

# Deltagelse i frivilligt arbejde og tidsforbrug på frivilligt arbejde: To sider af samme sag?

Ifølge ressourceteorien om frivilligt arbejde er personer med mange personlige, sociale og kulturelle ressourcer mere tilbøjelige til at deltage i frivilligt arbejde og bruger mere tid på det. I denne artikel viser jeg imidlertid ved hjælp af en to-dele-model, som mindre hyppigt anvendes i den sociologiske frivillighedsforskning sammenlignet med Tobit-modellen, at to af de mest centrale ressourceindikatorer, uddannelse og hyppig kontakt med medlemmer af ens sociale netværk, har positive effekter på sandsynligheden for deltagelse, men ikke påvirker tidsforbruget givet at man deltager. Eftersom analysen viser, at to-dele-modellen, som adskiller deltagelsesbeslutningen og tidsbeslutningen, stemmer bedre overens med data sammenlignet med Tobit-modellen, som antager én simultan beslutning, er der formodentlig snarere tale om to beslutninger, som skyldes forskellige faktorer. Resultaterne af analysen indikerer, at deltagelsesbeslutningen afhænger af hvor mange ressourcer individet har, mens tidsbeslutningen snarere afhænger af hvor meget tid personen har til rådighed, når der tages hensyn til arbejds- og familieliv.

Søgeord: frivilligt arbejde, tidsforbrug, Tobit-model, to-dele-model, selektionsmodel.

**F**rivilligt arbejde har stor symbolsk værdi. Det signalerer, at man er villig til at gøre en ekstra indsats uden umiddelbart at få noget til gengæld. På samfundsniveau ses andelen af befolkningen, der deltager i frivilligt arbejde derfor, som en indikator på et "stærkt samfund" med en høj grad af demokratisk kultur, solidaritet, sammenhængskraft og/eller social kapital (Böss 2014; Putnam 2000; Torpe 2013). Frivilligt arbejde er ligeledes kædet sammen med en række gavnlige effekter for deltagerne; fx viser studier, at frivilligt arbejde på individniveau har en sammenhæng med tillid og empati, bedre psykisk og fysisk helbred og mere succes på arbejdsmarkedet (Thoits & Hewitt 2001; Wilson & Musick 1999; Wilson & Musick 2003).

Frivilligt arbejde har imidlertid ikke kun symbolsk værdi eller værdi i kraft af de gavnlige effekter, det måtte have for deltagerne eller for demokratiet. Som frivillig producerer man en række kollektive goder, som andre kan forbruge. I Danmark har 35 procent af befolkningen været frivillige inden for det seneste år (Fridberg & Henriksen 2014), og ifølge Boje (2006:203) svarer den frivillige indsats til 110.000 fuldtidsstillinger. De frivillige, som gør en ekstra indsats ved at donere deres tid som fodboldtræner, natteravn, sidde i skolebestyrelsen, arbejde i genbrugsbutik eller arrangere korsang, er således alle med til at tilvejebringe kollektive goder, som ellers ikke ville eksistere, eller som ville være dyre for de offentlige kasser at producere.

Derfor kan det undre, at spørgsmålet om hvilke personer der bruger mest tid på frivilligt arbejde, ikke er gjort til genstand for flere empiriske analyser, idet det fremstår klart, at det centrale i forhold til produktionen af kollektive goder er, hvor mange timer de frivillige bidrager med – og ikke kun hvor stor en andel af befolkningen, der deltager. Den primære interesse for den sociologiske frivillighedsforskning har imidlertid været at opnå større viden om, hvilke personer der deltager i frivilligt arbejde, og hvilke personer der ikke gør – det man kan kalde "de frivilliges sociale profil" (Musick & Wilson 2008). Fra denne empirisk orienterede forskning ved vi en del om, hvilke personer der mest sandsynligt deltager i frivilligt arbejde (Wilson 2012). En central begrænsning i den eksisterende forskning er imidlertid, at mange empiriske studier helt ser bort fra tidsforbruget. Mange studier benytter en binær afhængig variabel fx "frivillig inden for det seneste år" og undersøger derfor udelukkende beslutningen om at deltage. Når disse studier alene vælger at undersøge beslutningen om at deltage, kan det have to implikationer; enten betragtes tidsforbruget som mindre væsentligt, eller også antager man implicit, at deltagelse og tidsforbrug er to sider af samme sag. Det synes imidlertid ikke rimeligt at antage a priori, at de samme faktorer, som forklarer deltagelse, også forklarer tidsforbruget (Forbes & Zampelli 2011, 2014; Qvist 2014). Derfor er tidsforbrug på frivilligt arbejde genstandsfeltet for denne artikel.<sup>1</sup>

Den dominerende sociologiske teori om frivilligt arbejde kan betegnes som ressourceteori. Den grundlæggende antagelse i ressourceteori er, at personer med mange personlige, sociale og kulturelle ressourcer er mere tilbø-



jelige til at deltage i frivilligt arbejde og bruger mere tid på det, fordi disse personer i højere grad kan overkomme de personlige omkostninger, der er forbundet med at bruge tid på frivilligt arbejde (Musick & Wilson 2008:119). I denne artikel viser jeg imidlertid ved hjælp af en to-dele-model, som mindre hyppigt anvendes i den sociologiske forskning i frivilligt arbejde sammenlignet med Tobit-modeller, at uddannelse og hyppig kontakt med medlemmer af ens sociale netværk har positive effekter på sandsynligheden for at deltage i frivilligt arbejde, men ikke på tidsforbruget givet at man deltager. Denne artikel bidrager således til den sociologiske forskning i frivilligt arbejde ved, på baggrund af en empirisk undersøgelse, at anfægte ressourceteoriens påstand om, at personer med mange personlige, sociale og kulturelle ressourcer bruger mere tid på frivilligt arbejde.

Artiklen vil forløbe på følgende måde: Først redegør jeg for den teoretiske baggrund for artiklen. Dernæst diskuterer jeg den empiriske strategi samt valg af variable. Derpå følger en beskrivelse af artiklens data samt en diskussion af forskellige statistiske modeller, som kan bruges til at studere tidsforbrug på frivilligt arbejde. Jeg fokuserer på den grundlæggende teoretiske idé bag modellerne, men jeg tillader mig også at give antagelserne bag modellerne en del opmærksomhed. Det skyldes, at valget af statistisk model kan have afgørende betydning for de empiriske resultater som opnås (Forbes & Zampelli 2011). Derpå følger artiklens empiriske analyse. Artiklen afsluttes med en diskussion, hvor jeg diskuterer de teoretiske implikationer af analysens resultater og diskuterer de centrale begrænsninger i analysen.

## Teoretisk baggrund

Den dominerende sociologiske teori om frivilligt arbejde kan betegnes som ressourceteori (Wilson & Musick 1997; Musick & Wilson 2008). Med afsæt i en sociologisk variant af rational choice teori er den grundlæggende antagelse i ressourceteori, at personer med mange personlige, sociale og kulturelle ressourcer er mere tilbøjelige til at deltage i frivilligt arbejde og bruger mere tid på det, fordi personer med mange ressourcer i højere grad kan overkomme de personlige omkostninger og udfordringer, der er forbundet med at bruge tid på frivilligt arbejde:

Given the same rewards, volunteering is more attractive to the resource-rich than to the resource-poor. If volunteer work demands money, the rich will find it easier to do; if it demands knowledge and "civic skills," the well educated will be less challenged by it (Musick & Wilson 2008:113).

Dermed står ressourceteori i modsætning til mere traditionelle økonomisk inspirerede rational choice teorier, som argumenterer for, at personer med mange ressourcer har større personlige omkostninger ved at bruge tid på frivilligt arbejde, idet deres alternativomkostninger ved at donere deres tid er større (Freeman 1997). En tredje mulighed, som frivillighedsforskningen hidtil ikke har været opmærksom på, er imidlertid, at beslutningen om at deltage i frivilligt arbejde måske kan betragtes som en beslutning med lave personlige omkostninger (Kirchgässner 1992). Man kan således argumentere for, at det er beslutningen om at bruge meget tid, som medfører relativt høje personlige omkostninger – ikke beslutningen om at deltage (Qvist 2014). Dette beror på et argument om, at det ikke i sig selv medfører personlige omkostninger at deltage i frivilligt arbejde – man kunne ligefrem se det som en investering i human kapital, socialt netværk eller symbolværdi (Handy & Mook 2011). Det, der medfører store personlige omkostninger, er således ikke deltagelse, men en tidsintensiv indsats fordi dette kan have omkostninger for ens arbejds- og familieliv.

## Empirisk strategi og valg af variable

For at teste ressourceteoriens påstand om, at personer med mange personlige, sociale og kulturelle ressourcer i højere grad deltager i frivilligt arbejde og bruger mere tid på det, har jeg udvalgt følgende variable, som ofte benyttes som ressourceindikatorer i den sociologiske forskning i frivilligt arbejde: Arbejdstid, uddannelse, socialt netværk, børn i husstanden og indkomst. Jeg har imidlertid en forventning om, at disse variable påvirker beslutningen om at deltage og tidsforbruget forskelligt.

Arbejdstid kan forventes at have en positiv effekt på sandsynligheden for at deltage, fordi det at være på arbejdsmarkedet giver adgang til sociale netværk, hvilket kan øge chancerne for at blive spurgt, om man vil deltage (Paik & Navarre-Jackson 2011). Det kan også give sociale og professionelle kompetencer, som kan gøre deltagelse i organisationsarbejde lettere (Brady, Verba & Schlozman 1995), og det kan gøre, at man er mere attraktiv for mange organisationer (Frederiksen, Henriksen & Qvist 2014). Samtidig må man forvente, at selvom arbejdstid kan øge sandsynligheden for, at man deltager, kan det også have en negativ effekt på tidsforbruget i frivilligt arbejde, fordi det reducerer den fritid, man har til rådighed til at arbejde frivilligt (Freeman 1997; Qvist 2014).

Uddannelse forventes at have en positiv effekt på sandsynligheden for at deltage, fordi uddannelse ligesom tilknytning til arbejdsmarkedet bibringer

kompetencer, som gør organisationsarbejde lettere (Brady, Verba & Schlozman 1995). Derudover kan uddannelse give en bredere horisont og udsyn, hvilket kan medvirke til, at man bliver mere opmærksom på forhold, som kan forbedres gennem en aktiv indsats (Musick & Wilson 2008). Personer med lange uddannelser har imidlertid typisk krævende jobs, hvilket kan reducere den fritid, man har til rådighed til at arbejde frivilligt.

Socialt netværk kan forventes at have en positiv effekt på sandsynligheden for at deltage, fordi personer med hyppig kontakt til deres sociale netværk har større sandsynlighed for at blive spurgt, om de kunne tænke sig at deltage eller ligefrem blive rekrutteret til frivilligt arbejde (Paik & Navarre-Jackson 2011). Det er imidlertid vanskeligere at se, hvorfor socialt netværk skulle påvirke tidsforbruget positivt. Man kan måske endda forestille sig, at det kan være tidskrævende at holde sit sociale netværk ved lige, hvilket vil betyde, at socialt netværk har en negativ effekt på tidsforbruget.

Skolebørn i hustanden kan generelt betragtes som en social ressource, fordi skolebørn i hustanden kan udvide forældrenes sociale netværk og give adgang til deltagelse i frivilligt arbejde gennem børnenes skole- og fritidsaktiviteter (Fridberg 2014). Det er derfor væsentligt at skelne mellem små børn og børn i skolealderen, idet det primært er børn i skolealderen, som trækker forældrene ind i frivilligt arbejde. Små børn er imidlertid mere tidskrævende. De reducerer den fritid forældrene har til rådighed, men forhindrer dem ikke nødvendigvis i at deltage.

Personer med store indkomster har de største alternativomkostninger ved at investere tid i frivilligt arbejde. Derfor peger nogle sociologer på, at frivilligt arbejde fremstår som et paradoks for traditionel økonomisk teori, idet empirisk forskning viser, at personer med de højeste indkomster har størst sandsynlighed for at deltage (Hustinx, Cnaan & Handy 2010). Man kan imidlertid forestille sig, at personer som har en høj indkomst, deltager i frivilligt arbejde på grund af samvittighed, socialt netværk eller for at opnå symbolsk værdi, men bruger mindre tid da de timer, de donerer, er relativt mere omkostningstunge (Freeman 1997).

Ud over de analytisk interessante variable inddrager jeg en række kontrolvariable, som tidligere studier har fundet, påvirker deltagelse i frivilligt arbejde. Det drejer sig om civilstand, religiøsitet, køn og alder (Wilson 2012).

## Data og variable

Jeg anvender data fra den seneste udgave af den danske frivillighedsundersøgelse, som blev gennemført i 2012, og som er baseret på en repræsentativ stikprøve af den danske befolkning mellem 16-86 år (se Fridberg & Henriksen 2014). Undersøgelsen er gennemført som en telefoninterviewundersøgelse med besøgsopfølgning til respondenter, der ikke kunne træffes på telefon. Der er gennemført 2809 interviews i 2012 (svarprocent = 67 procent).



## Afhængig variabel

Den afhængige variabel er det antal timer, respondenterne sammenlagt har angivet at have brugt på frivilligt arbejde indenfor det seneste år. Respondenten er spurgt til, om han/hun har deltaget i frivilligt arbejde inden for det seneste år inden for 14 forskellige områder.<sup>2</sup> Dernæst spørges respondenterne til, hvor lang tid han/hun har brugt på det enkelte område. Den afhængige variabel er konstrueret ved at summere det antal timer, den enkelte respondent har angivet at have brugt på de 14 forskellige områder inden for det seneste år. 33 respondenter har svaret bekræftende på, at de har arbejdet frivilligt inden for det seneste år, men har ikke angivet hvor meget tid på et eller flere områder. Deres tidsobservationer er erstattet med gennemsnittet for de øvrige frivillige.

## Uafhængige variable

*Arbejdstid* er en intervallskaleret variabel, der måler respondentens ugentlige timeantal på det formelle arbejdsmarked. Værdien sættes til 0, hvis man ikke er på arbejdsmarkedet; arbejdstider over 80 timer er sat til 80 timer.

*Børn* er en kategorisk variabel med dummy kodning: ingen hjemmeboende børn i husstanden (referencekategori), små hjemmeboende børn i alderen 0-5 år, hjemmeboende børn i skolealderen (6-16 år), både små børn og børn i skolealderen.

*Indkomst* er en intervallskaleret variabel, der måler respondentens selvrapporterede månedlige bruttoindkomst i tusinde kroner. For at undgå ekstreme observationer har jeg erstattet de højeste og de laveste 2 procent af observationerne med henholdsvis 2 procent og 98 procent percentilerne. Derudover havde 446 respondenter ikke besvaret spørgsmålet om indkomst; disse er erstattet af gennemsnittet på de øvrige observationer.

*Uddannelse* er en fempunkts ordinal skaleret variabel, der måler uddannelsesniveau: (1 = ingen uddannelse, 2 = faglig uddannelse, 3 = kort videregående uddannelse, 4 = mellemlang videregående uddannelse, 5 = lang videregående uddannelse). Der var 31 respondenter, der ikke havde valide svar på uddannelse; de er kodet som ingen uddannelse.

*Socialt netværk* er en skala, som er konstrueret ud fra spørgsmålet: "Hvor ofte har du kontakt til nogle af følgende grupper?". Familie og slægt? Naboer og andre i det område du bor? Venner og bekendte udenfor nærmiljøet? Tidligere kollegaer? Nuværende kollegaer? Andre personer? Svarmuligheder er: Hver dag, 1-2 gange om ugen, 1-2 gange om måneden, 1-2 gange om året, aldrig. Der tildeles 1 til 5 point på hvert enkelt item, efter hvor ofte man har kontakt med gruppen (1 er aldrig, 5 er hver dag). Derefter har jeg beregnet den gennemsnitlige score over de seks spørgsmål (rækkegennemsnittet). Derpå er 12 observationer erstattet med gennemsnittet. Jeg har således bevaret den oprindelige skala fra 1-5. De seks spørgsmål er positivt korrelerede; men Cronbach's Alpha (CA) er ikke særlig høj ( $\alpha = 0.431$ ), men dog på et acceptabelt niveau. CA bliver ikke højere af at fjerne enkelte items. Den lave CA værdi

kan fx skyldes, at nogle respondenter ofte har kontakt med familie, venner og kolleger uden nødvendigvis at have kontakt til naboer. Man kunne derfor vælge at inddrage de seks items enkeltvist, men af hensyn til enkelthed finder jeg det mest hensigtsmæssigt at inkludere variabelen som et indeks.

*Partner* er en dummy variabel, der er 1, hvis respondenteren angiver at være gift eller lever i fast parforhold, ellers 0.

*Religiøsitet* er en fire-punkt ordinalskaleret variabel, der på en likert-skala måler, hvor vigtigt respondenteren finder, at religion er i sit liv (slet ikke vigtigt = 1; meget vigtigt = 4). Der var 28 respondenter, der ikke havde besvaret spørgsmålet, de er sat til 1.

*Mand* er en dummy variabel der er 1, hvis respondenteren er mand, ellers 0.

*Alder* er dummy omkodet i tre grupper: 16-29 år, 30-59 år (referencekategori) og 59 < år. Dette tillader, at alder kan have en kurvelineær effekt på beslutningen om at arbejde frivilligt. Dette er nødvendigt, da tidligere forskning viser, at sandsynligheden for deltagelse i frivilligt arbejde topper midt i livet, hvorefter den falder igen (Fridberg & Henriksen 2014).

*Tradition* er konstrueret ud fra spørgsmålet: "Hvis du tænker tilbage på din opvækst, vil du så sige, at der har været tradition i din familie for frivilligt arbejde?". Der er tale om en ordinalskaleret variabel i fire kategorier (nej, slet ikke = 1; ja, i høj grad = 4). Der var 25 respondenter, der ikke havde besvaret spørgsmålet, de er sat til 1. Tabel 1 viser en oversigt over alle variable samt deskriptiv statistik.

## Metode

Den afhængige variabel – tidsforbrug på frivilligt arbejde – indeholder både information om beslutningen om at deltage i frivilligt arbejde samt tidsforbruget, hvis man deltager. En observation på tidsforbruget kan således kun være positiv, hvis respondenteren har arbejdet frivilligt inden for det seneste år, ellers er den 0. Den afhængige variabel indeholder relativt mange respondenter, der ikke har brugt tid på frivilligt arbejde inden for det seneste år (65 procent), hvilket skaber en ophobning af værdien 0 på den afhængige variabel. Denne særlige type variabel med en ophobning af værdien 0 kan betegnes som en *hjørneløsning*<sup>3</sup> (Dow & Norton 2003; Pudney 1989; Wooldridge 2010). Det er generelt uhensigtsmæssigt at bruge Ordinary Least Squares (OLS), når den afhængige variabel kan betragtes som en hjørneløsning.

De resterende observationer, som ikke er 0, er kraftigt højreskævt fordelt. Figur 1 (til venstre) viser fordelingen på den afhængige variabel, hvis respondenteren deltager i frivilligt arbejde dvs.  $y > 0$ . Figuren viser, at fordelingen er kraftigt højreskæv (skævhed = 4.17; topstejlhed = 27.32). Denne type fordeling er ikke usædvanlig for data for tidsforbrug på frivilligt arbejde, idet det ofte vil være få personer, der laver en stor del af det frivillige arbejde (Rooney, Steinberg & Schervish 2004). Denne type fordeling kan imidlertid give anledning til heteroskedasticitet i regressionsanalyser. Den skæve fordeling kan

Tabel 1. Deskriptiv statistik.

	Hele stikprøven (N = 2809)		Frivillig (N = 971)	
	M <sup>a</sup>	SD <sup>b</sup>	M <sup>a</sup>	SD <sup>b</sup>
Frivillig	0.35	-	-	-
Frivillig: Timeantal	43.11	131.87	124.71	200.39
Arbejdstid	21.29	20.16	23.62	20.41
Ingen børn	0.73	-	0.67	-
Små børn (0-5 år)	0.07	-	0.06	-
Skolebørn (6-16 år)	0.15	-	0.20	-
Små børn og skolebørn	0.05	-	0.07	-
Indkomst (i tusinde kr.)	25.17	14.86	27.53	15.73
Uddannelse	2.72	1.37	3.01	1.41
Socialt netværk	3.43	0.62	3.55	0.57
Partner	0.67	0.47	0.70	0.46
Religiøsitet	1.79	0.86	1.90	0.92
Mand	0.47	-	0.49	-
Alder: 16-29	0.19	-	0.14	-
Alder: 30-59	0.53	-	0.59	-
Alder: 59 <	0.29	-	0.27	-
Tradition i familie	1.88	1.11	2.19	1.20

Note: <sup>a</sup>gennemsnit. <sup>b</sup>standardafvigelse.

ligeledes betyde, at indflydelsesrige observationer får uforholdsmæssig stor betydning.

For at afhjælpe dette problem benytter jeg logaritme-transformation på den afhængige variabel, hvilket gør, at data bliver "presset sammen", uden at det ændrer på rækkefølgen af observationerne.<sup>4</sup> Den afhængige variabel indeholder således stadig en overrepræsentation af 0'er, men som figur 1 (til højre) viser, er den afhængige variabel, efter logaritme-transformation, tilnærmelsesvist normalfordelt på de øvrige observationer (skævhed = -0.19; topstjethed = 2.66).

### Statistiske modeller

I det følgende vil jeg beskrive og diskutere forudsætningerne for tre forskellige modeller, som kan benyttes til at modellere hjørneløsninger: Tobit-modeller, to-dele-modeller og selektionsmodeller. Jeg understreger undervejs den grundlæggende teoretiske idé bag modellerne og fokuserer på, hvordan aktørens beslutningsproces antages at foregå.

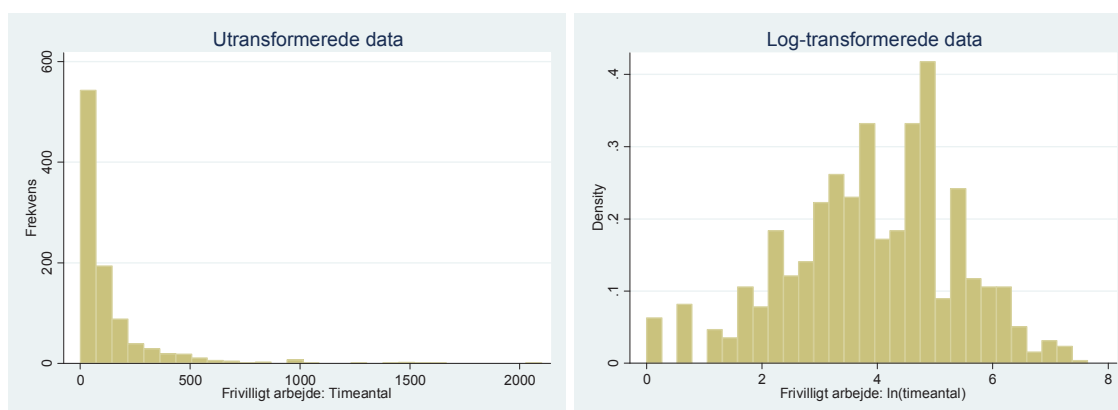
### Tobit-modellen

Tobit-modellen blev oprindeligt udviklet til at modellere privatforbrug (Tobin 1958), men er siden blevet brugt til at modellere andre problemstillinger; fx tidsforbrug på frivilligt arbejde (se fx Musick, Wilson & Bynum 2000). Mo-



Figur 1.

Fordeling på den afhængige variabel med og uden log-transformation ( $y > 0$ ).



dellen antager, at en observeret variabel,  $y$ , kan betragtes som en realiseret latent variabel,  $y^*$ . Den observerede variabel,  $y$ , antager en positiv værdi, når den underliggende latente variabel,  $y^*$ , krydser en tærskelværdi,  $\gamma$  (i dette tilfælde er  $\gamma \approx 0$ ).<sup>5</sup> Tobit-modellen kan da skrives på følgende måde<sup>6</sup>:

$$y^* = \exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} + u)$$

$$y = \begin{cases} y^* & \text{hvis } \ln y^* > \gamma \\ 0 & \text{hvis } \ln y^* \leq \gamma \end{cases}$$

Hvor  $\mathbf{x}$  er en vektor af uafhængige variable (arbejdstid, uddannelse, socialt netværk, børn i husstanden, indkomst samt kontrolvariable),  $\boldsymbol{\beta}$  er en vektor af koefficienter, som vi ønsker at estimere, og  $u$  er et fejledd. Det antages, at fejleddet  $u$  er uafhængigt af  $\mathbf{x}$  og normalfordelt. Modellen estimeres med maximum likelihood.

Den teoretiske idé bag at benytte Tobit-modellen er, at man antager, at aktøren har en latent tilbøjelighed til at arbejde frivilligt i et bestemt antal timer, hvilket realiseres, når den latente tilbøjelighed overstiger en tærskelværdi. Det vil med andre ord sige, at ved at benytte Tobit-modellen betragter man implicit deltagelse og tidsforbrug som én simultan beslutning, som er forklaret af den samme latente variabel. Hvis man fx melder sig som fodboldtræner i den lokale fodboldklub, antages det at være givet på forhånd, hvor meget tid man skal bruge på indsatsen, hvilket aktøren antages at have viden om – og derfor træffer sin beslutning på baggrund af.

Denne modelleringsstrategi er klart den hyppigst anvendte, men den hviler på nogle temmelig restriktive antagelser: 1) de variable, der forklarer beslutningen om at deltage i frivilligt arbejde, skal være de samme, som forklarer beslutningen om hvor meget tid (Breen 1996). 2) En mere subtil restriktion i Tobit-modellen er, at selvom det kan retfærdiggøres, at de faktorer, der forklarer beslutningen om at deltage og beslutningen om hvor meget tid, er

de samme, er sandsynligheden for at deltage i frivilligt arbejde givet faktorerne i  $\mathbf{x}$ ,  $P(y > 0 | \mathbf{x})$ , tæt forbundet med den forventede værdi af timeantallet for deltagere givet faktorerne i  $\mathbf{x}$ ,  $E(y | \mathbf{x}, y > 0)$  (Wooldridge 2010:690). Det vil med andre ord sige, at Tobit-modellen *ikke* tillader, at en variabel kan have modsatrettede effekter i forhold til beslutningen om at deltage og tidsforbruget. Denne antagelse kan således ikke opfyldes, hvis én eller flere variable i  $\mathbf{x}$  har modsatrettede effekter på beslutningen om at deltage og tidsforbruget, hvilket jeg forventer. Hvis noget sådant er tilfældet, vil Tobit-modellen give fejlbehæftede og misvisende estimater, fordi det bryder med modellens forudsætninger.

### To-dele-modellen

I stedet for én simultan beslutning kan man forestille sig aktørens beslutningsproces som to beslutninger med forskellige forklarende faktorer. En mere realistisk model for en aktørs faktiske beslutningsproces kan således være, at aktøren først træffer en beslutning om at deltage og derpå træffer en beslutning om, hvor meget tid man vil bruge på indsatsen. Man kan fx forestille sig, at man træffer en beslutning om at deltage i frivilligt arbejde nede i fodboldklubben og derpå tilpasser sit tidsforbrug efter, hvad der kan lade sig gøre i forhold til arbejds- og familieliv. Man kan også forestille sig, at man beslutter sig for at deltage, fordi man bliver spurgt uden dog at have kendskab til, hvor lang tid man faktisk skal bruge på indsatsen.

Jeg vil i følgende afsnit redegøre for en to-dele-model, som sjældent anvendes i den sociologiske forskning i frivilligt arbejde, men som udgør et fleksibelt og robust alternativ til at modellere hjørneløsninger. Motivationen for at estimere en to-dele-model i stedet for Tobit-modellen er, at den estimerer beslutningen om at deltage og beslutningen om hvor meget tid i to separate dele (Cragg 1971; Duan, Manning, Morris, & Newhouse 1983; Wooldridge 2010). I første del, *selektionsligningen*, estimeres sandsynligheden for, at man deltager i frivilligt arbejde. I andet stadie, *interesseligningen*, estimeres den forventede værdi af timeantallet, givet at man deltager. Dermed tillader modellen, at de faktorer, der inddrages, kan have forskellige effekter på beslutningen om at deltage og tidsforbruget.

En to-dele-model kan relativt enkelt estimeres, fordi de to ligninger kan estimeres separat, idet de antages at være betinget uafhængige. I dette tilfælde estimeres selektionsligningen med en probit-model:

$$\text{Selektionsligningen: } P(y > 0 | \mathbf{x}_1) = \Phi(\mathbf{x}'_1 \boldsymbol{\beta}_1 + u_1)$$

Hvor  $P(y > 0 | \mathbf{x}_1)$  er sandsynligheden for, at man deltager i frivilligt arbejde givet  $\mathbf{x}_1$ ,  $\Phi$  er en fordelingsfunktion,  $\mathbf{x}_1$  er en vektor af de uafhængige variable, som antages at forklare deltagelse, og  $u_1$  er et fejllid. I selektionsligningen antages det, at  $u_1$  har en standard normalfordeling og at  $u_1$  er uafhængig af  $\mathbf{x}_1$ .

Interesseligningen kan derefter estimeres med OLS<sup>7</sup>:

$$\ln y = \mathbf{x}'_2 \boldsymbol{\beta}_2 + u_2, \text{ hvis } y > 0$$

Hvor  $\mathbf{x}_2$  er en vektor af de uafhængige variable, der antages at forklare tidsforbruget, og  $u_2$  er et fejllid. Den centrale antagelse i to-dele-modellen er, at selektionsligningens og interesseligningens fejllid,  $u_1$  og  $u_2$  er betinget uafhængige.<sup>8</sup>

### Selektionsmodellen

To-dele-modellen hviler på den forudsætning, at de to ligningers fejllid er betinget uafhængige. Dermed antages det implicit, at beslutningen om at deltage i frivilligt arbejde og beslutningen om hvor mange timer, er uafhængige af hinanden, når man kontrollerer for observerbare faktorer. Denne forudsætning er rimelig, så længe personer der arbejder frivilligt, alene adskiller sig fra ikke-frivillige på observerede faktorer. Hvis frivillige adskiller sig fra ikke-frivillige på uobserverede faktorer, vil det imidlertid medføre *selektionsbias* (Berk 1983). Selektionsbias kan opstå, fordi man i interesseligningen kun observerer en selekteret del af samplet; de som deltager i frivilligt arbejde. Det kan fx betyde, at vi systematisk underestimerer effekten af en central faktor som fx uddannelse. Det skyldes, at vi kun observerer timeantallet for de respondenter, som deltager i frivilligt arbejde på trods af, at de fx har et relativt lavt uddannelsesniveau. Disse respondenter er muligvis ikke repræsentative for personer med et lavt uddannelsesniveau, da de kan adskille sig fra andre lavtuddannede på uobserverede faktorer. Det kan betyde, at man i interesseligningen skaber et nedadgående bias på effekten af uddannelse, hvis de lavtuddannede frivillige fx er særligt motiverede.

Problemer med selektionsbias er meget udbredte i samfundsvidenskaberne, men meget vanskelige at løse (Berk 1983). Hvis man antager, at frivillige er en selekteret gruppe på uobserverede faktorer, kan man imidlertid benytte en såkaldt selektionsmodel, der er designet til at korrigere for selektionbias (Heckman 1976). En selektionsmodel tillader, ligesom to-dele-modellen, at man kan inkludere variable i selektionsligningen, der ikke indgår i interesseligningen, ligesom at de inddragede faktorer kan have forskellige effekter på beslutningen om at deltage og tidsforbruget. Forskellen på de to modeller er, at selektionsmodellen modificerer to-dele-modellens forudsætning om betinget uafhængighed mellem de to fejllid. Hvis der er selektionsproblemer, vil de to fejllid nemlig være korrelerede, selvom man kontrollerer for observerbare faktorer (Vella 1998:129).<sup>9</sup>

Man kan imidlertid under strenge antagelser, bruge korrelationen mellem fejllidene fra selektionsligningen og interesseligningen til at korrigere for selektion (Heckman 1976). Under den antagelse, at fejllidene er bivariat normalfordelte<sup>10</sup> kan følgende model estimeres med maximum likelihood:

$$\text{Selektionsligningen: } z^* = \mathbf{x}'_1 \boldsymbol{\beta}_1 + u_1$$

$$z = \begin{cases} 1 & \text{hvis } z^* > 0 \\ 0 & \text{hvis } z^* \leq 0 \end{cases}$$

$$\text{Interesseligningen: } \ln y = \mathbf{x}'_2 \boldsymbol{\beta}_2 + u_2, \quad \text{hvis } z = 1$$

Hvor de to fejlede,  $u_1$  og  $u_2$ , kan være korrelerede. Korrelationen mellem fejlede i de to ligninger udtrykkes i en særlig parameter,  $\rho$  (rho). Hvis  $\rho = 0$ , betyder det, at der ikke er korrelation mellem fejlede. Hvis  $\rho \neq 0$  betyder det, at fejlede er korrelerede, hvilket indikerer at selektionsbias er nødvendigt at korrigeres for.

En selektionsmodel skal imidlertid helst indeholde en eksklusionsrestriktion for at sikre identifikation (Breen 1996; Cameron & Trivedi 2005; Wooldridge 2010). Det betyder at for at sikre, at modellen kan identificeres, skal der findes en variabel, der såvel teoretisk som empirisk har en substantiel (ikke-triviel) effekt på sandsynligheden for, at man deltager i frivilligt arbejde, men ikke nogen effekt på, hvor meget tid man bruger.<sup>11</sup>

### Mulige eksklusionsrestriktioner

Det er generelt meget vanskeligt at finde valide eksklusionsrestriktioner, især når der er tale om hjørneløsninger, idet de fleste faktorer vil påvirke både beslutningen om at deltage og tidsforbruget. I en undersøgelse af tidsforbrug på frivilligt arbejde på amerikanske data, argumenterer Forbes & Zampelli (2014) imidlertid for, at man kan benytte værdivariable som eksklusionseksklusion. De identificerer en selektionsmodel ved at ekskludere et socialt tillidsindeks, et racetillidsindeks og nogle variable for politiske værdier. Idéen med at ekskludere værdivariable fra interesseligningen er, at værdier antages at påvirke, at man beslutter sig for at deltage i frivilligt arbejde, men ikke hvor meget man deltager, hvis man gør det. Hvis dette er tilfældet, opfylder variablene forudsætningerne for, at de kan udgøre valide instrumenter. Inspireret af denne indsigt, benytter jeg i dette studie en variabel, som indikerer, at respondenter angiver, at der er tradition for frivilligt arbejde i respondentens familie som eksklusionsrestriktion. Den teoretiske begrundelse for at benytte denne variabel som eksklusionsrestriktion er, at man igennem sin opvækst socialiseres til nogle værdier, som understøtter frivilligt arbejde. Det er vel-dokumenteret i flere empiriske studier, at socialisering i familien til værdier, der understøtter deltagelse i frivilligt arbejde, kan have central betydning for, at man selv går ind i frivilligt arbejde (Frederiksen & Møberg 2014; Janoski & Wilson 1995). Dette styrker forventningen om, at der er tale om et stærkt instrument, som er korreleret med beslutningen om at deltage. Den centrale antagelse som gør instrumentet validt er imidlertid, at socialiseringen til værdier, som understøtter frivilligt arbejde, alene påvirker, at man vælger at

deltage, men ikke hvor meget tid man vælger at bruge på det. Dette beror på det teoretiske argument, at socialisering skaber en moralsk forpligtelse, som øger sandsynligheden for deltagelse, men ikke et bestemt antal timer, idet beslutningen om hvor meget tid i højere grad er styret af hensyn til arbejds- og familieliv.

## Empirisk analyse

Hvis Tobit-modellens forudsætninger er opfyldte, er denne model at foretrække ud fra parsimoni-princippet,<sup>12</sup> idet den beskriver data med færrest mulige parametre. Hvis det derimod viser sig, at to-dele-modellen stemmer bedre overens med data sammenlignet med Tobit-modellen, må vi konkludere, at dette skyldes, at Tobit-modellens forudsætninger ikke er opfyldte, og at det derfor er nødvendigt at bruge en mere kompleks model med flere parametre.

Tabel 2 viser resultaterne af Tobit-, to-dele- og selektionsmodellen. Modelernes log-likelihoods udtrykker modelfit, men tager ikke højde for, at modellerne ikke indeholder samme antal parametre. Derfor benytter jeg Akaike Information Criterion (AIC) og Bayesian Information Criterion (BIC) til at sammenligne modelfit på tværs af modellerne.

Hvis man benytter AIC og BIC til at straffe to-dele-modellen for den øgede kompleksitet, stemmer to-dele-modellen stadig betydeligt bedre overens med data sammenlignet med Tobit-modellen, hvilket kommer til udtryk ved, at AIC og BIC er lavere for to-dele-modellen sammenlignet med Tobit-modellen. Vi kan derfor konkludere, at Tobit-modellens forudsætning om, at de samme faktorer kan forklare begge beslutninger, ikke kan opfyldes i dette tilfælde. Den teoretiske implikation af dette er, at beslutningen om at deltage og tidsforbruget ikke bør betragtes som én simultan beslutning, som er forklaret af de samme faktorer, men snarere bør ses som to forskellige beslutninger, som er forklaret af forskellige faktorer.

Det næste vi skal undersøge er, om to-dele-modellens forudsætning om betinget uafhængighed i mellem de to beslutninger kan opfyldes. Når jeg estimerer selektionsmodellen med instrumentet, som sikrer tilstrækkelig identifikation er rho meget tæt på 0, og derfor ikke signifikant ( $\rho = -0.008$ ,  $p = 0.964$ ). Derfor giver to-dele-modellen og selektionsmodellen i dette tilfælde anledning til praktisk talt identiske resultater. Hvis vi antager, at instrumentet er validt, er der derfor ikke tegn på, at resultaterne fra to-dele-modellen er påvirket af selektionsbias. Dette kunne indikere, at der er tale om to relativt uafhængige beslutninger.

Tobit-modellen viser, at uddannelse har en signifikant positiv effekt på tidsforbrug på frivilligt arbejde ( $\beta = 0.401$ ,  $p < 0.01$ ). Det samme gælder for socialt netværk, som ligeledes har en signifikant positiv effekt ( $\beta = 1.177$ ,  $p < 0.01$ ). Dette bekræfter umiddelbart ressourceteorien forestilling om, at personer med personlige, sociale og kulturelle ressourcer er mere tilbøjelige til at deltage i frivilligt arbejde og bruger mere tid på det. Resultatet fra to-dele-



Tabel 2. Tobit-modellen, to-dele-modellen og selektionsmodellen.

	Tobit	To-dele		Selektion	
		Selektion	Interesse	Selektion	Interesse
Arbejdstid	-0.016** (0.008)	-0.003* (0.002)	-0.007** (0.003)	-0.003* (0.002)	-0.007** (0.003)
Små børn (0-5 år)	-0.591 (0.431)	-0.082 (0.107)	-0.525*** (0.190)	-0.082 (0.107)	-0.526*** (0.191)
Skolebørn (6-16 år)	1.376*** (0.309)	0.345*** (0.079)	0.056 (0.141)	0.345*** (0.079)	0.059 (0.132)
Små børn og skolebørn	1.255*** (0.431)	0.332*** (0.114)	0.078 (0.182)	0.332*** (0.114)	0.081 (0.174)
Indkomst (i tusinde kr.)	0.011 (0.009)	0.003 (0.002)	-0.003 (0.004)	0.003 (0.002)	-0.003 (0.004)
Uddannelse	0.401*** (0.087)	0.093*** (0.021)	0.059 (0.041)	0.093*** (0.021)	0.060 (0.037)
Socialt netværk	1.177*** (0.187)	0.272*** (0.045)	0.087 (0.103)	0.272*** (0.045)	0.090 (0.085)
Partner	-0.168 (0.254)	-0.020 (0.060)	-0.177 (0.113)	-0.020 (0.060)	-0.177 (0.114)
Religiositet	0.542*** (0.120)	0.116*** (0.030)	0.137** (0.056)	0.116*** (0.030)	0.138*** (0.049)
Mand	0.726*** (0.217)	0.137*** (0.052)	0.299*** (0.103)	0.137*** (0.052)	0.300*** (0.094)
Alder: 16-29	-0.863** (0.365)	-0.143* (0.085)	-0.545*** (0.189)	-0.143* (0.085)	-0.546*** (0.186)
Alder: 59 <	0.330 (0.326)	0.051 (0.076)	0.208 (0.149)	0.051 (0.076)	0.208 (0.150)
Tradition i familie	0.726*** (0.091)	0.184*** (0.023)		0.184*** (0.023)	
Konstant	-9.406*** (0.743)	-2.277*** (0.177)	3.438*** (0.698)	-2.277*** (0.177)	3.411*** (0.366)
$\rho$ (Rho)				-0.008	
Log-likelihood	3822.246	3396.956		3396.958	
AIC	7674.493	6847.917		6851.916	
BIC	7763.602	7008.313		7024.193	
N	2809	2809		2809	

Note: Robuste standardfejl i parenteser. \*  $p < 0.10$  \*\*  $p < 0.05$  \*\*\*  $p < 0.01$ . Referencegrupper er: Ingen børn og alder: 30-59. Jeg har forsøgt at estimere to-dele modellen med instrumentet inkluderet i interesseligningen. Selvom man ikke formelt kan teste validiteten af et instrument, vil det give grund til bekymring, hvis instrumentet havde en signifikant effekt i interesseligningen. Denne primitive fremgangsmåde viser ikke tegn på, at tradition i familien skulle have en effekt på tidsforbruget ( $\beta = 0.008$ ,  $p = 0.844$ ).

modellen viser imidlertid, at denne konklusion er misvisende. To-dele-modellen afslører, at uddannelse og hyppig kontakt med medlemmer af ens sociale netværk alene påvirker selektionen ind i frivilligt arbejde. Uddannelse har således en signifikant positiv effekt på sandsynligheden for deltagelse ( $\beta = 0.093$ ,  $p < 0.01$ ), men har ikke nogen signifikant effekt på tidsforbruget ( $\beta =$

0.059,  $p > 0.10$ ). Det samme gælder for socialt netværk, som har en signifikant positiv effekt på sandsynligheden for deltagelse ( $\beta = 0.272$ ,  $p < 0.01$ ), men ikke nogen signifikant effekt på tidsforbruget ( $\beta = 0.087$ ,  $p > 0.10$ ). Dette bekræfter således ressourceteoriens forestilling om, at personer med personlige, sociale og kulturelle ressourcer i højere grad deltager i frivilligt arbejde, men anfægter den samme teoris påstand om, at de bruger mere tid på frivilligt arbejde.

Tobit-modellen viser ligeledes, at små børn i hustanden ikke har nogen effekt på tidsforbruget ( $\beta = -0.591$ ,  $p > 0.10$ ), mens store børn har signifikant positiv effekt ( $\beta = 1.376$ ,  $p < 0.01$ ). To-dele-modellen afslører imidlertid, at denne konklusion er misvisende. Ifølge denne model har små børn i hustanden ikke nogen betydning for, at man deltager i frivilligt arbejde, men hvis man deltager, så har det en signifikant negativ effekt på tidsforbruget ( $\beta = -0.525$ ,  $p < 0.01$ ). Omvendt har skolebørn i hustanden en signifikant positiv effekt på sandsynligheden for, at man deltager i frivilligt arbejde ( $\beta = 0.345$ ,  $p < 0.01$ ), men ikke nogen effekt på tidsforbruget, hvis man deltager. Derudover viser analysen, at arbejdstid har signifikante negative effekter – både på sandsynligheden for at deltage og tidsforbruget. Derimod er der ingen signifikante effekter af indkomst – hverken på sandsynligheden for at deltage eller på tidsforbruget, når der kontrolleres for uddannelse og alder.

## Konklusion og diskussion

Ressourceteorien antager, at personer med personlige, sociale og kulturelle ressourcer er mere tilbøjelige til at deltage i frivilligt arbejde og bruger mere tid på det (Musick & Wilson 2008:119). Den empiriske analyse i denne artikel viser imidlertid, at uddannelse og hyppig kontakt med medlemmer af ens sociale netværk har signifikante positive effekter på sandsynligheden for at deltage i frivilligt arbejde, men ikke på tidsforbruget, givet at man deltager. Dette bekræfter ressourceteoriens forestilling om, at personer med ressourcer er mere tilbøjelige til at deltage i frivilligt arbejde, men anfægter den samme teoris påstand om, at de bruger mere tid på frivilligt arbejde.

En fortolkning af disse resultater kan være, at tilbøjeligheden til at deltage er forklaret af, hvor mange ressourcer man har, som ressourceteorien påstår. Det skyldes formentlig, at personer, som har et overskud af ressourcer, vil være mere tilbøjelige til at beslutte sig for at deltage, fordi de mener, at de har noget at bidrage med. Samtidig er personer med et overskud af ressourcer mere attraktive for mange foreninger og organisationer, hvilket øger chancen for at blive spurgt eller rekrutteret til frivilligt arbejde. Omvendt kan nogle af de samme eksklusionsmekanismer, som gør sig gældende på det formelle arbejdsmarked, udelukke personer, som mangler kompetencer og ressourcer fra at deltage. Resultaterne indikerer imidlertid, at beslutningen, om hvor meget tid man vil bruge på frivilligt arbejde, snarere er afhængig af, hvor meget tid man har til rådighed, når der tages hensyn til arbejds- og familieliv. Denne fortolkning støttes af, at arbejdstid og små børn i hustanden har signifikante

negative effekter på tidsforbruget, hvis man deltager, hvilket indikerer, at det kan være svært at finde tid til frivilligt arbejde, hvis man arbejder mange timer på det formelle arbejdsmarked eller har små børn i husstanden.

Det er vigtigt at understrege, at ressourceteorien er opmærksom på, at tid kan være en vigtig ressource: "... if [volunteer work] is time consuming, those with "time on their hands" will find it easier to bear the burden" (Musick & Wilson 2008:113). Problemet er, at deltagelse i frivilligt arbejde og tidsforbrug på frivilligt arbejde *ikke* er to sider af samme sag. Når analysen viser, at to-dele-modellen, som adskiller deltagelsesbeslutningen og tidsbeslutningen, stemmer bedre overens med data sammenlignet med Tobit-modellen, skyldes det formentlig, at der er tale om to beslutninger, som er forklaret af forskellige faktorer. Deltagelsesbeslutningen afhænger af, hvor mange ressourcer individet har, mens tidsbeslutningen snarere er afhængig af, hvor meget tid personen har til rådighed, når der tages hensyn til arbejds- og familieliv. Derfor virker det uhensigtsmæssigt at forsøge at forklare begge beslutninger ud fra samme teoretiske udgangspunkt.

Hvis man accepterer argumentet, at personlige, sociale og kulturelle ressourcer i højere grad forklarer deltagelse og i mindre grad tidsbeslutningen, som i stedet er forklaret af, hvor meget tid man har til rådighed, giver det anledning til at genoverveje nogle af de mest centrale faktoreres betydning for frivilligt arbejde. En central faktor som uddannelse bibringer på den ene side ressourcer og kompetencer, som muliggør deltagelse, men på den anden side kan det reducere den tid man har til rådighed, fordi højtuddannede ofte har krævende jobs. En anden central faktor som hyppig kontakt med socialt netværk kan øge sandsynligheden for deltagelse, fordi det øger sandsynligheden for, at man blive spurgt eller rekrutteret, men samtidig kan det være tidskrævende, at holde sit sociale netværk ved lige, hvilket kan reducere den tid man har til rådighed.

Når tidligere studier ved hjælp af Tobit-modellen har fundet at uddannelse og socialt netværk påvirker tidsforbrug positivt og dermed har medvirket til at understøtte ressourceteorien (se fx Musick, Wilson & Bynum 2000), kan det potentielt skyldes, at Tobit-modellen har den egenskab, at den estimerede sandsynlighed for at deltage i frivilligt arbejde givet forskellige faktorer er tæt forbundet med den forventede værdi af timeantallet givet de samme faktorer. Det betyder, at hvis faktorer som fx uddannelse og socialt netværk har stærke positive effekter på deltagelsesbeslutningen, men ikke på tidsbeslutningen, så vil Tobit-modellen alligevel give anledning til den misvisende konklusion, at disse faktorer har stærke positive effekter på tidsforbruget. Dette er et centralt fund, eftersom Tobit-modellen er den hyppigst anvendte model til at studere tidsforbrug på frivilligt arbejde i sociologien (se fx Brown & Ferris 2007; Einolf 2011; Musick, Wilson & Bynum 2000; Rotolo & Wilson 2004, 2006, 2007; Taniguchi 2006). Det kan derfor ikke udelukkes, at den udbredte brug af Tobit-modellen i den sociologiske frivillighedsforskning generelt kan have

haft betydning for, at ressourceteori er blevet så dominerende inden for sociologien, idet Tobit-modellens egenskaber medfører, at den har en tendens til at bekræfte ressourceteorien. Dog kan resultaterne fra de enkelte studier naturligvis ikke anfægtes uden kendskab til, om forudsætningerne for Tobit-modellen er opfyldte i de enkelte tilfælde.

Denne artikel bidrager således til den sociologiske forskning i frivilligt arbejde ved at anfægte ressourceteoriens påstand om, at personer med mange personlige, sociale og kulturelle ressourcer bruger mere tid på frivilligt arbejde, hvis de deltager. Dette fund har vigtige praktiske implikationer, idet det viser, at personer, som har mindre sandsynlighed for at deltage i frivilligt arbejde, ikke nødvendigvis bruger mindre tid, hvis de beslutter sig for at deltage. Det indikerer, at det kan være fornuftigt for organisationer og andre, der ønsker at tilknytte frivillige, at sikre en bredere rekruttering af fx personer med kortere uddannelse og/eller mindre socialt netværk, som har mindre sandsynlighed for at deltage, men som bidrager med ligeså mange timer, hvis de blot kommer i gang.

Afslutningsvist er det vigtigt at bemærke, at en potentiel fejlkilde i nærværende studie kan være, at to-dele-modellen ikke tager højde for, at de to beslutninger kan være afhængige af hinanden, selvom man kontrollerer for observerbare faktorer, hvis der er selv-selektion på uobserverede faktorer. Jeg forsøger derfor at korrigere for selv-selektion ved at estimere en selektionsmodel. Når jeg estimerer selektionsmodellen, finder jeg imidlertid, at der ikke er tegn på selektionsbias. Derfor kan to-dele-modellens forudsætning om betinget uafhængighed mellem de to beslutninger ikke afvises. Det er imidlertid vanskeligt at afgøre, om dette skyldes, at de to beslutninger faktisk er betinget uafhængige eller om det skyldes, at instrumentet ikke er validt, eftersom det ikke er muligt at teste et instruments validitet (Dow & Norton 2003; Puhani 2000). Det er derfor vigtigt, at der forskes mere i, hvorvidt og i hvilket omfang selektionsbias eventuelt påvirker resultaterne af to-dele-modellen.

## Noter

1. Forfatteren ønsker at takke to anonyme bedømmere fra *Dansk Sociologi* samt redaktørerne på dette særnummer for aldeles nyttige og konstruktive kommentarer. Forfatteren ønsker ligeledes at takke deltagerne i forskningsgruppen CASTOR, deltagerne i metodenetværket AKS, deltagere og arrangører af Ph.d.-kurset "Civilsamfund og frivillighed i forandring", Anders Holm og Jeevitha Y. Qvist for nyttige og konstruktive kommentarer til tidligere udgaver af denne artikel. En særlig tak til Lars Skov Henriksen for nyttige kommentarer og for at introducere mig til sociologien om frivilligt arbejde.

2. De forskellige områder er: 1) kulturområdet 2) idrætsområdet 3) fritidsområdet 4) øvrigt 5) uddannelse, undervisning og forskning 6) sundheds- og sygdomsområdet 7) det sociale områder 8) miljøområdet 9) bolig- og lokalsamfundsområdet 10) fagligt arbejde og erhvervs- og brancheorganisationer 11) rådgivning og juridisk bistand 12) politik og partiforeninger 13) internationale aktiviteter 14) religion og kirke 15) andre områder.

3. Nogle gange betegnes denne type variabel som censoreret ved 0, men dette er misvisende, idet censorering normalt refererer til, at hele variationsbredden af observationerne ikke observeres (Wooldridge 2010). Dette er ikke tilfældet med en hjørneløsning, idet værdien 0 udtrykker en observation.
4. Derudover er to ekstreme observationer på 2500 og 4000 timer erstattet med gennemsnittet inden logaritme-transformation.
5. En komplikation i forbindelse med Tobit-modellen, når der benyttes en logaritme transformeret afhængig variabel er, at den naturlige logaritme til 0 ikke er identificeret. For at estimere Tobit-modellen med en logaritme-transformeret afhængig variabel sætter jeg derfor tærskelværdien til at være en arbitrært lille størrelse mindre end minimumsværdien for ikke-censurerede observationer (se Cameron & Trivedi 2009:545).
6. Ln betegner den naturlige logaritme. Exp betegner den naturlige eksponential funktion.
7. Hvis den afhængige variabel ikke er logaritme transformeret bør man benytte trunkeret regression for observationer hvor  $y > 0$  (se Cragg 1971).
8. Eftersom det antages, at de to ligninger er uafhængige, kan man beregne modellens samlede log-likelihood ved at tage summen af selektionsligningens og interesseligningens individuelle log-likelihoods (Cameron & Trivedi 2009:555).
9. Ifølge Heckman (1979) kan man betragte selektionsproblemet som en udeladt variabel i interesseligningen, hvilket som bekendt medfører udeladt variabel bias. Det skyldes, at de uobserverede faktorer som potentielt påvirker, om man deltager i frivilligt arbejde, vil være en udeladt variabel i ligningen for tidsforbruget, når man alene estimerer ligningen på de frivillige, og man ikke tager højde for den forudgående selektionsproces.
10. Det antages således at: 
$$\begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} \sim N \left[ \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \sigma \\ \sigma & \sigma^2 \end{bmatrix} \right]$$
11. Benytter man ikke en eksklusionsrestriktion, kan modellen ofte godt identificeres alligevel, fordi selektionsligningen ikke antager en lineær sammenhæng, men det er generelt ikke en god idé, alene at identificere modellen på baggrund af selektionsligningens ikke-lineære egenskaber (Breen 1996; Munk 2008).
12. Parsemoni-princippet tilsiger, at man i tilfældet af to alternative løsninger skal vælge den mest simple løsning.

## Litteratur

- Berk, R. A. 1983: "An introduction to sample selection bias in sociological data". *American Sociological Review*, 48, 3:386-398.
- Boje, T. P. 2006: "Nonprofitsektorens beskæftigelsesmæssige størrelse og sammensætning på det danske arbejdsmarked", i T. P. Boje, & B. Ibsen (red.): *Frivillighed og nonprofit i Danmark*. København: SFI.
- Böss, M. 2014: "Indledning. Folkestyrets rugekasser og samfundets lim", i M. Böss (red.): *Folkestyrets rugekasser*. Aarhus: Aarhus Universitetsforlag.
- Brady, H. E.; Verba, S. & Schlozman, K. L. 1995: "Beyond SES: A resource model of political participation". *American Political Science Review*, 89, 2:271-294.
- Breen, R. 1996: *Regression models: Censored, sample selected, or truncated data*. Thousand Oaks: Sage.
- Brown, E. & Ferris, J. M. 2007: "Social capital and philanthropy: An analysis of the impact of social capital on individual giving and volunteering". *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 36, 1:85-99.
- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. 2005: *Microeconometrics: Methods and applications*. Cambridge (MA): Cambridge University Press.



- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. 2009: *Microeconometrics using STATA*. Texas: Stata Press.
- Cragg, J. G. 1971: "Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 39, 5:829-844.
- Dow, W. H. & Norton, E. C. 2003: "Choosing between and interpreting the heckit and two-part models for corner solutions". *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 4, 1:5-18.
- Duan, N.; Manning, W. G.; Morris, C. N. & Newhouse, J. P. 1983: "A comparison of alternative models for the demand for medical care". *Journal of Business & Economic Statistics*, 1, 2:115-126.
- Einolf, C. J. 2011: "Gender differences in the correlates of volunteering and charitable giving". *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 40, 6:1092-1112.
- Forbes, K. F. & Zampelli, E. M. 2011: "An assessment of alternative structural models of philanthropic behavior". *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 40, 6:1148-1167.
- Forbes, K. F. & Zampelli, E. M. 2014: "Volunteerism: The influences of social, religious, and human capital". *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 43, 2:227-253.
- Frederiksen, M.; Henriksen, L. S. & Qvist, H-P. 2014: "Mainstreaming effects on volunteering? The case of Denmark". *Journal of Civil Society*, 10, 3:317-334.
- Frederiksen, M. & Møberg, R. J. 2014: "Alder, kohorte og livsfase i frivilligt arbejde", i T. Fridberg & L. S. Henriksen (red.): *Udviklingen i frivilligt arbejde 2004-2012*. København: SFI.
- Freeman, R. 1997: "Working for nothing: The supply of volunteer labor". *Journal of Labor Economics, Special Issue: Essays in Honor of Yoram Ben-Porath*, 15, 1:140-166.
- Fridberg, T. 2014: "Hvem er de frivillige?", i T. Fridberg & L. S. Henriksen (red.): *Udviklingen i frivilligt arbejde 2004-2012*. København: SFI.
- Fridberg, T. & Henriksen, L. S. 2014: *Udviklingen i frivilligt arbejde 2004-2012*. København: SFI.
- Handy, F.; Cnaan, R. A.; Hustinx, L.; Kang, C.; Brudney, J. L.; Haski-Leventhal, D.; Ranade, B. 2010: "A cross-cultural examination of student volunteering: Is it all about résumé building?". *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 39, 3:498-523.
- Handy, F. & Mook, L. 2011: "Volunteering and volunteers: Benefit-cost analyses". *Research on Social Work Practice*, 21, 4:412-420.
- Heckman, J. J. 1976: "The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models". *Annals of Economic and Social Measurement*, 5, 4:475-492.
- Heckman, J. J. 1979: "Sample selection bias as a specification error". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 47, 1:153-161.
- Hustinx, L.; Cnaan, R. A. & Handy, F. 2010: "Navigating theories of volunteering: A hybrid map for a complex phenomenon". *Journal for the Theory of Social Behaviour*, 40, 4:410-434.
- Janoski, T. & Wilson, J. 1995: "Pathways to voluntarism: Family socialization and status transmission models". *Social Forces*, 74, 1:271-292.
- Kirchgässner, G. 1992: "Towards a theory of low-cost decisions". *European Journal of Political Economy*, 8, 2:305-320.
- Long, J. S. 1997: *Regression models for categorical and limited dependent variables*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Munk, M. D. 2008: "Metoder til at måle kausale effekter af socialpolitiske indsatser". *Dansk Sociologi*, 19, 1:55-73.

- Musick, M. A. & Wilson, J. 2008: *Volunteers: A social profile*. Bloomington: Indiana University Press.
- Musick, M. A.; Wilson, J. & Bynum, W. B. 2000: "Race and formal volunteering: The differential effects of class and religion". *Social Forces*, 78, 4:1539-1570.
- Paik, A. & Navarre-Jackson, L. 2011: "Social networks, recruitment, and volunteering: Are social capital effects conditional on recruitment?" *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 40, 3:476-496.
- Pudney, S. 1989: *Modelling individual choice*. Cambridge: Blackwell.
- Puhani, P. 2000: "The Heckman correction for sample selection and its critique". *Journal of Economic Surveys*, 14, 1:53-68.
- Putnam, R. D. 2000: *Bowling alone: The collapse and revival of American community*. New York: Simon and Schuster.
- Qvist, H-P. 2014: *At bruge sin dyrebare tid på frivilligt arbejde*. Speciale. Aalborg: Institut for Sociologi og Socialt arbejde.
- Rooney, P.; Steinberg, K. & Schervish, P. G. 2004: "Methodology is destiny: The effect of survey prompts on reported levels of giving and volunteering". *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 33, 4:628-654.
- Rotolo, T. & Wilson, J. 2004: "What happened to the long civic generation? Explaining cohort differences in volunteerism". *Social Forces*, 82, 3:1091-1121.
- Rotolo, T. & Wilson, J. 2006: "Employment sector and volunteering: The contribution of nonprofit and public sector workers to the volunteer labor force". *The Sociological Quarterly*, 47, 1:21-40.
- Rotolo, T. & Wilson, J. 2007: "The effects of children and employment status on the volunteer work of American women". *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 36, 3:487-503.
- Taniguchi, H. 2006: "Men's and women's volunteering: Gender differences in the effects of employment and family characteristics". *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 35, 1:83-101.
- Thoits, P. A. & Hewitt, L. N. 2001: "Volunteer work and well-being". *Journal of Health and Social Behavior*, 42, 2:115-131.
- Tobin, J. 1958: "Estimation of relationships for limited dependent variables". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 26, 1:24-36.
- Torpe, L. 2013: *De stærke samfund – social kapital i Skandinavien*. København: Frydenlund.
- Vella, F. 1998: "Estimating models with sample selection bias: A survey". *Journal of Human Resources*, 33, 1:127-169.
- Wilson, J. 2012: "Volunteerism research a review essay". *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 41, 2:176-212.
- Wilson, J. & Musick, M. 1997: "Who cares? Toward an integrated theory of volunteer work". *American Sociological Review*, 62, 5:694-713.
- Wilson, J. & Musick, M. 1999: "The effects of volunteering on the volunteer". *Law and Contemporary Problems*, 62, 4:141-168.
- Wilson, J. & Musick, M. 2003: "Doing well by doing good". *The Sociological Quarterly*, 44, 3:433-450.
- Wooldridge, J. M. 2010: *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge (MA.): The MIT press.