



Arbejdsrapport nr.: 24/2011

## Sammenhængen mellem uddannelse og erhvervsdeltagelse\*

Jakob Egholt Søgaard\*\*

### Resumé:

I arbejdsrapporten estimeres gennemslaget af et øget uddannelsesniveau på erhvervsdeltagelsen gennem to forskellige estimationsmetoder. Resultaterne peger på, at effekten på erhvervsdeltagelsen af, at flere har opnået kompetencegivende uddannelse, i perioden 1981-2007 har udgjort mellem omkring  $\frac{1}{4}$  og  $\frac{1}{2}$  af den proportionale effekt, der ville fremkomme, hvis øget uddannelse slog fuldt igennem på erhvervsdeltagelsen med den observerede tværsnitssammenhæng.

Analysen peger endvidere på, at den marginale effekt på erhvervsdeltagelsen er aftagende efterhånden, som en stadig større andel af de enkelte årgange i befolkningen i forvejen har opnået en uddannelse, og at den fremadrettede effekt således ligger i intervallet 0-40 pct. af den proportionale uddannelseseffekt.

\* Synspunkter udtrykt i dette papir er mine egne og stemmer ikke nødvendigvis overens med Finansministeriets.

\*\* I gennem forløbet har jeg høstet et stort udbytte af diskussioner og kommentarer fra medarbejderne i Finansministeriets Makropolitiske Center. Specielt har Anders Møller Jørgensen, kontorchef Mads Kieler, konsulent Peter Bach-Mortensen, samt afdelingschef Jakob Hald leveret uvurderlig sparring i processen. Eventuelle fejl er naturligvis mine egne.

---

## Sammenfatning

Umiddelbart fremstår det som et paradoks, at den kraftige stigning i befolkningens uddannelsesniveau de seneste 30 år ikke har givet sig udslag i en højere samlet erhvervsdeltagelse, når det samtidig kan konstateres, at højere uddannede deltager mere på arbejdsmarkedet end personer med lavere uddannelser.

Forklaringen kan blandt andet ligge i, at det ikke er uddannelsesniveaut alene, der bestemmer erhvervsdeltagelsen, men fx også at personer, der i forvejen har gode forudsætninger for erhvervsdeltagelse, i højere grad vælger at uddanne sig.

Tager man således højde for, at ”underliggende evner” i bred forstand – dvs. medfødte eller tillærte egenskaber gennem opvækst og tidlig skolegang, herunder fx motivation og helbred, som ikke nødvendigvis påvirkes særligt meget af senere uddannelse – er medbestemmende for både uddannelsesvalget og erhvervsdeltagelsen, er der ikke længere samme modstrid mellem det stigende uddannelsesniveau og udviklingen i den samlede erhvervsdeltagelse.

I arbejdsrapporten søges gennemslaget fra øget uddannelsesniveau til erhvervsdeltagelse kvantificeret ved to forskellige estimationsmetoder. Resultaterne peger på en estimeret effekt af uddannelse på omkring  $\frac{1}{4}$  og  $\frac{1}{2}$  af den proportionale effekt, der ville fremkomme, hvis øget uddannelse slog fuldt igennem på erhvervsdeltagelsen med den observerede tværsnitssammenhæng.

Den ny analyse peger endvidere på en tendens til, at den marginale forøgelse af erhvervsdeltagelsen som følge af stigende uddannelse har været mindre for yngre end for ældre generationer, og at effekten endvidere har været aftagende over tid. Begge disse forhold peger i retning af, at den marginale effekt på erhvervsdeltagelsen af øget uddannelse gradvist reduceres, efterhånden som en stadig større andel af de enkelte årgange i befolkningen i forvejen har opnået en uddannelse.

På baggrund af analysen skønnes det, at den marginale effekt på erhvervsdeltagelsen af et øget uddannelsesniveau – ud over hvad den historiske uddannelsestilbøjelighed medfører – vil udgøre mellem 0 og cirka 40 pct. af den proportionale uddannelseseffekt.

## 1. Indledning

Gennem de sidste 30 år er der sket en væsentlig stigning i befolkningens uddannelsesniveau. Derimod er befolkningens erhvervsdeltagelse målt ved udviklingen i den samlede erhvervsfrekvens stort set uændret siden midten af 1980'erne.

Det fremstår umiddelbart som et paradoks, fordi der umiddelbart er en klar positiv sammenhæng mellem uddannelse og erhvervsdeltagelse i et givet år. Personer med højere uddannelse har i gennemsnit højere erhvervsdeltagelse. Med andre ord kunne man have forventet, at den kraftige stigning i uddannelsesniveaet skulle have været ledsaget af en kraftig stigning i den samlede erhvervsdeltagelse. Men den effekt findes ikke i tallene.

Formålet med dette arbejdsrapport er at vurdere, i hvilket omfang et højere uddannelsesniveau "slår igennem" i større erhvervsdeltagelse. I afsnit 2 gennemgås udviklingen i befolkningens erhvervsdeltagelse og uddannelsesniveau siden starten af 1980'erne. I afsnit 3 præsenteres nogle mulige teoretiske sammenhæng mellem uddannelse og erhvervsdeltagelse. I afsnit 4 vises to hypotetiske fremskrivninger af erhvervsfrekvensen, hvor ændringer i uddannelsesniveaet ikke har nogen effekt hhv. har fuld (proportional) effekt på erhvervsdeltagelsen. I afsnit 5 præsenteres to metoder, som anvendes til at estimere sammenhængen mellem uddannelsesniveaet og erhvervsdeltagelsen, mens resultaterne og en tilhørende korrigeret fremskrivning vises i afsnit 6.

## 2. Uddannelsesniveaet og erhvervsdeltagelsen

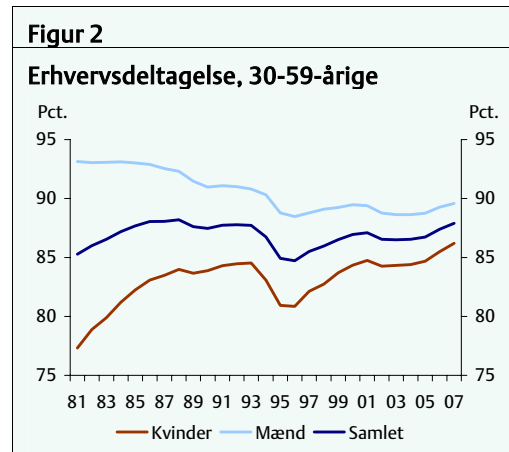
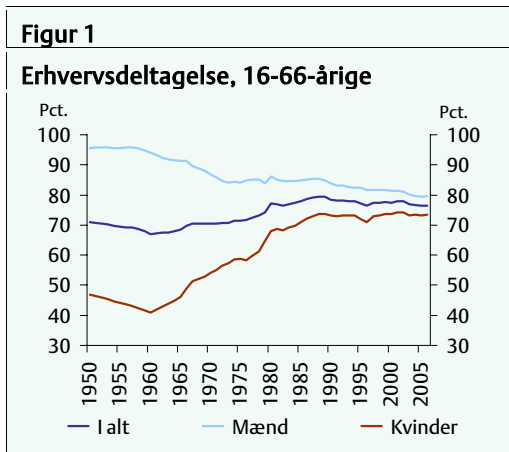
De seneste 50 år er der sket store ændringer på det danske arbejdsmarked, navnlig i kraft af en markant stigning i kvindernes erhvervsdeltagelse og i befolkningens uddannelsesniveau. Mens befolkningens uddannelsesniveau er fortsat med at vokse i hele perioden – om end med aftagende styrke – er den samlede erhvervsdeltagelse ikke vokset siden midten af 1980'erne.

### *Ingen stigning i erhvervsdeltagelsen siden midten af 1980'erne*

Erhvervsdeltagelsen målt ved erhvervsfrekvensen – dvs. andelen af befolkningen, som er i arbejdsstyrken<sup>1</sup> – er overordnet set vokset siden 1950, *jf. figur 1*. Udviklingen dækker over to modsatrettede tendenser for mænd og kvinder. Hvor kvindernes erhvervsfrekvens generelt har været kraftigt stigende, har mændenes været moderat aftagende. Forskellen mellem de to køns erhvervsdeltagelse er dermed indsnævret markant.

For kvindernes vedkommende afspejler udviklingen en større erhvervmæssig ligestilling, hvor kvinderne er gået fra primært at arbejde i hjemmet til i højere grad at deltage på arbejdsmarkedet på lige fod med mændene. Omvendt er faldet i mændenes erhvervsdeltagelse formentlig kun i mindre grad et udtryk for, at flere mænd skulle have valgt at være hjemmegående i den forstand, at de ikke står til rådighed for arbejdsmarkedet og derfor ikke har adgang til ydelser mv.

<sup>1</sup> Arbejdsstyrken er beregnet som beskæftigede (SOSO-koderne: 115-118, 120, 130-135, 138 og 139) plus ledige (SOSO-kode: 200) og aktiverede (SOSO-koderne: 46, 47, 48). Data er baseret på RAS-statistikken/Lovmodel.



Anm.: Før 1997 viser figur 1 erhvervsfrekvensen for 16-69-årige, derefter 16-66-årige.

Kilde: Figur 1: Danmarks Statistiks 50-års oversigt samt RAS-statistikken. Figur 2: Lovmodellen.

Højere uddannelses tilbøjelighed kan sænke erhvervsdeltagelsen i de yngre aldersgrupper, fordi erhvervsdeltagelsen typisk reduceres, når man er under uddannelse, idet studerende kun tælles med i arbejdsstyrken, hvis de har studiejob eller lignende. Derudover er udviklingen i erhvervsdeltagelsen også påvirket af en række regelændringer i den betragtede periode, herunder fx indførelsen af efterlønsordningen fra 1979.

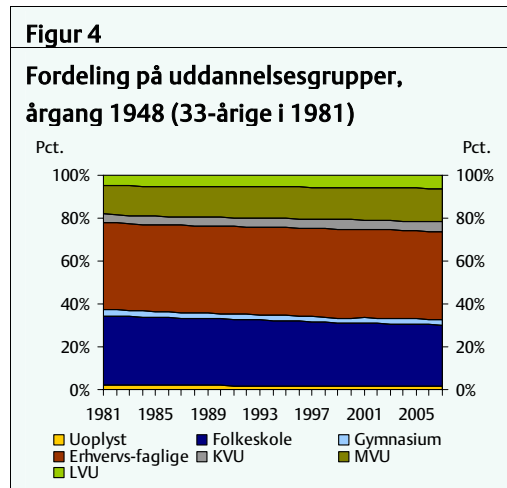
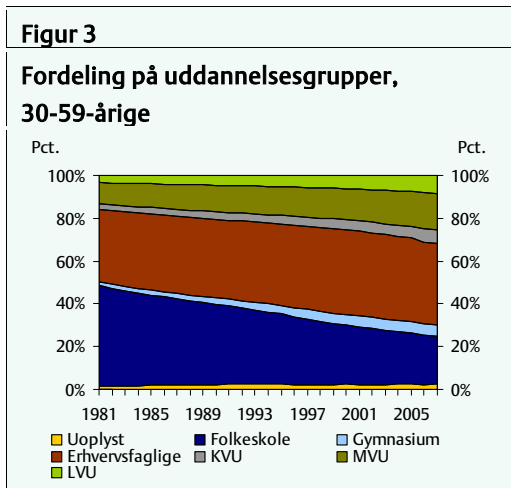
For gruppen af 30-59-årige, som for langt de flestes vedkommende har afsluttet deres formelle uddannelser, har der imidlertid heller ikke været nogen klar udviklingstendens i den samlede erhvervsdeltagelse siden 1981 på trods af, at det gennemsnitlige uddannelsesniveau er steget, *jf. figur 2*.

I begyndelsen af 1980'erne fortsætter den positive trend fra 1950, men fra midten af 1980'erne hører tendensen op. Fra begyndelsen af 1990'erne falder erhvervsdeltagelsen relativt brat i forbindelse med indførelsen af orlovsordningerne og – især – overgangsydelsen, men stiger igen efterfølgende i forbindelse med udfasningen af disse ordninger, således at erhvervsfrekvensen i 2007 ligger på omtrent samme niveau som i midten af 1980'erne.

#### *Kraftig stigning i uddannelsesniveaet*

Der er sket et markant skift i befolkningens fordeling på uddannelsesgrupper i perioden 1981-2007, *jf. figur 3*. Fx er andelen af 30-59-årige, som kun har en folkeskoleuddannelse, halveret fra 46,6 pct. i 1981 til 22,3 pct. i 2007, mens andelen med en videregående uddannelse er fordoblet.

Stigningen i uddannelsesniveaet er primært opstået ved, at højere uddannede unge generationer har erstattet ældre generationer med et lavere uddannelsesniveau. Inden for de enkelte generationer sker uddannelse primært frem til 30-årsalderen, hvorefter det formelle uddannelsesniveau ikke øges væsentligt, *jf. figur 4*.

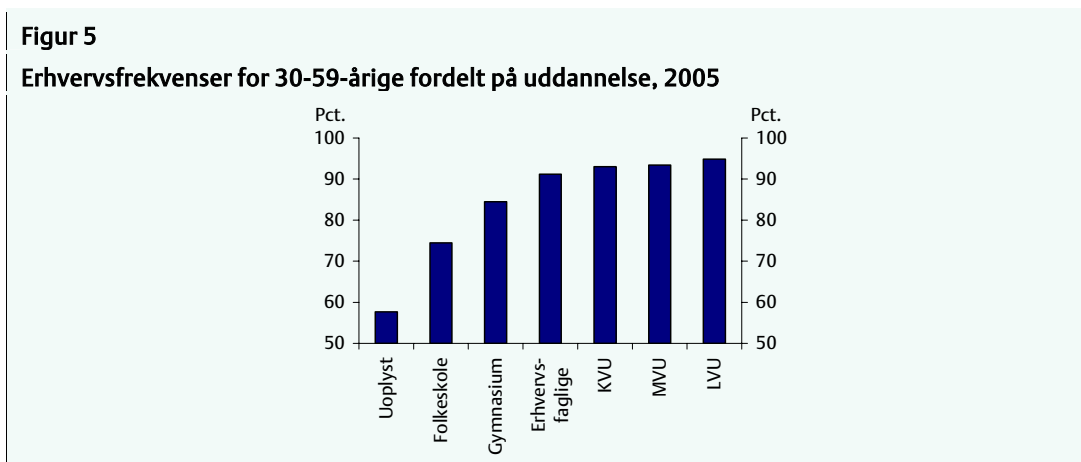


Anm.: Fordeling efter højeste fuldførte uddannelse, jf. Danmarks Statistiks definitioner.

Kilde: Lovmodellen.

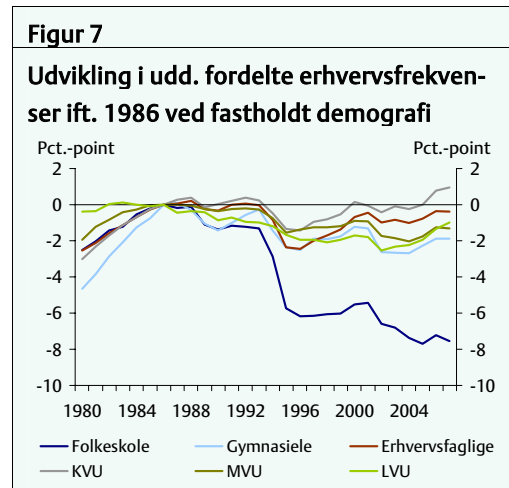
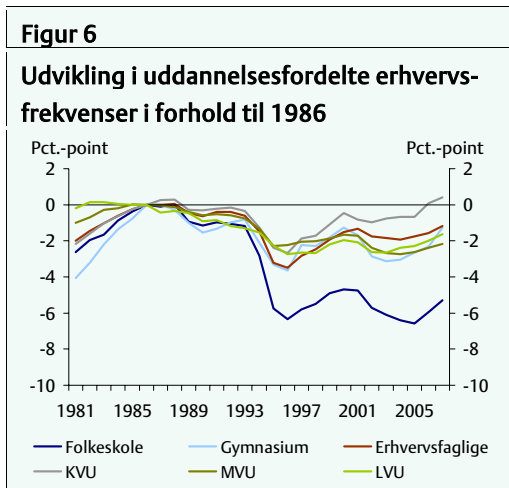
### *Sammenhæng mellem uddannelse og erhvervsdeltagelsen*

Set over et tværsnit af befolkningen er der en klar positiv sammenhæng mellem uddannelsesniveaut og erhvervsdeltagelsen, jf. figur 5. Jo højere uddannelsesniveaut er, jo højere er erhvervsdeltagelsen, og denne sammenhæng har været stabil gennem mange år.



Kilde: Lovmodellen

De seneste 25 års kraftige stigning i uddannelsesniveaut har imidlertid ikke været ledsaget af en tilsvarende stigning i den samlede erhvervsfrekvens. Det skyldes, at der parallelt med det stigende uddannelsesniveaut har været en faldende tendens i erhvervsfrekvensen inden for hver uddannelsesgruppe, jf. figur 6.



Anm: Begge figurer omfatter 30-59-årige. I figur 7 er de uddannelsesfordelte erhvervsfrekvenser beregnet som den historiske udvikling i de gruppespecifikke erhvervsfrekvenser (grupper opdelt på køn, alder og herkomst) vægtet med gruppens gennemsnitlige andel af befolkningen i perioden.

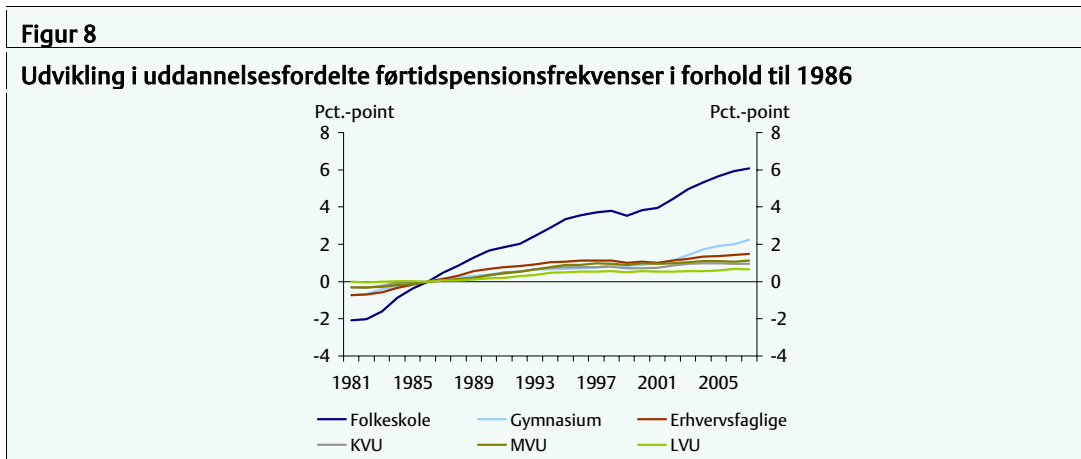
Kilde: Lovmodellen

For de fleste uddannelsesgrupper er erhvervsfrekvensen i 2007 omkring 2 pct.-point lavere end i 1986, *jf. figur 6*. Dog er erhvervsfrekvensen for gruppen med korte videregående uddannelser (KVVU) omtrent på samme niveau i 2007 som i 1986, mens erhvervsfrekvensen for gruppen, der kun har folkeskoleuddannelse, er faldet omkring 6 pct.-point fra 1986 til 2007.

Trendmæssigt sker faldet i erhvervsfrekvenserne allerede før 1994. Fra 1994 falder erhvervsfrekvenserne markant som følge af indførelsen af orlovsordningerne og overgangsydelsen, men stiger efterfølgende igen i forbindelse med udfasingen af disse ordninger.

Noget af det observerede fald i de uddannelsesspecifikke erhvervsfrekvenser kan skyldes ændringer i den demografiske sammensætning inden for hver uddannelsesgruppe. Selvom den demografiske sammensætning fastholdes uændret, ændrer det dog ikke afgørende på den overordnede udviklingstendens, *jf. figur 7*.

Spejlbilledet af denne udvikling er, at der inden for hver uddannelsesgruppe i samme periode er sket en stigning i andelen, som er uden for arbejdsstyrken. Det viser sig blandt andet ved, at de uddannelsesfordelte førtidspensionsfrekvenser steget i perioden, *jf. figur 8*.



Kilde: Lovmodellen

### 3. Teoretiske sammenhænge mellem uddannelse og erhvervsdeltagelse

Den observerede positive tværsnitssammenhæng mellem uddannelse og erhvervsdeltagelse tages ofte til indtægt for en tilsvarende kausal sammenhæng fra uddannelsesniveau til erhvervsdeltagelsen, hvor erhvervslevelen af ekstra kundskaber og kompetencer under uddannelsen – ofte benævnt humankapital – øger sandsynligheden for erhvervsdeltagelse.

Men uddannelsen kan også være en forudsætning for fuldt ud at nyttiggøre de personlige egenskaber, der også i fravær af uddannelsen under alle omstændigheder ville have medført en større erhvervsdeltagelse. Derudover kan det også tænkes, at uddannelse fungerer som et signal til arbejdsgiverne, som dokumenterer særlige personspecifikke evner og dermed forbedrer ansættelsesmulighederne.

Ydermere kan sammenhængen mellem uddannelsesniveau og erhvervsfrekvens i et vist omfang være påvirket af, at personer med forventning om en høj fremtidig erhvervsdeltagelse har en stærkere tilskyndelse til at tage en uddannelse – altså den omvendte kausalitet i forhold til humankapitaleffekten.

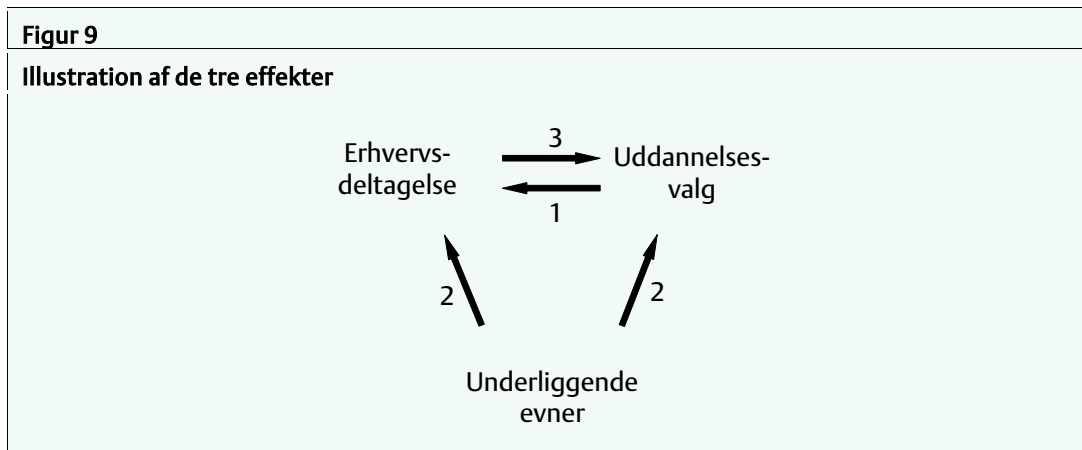
Samlet er der altså tre effekter, der kan bidrage til at forklare den observerede sammenhæng mellem uddannelsesniveau og erhvervsfrekvens:

1. *Humankapitaleffekten*: En højere uddannelse giver bedre kompetencer og medfører derfor en større sandsynlighed for aktiv erhvervsdeltagelse. Denne effekt indebærer isoleret set, at et øget uddannelsesniveau også vil øge den samlede erhvervsdeltagelse.
2. *Effekten af underliggende evner*: Underliggende evner – defineret som egenskaber, der enten er medfødte eller tilegnes under opvæksten og de tidlige folkeskoleår, herunder intelligens, motivation, helbred mv. – er medbestemmende for erhvervsdeltagelsen og uddannelsesvalget. Isoleret set betyder dette, at en stigning i uddannelsesniveauet ikke nødvendigvis medfører en stigning i den samlede erhvervsfrekvens, hvis de underliggende evner i befolkningen ligger fast.<sup>2</sup>

<sup>2</sup> Forskellen mellem *humankapitaleffekten* og *effekten af underliggende evner* på erhvervsdeltagelsen er en parallel til diskussionen af effekten af uddannelse på den personlige løn. Den klassiske *humankapitalteori* argumenterer for, at uddannelse øger vedkommen-

3. *Effekten af forventet erhvervsdeltagelse:* Investeringselementet i uddannelse bevirker, at incitamentet til at tage en uddannelse er større for individer, der har en forventning om en fremtidig høj erhvervsdeltagelse. Det betyder, at kausaliteten også kan gå fra (forventet) erhvervsdeltagelse til uddannelse. Det er formentlig især for kvinder, at denne effekt kan have haft betydning over tid i takt med, at kvinder i tiltagende grad forventer at deltage på arbejdsmarkedet.

De tre effekter er illustreret i *figur 9*:



I de tilfælde, hvor de to sidstnævnte forhold er afgørende, vil de erhvervede kundskaber give et mindre bidrag til erhvervsdeltagelse end den observerende tværssammenhæng skulle tilsi. Det er overordnet set sandsynligt, at en del af forskellene i erhvervsdeltagelse mellem uddannelser i praksis kan tilskrives uddannelsernes indhold, men ikke det hele og ikke nødvendigvis størstedelen. Det indebærer, at der vil være et "faldende marginalafkast" (målt ved virkningen på erhvervsdeltagelsen) af øget uddannelsesniveau.

Det forhold, at det generelt stigende uddannelsesniveau de seneste 25 år ikke har været ledsaget af en højere samlet erhvervsdeltagelse, er en indikation af, at det ikke udelukkende er *humankapitaleffekten*, som forklarer den observerede tværssammenhæng mellem uddannelsesniveau og erhvervsfrekvens.

#### 4. Fremskrivninger af erhvervsfrekvensen

Konsekvensen af forskellen mellem de forskellige antagelser om sammenhængen mellem uddannelsesniveau og erhvervsfrekvens kan illustreres gennem to hypotetiske fremskrivninger af erhvervsfrekvensen, som tager udgangspunkt i henholdsvis, at uddannelse har fuld – eller proportional – effekt på erhvervsfrekvensen, og at uddannelse ikke har nogen effekt på erhvervsfrekvensen.

I den ene fremskrivning – kaldet *demografisk fremskrivning* – fastholdes erhvervsfrekvensen uændret (på niveauet i 1986) inden for hver demografisk gruppe (fx 35-årige

---

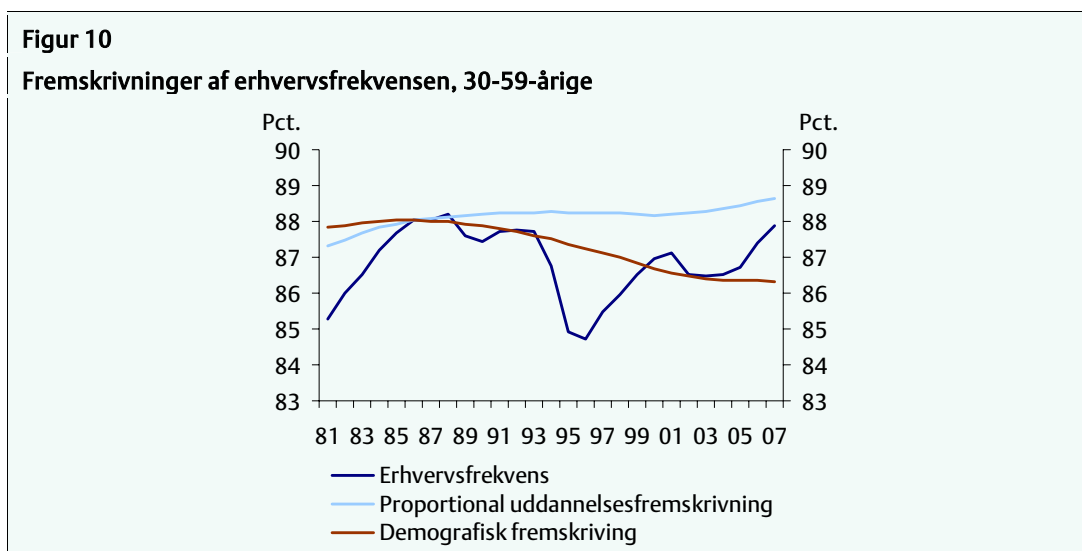
des kompetencer mv. (humankapital) og dermed vedkommendes produktivitet, hvilket giver sig udslag i en højere løn. Omvendt argumenterer *Spence's signalteori* for, at uddannelse fungerer som et signal for underliggende evner, idet de dygtigste har nemmest ved at klare en uddannelse. Arbejdsgiverne er derfor villige til at betale en højere løn ikke bare pga. uddannelsen i sig selv, men fordi de forventer, at uddannede har bedre underliggende evner. For en diskussion af effekterne se bl.a. Weiss (1995) og Spence (1973). En mere detaljeret gennemgang findes i Card (1999).



mænd med dansk herkomst) uden hensyntagen til uddannelsesniveaet. Denne frem-  
skrivningsmetode ser helt bort fra effekten af uddannelse og svarer derfor til en im-  
plicit antagelse om, at der ingen direkte kausal effekt er fra uddannelse til erhvervs-  
deltagelsen, fx ved at kun *effekten af underliggende evner* har betydning.

I den anden fremskrivning – kaldet *proportional uddannelsesfremskrivning* – fastholdes  
erhvervsfrekvensen uændret (på niveauet i 1986) inden for hver demografisk og ud-  
dannelsesmæssig gruppe (fx 35-årige mænd med dansk herkomst og KVVU). Med  
denne fremskrivningsmetode vil en stigning i uddannelsesniveaet indebære en pro-  
portional stigning i erhvervsfrekvensen, hvilket svarer til en antagelse om, at den ob-  
serverede tværsnitssammenhæng mellem uddannelse og erhvervsdeltagelse fuldt ud  
skyldes en kausal sammenhæng, fx ved at kun *humankapitaleffekten* har betydning.

Forskellen på de to fremskrivningsteknikker – som må antages at angive to yder-  
punkter for den mulige virkning af uddannelse – er vist i *figur 10*.



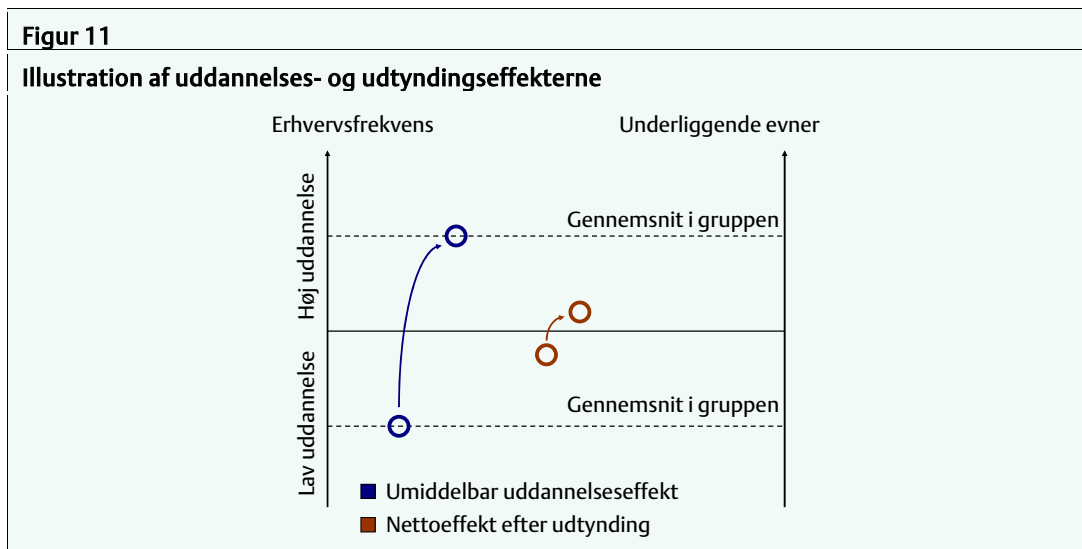
Anm: Begge fremskrivninger anvender 1986 som basisår.

Kilde: Lovmodellen samt egne beregninger.

Den proportionale uddannelsesfremskrivning overvurderer den faktiske udvikling i  
erhvervsfrekvensen, idet erhvervsfrekvensen som nævnt ikke er vokset proportionalt  
med stigningen i uddannelsesniveaet, mens den demografiske fremskrivning under-  
vurderer den faktiske erhvervsfrekvens i slutningen af perioden. Navnlig i slutningen  
af perioden skal der dog tages forbehold for effekten af den stærke højkonjunktur,  
som har øget den faktiske erhvervsfrekvens. I 1990'erne indebærer indførelsen og  
den efterfølgende afskaffelse af orlovsordningerne og overgangsydelsen først et fald  
og siden en stigning i erhvervsfrekvensen, som ingen af de to fremskrivningsmetoder  
kan eller skal fange.

Den forudsigelsesfejl, som den proportionale uddannelsesfremskrivning giver anled-  
ning til, skal ses i lyset af, at erhvervsfrekvenserne inden for hver uddannelsesgruppe  
fastholdes uændret, også når uddannelsesniveaet stiger. Herved forudsættes det, at  
når en person med lavere uddannelse færdiggør en højere uddannelse, så vil ved-  
kommende opnå den samme erhvervsfrekvens, som gennemsnittet af personer i den

gruppe, vedkommende skifter til – samtidig med, at den gennemsnitlige erhvervsfrekvens er uændret i den gruppe, vedkommende skifter fra, jf. den blå pil i *figur 11*.



Men herved ses der bort fra, at marginalafkastet af uddannelse målt på erhvervsdeltagelsen kan være aftagende. Når en større andel af befolkningen gennemfører en uddannelse og uddannelsesniveautet derved øges, kan det typisk være personer, som har højere ”evner” end gennemsnittet i den uddannelsesgruppe, de kommer fra, der tager en højere uddannelse. Samtidig kan disse personer ofte have lavere ”evner” end gennemsnittet i den gruppe, de skifter til, jf. den røde pil i *figur 10*.

Det kan ses som et udtryk for, at de forskellige uddannelser i forvejen i gennemsnit tiltrækker de personer, som har størst motivation for og evner til at tage den pågældende uddannelse.

En sådan bevægelse vil bevirke, at de gennemsnitlige ”evner” i alle uddannelsesgrupper falder i et vist omfang ved en stigning uddannelsesniveautet. Denne effekt – som i dette arbejdsrapport benævnes *udtyndingseffekten*<sup>3</sup> – kan bidrage til at forklare det fald i de uddannelsesspecifikke erhvervsfrekvenser, som faktisk er observeret siden midten af 1980’erne.

## 5. Estimation af sammenhængen mellem uddannelse og erhvervsdeltagelse

En egentlig fremskrivning af den samlede erhvervsdeltagelse ved et stigende uddannelsesniveau kræver, at de forskellige kausale effekter – illustreret ved *humankapitaleffekten* og *effekten af underliggende evner* – kvantificeres, således at et marginalafkast af uddannelse på erhvervsdeltagelsen kan beregnes. I dette afsnit beskrives to estimationsmetoder, som benyttes til at kvantificere disse effekter:

- En *direkte* estimation, hvor sammenhængen mellem den faktiske ændring i erhvervsfrekvensen og den hypotetiske ændring, som en proportional uddannelsesfremskrivning ville tilsige, estimeres direkte.

<sup>3</sup> Kaldet *fortrængningseffekten* i DREAM (2009b).

- En *indirekte* estimation, hvortil der konstrueres et indeks for den udtynding i de gennemsnitlige ”underliggende evner” inden for de forskellige uddannelsesgrupper, som et stigende uddannelsesniveau potentielt medfører.

I begge estimationer anvendes paneldimensionen i data – dvs., at udviklingen i de demografiske grupper følges over tid – til at komme uden om den manglede identifikation i tværsnitsdata. Derudover udelades grupper med anden etnisk herkomst end dansk fra estimationerne.

Så vidt vides, er paneldata ikke tidligere blevet anvendt på denne måde til estimation af effekten af uddannelse på erhvervsdeltagelsen. Andre studier anvender i højere grad en tværssnitstilgang, hvor sammenhængen mellem uddannelsesvalg og uobserverede underliggende evner forsøges kontrolleret for gennem forskellige former for instrumentvariable og selektionsmodeller, se fx DØR (2003) og Eissa (2003). Blundell (2003) opsummerer de forskellige tilgange.

#### *Direkte estimation*

Til den direkte estimation anvendes regressionsligningen:

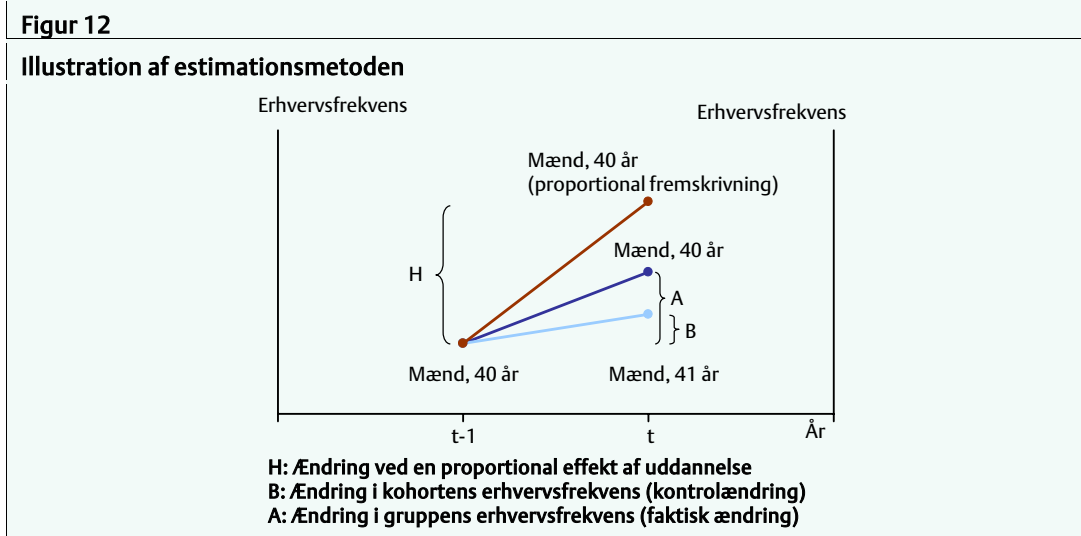
$$(1) \quad dFaktisk_{it} = dHypotetisk_{it} + dKontrol_{it} + D_{alder-køn} + D_{år-køn} + dOrlov_{it} + dOvergang_{it}$$

Hvor  $dFaktisk$  er ændringen i den faktiske erhvervsfrekvens for en demografisk gruppe fra år  $t-1$  til  $t$ , hvor en demografisk gruppe udgøres af et givent køn på et givent alderstrin (fx 40-årige mænd). Ændringen måles således i mellem erhvervsfrekvensen for en given kohorte i år  $t-1$  og den et år yngre kohortes erhvervsfrekvens i år  $t$ .

$dHypotetisk$  er beregnet som den ændring mellem de to kohorters erhvervsfrekvens, der ville fremkomme, såfremt den yngre kohorte havde de samme uddannelsesspecifikke erhvervsfrekvenser som den ældre, men deres eget – højere - uddannelsesniveau. Dvs. de uddannelsesspecifikke erhvervsfrekvenser inden for den demografiske gruppe i år  $t-1$  vægtet med uddannelsesfordeling i år  $t$ . Den hypotetiske ændring svarer således til at inkludere den fulde (eller proportionale) effekt af uddannelse i regressionen, og koefficienten på  $dHypotetisk$  kan således fortolkes som gennemslaget af uddannelse på den faktiske erhvervsfrekvens.

Som kontrolvariable i regressionen anvendes der for det første  $dKontrol$ , som er ændringen i kohortens erhvervsfrekvens fra år  $t-1$  til  $t$ . I eksemplet med 40-årige mænd vil det sige ændringen i erhvervsfrekvensen fra denne gruppe i år  $t-1$  til år  $t$ , hvor gruppen så er 41 år. Vi betragter således den samme gruppe af mennesker i begge år, og ideen med denne kontrolvariabel er, at  $dFaktisk$  foruden uddannelse også er påvirket af konjunktur og regelændringer. I det omfang disse påvirker nabokohorten nogenlunde ens, fanger  $dKontrol$  denne variation. Omvendt ligger kohortens uddannelsesniveau stort set fast, hvorfor der ikke er en effekt af uddannelse i denne ændring.

Estimationsmetoden er illustreret i *figur 12*.



Den hypotetiske (proportionale) ændring (H) illustrerer den ændring i en bestemt demografisk gruppes erhvervsfrekvens, som en proportional uddannelsesfremskrivning ville indebære (dvs. gruppens uddannelsesspecifikke erhvervsfrekvenser i år  $t-1$  vægtet med uddannelsesandelene i år  $t$ ). Det er forholdet mellem denne ændring og den faktiske ændring i erhvervsfrekvensen (A), som ønskes estimeret.

Her opstår dog det problem, at den faktiske ændring er påvirket af konjunktur- og regelændringer i år  $t$ . Som kontrol for dette anvendes ændringen for kohorten (B) fra år  $t-1$  til år  $t$ . Da kohortens uddannelsesniveau ligger fast, er ændringen i deres erhvervsfrekvens kun påvirket af konjunktur- og regelændringer samt alder.

Derudover anvendes der to sæt af dummy'er. Dels et sæt af alders-køns-dummy'er – dvs. en unik dummy for hver kombination af alder og køn – dels et sæt af års-køns-dummy'er. Det første dummy-sæt fanger den alderseffekt, som kontrolændringen indeholder, mens det sidste sæt fanger kønsspecifikke trends. Endelig inkluderes ændringen i andelen af den demografiske gruppe, som er på hhv. orlov ( $dOrlov_{it}$ ) og overgangsydelse ( $dOvergang_{it}$ ). Dette er gjort for at kontrollere for, at disse ordninger isoleret set trækker nogle personer ud af arbejdsstyrken.

Den her skitserede direkte estimation estimerer gennemslaget af den proportionale uddannelseseffekt på erhvervsfrekvensen, men siger generelt ikke noget om, hvordan de uddannelsesspecifikke erhvervsfrekvenser påvirkes. Hvis estimationen fx giver et estimat på under én, betyder det implicit, at de uddannelsesspecifikke erhvervsfrekvenser skal falde, men man kan ikke på baggrund af denne metode sige hvilke, der skal falde hvor meget.

### Indirekte estimation

Til den indirekte estimation anvendes regressionsligningen:

$$(2) \quad dFaktisk_{it} = dGE_{it} + dKontrol_{it} + D_{alder-køn-udd.} + D_{år-køn} + dOrlov_{it} + dOvergang_{it}$$

Denne ligning minder i udgangspunktet om regressionsligningen fra den direkte estimation. Dog referer  $dFaktisk$  her til ændringen i erhvervsfrekvensen inden for en

given demografisk og uddannelsesmæssig gruppe (fx 40-årige, mænd, KVU). Ligeledes referer *dKontrol* til kohorteændringen. Dvs. ændringen i erhvervsfrekvensen for fx 40-årige mænd med en KVU i år  $t-1$  til 41-årige mænd med en KVU i år  $t$ .

Derudover forsøger den indirekte estimation at bestemme *udtyndingseffekten* inden for hver uddannelsesgruppe og vil derfor (i modsætning til den direkte metode) give et bud på hvilke uddannelsesspecifikke erhvervsfrekvenser, som falder. Dette gøres ved at konstruere et indeks (GE-indekset<sup>4</sup>), som fanger den potentielle udtynding ved et stigende uddannelsesniveau.

Hvis der ikke var nogen *udtyndingseffekt*, ville ændringer i en uddannelsesgruppes andel af befolkningen ikke have nogen betydning for den gruppespecifikke erhvervsfrekvens (svarende til fuld proportional effekt på erhvervsfrekvensen af øget uddannelse). Hvis der omvendt er en *udtyndingseffekt*, vil den netop slå igennem i forbindelse med sådanne ændrede andele.

GE-indekset er en funktion af uddannelsesgruppernes andele af befolkningen, *jf. appendiks A*. GE-indekset er konstrueret, så det fanger en hypotetisk ændring i de gennemsnitlige underliggende evner i den enkelte uddannelsesgruppe, når befolkningens uddannelsessammensætning ændres. Hvis en uddannelsesgruppe øges ”på bekostning af” grupper med et højere uddannelsesniveau, vil gruppens GE-indeks stige. Omvendt vil indekset falde, hvis gruppen øges ”på bekostning af” lavere uddannelsesgrupper (dvs. ved stigende uddannelsesniveau).

I forhold til den direkte estimation udvides sættet af dummy’er med uddannelsesdimensionen, således at regressionen tillader køns- og uddannelsesspecifikke alders effekter.

## 6. Resultater

Baseret på de to ovenstående regressionsligninger estimeres modellerne (1) og (2) på perioden 1981-2007 for demografiske grupper med dansk herkomst.

### *Grundlæggende resultater*

Regressionsresultaterne peger samlet på, at effekten af uddannelse i den historiske periode ligger i et interval ca. mellem en  $\frac{1}{4}$  og  $\frac{1}{2}$  af den proportionale effekt, afhængig af den betragtede aldersgruppe, *jf. tabel 1*.

---

<sup>4</sup> Hvor GE står for ”gennemsnitlige underliggende evner”.

<b>Tabel 1</b>					
<b>Estimerede effekter på erhvervsfrekvens af øget uddannelse</b>					
<b>Aldersgrupper</b>	<b>Direkte estimater</b>		<b>Indirekte estimater</b>		
	<b>Estimat</b>	<b>t-værdi</b>	<b>Estimat</b>	<b>t-værdi</b>	<b>Beregnet effekt<sup>1)</sup></b>
<b>Fra 30 år</b>					
Til og med 49-årige	0,25	4,28	6,1	32,5	0,25
Til og med 54-årige	0,39	6,86	5,3	30,5	0,35
Til og med 59-årige	0,47	8,25	4,6	26,8	0,43
<b>Fra 35 år</b>					
Til og med 49-årige	0,26	3,74	4,6	21,0	0,43
Til og med 54-årige	0,41	6,35	4,2	21,1	0,48
Til og med 59-årige	0,52	8,09	3,5	18,1	0,57

1) Den beregnede effekt af den indirekte estimation kan sammenlignes med de estimerede værdier i den direkte estimation. Effekten er beregnet som forholdet mellem bidraget til den samlede erhvervsfrekvens fra uddannelse inkl. udtynding og bidraget fra en proportional uddannelsesfremskrivning. Begge fremskrivninger er foretaget for 30-59-årige og anvender 1986 som basisår og forholdstallet er beregnet i 2005.

Anm.: Regressionerne er gennemført på grupper med dansk herkomst og for perioden 1981-2007.

Kilde: Egne beregninger på baggrund af Lovmodellen.

Overordnet set har estimationsresultaterne det forventede fortegn og er klart signifikante. De direkte estimater ligger i intervallet  $\frac{1}{4}$  -  $\frac{1}{2}$ , hvilket betyder, at mellem  $\frac{1}{4}$  og  $\frac{1}{2}$  af de observerede forskelle i erhvervsfrekvensen på tværs af uddannelsesgrupper i den historiske periode kan tilskrives effekten af uddannelse i sig selv, mens de resterende forskelle må tilskrives andre forhold.

De indirekte estimater ligger i intervallet 3,5 – 6,1, hvilket er et udtryk for styrken af *udtyndingseffekten* i forbindelse med et stigende uddannelsesniveau. De indirekte estimater er svære at fortolke direkte, men som beskrevet nedenfor giver estimaterne mulighed for at foretage en fremskrivning af erhvervsfrekvens inkl. *udtyndingseffekten*, hvorved der fremkommer en beregnet effekt af uddannelse, som kan sammenlignes med de direkte estimater (jf. sidste søjle i tabellen). Denne sammenligning viser, at der er en pæn overensstemmelse mellem de direkte og indirekte estimationsresultater, hvor et højere direkte estimat som forventet falder sammen med et lavere indirekte estimat (dvs. en mindre *udtyndingseffekt*) og dermed en højere beregnet effekt af uddannelse.

Estimationsresultaterne for de øvrige variable i regressionsligningerne er vist i *appendiks B*. Dog er dummyvariablene udeladt.

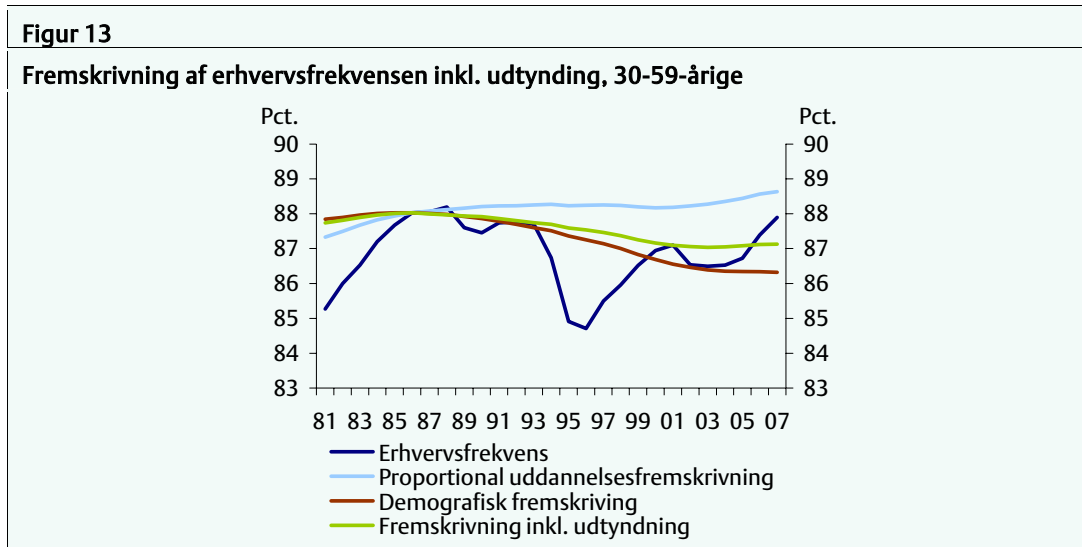
#### *Nærmere om den beregnede effekt inklusiv udtynding*

Baseret på resultaterne af den indirekte estimation kan *udtyndingseffekten* indregnes i fremskrivningen af den samlede erhvervsfrekvens. Dette gøres med udgangspunkt i uddannelsesfremskrivningen beskrevet i *afsnit 4*, men i stedet for at fastholde de ud-

dannelsesspecifikke erhvervsfrekvenser på niveauet i basisåret, udvikler de sig løbende i overensstemmelse med ændringen i GE-indekset<sup>5</sup>. Dvs.:

$$(3) \quad \text{Erhvervsfrekvens}_{it} = \text{Erhvervsfrekvens}_{i,t=0} + \beta_{GE}(GE_{it} - GE_{it=0})$$

Hvor  $\beta_{GE}$  er estimeret fra de indirekte estimationer. På baggrund af denne ligning kan der foretages en fremskrivning af erhvervsfrekvensen inkl. *udtyndingseffekten*. Figur 13 viser en sådan fremskrivning baseret på estimatet for de 30-59-årige på 4,6, jf. tabel 1.



Anm.: Der fremskrives fra 1986, idet det er fra omkring dette tidspunkt, at kvindernes erhvervsfrekvens er nået op på et relativt stabilt niveau. Udtyndingseffekten er modelleret med det log-uniforme GE-indeks, jf. *appendiks A* og et estimat på 4,6. Erhvervsfrekvenserne for kategorien *Uoplyst* og gruppen med anden etnisk herkomst end dansk er fastholdt på sit 1986 niveau. For sidste nævnte er uddannelsesdimensionen undertrykt.

Kilde: Lovmodellen samt egne beregninger.

Fremskrivningen af erhvervsfrekvensen inkl. udtynding (den grønne kurve i figur 13) ligger lavere end uddannelsesfremskrivningen (den blå kurve), men højere end den demografiske fremskrivning, og kan således betragtes som en vægtning af både *humankapitaleffekten* og *effekten af underliggende evner*.

I 2005 svarer fremskrivningen inkl. udtynding for de 30-59-årige til en vægtning på 0,43 af den proportionale uddannelsesfremskrivning og 0,57 af den demografiske, hvor de 0,43 fremgår af tabel 1 som den beregnede effekt. Dette tal kan fortolkes som, at den umiddelbare uddannelseseffekt slår igennem på den faktiske erhvervsfrekvens med en faktor 0,43 i den grønne kurve i figur 13. Med dette gennemslag af uddannelse har det stigende uddannelsesniveau isoleret set løftet erhvervsfrekvensen med ca. 1 pct.-point siden midten af 1980'erne<sup>6</sup>.

<sup>5</sup> I DREAM (2009) antages det, at de uddannelsesspecifikke erhvervsfrekvenser følger deres historiske trend i en periode efter basisåret for derefter at ligge faldt. I forhold til DREAM (2009) svarer teknikken her således til en endogenisering af trenden.

<sup>6</sup> Ved anvendelse af det indirekte estimat for de 30-54-årige på 5,3 bliver den isolerede effekt 0,8 pct.-point, mens estimatet på 6,1 for de 30-49-årige giver en effekt på 0,6 pct.-point.

### *Aldersspecifik effekt af uddannelse*

Estimaterne i *tabel 1* tyder på, at der er positiv sammenhæng mellem alder og effekten af uddannelse. Fx øges de estimerede direkte effekter af uddannelse, når regressio-  
nerne udvides med grupperne af 50-54-årige og 55-59-årige.

Dette bekræftes af særskilte estimationer for de ældste 5-års aldersgrupper, *jf. tabel 2*. For de yngste aldersgrupper ligger den estimerede effekt på erhvervsfrekvensen af uddannelse på omkring 1/4, mens den for de to ældste grupper ligger på omkring 45-65 pct. beregnet ud fra de indirekte estimater og omkring 100 pct. af den proportionale effekt ved de direkte estimationer. For de 55-59-årige ligger estimatet kontrain-  
tuitivt over 1, men ikke signifikant over.

<b>Tabel 2</b>					
<b>Estimerede aldersspecifikke effekter på erhvervsfrekvens af øget uddannelse</b>					
<b>Aldersgrupper</b>	<b>Direkte estimater</b>		<b>Indirekte estimater</b>		
	<b>Estimat</b>	<b>t-værdi</b>	<b>Estimat</b>	<b>t-værdi</b>	<b>Beregnet effekt<sup>1)</sup></b>
30-49-årige	0,25	4,28	6,1	32,5	0,25
50-54-årige	0,93	3,71	4,3	11,1	0,47
55-59-årige	1,15	4,09	2,9	5,5	0,65
30-59-årige i alt	0,47	8,25	4,6	26,8	0,43

1) Se tabel 1.  
Anm: Regressionerne er gennemført på grupper med dansk herkomst og for perioden 1981-2007.  
Kilde: Egne beregninger på baggrund af Lovmodellen.

For de ældste aldersgrupper er der væsentlige forskelle mellem de beregnede effekter og de direkte estimerede effekter, hvilket signalerer, at der er større usikkerhed om den beregnede virkning for disse aldersgrupper. Det kan også spille ind, at den beregnede effekt er beregnet på baggrund af en fremskrivning med alle aldersgrupper fra 30-59 år.

### *Aftagende effekt af uddannelse over tid*

Der er indikationer på, at effekten af uddannelse på erhvervsfrekvensen var størst i starten af den betragtede periode, idet de direkte estimater for 30-59-årige er lavere i perioden 1995-2007 end i perioden 1981-1994, *jf. tabel 3*. Ligeledes peger de indirekte estimater på en større *udtyndingseffekt* i den sidste del af perioden.



<b>Tabel 3</b>					
<b>Estimerede perodespecifikke effekter på erhvervsfrekvens af øget uddannelse, 30-59 årige</b>					
<b>Perioder</b>	<b>Direkte estimater</b>		<b>Indirekte estimater</b>		
	<b>Estimat</b>	<b>t-værdi</b>	<b>Estimat</b>	<b>t-værdi</b>	<b>Beregnet effekt<sup>1)</sup></b>
1981 – 1995	0,43	4,22	2,1	4,8	0,75
1995 – 2007	0,39	5,35	8,2	28,6	0,01
1981 – 2007	0,47	8,25	4,6	26,8	0,43

1) Se tabel 1

Anm: Regressionerne er gennemført på grupper med dansk herkomst og aldersgruppen 30-59 år.

Kilde: Egne beregninger på baggrund af Lovmodellen.

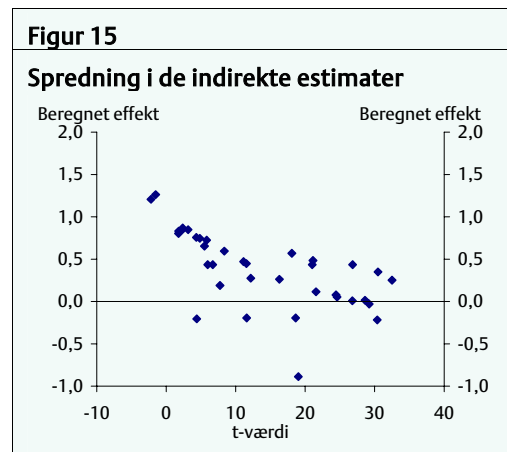
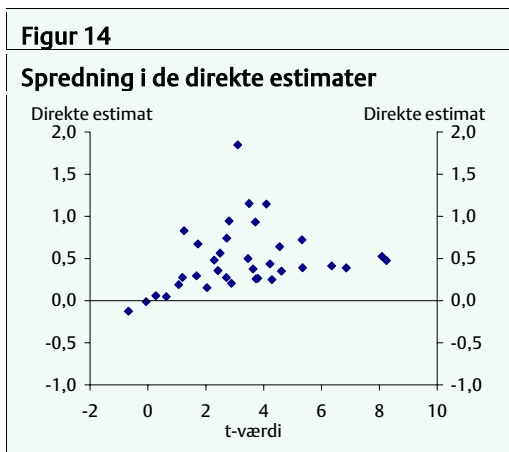
Tendensen til, at effekten kan være aftagende over tid, i takt med at uddannelsesniveauet bliver højere, svarer til, at der kan være faldende marginalafkast af øget uddannelse for så vidt angår erhvervsdeltagelse. Det kan også bidrage til at forklare, at estimatet for de ældre aldersgrupper, der i gennemsnit har haft relativt lavt uddannelsesniveau i udgangspunktet, er højere end for de 30-49-årige. Den større estimerede effekt for de højere aldersgrupper kan dermed forventes at aftage, efterhånden som det er højere uddannede årgange, der når de højere aldersgrupper.

Det faldende marginalafkast betyder, at de centrale estimater for gennemslaget af uddannelse i den historiske periode 1981-2007 sandsynligvis ligger over det gennemslag, der kan forventes fremadrettet, hvor yderligere stigninger i uddannelsesniveauet sker fra et allerede højt niveau. Et centralt estimat for det fremadrettede gennemslag vurderes derfor at ligge i intervallet 0 – 40 pct. svarende til estimaterne for perioden 1995-2007 samt for de yngste aldersgrupper.

#### *Usikkerhed på estimaterne*

De beskrevne variationer i estimationsresultaterne peger på, at estimaterne generelt bør anvendes en vis forsigtighed. Udover systematikken i forskellene i estimationsresultaterne præsenteret ovenfor tyder resultaterne også på, at der er en betydelig spredning og deraf følgende usikkerhed i estimaterne.

For at illustrere dette er i *figur 14 og 15* vist variationen i estimationsresultaterne, når estimationsperioden og aldersafgrænsningen varieres.



Anm.: Figureerne viser estimationskoefficienter og t-værdier fra de direkte og indirekte estimater regresseret over forskellige perioder og aldersafgrænsninger. Estimatet for den indirekte estimation er omregnet til en direkte effekt, jf. anmærkningen i tabel 1.

Kilde: Lovmodellen samt egne beregninger.

Figureerne viser spredningen i resultaterne, men sammenholdt med *tabel 1* ligger de grundlæggende estimationsresultater nogenlunde midt i feltet med et direkte estimat på omkring  $\frac{1}{4}$  -  $\frac{1}{2}$  og et indirekte GE-estimat på omkring 5 svarende til en beregnet effekt i nogenlunde samme interval.

## 7. Konklusion

Når man betragter udviklingen på det danske arbejdsmarked de seneste 30 år, er det umiddelbart et paradoks, at det stigende uddannelsesniveau ikke har givet sig udslag i en større samlet erhvervsdeltagelse, når man inden for et givet år kan observere en klar positiv sammenhæng mellem uddannelse og erhvervsdeltagelse.

Demografiske faktorer har i samme periode isoleret set trukket erhvervsfrekvensen ned, men selv efter at have kontrolleret for dette, er en væsentlig del af den umiddelbare uddannelseseffekt blevet modgået af et fald i erhvervsfrekvensen for de forskellige uddannelsesgrupper.

I arbejdsrapporten anvendes to metoder til at kvantificere virkningen på erhvervsdeltagelsen af at øge uddannelsesniveaut. Resultaterne peger med nogen usikkerhed på, at effekten af uddannelse i den historiske periode ligger i et interval ca. mellem en  $\frac{1}{4}$  og  $\frac{1}{2}$  af den proportionale effekt.

Resultaterne peger også på, at effekten har været aftagende over tid, hvilket indikerer, at den marginale effekt af yderligere forøgelser af uddannelsesniveaut falder, efterhånden som en stadig større del af befolkningen i forvejen tager en uddannelse. Den større estimerede effekt på de ældre aldersgrupper (jf. ovenfor) kan derfor også delvist være en følge af, at disse aldersgrupper generelt har haft et lavere uddannelsesniveau i udgangspunktet, og deltageseffekten af øget uddannelse derfor har været større. Analysen peger således på, at den marginale effekt fremadrettet ligger i intervallet 0-40 pct.

## Appendiks A: Modellering udtyndingseffekten

Konstruktionen af GE-indekset omtalt i estimationsafsnittet tager udgangspunkt i nulhypotesen om, at den observerede tværssnitssammenhæng mellem uddannelse og erhvervsdeltagelse ikke er drevet af uobserverede faktorer, som fx *effekten af underliggende evner*. I dette eksempel betyder det, at mindst en af følgende påstande skal være opfyldt:

1. Underliggende evner har ikke betydning for erhvervsdeltagelsen
2. Underliggende evner har ikke betydning for uddannelsesvalget.

Under denne hypotese vil *udtyndingseffekten* være 0, og som en konsekvens vil man ikke skulle observere en sammenhæng mellem ændrede befolkningsandele indenfor uddannelsesgrupperne og de gruppespecifikke erhvervsfrekvenser (erhvervsfrekvensen fordelt på demografiske og uddannelsesmæssige grupper).

### Modellering

For at teste om stigningen i uddannelsesniveaut og dermed de ændrede befolkningsandele i uddannelsesgrupperne har haft betydning for de gruppespecifikke erhvervsfrekvenser, er det nødvendigt at konstruere en modellering af effekten. Det er ikke nok blot at inkludere uddannelsesgruppens befolkningsandel i estimationer, *jf. boks A1*.

Boks A1
<p><b>Eksempel ved modelleringen af udtyndingseffekten</b></p> <p>Som eksempel på, at det ikke er tilstrækkeligt at inkludere befolkningsandelene i estimationer, kan man betragte en situation, hvor befolkningen er inddelt i 3 uddannelsesniveauer: <i>lav</i>, <i>mellem</i> og <i>høj</i> med hhv. 40, 50 og 10 pct. af befolkningen. Hvis uddannelsesniveaut i denne situation øges, således at 5 pct.-point af befolkningen rykker fra hhv. lav til mellem og fra mellem til høj, så vil andelen falde for lav og stige for høj, mens andelen for mellem gruppen vil forblive uændret.</p> <p>Den uændrede andel for mellemgruppen fanger således ikke, at de gennemsnitlige evner kan være udtyndet som følge af "tilgang nedefra" og "afgang opadtil".</p>

For at komme uden om dette problem konstrueres et indeks, som skal fange den potentielle *udtyndingseffekt* ved det stigende uddannelsesniveau. Dette gøres ved at udnytte, at der under alternativhypotesen – at underliggende evner har betydning for både uddannelsesvalget og erhvervsdeltagelse – vil være et fald i de gennemsnitlige underliggende evner i uddannelsesgrupperne, når disse enten afgiver personer til de højere uddannelsesgrupper eller modtager personer fra grupperne under.

Faldet i de gennemsnitlige underliggende evner kan imidlertid ikke observeres, og det er derfor nødvendigt at konstruere et indeks (GE-indekset<sup>7</sup>), som kan fange bevægelsen. Konstruktionen af indekset kræver:

<sup>7</sup> Hvor GE står for "gennemsnitlige underliggende evner"

1. Data for uddannelsesgruppernes befolkningsandele.
2. En rangering af uddannelsesgrupperne i forhold til sammenhængen mellem uddannelsesvalg og underliggende evner.
3. En antagelse om fordelingen af underliggende evner ( $z$ ) i befolkningen givet ved den akkumulerede fordelingsfunktion  $F(z)$  og tæthedsfunktionen  $f(z)$

Uddannelsesgruppernes andel af befolkningen er direkte observerbar, mens rangeringen af grupperne i princippet er en antagelse. Det virker dog intuitivt at støtte sig op af rangeringen af grupperne på baggrund af deres observerede erhvervsfrekvenser.

Baseret på ovenstående kan GE-indekset beregnes på følgende måde:

1. Uddannelsesgruppernes intervalgrænser for de underliggende evner bestemmes ved:

$F(a)$  = andelen af befolkningen med en lavere uddannelse

$F(b) - F(a)$  = uddannelsesgruppens andel af befolkningen.

hvor  $a$  er den nedre intervalgrænse og  $b$  er den øvre.

2. Givet  $a$  og  $b$  kan GE-indekset beregnes som gennemsnittet af  $z$  over den trunkeerede fordeling mellem  $a$  og  $b$ . Dette gennemsnit beregnes generelt som:

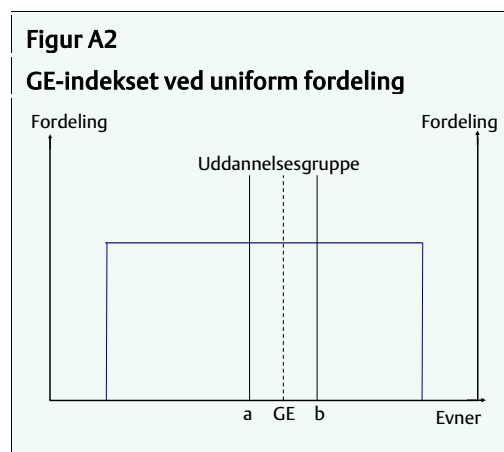
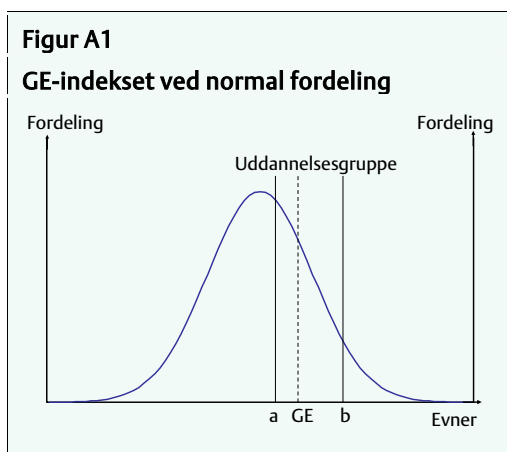
$$(A1) \quad \text{GE-indeks} = \frac{1}{F(b) - F(a)} \int_a^b z f(z) dz$$

Ved anvendelse af hhv. den uniforme [0:1] fordeling (A2) og standard normalfordelingen (A3) giver (A1):

$$(A2) \quad \text{GE-indeks} = 0.5 \cdot (b + a) = 0.5 \cdot (F(b) + F(a))$$

$$(A3) \quad \text{GE-indeks} = \frac{f(a) - f(b)}{F(b) - F(a)}$$

GE-indekset ved de to fordelinger er illustreret i *figur A1 og A2*.



<b>Boks A1 – fortsat</b>			
<b>Eksempel ved modelleringen af udtyndingseffekten</b>			
I eksemplet med de 3 uddannelsesgrupper kan GE-indekset beregnes hhv. i udgangssituationen og efter stigning i uddannelsesniveaue. Resultatet af dette er vist i tabel a, for to antagelser om fordelingen af de underliggende evner: hhv. en jævn fordeling (uniform) og normalfordelte evner.			
<b>Tabel a</b>			
<b>Beregning af GE-indekset ved stigende uddannelsesniveau</b>			
<b>Uddannelsesgruppe</b>	<b>Andel</b>	<b>GE (uniform)</b>	<b>GE (normalfordelt)</b>
<b>Udgangssituation</b>			
Lav	40	20,0	-9,7
Mellem	50	65,0	4,2
Høj	10	95,0	17,5
<b>Efter stigning i uddannelsesniveaue</b>			
Lav	35	17,5	-10,6
Mellem	50	60,0	2,7
Høj	15	92,5	15,5
Som regneeksemplet viser, falder GE-indekset uanset fordelingsantagelse i alle grupper ved stigningen i uddannelsesniveaue, og GE-indekset fanger således den bevægelse i de gennemsnitlige underliggende evner, som vil opstå under alternativhypotesen.			

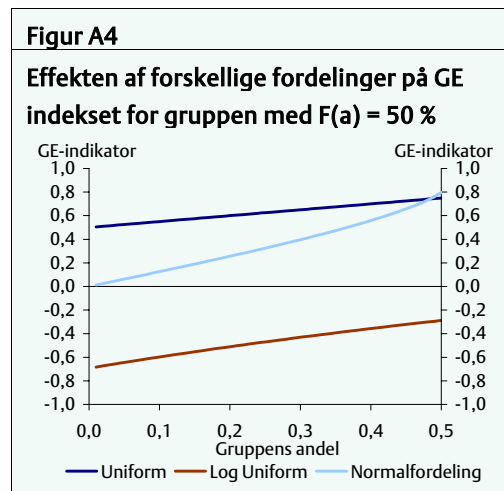
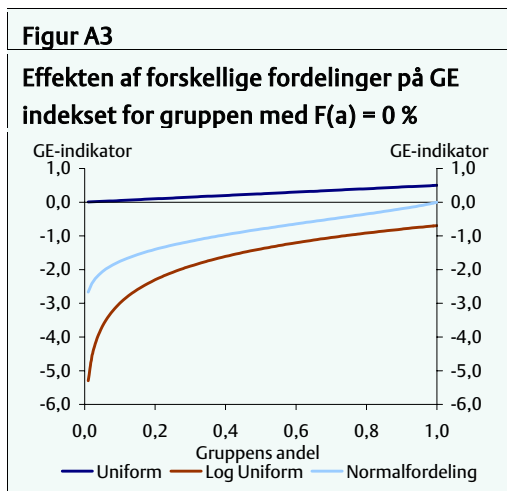
### *Valg af fordeling*

Fordelingen af de underliggende evner i befolkningen er en antagelse og det er derfor ikke oplagt, hvilken fordelingsantagelse der er den bedste. Det relevante i denne forbindelse er imidlertid, hvordan den funktionelle sammenhæng fra uddannelsesgruppernes andel til erhvervsfrekvens samlet modelleres og denne afhænger både af fordelingen af de underliggende evner og de underliggendes evners betydning for erhvervsdeltagelsen. Det er derfor relevant at undersøge, hvordan GE-indekset ”opfører” sig under de forskellige fordelingsantagelser for forskellige grupper.

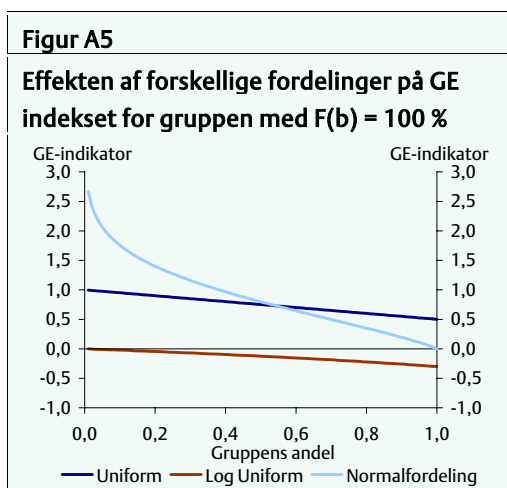
Den uniforme fordeling har den egenskab, at ændringen i GE-indekset ved en given ændring i befolkningsandelene er den samme uanset gruppens rangering og gruppens initiale størrelse. Ved den uniforme fordeling antager man således implicit, at en reduktion af *Folkeskole* gruppens størrelse med 1 pct.-point af befolkningen har samme effekt på den gruppespecifikke erhvervsfrekvens, som hvis *KVU* gruppen reduceres med 1 pct.-point; og det selvom 1 pct.-point udgør en større andel for *KVU* gruppen end for *Folkeskole* gruppen.

Normalfordelingen har omvendt den egenskab, at GE-indekset for grupper i bunden af fordelingen falder kraftigere, når gruppens andel reduceres, *jf. figur A3*, mens det for grupper midt i fordelingen har en ændringstakt, der minder mere om den unifor-

me, *jf. figur A4*. Symmetrien i normalfordelingen betyder imidlertid, at det kraftigt faldende GE-indeks også opstår for grupper i toppen af fordelingen, *jf. figur A5*.



Anm.: Figur A3 viser effekten ved en stigende andel for den lavest rangerede gruppe, figur A4 viser effekten for en gruppe rangeret i midten af fordelingen (med 50 pct. af befolkningen rangeret lavere) ved en stigende andel på bekostning af grupperne over.



Anm.: figur A5 viser effekten ved en stigende andel for den højst rangerede gruppe.

Erhvervsdeltagelsen er en ”enten-eller” variabel, hvor personer forventes at gå ind i arbejdsstyrken, når sammensætningen af forskellige karakteristika kommer over en bestemt tærskel. Man kan derfor argumentere for, at effekten af et faldende GE-indeks skal være størst i bunden af bunden af fordelingen; når først en gruppe har et vist niveau af underliggende evner er de i overvejende grad i arbejdsstyrken og en yderligere stigning har derfor en lille margineffekt.

En intuitiv funktionel form for GE-indekset vil således kombinere egenskaberne fra normalfordelingen for de lavest rangerede grupper med egenskaberne for den uniforme fordeling for mellem og de højst rangerede grupper. Denne funktionelle form kan approksimeres ved at tage den naturlige logaritme til det uniforme GE-indeks (herefter kaldet det log-uniforme GE-indeks), *jf. figur A3-A5*. Netop det log-uniforme GE-indeks er anvendt til regressionerne ovenfor.

## Appendiks B: Estimationsresultater

<b>Tabel B1</b>									
<b>Direkte estimater for perioden 1981-2007</b>									
<b>Aldersgrupper</b>	<b>dHypotetisk</b>		<b>dKontrol</b>		<b>dOrlov</b>		<b>dOvergang</b>		
<b>Fra 30 år</b>									
Til og med 49-årige	0,2	(4,3)	0,5	(9,6)	-0,6	(-6,4)			
Til og med 54-årige	0,4	(6,9)	0,3	(7,3)	-0,8	(-10,5)	-0,7	(-16,7)	
Til og med 59-årige	0,5	(8,2)	0,3	(9,1)	-0,9	(-11,2)	-0,6	(-20,8)	
<b>Fra 35 år</b>									
Til og med 49-årige	0,3	(3,7)	0,5	(5,3)	-0,7	(-3,8)			
Til og med 54-årige	0,4	(6,4)	0,2	(3,9)	-0,9	(-5,7)	-0,8	(-16,8)	
Til og med 59-årige	0,5	(8,1)	0,2	(6,4)	-0,9	(-6,3)	-0,7	(-20,5)	
Anm.: Regressionerne er gennemført på grupper med dansk herkomst. t-værdier er angivet i parentes.									
Kilde: Egne beregninger på baggrund af Lovmodellen.									

<b>Tabel B2</b>									
<b>Indirekte estimater for perioden 1981-2007</b>									
<b>Aldersgrupper</b>	<b>dGE</b>		<b>dKontrol</b>		<b>dOrlov</b>		<b>dOvergang</b>		
<b>Fra 30 år</b>									
Til og med 49-årige	6,1	(32,5)	0,4	(17,2)	-0,9	(-10,3)	4,2	(1,5)	
Til og med 54-årige	5,3	(30,5)	0,3	(18,0)	-1,0	(-11,3)	-0,4	(-10,5)	
Til og med 59-årige	4,6	(26,8)	0,3	(17,2)	-1,0	(-10,9)	-0,4	(-18,8)	
<b>Fra 35 år</b>									
Til og med 49-årige	4,6	(21,0)	0,5	(16,9)	-0,4	(-2,7)	3,2	(1,1)	
Til og med 54-årige	4,2	(21,1)	0,4	(18,1)	-0,5	(-4,0)	-0,4	(-11,0)	
Til og med 59-årige	3,5	(18,1)	0,3	(16,4)	-0,6	(-4,5)	-0,5	(-19,8)	
Anm.: Regressionerne er gennemført på grupper med dansk herkomst. t-værdier er angivet i parentes.									
Kilde: Egne beregninger på baggrund af Lovmodellen.									

## Litteraturliste

- Blundell (1999): Richard Blundell and Thomas Macurdy.  
*"Labor Supply: a Review of Alternative Approaches"*, Chapter 27, Handbook of labour economics, 1999 – Elsevier.
- Card (1999): David Card.  
*"The causal effect of education on earnings"*, Chapter 30, Handbook of labour economics, 1999 – Elsevier.
- DREAM (2009a):  
*"Samfundsøkonomiske konsekvenser af hurtigere studiegennemførelse og studiestart. En analyse foretaget for Arbejdsmarkedskommissionen."*, DREAM, august 2009.
- DREAM (2009b):  
*"Fremskrivning af befolkningens arbejdsmarkedstilknytning, Befolkningsregnskab 2009"*, DREAM, september 2009.
- DREAM (2009c):  
*"Uddannelsesfremskrivning 2009"*, DREAM, september 2009.
- DØR (2003):  
*"Dansk Økonomi efterår 2003"*, kapitel 2, Det Økonomiske Råd, efterår 2003.
- DØR (2010):  
*"Dansk Økonomi forår 2010"*, Det Økonomiske Råd, forår 2010.
- Eissa (2003): Nada Eissaa and Hilary Williamson Hoynes.  
*"Taxes and the labor market participation of married couples: the earned income tax credit"*, Journal of Public Economics, 88 (2004), 1931– 1958
- Spence (1973): Michael Spence.  
*"Job Market Signaling"*, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 87, No. 3 (Aug., 1973), pp. 355-374.
- Weiss (1995): Andres Weiss.  
*"Human Capital vs. Signalling Explanations of Wages"*, The Journal of Economic Perspectives, Volume 9, Issue 4, (Autumn 1995), 133-154.