuldtidsbeskæftiget arbejder«. ³⁰

I stedet for antallet af ledige jobs, V , benyttes den gennemsnitlige arbejdsløshedsprocent for alle fuldtidsforsikrede i det pågældende kvartal (U). Dette giver selvsagt problemer, idet denne størrelse er definatorisk korreleret med F/L og $E(S)$, specielt i regressionerne for hele gruppen af arbejdsløse. ³¹ I de her præsenterede regressioner er arbejdsløshedsvariablen sæsonkorrigeret, dels for at reducere dette problem, og dels for at isolere konjunkturvariationen fra sæsonforhold. Sæsonforhold opfanges i stedet i en dummy-variabel, D , som antager værdien 1 i januar kvartal.

Løn- og inflationsforventningerne antages at være adaptive. I N. Smith (1982) er nærmere redegjort for beregningen af disse forventninger. ³²

Et udsnit af regressionsresultaterne er vist i tabel 6 og 7.

Et generelt træk er, at arbejdsløshedsvariablen, U , i alle estimationer på perioden 1965-78 har en signifikant positiv effekt på både indstrømningsandele og varigheder. En stigning på 1% i det generelle arbejdsløshedsniveau vil ifølge tabel 6 forøge indstrømningsandelen med godt 1/2% og den gns. varighed af afsluttede ledighedsperioder med ca. 1/2 uge. Opdelt på mænd og kvinder, ses disse resultater at dække over en lidt større konjunkturfølsomhed hos kvinder sammenlignet med mænd. Ligeledes ses et klart sæsonmønster i arbejdsløshedskomponenterne. Både indstrømningsandelen og den gennemsnitlige varighed er signifikant højere i januar kvartal i regressionerne for alle arbejdsløse. Dette resultat synes at dække over en noget forskellig sæsonvariation hos mænd og kvinder. Mens kvindernes ledighedsperioder forøges signifikant i længde men ikke i antal i januar kvartal, er dette mønster omvendt for mænd. Den større sæsonledighed hos mænd i vintermånederne sammenlignet med kvinder skyldes således, at mænd oplever relativt flere kortvarige ledighedsperioder, men skyldes *ikke*, at mænds gennemsnitlige ledighedsperioder forlænges mere i vinterperioden end kvindernes ledighedsperioder.

30. Blomgren-Hansen & Knøsgaard (1980) pp. 34-36. Kvartalsvise serier er konstrueret ved lineær interpolation.

31. Der er flere årsager til ikke at anvende antallet af ledige jobs, anmeldt til arbejdsformidlingen. Dels er denne størrelse kun opgjort i Danmark efter 1969, og dels er den en noget usikker indikator for det samlede antal ledige jobs. En tredje mulighed var at benytte arbejdsløshedsprocenten for en af arbejdsmarkedets primærgrupper, f.eks. mænd mellem 35 og 54 år. Heller ikke dette mål findes imidlertid opgjort måneds- eller kvartalsvis i den betragtede periode.

32. I modsætning til N. Smith (1982), hvor inflationsforventningerne direkte benyttes som regressor, anvendes her variabelen, p/p^e , som højresidevariabel, hvilket er i nøjere overensstemmelse med modellen (6)-(10).

Tabel 7. Estimation af indstrømningsandele, F/L , og gns. varigheder, D , for fuldtidsforsikrede mænd og kvinder, 1965-78.

Venstreside variabel	Konst.	z	U	w/we	p/pe	D	$D.W.$	R^2
F/L , mænd	-6.85 (-3.35)	0.46 (0.88)	0.53 (5.31)	2.21 (0.72)	8.29 (2.50)	0.62 (3.45)	1.53	0.87
F/L , mænd	-7.50 (-3.31)	0.66 (1.14)	0.46 (4.44)	-	-	0.46 (2.57)	0.67	0.81
F/L , mænd	-14.07 (-5.82)	2.43 (4.17)	-	-3.97 (-0.90)	-	0.45 (1.69)	0.45	0.62
$E\hat{L}(S)$, mænd	-0.15 (-0.06)	0.00 (0.00)	0.46 (3.55)	-1.68 (-0.42)	-5.01 (-1.16)	0.27 (1.15)	1.69	0.74
$E\hat{L}(S)$, mænd	0.26 (0.10)	-0.12 (-0.19)	0.50 (4.26)	-	-	0.36 (1.77)	1.10	0.72
$E\hat{L}(S)$, mænd	-6.97 (-2.56)	1.82 2.78	-	-2.85 (-0.58)	-	0.37 (1.23)	0.47	0.42
F/L , kvinder	-11.99 (-7.40)	1.73 (4.18)	0.55 (6.94)	-0.87 (-0.35)	-1.96 (-0.75)	0.02 (0.11)	0.67	0.95
F/L , kvinder	-11.81 (-7.72)	1.68 (4.32)	0.57 (8.06)	-	-	0.06 (0.46)	0.65	0.94
F/L , kvinder	-19.93 (-8.13)	3.86 (6.55)	-	-3.64 (-0.82)	-	0.06 (0.21)	0.21	0.74
$E\hat{L}(S)$, kvinder	2.04 (0.84)	-0.58 (-0.93)	0.57 (4.84)	-1.26 (-0.34)	2.30 (0.58)	0.60 (2.84)	0.96	0.80
$E\hat{L}(S)$, kvinder	1.97 (0.85)	-0.55 (-0.94)	0.57 (5.35)	-	-	0.59 (3.19)	1.26	0.79
$E\hat{L}(S)$, kvinder	-6.07 (-2.24)	1.61 (2.47)	-	-5.65 (-1.14)	-	0.56 (1.86)	0.42	0.48

Anm.: I alle estimationer anvendes en loglineær specifikation, bortset fra dummy-variablen. t -værdier er angivet i parentes. Estimationerne er baseret på 21 observationer.

De øvrige variables indflydelse på arbejdsløshedskomponenterne er mindre entydig. Koefficienten til kompensationsgraden, z , er i hovedparten af regressionerne insignifikant. Dette kan skyldes multikollinearitetsproblemer, idet koefficienten til z er relativt tæt korreleret med koefficienten til arbejdsløhedsvariablen, U .³³ Droppes

33. De lave Durbin-Watson værdier i en del af regressionerne giver yderligere usikkerhed, fordi signifikansniveauet overvurderes i tilfælde af autokorrelation. I estimationerne på mænd og kvinder særskilt kan Durbin-Watson værdien dog næppe tillægges synderlig vægt p.g.a. mange manglende observationer.

arbejdsløshedsvariablen, bliver kompensationsgradens virkning signifikant positiv i alle regressioner, men samtidig antyder lave R^2 og Durbin-Watson værdier, at disse modeller er fejlspecificerede. En samlet vurdering af resultaterne i tabel 6 og 7 giver en antydning af, at kompensationsgraden påvirker indstrømningsandelen positivt, og at virkningen er størst for kvinder, mens resultaterne ikke giver basis for nogen konklusioner m.h.t. varighedseffekten.

Estimationsresultaterne antyder, at løn- og inflationsforventningernes indflydelse på arbejdsløsheden er meget begrænset. A priori kunne variabelen w/w^e ventes at have en negativ virkning og p/p^e en positiv virkning på arbejdsløshedskomponenterne. Kun i en enkelt regression, indstrømningsandelen for mænd, har p/p^e en signifikant (positiv) effekt. Lønforventningsvariablen har ligeledes i næsten alle regressioner en insignifikant virkning på arbejdsløshedskomponenterne.³⁴ Opsplittes regressionerne på delperioderne 1965-73 og 1974-78, fås et betydeligt skift i flere af de forklarende variables indflydelse på arbejdsløshedskomponenterne. Dette kan enten være udtryk for at disse variable rent faktisk har en forskellig effekt på arbejdsløshedskomponenterne i de to perioder, eller det kan skyldes forskellige former for fejlspecification.³⁵ Det forekommer plausibelt at antage, at der kan være sket et skift i adfærden på arbejdsmarkedet med konjunkturomslaget i 1974, selv om fejlspecification selvsagt ikke kan udelukkes.

Ud over de allerede omtalte statistiske estimationsproblemer bør et par yderligere forbehold nævnes til de her præsenterede resultater. For det første kan de relativt mange insignifikante variable skyldes, at mikroteoretiske søgemodeller ikke på rimelig vis kan afprøves på aggregerede data.

Eksempelvis er den aggregerede kompensationsgrad en gennemsnitsstørrelse, som naturligvis ikke er gyldig for ret mange arbejdsløse i praksis. Ændringer i fordelingen af individuelle kompensationsgrader over tiden kan i sig selv påvirke de aggregerede arbejdsløshedskomponenter og kan tilsløre den egentlige effekt fra kompensationsgraden.

34. Björklund & Holmlund finder samme resultat for arbejdere i Sverige (excl. langtidsledige), men ikke U.S.A., hvor lønkoefficienterne er insignifikante. De fortolker dette som udtryk for, at arbejdere i U.S.A. (samt svenske langtidsledige) enten er bedre informeret om faktiske lønninger ($w = w^e$), eller har en meget lav reservationsløn i forhold til den faktiske lønfordeling. Til gengæld har antallet af ledige jobs i alle estimationer en signifikant positiv effekt på sandsynligheden for at få beskæftigelse (p_{ue}). De konkluderer på basis heraf, at det simple søgeteoretiske udgangspunkt (hvor det generelle efterspørgselsniveau i samfundet ignoreres) ikke alene kan forklare en kortsigtet Phillips-kurve sammenhæng.

35. F.eks. en fejlagtig funktionsspecification eller udeladte, relevante variable, som skifter værdi imellem de to perioder. Der er i estimationer (ikke præsenteret her) eksperimenteret med bl.a. en lineær funktion og flere alternative serier for U , w/w^e og p/p^e uden at dette ændrer på det kraftige skift i koefficienterne mellem de to perioder.

En anden væsentlig indvending mod denne variabel er, at den kun angiver én af parametrene i arbejdsløshedsforsikringsystemet. Eksempelvis kan ændringer i karensregler og den maksimale understøttelsesberettigede ledighedsperiode ventes at have en kraftig indflydelse på både indstrømningsandele og gns. varighed af ledighedsperioder. Disse eventuelle virkninger fra arbejdsløshedsunderstøttelsen udskilles ikke i ovenstående analyse.

Til trods for disse indvendinger, giver estimationerne dog det relativt klare indtryk, at den generelle konjunkturudvikling (samt sæsonforhold) er den væsentligste determinant for indstrømningsandelen og den gns. varighed af ledighedsperioder.

5. Afslutning

I artiklen opridses indledningsvis forskellige teoretiske hovedsynspunkter på arbejdsløshed. Der skelnes primært mellem den traditionelle keynesianske synsvinkel, efter hvilken arbejdsløshed antages at ramme et relativt beskedent antal langvarigt arbejdsløse, og de nyere mikroorienterede teorier for arbejdsmarkedet, som implicerer, at arbejdsløshed i reglen er en kortvarig tilstand, der opleves af et meget stort antal mennesker, selv i perioder med et lavt arbejdsløshedsniveau. Formålet med analysen er på baggrund af disse teser at analysere varighedsstrukturen i den danske arbejdsløshed i perioden 1965-78.

Analyseresultaterne bør tages med flere forbehold. Dels er beregninger af gennemsnitlige varigheder og indstrømningsandele behæftet med en del usikkerhed, dels benyttes aggregerede tidsserier på modeller, som er mikrobaserede, og dels er estimationsmetoderne meget simple.

Med disse forbehold in mente fås dog en række nye resultater om arbejdsløsheds mønstret i Danmark i perioden 1965-78. Analysen viser således, at en relativt stor andel af de igangværende ledighedsperioder er ganske kortvarig. Fordelt efter det oplevede antal ledighedsuger er størstedelen af arbejdsløsheden imidlertid placeret hos personer med lange ledighedsperioder (over 100 dage).

Estimationsresultaterne antyder, at det generelle efterspørgselsniveau i samfundet er den væsentligste determinant for både indstrømningen til arbejdsløshed og den gennemsnitlige varighed af ledighedsperioderne. Arbejdsløshedsdagpengenes kompensationsgrad synes at have en positiv effekt på indstrømningen til arbejdsløshed, især for kvinder, mens det ikke kan påvises, at de øvrige søgteoretisk begrundede variable, løn- og prisforventninger, har nogen indflydelse på arbejdsløsheds-komponenterne.

Set i et internationalt perspektiv er den beregnede gennemsnitlige varighed af ledighedsperioder i Danmark meget lille og indstrømningen til ledighed relativt stor.

Dette antyder, at arbejdsløsheden i Danmark, sammenlignet med andre vestlige lande, har været af en mindre »tung« karakter i perioden 1965-78. Denne konklusion bør dog modificeres med den væsentlige tilføjelse, at antallet af ledighedsperioder ikke indgår i analysen, og at den behandlede statistik kun omfatter fuldtidsforsikrede arbejdsløse. Hvis de mange korte ledighedsperioder er koncentreret på et begrænset antal personer, bliver de velfærds- og produktionsmæssige konsekvenser af arbejdsløshed undervurderet. Tilsvarende kan eksistensen af ikke registreret arbejdsløshed eller arbejdsløshed blandt ikke fuldtidsforsikrede tænkes at ændre det fundne mønster.

Litteratur

- Akerlof, A. & B. G. M. Main. 1980. Unemployment spells and unemployment experience. *The American Economic Review*.
- Azariades, C. 1979. *Implicit contracts and related topics: A survey*. Carees Working Paper No. 79-17. University of Pennsylvania.
- Björklund, A. 1981. On the duration of unemployment in Sweden 1965-76. *The Scandinavian Journal of Economics*.
- Björklund, A. & B. Holmlund. 1981. The duration of unemployment and unexpected inflation: An empirical analysis. *American Economic Review*.
- Blomgren-Hansen, N. & J. E. Knøsgaard. 1980. Løn, ledighed og arbejdsløshedsunderstøttelse. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*.
- Bowers, J. K. & D. Harkess. 1979. Duration of unemployment by age and sex. *Economica*.
- Clark, K. B. & L. H. Summers. 1979. *Labor Market Dynamics and Unemployment: A Reconsideration*. Brookings papers on Economic Activity.
- Cripps, T. F. & R. J. Tarling. 1974. An analysis of the duration of male unemployment in Great Britain 1932-73. *The Economic Journal*.
- Disney, R. 1979. Recurrent spells and the concentration of unemployment in Great Britain. *The Economic Journal*.
- Henriksen, I. 1979. *Udbuddet af arbejdskraft*, i I. Henriksen m.fl. Arbejdsløshedsundersøgelserne I. Publikation 91. Socialforskningsinstituttet.
- Kaitz, H. B. 1979. Analyzing the length of spells of unemployment. *Monthly Labor Review*.
- Lippman, S. A. & J. J. McCall. 1976. The Economics of Job Search: A Survey. *Economic Inquiry*.
- Mortensen, D. T. 1979. Job search, the duration of unemployment and the Phillips curve. *American Economic Review*.
- Mortensen, D. T. 1977. Unemployment insurance and job search decisions. *Industrial and Labor Relations Review*.
- Nickell, S. J. 1979. The effect of unemployment and related benefits on the duration of unemployment. *Economic Journal*.

Dette antyder, at arbejdsløsheden i Danmark, sammenlignet med andre vestlige lande, har været af en mindre »tung« karakter i perioden 1965-78. Denne konklusion bør dog modificeres med den væsentlige tilføjelse, at antallet af ledighedsperioder ikke indgår i analysen, og at den behandlede statistik kun omfatter fuldtidsforsikrede arbejdsløse. Hvis de mange korte ledighedsperioder er koncentreret på et begrænset antal personer, bliver de velfærds- og produktionsmæssige konsekvenser af arbejdsløshed undervurderet. Tilsvarende kan eksistensen af ikke registreret arbejdsløshed eller arbejdsløshed blandt ikke fuldtidsforsikrede tænkes at ændre det fundne mønster.

Litteratur

- Akerlof, A. & B. G. M. Main. 1980. Unemployment spells and unemployment experience. *The American Economic Review*.
- Azariades, C. 1979. *Implicit contracts and related topics: A survey*. Carees Working Paper No. 79-17. University of Pennsylvania.
- Björklund, A. 1981. On the duration of unemployment in Sweden 1965-76. *The Scandinavian Journal of Economics*.
- Björklund, A. & B. Holmlund. 1981. The duration of unemployment and unexpected inflation: An empirical analysis. *American Economic Review*.
- Blomgren-Hansen, N. & J. E. Knøsgaard. 1980. Løn, ledighed og arbejdsløshedsunderstøttelse. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*.
- Bowers, J. K. & D. Harkess. 1979. Duration of unemployment by age and sex. *Economica*.
- Clark, K. B. & L. H. Summers. 1979. *Labor Market Dynamics and Unemployment: A Reconsideration*. Brookings papers on Economic Activity.
- Cripps, T. F. & R. J. Tarling. 1974. An analysis of the duration of male unemployment in Great Britain 1932-73. *The Economic Journal*.
- Disney, R. 1979. Recurrent spells and the concentration of unemployment in Great Britain. *The Economic Journal*.
- Henriksen, I. 1979. *Udbuddet af arbejdskraft*, i I. Henriksen m.fl. Arbejdsløshedsundersøgelserne I. Publikation 91. Socialforskningsinstituttet.
- Kaitz, H. B. 1979. Analyzing the length of spells of unemployment. *Monthly Labor Review*.
- Lippman, S. A. & J. J. McCall. 1976. The Economics of Job Search: A Survey. *Economic Inquiry*.
- Mortensen, D. T. 1979. Job search, the duration of unemployment and the Phillips curve. *American Economic Review*.
- Mortensen, D. T. 1977. Unemployment insurance and job search decisions. *Industrial and Labor Relations Review*.
- Nickell, S. J. 1979. The effect of unemployment and related benefits on the duration of unemployment. *Economic Journal*.

- Pedersen, P. J. 1981. *Økonomiske effekter af arbejdsløshedsforsikring*. Studie 42. Socialforskningsinstituttet.
- Perrson-Tanimura, I. 1980. *Studier kring arbetsmarknad och information*. Stockholm.
- Rosdahl, A. 1982. Udviklingen i mobiliteten på arbejdsmarkedet, i H. Mørkeberg & A. Rosdahl (ed.) *Arbejdsløshedsundersøgelserne 3*. Socialforskningsinstituttet.
- Salant, S. W. 1977. Search Theory and Duration Data: A Theory of Sorts. *Quarterly Journal of Economics*.
- Smith, N. 1982. *Varighed af ledighedsperioder og indstrømning til arbejdsløshed*. Studies in Labor Market Dynamics 1982-5. Økonomisk Institut, Aarhus Universitet.
- Statistiske Meddelelser. *Arbejdsløsheden*. Diverse årgange.
- Statistiske Efterretninger. Diverse årgange.
- Sørensen, T. B. 1981. *Arbejdsløshedsforløb og selektion af arbejdskraft*. Den Sociale Højskole.
- Westergård-Nielsen, N. 1982. *Arbejdsløshedens demografiske struktur i Danmark 1948-78*. Studies in Labor Market Dynamics. 1982-1. Økonomisk Institut, Aarhus Universitet.