

Incitament og arbejdsløshedsforsikring

en teoretisk og empirisk analyse

Økonomisk øvelse
i arbejdsmarkedspolitik

Jonas A Kjeldsen
aller@stud.ku.dk

Vejleder:
Karsten Albæk

Opponenter:
Kristina Pedersen og David Tønners

ØKONOMISK INSTITUT
KØBENHAVNS UNIVERSITET

Oktober 2008

Indhold

| | |
|---|-----------|
| 1 Indledning | 1 |
| 2 A-kasser i Danmark | 2 |
| 2.1 Det danske dagpengesystem i hovedtræk | 2 |
| 2.2 Udvikling i forsikringsgraden | 3 |
| 2.3 Incitamentter til a-kassen | 5 |
| 2.4 En simpel model | 7 |
| 3 Empirisk analyse | 7 |
| 3.1 Probit-model for a-kassevalget | 8 |
| 3.2 Resultater | 9 |
| 4 Diskussion og konklusion | 11 |
| Litteratur | i |
| A Appendix | ii |

1 Indledning

I de seneste år er ledigheden i Danmark nået et ekstraordinært lavt niveau, og efterspørgslen efter arbejdskraft er historisk høj. Mange af arbejdsmarkedets beskæftigede har i en lang periode ikke været nervøse for økonomisk tilbageslag eller arbejdsløshed, hvorfor et medlemskab af en arbejdsløshedskasse (herfra kaldt a-kasse) kan virke overflødig. I den arbejdsmarkedspolitiske debat hører man ofte, at veluddannede og folk med høje indkomster melder sig ud af a-kasserne. Opfattelsen er, at det ikke kan betale sig for disse grupper at være forsikret mod arbejdsløshed igennem a-kasser, da forsikringspræmien i form af dagpenge udgør en alt for lille del af indkomsten til at have nogen betydningsfuld forsikringseffekt. Ved at kigge på beskrivende statistik, afsløres det hurtigt, at store integrerede dele af arbejdsmarkedet bestemt ikke er på vej ud af a-kasserne. Spørgsmålet er, i hvor høj grad faktorer som uddannelse, indkomst og compensation i det hele taget påvirker a-kassemedlemskabet.

Hovedformålet med denne opgave er at undersøge, hvilke forhold der har betydning for, om folk på det danske arbejdsmarked vælger eller fravælger at forsikre sig imod arbejdsløshed gennem en a-kasse. På baggrund af en beskrivelse af dagpengesystemets opbygning og udvikling, vil opgaven diskutere incitamentstrukturer og teoretiske overvejelser, som kan give en forklaring på forskellige effekter. Yderligere vil disse teoretiske overvejelser være fundamentet for en økonometrisk Probit-model, som forsøger at forklare sammenhængene mellem individspecifikke karakteristika, og sandsynligheden for at være medlem af en a-kasse.

Opgaven benytter registerdata fra Danmarks Statistik til både beskrivende statistik og til økonometri. Jeg kigger på data fra 1991 til 2006, hvorfor grafer og analyser vil være baseret på den periode. Ved et omfattende dataarbejde, kunne det sandsynligvis have været muligt at fremskaffe data også for 2007. Dog har jeg vurderet, at dette års ekstra information ikke ville have høj relevans for opgavens resultater og konklusioner. Jeg har venligst fået lov til at låne datamaterialet, samt at lave økonometrien, på mit arbejde i De Økonomiske Råds Sekretariat.

Af hensyn til opgavens omfang, skelnes der ikke mellem forskellige a-kasser i forskellige brancher.

2 A-kasser i Danmark

2.1 Det danske dagpengesystem i hovedtræk

De danske a-kasser står for administrationen af den offentligt regulerede arbejdsløshedsforsikring i Danmark. A-kasserne har til opgave indsamle medlemsgebyrer og udbetale forsikringspræmier. Oprindeligt var a-kasserne en integreret del fagforeningerne, men i 1980'erne forsvandt båndet mellem de to, og i 1988 måtte a-kasser ikke længere stille krav om et samtidigt medlemskab af fagforening. A-kasserne udbyder grundlæggende én type forsikring. Prisen på forsikringen er fast og uafhængig af indkomst, og præmien dækker 90 pct. af den forsikredes indkomst op til en maksimumgrænse. Den højeste dagpengesats er 703 kr. om dagen, hvilket svarer til godt 180.000 kr. om året for fuldtidsbeskæftigede.¹ Prisen er reguleret til maksimalt på årsniveau at udgøre otte gange den daglige maksimumsgrænse.² De vil altså sige at ordningen er selv-finansierende hvis optil $8 \cdot 703 \text{ kr} / 180.000 \text{ kr} = 3,1 \text{ pct.}$ af medlemmerne er ledige. Historisk har ordningen langt fra været selvfinansierende, og Staten dækker underskuddet. Statens udgift til dagpengesystemet afhænger selvsagt i høj grad af konjunkturerne.

I Danmark vil de folk som bliver arbejdsløse, og som ikke er forsikrede, normalt have mulighed for komme på kontanthjælp. Kontanthjælpsydelsen er væsentlig lavere end dagpengesatsen, og afhænger af mange forhold, blandt andet af alder, forsørgerbyrde, formue, ægteskabelig status mv. Det danske arbejdsmarkedssystem indeholder *efterlønsordningen*, som er en tilbagetrækningsordning, som kan tilgås når man fylder 60 år. Kravet for brug af ordningen er, at man har været medlem af en a-kasse i en længere periode og samtidig har indbetalt efterlønsbidrag.³

Den danske arbejdsmarkedssystem adskiller sig fra andre arbejdsmarkedssystemer ved at prioritere et fleksibelt arbejdsmarked. Hvor eksempelvis det kontinentaleuropæiske regime typisk implicerer restriktive afskedigelsesregler, bygger den danske model i højere grad på offentligt subsidierede arbejdsløshedsforsikringer. Det at alle beskæftigede har mulighed for at forsikre en forholdsvis stor del af deres lønindkomst for et relativt lavt beløb, kombineret med fleksible afskedigelsesregler, bidrager til øget jobskabelse og jobnedlæggelse. Dette får den betydning, at arbejdskraften har relativt nemt ved at blive omflyttet, derhen hvor produktiviteten er størst. Da det generøse dagpengesystem i væsentlig grad er skattefinansieret, har systemet den ulempe at indkomstskatten i højere grad forvrider arbejdsudbuddet. Yderligere vil systemet naturligt medføre en forholdsvis høj mindsteløn, hvilket er med til at marginalisere svage grupper på arbejdsmarkedet. Derfor er der i den

¹2008-priser, kilde: www.borger.dk

²Ifølge Parsons, Tranæs & Lilleør (2003).

³Jørgensen & Pedersen (2000). Længden af påkrævet medlemskab er steget flere gange.

danske model et trade-off, når dagpengesystemet skal sammensættes. På den ene side vil en lang dagpengeperiode med en høj ydelse garantere et fleksibelt arbejdsmarked. På den anden side kan dette marginalisere svage grupper, samtidig med at potentielle *moral-hazard*-problemer kan opstå, hvor ledighed bliver mere attraktivt end beskæftigelse. Omvendt vil en kort dagpengeperiode med en lav ydelse skabe incitamenter til krav om ansættelseskontrakter med mere restriktive afskedigelsesmuligheder, hvilket gør strategier om ansættelser og afskedigelser mere langsigtet og dermed hæmmer fleksibiliteten.

Der har i den offentlige debat været stor fokus på, at lave kompensationsgrader⁴ kan medføre et faldende a-kassemedlemstal og/eller mere restriktive ansættelser, hvilket er et problem for arbejdsmarkedet. Argumenterne bygger på at dagpengesystemet ikke kan kompensere den tabte arbejdsfortjeneste i ordentlig grad. LO's næstformand Lizette Risgaard siger til Berlinske Tidende den 13. oktober 2008: *“Det er på allerhøjeste tid, at dagpengesatsen bliver hævet. Ellers risikerer vi, at fundamentet for den danske model krakelerer. Med den lave dagpengesats er der jo udsigt til, at lønmodtagerne vil kræve længere opsigelsesvarsler, når kompensationsgraden på dagpenge er blevet så ringe.”* Da dagpengesatsen har et loft på godt 180.000 kr. om året, kan a-kasseforsikringen langt fra være en reel erstatning for mange beskæftigedes indkomst. En person med årsindkomst på f.eks. 500.000 kr. har i tilfælde af arbejdsløshed en kompensationsgrad på ca. 37 pct., hvorimod kompensationsgraden for en person med årsindkomst på 250.000 kr. ligger på ca. 73 pct. Spørgsmålet er, hvorvidt kompensationsgraden er et godt mål hvor attraktivt a-kassemedlemskabet er for en beskæftiget, eller om begrebet blot kan indikere at den beskæftigede har brug for yderligere sikring på arbejdsmarkedet - enten i form af ansættelseskontrakter eller tillægforsikringer.

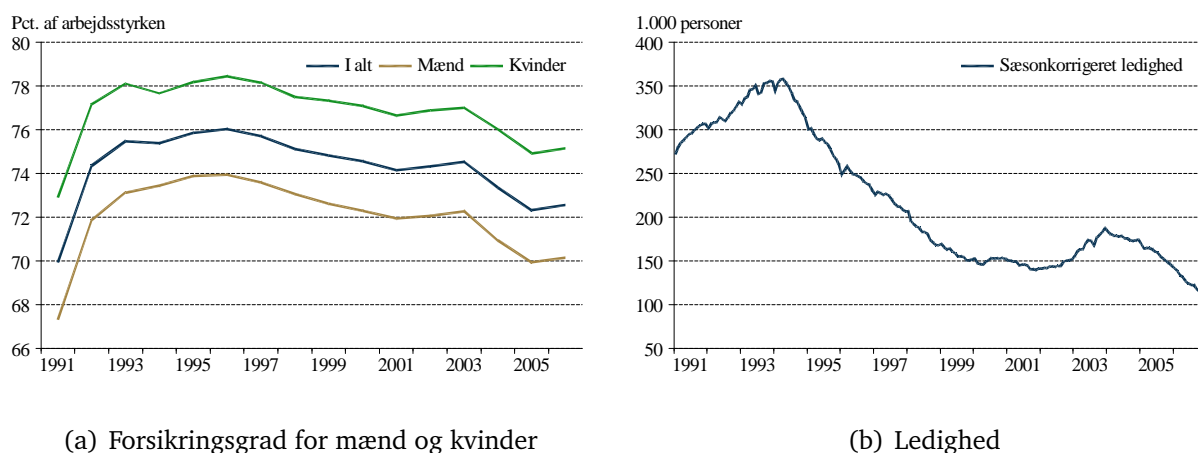
2.2 Udvikling i forsikringsgraden

Dette afsnit har til formål at give et overblik over udviklingen i medlemskabet af de danske a-kasser over en årrække. Den procentdel af en gruppe på arbejdsmarkedet, som forsikrer sig imod arbejdsløshed gemmen en a-kasse, kaldes normalt for gruppens *forsikringsgrad*. Da dette mål tager højde for ændringer i arbejdsstyrken, deriblandt eksempelvis demografiske ændringer, er det informativt omkring udviklingen i aktiviteten i a-kasserne. Forsikringsgraden steg kraftigt i starten af halvfemserne fra ca. 70 pct. i 1991 til ca. 76 pct. i 1996 og er siden da faldet jævnt frem til 2006, jf. den blå kurve i figur 1(a). Det står klart ud fra figuren, at kvinder har en mærkbar højere tendens til at forsikre sig mod arbejdsløshed i forhold til mænd - mere konkret er der en generel forskel i forsikringsgraden på 4 til 6 pct. point over perioden.

Det er bemærkelsesværdigt ved en sammenligning af figur 1(a) og figur 1(b), hvordan forsikringsgraden og ledigheden ser ud til i nogen grad at samvariere. Ledigheden steg

⁴Kompensationsgraden angiver en persons potentielle dagpengesats i forhold til personens reelle indkomst.

også kraftigt i staten af halvfemserne, og har stort set været faldende siden da. Begge serier oplevede også en lettere stigning i 1993, for derefter at fortsætte faldet. Dog må det siges, at ledighedens fald op gennem halvfemserne har været noget mere stejlt end forsikringsgradens.



Figur 1: Forsikringsgrad og ledighed

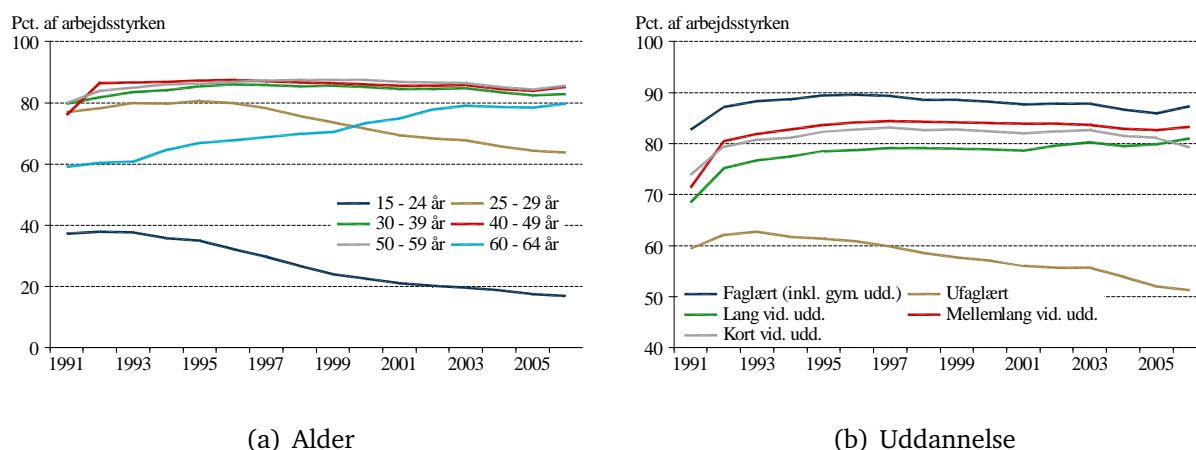
Det generelle fald i forsikringsgraden op gennem halvfemserne og frem til i dag har i høj grad været drevet af unge, som i mindre og mindre grad har meldt sig ind i a-kasserne. De 15-til-24-åriges forsikringsgrad er faldet med over 20 pct. point fra 1991 frem til 2006, jf. figur 2(a). Denne udvikling må i høj grad anses for at være præget af ungeindsatsen, som i 1996 gjorde dagpengesystemet væsentligt mindre attraktivt for unge under 25 år.⁵ Der ses også en faldende tendens for de 25-29-årige, hvor "tillægs"-reformer til ungeindsatsen i både 1999 og i 2003 gradvist har gjort dagpengesystemet mindre attraktivt for denne gruppe. Den foromtalte stigning i den samlede forsikringsgrad fra 1991 til 1992 er særligt drevet af 40-til-49-årige. Dette skyldes med høj sandsynlighed den efterlønsreform, som i 1992 hævede kravet om a-kasemedlemskab fra 10 til 20 år.⁶ Dvs. at især de 40-til-49-årige i 1992 fik incitament til at melde sig ind i en a-kasse, givet at de ville have muligheden for senere at gå på efterløn. Det bemærkes i øvrigt, hvordan forsikringsgraden hos personer mellem 30 og 59 år i høj grad har ligget konstant siden 1992.

Der har i medierne været meget snak om, at de højtuddannede fravælger a-kasserne. Dette ser ikke ud til at være et stort problem ud fra figur 2(b). De højtuddannedes forsikringsgrad faktisk har ligget konstant i mange år på omkring 80 pct. og ser ikke ud til at være på vej ned, jf. den røde og grønne kurve i figuren. Det er derimod de ufaglærte, som igennem det meste perioden har valgt at forsikre sig mindre. Her skal ungeindsatsen igen tages i betragtning, da det i særlig grad var unge uden uddannelse, som fik dårligere vilkår på

⁵Jf. Det Økonomiske Råd (2007).

⁶Kilde: www.borger.dk

dagpenge fra 1996. Det er vigtigt at bemærke, at de ufaglærtes forsikringsgrad ligger på et fundamentalt lavere niveau end de andre gruppers niveau set i lyset af, at ufaglærtes lønninger gennemsnitligt er lavere end de højtuddannedes, og at de dermed har en højere kompensationsgrad. Hvor vidt kompensationsgrad betyder noget for incitamentet til at være i a-kasse, kigges der på senere.



Figur 2: Forsikringsgrad fordelt på uddannelse og alder

2.3 Incitamenter til a-kassen

I dette afsnit vil der blandt andet på baggrund af beskrivelsen af dagpengesystemet og udviklingen i forsikringsgraden (hhv. i afsnit 2.1 og 2.2) blive argumenteret for, hvilke faktorer der påvirker incitamentet til at være i a-kasse. Til at starte med er det oplagt at kigge sandsynligheden for at blive ledig, da denne må have effekt på incitamentet til at forsikre sig. Mikroøkonomisk teori tilsiger, at det enkelte individs sandsynlighed for at blive ledig afhænger af en masse observerbare og uobserverbare størrelser, så som talent, umage (effort), jobtype, branche osv.⁷ For at undgå en alt for kompliceret model, kan et forsimplet mål for ledighedssandsynligheden f.eks. være den regionale ledighed i individets bopælsområde. Som vi så i forrige afsnit, virker det som om, at ledigheden har en forholdsvis stor effekt på incitamentet til at forsikre sig, hvorfor denne forsimpelse kan være udmærket og praktisk, på trods af, at den ikke fanger de helt individspecifikke elementer.

På baggrund af figur 1(a) i afsnit 2.2 må det konkluderes, at køn også er en vigtig faktor for incitamentet til arbejdsløshedsforsikring. Det er nærliggende at tro, at dette som minimum skyldes to faktorer. For det første kan man forestille sig, at effekten af køn giver udslag gennem en risikoaversionsparameter i den forstand, at kvinder kan tænkes at have

⁷Eksempelvis Mas-Colell, Whinston & Green (1995).

større aversion overfor uforsikret ledighed i forhold til mænd. Yderligere kan det være, at kvinder har (eller tror de har) en større ledighedssandsynlighed af forskellige årsager, og at kønnet derfor er en af de individspecifikke faktorer som omtalt ovenfor. I næste afsnit vælger jeg dog at lade køn indgå separat i modellen, og ikke gennem en parameter for ledighedssandsynlighed eller risikoaversion.

Det må med stor sikkerhed gælde, at det enkelte individs nytte ved a-kassemedlemskab alt andet lige er negativt korreleret med prisen på et medlemskab, samt at nytten er positivt korreleret med dagpengesatsen. Dagpengesatsen kan opskrives ved følgende funktion:

$$D = \min(0.9 \cdot \text{indkomst}, \text{dagpengeløft}) \quad (1)$$

Vi har altså at dagpengesatsen, og dermed nytten ved forsikringen, stiger med indkomsten til en hvis grænse. Der er umiddelbart ikke nogen teoretisk grund til at tro, at indkomst skulle påvirke incitamentet i den modsatte retning, hvilket ellers er en almen opfattelse. Fra nyhedsbrevet Agenda den 16. oktober: *“Aldrig før har der været så mange højtuddannede, der er medlem af en a-kasse. Det er paradoksalt, idet højtuddannede samtidigt er den gruppe med den laveste reelle kompensationsgrad. Det vil sige, at dagpengene kun kan kompensere for en mindre del af den tidligere indtægt, hvis en højtuddannet ryger på dagpenge.”*⁸ Det ofte fremførte argumentet om at beskæftigede med høje indkomster⁹ vil have aftagende nytte ved a-kasser når indkomsten stiger, fordi kompensationsgraden ligeledes aftager, mener jeg ikke holder. Ved beslutningen om a-kassemedlemskab vil den beskæftigede afveje det forventede afkast af ordningen op imod alternative forsikringsmuligheder. På grund af det offentligt subsidierede arbejdsløshedsforsikringssystem, vil der ofte ikke være gode alternativer end a-kassen. Det giver f.eks. ikke meget mening som privat forsikringselskab at konkurrere med a-kasserne på en grundforsikring. Derimod eksisterer der oplagt et marked for tillæggsforsikringer, da disse produkter kan supplere dagpengene, således at også dem med høje indkomster, kan have en høj kompensationsgrad. Dermed bør en høj indkomst (og dermed en lav kompensationsgrad) ikke have indflydelse på om a-kassen fravælges, så længe at forsikringsprisen er lavere end den forventede gevinst ved forsikringen, og at der ikke er bedre alternativer.

Et alternativ, som selvfølgelig skal vurderes, er kontanthjælpsordningen, hvilket til en vis grad skal ses som en gratis arbejdsløshedsforsikring. Kontanthjælpsydelsen er væsentlig lavere end dagpengesatsen og afhænger af en masse forhold, blandt andet af alder, forsørgerbyrde, formue, ægtefælles indkomst mv. Der er grunde til, at kontanthjælpsordningen ikke er en direkte substitut til dagpenge. Det kan f.eks. være social status, aktiveringregler mv., der bevirker, at kontanthjælp ikke ses som en mulighed. Hvis vi ser bort fra disse forhold og opfatter kontanthjælpen som et alternativ til a-kassemedlemskab, må forskellen mellem

⁸Nyhedsbrevet Agenda (2008)

⁹Med høj indkomst menes der indkomster højere end dagpengeløftet.

disse ydelser sige noget om hvor meget a-kassemedlemskabet “netto“ er værd.

Som vi så i figur 2(b), er det i særlig grad de ufaglærte, som fravælger a-kasseforsikringen. Helt generelt vil der ofte være en sammenhæng mellem ufaglærte og beskæftigede i de laveste indkomstdeciler. I så fald hænger dette godt sammen med teorien om, at grupper med indkomster lavere end dagpengeloftet opnår relativ lav nytte ved a-kassemedlemskab.

2.4 En simpel model

Ved at antage at dagpenge og kontanthjælp er substitutter, og ved at tilknytte nyttefunktionerne u og ν til hhv. nytte af dagpenge og kontanthjælp, kan vi definere nytten af medlemskab af en a-kasse, korrigeret for *alternativ-nytte*, som $U = u - \nu$. Med udgangspunkt i argumentationen i forrige afsnit kan vi sige, at nyttefunktionen U afhænger af følgende variable: Pris for medlemskab, P . Dagpengesats, $D(M)$, som op til en hvis grænse afhænger af personlig indkomst i beskæftigelse, M . Kontanthjælpssats, κ . Sandsynlighed for at blive arbejdsløs, θ . Kvinde (binær variabel), $kvinde$. Argumentationen tilsiger, at afhængighedsforholdet ser ud på følgende måde,

$$U = u(\underset{-}{P}, \underset{+}{D(M)}, \underset{+}{\theta}, \underset{+}{kvinde}) - \nu(\underset{-}{\kappa}) \quad (2)$$

hvor fortegnene under funktionerne angiver hvordan variablene alt andet lige påvirker nytten, antaget at nyttefunktionen er additiv seperabel.¹⁰ Der er oplagt andre faktorer, som kunne/burde indgå i (2), blandt andet hvordan krav om aktivering og aktiv jobsøgning påvirker nytten af hhv. dagpengene og kontanthjælpen. Ønsket om på et senere tidspunkt, at gå på efterløn er også en oplagt forklaringsfaktor. Modellen ville også være mere virkelighedstro, hvis en risikoaversionsparameter blev inkluderet. Ovenstående model forsøger simpelt at beskrive, hvordan de vigtigste faktorer påvirker forsikringsnyttens, med den restriktion at modellen samtidig skal kunne være fundamentet for en empirisk analyse, hvor tilgængelighed af datamateriale spiller en begrænsende rolle.

3 Empirisk analyse

I dette afsnit vil en Probit-model blive estimeret, som tager udgangspunkt i ligning (2), med det formål at analysere, i hvor stor en grad de førnævnte faktorer påvirker a-kassevalget i Danmark.

¹⁰Denne tankegang følger Parsons et al. (2003).

3.1 Probit-model for a-kassevalget

Det må forventes, at den beskæftigedes sandsynlighed for at vælge a-kassemedlemskab frem for ikke vælge det (omtales herfra med: sandsynlighed for a-kasse) hænger godt sammen med "netto"-nyttens¹¹ ved a-kassemedlemskabet. Bag denne forventning ligger der en rationalitetsantagelse. Om et individ er medlem af en a-kasse eller ikke, kan beskrives med en binær variabel, og i denne analyse ignoreres betydningen af forskellige a-kasser. Da vi ønsker at estimere, hvordan sandsynligheden for a-kasse påvirkes af diverse faktorer, kan en Probit-model med fordel tages i brug. Probit- og Logit-modeller er binær-responsmodeller, hvor den afhængige variabel kun kan antage to værdier. Fordelen ved Probit- og Logit-modellers specifikation er, at prædikterede værdier af den afhængige variabel kan opfattes som sandsynligheder, hvilket er en attraktiv egenskab i dette tilfælde. De endogene variable forklarer den afhængige variabel gennem en funktion G , således at

$$P(y = 1|\mathbf{x}) = G(\boldsymbol{\beta}\mathbf{x}),$$

$$\text{hvor } \boldsymbol{\beta}\mathbf{x} = \beta_0 + \beta_1x_1 + \dots + \beta_Kx_K$$

Hvis G er specificeret som Probit- eller Logit-funktionen, vil sandsynligheden $P(y = 1|\mathbf{x})$ altid ligge mellem 0 og 1, da Probit- og Logit-funktionens funktionsværdi altid ligger mellem 0 og 1.¹² Valget af Probit eller Logit bør afhænge af, hvordan man forestiller sig, at det uobserverbare i modellen er fordelt. Hvis fejllidet er normalfordelt, bør Probit-funktionen vælges, og hvis fejllidet er logistisk fordelt, bør Logit-funktionen vælges. I praksis er det typisk svært at vide, hvordan modellens uobserverbare elementer fordeler sig, men heldigvis vil valget af fordeling ikke betyde så meget for resultaterne, hvis der blot er mange observationer i data. Probit- og Logit-modeller estimeres med maksimum-likelihood-estimation, hvor der netop kræves en specifik antagelse om fordelingen af data. Jeg specificerer nu y som valg a-akasse og antager, at y kan beskrives gennem en Probit-model, hvor de forklarende variable indgår lineært som

$$\boldsymbol{\beta}\mathbf{x} = \beta_0 + \beta_1P + \beta_1D(M) + \beta_2\theta + \beta_3\textit{kvinde} + \boldsymbol{\delta}\boldsymbol{\Lambda} \quad (3)$$

At modellere kontanthjælpssatsen for det enkelte individ, κ fra ligning (2), er i princippet muligt, men det har vist sig at være en lidt for stor opgave, da κ bør afspejle de komplicerede kontanthjælpregler, som de bliver benyttet i den kommunale sagsbehandling. I stedet for, har jeg valgt at placere en del af de variable, som i høj påvirker kontanthjælpssatsen, vektoren $\boldsymbol{\Lambda}$. Denne vektor indeholder diverse dummyvariable, der beskriver individets alder, om individet er gift, og om individet har børn, om individet er beskæftiget (evt. på

¹¹Dvs. nyttens af a-kassen fratrukket nyttens ved kontanthjælp.

¹²Wooldridge (2002)

deltid). Yderligere indeholder Λ også dummyvariabler for uddannelse, hvilket ikke indgår i den teoretiske model, men som i lyset af figur 2(b) nok også bør indgå.

Til rådighed for estimationen har jeg registerbaseret data fra Danmarks Statistik for årene 1991 til 2006. Af flere grunde er det en fordel af have tværsnitdata for forskellig år. For det første har man mulighed for få et rigtig stort antal observationer, hvilket er en behageligt i forhold til Probit-modellen, hvor fordelingen reelt ikke kendes. Men vigtigst af alt, vil information over flere år kunne give nogle stærkere estimater af effekterne, da enkelte års uregelmæssigheder (f.eks. som følge af reformer) ikke vil få stor effekt i det samlede billede. Ved at "poole" de forskellige års tværsnit, og ved at inkludere dummyvariabler for alle år (på nær et), tillades normalfordelingen at variere over tid, og estimaterne vil (optimalt set) være "renset for tid". Den population jeg har udvalgt til brug i analysen indeholder personer i arbejdsstyrken. Da retten til dagpenge ophæves når man er 65 år, indeholder data alle beskæftigede og ledige mellem 15 og 64 år. Variablerne alder og uddannelse er, på samme måde som variabelen år, også konstrueret som grupper af binære variabler. Det har den fordel, at man kan estimere en effekt for en specifik gruppe, eksempelvis de 20-24-årige eller dem med mellemlang videregående uddannelse. Det er året 1991, aldersgruppen 15-19-årige og uddannelsesgruppen ufaglærte, som ikke er inkluderet i estimationen, og som derfor fungerer som den reference, resultaterne skal vurderes i forhold til. Hvert års tværsnitdatasæt indeholder ca. 2,8 mio. observationer, og er "poolet" i 16 år, hvilket giver omkring 45 mio. observationer. Af hensyn til beregningskapacitet er modellen "kun" kørt på 10 pct. tilfældigt udvalgt stikprøve, dvs. ca. 4,5 mio. observationer.

3.2 Resultater

Probit-modellens estimerede koefficienter og standardafvigelser er præsenteret i tabel 1 i Appendix. Det er i modsætning til en OLS-model svært at fortolke størrelsesordenen af effekter direkte på Probit-modellens estimater, da det alene er igennem funktionen G , at effekten på sandsynligheden for "succes" i responsvariablen kan vurderes. Derfor er der i tabel 1 også vist variablenes marginale effekter på sandsynligheden for a-kasse, (dG/dx) , når funktionen er evalueret i alle variablenes gennemsnit.¹³ For at kunne få en ide om hvordan denne teoretiske "gennemsnitsperson" ser ud, er variablenes gennemsnit præsenteret længst til højre i tabellen. Alle estimerede parametre er hver især testet signifikante på 1 pct. test-niveau med t-tests, som er antaget asymptotisk standardnormalfordelte $\overset{a}{\sim} N(0, 1)$ under nulhypotesen, hvilket er en plausibel antagelse med antallet af observationer taget i betragtning.

¹³Det er klart, at man for binære variabler ikke kan tale om *marginale* effekter på sandsynligheden. For disse variabler menes der ændringen $G(x_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_K x_K) - G(\beta_1 x_1 + \dots + \beta_K x_K)$ for eksempelvis dummy-variablen x_0 . Wooldridge (2003).

Den potentielle dagpengesats, der angiver det dagpengebeløb, som et individ vil få udbetalt i tilfælde af ledighed, er for hvert individ beregnet ud fra ligning (1) på baggrund af personens indkomst samt det pågældende års dagpengesats.¹⁴ Denne variabel påvirker som forventet positivt på a-kassesandsynligheden. Den marginale effekt af 1.000 kr. højere dagpengesats, vil alt andet lige medføre, at gennemsnitspersonen vil have 0,35 pct. større sandsynlighed for at være a-kassemedlem.

Jeg har valgt at bruge den aggregerede regionale ledighed som proxy for det enkelte individs sandsynlighed for ledighed. Som forklaret i afsnit 2.3 er dette en rå approksimation, som ikke fanger de uobserverbare individspecifikke elementer. Da data er fra før kommunalreformen, er en opdeling af ledigheden på amter valgt. I overensstemmelse med teorien observeres det, at sandsynligheden for a-kasse stiger kraftigt regional ledighed. Ifølge modellen vil en ledighedsstigning på 1 pct. point medfører en alt-andet-lige-stigning på 1,8 pct. i sandsynlighed for a-kasse.

Indkomstvariablen er vældig signifikant (både med t-test og LR-test), og er derfor alligevel inkluderet i modellen (udover at være det igennem de potentielle dagpenge), selv om teorien ikke umiddelbart tilsiger, at den bør være det. Effekten af stigende indkomst er negativ, men dog forholdsvis lille. Gennemsnitspersonen får alt andet lige mindsket sin sandsynlighed for a-kassemedlemskab med 0,04 pct. per 1.000 kr. indkomsten stiger. Så ved en indkomststigning på 10.000 kr., vil sandsynligheden alt andet lige stige med 0,4 pct. En af forklaringerne på, at indkomsteffekten alligevel viser sig at være signifikant negativ, kan være, at indkomst muligvis indeholder "information" om sandsynligheden for at blive ledig. Dette er tilfældet hvis indkomst er korreleret med nogle af de tidligere omtalte individspecifikke uobserverbare størrelser, så som evne eller talent. Derfor tror jeg stadigvæk på, at indkomst (over dagpengeløbet) isoleret set ikke påvirker nytten af a-kassen.

Som beskrevet tidligere, har individets formue en effekt på størrelsen af kontanthjælpen og dermed på et af alternativene til dagpenge. Dog slår denne effekt tilsyneladende ikke bemærkelsesværdigt igennem på sandsynligheden af a-kasse, idet formuevariablen er insignifikant (og derfor udeladt af modellen). At formue er insignifikant bekræfter i øvrigt, at valget af a-kasseforsikring hovedsageligt determineres af det forventede afkast af medlemskabet, og ikke af hvor velstillet man i øvrigt er.

I følge mine teoretiske overvejelser i afsnit 2.3, bør en beskæftigets kompensationsgrad ikke påvirke hvor attraktiv en a-kasseforsikring er. For at kunne vurdere hvorvidt dette er empirisk rigtig, har jeg ud fra variabelen potentiel dagpengesats udregnet kompensationsgrader for hvert individ i beskæftigelse. Ved at inkludere kompensationsgraden i stedet for indkomst, og ved at køre modellen uden de ledige¹⁵, finder jeg, at kompensationsgraden er

¹⁴Ledige individer har deres faktiske dagpenge som "potentiell" dagpengesats. Dagpengesatserne er fundet i forskellige udgaver af Statistik Årbog, DST.

¹⁵De ledige pilles ud, da de vil have en kompensationsgrad på 100 pct.

insignifikant, og altså ikke har relevant forklaringskraft på a-kassesandsynligheden (denne model er ikke rapporteret). Det vil altså sige, at empirien også peger på, at højere kompensationsgrad ikke giver mindre incitament til melde sig ind i en a-kasse.

Modellens resultater for alders- og uddannelses-dummier, stemmer i øvrigt godt overens med figur 2(a) og 2(b). I forhold til de 15-19 årige, som er referencegruppen, stiger sandsynligheden for a-kasse med aldersgrupperne nogenlunde som i 2(a). Det ses hvordan personer med videregående uddannelser samt de faglærte har øget sandsynlighed for a-kasse i forhold til de ufaglærte. Til sidst ses det, at kvinde-dummiens koefficient er positivt som forventet. Det at være gift påvirker a-kassesandsynligheden positivt, hvilket giver mening ud fra kontanthjælpsargumentet. Det at have små børn påvirker også positivt, hvilket antageligt skyldes småbørnsfamiliers højere risikoaversion.

4 Diskussion og konklusion

Probit-modellen er i stand til at bestemme størrelsesordenen på rigtig mange effekter helt i tråd med de fleste af mine teoretiske overvejelser. Den regionale ledighed har, i forhold til faktorer som indkomst, formue og kompensationsgrad, rigtig stor effekt på trangen til forsikring. Dette er et rigtig vigtigt resultat, som indikerer, at a-kassetilknytningen varierer med konjunkturerne. Dermed er der basis for at tro, at noget af det fald vi så i forsikringsgraden fra 2003 til 2006 i figur 1(a), hvor Danmark generelt var præget af høj vækst, vil stige igen i de kommende år, hvor vi med stor sandsynlighed vil opleve aftagende beskæftigelse og stigende ledighed. Men som beskrevet, ligger størstedelen af faldet i forsikringsgraden hos de unge og hos de ufaglærte, som har meldt sig mindre og mindre ind i a-kasserne, og dette skal i høj grad ses i lyset af ungeindsatsen. Det vil på længere sigt selvsagt medføre et problem, hvis disse årgange ikke melder sig ind, når de bliver ældre. Dog viser analysen, at den integrerede del af arbejdsmarkedet har et ønske om forsikring. Så her handler det om at have et offentligt subsidieret dagpengesystem, som er mere attraktivt end alternativet, hvilket bestemt lader til at være tilfældet i dag.

Der er altså ikke noget der tyder på at dagpengesystemet fremover vil være i fare pga. manglende deltagelse. Dog vil det helt bestemt være en udfordring at opnå den arbejdsmarkedspolitiske målsætning om at skaffe mere arbejdskraft i Danmark uden at gøre dagpengesystemet mindre attraktivt for den nuværende beskæftigelse. Arbejdsmarkedspolitikken ønsker, for at øge arbejdsudbuddet, at begrænse situationen, hvor ledighed er præfereret frem for beskæftigelse. Samtidig skal bibetingelsen opfyldes, at også personer med lav ledighedssandsynlighed stadigvæk har incitament til at være forsikret. Man kan populært sige, at der er et trade-off mellem et moral-hazard-problem, og et adverse-selection-problem. En del af de nuværende forslag (blandt andet fra Arbejdsmarkedskommissionen)

handler mere om at forkorte dagpengeperioden, end at reducere ydelsen. Dette bygger på en formodning om, at de store integrerede grupper på arbejdsmarkedet ikke føler behov for at forsikre sig imod langtidsledighed, men derimod primært har brug for en relativ kort dækning. Derfor formodes det, at disse gruppers nytte ikke vil falde i betragtelig grad som følge kortere forsikringsperiode, mens at incitamenterne til komme tilbage i beskæftigelsen forøges for de langtidsledige.

Det er usandsynligt, at Probit-modellen har alle betydningsfulde elementer indeholdt. Især er der tre faktorer, som er svære at observere, og som ikke indgår direkte. i) Som tidligere nævnt er sandsynlighed for ledighed svær at observere. Ved at også inddrage aggregerede branche-ledighedstal, indkomst, evt. karakterer fra folkeskole/gymnasium etc., kan man måske lave en bedre proxy for evne, og dermed ledighedssandsynlighed. Problemet er bare, at et sådan instrument ikke kan testes. ii) Individernes risikoaversion er som omtalt også svært at vurdere. iii) Det er oplagt, at folk der planlægger at gå på efterløn, ikke blot har forsikringsincitamentet i a-kassen. Da disse tre faktorer antageligt ikke ændrer sig væsentligt over tid, kunne man med fordel opbygge en *fixed-effekt*-paneldatamodel, som netop er i stand til at eliminere tidskonstante faktorer. Dog ville dette medføre andre problemer, da modellens variabler ikke ændrer sig så meget over tid. Af hensyn til opgavens omfang, er en sådan model ikke estimeret.

Denne opgave har vist, at tilslutningen til det danske dagpengesystem er stor og ikke står overfor uoverskuelige udfordringer. Der er tegnet et klart billede af, at den brede del af beskæftigelsen bestemt har incitament til at være arbejdsløshedsforsikret, og at faktorer som længere uddannelser, formue, kompensationsgrad og til dels indkomst generelt ikke har ret meget at sige, når folk vælger om de ønsker a-kassemedlemskab eller ikke.

Litteratur

Det Økonomiske Råd (2007), *Dansk Økonomi Forår 2007*, Schultz Grafisk.

Jørgensen, T. M. & Pedersen, C. D. (2000), *Arbejdsmarkedspolitik*, Handelshøjskolens Forlag.

Mas-Colell, A., Whinston, D. M. & Green, J. R. (1995), *Microeconomic Theory*, Oxford University Press.

Nyhedsbrevet Agenda (2008), 'Højtuddannede strømmer i a-kasse', <http://agenda.da.dk/supershowdoc.asp?pid=20081015122455ISF>.

Parsons, D., Tranæs, T. & Lilleør, H. B. (2003), 'Voluntary public unemployment insurance', *CESIFO Working Paper* (1010).

Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press.

Wooldridge, J. M. (2003), *Introductory Econometrics - A Modern Approach, 2E*, Thomson South-Western.

A Appendix

Kildehenvisning for figurer.

Figureerne 1(a), 2(a) og 2(b) bygger på egne beregninger på baggrund af registerdata på 100 pct. population. Ledighedsserien i figur 1(b) er fra Statistikbanken.dk.

| Responsvariabel: a-kasse (dummy) | Probit | | dProbit | | |
|-------------------------------------|------------|---------|---------|---------|--------|
| Forklarende variabler | Koef. | Std.afv | dG/dx | Std.afv | Gns. |
| Potentiel dagpengesats (i 1.000 kr) | 0,0132 | 0,0000 | 0,0035 | 0,0000 | 129,14 |
| Regional ledigheds pct. på 14 amter | 0,0692 | 0,0006 | 0,0183 | 0,0002 | 7,43 |
| Indkomst (i 1.000 kr) | -0,0013 | 0,0000 | -0,0004 | 0,0000 | 207,28 |
| Kvinde (mand) (dummy) | 0,3663 | 0,0019 | 0,0961 | 0,0005 | 0,47 |
| Gift, reg. parforhold etc. (dummy) | 0,2258 | 0,0022 | 0,0597 | 0,0006 | 0,52 |
| Beskæftiget (ledig) (dummy) | 0,0603 | 0,0035 | 0,0163 | 0,0010 | 0,94 |
| Deltid (ikke-deltid) (dummy) | -1,0594 | 0,0031 | -0,3570 | 0,0012 | 0,14 |
| Aldersgruppe 20 til 24 (dummy) | 0,7226 | 0,0063 | 0,1418 | 0,0009 | 0,10 |
| Aldersgruppe 25 til 29 (dummy) | 1,2182 | 0,0064 | 0,1987 | 0,0006 | 0,11 |
| Aldersgruppe 30 til 34 (dummy) | 1,3976 | 0,0066 | 0,2159 | 0,0006 | 0,12 |
| Aldersgruppe 35 til 39 (dummy) | 1,4486 | 0,0066 | 0,2194 | 0,0006 | 0,13 |
| Aldersgruppe 40 til 44 (dummy) | 1,5142 | 0,0067 | 0,2217 | 0,0006 | 0,12 |
| Aldersgruppe 45 til 49 (dummy) | 1,5664 | 0,0067 | 0,2240 | 0,0005 | 0,12 |
| Aldersgruppe 50 til 54 (dummy) | 1,6146 | 0,0068 | 0,2217 | 0,0005 | 0,11 |
| Aldersgruppe 55 til 59 (dummy) | 1,6062 | 0,0069 | 0,2123 | 0,0005 | 0,09 |
| Aldersgruppe 60 til 64 (dummy) | 1,3128 | 0,0077 | 0,1782 | 0,0005 | 0,04 |
| Børn mellem 0 og 2 i hust. (dummy) | 0,1447 | 0,0032 | 0,0362 | 0,0007 | 0,10 |
| Børn mellem 3 og 6 i hust. (dummy) | 0,0537 | 0,0030 | 0,0139 | 0,0008 | 0,13 |
| Børn over 7 i hust. (dummy) | -0,0270 | 0,0024 | -0,0072 | 0,0007 | 0,29 |
| Udd. faglært (dummy) | 0,4409 | 0,0021 | 0,1101 | 0,0005 | 0,37 |
| Udd. kort videregående (dummy) | 0,0785 | 0,0042 | 0,0201 | 0,0010 | 0,04 |
| Udd. ml.lang videregående (dummy) | 0,0661 | 0,0028 | 0,0171 | 0,0007 | 0,13 |
| Udd. lang videregående (dummy) | 0,0725 | 0,0039 | 0,0186 | 0,0010 | 0,05 |
| Udd. uoplyst (dummy) | -0,2328 | 0,0064 | -0,0676 | 0,0020 | 0,02 |
| År 1992 (dummy) | 0,0955 | 0,0046 | 0,0243 | 0,0011 | 0,06 |
| År 1993 (dummy) | 0,0178 | 0,0048 | 0,0047 | 0,0012 | 0,06 |
| År 1994 (dummy) | -0,0207 | 0,0048 | -0,0055 | 0,0013 | 0,06 |
| År 1995 (dummy) | 0,1156 | 0,0047 | 0,0291 | 0,0011 | 0,06 |
| År 1996 (dummy) | 0,1862 | 0,0048 | 0,0455 | 0,0011 | 0,06 |
| År 1997 (dummy) | 0,2214 | 0,0049 | 0,0533 | 0,0011 | 0,06 |
| År 1998 (dummy) | 0,2228 | 0,0052 | 0,0536 | 0,0011 | 0,06 |
| År 1999 (dummy) | 0,2315 | 0,0054 | 0,0555 | 0,0012 | 0,06 |
| År 2000 (dummy) | 0,1709 | 0,0055 | 0,0421 | 0,0012 | 0,06 |
| År 2001 (dummy) | 0,0983 | 0,0055 | 0,0249 | 0,0013 | 0,06 |
| År 2002 (dummy) | 0,0410 | 0,0055 | 0,0106 | 0,0014 | 0,06 |
| År 2003 (dummy) | -0,0640 | 0,0053 | -0,0173 | 0,0015 | 0,06 |
| År 2004 (dummy) | -0,1635 | 0,0052 | -0,0459 | 0,0016 | 0,06 |
| År 2005 (dummy) | -0,1487 | 0,0054 | -0,0415 | 0,0016 | 0,06 |
| År 2006 (dummy) | 1,0907 | 0,0092 | 0,1696 | 0,0006 | 0,06 |
| Konstant | -2,8434 | 0,0098 | | | |
| Pseudo R2 | 0.406 | | | | |
| Maks for log-likelihood-funktion | -1293092.5 | | | | |

Tabel 1: Probit-model