

Dynamiske processer på arbejdsmarkedet*

I. Indledning

Selv i den aktuelle depression er arbejdsmarkedet ikke en statisk institution, men præges af, at et stort antal mennesker til stadighed bevæger sig ud og ind af arbejdsmarkedet, bevæger sig fra arbejdsløshed til beskæftigelse og omvendt og fra job til job. Omfanget af disse bevægelser ændrer sig over tiden og kan for nogles vedkommende ikke angives med større præcision. Det omtrentlige daglige omfang af bevægelser er i størrelsesordenen: 3-4000 jobskift, 4-5000 bevægelser fra ledighed til beskæftigelse og omvendt, ca. 600 går ind på arbejdsmarkedet og ca. 500 forlader arbejdsmarkedet¹⁾.

Bevægelser af denne størrelsesorden har i de senere år skabt interesse for at analysere overgangene mellem forskellige tilstande i forhold til arbejdsmarkedet og for den tid, personen opholder sig i en bestemt tilstand eller status. Dette indebærer f.eks., at de arbejdsløse ikke opfattes som en statisk gruppe af langtidsledige, men at man i stedet interesserer sig for de faktorer, der bestemmer sandsynligheden for at blive arbejdsløs og sandsynligheden for at forlade arbejdsløshed. Også det højere ambitionsniveau i den selektive økonomiske politik fordrer analyser af strømmene på arbejdsmarkedet. F.eks. kan et løntilskud til en bestemt alders-

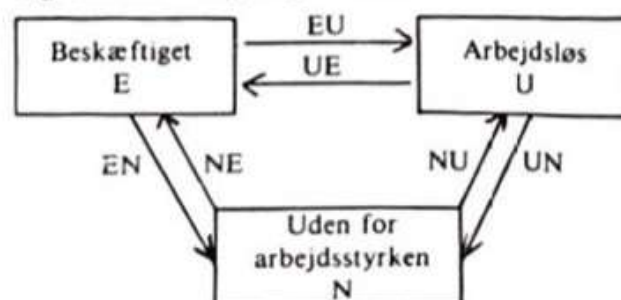
gruppe påvirke sandsynligheden for at gå fra arbejdsløshed til beskæftigelse og omvendt og for at gå ind på arbejdsmarkedet for gruppen selv samtidig med, at disse størrelser også kan påvirkes indirekte for andre aldersgrupper. Viden om den samlede effekt på gruppens egen beskæftigelse og arbejdsløshed og de tilsvarende størrelser for andre grupper kræver analyser af den ovennævnte type.

Nedenfor vil der i afsnit II blive redegjort nærmere for sammenhængen mellem strømstørrelser og beholdningsstørrelser på arbejdsmarkedet. I afsnit III illustreres disse sammenhænge med udenlandsk og dansk empiri fra de senere år.

II. Bevægelser på arbejdsmarkedet

På et givet tidspunkt vil en persons status i forhold til arbejdsmarkedet enten være beskæftiget (E), arbejdsløs (U) eller uden for arbejdsstyrken (N)²⁾. Opgøres status på to tidspunkter for hele den voksne befolkning eller for undergrupper kan bevægelserne illustreres som vist i fig. 1. Alternativt kan bevægelserne mellem to tidspunkter opstilles i en matrix som vist i

Fig. 1. Beholdninger og strømme



*Professor,
Handelshøjskolen i Århus*

Fig. 2. Overgangsmatrix

		Status, t		
		E_t	U_t	N_t
Status, t-1	E_{t-1}	EE	EU	EN
	U_{t-1}	UE	UU	UN
	N_{t-1}	NE	NU	NN

fig. 2. Venstre forspalte angiver status på tidspunkt t-1, mens øverste forspalte angiver status på tidspunkt t. Cellerne angiver, hvor mange der bevæger sig fra én status til en anden mellem de to tidspunkter. F.eks. angiver EU det antal personer, som var beskæftigede på tidspunkt t-1, og som var arbejdsløse på tidspunkt t. Cellerne i diagonalen angiver de respektive antal personer, som ikke skifter status. I stedet for at se på det absolutte antal personer i de enkelte celler, kan man se på de såkaldte overgangshyppigheder. Disse fremkommer ved at sætte strømmene i fig. 2 i forhold til de respektive udgangsbeholdninger. I første række i matrixen divideres igennem med E_{t-1} , antallet af beskæftigede på tidspunkt t-1, i anden række divideres igennem med U_{t-1} etc. Herved fremkommer en matrix af overgangshyppigheder som vist i fig. 3. Summen af hyppighederne i hver række er 1, eftersom man med en hvilken som helst udgangsstatus må havne i én af de tre angivne tilstande i næste periode. Tager man f.eks. den 2. række i fig. 3 angiver ue den andel af de arbejdsløse, som får beskæftigelse, uu angiver den andel, som forbliver i arbejdsløshed, mens un

Fig. 3. Overgangshyppigheder

		Status, t		
		E_t	U_t	N_t
Status, t-1	E_{t-1}	ee	eu	en
	U_{t-1}	ue	uu	un
	N_{t-1}	ne	nu	nn

angiver den andel af de arbejdsløse, som trækker sig tilbage fra arbejdsmarkedet. Den relative hyppighed for at forlade status som arbejdsløs er $ue + un = 1 - uu$, idet man kan afgå enten til beskæftigelse eller ud af arbejdsmarkedet, og idet - som nævnt - summen af de tre hyppigheder er 1. Hvis hyppighederne er stabile³⁾, vil den forventede varighed af en ledighedsperiode være $1/(1 - uu)$ ⁴⁾. Er tidsenheden uger og er hyppigheden, hvormed man forbliver ledig i indeværende uge betinget af, at man var ledig i foregående uge f.eks. 0.9 ($uu = 0.9$), er den forventede ledighedsperiode $1/(1 - 0.9) = 10$ uger. Den relative hyppighed for start af nye ledighedsperioder er eu for beskæftigede og nu for gruppen uden for arbejdsstyrken.

En stationær situation på arbejdsmarkedet defineres som en tilstand, hvor der pr. periode er lige mange personer, som går til og fra status som beskæftiget, arbejdsløs og uden for arbejdsstyrken. Hvis man forudsætter en sådan stationær situation og som ovenfor stabile overgangshyppigheder, kan der udledes en række simple sammenhænge mellem strømme og bestandsstørrelser på arbejdsmarkedet. I en stationær situation vil strømmen fra beskæftigelse svare til strømmen ind i beskæftigelse, dvs.

$$(1) (ue)U + (ne)N = (eu + en)E$$

hvor venstresiden angiver strømmen ind i beskæftigelse fra hhv. arbejdsløshed og status udenfor arbejdsstyrken, og hvor højresiden angiver strømmen fra beskæftigelse til henholdsvis arbejdsløshed og afgang fra arbejdsstyrken. Helt tilsvarende skal strømmene til og fra arbejdsløshed være lige store

$$(2) (eu)E + (nu)N = (ue + un)U$$

Vi definerer en ny variabel $pne = ne/(ne + nu)$, som angiver den relative hyppighed af, at nytillgang til arbejdsmarkedet resulterer i beskæftigelse uden nogen

forudgående ledighedsperiode. Ved brug af (1) og (2) kan man udlede sammenhængen $aE = bU$, hvor $a = eu + (1-pne)(en)$ og $b = ue + (pne)(un)$. Arbejdsløshedsprocenten defineres som

$$(3) u = U/(U + E) = a/(a + b)$$

dvs. som forholdet mellem antal arbejdsløse og hele arbejdsstyrken, og hvor vi benytter den ovenfor fundne sammenhæng mellem E og U . Af (3) fremgår, at i et stationært arbejdsmarked er arbejdsløshedsprocenten alene bestemt af a og b , der som anført ovenfor alene afhænger af overgangshyppighederne. Hvis man ved, hvordan overgangshyppighederne påvirkes af forskellige arbejdsmarkedspolitiske tiltag, kan man derfor ud fra (3) beregne, hvordan konkrete initiativer vil påvirke arbejdsløshedsprocenten i ligevægt.

Den relative hyppighed for påbegyndelse af nye ledighedsperioder, arbejdsløshedsfrekvensen, er givet ved

$$(4) s = \frac{(eu)E + (nu)N}{U + E} = \frac{(ue + un)U}{U + E} = (ue + un)u$$

hvor første brøk angiver antal påbegyndte ledighedsperioder fra hhv. beskæftigelse og status uden for arbejdsstyrken i forhold til hele arbejdsstyrken.

Omskrivningerne følger af hhv. (2) og (3). Da $ue + un = 1 - uu$, jfr. ovenfor, og da den gennemsnitlige længde af en ledighedsperiode $D = 1/(1 - uu)$, kan (4) omskrives til

$$(5) s = u/D \text{ eller } u = S \cdot D$$

dvs. at arbejdsløshedsprocenten i en stationær situation fremkommer som produktet af frekvensen af nye ledighedsperioder og den gennemsnitlige varighed af ledighedsperioder. Velfærdsmæssigt og arbejdsmarkedspolitisk er dekomponeringen i (5) af stor interesse. F.eks. vil en stigning i u , som overvejende beror på længere varigheder, normalt blive tolket som et større velfærdstab end en stigning, som overvejende kan henføres til et større

antal ledighedsperioder. Sammenhængen (5) gælder i en stationær situation også for forskellige undergrupper på arbejdsmarkedet. Ved tilrettelæggelse af en selektiv arbejdsmarkedspolitik er det åbenbart nyttigt at vide, hvordan de enkelte gruppers arbejdsløshedsprocenter er sammensat på frekvens af ledighed og ledighedens gennemsnitlige varighed. Er frekvensen høj betyder det, at gruppens arbejdsløshed først og fremmest beror på vanskelighed ved at *fastholde et job*. Er varigheden lang, beror arbejdsløsheden primært på problemer med at *få et job*. Det følger, at arbejdsmarkedspolitikken skal udformes forskelligt i disse to tilfælde.

Indtil nu har vi set på empiriske overgangshyppigheder og undersøgt konsekvensen af at antage, at disse - lidt upræcist - er stabile. Et naturligt næste skridt er at se på teoretiske modeller for de processer, der er diskuteret ovenfor. Både i sociologiske og økonomiske tilgange har man til det formål anvendt stokastiske processer⁵⁾. En relativt simpel og meget anvendt konkret formulering er *Markov-processen*. En central forudsætning i denne er en antagelse om *konstante overgangssandsynligheder*, som alene afhænger af den status, personen er i. Sandsynligheden for f.eks. at overgå fra arbejdsløshed til beskæftigelse antages uafhængig af den tid, som er tilbragt i arbejdsløshed og uafhængig af personens historie, før den aktuelle ledighedsperiode er påbegyndt⁶⁾. Tilsvarende forudsætninger gøres for de øvrige overgangssandsynligheder. Overgangssandsynlighederne kan antages at afhænge af personlige baggrundsvariable som køn, alder, uddannelse etc., men forudsættes med givne baggrundsvariable at være konstante. Markov-forudsætningen medfører, at arbejdsmarkedet vil bevæge sig imod en sta-

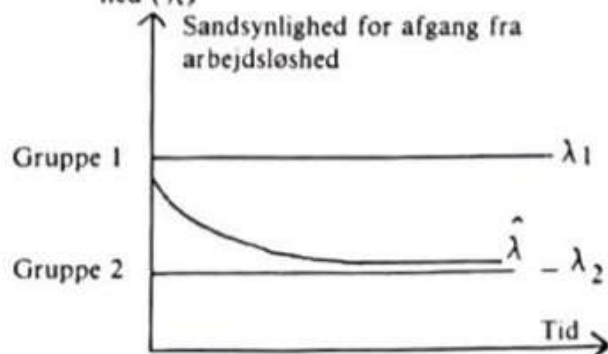
tionær tilstand med konstante andele af befolkningen (men ikke de samme mennesker over tid) i beskæftigelse, arbejdsløshed og uden for arbejdsstyrken. Markov-processens hovedattraktion er den analytiske enkelhed. Hovedindvendingen i arbejdsmarkedssammenhæng er manglende overensstemmelse med empirien. F.eks. hos K.B. Clark & L.H. Summers (1979) findes en gennemgang af, hvor dårligt forudsætningen om konstante overgangssandsynligheder stemmer med den faktiske udvikling på det amerikanske arbejdsmarked.

Et systematisk resultat i empiriske undersøgelser er, at hyppigheden for afgang fra ledighed falder med stigende længde af ledighedsperioden. Et teoretisk modstykke er de såkaldte *semi-Markov-processer*, hvor overgangssandsynlighederne afhænger af, hvilken status man befinder sig i og hvor længe, man har været i den. Derimod antages personens historie, før den aktuelle tilstand indtrådte, stadig at være uden betydning for overgangssandsynlighederne. Et afgørende problem i forbindelse med denne såkaldte *varighedsafhængighed*¹⁾ er vanskeligheden ved at sondre mellem en situation, hvor de enkelte personer har faldende sandsynlighed for afgang fra f.eks. ledighed med stigende ledighedslængde og en situation, hvor de enkelte personer har forskellige, men konstante, afgangssandsynligheder. Pro-

blemet er illustreret i fig. 4. Der antages at være to grupper af personer. I hver gruppe er afgangssandsynligheden fra ledighed konstant (varighedsuafhængighed). Det vil imidlertid være sådan, at gruppe 1 med den høje afgangssandsynlighed λ_1 vil forlade ledigheden i et hurtigere tempo end medlemmer af gruppe 2 med den lavere sandsynlighed λ_2 . Empirisk vil man derfor observere en afgangshyppighed $\hat{\lambda}$, som er faldende med stigende varighed og drage den slutning, at det er desto vanskeligere at komme ud af arbejdsløshed, jo længere denne har varet. Dette til trods for, at alle personer i eksemplet har varighedsuafhængige afgangssandsynligheder. Arbejdsmarkedspolitisk vil man drage den slutning, at der specielt skal sættes ind mod, at ledighedsperioder bliver lange, f.eks. gennem fremrykning af tidspunktet for jobtilbudsordningen. Det relevante ville i stedet være at undersøge, hvorfor gruppe 2 har en lav afgangssandsynlighed og søge dette forhold ændret. Eksemplet illustrerer det fænomen, der i den statistiske litteratur benævnes falsk varighedsafhængighed, og illustrerer mere generelt en virkning af ikke-observeret heterogenitet i den kreds af personer, som indgår i en konkret undersøgelse. I den statistiske litteratur findes en række metoder, som søger at korrigere undersøgelsesresultater for denne fejlkilde. Det bør nævnes, at man også vil få en overvurdering af varighedsafhængigheden, selv om begge grupper i fig. 4 havde faldende afgangssandsynligheder, simpelthen fordi gruppen med den højeste sandsynlighed afgår i et hurtigere tempo.

Udover at inddrage afhængigheden af den tid, personen har tilbragt i den aktuelle tilstand, kan man også inddrage den forudgående arbejdsmarkedshistorie i forklaringen af overgangssandsynlighederne. I dette mere generelle tilfælde får

Fig. 4. Afgangssandsynligheder fra arbejdsløshed (λ_1 og λ_2) og observeret afgangshyppighed ($\hat{\lambda}$)



man, at f.eks. afgangssandsynligheden fra arbejdsløshed afhænger af den igangværende ledighedsperiodes længde samt af antallet og varigheden af tidligere ledighedsperioder. Den almindelige antagelse vil være, at afgangssandsynligheden vil være desto lavere jo flere og/eller længere ledighedsperioder, vedkommende har haft før den igangværende.

Endelig er det realistisk at forestille sig, at overgangssandsynlighederne er tidsafhængige og f.eks. påvirkes af konjunktursituationen evt. med forskellig styrke for forskellige grupper. Der er næppe tvivl om, at individ-, varigheds-, historie- og tidsafhængige overgangssandsynligheder er mere realistiske end den simple Markov-models antagelse om identiske individer med konstante overgangssandsynligheder. Samtidig bliver den teoretiske analyse mere indviklet og de statistiske problemer mere omfattende.

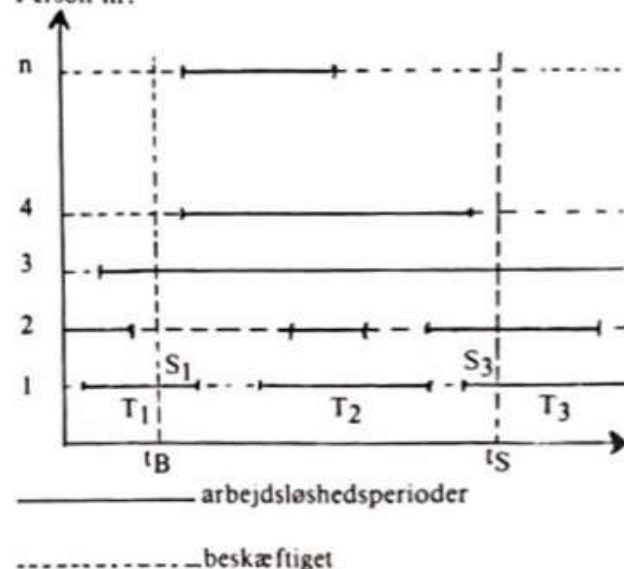
Efter denne korte teoretiske diskussion vender vi tilbage til empiriske problemer omkring måling af overgangshyppigheder og varigheder. I fig. 2 og 3 så vi på strømme og overgangshyppigheder på to tidspunkter. Dette rejser imidlertid to målingsproblemer. For det første hvad der menes med tidspunkterne $t-1$ og t og for det andet periodelængden. Tidspunkterne kan enten være en given dag eller en given periode. Det første gælder f.eks. beskæftigelses- og arbejdsstyrketællingerne fra Danmarks Statistik, hvor der spørges om personens status på en bestemt tællingsdag. I en række undersøgelser drejer det sig imidlertid om status i en given periode f.eks. en måned. Her er det problematisk at afgøre status for personer, som f.eks. både har haft arbejdsløshed og beskæftigelse i månedens løb. Hyppigt anvendes en konvention, hvor en person tildeles den status, hvori hun har været i størstedelen af perioden. Det an-

det principielle målingsproblem vedrører længden af den periode, strømmene måles over. F.eks. i beskæftigelsesundersøgelserne har der i de senere år været 1 år imellem tællingsdagene. Det er selvsagt problematisk, eftersom en person kan skifte status mange gange i løbet af et år.

Det ideelle datagrundlag med henblik på analyser af processer over tiden på arbejdsmarkedet er illustreret i fig. 5. For hver enkelt person i populationen eller i en stikprøve kender man start- og sluttidspunktet for ophold i en bestemt tilstand og dermed varigheden af opholdene. Af overskuelighedsgrunde arbejdes der i fig. 5 kun med arbejdsløshed og beskæftigelse, men ophold uden for arbejdsstyrken kan uden videre inddrages.

Fig. 5

Person nr.



Velfærdsmæssigt og arbejdsmarkedspolitisk er ledighedsperiodernes antal, varighed og fordeling på personer af central interesse. I praksis er ledighedsperioders varighed blevet opgjort på forskellig vis. I den gamle danske arbejdsløshedstatistik indtil 1978 fandt der opgørelser sted kvartalsvis af varigheden af igangværende ledighedsperioder indtil opgørelsetidspunktet. Med person 1 i fig. 5 som eksempel ville der for hendes vedkom-

mende blive registreret en ledighedsperiode af længden S_3 på tidspunkt t_5 . Man havde med andre ord ikke den ideelle opgørelse af længden af afsluttede ledighedsperioder angivet med T i figuren. Umiddelbart gav denne tidligere anvendte opgørelsesmetode derfor anledning til en undervurdering af ledighedsperiodernes varighed, den såkaldte *afbrydelsesskævhed*. Hvis alle ledighedsperioder var lige lange, ville man i gennemsnit »fange« personer halvvejs igennem ledighedsperioden, og den gennemsnitlige længde af afsluttede perioder ville simpelthen være den dobbelte af længden af de afbrudte. Der er imidlertid en anden skævhed, som trækker i modsat retning. Når man går ind og registrerer på et bestemt tidspunkt, t_5 i fig. 5, har lange ledighedsperioder en større sandsynlighed for at blive »fanget« end korte, den såkaldte *længdeskævhed*. Dette trækker i retning af, at den gennemsnitlige længde af afbrudte perioder er større end af de afsluttede. I S.W. Salant (1977) findes en grundig diskussion af disse to skævheder. Konklusionen er, at længdeskævheden normalt vil dominere, dvs. at den gennemsnitlige længde af afsluttede ledighedsperioder vil være mindre end af de afbrudte. Samme konklusion når A. Rosdal (1981) og N. Smith (1982) med danske data, jfr. nedenfor.

Den nye danske statistik baseret på CRAM registreret og indført fra 1979 giver væsentlig bedre oplysninger om ledighedsperiodernes antal og varighed. Man har dog stadig problemer i forhold til en ideel opgørelse af de afsluttede perioders varighed. CRAM-statistikken opgør den gennemsnitlige varighed af en blanding af afsluttede og afbrudte perioder. Med person 1 i fig. 5 som eksempel opgøres den gennemsnitlige varighed som $(S_1 + T_2 + S_3)/3$, dvs. at ledighedsperioder, som er igang ved begyndelsen og afslutningen af

et år behandles, som om de påbegyndes hhv. afsluttes 1/1 og 31/12. Ledighedsperioder, som påbegyndes og afsluttes indenfor året opgøres korrekt med deres samlede varighed. De ledighedsperioder, som er igang ved årets begyndelse og afslutning, opgøres med deres afbrudte varighed. Vi får derved en afbrydelsesskævhed, som medfører undervurdering af varigheden jfr. ovenfor. På den anden side må de perioder, som fanges 1/1 og 31/12 formodes at være længere end gennemsnittet. I modsætning til den situation, som blev diskuteret ovenfor, fanger vi imidlertid i CRAM-statistikken alle de ledighedsperioder, som påbegyndes og afsluttes imellem 1/1 og 31/12. Der er derfor grund til at tro, at afbrydelsesskævheden vil dominere i varighedsberegninger på CRAM-statistikken, således at den gennemsnitlige varighed af afsluttede perioder undervurderes⁸⁾. Problemerne er imidlertid væsentligt reducerede i forhold til den gamle arbejdsløshedsstatistik.

Generelt vil det altid være et problem, at en observationsperiode er af begrænset længde. På basis af en statistik som CRAM kan man sammenbinde fem år⁹⁾ og derved reducere problemet, men der vil altid være personer, som er igang med ledighedsperioder ved start hhv. afslutning af en hvilken som helst observationsperiode. I den statistiske litteratur benævnes problemet censoring. Der er udviklet forskellige metoder, som søger at korrigere for censoring, se f.eks. C. Flinn & J. Heckman (1982).

Konkluderende er der ikke tvivl om, at en mere procesorienteret statistik, som muliggør konstruktion af arbejdsmarkedshistorier, er et væsentligt fremskridt i forhold til den ældre bestandsorienterede statistik. Konkret giver CRAM-statistikken ikke nogen datering af ledighedsperioderne, men opgørelsen af ugentlige

ledighedsgrader muliggør indirekte konstruktion af arbejdsmarkedshistorier for de fleste personers vedkommende. Undtagelsen vil være situationen, hvor man flere uger i træk observerer ledighedsgrader mindre end 1 og større end nul.

III. Empiriske eksempler

Med hensyn til størrelsen af overgangshyppighederne er danske resultater endnu ret sparsomme. På basis af CRAM statistikken kan man beregne ugentlige overgangshyppigheder mellem tilstandene E (fuldt beskæftiget) og U (forstået som en ledighedsgrad >0)¹⁰). For at give et indtryk af omfanget af de *ugentlige* bevægelser er eksempler på disse hyppigheder beregnet og vist i tabel 1. I gennemsnit er 1.7% af de fuldt beskæftigede i én uge berørt af ledighed i den næste uge¹¹). For dem, som i én uge er berørt af ledighed, gælder, at 7.8% er tilbage i fuld beskæftigelse ugen efter. Kvinder og mænd adskiller sig ikke m.h.t. overgangshyppigheden mellem E og U, mens kvinder har en noget lavere hyppighed for overgang fra arbejdsløshed til beskæftigelse. Med andre ord synes kvinderne ikke at have en større arbejdsløshedsrisiko end mændene, men er de først blevet arbejdsløse, er det vanskeligere at få et job igen¹²). Fordelt på aldersklasser er der tale om ret ringe variation i hyppigheden for overgang fra U til E. Bortset fra de under 18 årige er hyppigheden svagt stigende indtil 45-49 års alderen, hvorefter den falder til stort set samme niveau som for de 18-19 årige. De 65-66 årige er formentlig særlig lav af en række specielle årsager, overgang til efterløn, pension etc. Overgangshyppigheden fra E til U udviser væsentlig større aldersvariation. Først bemærkes den meget lave ledighedsrisiko for de under 18 årige. Umiddelbart kan dette forekomme para-

Tabel 1.

Eksempel på ugentlige overgangshyppigheder mellem beskæftigelse (E) og arbejdsløshed (U). (Gennemsnitlige hyppigheder for uge 13-15, 1982).

	EU	UE
Alle	1.7	7.8
Kvinder	1.7	6.7
Mænd	1.7	8.8
Alder:		
-17	0.9	7.8
18-19	4.4	7.0
20-24	2.9	7.5
25-29	1.9	7.6
30-34	1.5	7.8
35-39	1.4	8.5
40-44	1.3	8.7
45-49	1.4	8.8
50-54	1.5	8.4
55-59	1.6	7.5
60-64	1.5	8.4
65-66	2.1	5.0

Noter: Beregnet på grundlag af Arbejdsløsheden, april 1982. For E anvendes antal forsikrede ÷ antal personer berørt af ledighed, d.v.s. alle med ledighedsgrad >0 .

doksalt, men det beror formentlig først og fremmest på, at tabel 1 kun omfatter CRAM registret, og at der kun vil være meget få ikke-forsikrede ledige henvist fra socialforvaltningerne i gruppen under 18 år. De 18-19 årige har den højeste ledighedsrisiko af alle, hvorefter hyppigheden aftager indtil 40-44 års alderen. Derefter er hyppigheden svagt stigende med stigende alder, men slutter på et niveau væsentlig under de unges. Tabellen giver et klart billede af de midaldrende som den bedst stillede gruppe med den laveste ledighedsrisiko og den højeste genbeskæftigelses-sandsynlighed i tilfælde af ledighed.

I tabel 2 er vist eksempler på *kvartalsvise* overgangshyppigheder for 4 aldersgrupper af mænd i perioden 1978-80 beregnet på grundlag af en stikprøve fra CRAM-registret. E og U er defineret som i tabel 1, dvs. som hhv. en ledighedsgrad $= 0$, og en ledighedsgrad >0 . Ser man på

de gennemsnitlige overgangshyppigheder for hele perioden, fås selvsagt et andet niveau end for de ugentlige hyppigheder, men kvalitativt er mønstret det samme. Uafhængig af alder er ca. 30% af de ledighedsberørte i ét kvartal fuldt beskæftigede i det følgende kvartal. For overgangshyppigheden fra E til U fås samme mønster som i tabel 1, dvs. et stærkt fald med stigende alder. Det bemærkes, at gruppen over 60 år p.g.a. et meget beskedent antal i stikprøven ikke indgår i tabel 2. Ser man på udviklingen over tid bemærkes, at den yngste aldersgruppe har den laveste ledighedsrisiko i 1978. Dette skifter markant i 1979 og 1980, hvor de får den højeste ledighedsrisiko. Desuden bemærkes, at ledighedsrisikoen for den yngste gruppe skifter op allerede i 1979 hvor den går ned for de øvrige. Hvorvidt det kan fortolkes på den måde, at konjunkturedgangen fra 1979/80 rammer den yngste gruppe tidligst er tvivlsomt p.g.a. stikprøvens beskedne størrelse. Det bemærkes desuden, at alle overgangshyppighederne er meget høje fra 4. kvartal 1978 til 1. kvartal 1979. Umiddelbart er det svært at forklare dette træk ved an-

det end specielle problemer i forbindelse med overgangen fra den tidligere ledighedsstatistik til CRAM-statistikken.

De overgangshyppigheder, der er bragt som eksempler i tabel 1 og 2 er af cross-section type, dvs. i hver periode beregnet som gennemsnitlige værdier for hele populationen eller for en stikprøve. Alternativt kan en bestemt kohorte af ledige følges over tiden. Dette er tilfældet hos T. Berg Sørensen (1981), som fra en CRAM stikprøve udtager de personer, som startede en ledighedsperiode lidt inde i 1979, og som var fuldt beskæftigede i begyndelsen af 1979. Denne udvælgelsesteknik motiveres med et ønske om at begrænse personkredsen til mennesker med en dokumenteret tilknytning til arbejdsmarkedet. Den indebærer på den anden side en underrepræsentation af nytilkomne på arbejdsmarkedet, langtidsledige etc. Den udvalgte kohorte af ledige følges derefter uge for uge gennem resten af 1979. Der beregnes ugentlige overgangshyppigheder mellem forskellige ledighedsgradsintervaller efter en række opdelinger på køn, alder og arbejdsløshedskasser. Da tilstandene (næsten) fuldt beskæftiget og (næ-

Tabel 2. Kvartalsvise overgangshyppigheder mellem arbejdsløshed og beskæftigelse. Mænd 1978-80.

Aldersgruppe	EU				UE			
	1	2	3	4	1	2	3	4
1978 _I	3.3	4.8	3.2	2.2	26.9	46.2	43.0	39.5
1978 _{II}	4.7	7.7	4.4	4.4	32.2	29.7	32.5	27.1
1978 _{III}	8.8	12.8	9.5	7.3	15.8	11.0	20.8	15.6
1978 _{IV}	20.7	19.0	11.7	11.1	52.4	47.6	39.6	42.4
1979 _I	7.1	4.8	3.7	1.8	35.7	31.1	31.1	27.8
1979 _{II}	10.4	10.5	5.8	4.9	36.9	33.8	33.5	29.4
1979 _{III}	10.4	8.1	7.8	5.0	36.5	30.6	30.1	26.0
1979 _{IV}	16.0	11.4	7.5	7.2	20.9	16.2	18.2	14.3
1980 _I	8.4	6.8	3.6	3.8	33.3	33.7	36.5	39.2
1980 _{II}	10.3	9.8	7.5	6.2	22.8	21.3	22.5	23.1
1980 _{III}	17.3	11.5	9.1	8.5	23.1	24.2	20.5	14.7
Gennemsnit	10.7	9.7	6.7	5.7	30.6	29.6	29.8	27.2

Noter: Aldersgrupperne 1, 2, 3 og 4 svarer til fødselsårgangene 1956-58, 1951-55, 1931-50 og 1921-30. Stikprøvestørrelserne i aldersgrupperne 1, 2, 3 og 4 er 392, 689, 2184 og 818.

sten) fuldt arbejdsløs viser sig at være dominerende i uge-tallene, samles interessen om dels overgangshyppighederne imellem disse tilstande og dels den procentvise fordeling af kohorten på disse to tilstande frem igennem 1979. Overgangshyppighederne er ikke stationære, men er især i begyndelsen af forløbet stærkt faldende. F.eks. for mænd er overgangshyppigheden fra U til E 15-20% pr. uge i de første ca. 5 uger af forløbet, hvorefter den gradvis aftager mod et niveau på ca. 10% ved slutningen af 1979. For kvinder er niveauet noget lavere, 10-15% pr. uge i de første ca. 5 uger, faldende til 7-8% pr. uge ved slutningen af året. Overgangshyppigheden fra E til U starter også på et relativt højt niveau (10-20%), men bliver efter 10-15 ugers forløb stationær på et niveau på 3-5% pr. uge. Som diskuteret i afsnit II kan man ikke umiddelbart på grundlag af tidsprofilerne for overgangshyppighederne sige, om der foreligger varighedsafhængighed for de enkelte personer, eller om der sker en sortering af mennesker med hver for sig konstante hyppigheder. Hvad angår fordelingen af kohorten på tilstande, bliver den stationær efter ca. 20 ugers forløb. For mændenes vedkommende stabiliseres andelen, som forbliver arbejdsløs, på 12-13% mens for kvindernes vedkommende ca. 30% forbliver ledige. Det skal præciseres, at det ikke er de samme mennesker, som forbliver arbejdsløse i hele forløbet, idet der stadig finder overgange sted mellem de to tilstande. Den andel af både kvinder og mænd, som forbli-

ver uafbrudt ledige er derfor lavere end procenterne ovenfor.

Uden et sammenligningsgrundlag er det svært at tage stilling til, om de overgangshyppigheder, der er anført ovenfor, er »høje« eller »lave«. Med danske tal er det kun muligt at se på en ganske kort årrække. Derfor bruges i tabel 3 nogle amerikanske tal, gennemsnitsværdier for perioden juli 1967 - september 1977, til sammenligning. Der er valgt at se på to ekstremgrupper, nemlig hvide mænd i alderen 25-59 år og ikke-hvide kvinder i alderen 16-19 år. Umiddelbart er det svært at sammenligne tallene i tabel 3 med de tilsvarende danske tal i tabel 1. Dels arbejdes der i tabel 3 med tre forskellige tilstande, og dels er arbejdsløshed i amerikansk statistik defineret ud fra et kriterium om aktiv jobsøgning i perioden op til opgørelsestidspunktet. Dette sidste medfører, at sondringen mellem tilstanden »arbejdsløshed« og tilstanden »uden for arbejdsstyrken« bliver væsentlig mere flydende i amerikansk statistik end i dansk. F.eks. vises det hos Clark & Summers, at en meget stor del af overgangen til N følges af tilbagevenden til arbejdsstyrken. For de ikke-hvide teenage-piger er det iøjnefaldende, at hver tyvende i beskæftigelse i én uge er uden for arbejdsstyrken i den følgende uge, og at hver tiende arbejdsløse er uden for arbejdsstyrken i den følgende uge. Med disse forbehold forekommer tallene i tabel 1 og tabel 3 ikke at være af radikalt forskellig størrelsesorden.

Overgangshyppighederne mellem for-

Tabel 3. Ugentlige overgangshyppigheder. U.S.A. (gennemsnitsværdier 1967-1977 for to grupper) %.

	EU	EN	UE	UN	NE	NU
Hvide mænd, 25-59 år	0.25	0.08	9.22	2.60	1.85	0.81
Ikke-hvide kvinder, 16-19 år	1.02	4.99	4.84	10.94	1.25	2.20

Kilde: R. G. Ehrenberg (1980). De ugentlige overgangshyppigheder er beregnet på basis af Ehrenbergs månedstal (tabel 6, p. 251) som $h_{uge} = 1 + \sqrt[12]{h_{måned}}$.

skellige arbejdsmarkedstilstande beregnes hos T.B. Sørensen som nævnt for en række forskellige aldersgrupper, faggrupper etc. En alternativ måde at orientere sig på i materialer af denne type består i estimation af en model på individdata over tiden, hvor overgangshyppighederne forklares af en række baggrundsvariable: køn, alder, uddannelse, civilstand, børn, løn, formue etc. Der foreligger amerikanske resultater med modeller af denne type (f.eks. K. Burdett et al. (1982), S. Weiner (1982) og C. Flinn & J. Heckman (1982)), hvor fortolkningen imidlertid i nogen grad hæmmes af, at data stammer fra socialpolitiske eksperimenter, og derfor ikke nødvendigvis er særlig repræsentative. Vi arbejder p.t. på implementering af en model af denne type på danske data, hvor repræsentativitetsproblemet er løst. Til gengæld er en præcis datering af tilstandsskift vanskelig i en række tilfælde med de danske data.

Fænomenet varighedsafhængighed er flere gange nævnt ovenfor. I virkeligheden drejer det sig mere præcist om flere forskellige former for »historieafhængighed« i en persons aktuelle muligheder på arbejdsmarkedet. Varighedsafhængighed i mere snæver forstand forstås som en situation, hvor en persons sandsynlighed for at forlade en bestemt tilstand påvirkes af, hvor længe hun har været i tilstanden. Afhængigheden kan enten være negativ eller positiv eller have et mere kompliceret

udseende f.eks. først negativ og derefter positiv. »Historieafhængigheden« kan desuden bestå i afhængighed af varigheden af tidligere perioder i samme tilstand samt i afhængighed af antallet af tidligere episoder i samme tilstand som den aktuelle.¹³⁾ Med arbejdsløshed som eksempel vil »historieafhængigheden« derfor bestå i, at en arbejdsløs persons sandsynlighed for at forlade tilstanden påvirkes af: (1) hidtidig varighed af igangværende ledighedsperiode, (2) varighed af tidligere ledighedsperioder og (3) antallet af tidligere ledighedsperioder. Det er muligt med danske data fra den offentliggjorte CRAM statistik at få et - noget ufuldkomment - billede af »historieafhængigheden«. I CRAM statistikken opgøres f.eks. for 1980, som er det seneste år dækket af årsstatistikken (St. Med. 1981:8), antal personer berørt af ledighed i 1980 efter ledighedsgrad i 1980 og i hhv. 1979 og i 4 års perioden 1976-79. Det ufuldkomne i den anvendte opgørelsesmetode er illustreret i nedenstående tabel 4. De oplysninger, som er påkrævet i analyser af »historieafhængigheden« er angivet med den lignende skraverede søjle, dvs. oplysninger om hvordan de ledighedsberørte i ét år klarer sig i det følgende år. I stedet får man i princippet de oplysninger, som findes i den lodrette skraverede søjle. I princippet, fordi de, der går ind i arbejdsstyrken i 1980, og som berøres af ledighed, behandles som om de var fuldt

Tabel 4: Krydstabellering af ledighedserfaringer i to på hinanden følgende år.

1979	Berørt af ledighed	1980 Fuldt beskæftigede	I arbejdsstyrken i 1979 men ikke i 1980
Berørt af ledighed			
Fuldt beskæftigede			
I arbejdsstyrken i 1980, men ikke i 1979			

beskæftigede i 1979, dvs. tilregnes en ledighedsgrad på 0. Dette sidste problem skærpes, når man sammenstiller 1980 med hele perioden 1976-79. Det må antages, at en betragtelig andel af de ledighedsberørte i 1980 ikke har været i arbejdsstyrken i hele den foregående 4 års periode. At de behandles som fuldt beskæftigede i den del af perioden, hvor de ikke er i arbejdsstyrken, giver selvsagt et skævt billede. Man kan dog få et vist indtryk af omfanget af »historieafhængighed« ved at se på den dobbeltskraverede kasse i tabel 4, dvs. ved at se på den delmængde af de ledige i 1980, som også var berørt af ledighed i 1979¹⁴). Resultatet af dette er vist i tabel 5, som også bringer tal fra en sammenligning af 1978 og 1979. Det fremgår umiddelbart, at der ikke er tidsmæssig uafhængighed, som ville indebære, at tallene i de enkelte søjler ikke skulle afvige signifikant fra 20. Dette billede ville fremtræde, hvis der f.eks. for 1980 til de enkelte ledighedsgradsintervaller blev »rekrutteret« tilfældigt fra ledighedsgradsintervallerne i 1979. Det frem-

går særlig tydeligt i begge afdelinger af tabel 5, at personer med en lav ledighedsgrad i dominerende grad også havde en lav ledighedsgrad i det foregående år. Billedet kompliceres noget, når personer med en højere ledighedsgrad inddrages. Ved sammenligning mellem 1979 og 1978 ses en tendens til, at observationerne hober sig op om diagonalen. Ved sammenligning mellem 1980 og 1979 er billedet noget anderledes og afspejler den stigning i ledigheden, som fandt sted imellem de to år. Dette fremgår af, at observationer over 20 er koncentreret over diagonalen. Med andre ord er der i 1980 i udbredt omfang tale om, at personer med en høj ledighedsgrad rekrutteres i grupper med en lav ledighedsgrad i 1979. Der er endelig grund til at pege på, at der fra begyndelsen af 1979 er lagt en institutionel historieafhængighed ind i tallene i kraft af jobtilbudsordningen. Denne indebærer, at der blandt personer i ledighedsgradsintervallet 0.81-1.0 i 1978 og 1979 vil være nogle, som falder ind under ordningen og følgelig registreres med en lav ledigheds-

Tabel 5: Ledighedsgrad i 1978 og 1979 for personer berørt af ledighed i 1979, som også var berørt af ledighed i 1978. Ledighedsgrad i 1979 og 1980 for personer berørt af ledighed i 1980, som også var berørt af ledighed i 1979. Relativ fordeling (%).

1978 \ 1979	0.01-0.2	0.21-0.4	0.41-0.6	0.61-0.8	0.81-1.0
0.01-0.2	64.4	32.2	18.1	15.2	14.5
0.21-0.4	17.6	29.8	20.7	16.4	16.0
0.41-0.6	7.8	16.4	23.7	19.2	18.4
0.61-0.8	4.7	9.8	18.1	21.4	19.4
0.81-1.0	5.5	11.8	19.5	27.8	31.7
I alt	100	100	100	100	100
1979 \ 1980	0.01-0.2	0.21-0.4	0.41-0.6	0.61-0.8	0.81-1.0
0.01-0.2	66.8	40.0	28.3	22.4	16.1
0.21-0.4	17.3	31.0	27.2	24.7	21.5
0.41-0.6	7.1	13.2	22.5	21.7	19.6
0.61-0.8	4.5	7.5	12.3	17.3	15.2
0.81-1.0	4.4	8.3	9.8	13.9	27.2
I alt	100	100	100	100	100

Beregnet på grundlag af Arbejdsløsheden 1979 (St. Med., 1981:8), tabel 41, og Arbejdsløsheden 1980 (St. Med., 1981:8), tabel 41.

grad i det påfølgende år. Konkluderende understreger tabel 5, at den Markov-forudsætning om historieafhængighed, som blev drøftet i afsnit II næppe er relevant med danske data.

Som omtalt i afsnit II kan arbejdsløshedsprocenten, aggregeret eller for en gruppe, opsplittes i den gennemsnitlige varighed af ledighedsperioder og frekvensen af ledighedsperioder. Specielt når arbejdsløshedsprocenten for forskellige grupper sammenlignes er det væsentligt at kunne sige, hvor meget af forskellen, der beror på varighedsforskelle og hvor meget, der beror på frekvensforskelle. F.eks. gælder det for de amerikanske data i tabel 3, at den gennemsnitlige varighed af ledighedsperioder er stort set den samme for de to grupper. Den afgørende forskel, som ligger bag den meget store forskel i gruppernes arbejdsløshedsprocenter, vedrører ledighedsfrekvensen, som er 15 gange så høj for ikke-hvide unge kvinder som for hvide mænd i 25-59 års alderen. Forskellen beror med andre ord på, at de un-

ge kvinder har langt sværere ved at fastholde et job.

Indtil 1979 er vor viden om ledighedsperiodernes varighed på det danske arbejdsmarked ret ufuldkommen. For årene 1965-78 findes opgørelser fra Danmarks Statistik én gang i kvartalet af de på tidspunktet ledige fordelt efter varighed af ledigheden indtil opgørelsestidspunktet. Varigheden er opdelt på et begrænset antal intervaller med et stort opad åbent interval (over 100 dage). Under en række forudsætninger kan man på grundlag af disse data beregne dels den gennemsnitlige længde af afbrudte ledighedsperioder (S_3 i fig. 5) og dels den gennemsnitlige længde af afsluttede ledighedsperioder (T i fig. 5). Dette er med forskellige metoder gjort af A. Rosdahl og N. Smith for hhv. årene 1970-77 og 1965-78. Resultaterne er vist i tabel 6. Overensstemmelsen er rimelig, og begge undersøgelser finder en kraftig stigning i den gennemsnitlige varighed efter konjunkturomslaget i 1974/75. For årene 1979 og 1980 an-

Tabel 6: Gennemsnitlig varighed af afbrudte ledighedsperioder ($E(T)$) og af afsluttende ledighedsperioder ($E(S)$). Uger.

	$E(T)$ A. Rosdahl (1981)	$E(S)$	$E(T)$ N. Smith (1982)	$E(S)$
1965	-	2.4	1.1	
1966	-	-	2.9	1.1
1967	-	-	3.2	1.2
1968	-	-	5.8	1.7
1969	-	-	6.4	1.2
1970	4.6	1.3	3.9	1.0
1971	5.6	2.6	4.5	1.4
1972	6.8	2.8	6.3	1.6
1973	6.0	2.1	4.7	1.4
1974	6.0	2.6	5.1	1.6
1975	10.7	3.2	11.9	2.6
1976	12.5	3.9	13.7	3.0
1977	12.7	4.4	16.0	3.0
1978	-	-	17.6	3.4
Gennemsnitlig varighed iflg. CRAM statistik				
1979		5.8		
1980		6.8		

For nærmere beskrivelse af beregningsteknik henvises til A. Rosdahl og N. Smith.

føres den gennemsnitlige varighed ifølge CRAM statistikken. Disse tal er ikke umiddelbart sammenlignelige med tal fra før 1979. Dels er de opgjort som en blanding af E(T) og E(S) som drøftet i afsnit II, og dels defineres en varighedsperiode anderledes i CRAM statistikken end før 1979. Sammenlignet med tilsvarende beregninger fra U.S.A., Storbritannien og Sverige er de danske varigheder meget korte, jfr. N. Smith, p. 16. Jfr. nedenfor er det dog sådan, at en dominerende del af det samlede antal arbejdsløse dage præsteres i lange ledighedsperioder. Den anden komponent i arbejdsløshedsprocentens udvikling er som nævnt ledighedsfrekvensen eller den relative indstrømning til ledighed pr. tidsenhed. Hos N. Smith (p. 17) findes skøn over denne for kvinder og mænd for årene 1965-78 (excl. 1975). Det fremgår, at indstrømningen stiger meget kraftigt fra begyndelsen til slutningen af 1970'erne. Udviklingen i

arbejdsløsheden i Danmark efter konjunkturuomslaget er således sammensat af en kraftig stigning i både varighed og indstrømning. Dette billede afviger kraftigt fra udviklingen i f.eks. Sverige, som er sammensat af faldende indstrømning og en voksende varighed, jfr. A. Björklund (1981) og N. Smith. For de år, der dækkes af CRAM statistikken findes direkte oplysninger om den gennemsnitlige varighed opdelt efter en række kriterier. Desuden findes oplyst det gennemsnitlige antal ledighedsperioder opdelt efter de samme kriterier. Man kan umiddelbart regne om fra det gennemsnitlige antal ledighedsperioder til indstrømningshyppigheden, idet man har

relativ indstrømning pr. uge = $(\text{gns. antal ledighedsperioder} \cdot \text{antal personer berørt af ledighed}) / (\text{antal personer i alt} \cdot 52)$.

For nogle udvalgte grupper er relativ indstrømning pr. uge, gennemsnitlig varighed af ledighedsperioder, beregnet ar-

Tabel 7: Indstrømning, varighed, beregnet og faktisk arbejdsløshedsprocent. Heltidsforsikrede. 1980.

	Indstrømning pr. uge (%) ¹⁾	Varighed, uger ²⁾	Beregnet ar- bejdsløsheds- procent ³⁾	Faktisk arbejdsløs- hedsprocent ⁴⁾
Kvinder				
i alt	1.92	8.5	13.4	12.7
18-19 år	2.14	9.2	17.9	17.0
20-24 år	2.38	9.0	18.1	17.6
30-34 år	1.76	8.4	11.9	11.6
40-44 år	1.66	7.1	9.2	9.1
50-54 år	1.66	7.6	10.0	9.8
60-64 år	1.47	11.2	14.3	10.5
Mænd				
i alt	2.10	5.4	9.5	9.1
18-19 år	2.65	6.0	14.3	13.3
20-24 år	2.95	5.5	14.1	13.4
30-34 år	2.12	5.0	8.6	8.4
40-44 år	1.85	4.8	7.2	7.1
50-54 år	1.65	5.3	7.3	7.3
60-64 år	1.63	7.8	10.9	8.2

(1) Beregnet som $(\text{antal ledighedsberørte heltidsforsikrede} \cdot \text{gns. antal ledighedsperioder}) / (\text{antal heltidsforsikrede} \cdot 52)$, (2) gennemsnitlig varighed af ledighedsperioder, (3) $(\text{indstrømning pr. uge} \cdot \text{gns. varighed}) \cdot (\text{gennemsnitlig ledighedsgrad i ledighedsperioderne})$, (4) heltidsforsikrede ledige omregnet til fuldtidsledige i forhold til antal heltidsforsikrede.

Kilde: Arbejdsløsheden 1980 (St. Med. 1981:8).

bejdsløshedsprocent og faktisk arbejdsløshedsprocent vist i tabel 7. Beregningerne vedrører alene heltidsforsikrede. Relativ indstrømning til arbejdsløshed pr. uge er beregnet som angivet ovenfor. Den gennemsnitlige varighed af ledighedsperioder findes direkte i CRAM statistikken. Den beregnede arbejdsløshedsprocent fremkommer som produktet af indstrømning, varighed og gennemsnitlig ledighedsgrad i ledighedsperioderne. Den sidste faktor medfører overgang til CRAM statistikkens begreb: fuldtidsledige. Som drøftet i afsnit II skal der kun i en stationær situation, hvor overgangshyppighederne er konstante, være perfekt overensstemmelse mellem beregnede og faktiske arbejdsløshedsprocenter. Det fremgår imidlertid fra tabel 7, at der for 1980 er tale om en høj grad af overensstemmelse mellem beregnede og faktiske arbejdsløshedsprocenter. Kun for den ældste af de medtagne aldersgrupper er der en vis afvigelse. Ved sammenligning mellem kvinder i alt og mænd i alt ses, at den væsentligste faktor bag kvindernes højere arbejdsløshedsprocent er en væsentlig længere gennemsnitlig varighed. Indstrømningen pr. uge er stort set den samme¹⁵⁾. Både for mænd og kvinder

gælder det, at indstrømningen, bortset fra den yngste gruppe, er aftagende med alderen. Den gennemsnitlige varighed følger, igen bortset fra den yngste gruppe, et U-formet forløb. Nettoeffekten på arbejdsløshedsprocenten er et markant fald over det aldersinterval, hvor både indstrømning og varighed falder, afløst af en svag stigning for de ældste grupper, hvor faldet i indstrømningen mere end opvejes af stigningen i varigheden. Sammenlignet med f.eks. aldersvariationen i amerikanske tal viser indstrømningen meget ringe variation på det danske arbejdsmarked. Den dominerende del af aldersvariationen i arbejdsløshedsprocenterne forklares af variationer i varigheden.

Sammenfattende har vi indtil nu set, at det danske arbejdsmarked præges af en relativt kort gennemsnitlig varighed af ledighedsperioder sammenlignet med andre lande. Da vor arbejdsløshedsprocent ikke er lav i international sammenligning, må modstykket være en indstrømning i arbejdsløshed på et relativt højt niveau sammenlignet med andre lande. Betyder nu dette billede af en arbejdsløshedssituation præget af hurtig udskiftning i gruppen af arbejdsløse, at de velfærdsmæssige konsekvenser af arbejdsløshed kan tillægges

Tabel 8: Ledighedsberørte personer og beregnet antal fuldtidsledige fordelt på ledighedsgradsintervaller. 1980.

Ledigheds-grad	Ledighedsberørte personer	Relativ fordeling (%)	Kumuleret fordeling (%)	Beregnet antal fuldtidsledige	Relativ fordeling (%)	Kumuleret fordeling (%)
0.001-0.200	300.471	49.2	49.2	23.828	13.0	13.0
0.201-0.400	130.400	21.3	70.5	37.883	20.7	33.7
0.401-0.600	77.905	12.8	83.3	38.202	20.8	54.5
0.601-0.800	47.650	7.8	91.1	33.009	18.0	72.5
0.801-1.000	54.508	8.9	100	50.375	27.5	100
I alt	610.874	100	-	183.297	100	-

Antal fuldtidsledige beregnet ved brug af intervalmidtpunkter for ledighedsgrader i tabel med 5% intervaller. Approximationen fungerer godt, idet det faktiske antal fuldtidsledige var 183.835. Kilde: Arbejdsløsheden 1980. (St. Med. 1981:8).

mindre vægt? En besvarelse af spørgsmålet kræver dels en vurdering af, hvor meget korte hhv. lange ledighedsperioder bidrager til den samlede arbejdsløshed, og dels en vurdering af i hvilket omfang det er de samme mennesker, som hyppigt rammes af korte ledighedsperioder. Det første af disse problemer kan belyses ved at se på de ledighedsberørtes fordeling på ledighedsgradsintervaller. For 1980 er tallene anført i tabel 8.

Det fremgår, at ca. halvdelen af de ledighedsberørte har en samlet ledighedsgrad for 1980 på under en femtedel af året. De ca. 300.000 personer, der er tale om, svarer til ca. 24.000 fuldtidsledige i hele året. Det er åbenbart, at den mængde ledighed, der »præsteres« af det store antal mennesker med relativt beskeden samlet ledighed, domineres af den ledighed, der »præsteres« af personer med en høj ledighedsgrad. Således »præsteres« de knap 55.000 hårdest ramte personer næsten lige så megen ledighed som de ca. 430.000 bedst stillede med en samlet ledighedsgrad under 0.4.

Tallene i tabel 8 giver ikke umiddelbart

svaret på, om de samme personer rammes hyppigt af korte ledighedsperioder og derved oparbejder en betragtelig ledighed set over et år.

Spørgsmålet om, hvordan den samlede ledighed i et år varierer med antallet af ledighedsperioder er belyst i tabel 9 for året 1980. Det fremgår for det første, at den gennemsnitlige varighed er aftagende med antallet af perioder¹⁶⁾. For det andet fremgår det, at den afgørende sondring m.h.t. sammenhængen mellem antal ledighedsperioder og omfang af ledighed gennem året går imellem personer med én ledighedsperiode og resten. Med to eller flere perioder er det samlede ledighedsomfang stort set uafhængigt af antallet af perioder. Først når man kommer op på ni og flere perioder, observeres en svag stigning.

IV. Afslutning

På basis af diskussionen i de foregående afsnit tegner der sig et billede af arbejdsmarkedet præget af meget omfattende bevægelser over tid imellem forskellige til-

Tabel 9: Gennemsnitlig varighed af ledighedsperioder og gennemsnitligt omfang af arbejdsløshed efter antallet af ledighedsperioder. 1980.

Antal ledighedsperioder	Gennemsnitlig varighed af ledighedsperioder	Gennemsnitligt omfang af ledighed
	_____ uger _____	
1	13.52	13.52
2	10.31	20.62
3	7.51	22.53
4	5.47	21.88
5	4.30	21.50
6	3.67	22.02
7	3.16	22.12
8	2.86	22.88
9	2.60	23.40
10	2.40	24.00
11 + (12)	(2.04)	(24.48)

Beregnet på grundlag af tabel 23 i Arbejdsløsheden 1980. En nærmere drøftelse findes i P.J. Pedersen (1982).

stande. Der er dog grund til at understrege, at selv om et procesorienteret syn på arbejdsmarkedet lægger vægt på det meget store antal ledighedsperioder, er det stadig sådan, at en meget betydelig del af den samlede arbejdsløshed præsteres af mennesker i meget langvarige arbejdsløshedsperioder. Helt analogt findes i øvrigt i udenlandske undersøgelser, at et meget stort antal korte beskæftigelsesperioder kun bidrager relativt beskedent til den samlede beskæftigelse, som for en stor dels vedkommende præsteres af mennesker i meget langvarige ansættelsesforhold.

Udviklingen i arbejdsmarkedsteorien er i de senere år forløbet parallelt med fremkomsten af stadig bedre data. Specielt her i landet er muligheden for at analysere udviklingen i arbejdsløsheden blevet radikalt forbedret med fremkomsten af CRAM statistikken. I forhold til den teoretiske diskussion i afsnit II lider CRAM statistikken under nogle svagheder: den vedrører (stort set) kun arbejdsløshedsforsikrede, der mangler oplysning om, hvor folk kommer fra, når de går ind i CRAM registret, og hvor de går hen, når de forlader det, flere baggrundsvariable kunne være ønskelige, ledighedsårsagen kunne være bedre belyst etc. En samkøring mellem oplysninger fra CRAM registret og fra andre statistikregistre gør det muligt at afhjælpe en del af disse svagheder. I det projekt om arbejdsmarkedsprocesser, som blev nævnt i den indledende fodnote, arbejder vi p.t. med en database af denne type.

*Jeg har haft stort udbytte af løbende diskussioner med Henning Bunzel, Lars Muus, Nina Smith og Niels Westergård-Nielsen. Desuden har jeg haft stort udbytte af en forelæsningsrække, som Kenneth Burdett, Nick Kiefer, Dale Mortensen og George Neumann holdt ved Økonomisk Institut, Aarhus

Universitet, i august 1982. Artiklen er led i projektet »Dynamiske processer på det danske arbejdsmarked«, som har modtaget støtte fra Det samfundsvidenskabelige Forskningsråd og fra Evalueringsudvalget under arbejds- og Undervisningsministerierne.

Noter:

1. Tallene for bevægelser ud og ind af arbejdsmarkedet er formentlig underkantskøn. De bygger på figurer hos A. Rosdal (1981), som viser statusændringer med et års mellemrum. De medtager derfor ikke, at nogle kan bevæge sig ud og ind på arbejdsmarkedet flere gange i løbet af et år.
2. Dette er selvsagt en forenkling, hvor der ses bort fra »blandede« tilstande: deltidsarbejde af meget beskedent omfang, heltidsforsikrede i deltidsjob med supplerende dagpenge, personer på arbejdsfordeling etc.
3. En drøftelse af dette spørgsmål følger nedenfor.
4. Summen af en uendelig kvotientrække med kvotienten uu .
5. Se f.eks. J.S. Coleman (1964) og D.J. Bartholomew (1982).
6. Markov-forudsætningen medfører, at fordelingen af afsluttede ledighedsperioder er eksponentiel med den konstante sandsynlighed for afgang fra arbejdsløshed som exponent.
7. Jfr. i denne sammenhæng for arbejdsløsheds vedkommende den såkaldte »ar-teori«, der går ud på, at arbejdsløshed over en vis varighed virker som et negativt signal, som langsigtet forringer ens status på arbejdsmarkedet.
8. Et eksempel kan illustrere problemet. Antag at der hver anden måned starter én ledighedsperiode á 10 måneders varighed, og at der hver måned starter 10 ledighedsperioder á 1 måneders varighed. Varigheden for et givet år bliver efter CRAM-princippet 1.27 måned, mens den gennemsnitlige varighed af afsluttede perioder bliver 1.43 måned med det her skitserede mønster, hvis man lader antallet af år, der beregnes over gå mod uendelig. Omfanget af en eventuel undervurdering er imidlertid et empirisk spørgsmål.
9. Ledighedsgraden for 1976-78 foreligger på kvartalsbasis.
10. I den offentliggjorte statistik findes ingen underopdeling på intervaller af ledighedsgrader.
11. Der skal ikke lægges for meget vægt på de konkrete tal. De er selvsagt kun gyldige for de tre uger i 1. halvår 1982, som tabel I vedrører.
12. Forskellen kan dog også afspejle en større tilbøjelighed blandt kvinder til bevægelser imellem forskellige grader af arbejdsløshed, som ikke bliver fanget i tabel I.

13. De tre former for »historieafhængighed« benævnes i amerikansk terminologi hhv. duration dependence, lagged duration dependence og occurrence dependence.
14. Det giver derimod næppe mening, hvis man i stedet for 1979 ser på perioden 1976-79. F.eks. vil en person, som indtræder i arbejdsstyrken 1/1 1979 og er ledig gennem hele 1979 blive registreret med en ledighedsgrad på 0.25 for perioden 1976-79.
15. Ved sammenligning med tilsvarende beregninger for 1979 findes, at varigheden for mænd stiger mærkbart fra 1979 til 1980. Indstrømningen er næsten uændret, og nettovirkningen er en stigning i mændenes arbejdsløshedsprocent fra 7.6 til 9.1. For kvinderne er indstrømning og varighed, og dermed arbejdsløshedsprocenten, uændret fra 1979 til 1980.
16. Da ledighedsperioder efter CRAM definitionen skal adskilles af mindst en hel uge uden ledighed, skal den maksimale varighed nødvendigvis aftage med stigende antal. De fundne varigheder i tabel 9 ligger dog langt under disse maximum-værdier.

Litteratur:

- Bartholomew, D.J. 1982. *Stochastic models for social processes*. (3. udg.). Chichester.
- Björklund, A. 1981. On the duration of unemployment in Sweden 1965-76. *Scandinavian Journal of Economics*: 421-39.
- Burdett, K., N.M. Kiefer, D.T. Mortensen & G.R. Neumann. 1982. *Earnings, unemployment, and the allocation of time over time*. Cornell University, Northwestern University, University of Chicago.
- Clark, K.B. & L.H. Summers. 1979. Labor market dynamics and unemployment: a reconsideration. *Brookings Papers on Economic Activity*: 13-72.
- Coleman, J.S. 1964. *Introduction to mathematical sociology*. Glencoe.
- Ehrenberg, R.G. 1980. The demographic structure of unemployment rates and labor market transition probabilities. I R.G. Ehrenberg (red.) *Research in labor economics*, Vol. 3. Greenwich, Connecticut.
- Flinn, C.J. & J.J. Heckman. 1982. Models for the analysis of labor force dynamics. I *Advances in econometrics*, Vol. 1. JAI Press.
- Pedersen, P.J. 1982. *Unemployment spells and duration: a note*. Økonomisk Institut, Aarhus Universitet.
- 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. 1982. *Varighed af ledighedsperioder og indstrømning til arbejdsløshed. (En analyse på danske data 1965-1978)*. Studies in labor market dynamics. Arbejdspapir 82-5. Økonomisk Institut, Aarhus Universitet.
- Sørensen, T.B. 1981. *Arbejdsløshedsforløb og selektion af arbejdskraft*. Rapport nr. 1. Arbejdsløshedsprojektet ved Den sociale Højskole, Århus.
- Weiner, S. 1982. *A survival analysis of the adult male black/white unemployment rate differential*. Northwestern University.