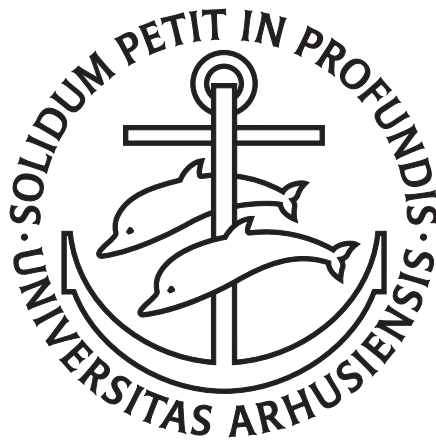


STATENS UDDANNELSESSTØTTES  
INDFLYDELSE PÅ VALG AF  
UDDANNELSE



Karl Fritjof Krassel

Kandidatafhandling ved  
Institut for Økonomi, Aarhus Universitet

September 2009

Vejleder: Helena Skyt Nielsen

Det skal lyde en stor tak til AKF,  
Anvendt KommunalForskning for at stille en  
specialeplads til rådighed henover sommeren 2009.

## English summary

The Danish education system is quite unique. To a large extent the government both finances direct costs of education and the students' cost of living through a generous aid scheme. With that in mind one could imagine that the choice of education in Denmark to a smaller extent hinges on the size of future wage income. In other words, the generous aid scheme gives students the opportunity to choose educations with high non-pecuniary returns.

This thesis explores the possible relation between student aid and choice of education. The exploration is initiated by a theoretical discussion of human capital investments, types of returns to education, and the role of debt aversion and credit constraints. The discussion is formalised by the introduction of a microeconomic model in which the optimal level of education is found for a representative agent. The model is non-standard in the way that two types of education can be chosen. The first type gives a direct utility payoff while the second type gives increased productivity. In addition, the model is used to show that debt aversion and credit constraints can influence the composition of the optimal portfolio of the two types of education.

To motivate the concepts from the theoretical discussion, some qualitative questions answered by high-school students about their attitudes towards debt and expectations about return to education are presented. The answers show that the theoretical concepts are relevant in real life education decisions. In addition, the concepts from the theoretical discussion are motivated by the estimation of wage profiles for different educations and study areas. Based on the idea of compensation differentials these wage profiles indicate that some educations and study areas give higher non-pecuniary returns than others. Especially educations from the study area of humanities are characterised by giving large non-pecuniary returns.

To identify the effect of student aid on the choice of education a reform of the student aid scheme from 1988 is used. The reform implied a range of changes to the aid scheme and gave some exogenous variation in the size of student aid. Pre-reform the size of student aid was contingent on parental income, but that changed with the reform. This property of pre-reform aid scheme and the implications of the reform itself motivate a difference-in-differences estimation strategy. The estimations are carried out on high quality register data from Statistics Denmark.

The results of the empirical analysis give to some extent support to the theoretical discussion. One of the main results is that a 10,000 DKK per year increase in student aid increases the tendency to choose an education in humanities by 2.38%. This increase offset by a decrease in the tendency to choose an education in social sciences

and health sciences. The intake to natural science is also affected positively by an increase in student aid which surprises a bit. In addition to the analyses of the effect of student aid on choice of education, the effect of student aid on the choice of length of education is estimated. The results of this estimation indicate that an increase in student aid gives an increased tendency to choose long-term educations offset by a decrease in the tendency to choose middle-term educations.

# Indhold

|          |  |           |
|----------|--|-----------|
| <b>1</b> | <b>Indledning</b>  | <b>6</b>  |
| <b>2</b> | <b>SU'ens indflydelse på uddannelsesvalg - en teoretisk diskussion</b> | <b>8</b>  |
| 2.1      | Afkast til uddannelse . . . . .  | 8         |
| 2.1.1    | Afkast til uddannelse i lyset af klassisk humankapitalteori . . .      | 8         |
| 2.1.2    | Pekuniære og ikke-pekuniære afkast til uddannelse . . . . .            | 10        |
| 2.1.3    | Forbrugsværdi af uddannelse . . . . .                                  | 12        |
| 2.2      | Gældsaversion og kreditbegrænsninger . . . . .                         | 15        |
| 2.2.1    | Udsnit af økonomilitteraturen . . . . .                                | 16        |
| 2.3      | Model over uddannelsesvalg . . . . .                                   | 19        |
| 2.3.1    | Modellens antagelser . . . . .   | 19        |
| 2.3.2    | Agentens maksimeringsproblem . . . . .                                 | 21        |
| 2.3.3    | Gældsaversion og kreditbegrænsninger i modellen . . . . .              | 22        |
| 2.4      | SU'ens rolle . . . . .   | 25        |
| <b>3</b> | <b>Motivation af den teoretiske diskussion</b>                         | <b>27</b> |
| 3.1      | Danske unges holdninger og forventninger . . . . .                     | 27        |
| 3.2      | Kvantificering af ikke-pekuniært afkast . . . . .                      | 31        |
| <b>4</b> | <b>Empirisk strategi</b>   | <b>37</b> |
| 4.1      | Økonometrisk strategi . . . . .  | 37        |
| 4.1.1    | Den multinominelle logitmodel . . . . .                                | 38        |
| 4.1.2    | SU-reformen i 1988 . . . . .   | 40        |
| 4.1.3    | Difference-in-differences-tilgang . . . . .                            | 42        |
| 4.1.4    | Implementering af kreditbegrænsning . . . . .                          | 45        |
| 4.2      | Data . . . . .   | 46        |
| 4.2.1    | Udvælgelse af arbejdsdatasæt . . . . .                                 | 46        |
| 4.2.2    | Anvendte variable og deskriptiv statistik . . . . .                    | 48        |
| 4.3      | Tendenser i uddannelsesvalg omkring SU-reformen . . . . .              | 54        |
| <b>5</b> | <b>Estimationsresultater</b>   | <b>57</b> |
| 5.1      | SU'ens effekt på valg af studieretning . . . . .                       | 57        |
| 5.1.1    | IIA-antagelsen og multinomial probit . . . . .                         | 64        |
| 5.2      | SU'ens effekt på valg af specifik uddannelse blandt uddannelsespar . . | 66        |
| 5.3      | Alternativ analyse: SU'ens effekt på valg uddannelsesomfang . . . . .  | 67        |
| 5.4      | Sammenfatning, diskussion og perspektivering . . . . .                 | 68        |

|          |   |           |
|----------|---|-----------|
| <b>6</b> | <b>Konklusion</b>                               | <b>72</b> |
| <b>7</b> | <b>Litteratur</b>                               | <b>74</b> |
| <b>8</b> | <b>Appendiks</b>                                | <b>76</b> |
| 8.1      | Udregninger til modellen i afsnit 2.3 . . . . . | 76        |
| 8.2      | Estimationsresultater . . . . .                 | 77        |

## Tabeller

|    |   |    |
|----|---|----|
| 1  | Udregning af forventet pris på humanistisk uddannelse . . . . .         | 35 |
| 2  | Adgangskrav til Københavns Universitet i 1978-1980 . . . . .            | 36 |
| 3  | Udvælgelse af stikprøve . . . . .                                       | 48 |
| 4  | Klassificering af uddannelsestyper . . . . .                            | 50 |
| 5  | Udregning af <i>SU</i> -variablen for 1985-årgangen . . . . .           | 51 |
| 6  | Deskriptiv statistik . . . . .  | 54 |
| 7  | Hausman-test af IIA-antagelsen for de seks multinominelle logitmodeller | 65 |
| A1 | Estimationsresultater for estimation af lønprofiler . . . . .           | 77 |
| A2 | Estimationsresultater for model (1) og (2) . . . . .                    | 78 |
| A3 | Estimationsresultater for model (3) og (4) . . . . .                    | 79 |
| A4 | Estimationsresultater for model (5) og (6) . . . . .                    | 80 |
| A5 | Estimationsresultater for model (7) og (8) . . . . .                    | 81 |
| A6 | Estimationsresultater for model (9)-(11) . . . . .                      | 82 |
| A7 | Estimationsresultater for model (12) . . . . .                          | 83 |

## Figurer

|   |  |    |
|---|--|----|
| 1 | Resultater fra PISA-opfølgingsundersøgelse . . . . .   | 29 |
| 2 | Estimeret sammenhæng mellem potentiel erhvervs erfaring og årlig indkomst i 2006-kroner for forskellige studieretninger og uddannelser . | 34 |
| 3 | Sammenhæng mellem socialindkomst og <i>SU</i> . . . . .  | 41 |
| 4 | Opdeling af den samlede effekt af <i>SU</i> -reformen . . . . .  | 43 |
| 5 | Tendenser i uddannelsesvalg omkring <i>SU</i> -reformen . . . . .  | 55 |
| 6 | Grafisk præsentation af <i>SU</i> 'ens effekt på valg af studieretning betinget på karakterniveau . . . . .                              | 63 |

# 1 Indledning

Det danske uddannelsessystem er bemærkelsesværdigt i den forstand, at staten både finansierer uddannelse og i et vist omfang også de studerendes leveomkostninger i forbindelse med uddannelse. Det har den konsekvens, at Danmark blandt OECD-landene er et af de lande, der bruger flest offentlige ressourcer på videregående uddannelse målt i andel af BNP. På samme tidspunkt er Danmark det land, der bruger den største procentdel af disse ressourcer på uddannelsesstøtte (OECD 2008, s. 230 og 271). Sammenlignet med studerende i andre lande er danske studerende derfor relativt velstillede. Med det in mente kan man forestille sig, at valg af uddannelse i Danmark ikke i så høj grad beror på overvejelser vedrørende fremtidige lønindtægter, da de studerende vil stå med en relativ lille eller ingen gældsbyrde efter endt uddannelse. Med andre ord kan det tænkes, at danske studerende lægger mindre vægt på de pekuniære omkostninger, der er associeret med at tage en given uddannelse, da det er staten, der i stort omfang afholder disse omkostninger.

Et offentligt finansieret uddannelsessystem og en ditto uddannelsesstøtteordning er typisk motiveret ud fra et ønske om, at alle skal have lige adgang til uddannelse. Ud over en antagelig positiv effekt på tilstrømningen til uddannelse er spørgsmålet, om Statens Uddannelsesstøtte (herfra SU) også har betydning for hvilke uddannelser, der vælges. Ideen er, at SU'en giver de uddannelsessøgende råderum i forhold til valg af uddannelse. Dette råderum ville kunne bruges til at vælge uddannelser, som måske ikke giver højt fremtidigt lønafkast, men derimod giver andre typer af afkast. Hvis det er tilfældet, at SU'en influerer på hvilken uddannelse der vælges, har SU'en implikationer, der ligger ud over det tilsigtede. Ud fra et politisk synspunkt vil det derfor være interessant at få belyst disse eventuelle implikationer.

Formålet med specialet er at analysere, hvorledes størrelsen på SU'en påvirker valg af uddannelse. Problemformuleringen, der ligger til grund for specialet, er følgende:

*Med udgangspunkt i distinktionen mellem pekuniære og ikke-pekuniære afkast til uddannelse er formålet med dette speciale er at belyse sammenhængen mellem muligheden for økonomisk hjælp i forbindelse med uddannelse og valget af specifik uddannelse.*

Specialets problemstilling søges analyseret med udgangspunkt i en teoretisk diskussion af SU'ens indflydelse på uddannelsesvalg. Som et væsentligt element i denne diskussion vises det på baggrund af en mikroøkonomisk model, at effekterne af gældsaversion og kreditbegrænsninger kan influere på hvilken uddannelse, der vælges. Den egentlige analyse i specialet foretages på baggrund af registerdata fra Danmarks Sta-

tistik. Da stort set alle under uddannelse benytter sig af SU-ordningen, er det nødvendigt med eksogen variation i SU'en for at opnå identifikation af SU'ens effekt på valg af uddannelse. Som kilde til denne eksogene variation anvendes SU-reformen fra 1988.

Specialet afdækker blot én af mange mulige effekter af SU i forhold til uddannelsesbeslutninger. I Nielsen et al. (2009) analyseres eksempelvis, hvordan størrelsen på SU'en influerer på antallet, der vælger at uddanne sig. Som det beskrives, trækkes der i nærværende speciale på den metodiske tilgang i Nielsen et al. (2009). Derfor er det oplagt at betragte specialets analyse som et supplement til analysen i Nielsen et al. (2009). Det skal derfor bemærkes, at på trods af at specialets problemstilling er ganske snæver, vil resultaterne kunne forstås ind i en bredere sammenhæng.

## 2 SU'ens indflydelse på uddannelsesvalg - en teoretisk diskussion

For at kunne behandle dette speciales problemstilling systematisk og i en økonomiteoretisk kontekst, præsenteres i dette afsnit forskellige teoretiske overvejelser vedrørende forskellige størrelses mulige indflydelse på uddannelsesvalg. Teoriafsnittet er skrevet ud fra en generel vinkel. Målet er, at det giver et bredere billede af problemstillingen.

Afsnittet er struktureret således: I afsnit 2.1 diskuteres det, hvad der forstås ved begrebet afkast til uddannelse. Dernæst følger i afsnit 2.2 en diskussion af, hvordan gældsaversion og kreditbegrænsninger påvirker agenters dispositioner i forbindelse med humankapitalinvesteringer. Denne diskussion er en beskrivelse af et relevant udsnit af økonomilitteraturen. Afsnit 2.3 sammenføjer den forudgående diskussion i en teoretisk model, der i en to-perioders-konfiguration beskriver optimal uddannelsesvalg. Det specielle ved modellen er, at uddannelse antages både at kunne give pekuniært afkast gennem øget produktivitet og ikke-pekuniært afkast i form af forbrugsværdi af uddannelse. På baggrund af modellen beskrives det dernæst, hvordan gældsaversion og kreditbegrænsninger afholder agenterne fra at vælge deres foretrukne uddannelsesportefølje. Teoriafsnittet rundes i afsnit 2.4 af med en opsamling, hvorunder det diskuteres, hvordan SU'en kan tænkes at påvirke agenters beslutninger. Ideen er, at den foregående diskussion giver en mere nuanceret forståelse af SU'ens rolle.

### 2.1 Afkast til uddannelse

Begrebet afkast til uddannelse har afsæt i en tanke om, at uddannelse kan betragtes som en investering. Modsat investeringer i fysisk kapital, er afkastsiden mere kompleks, når det gælder investeringer i humankapital. I det følgende behandles først begrebet med udgangspunkt i humankapitalteorien. Dernæst diskuteres hvilke typer af afkast, uddannelse kan tænkes at give. Både pekuniære og ikke-pekuniære afkast. Til sidst behandles begrebet direkte nytte-/forbrugsværdi af uddannelse.

#### 2.1.1 Afkast til uddannelse i lyset af klassisk humankapitalteori

En af humankapitalteoriens centrale hypoteser er, at uddannelse kan betragtes som en investering, der giver øgede fremtidige indtægter mod omkostninger, mens uddannelsen pågår. Disse omkostninger inkluderer både direkte omkostninger til uddannelse (bøger, undervisningsgebyrer etc.), indirekte alternativomkostninger i form af mistede lønindtægter og hvad der kan kaldes psykologiske omkostninger (studiestress, præsta-

tionspres etc.) (Cahuc og Zylberberg 2004, s. 69). Ved at betragte uddannelse som en investering applicerer humankapitalteorien investeringsteori vedrørende investeringer i fysisk kapital til også at gælde investeringer i mennesker, altså i humankapital. Man vil investere i en ny maskine, hvis det forventes, at den nye maskine giver et tilstrækkeligt højt afkast i forhold til de omkostninger, investeringen medfører. På samme måde vil en person uddanne sig, hvis personen betragter de omkostninger, der er associeret med at tage en uddannelse, som relativt lave i forhold til det afkast, uddannelsen forventes at give på sigt. Det skal bemærkes, at uddannelse ikke er den eneste form for humankapitalinvesteringer. Investeringer i sundhedsvæsen og oplysningskampagner kan eksempelvis også betragtes som investeringer i humankapital.

Humankapitalteoriens tilblivelse og systematisering kan i stor grad tilskrives Gary S. Becker. I sit værk Becker (1993, s. 60-61) præsenterer han en simpel model, der illustrerer tanken om investering i humankapital. Antag, at en aktivitet,  $Y$  (f.eks. uddannelse), implicerer fremtidige indtægtsstrømme fra periode 0 til  $n$  af størrelsen  $Y_0, \dots, Y_n$ . Antag yderligere, at en anden aktivitet,  $X$  (f.eks. ingen uddannelse), implicerer fremtidige indtægtsstrømme fra periode 0 til  $n$  af størrelsen  $X_0, \dots, X_n$ . Disse indtægtsstrømme inkluderer både egentlige monetære indtægter (primært lønindtægter) og indtægter i form af monetære ækvivalenter af andre følgevirkninger af den givne aktivitet end de monetære indtægter. I sektion 2.1.2 diskuteres disse andre følgevirkninger i forbindelse med investering i uddannelse. Nutidsværdien af gevinsten,  $d$ , ved at vælge aktivitet  $Y$  frem for  $X$  vil være givet ved

$$d = \sum_{j=0}^n \frac{Y_j - X_j}{(1+i)^{j+1}}, \quad (1)$$

hvor  $i$  er den markedsbestemte diskonteringsfaktor. Det er nu muligt at omskrive (1), så en eksplicit sammenhæng mellem omkostninger og afkast findes. Hvis vi antager, at aktivitet  $Y$  kræver en investering i første periode alene, mens aktivitet  $X$  ikke kræver nogen investering, vil omkostningerne ved at vælge  $Y$  frem for  $X$  være  $C = Y_0 - X_0$ . Det skal bemærkes, at omkostninger i denne model skal forstås i bredest mulige forstand. Omkostningerne inkluderer derfor ikke kun de monetære omkostninger men også de monetære ækvivalenter af eventuelle psykologiske omkostninger. Afkastet til investeringen, der muliggør aktivitet  $Y$ , vil være givet ved  $k_j = Y_j - X_j$  for  $j = 1, \dots, n$ . Hvis vi lader  $R$  være det totale afkast, vil (1) kunne omskrives til

$$d = \sum_{j=1}^n \frac{k_j}{(1+i)^j} - C = R - C.$$

Den interne rente i en investering er den rente, der sikrer en nutidsværdi på nul. I

vores tilfælde findes den interne rente,  $r$ , implicit ved

$$C = \sum_{j=0}^n \frac{k_j}{(1+r)^j}.$$

Dette er netop et udtryk for humankapitalteoriens hypotese om, at man kan betragte uddannelse som en investering. Kender man omkostningerne, og kan man gisne om det fremtidige afkast, vil man kunne vurdere investeringens fordelagtighed ved at udregne den interne rente præcis som ved investeringer i fysisk kapital.

Styrken i Beckers analyse er dens generelle karakter, da både omkostninger og afkast skal forstås i bredest mulige forstand. På samme tid er den interne rente i uddannelsesinvesteringer af stor politisk vigtighed, da den kan bruges som mål til at vurdere, hvor ressourcerne bruges bedst i offentlige uddannelsesinvesteringer. At kende forskellige uddannelsesinvesteringers fordelagtighed er særligt interessant i et land som Danmark, hvor stort set al uddannelse finansieres af staten. Problemet ved Beckers tilgang er dog, at den praktiske estimation af den interne rente stiller store datakrav. Heckman et al. (2005) bemærker da også følgende i forhold til, hvordan den interne rente er blevet behandlet i økonomilitteraturen:

*... there have been surprisingly few estimates of the internal rate of return to education reported in the literature and surprisingly few justifications of the numbers that are reported as rates of returns.*

Med udgangspunkt i Beckers teori er den empiriske estimation af afkast til uddannelse i litteraturen ifølge Wolfe og Haveman (2003) primært sket ved estimation af uddannelses effekt på produktivitet<sup>1</sup>. Værdien af øget produktivitet afspejler sig i lønforskelle mellem i øvrigt identiske personer med forskellige uddannelsesniveauer, hvilket kan bruges til at estimere afkastet til uddannelse. Med andre ord har der i litteraturen primært været fokus på monetære afkast til uddannelse. Det vil sige afkast, som honoreres på et marked, og hvis størrelse derfor er kendt. Wolfe og Haveman (2003) argumenterer for, at det er nødvendigt at vurdere alle implikationer af uddannelse og ikke bare de monetære effekter såsom højere løn. Dette er som sådan i tråd med Beckers teori, da man må indregne monetære ækvivalenter af ikke-monetære omkostninger/afkast for at finde den korrekte interne rente i en uddannelsesinvestering.

### 2.1.2 Pekuniære og ikke-pekuniære afkast til uddannelse

Wolfe og Haveman (2003) samler forskellige studier og præsenterer et katalog over forskellige typer af afkast til uddannelse. Både pekuniære og ikke-pekuniære afkast.

---

<sup>1</sup>En anden tilgang til estimation af afkast til uddannelse sker gennem såkaldte endogen vækstmodeller. Der henvises til Wolfe og Haveman (2003) for yderligere diskussion af denne tilgang.

Overordnet deler Wolfe og Haveman afkast til uddannelse op i tre kategorier:

- Private market returns
- Nonmarket private returns
- External and public goods effects

Private market returns dækker over traditionelle pekuniære afkast til uddannelse såsom egentlig løn og løn i form af frynsegoder etc. Nonmarket private returns dækker over en række forskelligartede typer af ikke-pekuniære afkast. Wolfe og Haveman nævner blandt andet, at der findes en positiv sammenhæng mellem en persons uddannelsesniveau og uddannelsesniveaut i personens familie. Ligeledes er der positiv sammenhæng mellem særligt moderens uddannelsesniveau og helbredstilstanden hos hendes børn. Desuden har det vist sig, at veluddannede foretager bedre forbrugerbeslutninger, er mere effektive i forhold til jobsøgning, vælger mere veluddannede partnere, har bedre helbredstilstand og har højere fertilitet. External and public goods effects dækker over afkast til uddannelse, som gavner hele samfundet. Studier har vist, at der er en positiv korrelation mellem uddannelsesniveau og størrelsen på donationer til velgørenhed. Ligeledes er veluddannede mindre kriminelle og er mere økonomisk selvstændige, hvilket er positivt for samfundet. Som et sidste eksempel på at medborgers uddannelsesniveau er et offentligt gode, nævner Wolfe og Haveman, at studier har vist, at der er en positiv sammenhæng mellem uddannelsesniveau og valgdeltagelse, samt at veluddannede er mindre fremmedgjorte i forhold til det samfund, de befinder sig i.

På trods af Wolfe og Havemans ihærdige forsøg på at afdække hele afkastsiden til uddannelsesinvesteringer, kan man stille sig kritisk over for flere af de effekter, som de præsenterer som værende effekter af uddannelse. Hvis man holder sig distinktionen mellem kausalitet og association for øje, kan det tænkes, at nogle af de effekter som Wolfe og Haveman præsenterer som værende kausalt betingede af uddannelse, nærmere er associeret med uddannelse. Man kan eksempelvis forestille sig, at man finder en partner blandt de mennesker, man omgiver sig med. Det vil sige, at det som sådan ikke nødvendigvis skyldes ens uddannelse, at man vælger en højtuddannet partner. Måske skyldes det nærmere, at partneren befandt sig blandt den gruppe af mennesker, man i forvejen havde kontakt med. Ligeledes kan man forestille sig, at den positive sammenhæng mellem helbredstilstand og uddannelse skyldes, at mennesker belastet på deres helbred ikke har overskud til at tage en uddannelse. I dette tilfælde er der muligvis ikke bare tale om en associeret effekt men måske ligefrem omvendt kausalitet i forhold til, hvad Wolfe og Haveman præsenterer. Generelt kan man til

Wolfe og Havemans katalog over forskellige afkast til uddannelsesinvesteringer knytter den kommentar, at det er vigtigt at holde sig for øje, hvordan de forskellige effekter er blevet identificeret, og hvad der præcist er blevet undersøgt. Hvis man eksempelvis tror på, at højere løn medfører større bidrag til velgørenhed, vil der være stor forskel på, om man i en estimationen af sammenhængen mellem uddannelsesniveau og bidrag til velgørenhed har kontrolleret for løn. Har man ikke kontrolleret for løn, vil man formentlig tilskrive uddannelse en for stor betydning, da uddannelse typisk medfører højere løn. Problemet vil være, at man fejlagtigt kommer til at tilskrive hele effekten alene til uddannelse, selv om en del af effekten opererer gennem lønnen. Hvis lønnen udelukkes, vil estimatet på uddannelsens effekt komme til at være påvirket af, formentlig positiv, omitted variable bias. Dette er ikke en kritik af den specifikke undersøgelse, Wolfe og Haveman refererer til, men derimod et eksempel til at underbygge, hvorfor man skal holde sig for øje, hvad der præcist er undersøgt, inden man tilskriver noget som værende en kausalt betinget effekt af uddannelse.

### 2.1.3 Forbrugsværdi af uddannelse

En type af afkast, Wolfe og Haveman ikke diskuterer eksplicit, men som falder naturligt under kategorien nonmarket private returns, er direkte nytteværdi-/forbrugsværdi af uddannelse. Et eksempel på forbrugsværdi af uddannelse er det afkast en uddannelse giver som følge af, at uddannelsen er inden for et område, som interesserer den studerende. Denne forbrugsværdi af uddannelse kan tænkes at have betydning for, hvordan den uddannelsessøgende vælger uddannelse. Er den uddannelsessøgende eksempelvis interesseret i historie, kan denne interesse tænkes at influere positivt på, om den uddannelsessøgende vælger at studere historie. Med andre ord er det sandsynligt, at interesser indgår som en faktor i den kalkule, hvorved den uddannelsessøgende sammenligner fordelagtigheden af forskellige uddannelser. Er man interesseret i determinanter for uddannelsesvalg, er det derfor yderst relevant at huske på, at karakteristika ved uddannelser også inkluderer den forbrugsværdi, som uddannelserne giver de uddannelsessøgende.

Alstadsæter (2004) diskuterer begrebet forbrugsværdi af uddannelse. Alstadsæter definerer forbrugsværdi af uddannelse som værende værdien af en hel række af forskellige ikke-pekuniære afkast til uddannelse. Med forbrugsværdi af uddannelse forstår Alstadsæter blandt andet glæden ved og interessen for at lære nyt. Desuden giver uddannelse, ifølge Alstadsæter, en forbrugsværdi i og med, at man gennem uddannelse møder nye mennesker og har mulighed for at deltage i ikke-faglige aktiviteter ved uddannelsesinstitutionen. Ligeledes kan uddannelse virke identitetsskabende og give følelse af status og prestige. Alstadsæter skriver også, at uddannelser, der ikke kræver

så stor indsats i forhold til andre uddannelser, kan betragtes som havende en relativt større forbrugsværdi, da den sparede tid i stedet kan bruges på fritid. Alstadsæters definition af forbrugsværdi af uddannelse synes umiddelbart en smule vag. Karakteren af definitionen stemmer dog meget godt overens med det billede, som hidtil er blevet givet af ikke-pekuniære afkast. Den pekuniære afkasts side af uddannelsesinvesteringer består, som Wolfe og Haveman (2003) beskriver det, af traditionelle afkast som løn og løn i form af frynsegoder etc. Den ikke-pekuniære afkasts side er langt mere kompleks. Som beskrevet i afsnit 2.1.2, kan der tilmed opstå tvivl om, hvorvidt der rent faktisk er tale om afkast til uddannelse. I det lys synes Alstadsæters definition af forbrugsværdi af uddannelse at være ganske fornuftig. Kan det ikke indkredses præcist, hvilke ikke-pekuniære afkast uddannelse giver, giver det ikke mening at arbejde med en mere præcis definition af forbrugsværdi af uddannelse. Becker (1993) argumenterer for, at man må indregne monetære ækvivalenter af ikke-monetære afkast, når man søger at finde den interne rente i uddannelsesinvesteringer. På baggrund af den terminologi kan Alstadsæters definition af forbrugsværdi af uddannelse betragtes som værende summen af private ikke-monetære afkast til uddannelse. Ligeledes kan den monetære ækvivalent af forbrugsværdi af uddannelse betragtes som værende summen af de monetære ækvivalenter af private ikke-monetære afkast til uddannelse. Bemærk, at den monetære ækvivalent af forbrugsværdien af uddannelse kan betragtes som værende det totale afkast til uddannelse (det monetære afkast plus monetære ækvivalenter af ikke-monetære afkast) fratrukket det monetære afkast. Med andre ord kan forbrugsværdi af uddannelse betragtes som værende et residualafkast. Der vendes tilbage til dette begreb i afsnit 3.2.

Det er værd at bemærke, at de størrelser som Wolfe og Haveman (2003) primært beskriver, er målbare kausale effekter af uddannelse, som typisk vil indtræde efter endt uddannelse. Forbrugsværdi af uddannelse, som Alstadsæter (2004) beskriver, er derimod en størrelse, som både har relevans under og efter uddannelse. Man kan eksempelvis betragte forbrugsværdien af at læse historie for en historieinteresseret person som værende personens glæde ved læse historie samt glæden ved efterfølgende at have en uddannelse, som muliggør arbejde inden for det område, der interesserer personen.

Som beskrevet er et af de centrale afkast, når der tales om ikke-pekuniære private afkast til uddannelse, det afkast uddannelse giver, når uddannelsen matcher og tilfredsstillende den studerendes interesser. Et andet centralt afkast er det status- og identitetsafkast, uddannelse giver. I det følgende vil dette status- og identitetsafkast med afsæt i Akerlof og Kranton (2002) blive beskrevet nærmere, da det er en vigtig del af begrebet forbrugsværdi af uddannelse.

Akerlof og Kranton forsøger at udvide den økonomiteoretiske diskurs inden for uddannelsesøkonomien ved at trække på viden fra sociologien. Den traditionelle økonomiteoretiske tilgang til uddannelse er, som de skriver:

*In a classical economic model, students choose effort (or time) in school to balance its discounted return with its opportunity cost, and resources determine school quality.*

Som bekendt skal return forstås i bredest mulige forstand. Dette gør den økonomiteoretiske tilgang meget generel, hvilket i sig selv er prisværdigt. Ulempen er dog, at økonomiteorien ikke giver et særligt nuanceret svar på, hvad der præcist driver de studerendes beslutninger. Dette problem forsøger Akerlof og Kranton at løse ved at anvende begreberne idealtipe, identitet og socialkategori fra sociologien. I modsætning til traditionel økonomiteoretisk tankegang lader Akerlof og Kranton en studerende,  $i$ , ikke bare vælge arbejdsindsats,  $e_i$ , men også socialkategori,  $c_i$ . Det antages, at der er en omkostning forbundet med at yde en arbejdsindsats. Derudover antages det, at det er omkostningsfyldt ikke at være en idealtipe. Akerlof og Kranton antager yderligere et sæt af socialkategorier  $\mathbf{C}$ , hvortil sættet  $\mathbf{P}$  angiver idealtipe for hver socialkategori. Den studerendes selvopfattelse er givet ved  $I_i = I_i(e_i, c_i | \varepsilon_i, \mathbf{P})$ , hvor  $\varepsilon_i$  angiver den studerendes eksogent givne karakteristika. Akerlof og Kranton antager, at hver studerende,  $i$ , har karakteristika givet ved evner,  $n_i$ , og udseende,  $l_i$ . Begge størrelser er uniformt fordelte over intervallet  $[0; 1]$ . Den studerendes nyttefunktion er givet ved  $U_i = U_i(wk(e_i), e_i, I_i)$ , hvor  $wk(e_i)$  angiver løn givet arbejdsindsats. Som Akerlof og Kranton bemærker, kan  $k(e_i)$  betragtes som den studerendes humankapital. Det antages, at der findes tre socialkategorier: leading crowd,  $L$ , nerds,  $N$ , og burnouts,  $B$ . Idealtyperne er beskrevet ved henholdsvis  $l = 1$ ,  $n = 1$  mens burnouts ikke har noget ideal. Akerlof og Kranton antager yderligere, at der til de forskellige idealtyper også er kendetegnet ved en ideal arbejdsindsats, hvorom der gælder at  $e(N) > e(L) > e(B)$ . På baggrund af disse antagelser specificerer Akerlof og Kranton en (ikke inkluderet) funktionel form for nyttefunktionen  $U_i = U_i(wk(e_i), e_i, I_i)$ , hvor den studerende drager nytte af løn og disnytte af at afvige fra idealtypen.

Akerlof og Krantons model viser, hvordan identitet kan tænkes at have indflydelse i forbindelse med uddannelsesvalg. Som en del af den nyttemaksimerende adfærd vælger den studerende den socialkategori, hvor den studerende oplever kortest afstand mellem sig selv og den tilknyttede idealtipe. Som et led i denne nyttemaksimerende adfærd tilpasser den studerende sin arbejdsindsats, så der er et match mellem udbytte og omkostninger. Omkostningerne opstår dels opstår som følge af, at arbejdsindsatsen i sig selv er omkostningsfuld og dels som følge af en eventuel forskel mellem faktisk arbejdsindsats og den af socialkategorien forskrevne arbejdsindsats.

Akerlof og Krantons model er inkluderet for at beskrive, hvordan identitetsovervejelser kan tænkes at påvirke den studerendes uddannelsesbeslutninger. Beskrivelsen af modellen illustrerer ligeledes, hvor kompleks en størrelse forbrugsværdi af uddannelse er, da identitetsafkast som bekendt bare er del af forbrugsværdien. Socialkategorier i Akerlof og Krantons model er defineret ved forskellige typer/identiteter. En anden måde at definere socialkategorier på vil være at definere dem ved studieretninger/uddannelser. Derved vil en person med et sæt af karakteristika vælge en uddannelse, mens en anden person med et andet sæt af karakteristika vil vælge en anden uddannelse. Er man eksempelvis matematisk begavet og logisk tænkende, vil man måske identitetsmæssigt passe godt ind på en naturvidenskabelig uddannelse. Er man derimod udadvendt og åben, vil man måske identitetsmæssigt passe godt ind på en skuespilleruddannelse.

Som dette og forrige afsnit indikerer, er afkastsiden i uddannelsesinvesteringer ganske kompleks. Det er ikke nok bare at tage højde for det pekuniære afkast, når man vurderer en given uddannelsesinvesteringens fordelagtighed. Diskussionen af identitetsafkast til uddannelse belyste, hvorfor uddannelsessøgende står over for så komplekst et valg, da identitetsafkastet til en given uddannelse er betinget på eksogent givne personlige karakteristika ved den uddannelsessøgende. I afsnit 2.3 arbejdes der videre med begrebet forbrugsværdi af uddannelse i en mikroøkonomisk model. I den forbindelse kan forbrugsværdi af uddannelse tænkes defineret som i Alstadsæter (2004), hvor man kan betragte forbrugsværdi af uddannelse som værende det residualafkast, der er tilbage, når man har trukket det pekuniære afkast fra.

## 2.2 Gældsaversion og kreditbegrænsninger

Ovenstående diskussion har vist, at det er nødvendigt at indregne flere typer af meget forskelligartede afkast, når man diskuterer uddannelsesinvesteringer. På samme måde udspiller der sig forhold på finansieringssiden af uddannelsesinvesteringer, som man bliver nødt til også at tage højde for. Forskellige studier har vist, at størrelser som gældsaversion og kreditbegrænsninger spiller en rolle i forhold til, hvordan agenter handler i forbindelse med investering i egen humankapital. I dette afsnit præsenteres nogle af disse studier. Det er indledningsvis værd at bemærke, at man kan tænke på gældsaversion og kreditbegrænsninger som værende to forskellige årsager til et likviditetsproblem. Hvis man er kreditbegrænset, står man over for ydre hindringer i forhold til at mætte sin umiddelbare efterspørgsel efter likvide midler. De ydre hindringer kunne eksempelvis være for høj pris på kredit, dårlig kreditværdighed etc. Har man derimod gældsaversion, står man over for en psykologisk betinget hindring, der afholder en fra at gældsætte sig for at opnå den ønskede likviditet. De psykologisk

betingede hindringer kunne eksempelvis være ønske om ikke at skyldte nogen noget, frygt for ikke at kunne betale tilbage etc. Mens kreditbegrænsninger kan betegnes som værende en ydre hindring, vil gældsaversion kunne betragtes som en indre hindring.

### 2.2.1 Udsnit af økonomilitteraturen

Mange studier beskæftiger sig med effekten af studiegæld på karrierevalg i USA. Studiernes resultater er relevante at diskutere her, men det er nødvendigt at holde sig for øje, at danske uddannelser er langt mere specialiserede end amerikanske. Det betyder, at karrierevalg hos danske studerende i højere grad end hos amerikanske foretages, når danske studerende indskrives på en uddannelse.

Field (2009) beskriver konsekvenserne af studiegæld på karrierevalg. Beskrivelsen foretages på baggrund af et eksperiment fra School of Law ved New York University (NYU). Eksperimentet bestod i, at nye studerende ved et lotteri tilfældigt fik tildelt studiestøtte efter en af to støtteordninger. Begge støtteordninger var indkomsts-betingede og designet således, at studiestøtten kun skulle tilbagebetales i det tilfælde, hvor den studerende efter endt uddannelse valgte at arbejde i den private sektor. Det specielle ved de to støtteordninger var, at de var designet således, at de havde præcis samme nutidsværdi. Som Field bemærker, har det den betydning, at en Von Neumann-Morgenstern nyttemaksimerende person ville være indifferent mellem de to støtteordninger. Hvis en person blev tildelt studiestøtte efter støtteordning 1, skulle personen ved studiestart påtage sig at låne \$15.000. Hvis personen efter endt uddannelse valgte at arbejde i den private sektor, steg studiegælden yderligere \$30.000, således at personen skyldte i alt \$45.000. Valgte personen derimod at arbejde i den offentlige sektor, blev studiegælden sløjftet. Hvis personen blev tildelt studiestøtte efter støtteordning 2, skulle personen ved studiestart påtage sig at låne hele beløbet på de \$45.000. Efter endt uddannelse ville studiegælden blive sløjftet, hvis personen valgte at arbejde i den offentlige sektor. Valgte personen derimod at arbejde i den private sektor, bibeholdt den studerende studiegælden<sup>2</sup>. Field benævner modtagere af studiestøtte gennem støtteordning 1 for vindere af lotteriet, mens modtagere af studiestøtte gennem støtteordning 2 er lotteriets tabere. Dette skyldes formentlig, at taberne skylder et større beløb over en længere periode.

Field stiller spørgsmålet, om det er tilfældet, at de studerende lader sig påvirke af at skulle stifte gæld for at læse ved NYU og ligeledes, om de studerende efter endt uddannelse lader deres karrierebeslutninger påvirke af hvilken støtteordning, de har været tilknyttet. Field angiver tre måder, der kan påvirke de studerende. For det

---

<sup>2</sup>Beskrivelsen af de to studiestøtteordninger er noget stiliseret. Der henvises til Field (2009) for en mere detaljeret beskrivelse.

første kan de studerende være påvirket af selve det at have gæld. Field forslår, at de studerende kan være usikre i forhold til, om gælden medfører nogle indirekte finansielle omkostninger. Ligeledes kan det tænkes, at de studerende oplever psykologiske eller sociale omkostninger forbundet med at have gæld. For det andet kan framingen af de to støtteordninger have psykologisk indflydelse på de studerendes valg. Field nævner, at de studerendes beslutninger kan være påvirket af såkaldt status quo-bias kendt fra adfærdsøkonomien. Hvis den studerendes referenceramme i forhold til gæld, er den gæld den studerende allerede har, og hvis den studerende er tabsavers, vil lotterivinderne til en vis grad undgå at stifte yderligere gæld. Taberne i lotteriet vil derimod være mere tilbøjelige til at vælge et job i den private sektor og derved lade muligheden for at få sløjft deres gæld forbigå, da de ikke står i en situation, hvor de ville skulle stifte yderligere gæld. Field nævner at en anden framing-effekt kunne være, at lotteritabere kan opleve det som uoverkommeligt at skulle stifte så stor gæld, at det afholder dem fra at starte på NYU. Den tredje og sidste måde de studerende kan være påvirket på, er gennem en usikkerhed om, hvorvidt adgangen til støtteordningerne eller støtteordningerne i sig selv ændres over tid. Dette var en reel risiko, da støtteordningerne ikke var bindende aftaler. Empirisk finder Field, at lotterivindere har større tilbøjelighed til at vælge job i den offentlige sektor. De studerende reagerer altså på psykologiske faktorer (gældsaversion), som ikke fanges af traditionel økonomisk modellering.

Gældsaversion kan ifølge Field have den indflydelse, at uddannelsessøgende helt afholder sig fra at påbegynde en uddannelse. I den forbindelse er det værd at nævne, at Burdman (2005) finder, at det typisk er unge med en svag baggrund, der giver udtryk for, at gældsaversion er årsagen til, at de ikke forsætter i uddannelsessystemet. Dette skyldes formentlig, at hvis man kommer fra en svag baggrund, opleves det relativt store lån, et studium kræver, som værende en uoverskuelig størrelse at skulle tilbagebetale. Er man ikke vant til at have økonomisk råderum, vil man nødtigt binde sig til yderligere finansielle forpligtigelser. Det på trods af, at uddannelse faktisk ville kunne betale sig. I sin artikel bekymrer Burdman sig over, at en stigning i undervisningsudgifter kombineret med et skift fra stipendier til lånebaseret studiestøtte i USA har medført, at flere rammes af gældsaversion og derfor ikke påbegynder en uddannelse. Selv om fokus for dette speciale ikke er helt det samme som i Burdman (2005), giver artiklen alligevel et hint om, at det vil være relevant at kontrollere socioøkonomisk baggrund, da gældsaversion er betinget af socioøkonomiske karakteristika, og da gældsaversion kan tænkes at påvirke uddannelsesbeslutninger.

Rothstein og Rouse (2007) beskriver som Field (2009) konsekvenserne af studie-gæld på karrierevalg. I Rothstein og Rouse (2007) præsenteres en model, hvorfra

der i afsnit 2.3.3 trækkes inspiration til modellering af gældsaversion og kreditbegrænsninger. I det følgende præsenteres derfor kun Rothstein og Roussets empiriske resultater.

Et af Rothstein og Roussets centrale resultater er, at \$10.000 ekstra i studiegæld reducerer sandsynligheden for arbejde i almennyttige organisationer, det offentlige og uddannelsessektoren med omkring 5 til 6 procentpoint. Generelt konkluderer Rothstein og Rouse, at studiegæld har den indflydelse på karrierevalg, at gældstyngede dimittender er mindre tilbøjelige til at vælge lavtlønnede jobs. Det interessante er, at resultatet er konsistent ved tilstedeværelsen af gældsaversion og kreditbegrænsninger. Som det fremgår af beskrivelsen i afsnit 2.3.3, antager Rothstein og Rouse, at lav løn kompenseres af andre typer af afkast. Der er derfor ikke tale om, at de lavtlønnede jobs alene fravælges, fordi de ikke er attraktive rent lønmæssigt. Det er derimod dimittendernes gældsaversion og begrænsninger i forhold til at få kredit, der lægger bånd på deres karrierevalg. Hvis en dimittend har gældsaversion, vil dimittenden ønske at arbejde i et job, der giver et højt lønmæssigt afkast således, at gælden hurtigt kan tilbagebetales. Er dimittenden kreditbegrænset og som følge deraf møder krav om at tilbagebetale sin gæld, bliver dimittenden ligeledes nødt til at vælge et højt lønnet job. Som det vises i afsnit 2.3.3, kan gældsaversion og kreditbegrænsninger også påvirke hvilken type af uddannelse, der vælges. Med andre ord kan det tænkes, at Rothstein og Roussets resultater kan genfindes allerede ved uddannelsesbeslutningen. Det er specielt interessant for det danske tilfælde, da danske uddannelser som nævnt er mere specialiserede end amerikanske uddannelser, og karrierevalget for danskere derfor er tættere knyttet til uddannelsesvalget.

Når man diskuterer kreditbegrænsninger, er det værd at holde sig for øje, at kreditbegrænsninger ikke udelukkende er betinget på karakteristika (gæld, kreditværdighed etc.) ved en person. Kreditbegrænsning kan også opstå som følge af imperfekte kapitalmarkeder, hvor det ikke er muligt for den studerende at låne til en konkurrencedygtig rente. Rothstein og Rouse diskuterer i indledningen af deres artikel betydningen af sådanne svigtende kapitalmarkeder. Da dimittenders startløn typisk er lavere end deres gennemsnitlig livsindkomst, kan der opstå et ønske om at låne for at udligne forbruget gennem livet. Er det ikke muligt, kan det influere på, hvilket job dimittenden vælger at tage. I forhold til uddannelsesbeslutninger nævner Rothstein og Rouse, at der er mere tvivlsomt, hvilken rolle imperfektionerne på kapitalmarkederne har, da de empiriske resultater i litteraturen peger i forskellige retninger. I den empiriske analyse i dette speciale anvendes samme data og identifikationsstrategi som i Nielsen et al. (2009). I den forbindelse kan det nævnes, at Nielsen et al. ikke finder, at kreditbegrænsninger spiller en rolle for danske uddannelsessøgende i forbindelse

med deres beslutning om at starte på en uddannelse eller ej.

Udsnittet af økonomilitteraturen præsenteret ovenfor giver udtryk for, at de uddannelsessøgende påvirkes af mange forskellige faktorer i forhold til finansiering af uddannelse. Forhold der hver især potentielt kan ændre den uddannelsessøgendes beslutninger. Specifikt er det nødvendigt at tage højde for, at uddannelsessøgende kan have gældsaversion eller være kreditbegrænsede. I den mikroøkonomiske model, der præsenteres i afsnit 2.3, er gældsaversion og kreditbegrænsninger derfor inkorporeret, hvilket ligeledes forsøges gjort i den empiriske analyse.

## 2.3 Model over uddannelsesvalg

I dette afsnit præsenteres en model over uddannelsesvalg. Modellen er en reduceret version af modellen i Malchow-Møller og Skaksen (2003)<sup>3</sup>. Modellen er inkluderet, da den giver mulighed for at diskutere betydningen af gældsaversion og kreditbegrænsninger mere formelt. Desuden er modellen interessant, da den antager både et pekuniært og ikke-pekuniært afkast til uddannelse. I det følgende præsenteres først modellens antagelser, hvorpå en repræsentativ agents nyttemaksimeringsproblem løses. Endeligt diskuteres det, hvordan gældsaversion og kreditbegrænsninger kunne tænkes at påvirke modellens resultater. Denne diskussion sker med afsæt i Rothstein og Rouse (2007).

### 2.3.1 Modellens antagelser

Antag, at en repræsentativ agent lever i to perioder, og at agenten i begge perioder har én tidsenhed til rådighed. Antag yderligere, at agentens efterspørgsel efter fritid er inelastisk og normaliseret til 0. I første periode kan agenten vælge mellem at arbejde og at uddanne sig, mens agenten i anden periode udelukkende anvender sin tid på arbejde. Formelt kan agentens tidsbegrænsninger formuleres ved  $L_1 + E = 1$  og  $L_2 = 1$ , hvor  $L_1$  og  $L_2$  angiver arbejde i henholdsvis periode 1 og 2, mens  $E$  angiver uddannelse.

Den traditionelle økonomiske problemstilling i forbindelse med uddannelsesbeslutninger består i at finde en optimal afvejning mellem uddannelse og arbejde. Uddannelse er på den ene side omkostningsfyldt, men må på den anden side forventes at påvirke produktivitet og derved også fremtidige lønninger positivt. Modellen præsenteret i Malchow-Møller og Skaksen (2003) indeholder yderligere et element, da det antages, at uddannelse også giver et direkte nytteafkast. Antag, at agenten har

---

<sup>3</sup>I Malchow-Møller og Skaksen (2003) arbejdes der med forskellige skattesatser. Disse er ikke inkluderet, da de ikke har relevans her.

følgende livstidsnyttefunktion

$$U = U(C, hE), \quad U'_1, U'_2 > 0 \quad \text{og} \quad U''_{11}, U''_{22} < 0, \quad (2)$$

hvor  $C$  er forbrug i periode 2, mens  $h$  er den andel af  $E$ , som giver direkte nytteværdi. Den direkte nytteværdi, uddannelse giver, kan betragtes som værende forbrugsværdien af uddannelse. På samme måde vil  $1 - h$  være den andel af  $E$ , der ikke giver nogen direkte nytteværdi. Malchow-Møller og Skaksen (2003) antager til gengæld, at  $1 - h$  alene er den andel af uddannelse, der øger fremtidig produktivitet og derved fremtidig effektiv arbejdskraftsudbud. Som Malchow-Møller og Skaksen gør opmærksom på, kan  $E$  tolkes som værende uddannelsesniveau, mens  $h$  kan tolkes som værende type af uddannelse. Det antages, at  $h$  er en kontinuert variabel med værdier i intervallet fra og med 0 til og med 1, hvilket betyder, at agenten kan vælge alle kombinationer af uddannelses typer i periode 1.

I Malchow-Møller og Skaksen (2003) antages det, at al forbrug, uden tab af generalitet, finder sted i periode 2, mens de pekuniære omkostninger til uddannelse i periode 1 er givet ved  $\omega E$ .  $\omega$  er omkostninger til uddannelse pr. tidsenhed, og Malchow-Møller og Skaksen refererer til  $\omega$  som værende tuition fee, altså undervisningsudgifter. Da al forbrug finder sted i periode 2, vil opsparringen i periode 1 være givet ved

$$S = WL_1 - \omega E, \quad (3)$$

hvor  $W$  angiver løn pr. tidsenhed. Modellen i Malchow-Møller og Skaksen (2003) er meget generel i sin formulering, hvilket giver plads til fortolkning. Eksempelvis kan agenten have en negativ opsparring i slutningen af periode 1. En sådan situation vil opstå, hvis omfanget af studieaktivitet er af en sådan størrelse, at omkostningerne til uddannelse overgår lønindtægterne i periode 1.  $S$  kan derved antage både positive og negative værdier samt 0. Det antages, at  $\omega$  ikke afhænger af  $h$ .

Det antages, at lønnen i periode 2 bliver skaleret med et faktor  $g((1 - h)E)$  som følge af produktivitetsskabende uddannelse i periode 1, hvorom det gælder, at  $g(0) = 1$ ,  $g' > 0$  og  $g'' < 0$ . Budgetbegrænsningen for forbruget i periode 2 kan på baggrund heraf formuleres ved

$$C = (1 + r)S + g((1 - h)E)WL_2. \quad (4)$$

Substitueres agentens opsparring og tidsbegrænsninger ind i (4), kan budgetbegrænsningen skrives som

$$C = \frac{W(1 - E_1 - E_2) - \omega(E_1 + E_2)}{p} + g(E_2)W,$$

hvor  $p = (1 + r)^{-1}$ .  $E_1 = hE$  er andelen af ikke-produktivitetsskabende uddannelse, mens  $E_2 = (1 - h)E$  er produktivitetsskabende uddannelse.

### 2.3.2 Agentens maksimeringsproblem

Agenten står over for følgende nyttemaksimeringsproblem

$$\begin{aligned} \max_{C, E_1, E_2} \quad & U(C, E_1) \\ \text{u.b.b.} \quad & C = \frac{W(1 - E_1 - E_2) - \omega(E_1 + E_2)}{p} + g(E_2)W. \end{aligned}$$

Bibetingelsen er en standard budgetbegrænsning, hvor forbruget,  $C$ , ikke kan overstige lønindtægterne i første og anden periode fraregnet omkostningerne til uddannelse men indregnet effekten af den produktivitetsskabende uddannelse på lønnen. Bemærk, at bibetingelsen gælder ved lighedstegn, da agenten er umættelig. Da forbruget finder sted i periode 2, tilskrives størrelserne fra periode 1 rente ved  $p^{-1} = 1 + r$ . Førsteordensbetingelserne for optimalitet for  $E_1$  og  $E_2$  er givet ved

$$U'_1 \cdot \frac{-W - \omega}{p} + U'_2 = 0, \quad (5)$$

$$U'_1 \cdot \left( \frac{-W - \omega}{p} + g'(E_2)W \right) = 0. \quad (6)$$

Omskrives betingelsen i (5), findes den traditionelle formulering for optimalitet

$$\frac{U'_1}{U'_2} = \frac{p}{W + \omega}. \quad (7)$$

Udtrykket angiver, at den marginale substitutionsrate mellem to goder skal være lig deres relative pris. Betingelsen i (6) definerer implicit det optimale niveau af produktivitetsskabende uddannelse. Udtrykket kan omskrives til

$$pg'(E_2)W = W + \omega. \quad (8)$$

Malchow-Møller og Skaksen gør opmærksom på, at dette udtryk har en attraktiv fortolkning. Agenten maksimerer sin nytte med hensyn til investering i produktivitetsskabende uddannelse ved et niveau, hvor de marginale omkostninger, på højre side, i form af mistede lønindtægter og ikke afholdte undervisningsudgifter er lig, på venstre side, det marginale afkast i form af den tilbagediskonterede værdi af lønstigningen i periode 2.

Da  $g'$  er differentiabel og strengt aftagende ( $g'' < 0$ ), vil det gælde, at  $g'$  er invertibel. Lad  $f = g'^{-1}$  være den inverse funktion til  $g'$ , hvorom det vil gælde, at  $f' < 0$  (Sydsæter og Hammond 1995, s. 243). Udtrykket i (8) vil derfor kunne omskrives til

$$E_2 = f\left(\frac{W + \omega}{Wp}\right), \quad (9)$$

hvorved et eksplicit udtryk for det optimale niveau af produktivitetsskabende uddannelse er fundet. Det optimale niveau af produktivitetsskabende uddannelse afhænger af lønnen, omkostningerne til uddannelse samt fremskrivningsfaktoren,  $p$ .  $W + \omega$  samt  $p$  kan fortolkes som værende henholdsvis prisen på uddannelse og prisen på forbrug. Det ses, at  $\frac{\partial E_2}{\partial \omega} < 0$ ,  $\frac{\partial E_2}{\partial W} > 0$  og  $\frac{\partial E_2}{\partial p} > 0$ .  $\frac{\partial E_2}{\partial \omega} < 0$ , da øgede omkostninger reducerer den optimale mængde af produktivitetsskabende uddannelse.  $\frac{\partial E_2}{\partial W} > 0$ , da værdien af den produktivitetsskabende uddannelse forøges som følge af højere løn. På trods af at  $W$  angiver alternativomkostningerne ved uddannelse, er der stadig en positiv gevinst ved øget løn, da  $g(0) = 1$  og  $g' > 0$ . Endeligt implicerer  $\frac{\partial E_2}{\partial p} > 0$ , at  $\frac{\partial E_2}{\partial r} < 0$ , hvilket betyder, at værdien af fremtidige øgede lønindtægter er mindre værd, hvorfor der investeres mindre i produktionsskabende uddannelse.

Det er ikke muligt at finde et lukket udtryk for  $E_1$ , da der ikke er antaget nogen funktionel form for nyttefunktionen. Hvis det antages, at nyttefunktionen er givet ved en standard Cobb-Douglas nyttefunktion, kan det vises, at de partielt afledte af  $E_1$  har samme retning som de partielt afledte af  $E_2$ . Dette er vist i appendiks s. 76. Resultatet er ikke overraskende, da både øgede værdier af  $E_1$  og  $E_2$  leder til højere nytteafkast.  $E_1$  giver et direkte nytteafkast, mens  $E_2$  giver nytteafkast gennem den øgede forbrugsmulighed som følge af højere løn.

### 2.3.3 Gældsaversion og kreditbegrænsninger i modellen

Som modellen fremstår ovenfor, skal agenten betale markedsrenten,  $r$ , for at låne til at finansiere sin uddannelse. Det skyldes, at modellen implicit antager perfekte kapitalmarkeder, hvorved opsparingsrenten og lånerenten bliver den samme. Det har den implikation, at det er ligegyldigt for nutidsværdien af agentens livsindkomst, hvor stor en andel af sin livsindkomst, agenten bliver nødt til at låne for at finansiere sin uddannelse i periode 1. Havde modellen været mere i overensstemmelse med virkeligheden, ville agenten formentlig skulle have betalt en højere rente end opsparingsrenten for at låne til at finansiere sin uddannelse. Hvis det antages, at agenten kan få renten  $r$  for opsparing, mens agenten må betale  $r_L$  for lån, hvor  $r_L > r$ , vil det ikke være ligegyldigt for nutidsværdien af agentens livsindkomst, hvor meget agenten bliver nødt til at låne. Med andre ord vil studielån i dette tilfælde være en reel omkostning for agenten og må forventes i et vist omfang at påvirke agentens beslutninger med hensyn til uddannelse.

Som det blev diskuteret i afsnit 2.2, kan det tænkes, at størrelser som gældsaversion og kreditbegrænsninger spiller en rolle for agentens valg og muligheder. På trods af at disse størrelser ikke indgår eksplicit i modellen, er det dog stadig muligt at diskutere deres indflydelse. Som nævnt sker denne diskussion med baggrund i Rot-

hstein og Rouse (2007). For at kunne beskrive, hvordan Rothstein og Rouse (2007) implementerer gældsaversion og kreditbegrænsninger følger en kort præsentation af deres model.

Rothstein og Rouse anvender en model, som beskriver valg af job efter endt uddannelse i en to-perioders-konfiguration. I modsætning til modellen fra Malchow-Møller og Skaksen (2003), hvor det er uddannelse, som giver et ikke-pekuniært afkast, antager Rothstein og Rouse, at arbejde både giver løn og derved forbrugsmuligheder og, hvad de kalder, job amenities. Amenity kan oversættes med behagelighed, og job amenities dækker over behageligheder som fleksibilitet, arbejdstid og hvor tiltalende jobbet er etc. Det er ligeledes en mulighed, at nogle finder glæde ved at arbejde i jobs af almennyttig karakter. Det antages, at jobs, der giver hvad, der svarer til  $a$  dollar i amenities, giver  $\psi - a$  i løn. Derved står agenten i Rothstein og Rouses model over for følgende maksimeringsproblem

$$\begin{aligned} \max_{c_1, a_1, c_2, a_2} \quad & U(c_1, a_1, c_2, a_2) = u^1(c_1, a_1) + (1 + \delta)^{-1} u^2(c_2, a_2) \\ \text{u.b.b.} \quad & c_1 + (1 + r)^{-1} c_2 = \psi_1 - a_1 + (1 + r)^{-1} (\psi_2 - a_2) - d, \end{aligned}$$

hvor  $c$  er forbrug,  $r$  er diskonteringsrenten,  $\delta$  er den subjektive diskonteringsfaktor og  $d$  er initial gældsbyrde som følge af uddannelseslån. Efter første periode vil agenten stå med en gældsbyrde af størrelsen  $D = d + c_1 + a_1 - \psi_1$ . Rothstein og Rouse argumenterer for, at gældsaversion og kreditbegrænsninger kan have forvridende indflydelse på agentens intertemporale optimering, da det driver en kile mellem marginal nytte i periode 1 og 2. Det skyldes, at gældsaversion og kreditbegrænsninger kan sætte et loft,  $D^* < D$ , over størrelsen på gælden i slutningen af første periode. Enten som følge af, at agenten er kreditbegrænset, eller fordi agenten ikke ønsker at stå med så stor gældsbyrde.

Tankegangen i Rothstein og Rouse (2007) kan også anvendes på modellen præsenteret i afsnit 2.3.1-2.3.2. Med udgangspunkt i (3) s. 20 kan man forestille sig et loft,  $S^*$ , over, hvor meget gæld agenten kan stifte i periode 1. En sådan situation kan opstå, hvis agenten er kreditbegrænset og derved ikke har mulighed for at låne tilstrækkeligt med midler til at finansiere sin uddannelse. I så fald bliver agenten nødt til at skære ned i omfanget af uddannelse og i stedet bruge tiden på arbejde. Det er som følge af modellens antagelser ikke muligt, at agenten i stedet bruger den frigivne tid på fritid. Situationen kan også opstå, hvis likviditetsproblemet er psykologisk betinget. I så fald har agenten gældsaversion. En sådan situation vil på samme måde betyde, at agenten skærer ned på omfanget af uddannelse og i stedet bruger sin tid på arbejde.

Der er en væsentlig betragtning vedrørende gældsaversion og kreditbegrænsninger,

som ikke bliver diskuteret i Rothstein og Rouse (2007), men som har stor relevans her. Man kan forestille sig, at både gældsaversion og kreditbegrænsninger er betingede på fremtidig lønindkomst. Hvis der tillades en sådan dynamik, vil gældsaversion og kreditbegrænsninger kunne tænkes ikke bare at spille en rolle i forhold til omfang af uddannelse, men også i forhold til hvilken uddannelse, der vælges. Hvis det antages, at agenten uddanner sig i et omfang, der bevirker, at han i periode 2 står med en gældsbyrde, vil forholdet mellem gæld og indkomst,  $\alpha$ , være givet ved

$$\alpha = \frac{(1+r)G}{g(E_2)W},$$

hvor gælden  $G$  for overskuelighedens skyld defineres som værende en positiv størrelse givet ved  $G = -S$ . Det kan tænkes, at agenten ikke har mulighed for at gældsætte sig hårdere end eksempelvis  $\alpha^*$  som følge af enten kreditbegrænsninger eller gældsaversion. En sådan situation kunne opstå, hvis udlåner bruger  $\alpha$  til kreditvurdering og har en politik om ikke at låne mere ud end, hvad  $\alpha^*$  giver mulighed for. Ligeledes kan situationen opstå, hvis agenten lægger bånd på sin egen gældsætning med udgangspunkt i et givent  $\alpha$ -niveau. Sidstnævnte situation vil være et udtryk for gældsaversion, og selv om valg af  $\alpha$ -niveau næppe er et udtryk for, hvordan gældsaversion indvirker i praksis, vil beskrivelsen være ækvivalent med det tilfælde, hvor agenten følger en tommelfingerregel eller lignende<sup>4</sup>.

Agenten kan påvirke  $\alpha$  på to måder. Enten kan agenten ændre på omfanget af uddannelse, eller også kan agenten vælge at tilpasse sin uddannelsesportefølje. Effekten af disse tiltag findes ved at differentiere  $\alpha$  med hensyn til henholdsvis  $E$  og  $E_2$ . I første tilfælde holdes forholdet mellem produktivitetsskabende og ikke-produktivitetsskabende uddannelse konstant, mens omfanget af uddannelse holdes konstant i andet tilfælde.

**Tilfælde 1** Ændring af omfanget af uddannelse ved konstant forhold mellem produktivitetsskabende og ikke-produktivitetsskabende uddannelse.

$$\left. \frac{\partial \alpha}{\partial E} \right|_{h=\bar{h}} = \frac{(1+r) \frac{\partial G}{\partial E} g(E_2)W - (1+r)Gg'(E_2) \frac{\partial E_2}{\partial E} W}{(g(E_2)W)^2}$$

Da  $G = \omega E - W(1 - E)$  og  $E_2 = (1 - h)E$  findes

$$\left. \frac{\partial \alpha}{\partial E} \right|_{h=\bar{h}} = \frac{(1+r)W((W + \omega)g(E_2) - Gg'(E_2)(1 - h))}{(g(E_2)W)^2}$$

---

<sup>4</sup>Da der ikke er nogen usikkerhed i modellen, kan det indvendes, at det altid vil være rationelt at tillade en  $\alpha$ -værdi på en. Det gælder både for den repræsentative agent eller institutionen, der giver agenten kredit. En  $\alpha$ -værdi på mindre end en kræver formelt stokastiske lønindtægter og risikoaversion.

Jf. udtrykket i (8) s. 21 gælder det for en optimerende agent, at  $pg'(E_2)W = W + \omega$ . Det betyder, at

$$\left. \frac{\partial \alpha}{\partial E} \right|_{h=\bar{h}} > 0 \quad \text{for} \quad G < \frac{g(E_2)W}{(1+r)(1-h)}.$$

Hvis det antages, at agenten ikke gældsætter sig hårdere end, hvad agenten rent faktisk har muligheden for at tilbagebetale i periode 2, vil betingelsen i (10) altid være opfyldt. Det betyder, at agenten altid vil kunne reducere  $\alpha$  ved at reducere omfanget af uddannelse.  $\square$

**Tilfælde 2** Ændring af forholdet mellem produktivitetsskabende og ikke-produktivitetsskabende uddannelse ved konstant omfang af uddannelse.

$$\left. \frac{\partial \alpha}{\partial E_2} \right|_{E=\bar{E}} = - \frac{(1+r) \frac{\partial G}{\partial E_2} g(E_2)W - (1+r)Gg'(E_2)W}{(g(E_2)W)^2}$$

Da det antages, at omfanget af uddannelse ikke ændres, vil størrelsen af agentens gæld ikke blive påvirket. Det betyder, at  $\frac{\partial G}{\partial E_2} = 0$ , hvilket implicerer, at

$$\left. \frac{\partial \alpha}{\partial E_2} \right|_{E=\bar{E}} = \frac{-(1+r)Gg'(E_2)W}{(g(E_2)W)^2} < 0.$$

Agenten vil kunne reducere  $\alpha$  ved at ændre på sin uddannelsesportefølje således, at der investeres relativt mere i produktivitetsskabende uddannelse i forhold til ikke-produktivitetsskabende uddannelse.  $\square$

De to tilfælde viser, hvordan gældsaversion og kreditbegrænsninger kan tænkes at spille en rolle i forhold til valg af uddannelse. Som modellen er formuleret her, er det ikke bare omfanget af uddannelse, der påvirkes, men også sammensætningen af agentens uddannelsesportefølje.

## 2.4 SU'ens rolle

Det er nu på tide at diskutere, hvilken rolle SU'en spiller i forhold til ovenstående teoretiske overvejelser. Forhåbningen er, at det på nuværende tidspunkt, efter modellen er blevet præsenteret, står klart, at SU'en ikke i sig selv ikke har den store betydning. Hvad, der er afgørende i forhold til agents uddannelsesvalg, er derimod, hvilken rolle størrelser som afkast, gældsaversion og kreditbegrænsninger spiller.

En tolkning af SU'en i forhold til modellen kunne gå i retningen af, at SU'en er en del af  $\omega$ , altså undervisningsudgifterne. Som det blev nævnt i afsnit 2.1.1 om human-kapitalteori, inkluderer omkostninger til uddannelse direkte, indirekte og psykologiske omkostninger. I modellen blev  $\omega$  ikke defineret nærmere end at være undervisningsudgifter, men der er i princippet intet i vejen for at tillægge  $\omega$  en bred fortolkning. I så fald kan SU'en betragtes som værende en del af  $\omega$  og derved reducere omkostninger til uddannelse. Stiger SU'en, vil omkostningerne til uddannelse falde, hvilket kan føre til, at nogle agenter handler anderledes som følge af ændret  $\alpha$ -niveau. Det afgørende er, som nævnt, derfor ikke SU'en i sig selv, men hvordan SU'en påvirker agenternes råderum. Stiger SU'en tilstrækkeligt, kan det tænkes, at en eventuel kile i agenternes nyttemaksimeringsproblem, der er opstået som følge af gældsaversion eller kreditbegrænsning, forsvinder. Det vil give agenten råderum til at vælge en anden uddannelse.

### 3 Motivation af den teoretiske diskussion

Nærværende afsnit er tænkt som en motivation af den teoretiske diskussion, før den egentlige empiriske analyse indledes. Den teoretiske diskussion forsøgte at blotlægge hvilke effekter, der udspiller sig på henholdsvis finansieringssiden og afkastssiden af uddannelsesinvesteringer. I afsnit 3.1 præsenteres først nogle survey-resultater, som beskriver danske unges holdninger til studiegæld og forventninger om afkast til uddannelse. Med andre ord nogle survey-resultater, der omhandler unges holdninger og forventninger til (dele af) finansierings- og afkastssiden i uddannelsesinvesteringer. Disse resultater illustrerer, at de forskellige begreber diskuteret i teoriafsnittet er mere end blot teoretiske konstruktioner.

I afsnit 3.2 følger dernæst en kvantificering af ikke-pekuniære afkast til uddannelse. Som diskuteret i teoriafsnittet har ikke-pekuniære afkast til uddannelse mange forskelligartede facetter, hvilket gør det svært at definere præcist hvad, der forstås ved begrebet. Alstadsæter (2004) foreslår en måde at kvantificere ikke-pekuniære afkast til uddannelse. Denne metode anvendes i et forsøg på dels at vise, at ikke-pekuniære afkast til uddannelse eksisterer samt dels at underbygge, at forskellige uddannelser giver forskellige ikke-pekuniære afkast. Specifikt estimeres forskellen i den monetære ækvivalent af summen af de ikke-monetære afkast til uddannelse mellem uddannelser. Afsnittet er med til at konkretisere den teoretiske diskussion og fungere som et springbræt til den empiriske analyse i den forstand, at afsnittet antyder, i hvilken retning effekten af øget SU går.

#### 3.1 Danske unges holdninger og forventninger

I teoriafsnittet blev det diskuteret, hvordan størrelser som afkast til uddannelse, gældsaversion og kreditbegrænsninger kunne tænkes at spille ind i forhold til valg af uddannelse. Som teoriafsnittet blotlagde, er der grund til at tro, at størrelserne spiller en aktiv rolle i forhold til valg af uddannelse. For at sætte teorien lidt i perspektiv, præsenteres i dette afsnit resultaterne af en spørgeskemaundersøgelse fra OECD. Spørgeskemaundersøgelsen er fra 2004 og hedder *Unge i arbejde og uddannelse. Værdier, valg og fremtidsdrømme*. Spørgeskemaundersøgelsen er en opfølgingsundersøgelse af en gruppe PISA-responderter (Programme for International Student Assessment) fra 2000 og indeholder en række kvalitative spørgsmål vedrørende responderternes liv. I forhold til dette speciale er specielt to grupper af hver tre spørgsmål interessante. Den første gruppe af spørgsmål omhandler forskellige aspekter i forhold til fordelagtigheden af at tage en uddannelse, mens anden gruppe af spørgsmål omhandler forskellige aspekter i forhold til det at tage lån til finansiering

af uddannelse. I figur 1 s. 29 er svarene til de relevante spørgsmål præsenteret i cirkeldiagrammer. Svarene til første gruppe af spørgsmål er vist i figur 1.1-1.3, mens svarene til anden gruppe af spørgsmål er vist i figur 1.4-1.6. De enkelte spørgsmål står under hver figur. 4.451 deltog i opfølgingsundersøgelsen, og til hvert spørgsmål lå svarprocenten omkring 99,5%. Respondenten kunne til hvert spørgsmål svare enten helt enig, delvis enig, både- og, delvis uenig, helt uenig samt ved ikke. For overskuelighedens skyld er helt enig og delvis enig slået sammen, ligesom det er tilfældet for helt uenig og delvis uenig.

Det første spørgsmål omhandler, hvorvidt respondenterne mener, at det kan betale sig økonomisk for respondenterne at tage en uddannelse (figur 1.1). Ikke overraskende er hovedparten (ca. 85%) af de adspurgte enige i, at det vil kunne betale sig for dem at tage en uddannelse. Restgruppen, der enten er uenige eller usikre på, om uddannelse vil kunne betale sig, må vurdere, at det for dem er for omkostningsfyldt at tage en uddannelse. Set i forhold til diskussionen vedrørende forskellige typer af omkostninger og afkast til uddannelse kan det bemærkes, at det ikke nødvendigvis betyder, at de, der vurderer, at en uddannelse vil være en dårlig investering, afholder sig fra at påbegynde en uddannelse. I så fald vil det være andre typer af afkast til uddannelse, der stræbes efter.

Det andet spørgsmål omhandler, hvorvidt uddannelse giver bedre chancer for at finde et job (1.2). Igen ses det, at langt størstedelen af de adspurgte er enige i spørgsmålet. Fra en økonomiteoretisk giver dette god mening, da uddannelse til en vis grad må forventes at være produktivitetsskabende, hvorved man bliver mere attraktiv på arbejdsmarkedet.

Fordelingen af svarene til sidste spørgsmål i første gruppe af spørgsmål (figur 1.3) overrasker en smule. Respondenterne bliver spurgt om, hvorvidt de mener, at uddannelse medfører en risiko for uoverskuelig stor studiegæld. Det er 43% af respondenterne enige i. Denne procentdel synes høj og overrasker af flere årsager. For det første overrasker svaret, da hovedparten af respondenterne til første spørgsmål svarede, at de var enige i, at en uddannelse økonomisk vil kunne betale sig for dem. Hvis det er tilfældet, at man mener, at en uddannelse vil kunne betale sig økonomisk, må det nødvendigvis inkludere, at man ikke mener, at man efter endt uddannelse står med en uoverskuelig gæld. Det skal dog bemærkes, at der spørges til risikoen for at stå med en uoverskuelig stor gæld og ikke om respondenterne faktisk mener, at de vil ende i den situation. Dette peger hen på den anden grund til, at svaret overrasker. Uddannelse i Danmark er for langt de fleste uddannelsers vedkommende fuldt finansieret af staten, ligesom langt de fleste uddannelser giver ret til SU. Med det in mente, er det en høj procentdel, der mener, at uddannelse medfører en risiko for en



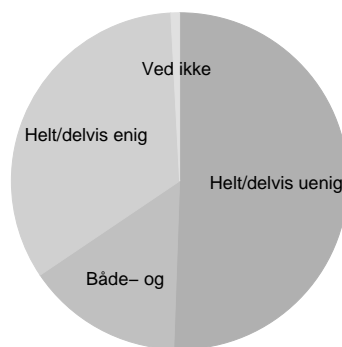
1.1: For dig kan uddannelse økonomisk godt betale sig i det lange løb.



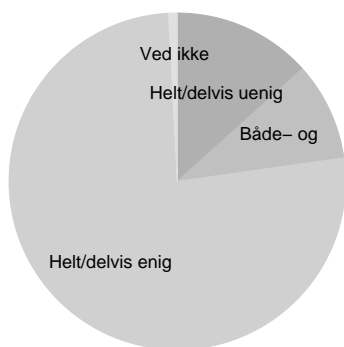
1.2: Dine chancer for at få et arbejde øges, hvis du tager en uddannelse.



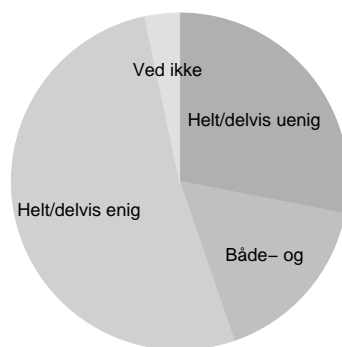
1.3: En lang uddannelse medfører risiko for, at du får en uoverskuelig stor studiegæld.



1.4: Du ville aldrig stifte gæld for at få en uddannelse.



1.5: At optage lån i den sidste tid for at gøre en uddannelse færdig, anser du for helt i orden.



1.6: Du finder det i orden at noget af studiestøtten til dig gives som lån.

FIGUR 1: Unges holdninger til studiegæld og forventninger om afkast til uddannelse

uoverskuelig gældsbyrde, da det i et vidt omfang er muligt at leve af SU'en alene. Den gældsætning, der sker under studiet, vil være til finansiering af ikke-livsnødvendigt forbrug. Derfor må det forventes, at det er muligt at korrigere ens forbrug, hvis man er ved at opbygge en uoverskuelig stor gæld.

Den næste gruppe af spørgsmål omhandler forskellige holdninger i forhold til det at stifte gæld for at finansiere en uddannelse. I første spørgsmål (figur 1.4) bliver respondenterne spurgt om, hvorvidt de aldrig vil stifte gæld for at få en uddannelse. Lidt over halvdelen af respondenterne er uenige i dette, mens ca. 35% er helt eller delvis enige. Ligesom fordelingen af svarene til spørgsmålet vedrørende risikoen for at stå med en uoverskuelig stor gæld efter endt uddannelse overraskede, overrasker fordelingen af svarene til dette spørgsmål også. For begge spørgsmåls vedkommende er der en inkonsistens i forhold til spørgsmålet vedrørende, om uddannelse vil kunne betale sig økonomisk. Det hænger ikke umiddelbart sammen, at 85% mener, at uddannelse vil kunne betale sig økonomisk, mens 35% aldrig vil stifte gæld for at finansiere uddannelse. Der er dog flere forklaringsmuligheder i forhold til denne umiddelbare inkonsistens. En forklaring kunne være, at den økonomiske fordelagtighed ved at tage en uddannelse forsvinder, hvis respondenterne er nødt til at optage lån. Det vil derfor være naturligt for respondenterne at svare på spørgsmålet ved at erklære sig enig i, at han/hun aldrig vil optage lån for at finansiere uddannelse<sup>5</sup>. En anden mulig forklaring kunne være, at respondenterne i en eller anden grad har gældsaversion og ikke ønsker at "skylde nogen noget". Selv om det vil kunne betale sig økonomisk at tage en uddannelse, kan respondenterne opleve så stor disnytte ved at gældsætte sig, at det afholder respondenterne fra at påbegynde en uddannelse.

De sidste to spørgsmål i anden gruppe af spørgsmål omhandler respondenternes holdninger til at optage lån i den sidste tid af en uddannelse (figur 1.5) og at noget af studiestøtten gives som et lån (figur 1.6). Over 75% af respondenterne finder det i orden at optage lån den sidste tid af en uddannelse. Det er værd at bemærke, at andelen, der erklærer sig uenig, er mindre i forhold til andelen, der aldrig vil kunne finde på at tage lån i forhold til at finansiere en uddannelse. En mulig forklaring er, at gældsaversionen er niveauafhængig. Tages der først lån i sidste del af sin uddannelse, vil man ikke nå at opbygge en så stor gæld, som dermed vil være mere overskuelig at betale tilbage.

Lidt over 25% af respondenterne er uenige i, at noget af studiestøtten skal gives som lån, mens ca. 50% erklærer sig enige. At så mange erklærer sig enige, er lidt forbavsende, da det vil medføre en omkostning på sigt, når lånene skal betales til-

---

<sup>5</sup>Den økonomiske fordelagtighed kunne blive påvirket af eksempelvis ændret finansiering af uddannelser (introduktion af undervisningsafgifter) eller som følge af reduktion i SU'ens størrelse.

bage. Spørgsmålet er dog, hvordan de midler, staten sparer ved at omlægge en del af støtten til lån, bliver brugt. Skattekommissionen stillede som forslag til reform af skattesystemet i starten af 2009 blandt andet, at topskatten blev sænket. Kommissionen foreslog ligeledes, at en del af det tabte skatteprovenu som følge af denne sænkning ville kunne indhentes igen ved at omlægge SU'en. Kommissionen foreslog at omlægge SU-systemet således, at der til lange videregående uddannelser kun ville blive ydet SU i 4 år (mod 6 år i dag), hvorefter SU'en ville blive givet som lån i op til to år (Skattekommissionen 2009, s. 75-77). Rationalet bag Skattekommissionens forslag var, at det beviseligt ville være personer med lange videregående uddannelser, der ville opnå de største fordele ved den sænkede topskat. Ved at sænke SU'en ville man derfor kunne begrænse ændringerne i indkomstfordelingen således, at ændringen i forskellen mellem rig og fattig ikke blev for stor. Den kan tænkes, at respondenterne svarer med tanker lignende Skattekommissionens i baghovedet. De midler det offentlige sparer ved at sænke SU'en, vil blive brugt et andet sted, og det er muligt, at det på en eller anden måde kommer respondenterne til gode igen.

### **3.2 Kvantificering af ikke-pekuniært afkast**

For at motivere den videre analyse og for at underbygge at uddannelser kan give forskellige ikke-pekuniære afkast, præsenteres i dette afsnit en simpel kvantificering af ikke-pekuniært afkast. Kvantificeringen sker med udgangspunkt i Alstadsæter (2004) og bygger på teorien om kompenserende forskelle. Ideen bag kompenserende forskelle er, at hvis eksempelvis et job giver en lavere løn i forhold til et andet job, må der være noget, der kompenserer for denne forskel. Eksempler på sådanne kompenserende forskelle kunne være, at jobbet er mindre risikofyldt, har mere fleksible arbejdstider, kræver en nemmere uddannelse etc. På samme måde som kompenserende forskelle mellem jobs, kan man forstille sig kompenserende forskelle mellem uddannelser. Hvis en uddannelse giver mulighed for at arbejde i et job med lavere løn sammenlignet med et andet job, hvortil en anden uddannelse kræves, og hvis uddannelserne på alle andre relevante punkter ellers ligner hinanden (omfang, sværhedsgrad etc.), må der mellem uddannelserne være en kompenserende forskel. En sådan forskel kunne eksempelvis være, at førstnævnte uddannelse er mere interessant at læse, giver højere status etc.

I praksis kvantificeres den monetære ækvivalent af det ikke-pekuniære afkast til uddannelse som værende forskellen i den løn, to forskellige uddannelser giver anledning til. Det vil sige, at det ikke er den monetære værdi af ikke-pekuniære afkast til en given uddannelse, der findes, men derimod forskellen i monetær værdi af det ikke-pekuniære afkast mellem to uddannelser. Som i Alstadsæter (2004) estimeres lønprofiler med log-løn som afhængig variabel og potentiel erfaring efter endt uddan-

nelse (både i niveau og kvadreret) som uafhængige variable. Specifikationen er givet ved

$$\ln W = \alpha_1 + \alpha_2 X_p + \alpha_3 X_p^2 + \varepsilon. \quad (10)$$

Tilgangen til at estimere sammenhængen mellem løn og uddannelse minder meget om tilgangen udviklet af Mincer (1974). Som Alstadsæter (2004) dog gør opmærksom på, inkluderes uddannelsesniveau ikke, da det ligger fast i vores tilfælde.

Kvantificeringen af det ikke-pekuniære afkast sker ved brug af registerdata fra Danmarks Statistik fra perioden 1985 til 2006. I den senere analyse vurderes effekten af øget SU både i forhold til valg af specifik uddannelse og valg af studieretning. Derfor estimeres lønprofiler for både specifikke uddannelser og studieretninger. De specifikke uddannelser er biologi, geologi, økonomi, sociologi, statskundskab, arkitekt og bygningsingeniør. Studieretningerne er konstrueret således, at de minder om de forskellige fakulteter, der kendes fra universitetsverdenen. Uddannelserne er derfor opdelt på humanistiske, naturvidenskabelige, samfundsvidenskabelige og sundhedsvidenskabelige uddannelser. I tabel 4 s. 50 er angivet, hvordan de forskellige studieretninger korresponderer til Danmarks Statistiks uddannelseskoder. Bemærk, at tallene i tabellen ikke vedrører nærværende analyse. Bemærk desuden, at de specifikke uddannelser alle er lange videregående uddannelser. Ligeledes er det kun lange videregående uddannelser, der er klassificeret under en af de fire studieretninger. Denne restriktion skyldes, at det er vigtigt, at uddannelserne er så sammenlignelige som muligt. Der henvises til afsnit 4.2 for nærmere beskrivelse af data samt udvælgelse og kodning af uddannelser og studieretninger.

I tabel A1<sup>6</sup> er estimationsresultaterne præsenteret, mens figur 2 præsenterer lønprofilerne grafisk<sup>7</sup>. Lønnen er omregnet til niveau og, ved brug af Danmarks Statistiks prisindeks PRIS9, til 2006-kroner i den grafiske præsentation. Som lønvariabel er anvendt variabelen LONIND fra Danmarks Statistik. Bemærk, at lønnen ikke er betinget på fuldtidsbeskæftigelse. Derved fanges eventuelle effekter af arbejdsløshedsniveau for specifikke faggrupper. Denne tilgang er anvendt, da ønsket ikke er at vide specifikt, hvad eksempelvis en fuldtidsansat biolog med fem års erfaring tjener, men derimod hvad en biolog kan forvente at tjene gennem livet. I det regnestykke skal sandsynligheden for arbejdsløshed indregnes, hvilket motiverer den valgte strategi. Af samme grund er der heller ikke betinget på, at observationerne arbejder inden for samme fag,

<sup>6</sup>Et tabelnummer startende med "A" betyder, at tabellen findes i appendiks fra side 76 og frem.

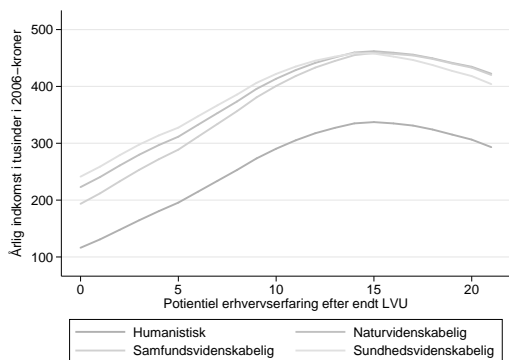
<sup>7</sup>Den empiriske analyse i specialet er blevet foretaget ved dataarbejde på Danmarks Statistiks "forskermaskine". De forskellige programmer, som er anvendt til at analysere data, og tilhørende log-filer kan findes under D:\Data\Workdata\702727\xwc\. Dog burde beskrivelsen af dataarbejdet i specialet være tilstrækkeligt til at forstå, hvad der er blevet foretaget.

som de er uddannet. Selve estimationen er foretaget ved fixed effects-estimation, for at kontrollere for eventuel uobserveret heterogenitet blandt observationerne. Alstad-sæter benytter sig af random effects-estimation, men ikke inkluderede Hausman test viser, at fixed effects er at foretrække her som følge af korrelation mellem den individspecifikke komponent og de forklarende variable. Hausman testen er beskrevet i Wooldridge (2002, s. 288-91)<sup>8</sup>.

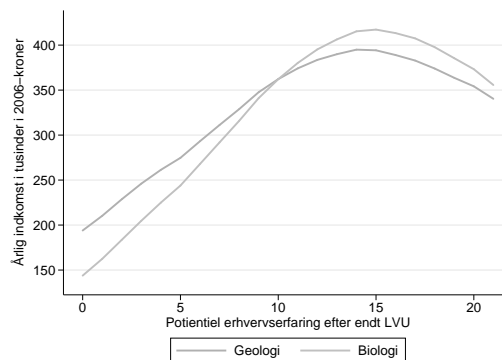
Figur 2.1 viser, at lønprofilerne for de natur-, samfunds- og sundhedsvidenskabelige uddannelser stort set er sammenfaldende. Lønprofilen for den humanistiske uddannelser ligger derimod generelt lavere end de andre. Den initiale lønforskel, der er mellem de natur-, samfunds- og sundhedsvidenskabelige uddannelser, udligner sig over tid, mens den initiale forskel fastholdes for humanistiske uddannelser. Derved indikerer grafen, at der til humanistiske uddannelser må være en tilknyttet kompenserende forskel, idet lønnen ligger væsentligt lavere i forhold de øvrige studieretninger. De humanistiske uddannelser har med andre ord et højere ikke-pekuniært afkast end de øvrige uddannelser. Figur 2.2 indikerer, at biologi er kendetegnet ved at større ikke-pekuniært afkast i forhold til geologi. Det gælder dog kun for de første ca. ti år efter endt uddannelse, hvorefter lønprofilen for biologi ligger over lønprofilen for geologi. Den initiale forskel mellem de to uddannelser er dog ganske markant. Figur 2.3 viser, at sociologi og statskundskab giver større ikke-pekuniært afkast i forhold til økonomi, mens det samme gælder for arkitekt i forhold til bygningsingeniør jævnfør figur 2.4. I tabel 1 er den forventede pris på en humanistisk uddannelse i procent af potentiel indkomst givet ikke-humanistisk uddannelse udregnet. Som tabellen viser, giver man afkast på ca. 32% af sin potentielle indkomst, hvis man vælger humanistiske uddannelser, hvilket må vurderes at være ganske meget. Hvis analysen er korrekt, er det påvist, at uddannelser er karakteriserede ved både at give pekuniære og ikke-pekuniære afkast, og at den monetære ækvivalent af det ikke-pekuniære afkast kan være af en betragtelig størrelse. Husk på, at der kun er set på forskelle i ikke-pekuniært afkast mellem uddannelser/studieretninger.

---

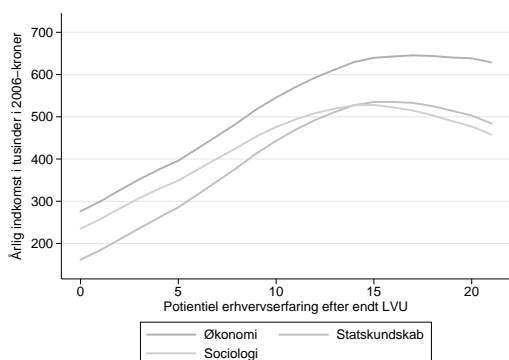
<sup>8</sup>Som det ses i tabel A1, er det i fixed effects-estimationerne inkluderet et konstantled. Det er jf. Wooldridge (2002, s. 266) ikke muligt at inkludere en variabel, der er konstant over tid i en fixed effects-estimation, da det ikke er muligt at skelne mellem effekten af den observerbare konstante variabel og den uobserverede individspecifikke komponent. At konstantledet alligevel er inkluderet i fixed effects-estimationerne skyldes, at det har den effekt, at konstantledet fanger middelværdien af den uobserverede individspecifikke komponent hvorved det bliver muligt at bruge statistikprogrammet STATA's predict kommando. Fordelen er, at middelværdien af de prognosticerede indkomster bliver lig middelværdien af den faktiske indkomst. At der stadig er tale om fixed effects-estimation sikres ved, at STATA pålægger den betingelse, at summen af de uobserverede individspecifikke komponenter fratrukket deres middelværdi er nul. Se <http://www.stata.com/support/faqs/stat/xtreg22.html>.



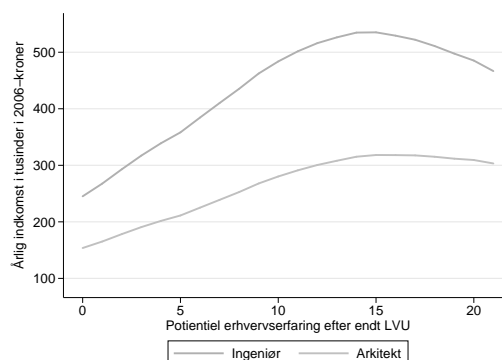
2.1: Studieretninger



2.2: Biologi og geologi



2.3: Økonomi, sociologi og statskundskab



2.4: Arkitekt og ingeniør

FIGUR 2: Estimeret sammenhæng mellem potentiel erhvervs erfaring og årlig indkomst i 2006-kroner for forskellige studieretninger og uddannelser

Ovenstående kvantificering af ikke-pekuniært afkast lider af ikke at have nævnt eventuel selektion. Problemet er, at det ikke kan afvises, at individerne er heterogene, hvad angår evner, erfaring og personlighed, hvilket kan influere på den enkeltes lønpotentiale inden for eksempelvis de fire studieretninger. Det er eksempelvis ikke sikkert, at en person med en humanistisk uddannelse betaler 32% af sin potentielle indkomst ved at vælge en humanistisk uddannelse, hvis den kontrafaktiske løn ikke er på niveau med, hvad de øvrige lønprofiler angiver. I så fald vil det være mere relevant at sammenligne lønnen for personer med humanistiske uddannelser med lønnen for personer, som ville have valgt humanistiske uddannelser, men som tilfældigvis vælger andre uddannelser. Hvis ikke der tages hånd om selektionsproblematikken, er det sandsynligt, at størrelsen på det ikke-pekuniære afkast bliver overvurderet.

En måde at løse denne selektionsproblematik er, som Alstadsæter foreslår, og som også kendes fra litteraturen vedrørende intergenerational transmission af human kapital (se Holmlund et al. (2008)), at anvende data på enæggede tvillinger. Denne

| Diskonteringsfaktor  | 3%    | 4%    | 5%    |
|--|-------|-------|-------|
| <i>Studieretning</i>   |       |       |       |
| Humanistisk  | 4.068 | 3.662 | 3.310 |
| Naturvidenskabelig   | 6.035 | 5.457 | 4.956 |
| Samfundsvidenskabelig  | 5.789 | 5.223 | 4.732 |
| Sundhedsvidenskabelig  | 6.142 | 5.565 | 5.064 |
| Forventet pris på humanistisk uddannelse i procent af potentiel indkomst | 32,0% | 32,4% | 32,7% |

TABEL 1: Nutidsværdien i tusinder af den gennemsnitlige værdi af 22 års arbejde for hver af de 4 studieretninger (i 2006-kroner). Som potentiel indkomst er brugt den gennemsnitlige nutidsværdi for de øvrige studieretninger.

løsning er mulig da enæggede tvillinger er homogene, hvad angår medfødte karakteristika, men til en vis grad er heterogene, hvad angår præferencer. En anden løsning på problemet er at sammenligne personer med samme karakterniveau. Antagelsen bag denne strategi er, at karakterniveau kan anvendes som et mål for medfødte evner og derved være determinerende for lønniveau. Desværre indeholder data ikke karakterniveau for alle årgange, hvorfor denne strategi ikke umiddelbar er mulig at anvende. Dog forholder det sig således, at man kan se på adgangskvotienterne til de uddannelser, der søges og derved have en minimumsgrænse for, hvilket karakterniveau en person har. Denne tilgang anvendes i Alstadsæter (2004) og vil ligeledes (i begrænset omfang) blive forsøgt anvendt her. I tabel 2 er adgangskvotienterne til forskellige optagelsesområder på Københavns Universitet angivet for årene 1978-1980<sup>9</sup>. Derved afspejler adgangskvotienterne dem, dimittenderne fra 1985 stod over for, givet de gennemførte deres uddannelse relativt hurtigt. Af tabellen ses det, at adgangskvotienten for det humanistiske optagelsesområde for alle årene ligger over adgangskvotienten for naturvidenskab og statvidenskab. Det kan derfor formodes, at personer som valgte at søge ind på en humanistisk uddannelse kunne have valgt enten natur- eller samfundsvidenskabelige uddannelser i stedet. Ved at vælge en humanistisk uddannelse gik de glip af en potentiel større indkomst. Dette tab kan tolkes som værende den monetære ækvivalent af det ikke-pekuniære afkast, den humanistiske uddannelse gav i stedet. Forskellen mellem indholdet af uddannelserne er dog ganske stor, så spørgsmålet er, om det er et reelt valg for alle at udskifte en humanistisk uddannelse med

<sup>9</sup>Der betragtes kun adgangskvotienter fra Københavns Universitet, da der alligevel ikke kontrolleres hvorfra personerne dimitterede. Ligeledes er det adgangskvotienternes relative forhold som er interessant, og er være forholdsvis konstant mellem universiteterne.

eksempelvis en naturvidenskabelig uddannelse. Hvis man derimod sammenligner sociologi/antropologi med polit-uddannelsen, ses det, at der kræves et noget højere karaktergennemsnit at blive optaget på sociologi frem for polit. Det er interessant, da figur 2.3 viser, at økonomer tjener væsentligt mere end sociologer. Det interessante ligger i, at de der valgte at læse sociologi reelt kunne have valgt at læse økonomi. De ville derved tjene mere og på stadig beskæftige sig med noget, der minder om deres foretrukne fagområde. Der ser med andre ord ud til at være grundlag for at konkludere, at den lavere løn et sociologistudium giver anledning til, kompenseres af et højere ikke-pekuniært afkast.

| Optagelsesområde       | Adgangskvotient |      |      |
|------------------------|-----------------|------|------|
|                        | 1978            | 1979 | 1980 |
| Humaniora              | 8,0             | 8,1  | 8,2  |
| Teologi                | Frit            | 7,6  | 7,5  |
| Naturvidenskab         | Frit            | Frit | 6,7  |
| Medicin                | 8,7             | 8,8  | 9,0  |
| Statsvidenskab (polit) | Frit            | 7,5  | 8,0  |
| Jura                   | 7,9             | 8,3  | 8,5  |
| Sociologi/antropologi  | 8,8             | 9,1  | 9,2  |

Kilde: KOT hovedtal 1980 og Københavns Universitets Årbog 1979.

TABEL 2: Adgangskrav til Københavns Universitet i 1978-1980.

Ovenstående kvantificering af ikke-pekuniære afkast til uddannelser er på ingen måde problemfri. Dog er forhåbningen, at afsnittet har kastet nyt lys over den teoretiske diskussion og givet en ide om, i hvilken retning en stigning i SU'en kan tænkes at påvirke i forhold til tilstrømningen på til de forskellige uddannelser/studieområder. Hvis målet med specialet havde været alene at kvantificere ikke-pekuniære afkast til forskellige uddannelser, havde det været nødvendigt at gribe emnet mere systematisk an. Som afsnittet er præsenteret her, fremstår det lige så meget som en illustration af hvorfor, det er et kompliceret emne at håndtere.

## 4 Empirisk strategi

Et helt centralt element i dette speciale er at få belyst den teoretiske diskussion kvantitativt. Det vil være interessant at vide, hvordan eksempelvis 10.000 kroner ekstra i SU pr. år påvirker valg af uddannelse. Ved at udføre en kvantitativ analyse konkretiseres de teoretiske overvejelser, og det er muligt at komme med mere præcise udsagn i forhold til effekten af forskellige initiativer/politikker. Både ønskede og uønskede. Den teoretiske diskussion er god til at blotlægge mulige effekter, men en kvantitativ analyse er nødvendig for at vurdere effekternes indbyrdes og totale styrke. Til at udføre den kvantitative analyse anvendes registerdata fra Danmarks Statistik.

Med baggrund i den teoretiske diskussion beskrives i afsnit 4.1 den økonometriske strategi, der tænkes anvendt. Som det fremgår af afsnittet, er det nødvendigt at anvende eksogen variation i SU'en for at opnå identifikation. SU-reformen i 1988 gav en sådan eksogen variation. Samme SU-reform blev med samme formål succesfyldt anvendt i Nielsen et al. (2009). Som følge deraf vil der være stor lighed mellem dette speciales identifikationsstrategi og identifikationsstrategien anvendt i Nielsen et al. (2009). I afsnit 4.2 beskrives data indgående med hensyn til udvælgelse af arbejdsdatasættet, generering af variable og deskriptiv statistik, mens afsnit 4.3 er viet til et kig på umiddelbare tendenser i data vedrørende uddannelsesvalg omkring SU-reformen.

### 4.1 Økonometrisk strategi

I afsnit 2.3 blev en model over uddannelsesvalg præsenteret, hvor en repræsentativ agent stod over for det problem at skulle maksimere sin nytte med hensyn til forbrug og uddannelse. I modellen spillede uddannelse to roller. Uddannelse kunne enten være produktivitetsskabende og derved give mulighed for højere forbrug på sigt, eller også kunne uddannelse give agenten et direkte nytteafkast. Agenten kunne selv vælge i hvilket omfang, agenten ønskede de to typer af uddannelse. Dette valg blev effektueret ved valg af  $h \in [0 ; 1]$ . Det var altså muligt for agenten at vælge hvilken som helst portefølje af produktivitetsskabende og ikke-produktivitetsskabende uddannelse. I praksis står uddannelsessøgende over for en begrænset antal uddannelser, der hver især kan betragtes at have sit unikke sæt af pekuniære og ikke-pekuniære afkast. Dette motiverer anvendelse af en multinominal logitmodel til den empiriske analyse. Bemærk, at selv om forskellige uddannelser giver forskelligt afkast, giver det ikke mening at rangordne de forskellige uddannelser. For det første fordi de forskellige uddannelser vurderes på både deres pekuniære og ikke-pekuniære afkast og for det andet fordi, det er agenternes vurdering af de forskellige uddannelser, der er afgørende. Da

agenterne er heterogene, hvad angår præferencer, vil de også rangere de forskellige uddannelser forskelligt. Der er med andre ord ikke belæg for at anvende en såkaldt ordnet logit-/probitmodel.

#### 4.1.1 Den multinominelle logitmodel

Valget af den multinominelle logitmodel kan motiveres af en stokastisk nyttemodel. Man kan betragte den stokastiske nyttemodel som værende et specialtilfælde af modellen præsenteret i afsnit 2.3, hvor der kun betragtes visse kombinationer af  $C$  og  $hE$ . Dette specialtilfælde er relevant, da agenterne i praksis kun kan vælge mellem et begrænset antal uddannelser. Den multinominelle logitmodels tilblivelse tilskrives McFadden (1974), men pga. modellens popularitet findes beskrivelser af modellen i økonomiske grundbøger som Wooldridge (2002) og Greene (1993). I det følgende vil modellen dog indledningsvist blive beskrevet med udgangspunkt i artiklen Tsukahara (2007)<sup>10</sup>.

Den stokastiske nyttemodel er givet ved

$$U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad i = 1, \dots, N \quad j = 0, 1, \dots, J. \quad (11)$$

Agent  $i$  opnår nytten  $U_{ij}$  ved at vælge uddannelse  $j$ . Denne nytte kan opdeles i to komponenter. Den første komponent,  $V_{ij}$ , er en observeret deterministisk komponent, mens den anden komponent,  $\varepsilon_{ij}$ , er stokastisk og uobserveret. Der er i alt  $N$  agenter og  $J + 1$  forskellige uddannelser. Det antages, at  $\varepsilon_{ij}$  har tæthedsfunktionen  $f(\varepsilon_{ij})$ , mens tæthedsfunktionen for den stokastiske vektor  $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i0}, \dots, \varepsilon_{iJ})$  er givet ved  $f(\varepsilon_i)$ . En nyttemaksimerende agent vil blandt de  $J + 1$  uddannelser vælge den uddannelse, der giver den højeste nytte. Sandsynligheden for at agent  $i$  vælger uddannelse  $j$  frem for uddannelse  $k$ , er givet ved

$$\begin{aligned} P_{ij} &= \Pr(U_{ij} > U_{ik}, \quad \forall j \neq k) \\ &= \Pr(\varepsilon_{ik} < V_{ij} - V_{ik} + \varepsilon_{ij}, \quad \forall j \neq k) \\ &= \int \mathbb{I}[\varepsilon_{ik} < V_{ij} - V_{ik} + \varepsilon_{ij}] f(\varepsilon_i) d\varepsilon_i, \end{aligned} \quad (12)$$

hvor  $\mathbb{I}[\cdot]$  er en indikatorfunktion. Antag nu, at de stokastiske komponenter,  $\varepsilon_{ij}$ , er uafhængigt og identisk type I ekstremtværdifordelte samt at  $V_{ij} = x_i' \beta_j$ , hvor  $x_i$  er en vektor af forklarende variable, og  $\beta_j$  er en vektor af ukendte parametre. Hvis det

---

<sup>10</sup>Tsukahara beskæftiger sig med valg ud job og ikke uddannelse, men der har for det nærværende ingen betydning for modellen.

yderligere antages, at  $\beta_0 = 0$ , vil udtrykket i (12) have en lukket løsning givet ved

$$\begin{aligned} P_0 &= \Pr(Y = 0|x) = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^J e^{x\beta_k}}, \quad j = 0, \\ P_j &= \Pr(Y = j|x) = \frac{e^{x\beta_j}}{1 + \sum_{k=1}^J e^{x\beta_k}}, \quad j = 1, \dots, J. \end{aligned} \quad (13)$$

Bemærk, at fodtegnet  $i$  er droppet for overskuelighedens skyld (lig notationen i Wooldridge (2002, s. 497)). Variablen  $Y$  angiver valg af uddannelse. Da parameterestimerne ikke umiddelbart er mulige at fortolke, er det en fordel i stedet at udlede de marginale effekter. For en given kontinuert variabel,  $x_h$ , findes den marginale effekt af ændring i denne ved at differentiere (13) med hensyn til netop  $x_m$

$$\frac{\partial \Pr(Y = j|x)}{\partial x_m} = \Pr(Y = j|x) \left( \beta_{jm} - \frac{\sum_{k=1}^J \beta_{km} e^{x\beta_k}}{1 + \sum_{k=1}^J e^{x\beta_k}} \right), \quad j = 1, \dots, J.$$

Bemærk, at den marginal effekt ikke alene afhænger af det  $m$ 'te element i  $\beta_j$  ( $\beta_{jm}$ ), men alle elementer i  $\beta_j$ . Definer for hvert  $i$  en dummyvariabel givet ved  $d_{ij} = \mathbb{I}[Y_i = j]$ , der derved indikerer observation  $i$ 's valg af uddannelse blandt de  $J + 1$  mulige. Givet  $d_{ij}$  vil den betingede log-likelihood-funktion kunne formuleres ved en generalisering af log-likelihood-funktionerne for probit- og logitmodellerne (Greene 1993, s. 667) givet ved

$$\ell = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J d_{ij} \ln \Pr(Y = j|x).$$

Som Wooldridge (2002, s. 498) gør opmærksom på, er det bedst at anvende maximum likelihood-estimation, da den betingede fordeling af  $Y$  givet  $x$  er fuldt specificeret.

Målet med dette speciale er som bekendt at estimere SU'ens rolle i forhold til uddannelsesvalg. Umiddelbart er det oplagt bare at inkludere en variabel, der angiver, hvor meget SU den enkelte får blandt de forklarende variable. Dette er dog ikke umiddelbart en anvendelig strategi. For at kunne identificere effekten af SU på valg af uddannelse, er det nødvendigt, at de observationer, der modtager SU, er sammenlignelige med de observationer, som ikke modtager SU. Det er nødvendigt, at observationerne har såkaldt common support med hensyn til relevante karakteristika. Problemet er, som Nielsen et al. (2009) gør opmærksom på, at hele 93% af de studerende ved de SU-berettigede uddannelser på et eller andet tidspunkt i løbet af deres uddannelse modtager SU. Restgruppen er primært studerende, der enten har for høj lønindkomst ved siden af studiet eller også har adgang til anden offentlig støtte end SU. Restgruppen er ligeledes typisk ældre studerende (SUstyrelsen 2000). Der er altså

problemer netop i forhold til common support med hensyn til relevante karakteristika for observationer, der modtager SU og observationer der ikke modtager SU. Det implicerer, at det ikke er muligt bare at inkludere en variabel, der angiver hvor meget SU den enkelte får. For at løse dette problem, er det nødvendigt at betragte problemstillingen i forbindelse med en udefrakommende ændring i størrelsen på SU'en. Der er med andre ord brug for en eksogen betinget variation i SU'en. En sådan variation opstod i forbindelse med SU-reformen i 1988.

#### 4.1.2 SU-reformen i 1988

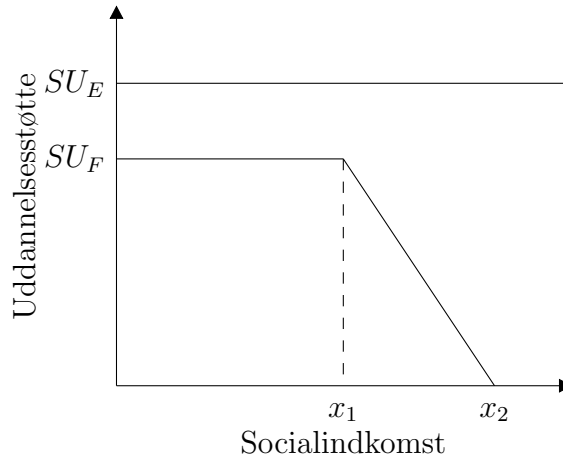
SU-reformen i 1988 medførte en vifte af ændringer i SU-systemet<sup>11</sup>. De to væsentligste ændringer var for det første, at SU'en blev gjort forældreindkomstsuaafhængig fra og med 19-års alderen mod 22-års alderen tidligere. For det andet steg SU'en med mere end 25% for alle. En reform af SU-systemet blev stillet som lovforslag i Folketinget d. 18. november 1986 og blev endeligt vedtaget d. 23. april 1987 (Folketingsårbog 1985/1986 og Folketingsårbog 1986/1987). Reformen blev implementeret fra studiestart 1. september 1988. Som en indledning til reformen i 1988 blev en mindre reform implementeret i 1987, der gjorde SU'en forældreindkomstsuaafhængig fra og med 20-års alderen. 1987-reformen blev stillet som lovforslag i februar 1986 og endeligt vedtaget i juni 1986. I det følgende beskrives reformerne som om, at der alene er tale om én reform. Når det er relevant, tages der dog højde for timingen af de to reformer.

Hvis en studerede før reformen modtog maksimal SU som følge af lav forældreindkomst, oplevede den studerende, at reformen medførte en relativt lille stigning i SU'en. Hvis det derimod forholdt sig således, at den studerende modtog en lavere SU end den maksimale SU før reformen, medførte SU-reformen en relativt stor stigning i SU'en. SU-systemet var før reformen indrettet således, at nogle studerende kunne opleve ikke at være berettiget til SU, hvis forældreindkomsten var tilstrækkelig stor. For disse studerende betød SU-reformen derfor en ganske markant ændring. Situationen er skitseret i figur 3<sup>12</sup>. På den vertikale akse måles uddannelsesstøtte.  $SU_F$  angiver maksimal uddannelsesstøtte før reformen, mens  $SU_E$  angiver den indkomstuafhængige og derved konstante uddannelsesstøtte efter reformen. På den horisontale akse måles socialindkomst. Socialindkomsten bruges til at udregne, hvor meget SU den studerende før reformen var berettiget til at modtage. Socialindkomsten afhænger af forældrenes indkomst og formue samt antallet af søskende. Selve udregningen af socialindkomsten beskrives nærmere i afsnit 4.2.2. Bemærk, at de studerende før

<sup>11</sup>Beskrivelsen af SU-reformen er frit efter beskrivelsen af samme i Nielsen et al. (2009).

<sup>12</sup>Figuren stammer fra Nielsen et al. (2009).

reformen var berettiget til mindre SU end det maksimale niveau,  $SU_F$ , hvis socialindkomsten oversteg  $x_1$ . Hvis socialindkomsten tilmed oversteg  $x_2$ , var den studerende slet ikke berettiget til at modtage SU.



FIGUR 3: Sammenhæng mellem socialindkomst og SU.

Som nævnt kan SU-reformen anvendes i forhold til identifikation af SU'ens effekt på uddannelsesvalg, da reformen giver eksogen variation i størrelsen af SU'en. Nielsen et al. (2009) bemærker, at figur 3 illustrerer tre forskellige kilder til eksogen variation, som alle potentielt ville kunne anvendes til identifikation.

Første kilde til variation opstår ved, at SU'en før reformen varierede i forhold til socialindkomst for hver årgang. Dette er dog ikke umiddelbart en god kilde, for som Nielsen et al. beskriver, vil anvendelse af sådan en kilde til identifikation generelt kræve nogle stærke antagelser vedrørende funktionel form. Det skyldes, at SU'en som bekendt er en funktion af socialindkomsten. Anden kilde til variation er den, der opstår ved, at reformen giver variation over tid. Det synes umiddelbart at være en attraktiv strategi at sammenligne post-reform studerende med præ-reform studerende i et typisk behandlings- og kontrolgruppe konfiguration, hvor behandlingsgruppen er post-reform studerende, da de modtager mere SU. Problemet er dog, at det er nødvendigt at tage højde for, at de uddannelsessøgende inden SU-reformen har kendt til, at en sådan var undervejs. Specifikt ville dimittenderne fra årgang 1986 have haft kendskab til, at aldersgrænsen for, hvornår SU'en var indkomstafhængig blev sat ned i 1987. Dermed ville de kunne drage fordel af at udskyde deres studiestart et år. Ligeledes ville dimittenderne fra årgang 1987 (samt de ventende dimittender fra 1986) have haft kendskab til, at de ville opleve en generel stigning i SU'en, hvis de udskød deres studiestart til 1988. For at undgå såkaldte annonceringseffekter er det derfor nødvendigt at se bort fra dimittenderne fra 1986 og 1987. Det betyder, at der bliver en tidsmæssig stor forskel på behandlingsgruppen og kontrolgruppen, hvorved effekten

af SU'en ikke er til at skelne fra andre ikke-negligerbare tendenser. Den sidste kilde til variation, som viser sig at kunne bruges til identifikation, er den, at SU-reformen implicerer forskellige ændringer i SU'en afhængigt af, hvor stor socialindkomsten og derved SU'en var før reformen. Denne variation vil kunne anvendes i en difference-in-differences-lignende konfiguration.

### 4.1.3 Difference-in-differences-tilgang

Ideen bag difference-in-differences er egentlig ganske simpel. Man sammenligner ganske enkelt en kontrolgruppe og en behandlingsgruppe før og efter en given behandling. I vores tilfælde vil behandlingen være SU-reformen. Wooldridge (2002, s. 129-130) giver en formel beskrivelse af difference-in-differences-metoden. Antag, at vi har en kontrolgruppe  $A$  og en behandlingsgruppe  $B$ , som vi observerer før og efter behandlingen. Antag yderligere, at  $y$  er den variabel, vi ønsker at undersøge behandlingens effekt på. I så fald vil vi være interesseret i at kende parameteren  $\delta_1$  givet ved

$$\delta_1 = (\bar{y}_{B,2} - \bar{y}_{B,1}) - (\bar{y}_{A,2} - \bar{y}_{A,1}),$$

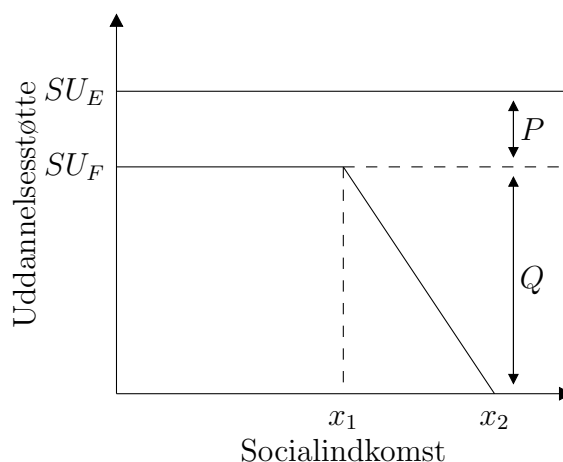
hvor fodtegn angiver gruppe og tidspunkt, mens  $\bar{y}$  angiver gennemsnit. Lad  $dB$  være en dummyvariabel lig en for observationerne i behandlingsgruppen og nul for observationerne i kontrolgruppen. Lad ligeledes  $d2$  være en dummyvariabel lig en, hvis observationen observeres efter behandlingen. I så fald vil  $\delta_1$  kunne estimeres i en OLS-estimation ved

$$y = \beta_0 + \delta_0 d2 + \beta_1 dB + \delta_1 d2 \cdot dB + u. \quad (14)$$

Som diskuteret i afsnit 4.1.2 var problemet med at sammenligne post-reform observationer med præ-reform observationer, at det ville blive et for stort tidsspænd mellem de to grupper af observationer, da det var nødvendigt at droppe dimittenderne fra årgang 1986 og 1987. Ved anvendelse af en difference-in-differences-strategi, vil der kunne ses bort fra dette problem, da både kontrolgruppen og behandlingsgruppen bliver observeret både før og efter reformen. Denne simple difference-in-differences-strategi er ikke mulig at anvende i vores tilfælde, for som Nielsen et al. (2009) gør opmærksom på, har vi ikke nogen egentlig kontrolgruppe. Den manglende kontrolgruppe skyldes, at SU-reformen gjaldt for alle. Ud fra et identifikationsmæssigt synspunkt havde det været ideelt, hvis SU-reformen var blevet implementeret som et randomiseret eksperiment, der kun gjaldt for en mindre gruppe af de SU-berettigede. Det ville have efterladt en brugbar kontrolgruppe.

Heldigvis muliggør karakteristika ved det oprindelige SU-system kombineret med karakteristika ved SU-reformen, at en difference-in-differences-lignende tilgang stadig

kan anvendes. I figur 4 er effekten af SU-reformen opdelt i to dele:  $P$  og  $Q$ . Den ene af de to centrale ændringer, SU-reformen medførte, var som bekendt, at aldersgrænsen for hvornår, SU'en var afhængig af socialindkomst, blev reduceret. I figuren illustrerer  $Q$  stigningen i SU, som denne ændring medførte. Bemærk, at  $Q = SU_F$  for  $x > x_2$ , mens  $Q \in [0; SU_F]$  for  $x \in [x_1; x_2]$ . Den anden af de to centrale ændringer var den generelle stigning i SU'en på mere end 25%. Denne stigning er indikeret ved  $P$  i figuren. Bemærk, at størrelsen af  $P$  er uafhængig af socialindkomsten.



FIGUR 4: Opdeling af den samlede effekt af SU-reformen

Opdelingen af effekten af SU-reformen indikerer, hvordan en difference-in-difference-lignende tilgang alligevel kan implementeres. Sagen er, at gruppen af studerende, der oplever  $Q$ -delen af effekten af SU-reformen, kan betragtes som værende vores behandlingsgruppe. Styrken ved difference-in-differences er, at generelle tendenser, der påvirker både kontrolgruppen og behandlingsgruppen, falder bort. Den generelle stigning i SU'en (angivet ved  $P$ ) kan fortolkes som værende en sådan generel tendens. Ved at betragte behandlingsgruppen som værende de studerende, der oplever  $Q$ -delen af effekten af SU-reformen, har vi altså både en kontrolgruppe og en behandlingsgruppe.

Et væsentligt problem som endnu ikke er blevet adresseret, er typen af beslutning, som den uddannelsessøgende står over for ved valg af uddannelse. Det er nødvendigt at tage højde for, at uddannelsesvalg til en vis grad er et irreversibel valg. Har man først valgt en uddannelse og læst den en årrække, er det en relativt stor beslutning at skifte uddannelse. Det vil højst sandsynligt ikke være muligt få merit for hele ens tidligere uddannelse, hvorfor et skift forlænger studietiden og til en vis grad må forventes at forkorte længden af ens arbejdsliv. Det kan derfor være ganske omkostningsfyldt at skifte uddannelse. Det må i vores tilfælde være usandsynligt, at en studerende, der eksempelvis startede sin uddannelse i 1985, vælger at skifte uddannelse i 1988 som følge af den øgede SU. Det kan derfor ikke forventes, at SU reformen vil have den

store indflydelse på en person allerede inde i uddannelsessystemet. Hvad vi derimod kan forvente er, at post-reform studerendes handlinger er påvirket af SU-reformen således, at de agerer anderledes end præ-reform studerende. Traditionelt observeres den samme person i henholdsvis behandlings- og kontrolgruppen både før og efter en behandling. I vores tilfælde betyder uddannelsesbeslutningernes natur, at det ikke giver mening at observere den samme person både før og efter reformen. Situationen kan betragtes således, at vi i alt har fire forskellige grupper: En præ-reform kontrolgruppe, en post-reform kontrolgruppe, en præ-reform behandlingsgruppe og endeligt en post-reform behandlingsgruppe. Ved anvendelse af difference-in-differences-strategien sammenligner vi forskellen mellem post- og præ-reform behandlingsgruppen med forskellen mellem post- og præ-reform kontrolgruppen, hvorved vi finder vores estimat  $\hat{\delta}_1$ . For præ-reform observationer er det relativt enkelt af opdele i enten behandlings- eller kontrolgruppe. Hvis socialindkomsten overstiger den nedre grænse for, hvornår forældreindkomsten har indflydelse på SU'en, det vil sige hvis  $x > x_1$ , placeres observationen i behandlingsgruppe. Hvis  $x \leq x_1$  placeres observationen derimod i kontrolgruppen. For post-reform observationer er det nødvendigt at udregne den socialindkomst, de ville have haft før reformen. Ved hjælp af denne præ-reform socialindkomst vil post-reform observationer så kunne placeres i enten behandlings- eller kontrolgruppen. Det beskrives nærmere i afsnit 4.2.2 hvordan, socialindkomsten er udregnet.

Vi har på nuværende tidspunkt tilstrækkeligt til at kunne søsætte og anvende difference-in-differences-strategien. Ved hjælp af socialindkomsten udregnet for både præ- og post-reform observationer vil vi kunne specificere vores dummyvariable  $d2$  og  $dB$  fra (14). Derpå vil (14) kunne implementeres i en multinomiel logitmodel, og vi vil kunne foretage vores estimation. Der er dog endnu et aspekt, der ønskes inkluderet i analysen. Som figur 4 viser, stiger størrelsen af  $Q$ -delen af reformeffekten med socialindkomsten. Det har den betydning, at observationer i behandlingsgruppen ikke modtager behandling af samme intensitet. Ud fra et analysemæssigt synspunkt vil det være ideelt, hvis der kunne tages højde for denne interne heterogenitet i behandlingsgruppen. I stedet for dummyvariablen  $dB$  og en interaktion af  $d2$  og  $dB$ , anvendes i stedet decimil af socialindkomst samt to variable  $SU$  og  $SU_{85}$ .  $SU$  angiver andel af maksimal SU, en studerende er berettiget til, mens  $SU_{85}$  angiver andel af maksimal SU, en studerende er berettiget til, givet den studerende have studiestart før reformen. Variablen er angivet med fodtegn 85, da det i vores tilfælde svarer til, at den studerende er fra årgang 1985. Som det begrundes senere, er de to SU-variable defineret således, at de angiver potentiel SU givet studiestart samme år, som studentereksamen blev afsluttet. For præ-reform observationer gælder, at  $SU = SU_{85}$ , mens

sammenhængen for post-reform observation er mere kompleks. Det beskrives nærmere i afsnit 4.2.2 hvordan, de tre variable er konstrueret. Derpå er det ligetil at indse, hvorfor variablene kan anvendes i en difference-in-differences-lignende konfiguration.

#### 4.1.4 Implementering af kreditbegrænsning

Som den teoretiske diskussion viste, kan størrelser som gældsaversion og kreditbegrænsninger påvirke den uddannelsessøgendes beslutninger. Det gælder både i forhold til valg af uddannelsesomfang og valg af uddannelsestype. For at kunne opnå et retvisende billede af SU'ens indflydelse på valg af uddannelse, er det nødvendigt at tage højde for disse størrelser. Problemet er, at hvis vi ikke inkluderer mål for disse størrelser, vil vi implicit negligere den heterogenitet, der er blandt respondenterne i forhold til gældsaversion eller kreditbegrænsning. Desværre er der i data ingen oplysninger om, hvordan de uddannelsessøgende forholder sig gæld. Det havde været ideelt, hvis det havde været muligt at inkludere forklarende variable vedrørende gældsaversion, som var konstrueret på baggrund af en spørgeskemaundersøgelse lig opfølgingsundersøgelsen af PISA-respondenterne beskrevet i afsnit 3.1. Spørgsmålet er dog hvor meget, der egentlig går tabt ved denne mangel. Eksempelvis er spørgsmålet, hvor gode respondenterne rent faktisk er til at kvantificere egen gældsaversion, da det er psykologisk betinget. En alternativ måde at udlede noget om de uddannelsessøgendes gældsaversion ville være at kvantificere gældsaversion ud fra en observeret handling. Et eksempel på sådan en handling kunne være, at den uddannelsessøgende tidligere har stiftet gæld. I så fald må det vurderes, at den uddannelsessøgende har relativt mindre gældsaversion end en, der ikke har stiftet gæld. Denne tilgang er dog ikke blevet efterfulgt for nærværende. I stedet forsøges der alene at kontrollere for effekten af kreditbegrænsning. Da specialets empiriske fokus ikke specifikt er på effekten af kreditbegrænsninger, vil der blot blive anvendt samme tilgang til kontrol af kreditbegrænsninger som i Nielsen et al. (2009). I det følgende forsøges tilgangen i Nielsen et al. (2009) beskrevet i tilstrækkelig omfang til at kunne anvendes på fornuftig vis. Der henvises til Nielsen et al. (2009) for en mere fyldestgørende diskussion.

Nielsen et al. kontrollerer for kreditbegrænsninger ved to forskelle tilgange. Den ene tilgang består i at benytte en indikator på, om en person har få eller mange likvide aktiver. Har en person få likvide aktiver, er personen potentielt kreditbegrænset. Den anden tilgang er umiddelbart lidt mere avanceret, men er til gengæld nem at implementere. Som figur 3 viser, er der på kurven, som angiver sammenhængen mellem socialindkomst og SU, to knæk ved henholdsvis  $x_1$  og  $x_2$ . Der er med andre ord ikke en jævn sammenhæng mellem socialindkomsten og SU'en. Som Nielsen et al. gør opmærksom på, er der derimod ingen grund til ikke at forvente, at

sammenhængen mellem socialindkomst og kreditbegrænsning ikke skulle være jævn omkring  $x_1$  og  $x_2$ . Dette kan bruges til såkaldt ikke-parametrisk identifikation af effekten af kreditbegrænsning. I praksis identificeres effekten blot ved at inkludere  $g_1(x)$  og  $g_2(x \times reform)$  blandt de forklarende variable, hvor  $g_1$  og  $g_2$  er glatte funktioner (dvs. tilstrækkeligt mange gange differentiable). I estimationerne inkluderes  $g_1$  og  $g_2$  som andengradspolynomier, hvilket betyder, at der blandt de forklarende variable tilføjes  $x^2$ ,  $x^2 \times reform$  og  $x \times reform$ <sup>13</sup>. Det ikke-parametriske ligger i, at det ikke er en selvstændig variabel, der inkluderes, men derimod blot manipulationer af eksisterende data/variable. Samlet set er modellen semiparametrisk, da den indeholder både parametriske og ikke-parametriske elementer. Nielsen et al. viser i deres appendiks formelt, at modellen er identificeret, hvis  $g$  er kontinuert differentiabel som følge af knækkene i sammenhæng mellem socialindkomsten og præ-reform SU'en.

## 4.2 Data

Til den empiriske analyse anvendes registerdata fra Danmarks Statistik. Data stilles til rådighed gennem Danmarks Statistiks "forskermaskine". Konkret anvendes data fra projekt 702727, hvor arbejdsdatasættet sammensættes af datasæt med persondata, indkomstdata og uddannelsesdata. Der anvendes data fra perioden 1985 til 1991. Bemærk, at det var data fra samme kilde men for en længere tidsperiode, som blev anvendt i afsnit 3.2. I Nielsen et al. (2009) blev det samme data ligeledes anvendt. Modsat datasættet anvendt i afsnit 3.2, konstrueres arbejdsdatasættet til den videre analyse ikke helt fra bunden. Det bliver derimod konstrueret med afsæt i et datasæt velvilligt stillet til rådighed af Nielsen et al. ved navn `stud_parents_info`. Konstruktionen af SU-variablene sker med afsæt i et SAS-program ved navn `SU` ligeledes stillet til rådighed af Nielsen et al.

### 4.2.1 Udvælgelse af arbejdsdatasæt

Datasættet `stud_parents_info` indeholder initialt person-, indkomsts- og uddannelsesdata på personer, som afslutter en gymnasial uddannelse i årene 1983-1990. Yderligere er der med det formål at kunne udregne hvor meget SU, hver observation er berettiget til, inkluderet information om forældrenes formue og indkomst. At anvende datasættet frem for selv at sammensætte et nyt datasæt begrænser ikke mulighederne i den videre analyse, da datasættet reelt bare er en sammenkøring af de relevante rådatasæt. Det sparer derimod en del dobbeltarbejde.

<sup>13</sup>Bemærk, at variabelen  $reform^2 = reform$ , hvorfor den hverken indgår selvstændigt eller i interaktion med  $x$ .

Som bekendt ønskes det undersøgt hvorledes, størrelsen af SU'en spiller ind på, hvilken uddannelse, der vælges. Da det fra et analyse-mæssigt synspunkt er vanskeligt at inkludere alle uddannelser i det danske uddannelsessystem, fokuseres der udelukkende på lange videregående uddannelser (LVU). Det har den fordel, at de pekuniære omkostninger, der er forbundet med at tage uddannelserne, til en vis grad er ens, da uddannelserne er af stort set samme længde. Det gør uddannelserne sammenlignelige på det punkt. Ligeledes fokuseres der kun på observationer, der senest året efter afsluttet gymnasial uddannelse starter på en LVU. Dette er, som Nielsen et al. også bemærker, ikke en irrelevant begrænsning. Det er derfor vigtig at huske på denne begrænsning, når man vurderer, hvilke effekter resultaterne har. Som i Nielsen et al. (2009) anvendes kun observationer, som afslutter gymnasiet i alderen 19 til 21 år. Denne begrænsning fjerner en del observationer (ca. 15%) som følge af, at personerne på afslutningstidspunktet for gymnasiet enten er under 19 år eller, at der ikke er oplysninger om personernes alder ved afslutningstidspunktet. At droppe disse observationer har den fordel, at det ikke er nødvendigt at tage højde for, at SU'en post-reform var forældreindkomstafhængig for studerende under 19 år. Dog skal analysens resultater vurderes på baggrund af denne begrænsning af data. Især fordi det ikke kan afvises, at de denne aldersgruppe handler systematisk anderledes end de 19 til 21 årige. Datasættet begrænses yderligere ved, at kun observationer der afslutter en almen gymnasial uddannelse (Stx) inkluderes. Argumentet for denne begrænsning er, at det almene gymnasium ikke i udgangspunktet sigter mod en bestemt karrierevej. HF-studenter er ikke inkluderet, da forskellen mellem HF-uddannelsen og den almene gymnasieuddannelse vurderes at være for stor. Den sidste begrænsning der, pålægges er, at der kun betragtes observationer, hvis forældre lever sammen. Dette gøres for at lette udregningen af socialindkomsten/præ-reform SU'en.

Tabel 3 viser, hvilken indflydelse ovenstående begrænsninger har på stikprøvestørrelsen. Bemærk, at datasættet `stud_parents_info` er paneldata, hvor den enkelte person observeres fra året, hvor personen afslutter sin gymnasiale uddannelse og frem til 1991. Til den empiriske analyse transformeres datasættet til tværsnitsdata, da der ikke er behov for paneldatastrukturen. Den har en implikation, at antallet af observationer i datasættet præcist svarer til antallet af individer. Konkret bibeholdes kun den første observation for hver person. Hvis personen først starter sin lange videregående uddannelse året efter afsluttet gymnasial uddannelse, vil den første observation for personen ikke indeholde information om hvilken uddannelse, der påbegyndes. Dette er dog ikke et problem, da denne information tilføjes hver observation for personen, inden datasættet transformeres til tværsnitsdata. Anden kolonne i tabel 3 angiver antal observationer forstået som antal unikke individer. Det fysiske antal observatio-

| Betingelse  | Antal observationer <sup>†</sup> |
|---|----------------------------------|
| <i>Initial stikprøvestørrelse</i>                           | 158.967                          |
| Lang videregående uddannelse                                | -98.579                          |
| Almen gymnasium (Stx)                                       | -10.321                          |
| Maksimalt et sabbatår                                       | -17.403                          |
| Dimittender mellem 19 og 21 år (incl.)                      | -4.092                           |
| Forældre lever sammen                                       | -4.868                           |
| Dimittender fra 1985, 1988, 1989 og 1990                    | -7.444                           |
| <i>Observationer der droppes sfa. manglende oplysninger</i> |                                  |
| Manglende oplysninger om studieretning                      | -17                              |
| Manglende oplysninger om karakterniveau                     | -2                               |
| Andet <sup>††</sup>   | -3                               |
| <i>Størrelse på anvendt stikprøve</i>                       | 16.238                           |

<sup>†</sup>Med antal observationer forstås antal individer.

<sup>††</sup>Tre dimittender fra 1985 observeres først i 1986. Det giver problemer ift. at udregne de korrekte værdier af  $SU_{85}$ , hvorfor de tre observationer droppes.

TABEL 3: Udvælgelse af stikprøve

ner er initialt 417.044 mens, som angivet i tabellen, antallet af individer initialt er 158.967.

#### 4.2.2 Anvendte variable og deskriptiv statistik

I dette afsnit beskrives, hvordan de forskellige variable, der anvendes i den empiriske analyse, er konstrueret. En helt central variabel er den, der angiver valg af uddannelse. Faktisk anvendes flere forskellige variable til at angive valg af uddannelse. Gennem specialet er der primært blevet fokuseret på valg af specifik uddannelse. I forhold til den empiriske analyse er det fordelagtigt også at aggregere de forskellige uddannelser og i stedet se på valg af studieretning. Denne aggregering foretages, da mængden af forskellige lange videregående uddannelser er ganske betragtelig i det danske uddannelsessystem. Ligeledes er der en ganske betragtelig forskel i antallet af studerende på de forskellige uddannelser. Hvis der fokuseres på valg af studieretning, vil man lettere kunne betragte alle uddannelser under et. Dette kræver dog en systematisk og konsistent opdeling af de forskellige uddannelser i uddannelses typer. I afsnit 3.2 blev lønprofiler for forskellige studieretninger præsenteret. Hovedkonklusionen var, at humanistiske uddannelser kan betragtes som havende et større ikke-pekuniært afkast i forhold til de tre øvrige studieretninger. Dette indikerer, at diskussionen om forskel-

lige kombinationer af pekuniære og ikke-pekuniære afkast til forskellige uddannelser også er relevant i forhold til forskellige uddannelsestyper. Der går med andre ord ikke noget tabt på den front ved at aggregere uddannelserne.

Aggregeringen af uddannelser sker med inspiration fra de forskellige fakulteter, der kendes fra universitetsverdenen. Som det er set tidligere, opdeles uddannelserne i humanistiske, naturvidenskabelige, samfundsvidenskabelige og sundhedsvidenskabelige. Tabel 4 angiver, hvordan de fire uddannelsestyper korresponderer med uddannelseskoderne hos Danmarks Statistik. Uddannelseskoderne hos Danmarks Statistik er ottecifrede, hvor de første to cifre angiver uddannelsens længde, mens de sidste seks cifre identificerer uddannelsen. Tallene i tabel 4 er ciffer tre og fire og angiver derfor Danmarks Statistiks aggregering af forskellige uddannelser. Betegnelserne gælder kun uddannelser, hvor de første to cifre angiver bachelor- eller kandidatuddannelse (60 og 65), hvilket er de uddannelser, der betragtes her<sup>14</sup>.

Som et supplement til analysen af SU'ens rolle på valg af uddannelsestype inkluderes også parvise sammenligninger af uddannelser. Uddannelserne, der sammenlignes, er geologi/biologi, økonomi/statskundskab og arkitekt/bygningsingeniør. Uddannelsesparrene er udvalgt således, at begge uddannelser er at finde inden for den samme studieretning. Dette er gjort for at imødesee en umiddelbar kritik, man kan rejse af analysen af studieretning. Det forholder sig formentlig således, at en uddannelsessøgende vælger uddannelse ud fra en delmængde af de mulige uddannelser, og at uddannelserne i denne delmængde ligner hinanden. Det er med andre ord formentlig mere sandsynligt, at en uddannelsessøgende eksempelvis overvejer, om det skal være biologi eller geologi og ikke geologi og litteraturhistorie. Både biologi og geologi er naturvidenskabelige og ligger i den "bløde" ende af spektret sammenlignet med de mere teoretisk tunge fag som matematik og fysik. Økonomi sammenlignes med statskundskab og arkitekt med bygningsingeniør, da det parvist ligeledes er uddannelser, som til en vis grad ligner hinanden. Det havde været ønskværdigt også at sammenligne sociologi og økonomi. Desværre var sociologistudiet nedlagt på Københavns Universitet i den relevante post-reform periode, hvorfor data ikke indeholder tilstrækkeligt med observationer til en sådan sammenligning. I tabel 4 er angivet, hvordan parvise uddannelseskombinationer korresponderer til Danmarks StatistikS uddannelseskoder. I tabel 4 ses ligeledes i hvilket omfang, de forskellige uddannelser er valgt.

To af de helt centrale variable er  $SU$  og  $SU_{85}$ , der henholdsvis angiver, hvor stor en andel af maksimal  $SU$  en uddannelsessøgende er berettiget til det år uddannelsen påbegyndes, og ditto hvis det antages, at den uddannelsessøgende havde været

---

<sup>14</sup>[http://www.dst.dk/tilsalg/forskningsservice/hkt4forsker/hkt4\\_variabel\\_liste\\_forsker/hkt4\\_variabel.aspx?fk=29940](http://www.dst.dk/tilsalg/forskningsservice/hkt4forsker/hkt4_variabel_liste_forsker/hkt4_variabel.aspx?fk=29940)

| Uddannelsestype                  | Betegnelse - Danmarks Statistik | Antal | Andel  |
|----------------------------------|---------------------------------|-------|--------|
| <i>Studieretning<sup>†</sup></i> |                                 |       |        |
| Humanistisk                      | 25 - Humanistisk og teologisk   | 3.120 | 19,21% |
|                                  | 30 - Kunstnerisk                |       |        |
| Naturvidenskabelig               | 35 - Naturvidenskabelig         | 6.044 | 37,22% |
|                                  | 59 - Teknisk                    |       |        |
|                                  | 80 - Jordbrugsvidenskabelig     |       |        |
| Samfundsvidenskabelig            | 39 - Samfundsvidenskabelig      | 6.135 | 37,78% |
| Sundhedsvidenskabelig            | 75 - Levnedsmiddel og ernæring  | 939   | 5,78%  |
|                                  | 90 - Sundhed                    |       |        |
| <i>Specifikke uddannelser</i>    |                                 |       |        |
| Geologi                          | 3565 - Geologi                  | 144   | 29,27% |
| Biologi                          | 3580 - Biologi                  | 348   | 70,73% |
| Økonomi                          | 3968 - Samfundsøkonomi          | 1.057 | 73,05% |
| Statskundskab                    | 3978 - Politologi               | 390   | 26,95% |
| Arkitekt                         | 5965 - Arkitekt                 | 240   | 66,30% |
| Bygningsingeniør                 | 5945 - Bygge- og anlægsteknik   | 122   | 33,70% |

<sup>†</sup>Bemærk, at 95 - Forsvar ikke er inkluderet.

TABEL 4: Klassificering af uddannelsestyper

fra 1985-årgangen. Da kun studiestart inden et år efter studentereksamen betragtes, er  $SU_{85}$  derfor forældreindkomstsafhængig for alle 19-21 årige. For alle post-reform studerende er  $SU = 1$ , da alle er berettigede til maksimal SU. For præ-reform studerende afhænger SU'en af socialindkomsten  $x$ . Socialindkomsten udregnes ved følgende algoritme

$$x = \text{mors indkomst} + \text{fars indkomst} \\ + f(\text{forældrenes formue}) - a \cdot \text{antal søskende.}$$

Antal søskende er antallet af søskende under 18 år plus antallet af søskende i alderen 18-21 år, der er under videregående uddannelse. I 1985 er  $a = 16.600$ , mens funktionen  $f$  er givet ved

$$f(W) = 0,1 \cdot (W - 447.700) \cdot I[W > 447.700] + 0,15 \cdot (W - 895.400) \\ \cdot I[W > 895.400] + 0,25 \cdot (W - 1.492.100) \cdot I[W > 1.492.100],$$

hvor  $W$  angiver forældrenes formue, mens  $I[\cdot]$  er en indikatorfunktion (Nielsen et al. 2009). Hvis  $x < 156.000$ , er den studerende berettiget til fuld SU, mens den studerende ikke er berettiget til SU, hvis  $x > 256.200$ . Fuld SU beløber sig i 1985 til 25.100, og som indikeret i figur 3 og 4 er sammenhængen mellem socialindkomsten og SU'en lineær for værdier af  $x$  mellem 156.000 og 256.200. Som bekendt er SU'en kun forældreindkomstafhængig for de 19-21 årige. Som SU mål anvendes fem års SU. Det vil sige, at en studerende, der er 19 år ved studiestart vil modtage forældreindkomstafhængig SU i de tre år af studiet og fuld SU i de resterende to år. For en 20 årig vil forældreindkomstafhængigheden derimod kun forekomme de første to år.

I tabel 5 er udregningen af SU-variablen for præ-reform observationerne præsenteret skematisk. Der skal erindres om, at SU-variablen ikke antager værdier i niveau men derimod i andel af maksimal SU. Det skal bemærkes, uden det har nogen praktisk betydning, at SU'en for de 22 årige beløber sig i 1985 til 20.400, og altså er mindre end den SU 19-21 årige modtager, hvis de modtager maksimal SU. Det skal ligeledes bemærkes, at SU målet er som potentiel SU givet studiestart samme år som studentereksamen. Det skyldes, at de uddannelsessøgende principielt kan opnå større SU ved at udskyde deres studiestart, hvis de ved, at forældreindkomstbegrænsningen binder. Ved at anvende SU målet som potentiel SU givet studiestart, undgås derfor det problem, at SU'en bliver påvirket af betragtninger vedrørende alder ved uddannelsesstart.

| Alder | Udregning  | SU       |
|-------|--|----------|
| 19    | $(3 \cdot \text{Andel af maksimal SU i 1985} + 2)/5$ | [0,4; 1] |
| 20    | $(2 \cdot \text{Andel af maksimal SU i 1985} + 3)/5$ | [0,6; 1] |
| 21    | $(1 \cdot \text{Andel af maksimal SU i 1985} + 4)/5$ | [0,8; 1] |
| 22    | -  | 1        |

TABEL 5: Udregning af  $SU$  for 1985-årgangen. Bemærk, at alle SU-størrelser er potentiel SU givet studiestart samme år som studentereksamen. Alderen er derfor alder i 1985. Andel af maksimal SU i 1985 antager værdier fra 0 til 1 jf. figur 4.

$SU_{85}$  angiver potentiel SU ved studiestart før reformen. For observationer fra 1985 gælder, at  $SU = SU_{85}$ . Spørgsmålet er, hvordan det er mest hensigtsmæssigt at udregne  $SU_{85}$  for post-reform observationer. Som Nielsen et al. gør opmærksom på, er det ikke ønskværdigt at omregne socialindkomsten og derved forældreindkomsten for post-reform observationer til 1985-niveau, da det vil kræve nogle stærke antagelser vedrørende vækst i indkomst over en relativt lang tidsperiode. En alternativ strategi er at matche post-reform observationer med præ-reform observationer via deciler

af socialindkomsten og tilskrive  $SU_{85}$  til post-reform observationerne ved præ-reform decentilernes gennemsnitlige  $SU$ . Som Nielsen et al. beskriver, kræver denne strategi, at SU-reformen ikke influerer på placeringen i indkomstfordelingen. På trods af SU-reformens omfang synes dette at være en plausibel antagelse, og denne strategi anvendes her. Bemærk, at mens Nielsen et al. anvender percentiler af socialindkomsten, anvendes her decentiler. Det skyldes, at stikprøven i nærværende analyse er mindre end i Nielsen et al. (2009). Problemet er, at antallet af 20-21 årige ikke er så stort. Det gør det nødvendigt kun at anvende decentiler for at have tilstrækkeligt med observationer til at udregne den gennemsnitlige  $SU$  for hver decentil og alderstrin.

Som nævnt tidligere kan  $SU$  og  $SU_{85}$  anvendes til identifikation i en difference-in-differences-lignende konfiguration. I den simple difference-in-differences-konfiguration i (14) s. 42 indgår to variable. Variablene optræder både alene og i interaktion. Den første variabel er en dummyvariabel,  $d2$ , som angiver post-reform observationer. I stedet for bare at inkludere én reformdummy kan årgangsdummys for alle post-reform årgange inkluderes. Det har den fordel, at reformdummys, ud over den traditionelle funktion at fange generelle tendenser over tid, også fanger forskelle post-reform årgangene imellem. Den anden variabel i (14),  $dB$ , er en dummyvariabel, som angiver behandlingsgruppen. I vores tilfælde er behandlingens omfang afhængig af størrelsen af socialindkomsten. Ved at anvende en variabel der angiver decentil af socialindkomsten som indikator for behandlingsgruppen tages der netop højde for denne effekt. Interaktionen af de to variable indikerer i den simple konfiguration i (14) behandlede post-reform observationer, og estimatet på den tilhørende koefficient  $\delta_1$ , kan fortolkes som effekten af behandlingen. I vores tilfælde vil interaktionen mellem variablene kunne konstrueres ved en interaktion af en reformdummy, der angiver post-reform årgange, og variabelen, der angiver decentil af socialindkomst. Det er dog lidt uhensigtsmæssigt, da omfanget af behandlingen går igennem  $SU$ 'en, som er en ikke-lineær funktion af socialindkomsten. Vi skal i stedet anvende variabelen  $SU$  som værende vores interaktion. For behandlingsgruppen antager  $SU$  værdier i intervallet  $[0,4 ; 1[$  for præ-reform observationer og  $SU = 1$  for post-reform observationer. For kontrolgruppen antager  $SU$  alene værdien 1. Som Nielsen et al. (2009) gør opmærksom på, vil modellen i dette tilfælde være identificeret. Det er dog ønskværdigt yderligere at inkludere variabelen  $SU_{85}$ , da præ-reform  $SU$ 'en som bekendt er en ikke-lineær funktion af socialindkomsten. Ved blot at inkludere socialindkomsten antages implicit en lineær sammenhæng mellem socialindkomsten og omfanget af behandling, hvilket ikke er korrekt. For at se hvilken effekt  $SU_{85}$  har, er det nemmest at betragte  $SU - SU_{85}$ . Hvis en observation stammer fra 1985-årgangen vil  $SU = SU_{85}$ , hvorved  $SU - SU_{85} = 0$ . Hvis observationen observeres post-reform, og den konstruerede

$SU_{85} = 1$  og derved angiver, at den studerende havde været berettiget til fuld SU givet præ-reform studiestart, har vi igen at  $SU - SU_{85} = 0$ . Faktisk er  $SU - SU_{85} > 0$  alene i det tilfælde, hvor der er tale om behandlede post-reform observationer. Ved at inkludere  $SU_{85}$  opnås altså en mere præcis sammenhæng mellem socialindkomst og omfanget af behandling. Den difference-in-differences-lignende konfiguration, der bliver implementeret i den multinominelle logitmodel, ender altså med at se således ud

$$y = \beta_0 + \delta_0 d88 + \delta_1 d89 + \delta_2 d90 + \delta_3 x_{10} + \delta_4 SU + \delta_5 SU_{85} + u,$$

hvor  $x_{10}$  angiver decantil i socialindkomstsfordelingen. I det følgende anvendes betegnelse  $x_{10}$  for at understrege, at der er tale om socialindkomsten angivet ved decantil.

I analysen anvendes yderligere forklarende variable, som angiver køn, alder ved studiestart, karaktergennemsnit fra gymnasiet, geografiske indikatorer og om observationen har haft matematik i gymnasiet (både niveau A og B). Ligeledes anvendes oplysninger om forældrenes uddannelsesbaggrund. For begge forældre anvendes oplysninger om, hvorvidt den respektive forælder har en videregående uddannelse (KVU, MVU og LVU), og om den respektive forælder har haft matematik.

Tabel 6 indeholder deskriptiv statistik på de anvendte forklarende variable. Cirka halvdelen (52%) af stikprøven udgøres af mænd. Desuden ses det, at årgang 1988 er relativt lille, mens årgang 1990 er relativt stor. Middelværdien af karaktergennemsnittet ligger noget over karakteren 8, der gives for den middelmåde præstation. Det må formodes at skyldes, at der kun betragtes observationer, som søger lange videregående uddannelser. Ligeledes betragtes implicit kun observationer, som opfyldte adgangskravene til de forskellige uddannelser, hvilket har sorteret observationer med de laveste karakterer fra. Cirka en tredjedel af observationerne bor i storbyer, mens yderligere en tredjedel bor i øvrige bykommuner defineret ved, at der bor mere en 10.000 indbyggere i kommunens største by. Cirka 74% af observationerne har haft matematik over C-niveau i gymnasiet, mens det kun gælder for samlet set ca. 2% af forældrene. Denne forskel synes ganske markant og har da også ledt til en nærmere undersøgelse af, hvorfor denne store forskel ses. Der synes ikke umiddelbart at være problemer med data, så årsagen er formentlig dels, at forældrenes uddannelsesmæssige baggrund inkluderer alle typer af uddannelser (incl. ufaglærte) og dels, at langt færre tog gymnasiale uddannelser tidligere. I forhold til videregående uddannelser ses det, at lidt flere fædre (ca. 47%) end mødre (ca. 38%) har taget en videregående uddannelse.

| Variabel                                | Genm.  | Stdafv. | Min. | Maks. |
|---|--------|---------|------|-------|
| Alder ved Stx-eksamen                   | 19,271 | 0,477   | 19   | 21    |
| Køn (mand = 1)                          | 0,523  | 0,499   | 0    | 1     |
| $SU$                                    | 0,911  | 0,196   | 0,4  | 1     |
| $SU_{85}$                               | 0,640  | 0,239   | 0,4  | 1     |
| Årgang 1985                             | 0,244  | 0,429   | 0    | 1     |
| Årgang 1988                             | 0,217  | 0,412   | 0    | 1     |
| Årgang 1989                             | 0,256  | 0,437   | 0    | 1     |
| Årgang 1990                             | 0,286  | 0,450   | 0    | 1     |
| Reform (post-reform = 1)                | 0,756  | 0,429   | 0    | 1     |
| Karaktergennemsnit                      | 8,804  | 0,881   | 5,7  | 11,8  |
| København, Århus, Odense & Ålborg       | 0,314  | 0,464   | 0    | 1     |
| Øvr. bykom. (største by > 10.000 indb.) | 0,348  | 0,477   | 0    | 1     |
| Matematik                               | 0,740  | 0,438   | 0    | 1     |
| Videregående uddannelse - mor           | 0,378  | 0,485   | 0    | 1     |
| Videregående uddannelse - far           | 0,472  | 0,499   | 0    | 1     |
| Matematik - mor                         | 0,016  | 0,124   | 0    | 1     |
| Matematik - far                         | 0,028  | 0,164   | 0    | 1     |

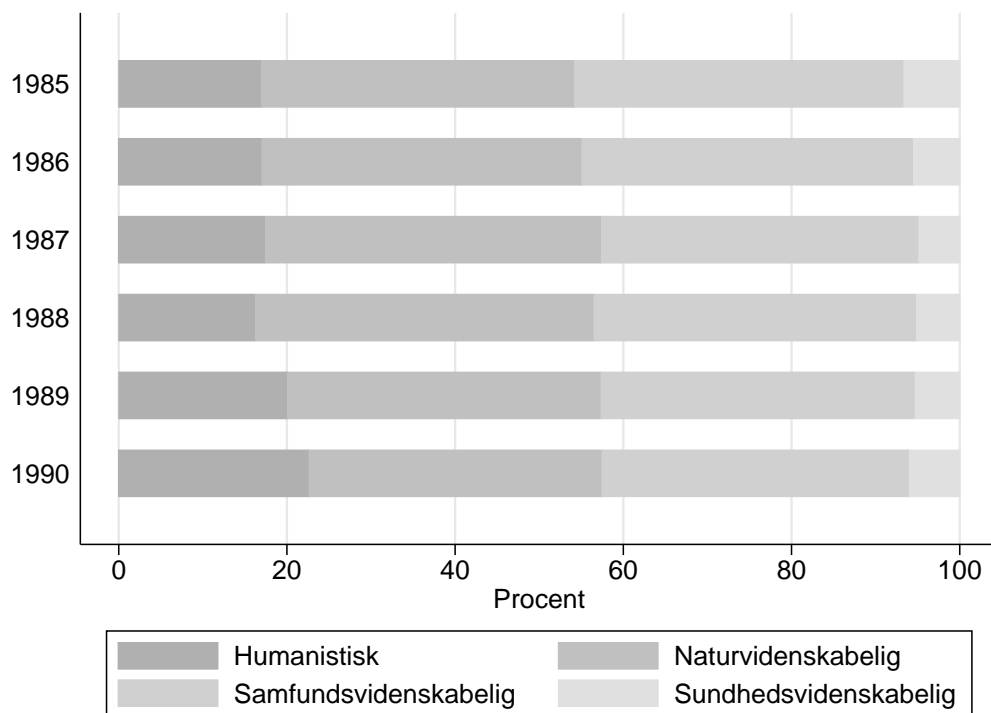
Antal observationer er for alle variable 16.238

TABEL 6: Deskriptiv statistik

### 4.3 Tendenser i uddannelsesvalg omkring SU-reformen

Inden den egentlige analyse af SU'ens effekt på valg af uddannelse udføres, vil det være interessant at se, hvad data rent grafisk viser. Figur 5 s. 55 viser, hvordan studenterne fra årgang 1985-1990 valgte lang videregående uddannelse inden et år efter studentereksamen. Stikprøven, der danner baggrund for grafen, er den samme, som senere anvendes i estimationerne. Dog med den forskel, at årgangene 1986 og 1987 også er inkluderet.

Ved første øjekast lægger man mærke til to ting i figuren. For det første er der for årgang 1989 og 1990 en større procentuel tilstrømning til de humanistiske uddannelser i forhold til den generelle tendens de tidligere år. For det andet er den procentuelle tilstrømning til de humanistiske uddannelser for 1988-årgangen på niveau med tilstrømningen for årgang 1985 og 1986 og lidt mindre end for årgang 1987. Disse to observationer er interessante i forhold til den teoretiske diskussion af SU'ens indflydelse på valg af uddannelse. I afsnit 3.2 så vi, at humanistiske uddannelser giver anledning til væsentligt lavere løn sammenlignet med de øvrige studieretninger.



FIGUR 5: Valg af studieretning. Den vertikale akse angiver året for studentereksamen, mens grafen viser fordelingen af Stx-studenters valg af LVU senest året efter studentereksamen.

Denne forskel kan, med afsæt i teorien om ækvivalerende forskelle, tolkes som udtryk for, at de humanistiske uddannelser har et større ikke-pekuniært afkast. Hvis det forholder sig således, at de uddannelsessøgende er kreditbegrænsede eller har gældsaversion, siger teorien, at størrelsen på SU'en vil kunne påvirke, hvilken uddannelse den uddannelsessøgende vælger. En sandsynlig effekt af SU-reformen er derfor, at der observeres en øget tilstrømning til de humanistiske uddannelser. Det er netop, hvad vi ser for årgang 1989 og 1990. Til gengæld synes årgang 1988 at handle i modstrid med, hvad teorien forudsiger, da der burde observeres en øget tilstrømning. Figuren viser yderligere, at den procentuelle tilstrømning til de sundhedsvidenskabelige uddannelser er forholdsvis konstant, mens den procentuelle tilstrømning til de øvrige uddannelsesretninger er mere volatil. Det skyldes formentligt, at de sundhedsvidenskabelige uddannelser (herunder medicin) er populære, og søgningen derfor er så stor, at alle studiepladser bliver optaget. KOT-statistik viser, at medicinstudiet ved både Århus og Københavns Universitet oplevede en stor søgning i perioden, og at alle studiepladser blev optaget, da det krævede et, relativt højt, karaktersnit at komme ind. Det samtidigt med at antallet af studiepladser var forholdsvis stabil begge steder.

Den grafiske analyse viser altså et noget broget billede af SU'ens effekt på valg af uddannelse og kan naturligvis ikke stå alene. Problemet er, at man ved blot at udføre en grafisk analyse ikke kan skelne mellem generelle tendenser og effekter af SU-reformen. Eksempler på generelle tendenser er eksempelvis makroøkonomiske forhold (såsom arbejdsløshed) og forskellige modetendenser. De generelle tendenser influerer, da de kan være determinerende for de uddannelsessøgendes opfattelse af uddannelsernes pekuniære og ikke-pekuniære afkast, hvilket kan påvirke den uddannelsessøgendes beslutninger. Man kan dog tolke 1988-årgangens reaktion som et udtryk for et forsigtighedsprincip. 1988-årgangen har oplevet SU-reformer af to omgange umiddelbart inden, de skulle foretage deres uddannelsesvalg. Det er derfor sandsynligt, at de er usikre på, om man fra politisk side kan finde på at ændre SU-systemet igen. Denne usikkerhed kan betyde, at 1988-årgangen foretager et mere "sikkert" uddannelsesvalg i form af en fravælgelse af de humanistiske uddannelser. En anden forklaring på, hvad der observeres for årgang 1988-1990, er, at de uddannelsessøgende ikke har været bekendt med effekterne af SU-reformen. Hvis de uddannelsessøgende gradvist er blevet mere fortrolige med konsekvenserne af reformen, vil det kunne forklare hvorfor, der ikke observeres nogen ændring i tilstrømning til de humanistiske uddannelser for 1988-årgangen, og at der opleves en gradvis øget tilstrømning for årgangene 1989 og 1990.

## 5 Estimationsresultater

I dette afsnit præsenteres og diskuteres estimationsresultaterne fra den empiriske analyse. Afsnittet er opbygget således, at resultaterne løbende præsenteres og diskuteres. Diskussionen skulle gerne blotlægge hvorfor, der er behov for yderligere vinkler i analysen. Afsnittet er struktureret som følger: I afsnit 5.1 bliver SU'ens effekt på valg af studieretning indledningsvist undersøgt, hvilket sker ved estimation af seks forskellige multinominelle logitmodeller. Som en del af denne undersøgelse følger i afsnit 5.1.1 en diskussion af den såkaldte independence of irrelevant alternatives-antagelse (IIA). En antagelse som er ganske kritisk for den multinominelle logitmodel. Denne diskussion leder til en estimation af to multinominelle probitmodeller. Resultaterne af disse estimationer præsenteres ligeledes i afsnit 5.1.1. I afsnit 5.2 bliver SU'ens effekt på valg af specifik uddannelse mellem par af uddannelser for tre forskellige uddannelsespar undersøgt. Estimationsresultaterne i denne undersøgelse er resultatet af tre forskellige probitestimationer. I afsnit 5.3 præsenteres resultaterne af en analyse, som hidtil ikke har været diskuteret. Som et supplement til analysen af SU'ens effekt på valg af uddannelse udføres en analyse af SU'ens effekt på valg af uddannelsesomfang. Som en afrunding på afsnittet sammenfattes estimationsresultaterne og specialets resultater og metodologi diskuteres i afsnit 5.4.

### 5.1 SU'ens effekt på valg af studieretning

Seks forskellige multinominelle logitmodeller estimeres. Model (1) er en grundmodel og indeholder kun de to SU-variable, årgangsdummyerne og  $x_{10}$ , som angiver decenil i socialindkomstfordelingen. I model (2) og (3) inkluderes der yderligere forklarende variable for at tage højde for, som beskrevet i afsnit 4.1.4, at kreditbegrænsning kan være determinerende for uddannelsesvalg. I model (4) og (5) inkluderes forskellige baggrundsvariable, hvilket viser sig at forbedre estimationerne væsentligt. I model (6) forsøges der til sidst at blive taget bedre højde for betydningen af de uddannelsessøgendes karaktersnit fra gymnasiet. Da estimationsresultaterne i form af marginale effekter fra de multinominelle logitmodeller består af  $D \cdot X$  parameterestimater med tilhørende standardafvigelser, hvor  $D$  er antallet af alternativer, mens  $X$  er antallet af forklarende variable, er estimationsresultaterne placeret i appendiks.

I venstre halvdel af tabel A2 ses estimationsresultaterne (præsenteret ved marginale effekter) for grundmodellen, model (1). Det første, der er værd at lægge mærke til, er modellens ringe forklaringsgrad. Pseudo- $R^2$  er kun på omkring 0,8%, hvilket betyder, at under 1% af variationen i den afhængige variabel bliver forklaret af de uafhængige variable. I forhold til de forklarende variable ses det, at ingen af estima-

terne på de marginale effekter af  $SU$ -variablen er signifikante. For de fire estimaters tilfælde gælder det ligeledes, at deres standardfejl er ganske store. Det vil derfor være omsonst på baggrund af model (1) at forsøge at sige noget vedrørende effekten af  $SU$ 'ens størrelse på valg af uddannelse. Reformdummyerne fanger generelle tendenser, som påvirker både kontrol- og behandlingsgruppen. Estimerne af de marginale effekter til disse reformdummyer er i overensstemmelse med, hvad der blev observeret i figur 5<sup>15</sup>. Er man student fra årgang 1989 eller 1990, har man en øget tilbøjelighed til at vælge humanistiske uddannelser på henholdsvis 3,5% og 6,1%. Til gengæld er de respektive årgange mindre tilbøjelige til at vælge samfundsvidenskabelige uddannelser. Variablen  $x_{10}$  angiver decil i socialindkomstfordelingen og, som beskrevet, bruges til at identificere behandlingsgruppen. Estimatet på den marginale effekt af denne variabel kan ifølge Wooldridge (2002, s. 130) tolkes som værende forskel på kontrol- og behandlingsgruppen. Estimerne kan derfor fortolkes således, at en stigning fra en decil til den næste øger tilbøjeligheden til at vælge samfundsfaglige uddannelser med 2,1%, mens tilbøjeligheden til at vælge humanistiske og naturvidenskabelige uddannelser falder med henholdsvis ca. 1% og 1,3%. Bemærk, at  $x_{10}$  ud over at angive behandlingsgruppen også kan fortolkes som en indikator på den uddannelsessøgendes økonomiske baggrund. Ud fra den fortolkning er det interessant, at økonomisk velfunderede uddannelsessøgende har en mindre tilbøjelighed til at vælge eksempelvis humanistiske uddannelser. Teoretisk set burde de være mere tilbøjelige, da de alt andet lige må formodes at ville modtage større økonomisk støtte fra hjemmet gennem livet. Enten i form af direkte støtte under uddannelsen eller på sigt gennem eksempelvis større arv. En forklaring på dette lidt kontraintuitive resultat kunne være, at de uddannelsessøgende ønsker at bibeholde samme levestandard og derfor ikke ønsker at tage humanistiske uddannelser.

Det første naturlige skridt i rækken af udvidelser af model (1) er at kontrollere for kreditbegrænsning. Model (1) antager implicit den samme effekt af  $SU$ 'en størrelse for alle individer. Som den teoretiske diskussion har sandsynliggjort, forholder det sig formentligt således, at de uddannelsessøgendes sensitivitet i forhold til størrelsen af  $SU$ 'en er betinget på, om de er kreditbegrænsede. Der kan tages højde for kreditbegrænsning ved blot at inkludere funktionerne  $g_1(x_{10})$  og  $g_2(x_{10} \times reform)$ . I model (2) udvides grundmodellen alene med  $x_{10} \times reform$ , mens modellen yderligere udvides med  $x_{10}^2$  og  $x_{10}^2 \times reform$  i model (3)<sup>16</sup>. I højre halvdel af tabel A2 er

<sup>15</sup>Bemærk, at der i beskrivelsen af estimationsresultaterne for nemheds skyld refereres til marginale effekter uafhængigt af, om der er tale om almindelige variable eller dummyvariable.

<sup>16</sup>I beskrivelsen af resultaterne behandles variablene  $x_{10} \times reform$ ,  $x_{10}^2$  og  $x_{10}^2 \times reform$  som om, at de fanger effekten af kreditbegrænsning. Der er for så vidt rigtigt, men det skal pointeres, at estimerne af de marginale effekter tilhørende de forskellige variable per konstruktion angiver i

estimationsresultaterne for model (2) præsenteret. Det ses, at estimaterne ændrer sig drastisk, når der tages højde for kreditbegrænsning. Estimaterne viser, SU-reformen betød en øget tilstrømning til de humanistiske og naturvidenskabelige uddannelse mod en faldende tilstrømning til de samfundsvidenskabelige og sundhedsvidenskabelige uddannelser. Det er dog kun estimaterne på den ændrede tilstrømning til de natur- og samfundsvidenskabelig uddannelser, der er signifikante. Hvorfor det lige er de naturvidenskabelige uddannelser, der oplever en signifikant øget tilstrømning på bekostning af de samfundsvidenskabelige uddannelser, er umiddelbart svært at forklare. Afsnit 3.2 viste, at lønprofilerne for de naturvidenskabelige uddannelser faktisk ligger over lønprofilen for de samfundsvidenskabelige uddannelser. Det er interessant at bemærke, hvor stor indflydelse kreditbegrænsninger har på effekten af den øgede SU. Som estimaterne af de marginale effekter til interaktionen  $x_{10} \times reform$  viser, neutraliseres (eller tilmed vendes) effekten af den øgede SU for en post-reform studerende fra med socialindkomst i 10. decantil.<sup>17</sup> Estimationen af model (2) viser altså, at de uddannelsessøgendes sensitivitet i forhold til den øgede SU ikke er homogen men derimod er betinget af, om de er kreditbegrænsede eller ej. Som en sidste kommentar til model (2) skal den ringe forklaringsgrad på under 0,8% bemærkes. Der er med andre ord stadig behov for yderligere forklarende variable for at få en tilfredsstillende model.

I venstre halvdel af tabel A3 ses estimationsresultaterne for model (3). Modellen er i forhold til model (2) udvidet med variablene  $x_{10}^2$  og  $x_{10}^2 \times reform$ , hvilket vil sige, at  $g$ -funktionerne indgår som andengradspolynomier. Det eneste estimerede signifikante marginale effekt af øget SU angiver en reduceret tilbøjelighed til at vælge samfundsvidenskabelige uddannelser. Det skal dog bemærkes, at estimatet på tilbøjeligheden til at vælge humanistiske uddannelser stiger væsentligt fra model (2) til (3). Som i model (2) ses det, at kreditbegrænsning spiller en rolle i forhold til valg af uddannelsesretning. Den estimerede marginale effekt af øget SU giver generelt en mindre tilbøjelighed til at vælge samfundsvidenskabelige uddannelser på 20,2%. Betragtes en post-reform studerende med socialindkomst i 10. decantil observeres, at sandsynligheden for at vælge en samfundsvidenskabelig uddannelse øges med

$$(-0,02) \cdot 10 + 0,002 \cdot 10^2 + 0,036 \cdot 10 \cdot 1 + (-0,001) \cdot 10^2 \cdot 1 = 0,260,$$

hvilket er nok til at vende effekten af den øgede SU. Ingen af estimaterne på de marginale effekter af variablene, der tager højde for kreditbegrænsning, er dog signifikante

---

hvilket omfang, velstillede uddannelsessøgende handler anderledes end knapt så velstillede.

<sup>17</sup> $x_{10}$  er kodet således, at  $x_{10} = 10$ , hvis en observation har socialindkomst blandt de 10% største socialindkomster.

for den samfundsvidenskabelige uddannelse. Det er de til gengæld for de humanistiske uddannelser, men her er estimatet på den marginale effekt af øget SU ikke signifikant. Ved en udregning som ovenstående ses det, at den øgede tilbøjelighed til at søge humanistiske uddannelser ikke er 11,2% men 5,2% for en i øvrigt gennemsnitlig post-reform studerende med socialindkomst i 10. decartil<sup>18</sup>. Slutteligt skal der til model (3) bemærkes, at der som i model (1) og (2) stadig ses en ringe forklaringsgrad.

I model (4) udvides model (3) med baggrundsvariable i form af information om køn, alder, karaktergennemsnit, geografi samt om den uddannelsessøgende havde matematik i gymnasiet. Estimationsresultaterne til model (4) er præsenteret i højre halvdel af tabel A3. Det første der skal lægges mærke til, er den kraftige forøgelse af forklaringsgraden til omkring 20%. Model (4) forklarer altså valg af studieretning væsentlig bedre end de foregående modeller som følge af de tilføjede forklarende variable. Det er dog vigtigt at notere sig, at de ekstra forklarende variable ikke eliminerer de øvrige variables effekter. Hvad, der er vigtigst, er, at estimaterne af de marginale effekter af øget SU er på niveau med, hvad der blev estimeret i model (3). Dog med den forskel at estimatet på den øgede tilbøjelighed til at vælge humanistiske uddannelser er blevet signifikant ved 10% signifikansniveau. I forhold til variablene, som fanger effekten af kreditbegrænsning, ses estimater af marginale effekter i omegnen af, hvad der blev estimeret i model (3). Dog er færre af estimaterne signifikante. Et resultat der yderligere skal bemærkes er, at de marginale effekter til årgangsdummyerne i flere tilfælde stadig er signifikante. I forbindelse med beskrivelsen af tendenserne i uddannelsesvalg omkring SU-reformen blev det diskuteret, om den øgede tilstrømning, der var til de humanistiske uddannelser for årgang 1989 og 1990, skyldes effekten af den øgede SU eller afspejlede generelle tendenser. På baggrund af estimationsresultaterne kan vi nu konkludere, at begge elementer spiller ind. Dette illustrerer meget godt styrken ved difference-in-differences-estimation, da det er muligt at skelne mellem behandlingseffekter og generelle tendenser på samme tid som, der tages højde for mulig heterogenitet mellem behandlings- og kontrolgruppen.

Hidtil er kun retningen på effekten af øget SU blevet diskuteret, men på baggrund af de estimerede marginale effekter er det faktisk muligt også at sige noget om, hvor stor effekt en given stigning i SU'en har. Som det blev efterlyst i indledningen af afsnit 4, er det eksempelvis muligt at vurdere, hvilken effekt en stigning på 10.000 pr. år har på valg af studieretning. En præ-reform studerende med socialindkomst større end  $x_2$  oplevede en stigning i SU fra 0 til 36.000 pr. år. Omregnet til 2006-

---

<sup>18</sup>Som det forklares senere, er dette kun hypotetiske effekter, da ingen reelt oplever en stigning i SU fra 0 til 1.

kroner svarer det til en stigning fra 0 til 53.761 pr. år<sup>19</sup>. Den øgede tilbøjelighed til at vælge humanistiske studier estimeres i model (4) til 0,128. Da fem års SU anvendes som mål for SU'en, svarer det til, at en stigning i SU'en fra 0 til  $5 \cdot 53.761 = 268.805$  øger tilbøjeligheden til at vælge humanistiske uddannelser med 12,8%. En stigning på 10.000 pr. år svarer derfor til en øget tilbøjelighed på  $0,128 \cdot (10.000/53.761) = 0,0238$ . Ved samme metode kan det udledes, at 10.000 ekstra i SU øger tilbøjeligheden til at søge naturvidenskabelige uddannelser med 2,38%, mens det reducerer tilbøjeligheden til at vælge samfunds- og sundhedsvidenskabelige uddannelser med henholdsvis 4,33% og 0,43%. Dette er dog blot hypotetiske effekter af ændringen i SU. Det skyldes, at der anvendes fem års SU som mål for SU'en. Eksempelvis vil en 19-årig, hvis socialindkomst er større end  $x_2$ , stadig have præ-reform SU på 40% af maksimal SU, da den 19-åriges SU kun er afhængig af socialindkomsten de første tre år. Der er med andre ord ingen, som oplever en stigning fra 0 til 1. Hvis man ønsker at vurdere effekterne af den øgede SU for specifikke grupper af uddannelsessøgende (eksempelvis velstillede 19-årige), skal man således indregne de marginale effekter af de øvrige forklarende variable.

Model (5) er en udvidelse af model (4) i den forstand, at der inkluderes information om de uddannelsessøgendes forældres uddannelse. Som estimaterne af de marginale effekter i tabel A4 viser, vindes der ikke noget af betydning ved denne udvidelse. Dette gælder ligeledes for de parameterestimater for model (5), som ikke er præsenteret i tabellerne. Af samme grund anses model (4) som værende den primære og mest retvisende formulering af modellen. Det skal nævnes, at der blandt de øvrige forklarende estimeres flere signifikante og meget afgørende marginale effekter. At de ikke er præsenteret i tabellerne skyldes, at variablene trods alt ikke indeholder information, som i sig selv er central for specialet. Eksempelvis har man større tilbøjelighed til at vælge naturvidenskabelige uddannelser, hvis man er mand, har haft matematik i gymnasiet eller kommer fra bykommuner, men ikke fra de fire største byer. Ligeledes er man mere tilbøjelig til at vælge humanistiske uddannelser, hvis man er kvinde eller ikke har haft matematik, mens man er mere tilbøjelig til at vælge sundhedsvidenskabelige uddannelser, hvis man er kvinde eller har haft matematik. Matematik har dog en relativt lille effekt. Har man høje karakterer, er man mere tilbøjelig til

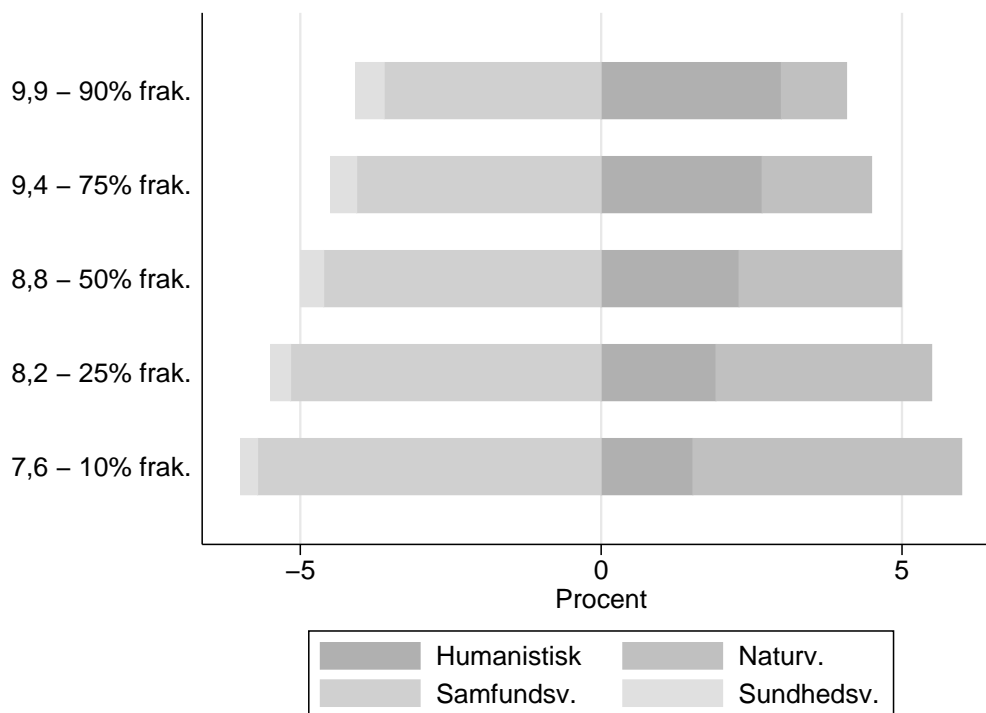
---

<sup>19</sup>Der er omregnet til 2006-priser ved at anvende Danmarks Statistiks prisindeks PRIS9. Hvis der omregnes til 2001-kroner som i Nielsen et al. (2009), svarer beløbet til 48.982 og er derved 14 kroner større end i Nielsen et al. (2009). Det antages, at det skyldes anvendelse af forskellige prisindeks men tillægges i øvrigt ingen betydning, da forskellen er så lille. Bemærk, desuden at de 36.000 er den SU, der modtages ved studiestart i 1988, mens SU'en i 1989 er steget til 36.482. Denne stigning af en smule mindre, end hvad den ville have været, hvis den havde været reguleret ved prisindekset PRIS9. Der ses bort fra denne lille unøjagtighed i beskrivelse af resultaterne.

at vælge sundhedsvidenskabelige uddannelser, mens man er mindre tilbøjelig til at vælge humanistiske og samfundsvidenskabelige uddannelser. I model (4) observeres en lille men signifikant effekt (ved 10% signifikansniveau) af karakterniveau på tilbøjeligheden til at vælge naturvidenskabelige uddannelser. I model (5) er denne effekt ikke længere signifikant.

I den hidtidige analyse er en væsentlig side af uddannelsesbeslutningen ikke blevet behandlet i tilstrækkelig omfang. Man kan betragte specialets analyse som en analyse af efterspørgselssiden i uddannelsesinvesteringer. Det er dog væsentligt at holde sig for øje, at udbudssiden i uddannelsesinvesteringer ikke er uendelig elastisk, hvilket konkret betyder, at der ikke udbydes alle de uddannelsespladser, som efterspørges. Tildelingen af uddannelsespladser sker på baggrund af karakterniveau. Det har den implikation, at de uddannelsessøgendes valg af uddannelse er betinget på deres karakterniveau. For at fange denne effekt var en variabel for karakterniveau inkluderet i model (4) og (5). Som modellerne er formuleret, antages det implicit, at effekten af øget SU ikke er afhængig af karakterniveau. Det er en forholdsvis streng antagelse, som medfører, at det kun er en gennemsnitlig effekt af øget SU, der estimeres. Det vil derfor være ønskværdigt at inkludere muligheden for, at de uddannelsessøgendes sensitivitet i forhold til størrelse af SU er betinget på karakterniveau. Dette gøres ved at inkludere en interaktion mellem  $SU$  og variabelen, der angiver karaktersnit. Model (4) udvides derfor med denne interaktion, hvilket udgør model (6). Estimationsresultaterne for model (6) ses i højre side af tabel A4. Det første, der lægges mærke til, er de væsentligt ændrede estimater af marginale effekter til  $SU$ -variablen. Det indikerer umiddelbart, at de uddannelsessøgendes sensitivitet i forhold til  $SU$ 'ens størrelse afhænger af karakterniveau. For at udregne  $SU$ 'ens effekt for et givet karakterniveau multipliceres den marginale effekt af interaktionen med det relevante karakterniveau og lægges til den estimerede marginale effekt af  $SU$ -variablen. For at give et overblik over  $SU$ 'ens effekter på valg af studieretning betinget på karakterniveau er  $SU$ 'ens effekt udregnet for hhv. 10%, 25%, 50%, 75% og 90% fraktilerne af karakterfordelingen og præsenteret i figur 6. Effekterne er omregnet, så de svarer til effekterne af en stigning i  $SU$  på 10.000 kroner pr. år i 2006-kroner.

Da figuren er kegleformet, er effekten af øget  $SU$  er størst for uddannelsessøgende med det laveste karaktersnit. Denne effekt er en smule overraskende, da det netop er disse uddannelsessøgende, der er mest begrænsede i deres valg. Man burde umiddelbart observere, at  $SU$ -reformen flytter mindre for denne gruppe, da de er begrænsede i deres valg af uddannelse. Det ses, at der for gruppen med de laveste karakterer primært er tale om et skift fra samfundsvidenskabelige til naturvidenskabelige uddannelser, hvor adgangskvotienten, jævnfør KOT hovedtal for perioden, lå lavere.



FIGUR 6: Grafisk præsentation af SU'ens effekt på valg af studieretning betinget på karakterniveau. Til venstre for 0 på 1.-aksen ses (for et givet karakterniveau) inden for hvilke studieretninger, der opleves en lavere tilstrømning som følge af en stigning i SU'en på 10.000 kroner. På højre side af 0 ses modsat inden for hvilke studieretninger, der opleves en øget tilstrømning som følge af den øgede SU. Bemærk, at de to effekter balancerer, og grafen derfor er symmetrisk omkring 0.

Det kan dog stadig undre, hvorfor vi ser netop dette skift. Jævnfør de estimerede lønprofiler i afsnit 3.2 er naturvidenskabelige uddannelser faktisk en lille smule bedre betalt end de samfundsvidenskabelige uddannelser, hvorfor vi burde observere den modsatrettede tendens. En forklaring kan være, at dimittendarbejdsløsheden for de naturvidenskabelige uddannelser ligger en smule højere end for de samfundsvidenskabelige uddannelser<sup>20</sup>. En stigning i SU'en kan tænkes at have den indflydelse, at

<sup>20</sup>Dimittendarbejdsløsheden defineres her som arbejdsløshedsgraden samme år som afsluttet videregående uddannelse. Ved anvendelse af samme data, som anvendes i specialet, er den gennemsnitlige årsledighedsgrad for årene 1988-1991 fundet til 22,7%, 17,6%, 11,0% og 3,2% for dimittender fra henholdsvis de humanistiske, naturvidenskabelige, samfundsvidenskabelige og sundhedsvidenskabelige uddannelser. Arbejdsløsheden for de enkelte årgange afviger ikke afgørende fra gennemsnittet, mens den totale arbejdsløshed uafhængig af erfaring ligger på henholdsvis 13%, 5,3%, 5,3% og 3,1%.

man vil kunne overskue risikoen for at gå arbejdsløs efter endt uddannelse, da studiegælden må formodes at være mindre. Det skal dog bemærkes, at lønprofilerne i afsnit 3.2 blev estimeret uden at betinge på, om man var i arbejde. Som følge deraf er den forventede løn stadig en smule højere for de naturvidenskabelige uddannelser på trods af den større dimittendarbejdsløshed.

Figur 6 viser også, at en stigning i SU'en fører til større tilbøjelighed til at søge humanistiske uddannelser jo højere karaktersnit, man har. En forklaring på det kan være, at de humanistiske uddannelser generelt, jævnfør KOT hovedtal for perioden, havde ganske høje adgangskrav. Det er desuden interessant at bemærke, at den øgede reduktion i tilbøjeligheden til at vælge de sundhedsvidenskabelige uddannelser for uddannelsessøgende med højre karakterer formentlig afspejler, at det primært var denne gruppe, der i første omgang havde mulighed for at vælge de sundhedsvidenskabelige uddannelser, da de sundhedsvidenskabelige uddannelser havde høje adgangskrav. Der observeres dog stadig en øget tilstrømning til de naturvidenskabelige uddannelser for de uddannelsessøgende med de højeste karakterer. Det ses desuden, at effekterne af den øgede SU for 50% fraktilen ca. svarer (efter omregning til effekten af 10.000 kroner stigning) til det estimerede i model (4). At tallene ikke passer helt skyldes, at karakterfordelingen er skæv, og at der derfor ikke er sammenfald mellem medianen og middelværdien. Denne skævhed afspejler formentlig udvælgelsen af stikprøven.

### 5.1.1 IIA-antagelsen og multinomial probit

Når man anvender multinominelle logitmodeller, antager man implicit, at oddsratioen mellem to alternativer er uafhængig af andre alternativer. Det ses lettest ved, som i Greene (1993, s. 667), at udregne log-oddsratioen for alternativerne  $j$  og  $k$  ved at anvende respons sandsynligheden angivet i (13) s. 39. Denne log-oddsratio er givet ved

$$\ln \left( \frac{P_j}{P_k} \right) = x'(\beta_j - \beta_k).$$

IIA-antagelsen er en implikation af antagelsen om, at fejldet i den underliggende stokastiske nyttemodel er uafhængigt fordelt ((11) s. 38). Dette er en relativ streng antagelse, da den ikke tillader, at introduktion af lignende alternativer påvirker de oprindelige oddsratioer. Med lignende alternativer menes alternativer som har en høj grad af substituerbarhed med de lignende alternativer. Se Wooldridge (2002, s. 502) for et illustrativt eksempel. Det er nødvendigt at teste, om IIA-antagelsen er overholdt, når multinominelle logitmodeller anvendes. Hausman og McFadden (1984) foreslår en test af IIA-antagelsen, hvor ideen er at sammenligne parameterestimer fra den fulde model med parameterestimer fra de restringerede modeller. Testen

|           | <b>Udelukket alternativ</b> |                         |                            |                            |
|-----------|-----------------------------|-------------------------|----------------------------|----------------------------|
|           | Humanistisk                 | Natur-<br>videnskabelig | Samfunds-<br>videnskabelig | Sundheds-<br>videnskabelig |
| Model (1) | Accepterer $H_0$            | Accepterer $H_0$        | Forkaster $H_0$            | Accepterer $H_0$           |
| Model (2) | Accepterer $H_0$            | Accepterer $H_0$        | Forkaster $H_0$            | Accepterer $H_0$           |
| Model (3) | Accepterer $H_0$            | Accepterer $H_0$        | Forkaster $H_0$            | Accepterer $H_0$           |
| Model (4) | Accepterer $H_0$            | Accepterer $H_0$        | Accepterer $H_0$           | Accepterer $H_0$           |
| Model (5) | Accepterer $H_0$            | Accepterer $H_0$        | Accepterer $H_0$           | Accepterer $H_0$           |
| Model (6) | Accepterer $H_0$            | Accepterer $H_0$        | Forkaster $H_0$            | Accepterer $H_0$           |

Nulhypotesen i Hausman-testen er, at oddsratioen mellem to alternativer er uafhængig af andre alternativer.

TABEL 7: Hausman-test af IIA-antagelsen for de seks multinominelle logitmodeller

kaldes en Hausman-test, da det er en version af den traditionelle Hausman-test. I praksis udelukkes en kategori ad gangen og teststatistikken er givet ved (Greene 1993, s. 671)

$$\chi^2 = (\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_f)'[\hat{V}_s - \hat{V}_f]^{-1}(\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_f) \sim \chi^2(K),$$

hvor  $s$  angiver den restringerede model, mens  $f$  angiver den fulde model.  $\beta$ erne er parameterestimaterne, mens  $V$ erne er de asymptotiske kovariansmatricer. Bemærk, at  $\hat{\beta}_f$  og  $\hat{V}_f$  kun indeholder værdier for de parametre, som rent faktisk er estimeret i de restringerede modeller.  $K$  angiver antallet af frihedsgrader og er givet ved antallet af forklarende variable.

Tabel 7 indeholder resultaterne af Hausman-testene for de seks multinominelle logitmodeller. Som tabellen angiver, slår testen ud for model (1)-(3) og (6), når de samfundsvidenskabelige uddannelser udelukkes. Til gengæld klarer model (4) og (5) i alle tilfælde testen. Model (4) og (6) anses som værende de primære modeller. I den forbindelse er det derfor en smule problematisk, at der er problemer med model (6). Det er dog muligt at slække på IIA-antagelsen (Greene 1993, s. 671). Hvis det antages, at fejllidene i den stokastiske nyttemodel følger en multivariat normalfordeling med kovariansmatrice  $\Sigma$ , kan modellen i stedet estimeres ved en multinominel probit. Fordelen ved denne tilgang er, at  $\Sigma$  ikke er en diagonalmatrice, hvilket betyder, at fejllidene kan være korrelerede på tværs af alternativer. Det er dog ikke i alle tilfælde, at det er muligt at anvende multinominelle probitmodeller, da de er tunge at estimere. For nærværende er det dog ikke et problem, da der kun er fire responskategorier.

Model (7) er en multinominal probit-udgave af model (4), mens model (8) er tilsvarende for model (6). Estimationsresultaterne til model (7) og (8) ses i henholdsvis venstre og højre halvdel af tabel A5. Model (4) havde som bekendt ikke problemer med IIA-antagelsen, hvorfor det ikke er forventeligt at se de store forskelle mellem de estimerende marginale effekter for model (4) og (7). Tabel A5 indikerer da også, at der ikke er de store forskelle modellerne imellem. Det er dog interessant, at den estimerende marginale effekt af øget SU er steget en smule for humanistiske uddannelser, mens den er faldet for naturvidenskabelige. På trods af problemer for model (6) med IIA-antagelsen er estimaterne til model (8) stort set det samme som estimaterne til model (6). Dog med den forskel, at effekten af øget SU er større for observationer med høje karaktersnit og mindre for observationer med lave karaktersnit. Som et kuriosum kan det nævnes, at for observationer med det laveste karaktersnit vil den øgede SU faktisk implicere en reduceret tilbøjelighed til at søge humanistiske uddannelser<sup>21</sup>.

## 5.2 SU'ens effekt på valg af specifik uddannelse blandt uddannelsespar

Som en tilføjelse til analysen af SU'ens effekt på valg af studieretning, forsøges SU'ens effekt på valg af specifik uddannelse at blive estimeret i dette afsnit. Motivationen for denne analyse er, at det måske er mere relevant at sammenligne specifikke uddannelser, som ligger tættere op ad hinanden rent indholdsmæssigt. Det forholder sig formentligt til en vis grad således, at der blandt de uddannelser en uddannelsessøgende overvejer, er en vis grad af sammenlignelighed. Derfor er det reelle valg måske eksempelvis ikke, om det skal være en humanistisk eller en naturvidenskabelig uddannelse, men derimod hvilken naturvidenskabelig uddannelse, det skal være. Der er naturligvis uddannelsessøgende, som påvirkes fra en studieretning til en anden ved øget SU. Analysen på valg af specifik uddannelse kan derfor ses som en analyse af, om SU'en også flytter noget inden for de forskellige studieretninger. Som beskrevet estimeres SU'ens effekt ved at se på uddannelser parvist. Der er dog et ikke-ubetydeligt trade-off, når uddannelserne skal sammensættes. På den ene side er det ønskværdigt, at uddannelserne ligner hinanden så meget som muligt. På den anden side må det formodes, at jo mere uddannelserne ligner hinanden jo mere ens er uddannelsernes lønprofiler. I så fald er det svært at forklare, hvorfor øget SU skulle være udslagsgivende for valg af uddannelse. I alt estimeres tre probitmodeller. I model (9) til (11) estimeres SU'ens effekt på sandsynligheden for henholdsvis at vælge biologi frem for geologi, statskundskab frem for økonomi og arkitekt frem for bygningsingeniør.

<sup>21</sup>  $-0,33 + 0,055 \cdot 5,7 = -0,017$ .

Tabel A6 indeholder estimationsresultaterne for model (9) til (11). Det første, der lægges mærke til, er de få signifikante marginale effekter i de tre modeller. Den eneste signifikante marginale effekt af øget SU er den tilknyttet model (9). Denne marginale effekt er dog estimeret til at være ganske høj men kun signifikant ved 10% signifikansniveau. Det er en smule usikkert, hvorfor denne store marginale effekt observeres. I de estimerede lønprofiler lå lønprofilen for geologi kun en smule over lønprofilen for biologi og tilmed kun i en begrænset årrække. Spørgsmålet er derfor, om modellen formår at fange effekten af den øgede SU på sandsynligheden for at vælge biologi frem for geologi. For model (10) og (11) estimeres henholdsvis et nul og en betragtelig marginal effekt af øget SU. For model (11) er effekten i forventelig retning, da lønprofilen for arkitekter lå noget under lønprofilen for bygningsingeniører. Dog er estimatet ikke signifikant. Det er altså ikke muligt at konkludere at SU'en har betydning i de to modeller. Det skal dog bemærkes, at det har været nødvendigt at droppe indikatoren for, om den uddannelsessøgende har haft matematik i gymnasiet eller ej i model (11). Problemet er, at dummyvariablen forudsiger succes (dvs. arkitekt) perfekt, når den er lig nul. Problemet opstår formentlig som følge af, at ingeniøruddannelsen kræver matematik, mens arkitektuddannelsen ikke gør.

### 5.3 Alternativ analyse: SU'ens effekt på valg uddannelsesomfang

Som en afslutning på den empiriske analyse inddrages til slut et nyt aspekt af, hvordan en stigning i SU'en kan tænkes at påvirke den uddannelsessøgende beslutninger. Hidtil er kun lange videregående uddannelser blevet betragtet. Dette bibringer i bedste fald kun en partiel analyse af SU'ens betydning. Som det blev diskuteret i teoriafsnittet, kan kreditbegrænsning og gældsaversion ikke bare have betydning for, hvordan den uddannelsessøgende vælger at sammensætte sin uddannelsesportefølje, men også i hvilket omfang den uddannelsessøgende vælger at uddanne sig. Derfor vil det være relevant at se på, om den uddannelsessøgende vælger at ændre omfang af uddannelse, når SU'en stiger. Konkret analyseres der i dette afsnit, om en stigning i SU'en medfører en ændring i valget mellem korte, mellemlange og lange videregående uddannelser. Datagrundlaget for denne analyse er den samme som den hidtidige analyse. Dog med den forskel at observationer med korte og mellemlange uddannelser ikke er sorteret fra. Ved hjælp af en multinominal logitmodel er den marginale effekt af øget SU på tilbøjeligheden til at vælge blandt korte, mellemlange og lange videregående uddannelser blevet estimeret.

Estimationsresultaterne er præsenteret i tabel A7. Bemærk, at model (12) inde-

holder samme forklarende variable som model (4). Dog anvendes kun fire års SU som mål for SU. Det ændrede SU mål skyldes forskellige normerede studietider for de korte, mellemlange og videregående uddannelser. Estimationsresultaterne er dog konsistente, hvis der anvendes tre eller fem års SU som mål for SU'en i stedet (ikke inkluderet). Estimationsresultaterne viser, at øget SU giver mindre tilbøjelighed til at vælge mellemlange uddannelser mod i stedet en øget tilbøjelighed til at vælge korte og lange videregående uddannelser. Dog er det kun estimatet af den marginale effekt af øget SU for de mellemlange uddannelser, der er signifikant. Omfanget af effekten svarer til, at en stigning på 10.000 kroner i SU om året reducerer tilbøjeligheden til at vælge mellemlange videregående uddannelser med ca. 1,9%. Det bemærkes, at årgangsdummyerne fanger en del trend i valg af uddannelsesomfang, og at effekten af kreditbegrænsning er til stede. Eksempelvis vil effekten af kreditbegrænsning isoleret set øge tilbøjeligheden for en uddannelsessøgende med socialindkomst i første decen- til til at vælge mellemlange videregående med 1%<sup>22</sup>. Model (12) klarer ikke testen af IIA-antagelsen, men en multinominel probitestimation giver resultater i omegnen af de præsenterede estimater (ikke inkluderet).

Samlet set vurderes det, at effekten af øget SU på valg af uddannelsesomfang er i tråd med, hvad teorien forudsiger. Hvis en uddannelsessøgende oplever en at modtage større SU, vil det være lettere at overskue at skulle være under uddannelse i længere tid, hvorfor der observeres en øget tilbøjelighed til at vælge lange videregående uddannelser. Dog viser estimationsresultaterne også en øget tilbøjelig til at vælge korte videregående uddannelser, hvilket er lidt overraskende. Der lægges dog ikke så meget vægt på dette resultat, da effekten trods alt ikke er signifikant.

## 5.4 Sammenfatning, diskussion og perspektivering

Ovenstående analyse har vist, at SU'ens størrelse har indflydelse på de valg uddannelsessøgende træffer. Dele af de empiriske resultater levede op til de forventninger, der var blevet opbygget på baggrund af den teoretiske diskussion og de estimerede lønprofiler. Her tænkes særligt til den øgede tilbøjelighed til at vælge humanistiske uddannelser ved øget SU. Resultatet var i tråd med teorien, da humanistiske uddannelser er kendetegnet ved at give lavere løn. Med andre ord skaber øget SU råderum, hvilket er grunden til, at vi ser en øget tilbøjelighed til at vælge humanistiske uddannelser. Andre dele af de empiriske resultater var mere overraskende. Eksempelvis er det ikke blevet tilstrækkeligt forklaret, hvorfor vi observerer en øget tilstrømning til de naturvidenskabelige uddannelser som følge af en stigning i SU'en. Det forekommer

<sup>22</sup> $(-0,015) \cdot 1 + (-0,000) \cdot 1^2 + 0,027 \cdot 1 \cdot 1 + (-0,002) \cdot 1^2 \cdot 1 = 0,010$ .

overraskende, at størrelsen på SU'en skulle have en effekt, da naturvidenskabelige uddannelser i udgangspunktet er ganske velbetalte. Spørgsmålet er derfor, hvorfor de studerende ikke valgte naturvidenskabelige uddannelser i samme omfang før reformen.

SU-reformen fra 1988 blev anvendt til at identificere effekten af øget SU på valg i uddannelse. Størrelsen på ændringen i SU for den enkelte som følge af SU-reformen var som bekendt betinget på størrelsen af forældreindkomsten. De mest velstillede uddannelsessøgende oplevede en forholdvis stor stigning i SU'en, mens de mindre velstillede oplevede en mere moderat stigning. Det motiverede en difference-in-differences-lignende tilgang til at estimere effekten af øget SU. Der er i den forbindelse et forhold, som endnu ikke er blevet diskuteret, men som er nødvendig at fremhæve. SU'ens effekt blev identificeret ved, at de mest velstillede uddannelsessøgende ændrede adfærd som følge af øget SU. Spørgsmålet er dog, om sensitiviteten i forhold til øget SU er konstant på tværs af socialindkomstsfordelingen. Hvis man forestiller sig, at man som et eksperiment gav de 10% dårligst stillede en stigning i SU'en, er det med andre ord ikke sikkert, at vi vil se samme effekter på tilbøjeligheden til at vælge de forskellige studieretninger, som dem vi har estimeret. Desværre lader dette problem sig ikke løse ved blot at inkludere en interaktion af socialindkomst og SU. Effekten af øget SU er stadig identificeret ved de mest velstillede respons til øget SU. Man kan betragte problemstillingen i tråd med forskellen mellem average treatment effect (ATE) og average treatment effect of the treated (ATET). Hvad vi har estimeret er ATET, dvs. behandlingsgruppens gennemsnitlige respons til øget SU. Vi kan ikke udelukke, at  $ATE \neq ATET$ , da behandlingsgruppen ikke er blevet udvalgt tilfældigt, men derimod er betinget på forældreindkomst.

Når analysens resultater vurderes, er det nødvendigt huske på, hvordan effekten øget SU er blevet identificeret. Spørgsmålet er dog, om man kan gisne om hvorvidt, og i så fald i hvilken retning, den marginale effekt af øget SU havde været anderledes for de dårligst stillede uddannelsessøgende. Nielsen et al. (2009) nævner tre årsager til, hvorfor dårligt stillede uddannelsessøgende er mere påvirkelige over for størrelsen på uddannelsesstøtte. For det første har de større risiko for at være kreditbegrænsede. For det andet må det forventes, at de får lavere direkte støtte fra hjemmet i forbindelse med uddannelse. For det tredje må det ligeledes forventes, at dårligt stillede uddannelsessøgende gennem livet modtager mindre støtte af anden karakter. Det være sig lavere børneopsparing, lavere arv eller lignende. På trods af at der eksplisit forsøges kontrolleret for kreditbegrænsning i estimationerne, kan det tænkes, at estimererne på den marginale effekt af øget SU faktisk større end de rapporterede for de dårligst stillede uddannelsessøgende. Det er dog ikke entydigt, at effekten går denne vej. Man kan eksempelvis forestille sig, at en stigning i SU'en ikke påvirker

de dårligst stillede uddannelsessøgende i samme grad som de velstillede, da de måske har et højere ønske om at nå en vis levestandard frem for at få et højt ikke-pekuniært afkast til uddannelse.

Det, der er blevet præsenteret i dette speciale, er kun en partiel analyse af SU'ens effekt på uddannelsessøgendes beslutninger. Der kan tilmed argumenteres for, at specialets problemstilling blot er et kuriosum i forhold til, hvilke effekter SU'en har på uddannelsesbeslutninger. Da størrelsen på SU'en er politisk bestemt, er det værd at overveje, hvilke motiver politikerne handler ud fra. Ud fra den betragtning ligger det ligetil, at en stigning i SU'en er motiveret af et ønske om at øge tilstrømningen til videregående uddannelser. Derfor vil det være relevant at analysere, i hvilket omfang øget SU giver øget tilstrømning til de videregående uddannelser. Dette er dog også netop, hvad Nielsen et al. analyser. Resultatet af deres analyse er, at størrelsen på SU'en har en positiv indflydelse på tilstrømningen til de videregående uddannelser. Dog er det værd at bemærke, at Nielsen et al. finder, at effekten af en given ændring i studiestøtte i Danmark har en mindre effekt, end hvad der er estimeres for andre lande.

Mens analysen i Nielsen et al. (2009) kan betragtes som værende en analyse af førsteordenseffekt af SU'en, kan analysen i nærværende speciale betragtes som værende en analyse af en andenordenseffekt. Hvis der fra politisk side er en interesse i at øge optaget på de videregående uddannelser, viser Nielsen et al., at en stigning i SU'en vil have en positiv indvirkning. Dog skal man fra politisk side være opmærksom på hvilke øvrige effekter, en stigning i SU'en medfører. Som det er blevet vist her, influerer SU'ens størrelse også på hvilken uddannelse, der vælges. Ligeledes øger en stigning i SU'en også tilbøjeligheden til at vælge lange videregående uddannelser på bekostning af mellemlange videregående uddannelser. Som et interessant eksempel på hvorfor, det er nødvendigt at indregne både første og andenordenseffekter af øget SU, kan nævnes problemerne med mangel på sygeplejersker (Christensen 2007). Analysen i Nielsen et al. (2009) har vist, at hvis vi øger SU'en må vi forvente en øget tilstrømning til de videregående uddannelser, mens nærværende speciale har vist, at vi også må forvente en reduceret tilbøjelighed til at vælge mellemlange videregående uddannelser. Som følge deraf er det et åbent spørgsmål, om en stigning i SU'en rent faktisk øger antallet af sygeplejestuderende. Der forsøges bevidst ikke at blive givet et overslag på effekten af øget SU på tilbøjeligheden til at vælge sygeplejeuddannelse ved at kombinere resultaterne fra Nielsen et al. (2009) og nærværende speciale, da det vil kræve en antagelse om, at effekten af øget SU er fuldstændig homogen på tværs af uddannelser og uddannelsesniveau. Hvad, der er estimeret, er gennemsnitseffekter, og det er vigtigt kun at betragte resultaterne i det lys.

Der er flere muligheder for at udvide specialets analyse og derved opnå en bedre forståelse af, hvilke effekter en stigning i SU'en medfører. Det vil eksempelvis være interessant at belyse, om en stigning i SU'en også ændrer på antallet af sabbatår mellem gymnasiet og studiestart. En effekt kunne være, at de kommende studerende ikke føler behov for at begynde deres videregående uddannelse med en opsparing, de ville kunne tære på gennem uddannelsen. Derved er det ikke nødvendigt for dem at arbejde flere år inden studiestart, hvilket betyder, at de må forventes at påbegynde deres videregående uddannelse tidligere. Det er i den forbindelse interessant at bemærke, at Arbejdsmarkedskommissionen i deres rapport foreslog, at der skulle være en kontant skattefri belønning på 10.000 kroner, hvis den studerende består første år på en erhvervskompetencegivende uddannelse senest tre år efter adgangsgivende uddannelse (Arbejdsmarkedskommissionen 2009, s. 235). En sådan belønning kan betragtes som værende analog til en stigning i SU'en betinget på hurtig studiestart, hvilket må formodes at reducere antallet af sabbatår.

En anden udvidelse af specialets analyse vil være at betragte samspillet mellem studielån og uddannelsesstøtte. Det vil eksempelvis være interessant at belyse, i hvilket omfang forbruget af studielån påvirkes af en stigning i SU'en. På den ene side burde forbruget blive reduceret, da det ikke bliver nødvendigt at låne så meget til at finansiere leveomkostninger. På den anden side udgør studielånene en nem og billig måde at udligne forbrug over tid, hvilket vil være økonomisk rationelt. Et andet aspekt, som kunne have været undersøgt, var, om SU-reformen gav øget tendens til studieskift lige omkring reformen. Som nævnt tidligere skal der nok ikke forventes de store effekter på denne front. Ligeledes betyder tidsspændet mellem annonceringen af SU-reformen og selve reformen, at eventuelle små effekter nemt udviskes.

## 6 Konklusion

Dette speciale har beskæftiget sig med SU'ens rolle i forhold til uddannelsessøgendes valg af uddannelse. Indledningsvis blev problemstillingen forsøgt sat ind i en bredere økonomiteoretisk kontekst. Det skete ved en diskussion af begreberne humankapital, afkast til uddannelse, gældsaversion og kreditbegrænsninger. For at behandle problemstillingen mere formelt blev en repræsentativ agents maksimeringsproblem løst i en model, hvor uddannelse både kunne give pekuniært og ikke-pekuniært afkast. På baggrund af modellen blev det diskuteret, hvordan kreditbegrænsning og gældsaversion kan influere uddannelsessøgendes valg af uddannelsesportefølje. For at motivere den teoretiske diskussion blev en række kvalitative spørgsmål om unges holdninger og forventninger til studiegæld og afkast til uddannelse præsenteret. Ligeledes blev lønprofiler for forskellige studieretninger og specifikke uddannelser estimeret. På trods af metodiske problemer i forhold til estimationen af disse lønprofiler, gav de en indikation på, hvilken retning effekten af en stigning i SU'en kan tænkes at have. Ved at anvende SU-reformen i 1988 som kilde til eksogen variation i SU'en blev SU'ens effekt på valg af studieretning estimeret. Dette skete ved anvendelse af en difference-in-differences-lignende estimationsstrategi. Ligeledes blev SU'ens effekt på valg af uddannelse blandt forskellige uddannelsespar og SU'ens effekt på valg af uddannelsesomfang estimeret.

På baggrund af den empiriske analyse må det konkluderes, at SU'en spiller en rolle i forhold til uddannelsessøgendes valg af uddannelse. Hvis en uddannelsessøgende oplever en stigning i SU'en, er den uddannelsessøgende mere tilbøjelig til eksempelvis at vælge humanistiske uddannelser. Dette er i overensstemmelse med teorien, da humanistiske uddannelser er kendetegnet ved at have et større ikke-pekuniært afkast sammenlignet med andre studieretninger. Dog gav specialets empiriske analyse også resultater, som var mere overraskende. På trods af at den øgede tilstrømning til naturvidenskabelige uddannelser som følge af en stigning i SU'en kunne forklares ved en større dimittendarbejdsløshed for naturvidenskabelige uddannelser, synes resultatet ikke at været fuldt ud forklaret. Ligeledes viste analysen af SU'ens effekt på valg af uddannelse blandt uddannelsespar ikke resultater, som man kunne forvente.

Som afrundende kommentar til specialet skal det bemærkes, at specialet kun har givet en partial analyse af SU'ens effekt på uddannelsesbeslutninger. Hvis man fra politisk side ønsker at ændre SU-systemet, er det nødvendigt at tage alle effekter af SU'en i betragtning. De præsenterede estimerede effekter af øget SU er naturligvis uafhængige af, med hvilken motivation SU-systemet eventuelt ønskes ændret. Det er derfor vigtigt, at alle effekter kendes, således man på bedst mulig vis kan forudsige, hvilke implikationer en ændring af SU-systemet har.

Generelt vurderes det på baggrund af specialets resultater, at SU'en ikke er det mest hensigtsmæssige instrument at anvende, hvis man ønsker at påvirke søgningen til specifikke uddannelser. Selv om en stigning i SU'en generelt øger tilstrømningen til videregående uddannelser, gælder det ikke nødvendigvis, at alle uddannelser oplever en øget tilstrømning. At anvende SU'en som instrument kompliceres yderligere af, at estimationsresultaterne viste, at uddannelsesvalg også er modebestemt. Samlet set vurderes det mere efficient at forsøge at påvirke udbudssiden gennem regulering af antallet af studiepladser frem for at regulere SU'en. Eventuelle reformer af SU-systemet bør derfor være motiverede af andre årsager end en påvirkning af hvilke uddannelser, der vælges.

## 7 Litteratur

- Akerlof, G. A. og R. E. Kranton (2002, December). Identity and Schooling: Some Lessons for the Economics of Education. *Journal of Economic Literature* 40, 1167–1201.
- Alstadsæter, A. (2004). Measuring the consumption value of higher education. NHH Discussion Paper SAM 04/2004.
- Arbejdsmarkedskommissionen (2009). Velfærd kræver arbejde. Arbejdsmarkedskommissionen.
- Becker, G. S. (1993). *Human Capital. A theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. Chicago: The University of Chicago Press. 3. udgave.
- Burdman, P. (2005, Oktober). The Student Debt Dilemma: Debt Aversion as a Barrier to College Access. U.C. Berkely Center for Studies in Higher Education. Research & Occasional Paper Series, CSHE.13.05.
- Cahuc, P. og A. Zylberberg (2004). *Labor Economics*. The MIT Press.
- Christensen, M. K. (2007). Rekordstor mangel på sygeplejersker. *Danske Sygeplejeråds nyhedsmail: Synergi* 3(15). [http://www.dsr.dk/dsr/nl\\_vis.asp?intType=5&NLID=216&id=4091494](http://www.dsr.dk/dsr/nl_vis.asp?intType=5&NLID=216&id=4091494).
- Field, E. (2009). Educational Debt Burden and Career Choice. *American Economic Journal: Applied Economics* 1(1), 1–21.
- Greene, W. H. (1993). *Econometric Analysis* (2. udg.). Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall.
- Hausman, J. og D. McFadden (1984). A Specification Test for the Multinomial Logit Model. *Econometrica* 54, 1219–1240.
- Heckman, J. J., L. J. Lochner og P. E. Todd (2005). Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond. IZA DP No. 1700.
- Holmlund, H., M. Lindahl og E. Plug (2008). The Causal Effect of Parent's Schooling on Children's Schooling: A Comparison of Estimation Methods. IZA WP 3630.
- Malchow-Møller, N. og J. R. Skaksen (2003). How to Finance Education - Taxes or Tuition Fees? CEBR Working paper 2008-23.

- McFadden, D. (1974). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. I P. Zarembka (red.), *Frontiers in Econometrics*, Kapitel 4, s. 105–142. New York: Academic Press.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience and earnings*. New York: Columbia University Press.
- Nielsen, H. S., T. Sørensen og C. R. Taber (2009, Marts). Estimating the Effect of Student Aid on College Enrollment: Evidence from a Government Grant Policy Reform. Working paper.
- OECD (2008). *Education at a Glance 2008: OECD Indicators*. Paris: OECD.
- Rothstein, J. og C. Rousse (2007, Maj). Constrained After College: Student Loans and Early Career Occupational Choices. NBER Working Paper No. W13117.
- Skattekommissionen (2009). Lavere skat på arbejde. Skattekommissionens forslag til skattereform. Skattekommissionen.
- SUstyrelsen (2000). *Studerende i SU-uddannelser: Støtte- og studiemæssig adfærd 1989-1997*. SU Analyse.
- Sydsæter, K. og P. J. Hammond (1995). *Mathematics for Economic Analysis*. New Jersey, USA: Prentice Hall.
- Tsukahara, I. (2007). The Effect of Family Background on Occupational Choice. *LABOUR* 21, 871–890.
- Wolfe, B. L. og R. H. Haveman (2003). Social and Nonmarket Benefits from Education in an Advanced Economy. I Y. Kodrzycki (red.), *Education in the 21st Century: Meeting the Challenges of a Changing World*, s. 96–131. Federal Reserve Bank of Boston.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, MA: The MIT Press.

## 8 Appendiks

### 8.1 Udregninger til modellen i afsnit 2.3

Hvis det antages, at agentens nyttefunktion i afsnit 2.3 er givet ved en standard Cobb-Douglas-nyttefunktion, dvs.  $U(C, E_1) = AC^\alpha E_1^\beta$ , vil udtrykket i (7) kunne omformuleres til

$$\frac{\alpha E_1}{\beta C} = \frac{p}{W + \omega}.$$

Hvis der isoleres for  $C$  og sættes ind i bibetingelsen findes

$$\begin{aligned} \frac{\alpha W + \omega}{\beta p} E_1 &= \frac{W(1 - E_1 - E_2) - \omega(E_1 + E_2)}{p} + g(E_2)W \\ \Downarrow \\ E_1 &= \left( \frac{\beta p}{\alpha + \beta W + \omega} \right) \left( \frac{W(1 - E_2) - \omega E_2}{p} + g(E_2)W \right). \end{aligned}$$

Da der kun fokuseres på i hvilken retning de forskellige variable påvirker  $E_1$ , kan der ses bort fra  $\frac{\beta}{\alpha + \beta}$ . Derved vil udtrykket kunne omskrives til

$$E_1 = \frac{W}{W + \omega} + \frac{Wp}{W + \omega} g(E_2) - E_2.$$

De partielt afledte kan dermed findes for  $E_1$ .

$$\frac{\partial E_1}{\partial W} = \frac{W + \omega - W}{(W + \omega)^2} + \frac{p(W + \omega) - Wp}{(W + \omega)^2} g(E_2) + \frac{Wp}{W + \omega} g'(E_2) \frac{\partial E_2}{\partial W} - \frac{\partial E_2}{\partial W}.$$

Da  $E_2 = f\left(\frac{W + \omega}{Wp}\right)$ ,  $f = g'^{-1}$ ,  $g(0) = 1$  og  $g' > 0$  findes  $\frac{\partial E_1}{\partial W}$  for alle relevante værdier af  $E_2$  til

$$\begin{aligned} \frac{\partial E_1}{\partial W} &= \frac{\omega}{(W + \omega)^2} + \frac{p\omega}{(W + \omega)^2} g(E_2) \\ &> 0. \end{aligned}$$

På samme vis kan det vises, at  $\frac{\partial E_1}{\partial \omega} < 0$  og  $\frac{\partial E_1}{\partial p} > 0$ .

## 8.2 Estimationsresultater

|                       | <b>Pot. erf.</b>    | <b>Pot. erf.<sup>2</sup></b> | <b>Konst.</b>        | <b>Obs.</b> | <b>Ind.</b> | <b>Samlet <math>R^2</math></b> |
|-----------------------|---------------------|------------------------------|----------------------|-------------|-------------|--------------------------------|
| Humanistisk           | 0,173***<br>(0,003) | -0,005***<br>(0,000)         | 11,098***<br>(0,014) | 18.362      | 1.003       | 0,263                          |
| Naturvidenskabelig    | 0,128***<br>(0,002) | -0,003***<br>(0,000)         | 11,750***<br>(0,011) | 24.058      | 1.357       | 0,223                          |
| Samfundsvidenskabelig | 0,143***<br>(0,003) | -0,004***<br>(0,000)         | 11,608***<br>(0,011) | 22.655      | 1.542       | 0,294                          |
| Sundhedsvidenskabelig | 0,122***<br>(0,004) | -0,003***<br>(0,000)         | 11,829***<br>(0,017) | 13.039      | 759         | 0,160                          |
| Geologi               | 0,133***<br>(0,021) | -0,004***<br>(0,001)         | 11,611***<br>(0,092) | 413         | 27          | 0,166                          |
| Biologi               | 0,175***<br>(0,007) | -0,005***<br>(0,000)         | 11,311***<br>(0,032) | 2.958       | 176         | 0,296                          |
| Økonomi               | 0,132***<br>(0,005) | -0,003***<br>(0,000)         | 11,964***<br>(0,020) | 3.256       | 170         | 0,392                          |
| Sociologi             | 0,144***<br>(0,016) | -0,004***<br>(0,001)         | 11,802***<br>(0,070) | 6           | 119         | 0,668                          |
| Statskundskab         | 0,183***<br>(0,007) | -0,005***<br>(0,000)         | 11,428***<br>(0,034) | 1.533       | 84          | 0,461                          |
| Ingeniør              | 0,140***<br>(0,006) | -0,004***<br>(0,000)         | 11,845***<br>(0,028) | 2.139       | 108         | 0,344                          |
| Arkitekt              | 0,123***<br>(0,010) | -0,003***<br>(0,000)         | 11,378***<br>(0,045) | 2.678       | 146         | 0,146                          |

Fixed effects-estimation med standardfejl i parenteser. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .  
Se fodnote 8 s. 33 angående konstantledet i fixed effects-estimationerne.

TABEL A1: Estimationsresultater for estimation af lønprofiler

|                           | Model (1) - Studieretning |                         |                            |                            | Model (2) - Studieretning |                         |                            |                            |
|---------------------------|---------------------------|-------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|-------------------------|----------------------------|----------------------------|
|                           | Humanistisk               | Natur-<br>videnskabelig | Samfunds-<br>videnskabelig | Sundheds-<br>videnskabelig | Humanistisk               | Natur-<br>videnskabelig | Samfunds-<br>videnskabelig | Sundheds-<br>videnskabelig |
| <i>SU</i>                 | -0,008<br>(0,030)         | -0,011<br>(0,037)       | 0,033<br>(0,037)           | -0,015<br>(0,018)          | 0,022<br>(0,067)          | 0,159**<br>(0,079)      | -0,152*<br>(0,078)         | -0,029<br>(0,035)          |
| <i>SU</i> <sub>85</sub>   | 0,035<br>(0,029)          | -0,102***<br>(0,035)    | 0,087**<br>(0,035)         | -0,020<br>(0,017)          | 0,028<br>(0,032)          | -0,146***<br>(0,040)    | 0,133***<br>(0,039)        | -0,015<br>(0,019)          |
| Årgang 1988               | -0,005<br>(0,014)         | 0,035*<br>(0,018)       | -0,021<br>(0,017)          | -0,009<br>(0,008)          | -0,001<br>(0,017)         | 0,062***<br>(0,021)     | -0,050**<br>(0,020)        | -0,011<br>(0,009)          |
| Årgang 1989               | 0,035**<br>(0,014)        | 0,003<br>(0,017)        | -0,032*<br>(0,017)         | -0,007<br>(0,008)          | 0,040**<br>(0,018)        | 0,030<br>(0,021)        | -0,061***<br>(0,020)       | -0,010<br>(0,009)          |
| Årgang 1990               | 0,061***<br>(0,014)       | -0,021<br>(0,017)       | -0,039**<br>(0,017)        | -0,000<br>(0,009)          | 0,066***<br>(0,018)       | 0,005<br>(0,020)        | -0,068***<br>(0,020)       | -0,003<br>(0,010)          |
| $x_{10}$ (decentil)       | -0,009***<br>(0,002)      | -0,013***<br>(0,003)    | 0,021***<br>(0,003)        | 0,001<br>(0,001)           | -0,007<br>(0,005)         | -0,001<br>(0,006)       | 0,008<br>(0,006)           | -0,000<br>(0,002)          |
| $x_{10} \times reform$    |                           |                         |                            |                            | -0,003<br>(0,006)         | -0,016**<br>(0,007)     | 0,018***<br>(0,006)        | 0,001<br>(0,003)           |
| <i>Øvrige kontrolvar.</i> |                           |                         |                            |                            |                           |                         |                            |                            |
| Alder og køn              |                           | nej                     |                            |                            |                           |                         | nej                        |                            |
| Geografiske ind.          |                           | nej                     |                            |                            |                           |                         | nej                        |                            |
| Karaktersnit              |                           | nej                     |                            |                            |                           |                         | nej                        |                            |
| Matematik ind.            |                           | nej                     |                            |                            |                           |                         | nej                        |                            |
| Forældres udd.            |                           | nej                     |                            |                            |                           |                         | nej                        |                            |
| Observationer             |                           | 16.238                  |                            |                            |                           |                         | 16.238                     |                            |
| Log-likelihood            |                           | -19.617                 |                            |                            |                           |                         | -19.613                    |                            |
| Pseudo- $R^2$             |                           | 0,00762                 |                            |                            |                           |                         | 0,00784                    |                            |

Tabellen viser marginale effekter. Standardfejl i parenteser. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

TABEL A2: Estimationsresultater for model (1) og (2)

|                           | Model (3) - Studieretning |                         |                            |                            | Model (4) - Studieretning |                         |                            |                            |
|---------------------------|---------------------------|-------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|-------------------------|----------------------------|----------------------------|
|                           | Humanistisk               | Natur-<br>videnskabelig | Samfunds-<br>videnskabelig | Sundheds-<br>videnskabelig | Humanistisk               | Natur-<br>videnskabelig | Samfunds-<br>videnskabelig | Sundheds-<br>videnskabelig |
| $SU$                      | 0,112<br>(0,082)          | 0,139<br>(0,101)        | -0,202**<br>(0,101)        | -0,049<br>(0,048)          | 0,128*<br>(0,073)         | 0,128<br>(0,107)        | -0,233**<br>(0,108)        | -0,023<br>(0,036)          |
| $SU_{85}$                 | 0,071*<br>(0,040)         | -0,135***<br>(0,051)    | 0,105**<br>(0,051)         | -0,041<br>(0,025)          | -0,051<br>(0,045)         | -0,117*<br>(0,067)      | 0,158**<br>(0,069)         | 0,010<br>(0,024)           |
| Årgang 1988               | 0,057<br>(0,039)          | 0,044<br>(0,044)        | -0,081**<br>(0,040)        | -0,021<br>(0,017)          | 0,041<br>(0,036)          | 0,062<br>(0,048)        | -0,087*<br>(0,046)         | -0,016<br>(0,012)          |
| Årgang 1989               | 0,103**<br>(0,041)        | 0,010<br>(0,043)        | -0,093**<br>(0,040)        | -0,020<br>(0,017)          | 0,076**<br>(0,039)        | 0,037<br>(0,047)        | -0,097**<br>(0,045)        | -0,016<br>(0,013)          |
| Årgang 1990               | 0,130***<br>(0,041)       | -0,015<br>(0,042)       | -0,101**<br>(0,040)        | -0,014<br>(0,018)          | 0,107***<br>(0,041)       | 0,009<br>(0,046)        | -0,103**<br>(0,045)        | -0,013<br>(0,013)          |
| $x_{10}$ (decentil)       | 0,040**<br>(0,016)        | -0,005<br>(0,020)       | -0,020<br>(0,020)          | -0,015<br>(0,009)          | 0,019<br>(0,015)          | -0,000<br>(0,022)       | -0,018<br>(0,022)          | -0,000<br>(0,008)          |
| $x_{10}^2$                | -0,003***<br>(0,001)      | 0,000<br>(0,001)        | 0,002<br>(0,001)           | 0,001*<br>(0,001)          | -0,002*<br>(0,001)        | -0,000<br>(0,001)       | 0,002<br>(0,002)           | -0,000<br>(0,001)          |
| $x_{10} \times reform$    | -0,036*<br>(0,019)        | -0,008<br>(0,023)       | 0,036<br>(0,023)           | 0,008<br>(0,011)           | -0,028*<br>(0,017)        | -0,015<br>(0,024)       | 0,041*<br>(0,025)          | 0,001<br>(0,008)           |
| $x_{10}^2 \times reform$  | 0,002*<br>(0,001)         | -0,001<br>(0,002)       | -0,001<br>(0,002)          | -0,000<br>(0,001)          | 0,002<br>(0,001)          | -0,000<br>(0,002)       | -0,002<br>(0,002)          | -0,000<br>(0,001)          |
| <i>Øvrige kontrolvar.</i> |                           |                         |                            |                            |                           |                         |                            |                            |
| Alder og køn              |                           |                         | nej                        |                            |                           |                         | ja                         |                            |
| Geografiske ind.          |                           |                         | nej                        |                            |                           |                         | ja                         |                            |
| Karaktersnit              |                           |                         | nej                        |                            |                           |                         | ja                         |                            |
| Matematik ind.            |                           |                         | nej                        |                            |                           |                         | ja                         |                            |
| Forældres udd.            |                           |                         | nej                        |                            |                           |                         | nej                        |                            |
| Observationer             |                           | 16.238                  |                            |                            |                           | 16.238                  |                            |                            |
| Log-likelihood            |                           | -19.604                 |                            |                            |                           | -15.765                 |                            |                            |
| Pseudo- $R^2$             |                           | 0,00826                 |                            |                            |                           | 0,202                   |                            |                            |

Tabellen viser marginale effekter. Standardfejl i parenteser. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

TABEL A3: Estimationsresultater for model (3) og (4)

|                           | Model (5) - Studieretning |                         |                            |                            | Model (6) - Studieretning |                         |                            |                            |
|---------------------------|---------------------------|-------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|-------------------------|----------------------------|----------------------------|
|                           | Humanistisk               | Natur-<br>videnskabelig | Samfunds-<br>videnskabelig | Sundheds-<br>videnskabelig | Humanistisk               | Natur-<br>videnskabelig | Samfunds-<br>videnskabelig | Sundheds-<br>videnskabelig |
| $SU$                      | 0,127*<br>(0,073)         | 0,121<br>(0,108)        | -0,225**<br>(0,109)        | -0,023<br>(0,037)          | -0,179<br>(0,161)         | 0,841***<br>(0,235)     | -0,681***<br>(0,236)       | 0,019<br>(0,085)           |
| $SU \times karaktersnit$  |                           |                         |                            |                            | 0,034**<br>(0,016)        | -0,079***<br>(0,023)    | 0,049**<br>(0,023)         | -0,004<br>(0,008)          |
| $SU_{85}$                 | -0,044<br>(0,045)         | -0,094<br>(0,068)       | 0,127*<br>(0,070)          | 0,011<br>(0,024)           | -0,050<br>(0,045)         | -0,121*<br>(0,067)      | 0,161**<br>(0,069)         | 0,010<br>(0,024)           |
| Årgang 1988               | 0,045<br>(0,037)          | 0,066<br>(0,048)        | -0,095**<br>(0,046)        | -0,016<br>(0,012)          | 0,036<br>(0,035)          | 0,075<br>(0,048)        | -0,095**<br>(0,046)        | -0,016<br>(0,012)          |
| Årgang 1989               | 0,080**<br>(0,039)        | 0,039<br>(0,047)        | -0,103**<br>(0,045)        | -0,016<br>(0,013)          | 0,070*<br>(0,038)         | 0,050<br>(0,047)        | -0,105**<br>(0,045)        | -0,016<br>(0,013)          |
| Årgang 1990               | 0,110***<br>(0,041)       | 0,010<br>(0,046)        | -0,107**<br>(0,045)        | -0,013<br>(0,013)          | 0,101**<br>(0,040)        | 0,022<br>(0,046)        | -0,110**<br>(0,045)        | -0,013<br>(0,013)          |
| $x_{10}$ (decentil)       | 0,020<br>(0,015)          | 0,000<br>(0,022)        | -0,020<br>(0,022)          | -0,000<br>(0,008)          | 0,016<br>(0,015)          | 0,007<br>(0,022)        | -0,023<br>(0,022)          | 0,000<br>(0,008)           |
| $x_{10}^2$                | -0,002*<br>(0,001)        | -0,001<br>(0,001)       | 0,003*<br>(0,002)          | -0,000<br>(0,001)          | -0,002<br>(0,001)         | -0,001<br>(0,001)       | 0,002<br>(0,002)           | -0,000<br>(0,001)          |
| $x_{10} \times reform$    | -0,030*<br>(0,017)        | -0,017<br>(0,024)       | 0,046*<br>(0,025)          | 0,001<br>(0,008)           | -0,025<br>(0,017)         | -0,023<br>(0,024)       | 0,047*<br>(0,025)          | 0,001<br>(0,008)           |
| $x_{10}^2 \times reform$  | 0,002*<br>(0,001)         | -0,000<br>(0,002)       | -0,002<br>(0,002)          | -0,000<br>(0,001)          | 0,002<br>(0,001)          | 0,000<br>(0,002)        | -0,002<br>(0,002)          | 0,000<br>(0,001)           |
| <i>Øvrige kontrolvar.</i> |                           |                         |                            |                            |                           |                         |                            |                            |
| Alder og køn              |                           |                         | ja                         |                            |                           |                         | ja                         |                            |
| Geografiske ind.          |                           |                         | ja                         |                            |                           |                         | ja                         |                            |
| Karaktersnit              |                           |                         | ja                         |                            |                           |                         | ja                         |                            |
| Matematik ind.            |                           |                         | ja                         |                            |                           |                         | ja                         |                            |
| Forældres udd.            |                           |                         | ja                         |                            |                           |                         | nej                        |                            |
| Observationer             |                           | 16.238                  |                            |                            |                           |                         | 16.238                     |                            |
| Log-likelihood            |                           |                         | -15.724                    |                            |                           |                         | -15.759                    |                            |
| Pseudo- $R^2$             |                           |                         | 0,205                      |                            |                           |                         | 0,203                      |                            |

Tabellen viser marginale effekter. Standardfejl i parenteser. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

TABEL A4: Estimationsresultater for model (5) og (6)

|                                 | Model (7) - Studieretning |                         |                            |                            | Model (8) - Studieretning |                         |                            |                            |
|---------------------------------|---------------------------|-------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|-------------------------|----------------------------|----------------------------|
|                                 | Humanistisk               | Natur-<br>videnskabelig | Samfunds-<br>videnskabelig | Sundheds-<br>videnskabelig | Humanistisk               | Natur-<br>videnskabelig | Samfunds-<br>videnskabelig | Sundheds-<br>videnskabelig |
| <i>SU</i>                       | 0,161*<br>(0,084)         | 0,104<br>(0,110)        | -0,234**<br>(0,109)        | -0,031<br>(0,042)          | -0,330*<br>(0,186)        | 0,880***<br>(0,240)     | -0,617***<br>(0,237)       | 0,066<br>(0,101)           |
| <i>SU</i> × <i>karaktersnit</i> |                           |                         |                            |                            | 0,055***<br>(0,019)       | -0,086***<br>(0,024)    | 0,042*<br>(0,023)          | -0,010<br>(0,010)          |
| <i>SU</i> <sub>85</sub>         | -0,063<br>(0,051)         | -0,105<br>(0,069)       | 0,156**<br>(0,069)         | 0,013<br>(0,026)           | -0,061<br>(0,051)         | -0,109<br>(0,069)       | 0,158**<br>(0,069)         | 0,012<br>(0,026)           |
| Årgang 1988                     | 0,047<br>(0,040)          | 0,061<br>(0,048)        | -0,089*<br>(0,045)         | -0,019<br>(0,014)          | 0,040<br>(0,039)          | 0,075<br>(0,049)        | -0,095**<br>(0,045)        | -0,019<br>(0,014)          |
| Årgang 1989                     | 0,083**<br>(0,042)        | 0,038<br>(0,048)        | -0,100**<br>(0,045)        | -0,020<br>(0,014)          | 0,075*<br>(0,041)         | 0,052<br>(0,048)        | -0,107**<br>(0,045)        | -0,019<br>(0,014)          |
| Årgang 1990                     | 0,120***<br>(0,043)       | 0,005<br>(0,047)        | -0,108**<br>(0,045)        | -0,017<br>(0,015)          | 0,112***<br>(0,043)       | 0,019<br>(0,047)        | -0,115**<br>(0,045)        | -0,016<br>(0,015)          |
| $x_{10}$ (decentil)             | 0,023<br>(0,017)          | -0,002<br>(0,023)       | -0,020<br>(0,023)          | -0,001<br>(0,009)          | 0,019<br>(0,017)          | 0,006<br>(0,023)        | -0,024<br>(0,023)          | -0,001<br>(0,009)          |
| $x_{10}^2$                      | -0,002*<br>(0,001)        | -0,000<br>(0,002)       | 0,002<br>(0,002)           | 0,000<br>(0,001)           | -0,002<br>(0,001)         | -0,001<br>(0,002)       | 0,003<br>(0,002)           | 0,000<br>(0,001)           |
| $x_{10}$ × <i>reform</i>        | -0,034*<br>(0,019)        | -0,011<br>(0,025)       | 0,042*<br>(0,025)          | 0,003<br>(0,010)           | -0,030<br>(0,019)         | -0,020<br>(0,025)       | 0,047*<br>(0,025)          | 0,002<br>(0,010)           |
| $x_{10}^2$ × <i>reform</i>      | 0,002*<br>(0,001)         | -0,000<br>(0,002)       | -0,002<br>(0,002)          | -0,000<br>(0,001)          | 0,002<br>(0,001)          | 0,000<br>(0,002)        | -0,002<br>(0,002)          | -0,000<br>(0,001)          |
| <i>Øvrige kontrolvar.</i>       |                           |                         |                            |                            |                           |                         |                            |                            |
| Alder og køn                    |                           |                         | ja                         |                            |                           |                         | ja                         |                            |
| Geografiske ind.                |                           |                         | ja                         |                            |                           |                         | ja                         |                            |
| Karaktersnit                    |                           |                         | ja                         |                            |                           |                         | ja                         |                            |
| Matematik ind.                  |                           |                         | ja                         |                            |                           |                         | ja                         |                            |
| Forældres udd.                  |                           |                         | nej                        |                            |                           |                         | nej                        |                            |
| Observationer                   |                           | 16.238                  |                            |                            |                           | 16.238                  |                            |                            |
| Log-likelihood                  |                           | -15.783                 |                            |                            |                           | -15.774                 |                            |                            |

Tabellen viser marginale effekter. Standardfejl i parenteser. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

TABEL A5: Estimationsresultater for model (7) og (8)

|                           | Model (9)                     | Model (10)                          | Model (11)                      |
|---------------------------|-------------------------------|-------------------------------------|---------------------------------|
|                           | Biologi<br>fremfor<br>Geologi | Statskundskab<br>fremfor<br>Økonomi | Arkitekt<br>fremfor<br>Ingeniør |
| $SU$                      | 1,207*<br>(0,646)             | -0,002<br>(0,316)                   | 0,536<br>(0,698)                |
| $SU_{85}$                 | -0,166<br>(0,321)             | -0,066<br>(0,203)                   | -0,082<br>(0,489)               |
| Årgang 1988               | -0,247<br>(0,430)             | -0,146<br>(0,098)                   | 0,440<br>(0,366)                |
| Årgang 1989               | -0,212<br>(0,419)             | -0,080<br>(0,114)                   | 0,539<br>(0,342)                |
| Årgang 1990               | -0,284<br>(0,421)             | -0,138<br>(0,109)                   | 0,732***<br>(0,213)             |
| $x_{10}$ (decentil)       | 0,016<br>(0,163)              | -0,068<br>(0,063)                   | 0,328*<br>(0,175)               |
| $x_{10}^2$                | 0,004<br>(0,011)              | 0,004<br>(0,004)                    | -0,025**<br>(0,012)             |
| $x_{10} \times reform$    | -0,019<br>(0,168)             | 0,074<br>(0,071)                    | -0,318*<br>(0,180)              |
| $x_{10}^2 \times reform$  | -0,005<br>(0,012)             | -0,007<br>(0,005)                   | 0,025**<br>(0,012)              |
| <i>Øvrige kontrolvar.</i> |                               |                                     |                                 |
| Alder og køn              | ja                            | ja                                  | ja                              |
| Geografiske ind.          | ja                            | ja                                  | ja                              |
| Karaktersnit              | ja                            | ja                                  | ja                              |
| Matematik ind.            | ja                            | ja                                  | nej <sup>†</sup>                |
| Observationer             | 492                           | 1.447                               | 322                             |
| Log-likelihood            | -185,7                        | -703,0                              | -129,1                          |
| Pseudo- $R^2$             | 0,376                         | 0,166                               | 0,294                           |

Tabellen viser marginale effekter. Standardfejl i parenteser.

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . <sup>†</sup> se forklaring s. 67.

TABEL A6: Estimationsresultater for model (9)-(11)

|                           | Model (12) - Udd. omfang |                      |                    |
|---------------------------|--------------------------|----------------------|--------------------|
|                           | KVU                      | MVU                  | LVU                |
| $SU$                      | 0,025<br>(0,024)         | -0,102**<br>(0,049)  | 0,078<br>(0,055)   |
| $SU_{85}$                 | 0,006<br>(0,014)         | -0,000<br>(0,032)    | -0,005<br>(0,035)  |
| Årgang 1988               | 0,004<br>(0,013)         | -0,067***<br>(0,021) | 0,062**<br>(0,026) |
| Årgang 1989               | 0,039**<br>(0,018)       | -0,083***<br>(0,020) | 0,044<br>(0,028)   |
| Årgang 1990               | 0,044**<br>(0,018)       | -0,066***<br>(0,022) | 0,022<br>(0,029)   |
| $x_{10}$ (decentil)       | 0,009<br>(0,006)         | -0,015<br>(0,011)    | 0,006<br>(0,013)   |
| $x_{10}^2$                | -0,001*<br>(0,000)       | -0,000<br>(0,001)    | 0,001<br>(0,001)   |
| $x_{10} \times reform$    | -0,005<br>(0,006)        | 0,027**<br>(0,013)   | -0,022<br>(0,015)  |
| $x_{10}^2 \times reform$  | 0,000<br>(0,000)         | -0,002*<br>(0,001)   | 0,001<br>(0,001)   |
| <i>Øvrige kontrolvar.</i> |                          |                      |                    |
| Alder og køn              |                          | ja                   |                    |
| Geografiske ind.          |                          | ja                   |                    |
| Karaktersnit              |                          | ja                   |                    |
| Matematik ind.            |                          | ja                   |                    |
| Observationer             |                          | 22.204               |                    |
| Log-likelihood            |                          | -14.343              |                    |
| Pseudo- $R^2$             |                          | 0,127                |                    |

Tabellen viser marginale effekter. Standardfejl i parenteser. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

TABEL A7: Estimationsresultater for model (12)