

Lars Grønvall Foldspang

Monopolisering og monopolløn?

Effekten af legal autorisation¹

Legal autorisation vises ikke at have nogen effekt på gennemsnitslønnen, trods den neo-weberianske professionssociologis behandling af sammenhængen som et "faktum". Testen, der udføres som en populationsundersøgelse af offentlige erhverv, bekræfter dog den neo-weberianske teoris tese om en stærk sammenhæng mellem længden af teoretisk uddannelse og erhvervsstyrke. To metodologiske problemstillinger, nemlig strategier til accept af nulhypotesen om ingen sammenhæng og brugen af populationsdata i regressionsanalyse, tages op i appendiks.

Neo-weberiansk professionssociologi anskuer autorisationsordninger med grundlag i lov som en måde at sikre de autoriserede erhverv en monopolstatus på arbejdsmarkedet, som de autoriserede erhverv anvender til at få mere i løn. Men der kan godt stilles spørgsmålstegn ved, om erhverv med legale autorisationsordninger rent faktisk får mere i løn. Denne artikel vil først diskutere de kausalmekanismer, som ligger til grund for det neo-weberianske argument. Dernæst vil det blive analyseret, om autoriserede erhverv i den offentlige danske sektor får mere i løn. Der afrundes med en diskussion af analysens resultater.

Legal autorisation i neo-weberiansk professionssociologi

Udgangspunktet for artiklen er den neo-weberianske tradition inden for professionssociologien. Traditionen bruger centrale betragtninger fra Webers studie *Magt og bureaukrati*: For det første antages individerne at maksimere deres egen nytte i form af økonomiske goder, social status og magt. For det andet antages retsordenen at give bestemte privilegier til bestemte grupper af mennesker, hvorved markedet forhindres i at udvikle sig frit (Weber, 1997: 6, 13, 66; MacDonald, 1995: 27).

Den neo-weberianske tradition tæller blandt andre Elliot Freidson² (2001: 6) og Randall Collins (1990: 24). Begrebet "profession" er ifølge Freidson en idealtipe, som erhvervene i større eller mindre grad ligner (2001: 127). Et afgørende aspekt er den beskyttede markedsposition, professionen har på arbejdsmarkedet – en særlig status, som er tildelt professionen på baggrund af dens teoretisk baserede viden (Freidson, 2001: 78, 127). Både Freidson og Collins mener, at staten er afgørende for den særstatus, en profession har på arbejdsmarkedet, da det er staten, der tildeler og sanktionerer ordningerne gennem lov eller "licenser" (Freidson, 2001: 78, 128, 134; Collins, 1979: 173). De legale autorisationer tildeles på baggrund af eksamensbeviser, hvorved eksamensbeviser bliver et instrument for professionerne til social udelukkelse af udenforstående uden eksamensbeviser. Derved opnår professionen en monopolstatus på arbejdsmarkedet, der sanktioneres af staten (Freidson, 2001: 78, 199, 204; Collins, 1979: 132-138, 180). For Collins er denne udelukkelse det afgørende definerende træk (Collins, 1990: 25). Professionens monopol-

status giver forøget styrke på arbejdsmarkedet: Lønnen søges således hævet til et "tilfredsstillende" eller "passende" niveau ved brug af eksamensbeviser og altså uddannelse til at kontrollere udbudet af arbejdskraft og til at højne erhvervets status (Freidson, 2001: 78, 93-94, 128, 134, 199; Collins, 1990: 36).

Kausalmekanismerne i det neo-weberianske argument

Det neo-weberianske argument om, at der er en positiv kausalsammenhæng mellem legale autorisationsordninger og løn, bygger på fire præmisser:

1. Legal autorisation giver det privilegerede erhverv monopol på udførelse af bestemte opgaver;
2. Monopol på udførelse af bestemte opgaver giver højere løn;
3. Andre monopoliseringsstrategier fungerer dårligere end legal autorisation; og
4. Der er ikke andre faktorer, der både er afgørende for autorisation og løn, hvorved de bliver fælles bagvedliggende faktorer.

Legal autorisation og monopol

Følges en almindelig definition af begrebet "monopol", er der tale om den markedsstruktur, hvor der kun findes én sælger af den pågældende vare (Dobson et al., 1998: 170). Det er klart, at der ikke kun findes én sælger i et erhverv, hvis man med én sælger mener ét individ. Hvis et erhvervs udøvere på den anden side kan agere som én aktør – sådan som den neo-weberianske professionssociologi antager (MacDonald, 1995: 27) – vil en legal autorisationsordning imidlertid give monopolstatus til disse udøvere.

Udbudet af arbejdskraft kan dog generelt ikke kontrolleres på samme måde som udbudet af produkter som insulin eller legoklodser. Autorisationsordningerne autoriserer netop en gruppe af individer, som tilsammen udgør udbyderen. Der er altså tale om en art kartel, hvor det er afgørende for markedsstrukturen, om alle de autoriserede agerer i gruppens interesse, eller om nogle af gruppens medlemmer udbyder ydelsen til en lavere pris. I så fald ville køberen af arbejdskraft kunne lade udbyderne konkurrere mod hinanden og skabe en situation med fravær af monopol. Hvis gruppen af erhvervets udøvere derimod udbyder ydelserne til samme pris opnår gruppen en monopolstatus. Det er normalt tilfældet for professionerne blandt andet i kraft af relativt stærke organisationer. Med deres høje organiseringsprocenter og landsdækkende overenskomster er disse organisationer et effektivt værn imod intern konkurrence. Når en høj andel af gruppen følger overenskomsten, får gruppen således karakter af et kartel, der på samme måde som et klassisk monopol undgår konkurrence på prisen (Dobson et al., 1998: 229-230).

Dette monopol vil dog ikke beskytte fuldstændigt imod konkurrence fra andre erhvervsgrupper. Således kan der over tid sagtens forekomme et skred i opfattelsen af, hvilke opgaver et bestemt erhvervs autorisationsordning dækker. I eksempelvis sundhedssektoren er faggrænserne ikke præcist fastlagte. Således finder Indenrigs- og Sundhedsministerens rådgivende udvalg mange eksempler på "opgaveglidning" fra læger til sygeplejersker, delvist beroende på bevidste strategier på visse sygehuse (Indenrigs- og Sundhedsministeriet, 2002: 16-18).

Monopol og højere løn

Hvis et erhvervs udøvere får monopolstatus på et opgaveområde som følge af en legal autorisationsordning, er det spørgsmålet, om denne status også leder til en højere løn. Det forventes at være tilfældet, hvis gruppen af udøvere for det første kontrollerer udbudet af arbejdskraft og for det andet står over for købere af deres arbejdskraft, der ikke er en enhed. I så fald vil monopoliet være prissætter og altså kunne styre prisen for at få opgaverne udført (Dobson et al., 1998: 172-174).

Hvis gruppen af udøvere derimod ikke kan kontrollere antallet af uddannede inden for faget (dvs. udbudet af arbejdskraft), vil en legal autorisation ikke nødvendigvis føre til en højere løn til erhvervets udøvere, idet den mekanisme, der ellers ville sikre monopolisten en højere pris på varen, er sat ud af kraft (Dobson et al., 1998: 172-174). Påstanden i neo-weberiansk professionssociologi om, at professionerne kan kontrollere arbejdsudbudet gennem kontrol af antallet af uddannede, er imidlertid kun delvist rigtig. Ses på uddannelsen af læger, har staten (undervisningsministeriet) på den ene side gennem budgetstyring en vis kontrol med antallet af optagne. På den anden side kontrollerer lægerne hvor stor en andel af disse optagne, der består de forskellige eksaminer, idet niveauet for beståelse fastlægges i studienævn og fakultetsråd samt af de enkelte undervisere og altså af medlemmer af professionsgruppen. Samtidig har staten dog indflydelse på dumpeprocenten gennem de incitamentsstrukturer, som formes af taxametersystemet. Jo flere beståede studerende, des flere penge får fakultetet. Alt i alt er det slet ikke klart, at lægerne som profession har fuldstændig kontrol med udbudet af arbejdskraft.

Sammenhængen mellem monopolstatus og høj løn er heller ikke givet, hvis købersiden domineres af én aktør. Hvis erhvervets udøvere er eneaktører på udbudssiden, vil der i så fald være tale om bilateralt monopol. Inden for rammerne af monopolistens og monopsonistens optimering af pris og mængde, vil prisen (lønnen) afhænge af monopolistens og monopsonistens respektive forhandlingsstyrker (Dobson et al., 1998: 184-185, 268-270). Hvis eneopkøberen af arbejdskraften samtidig er eneudbyder af den ydelse, der produceres, kan lønnen potentielt presses endnu længere ned. Om den bliver det, afhænger igen af de to aktørers respektive forhandlingsstyrker (Dobson et al., 1998: 273-274).

Statens, amternes og kommunernes stilling som eneudbydere af de traditionelle offentlige ydelser kan som følge af de senere års udvikling diskuteres. Inden for store dele af sundhedssektoren, hvor mange af de legale autorisationsordninger findes, kan der kun tales om stat, amter og kommuner som delvise eneudbydere. Der er således spæde forsøg fra private aktører på at komme ind på markedet, eksemplificeret ved privatklinikken Hamlet. Statens, amternes og kommunernes stilling som monopson i sundhedssektoren svækkes samtidig af, at amterne til en vis grad fastsætter lønnen uafhængigt af hinanden for en række af erhvervene. Det er dog stadig rimeligt at tale om stat, amter og kommuner som monopsonist, blandt andet i kraft af at Finansministeriet, Amtsrådsforeningen og Kommunernes Landsforening forhandler samlede overenskomster med personalegrupperne. Derfor er det ikke klart, om erhverv med monopol som følge af legal autorisation får mere i løn end erhverv uden. De autoriserede erhvervs monopolstatus kan således blive opvejet af statens, amternes og kommunernes monopsonist-monopoliststatus.

Konkurrerende monopoliseringsstrategier

Legal autorisation er ikke nødvendigvis den eneste måde at få et reelt monopol på. Erhverv uden legal autorisation kunne tænkes at følge andre monopoliseringsstrategier i deres bestræbelse på at få mere i løn. Der gælder således aftaler om arbejdsdeling i mange dele af den offentlige sektor. For eksempel er det kun lokoførere, der fører DSB's toge, aldrig togførere, og lokoførerne har i en vis forstand monopol på at føre toge. Alligevel er der ikke tale om en legal autorisationsordning. Det kan også tænkes, at personer med en bestemt uddannelse har et *de facto* monopol på udførelsen af opgaver inden for et område. Det er eksempelvis tilfældet med flyveledere. Man kan kun blive flyveleder, hvis man er uddannet til det, hvorfor udøverne af dette erhverv har et monopol på at udføre visse opgaver, selv om flyveledere ikke har en legal autorisation. *De facto*-monopolet kan også findes, selv om man formelt set kan blive udøver af erhvervet uden at have en bestemt uddannelse. Man kan således blive folkeskolelærer uden at være seminarieuddannet, men det er kun et meget lille mindretal, der ikke er seminarieuddannede. Seminarieuddannede folkeskolelærere har således *de facto* monopol på stillingerne, hvilket kan være hjulpet på vej af, at skolelederne selv er seminarieuddannede. Alt i alt må konkluderes, at der findes en række alternative monopoliseringsstrategier, som er til rådighed for erhverv, der ikke har legal autorisation. Samtidig er der ikke umiddelbart nogen grund til at tro, at disse alternative strategier skulle være dårligere end den legale autorisation. Således er det ikke klart, at aftalebestemte arbejdsdelinger skulle blive respekteret i mindre grad end lovfæstede. Ej heller, at erhverv med sådanne aftaler skulle have mindre held med at forsvare dem.

Andre faktorer, der kan hæve lønnen

Den postulerede sammenhæng mellem autorisation og løn kan være spuriøs, idet en positiv samvariation kan skyldes en bagvedliggende fælles årsag. Længden af den uddannelse, der kræves af udøverne af et erhverv, kunne tænkes at være en sådan årsag. Det kan nemlig tænkes, at et erhverv har en høj løn, hvis udøverne af erhvervet skal opfylde et krav om en lang uddannelse. For det første, fordi en lang uddannelse kan siges at give udøverne af erhvervet nogle ressourcer, som erhvervene uden denne lange uddannelse ikke er i besiddelse af. Disse ressourcer kunne give forbedrede evner til at gøre lønkrav gældende. For det andet er det ikke en urimelig antagelse, at uddannelseslængden indgår som et element ved lønforhandlinger, idet flere erhvervsgrupper har søgt at gøre lønkrav gældende med henvisning til længden af deres uddannelse, som det for eksempel skete i sygeplejerskekonflikten for få år siden. For det tredje påpeges netop denne positive sammenhæng mellem uddannelseslængde og løn også af neo-weberianerne (Collins, 1979: 57, 191), der dog tillige forventer en selvstændig effekt af autorisation (jf. ovenfor). Samtidig kan det nemt tænkes, at uddannelseslængde har betydning for, om et erhverv opnår autorisation, idet en vis længde af uddannelsen kunne være en forudsætning for, at staten vil betro erhvervet den særstatus, som autorisationsordningen ifølge den neo-weberianske tradition giver.

Andelen af ledere i et erhverv kan ligeledes tænkes at have en positiv sammenhæng med lønnen. Ledere kan i en vis forstand være sværere at undvære end ikke-

ledere, ligesom ledelsesansvar vil kunne indgå som element i lønforhandlinger. Der kan også være en positiv sammenhæng mellem andelen af ledere og tildeling af autorisation, enten fordi lovgiverne ønsker at sikre, at ledelsesansvaret udøves på "tilfredsstillende vis", jf. Freidsons analyse af tildeling af autorisationer (Freidson, 2001: 78, 127), eller fordi autorisation kan betyde, at kun udøvere af erhvervet kan blive ledere inden for det. Både uddannelseslængde og ledelsesandel inddrages derfor i analysen for at undersøge, om legal autorisation har en selvstændig effekt på lønnen.

Konkluderende kan det siges, at om end en legal autorisation nok giver en monopolstatus, så er det uklart, hvorvidt denne status kan udnyttes til at kontrollere udbudet af arbejdskraft og derfor lønnen. Samtidig er der en god mulighed for, at både konkurrerende monopoliseringsstrategier og andre faktorer end monopoler kan give erhverv uden legal autorisationsordning en højere løn, således at effekten af legale autorisationsordninger forsvinder. Der er derfor god grund til at afprøve sammenhængen mellem løn og legal autorisation på et empirisk materiale.

Til det formål opstilles en nulhypotese og en alternativhypotese:

H_0 : Legale autorisationsordninger giver ikke en øget løn;

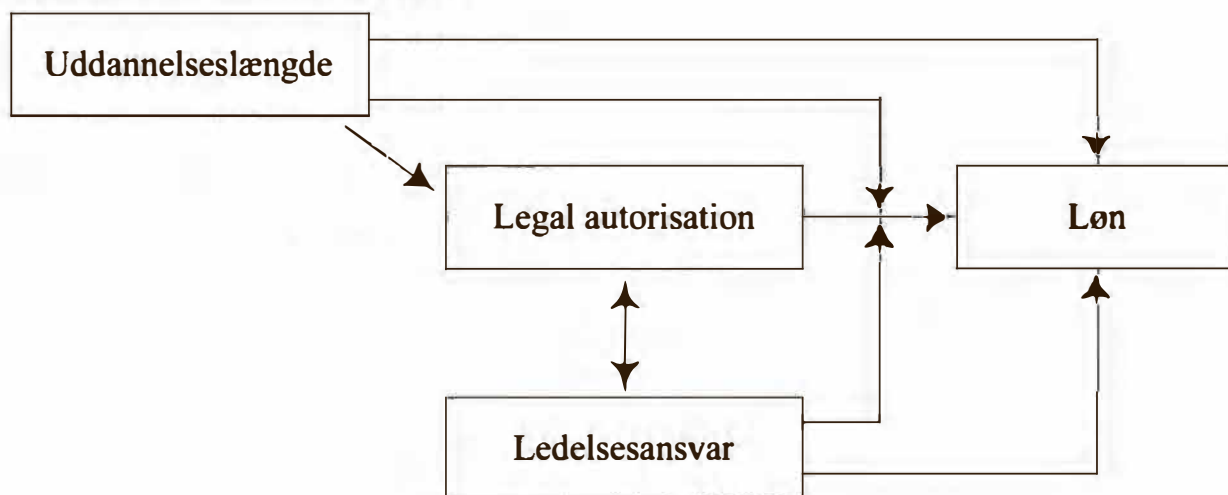
H_a : Legale autorisationsordninger giver en øget løn;

Testen gennemføres en-sidet, fordi det neo-weberianske postulat om øget erhvervs-løn ved legale autorisationsordninger afprøves – ikke om der måtte være en negativ effekt.

Operationalisering

I analysen testes først den bivariate sammenhæng mellem autorisation og løn. Dernæst testes en teoretisk model, hvor løn er afhængig variabel, autorisation er uafhængig variabel, og uddannelseslængde og ledelsesandel indgår som kontrolvariabler (se figur 1). I begge tilfælde anvendes lineær regression på et datamateriale, der er indsamlet til formålet, og som dækker hele den relevante population af erhverv i den danske offentlige sektor. Det er valgt at afgrænse populationen til

Figur 1. Den teoretiske model



erhverv i den offentlige sektor for at kontrollere for de effekter, der måtte være af forskelle mellem den offentlige og den private sektor. Således synes der at være en række forhold, der betyder, at offentlige og private erhvervs lønninger ikke umiddelbart kan sammenlignes. Klassifikationen af erhvervene diskuteres i appendiks 1, mens anvendelsen af populationsdata berøres i appendiks 2.

Løn forstås som den gennemsnitlige månedlige indtægt, der gælder for udøvere af et erhverv (appendiks 1). Lønnen er den afhængige variabel i neo-weberianernes tese og derfor også i den teoretiske model til grund for analysen i denne artikel.

Legal autorisation forstås som en autorisationsordning, der sanktioneres af retsvæsenet, og som giver erhvervets udøvere eneret til at udføre bestemte opgaver på baggrund af bevis for en bestået eksamen, hvor uddannelsen eller dele af den er teoretisk. Operationaliseringen af "legal autorisation" er dermed, om det af en lov fremgår, at udøverne af et bestemt erhverv har eneret på at udføre bestemte opgaver, og at denne eneret gives på baggrund af en bestemt eksamen (Freidson, 2001: 32, 78, 128, 132). Lovgivning, der indeholder autorisationsordninger, synes at være det eneste anvendelige og valide mål for legale autorisationsordninger.

Uddannelseslængde opfattes som længden af den teoretiske del af den uddannelse, der kræves af udøverne af et erhverv. Den eventuelle praktiske del af en uddannelse vælges fra i definitionen af uddannelseslængden, fordi det er den teoretiske uddannelse, der giver "formel viden", som ifølge Freidson er afgørende for lønnen (Freidson, 2001: 32). Operationaliseringen af uddannelseslængde bliver således antal ugers teoretisk/boglig uddannelse, som skal gennemgås, for at den relevante eksamen kan tages.

Ledelsesansvar defineres som en højere ledelsesmæssig stilling. Der kan altså ikke være tale om en mellemliderstilling. Det valg er truffet, fordi der er en meget høj andel af stillinger, der i én eller anden forstand indebærer et ledelsesansvar på mellemliderniveau. Hvis en for stor andel af medarbejderne i analysen tildeles ledelsesansvar, udvandes begrebet. Mellemlidere kan på den måde ses som medlemmer uden egentligt ledelsesmæssigt ansvar. Operationaliseringen af ledelsesansvar bliver således andelen af udøvere i erhvervet, der har en højere ledelsesmæssig stilling. De teoretiske og operationelle definitioner i den teoretiske model kan sammenfattes i tabel 1.

Tabel 1. Teoretiske og operationelle definitioner

Variabel	Teoretisk definition	Operationel definition
Løn	Gennemsnitlig månedlig indtægt	Gennemsnitlig månedsløn
Legal autorisation	Autorisationsordning på baggrund af eksamen. Sanktioneres af retsvæsenet	Lov, hvoraf autorisationsordningen fremgår
Uddannelseslængde	Længde af teoretiske del af uddannelse	Antal ugers teoretisk/boglig uddannelse
Ledelsesansvar	Højere ledelsesmæssig stilling	Andel i erhvervet med ledelsesansvar

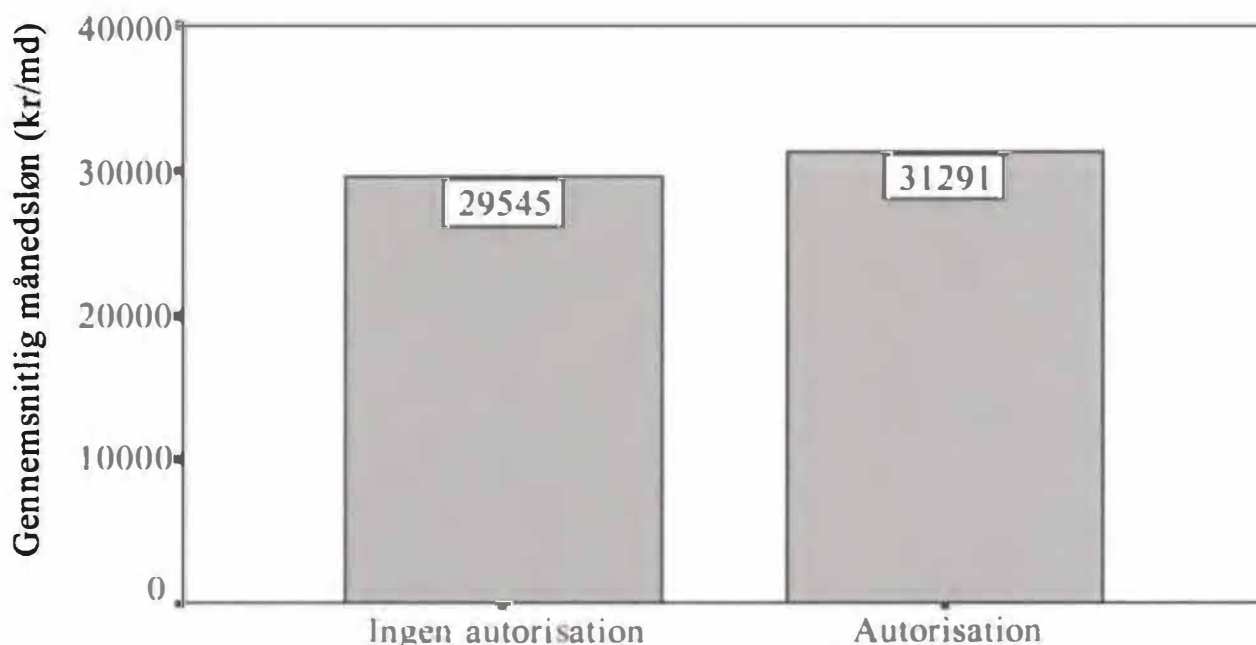
Analyse

Først undersøges den bivariante sammenhæng mellem autorisation og gennemsnitlig månedsløn, hvorefter sammenhængen kontrolleres for tredjevariabler. De anvendte metoder er gennemgået i appendiks 2.

Bivariat analyse

Den bivariante analyse er lavet som en regression med dummyvariabel og ved brug af t-test for sammenligning af to gennemsnit. Analysen viser, at der er en forskel på den gennemsnitlige månedsløn på 1746,69 kr., svarende til 5,91 pct. af den gennemsnitlige månedsløn for erhverv uden autorisation (se figur 2). Forskellen er dog ikke signifikant på et α -niveau på 0,05. Der fandtes ingen betydelige forudsætningsbrud.

Figur 2. Gennemsnitlig månedsløn for erhverv med og uden autorisation



Note: N=145.

Kilder: *Politikens Hvad Kan Jeg Blive 2002* (2001); *Karnovs Lovsamling på CD-ROM* (2002); Økonomistyrelsen (2002); Det Fælleskommunale Løndatakontor (2002).

Multivariat analyse

Det viser sig, at autorisation ikke er en signifikant prædiktor ($\alpha = 0,05$) for den gennemsnitlige månedsløn. Samtidig leverer den en ubetydelig andel af forklaringskraften i en model, der forudsiger gennemsnitlig månedsløn, og har autorisation, ledelsesandel, uddannelseslængde og et interaktionsled mellem uddannelseslængde og ledelsesandel som uafhængige variabler. Begge dele tyder på, at der ikke er en sammenhæng mellem legal autorisation og gennemsnitlig månedsløn.

Spørgsmålet er nu, om det kan konkluderes, at der ikke er forskel på lønnen for erhverv med henholdsvis uden legal autorisation. Værdien af parameterestimatet b af regressionskoefficienten for autorisation er -448,39, hvorfor erhverv med autorisation estimeres til at få 448 kr. mindre i gennemsnitlig månedsløn end erhverv

uden autorisation. Det tyder på, at alternativhypotesen ikke kan godtages. Men det følger ikke logisk, at nulhypotesen kan accepteres, da der ud fra p -værdien (0,5928 for estimatet af regressionskoefficienten for legal autorisation) kun kan konkluderes, at sandsynligheden for fejlagtigt at forkaste nulhypotesen er høj, men intet om, hvad sandsynligheden er for fejlagtigt at undlade at forkaste nulhypotesen. Om nulhypotesen kan accepteres og om det således er rimeligt at konkludere, at der ikke er sammenhæng mellem legal autorisation og gennemsnitlig månedsløn, vil i det følgende blive diskuteret. Metoderne hertil gennemgås i appendiks 2.

95 pct.-konfidensintervallet for parameterestimatet b afgrænses af værdierne -4214,18 og 3317,40. Effekten af legal autorisation på den månedlige gennemsnitssløn ligger altså med 95 pct. konfidens mellem -4214,18 kr. og 3317,40 kr., eller numerisk 14,3 pct., henholdsvis 11,2 pct. af den gennemsnitlige månedsløn for erhverv uden autorisation. Den øvre grænse for den positive effekt er således ikke stor, når den ses i forhold til den gennemsnitlige månedlige indtjening for erhverv uden autorisation. Samtidig falder værdien 0 i intervallet. Det taler for, at nulhypotesen accepteres.

Der næst kan man vurdere, om der på forhånd var stor sandsynlighed for at få en insignifikant sammenhæng. Det kan gøres ved at beregne analysens *power*-niveau. Beregningen af *power*-niveauet forudsætter antagelser om den faktiske forskel ES_0 . Da den neo-weberianske tese angår en stærk sammenhæng mellem de "afgørende" autorisationsordninger og løn, er det valgt at beregne *power* for forskelle i gennemsnitlige månedslønninger på 5.000, 7.500 og 10.000 kr. (Freidson, 2001: 78, 127). *Power* fremgår af tabel 2.

Tabel 2. Power-niveauer for tre værdier af den faktiske forskel i månedsløn (ES_0)

ES_0	<i>Power</i>
5.000	0,7756
7.500	0,9677
10.000	0,9961

Kilder: *Politikens Hvad Kan Jeg Blive 2002* (2001); *Karnovs Lovsamling på CD-rom* (2002); Økonomistyrelsen (2002); Det Fælleskommunale Løndatakontor (2002); Microsoft Excel 2000 (9.0.3821 SR-1).

For alle tre værdier af forskellen mellem gennemsnitlige månedslønninger (ES_0) ses der at være en ganske høj *power*. Der var således på forhånd en høj sandsynlighed for afvisning af nulhypotesen, hvis forskellen havde været som i ét af de tre eksempler. Det tyder på, at det ikke var analysens egenskaber, der på forhånd ledte til en høj sandsynlighed for, at nulhypotesen ikke kunne afvises. Da estimatet af regressionskoefficientens insignifikante afvigelse fra nulhypotesen derfor ikke synes at kunne forklares med, at der var for få enheder i analysen, er argumentet for en accept af nulhypotesen styrket.

Endelig kan man beregne den maksimale værdi af forskellen i autoriserede og ikke-autoriserede erhvervs gennemsnitlige månedsløn, ES_1 , som man er nødt til at

acceptere, givet analysens egenskaber og fund og et *power*-niveau på 80 pct. Den maksimale forskel (ES_1) er givet ved: $ES_1 = b_0 + t_{9,0,2} * SE$, hvor SE er standardfejlen af estimatet b_0 af regressionskoefficienten. Så er:

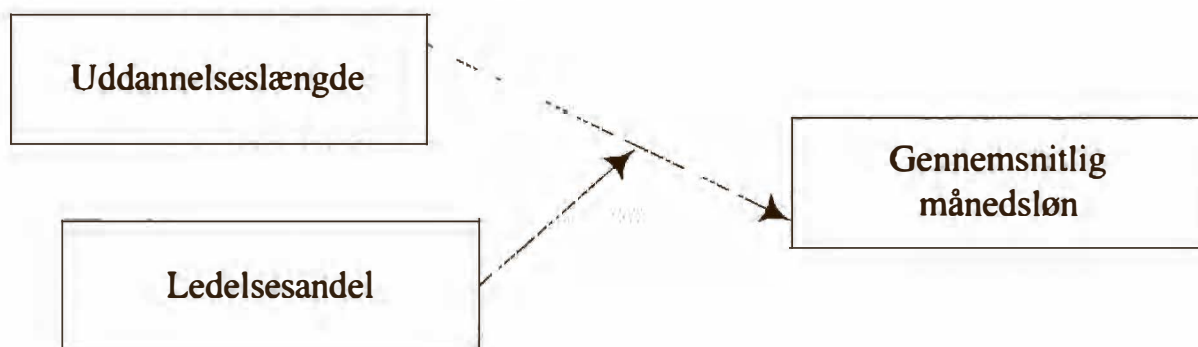
$$ES_1 = -448,39 + 0,883 * 1904,749 = 1233,50 \text{ kr.}$$

Med et *power*-niveau på 80 pct. og derfor 20 pct. sandsynlighed for at acceptere en falsk nulhypotese kan det altså konkluderes, at den maksimale værdi af forskellen i løn, man er nødt til at acceptere, givet analysens egenskaber og fund, er 1233,50 kr. Det svarer til 4,18 pct. af den gennemsnitlige månedsløn for erhverv uden autorisation. Det taler for en accept af nulhypotesen: at der ikke kan være en betydelig positiv effekt af legal autorisation på erhvervenes gennemsnitlige månedsløn. De færreste vil nemlig vurdere en forskel mellem de to erhvervsgruppers løn på 4,18 pct. som værende af betydning.

En stor del af variationen i gennemsnitlig månedsløn kan imidlertid forklares ud fra de øvrige variabler i den teoretiske model. Modellen i figur 3 fandtes at være signifikant ved forudsigelsen af den gennemsnitlige månedsløn.

Uddannelseslængde og et interaktionsled mellem uddannelseslængde og ledelsesandel er signifikante for $\alpha = 0,01$. Der er ingen alvorlige forudsætningsbrud. Modellen kan sammenfattes i tabel 3. Det fremgår, at der er tale om en model, der forklarer 60 pct. af variationen i erhvervs gennemsnitlige månedslønninger. Det støtter også en accept af nulhypotesen, da der ikke fandtes nogen signifikant effekt af legal autorisation i denne model. Der er fundet en meget signifikant og stærk sammenhæng mellem uddannelseslængde og gennemsnitløn. Det er ikke overraskende, jf. den teoretiske argumentation for at medtage uddannelseslængde som kontrolvariabel. Uddannelseslængdens effekt på den gennemsnitlige måneds-

Figur 3. Model for gennemsnitlig månedsløn



løn interagerer med ledelsesandelens effekt, og interaktionsledet mellem uddannelseslængde og ledelsesandel har en stærk positiv sammenhæng med gennemsnitlønningen. Effekten af uddannelseslængden på den gennemsnitlige månedsløn i et erhverv stiger således, når ledelsesandelen gør det. Det kan skyldes, at et erhverv bliver bedre til at gennemtvinge lønkrav med henvisning til uddannelseslængde, når ledelsesandelen i erhvervet stiger, fordi ressourcerne til at få gennemført lønkrav så også stiger. Når ledelsesandelen samtidig ingen selvstændig effekt har på

Table 3. Modellen for prædiktion af gennemsnitlig månedsløn

Variabel	Standardiseret regressionskoefficient
Uddannelseslængde	0,483***
Ledelsesandel	0,124
Interaktionsled mellem uddannelseslængde og ledelsesandel	0,356***

Note: $R^2 = 0,602$. *** = $p < 0,01$.

Kilder: *Politikens Hvad Kan Jeg Blive 2002* (2001); *Karnovs Lovsamling på CD-rom* (2002); Økonomistyrelsen (2002); Det Fælleskommunale Løndatakontor (2002).

den gennemsnitlige månedsløn, kan det skyldes, at man kan være leder på mange lønniveauer – ledende økonomaer tjener ikke det samme som amtsdirektører. Neo-weberianernes betoning af teoretisk uddannelse og "formel viden" for erhvervenes løn synes således berettiget. Men staten er ikke afgørende for dette forhold via de lige så betonede legale autorisationsordninger. Populært sagt får ansatte i de undersøgte erhverv godt 65 kr. mere i løn om måneden for hver uges teoretisk uddannelse, de gennemfører. Hvis de samtidig bliver chefer, er tallet noget højere.

Kausalmekanismerne igen

Med diskussionen oven for af præmisserne for den neo-weberianske tese, er det nu interessant, hvorfor neo-weberianernes hovedtese ikke ser ud til at finde støtte i empirien: Der er ikke en positiv sammenhæng mellem legal autorisation og løn. Det kan enten skyldes, at stat, amter og kommuner har held med at agere som monopsonist. Eller det kan være, fordi andre monopoliseringsstrategier end legal autorisation fungerer lige så godt som legal autorisation. Når flyveledere således får en ganske høj gennemsnitlig månedsløn, skyldes det altså muligvis, at udøvere af dette erhverv har monopol på udførelsen af opgaverne, selvom de ikke har legal autorisation. Det virker samtidig intuitivt klart, at de har dette monopol: Flyveledere har et stort ansvar for, at flyene ikke havarerer i forbindelse med *take-off* og landing, og man kan ikke forestille sig det udført af nogen, der ikke er specifikt uddannet til det.

Endelig kan den manglende selvstændige effekt af legal autorisation på gennemsnitlig månedsløn skyldes, at andre faktorer end monopol ligger bag en eventuel lønforskel. En sammenligning af den bi- og den multivariate analyse tyder på, at denne forklaring er mest afgørende, idet estimatet af regressionskoefficienten for legal autorisation ved kontrol for uddannelseslængde og ledelsesandel bliver negativt. Hvad der måtte være af effekt, forsvinder så at sige helt. Når udøverne af autoriserede erhverv således får lidt mere i løn, skyldes det alene deres længere uddannelse og erhvervets højere ledelsesandel. Endvidere kan uddannelsesvariablen ses som en variabel, der måler muligheden for alternative monopoliseringsstrategier. I så fald er længden på uddannelserne også udtryk for nogle *kvalitative* forskelle, fordi netop længden skelner de forskellige uddannelser fra hinanden. Med den forståelse identificeres en form for monopoler ved hjælp af uddannelsesvariablen.

Disse monopoler bliver mere eksklusive, jo længere uddannelse der kræves, fordi der så er færre, der kan tilkæmpe sig opgaverne.

Konklusion

Resultatet af analysen i denne artikel er, at der ikke er nogen effekt af legal autorisation på løn. Spørgsmålet er dernæst, om resultaterne kan generaliseres. Der kan ikke anvendes den sædvanlige form for statistiske tests til at generalisere til en større sammenhæng, idet analysedesignet jo har været en analyse af populationsdata. Man kan anlægge den betragtning, at der godt nok er tale om populationsdata, men at det kun gælder for et bestemt tidspunkt. Det vil så være rimeligt at antage, at resultaterne kan udstrækkes til at gælde nogle år frem i tiden og nogle år tilbage i tiden. Der er nemlig ikke nogen særlig grund til at tro, at forholdene, der behandles i artiklen, ændres i løbet af få år.

Generalisering i rum er mere problematisk. Resultatet kan relativt enkelt udstrækkes til at gælde samtlige erhverv i den danske offentlige sektor, idet de erhverv, der ikke opfyldte kriterierne for at indgå i populationen, netop var dem, der ikke havde en eksamen, og derfor heller ikke kunne få en autorisationsordning. Derfor vil en autorisationsordning ikke kunne have betydning for disse erhverv som selvstændig gruppe betragtet. Det er derimod ikke umiddelbart muligt at generalisere til alle erhverv i Danmark, altså at udstrække analysens resultat til også at gælde den private sektor. Analysen blev netop afgrænset til erhverv i den offentlige sektor for at holde effekterne af specielle institutionelle forhold i den offentlige sektor konstante. Ligeledes kan generaliseringer til andre lande end Danmark være problematiske, idet det kan være, at man i andre lande bevidst favoriserer erhverv med legale autorisationer. Udenlandske erhverv kan også tænkes at være bedre til eller have bedre mulighed for at udnytte den særstatus på arbejdsmarkedet, som neo-weberiansk professionssociologi taler om.

Relevansen af analysens resultater ligger for det første i, at den fundne model forklarer en stor del af variationen i gennemsnitlig månedsløn med variation i længden af den teoretiske uddannelse og ledelsesandel. For det andet må resultaterne ses som en falsifikation af neo-weberianernes generelle hypotese om, at der er en positiv sammenhæng mellem legal autorisation og løn. Det skyldes tilsyneladende, at især uddannelseslængden fjerner effekten af legal autorisation. Men det kan også skyldes, at monopolet ikke kan udnyttes effektivt, fordi købersiden domineres af én aktør – stat, amter og kommuner. Eller det kan skyldes, at andre monopoliseringsstrategier er lige så effektive. Sådanne monopoliseringsstrategier kan igen tænkes at hænge tæt sammen med uddannelseslængden. Under alle omstændigheder må artiklens resultater tages som en afvisning af den neo-weberianske påstand om en positiv sammenhæng mellem legal autorisation og løn.

Appendiks 1: Teknisk appendiks

Afgrænsning af den relevante population

Den relevante population er alle erhverv i den danske offentlige sektor med mulighed for at få legal autorisation. Det er valgt ikke at gennemføre analysen på individ-

niveau, fordi det er erhvervene som grupper af individer, der ifølge Freidson og Collins kan opnå mere i løn gennem autorisation.

Første kriterium for at indgå i populationen af erhverv er, at udøverne af erhvervet skal have en eksamen, som det kan lade sig gøre at dumpe til, og som er taget på baggrund af en tillært teoretisk viden (Freidsons "formelle viden"). Kun erhverv, hvor der fandtes en sikker viden om en sådan eksamen, indgår i analysen. Derved er det søgt undgået, at begrebet bliver udvandet og usikkert. Kriteriet er valgt, fordi et sådant eksamenskrav til udøverne af et erhverv er en betingelse for, at erhvervet har en teoretisk mulighed for at få en autorisationsordning, sådan som begrebet er defineret i denne artikel. Det andet kriterium, der er valgt til at afgrænse populationen af erhverv er, at udøverne skal være ansat i den offentlige sektor for derved at holde en række institutionelle forhold konstante.

Alle danske erhverv, der opfylder de nævnte kriterier, er medtaget i data. Der er således tale om en populationsanalyse, hvori der indgår 145 erhverv. 14 af disse har en autorisationsordning, nemlig landinspektører, ergoterapeuter, fodterapeuter, tandteknikere, jordemødre, læger, tandlæger, kliniske diætister, sygeplejersker, tandplejere, dommere, dyrlæger og læger ved højere uddannelsesinstitutioner (som har en anden uddannelse end andre læger). En stor del af de autoriserede erhverv er således erhverv i sundhedssektoren. I forbindelse med regressionsanalysen kan det være et problem, at der kun er 14 enheder med autorisationsordning, idet de statistiske tests så bliver mere usikre. På den anden side kan det ikke være anderledes, det kan ikke "gøres bedre", da der jo er tale om populationsdata. Gennemførelsen af statistiske tests på populationsdata diskuteres i øvrigt i appendiks 2.

Datas kvalitet

Løndata er hentet ved brug af Økonomistyrelsens (2002) og Det Fælleskommunale Løndatakontors (2002) hjemmesider. Lønbegrebet, der anvendes af begge kilder, er udbetalt løn plus alle tillæg. Det sikrer imod den bias, der kan opstå ved systematisk skæv fordeling af tillæg. Den gennemsnitlige månedsløn er valgt frem for medianen af månedslønnen, fordi det netop er den samlede formåen af et erhvervs udøvere, der ønskes målt, og ikke hvad en "typisk" udøver af et bestemt erhverv tjener. Løndata er også anvendt til at bestemme ledelsesandelen af erhvervene, idet ledelsesansvar fremgår af stillingskategorierne. I det omfang ledelsesansvar ikke fremgår af stillingskategorierne, er denne målemetode naturligvis ikke helt præcis. Intet tyder imidlertid på, at en stor del af stillingskategorierne fejlagtigt er blevet placeret som ikke-ledende.

Karnovs lovsamling på CD-rom (2002) er anvendt til at identificere de erhverv, der har en legal autorisationsordning. Identifikationen er sket ved for det første at lave et opslag i stikordsregisteret under autorisation og for det andet at slå erhvervsgrupperne op for sig. Herved er de enkelte love fundet, og hvor loven opfylder kravene til legal autorisation, klassificeres erhvervet i analysen som havende legal autorisation. Denne metode i to led er med til at mindske bias, ligesom den også giver en høj reliabilitet.

DUEL fra Rådet for Uddannelses- og Erhvervsvejledning (2000) samt *Politikens Hvad Kan Jeg Blive 2002* (2001) er anvendt til at finde frem til uddannelses-

længden for erhvervene. Uddannelseslængden er omregnet til antal uger. Omregningen til antal uger kan give problemer for reliabiliteten af dataene for uddannelseslængde. Unøjagtighederne er dog søgt minimeret ved at benytte omregningskoefficienter, der tager højde for forberedelsestid.

Klassifikationen af, hvad der udgør et erhverv, er sket på baggrund af stillingskategorierne, som de optræder i løndataene. I flere tilfælde er det samme erhverv i de originale data splittet op på flere forskellige stillingskategorier – det kan for eksempel være tilfældet, når et erhverv både har udøvere med og udøvere uden ledelsesansvar. For at undgå et kunstigt højt antal frihedsgrader er stillingskategorier med samme navn og uddannelseslængde blevet slået sammen til samme enhed i analysen med et vægtet gennemsnit af gennemsnitslønninger og ledelsesandel, hvor antallet af årsværk er brugt som vægt.

Appendiks 2: Metodisk appendiks

Regressionsanalyse på populationsdata

Det anvendte analysedesign er en populationsanalyse, og signifikanstests er derfor ikke strengt nødvendige. De kan dog stadig anvendes meningsfuldt til at fastslå, om det observerede estimat er et godt gæt på parametrets værdi, i dette tilfælde regressionskoefficientens værdi. Estimatet på regressionskoefficienten antages at variere tilfældigt om parametrets værdi (Thomsen, 1997: 3-4). Signifikanstests kan foretages i nærværende analyse, idet der for det første ikke er noget bortfald, som ville kunne give en skævvridning, der ikke kan tages højde for i signifikanstesten. For det andet er det rimeligt at behandle en del af variationen i gennemsnitlig månedsløn som tilfældig (Thomsen, 1997: 1-2).

Metode til test af nulhypotesen

P-værdien i en signifikanstest angiver normalt sandsynligheden for fejlagtigt at forkaste en sand nulhypotese (dvs. lave en Type I-fejl). Denne sandsynlighed stiger, jo tættere parameterestimatet er på nul. Men sandsynligheden for at begå Type I-fejl siger ikke noget om, hvorvidt nulhypotesen rent faktisk er sand. Sandsynligheden for fejlagtigt at undlade at forkaste nulhypotesen (dvs. begå en Type II-fejl) er således ikke logisk indeholdt i signifikanstesten (Julnes og Mohr, 1989: 641). Ud fra et strengt popperiansk synspunkt kan det derfor heller ikke lade sig gøre at bevise nulhypotesen, kun at afvise den. En høj sandsynlighed for at begå Type I-fejl kunne for eksempel skyldes, at der indgik et lille antal enheder i analysen, hvorfor insignifikans kunne henføres til undersøgelsens egenskaber, snarere end at nulhypotesen var sand (Popper, 1995: 27-34; Yeaton og Sechrest, 1986: 838-842).

Alligevel findes en række redskaber, der kan bruges til at vurdere, om det er rimeligt at "acceptere" nulhypotesen, når et parameterestimat ikke afviger signifikant fra nul. Julnes og Mohr foreslår som en første strategi, at man "accepterer" nulhypotesen, hvis p-værdien er over et højt, men også arbitrært α -niveau, for eksempel 25 pct. ved ensidede tests (Julnes og Mohr, 1989: 641-642). Metoden gør dog ikke noget for at løse det principielle problem, at en høj sandsynlighed for Type I-fejl ikke er det samme som en lav sandsynlighed for Type II-fejl – den fejlagtige undladelse af forkastelse af nulhypotesen. Som en anden strategi fore-

slår Julnes og Mohr beregning af konfidensintervaller for parameterestimaterne, som så anvendes til at konkludere, om man kan tale om en ubetydelig effekt af den uafhængige på den afhængige variabel (Julnes og Mohr, 1989: 642-644).

En tredje strategi er anvendelse af *power*-analyse til at fastslå sandsynligheden for at finde en insignifikant sammenhæng mellem to variabler i en given analyse. *Power* af en test defineres som

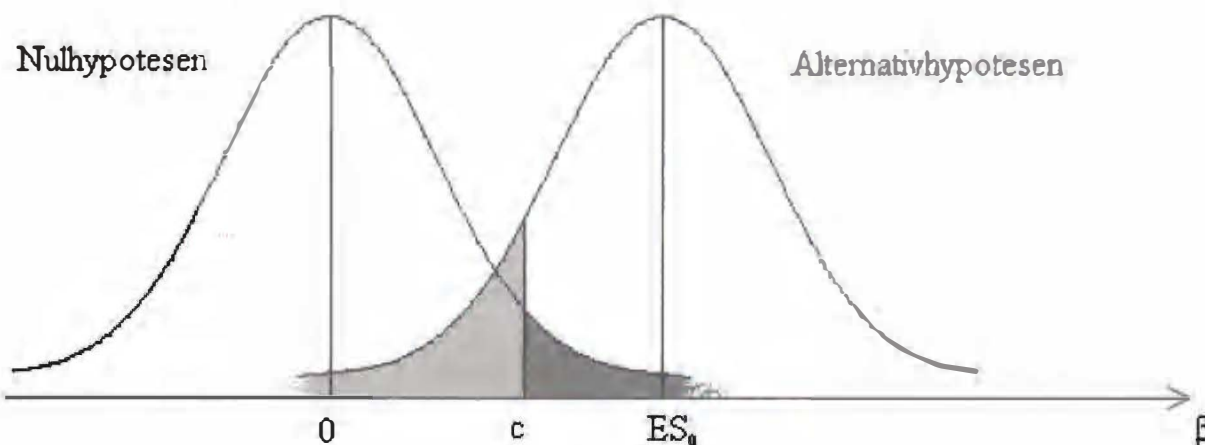
$$power = 1 - (\text{sandsynligheden for Type II-fejl})$$

og er sandsynligheden for at kunne forkaste en falsk nulhypotese (Cohen, 1988: 4). Med *power*-analyse kan man derfor vurdere, om det er analysens egenskaber, såsom antal analyseenheder, der *på forhånd* giver en høj sandsynlighed for at finde en insignifikant sammenhæng – det samme som en lav *power* (Yeaton og Sechrest, 1986: 842; Cohen, 1988: 4, 16). Således foreslår Cohen og Cohen (1983: 125-130), at der beregnes *power*, når der laves modeludvælgelse ved lineær regression, inden en uafhængig variabel udelades af regressionsmodellen, fordi den har en insignifikant sammenhæng med den afhængige variabel. Hvis testen, der anvendes, har en lav *power*, var der på forhånd en høj sandsynlighed for, at testen ville vise en insignifikant effekt af den uafhængige variabel, hvorfor det er problematisk at skille den ud af modellen (Cohen, 1988: 437). Hvis testen derimod har en høj *power* og samtidig giver et insignifikant resultat, kan nulhypotesen siges at stå stærkere, og Cohen (1988: 14) argumenterer for, at nulhypotesen kan antages *probabilistisk* efter samme logik, som alternativhypotesen kan antages.

Power af en test er afhængig af præcisionen af analysen, det fastsatte α -niveau og størrelsen af effekten i populationen (kaldet effektstørrelsen – ES) (Cohen, 1988: 6). Bruges *power* som her til at finde ud af, hvad sandsynligheden var på forhånd for at få et insignifikant resultat af en sammenhæng, måles præcisionen af analysen ved standardfejlen af estimatet af regressionskoefficienten (Thomas, 1997: 277). Det antages nu, at grafen for nulhypotesens sandsynlighedsfordeling og grafen for alternativhypotesens sandsynlighedsfordeling kan tegnes som graferne for de normalfordelinger, der har gennemsnit 0, henholdsvis ES_0 og standardafvigelsen lig standardfejlen af estimatet af regressionskoefficienten, se figur 4.

For givet α -niveau og standardafvigelse af estimatet b af regressionskoefficienten b kan beregnes en kritisk værdi c , der afgrænser de værdier af b , der leder til en forkastelse af nulhypotesen (værdier til højre for c). Hvis den faktiske værdi af b i populationen er ES_0 , er sandsynligheden for ikke at forkaste en falsk nulhypotese (dvs. sandsynligheden for, at b antager en værdi mindre end c) givet ved arealet under grafen for sandsynlighedsfordelingen for alternativhypotesen til venstre for c (det lysegrå areal). De to sandsynlighedsfordelinger antages at kunne estimeres ved t -fordelingen, hvorved det lysegrå areal kan findes for $t = (c - ES_0)/SE$, hvor SE er standardfejlen på b , idet $(c - ES_0)/SE$ er den standardiserede afstand fra c til ES_0 , og altså den værdi af t , der afgrænser alternativhypotesens hale til venstre for c . *Power* af testen er så $1 -$ (det lysegrå areal), nemlig sandsynligheden for, at b antager en værdi større end c (Goldman og Weinberg, 1985: 378-385; Anderson, Sweeny og Williams, 1981: 240-243).

Figur 4. Nulhypotesens og alternativhypotesens sandsynlighedsfordelinger



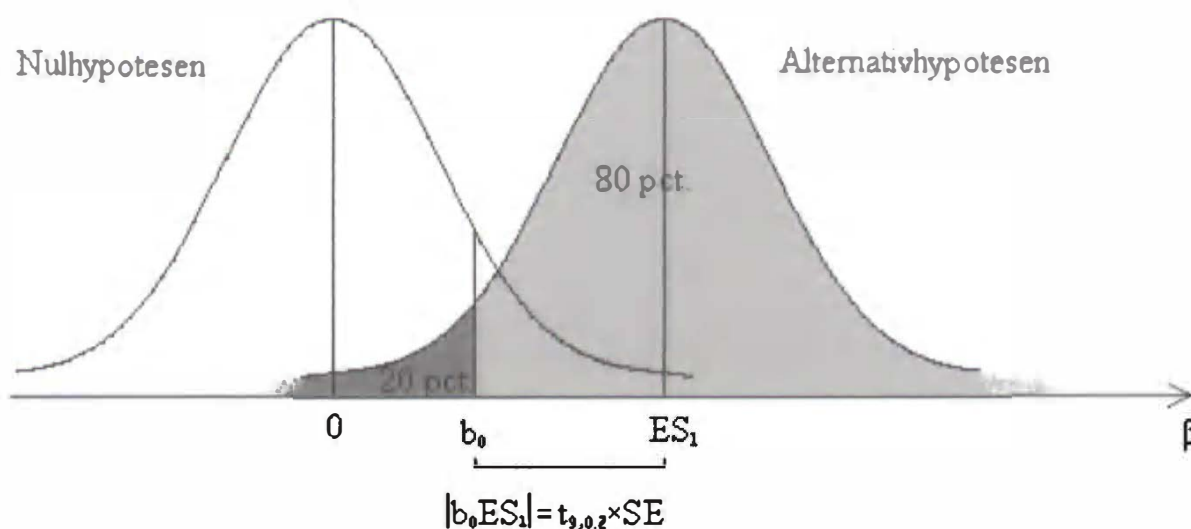
Note: c = kritisk værdi; ES_0 = værdien af effektstørrelsen.

α -niveauet er valgt til 0,05, og der er 14 erhverv med i analysen. Sandsynlighedsfordelingerne estimeres derfor ved hjælp af t-fordelingen med $n - (k+1) = 9$ frihedsgrader, hvor $k = 4$ uafhængige variabler. Standardfejlen på estimatet af regressionskoefficienten for legal autorisation er 1904,749. Derfor er den kritiske værdi $c = t_{9,0,05} * 1904,749 = 1,833 * 1904,749 = 3491,405$ (Arnitage, Berry og Matthews, 2002: 748). Så er $power = 1 - P(t < ((c - ES_0)/SE)) = P(t < ((3491,405 - ES_0)/1904,749))$.

Da man ikke på forhånd kan vide, hvad effektstørrelsen er i populationen, må den anslås. Det kan gøres med henvisning til teori på området, med standardiserede effektstørrelsemål eller ved at antage, at effektstørrelsen er lig parameterestimatet (Cohen og Cohen, 1983: 160-161; Cohen, 1988: 412-414; Thomas, 1997: 277). Standardiserede effektstørrelsemål, som de gives af Cohen (1988: 412-414), kan passe dårligt til sammenhængen, netop fordi de er standardiserede (Lenth, 2000: 2). Endvidere fører en antagelse om, at effektstørrelsen er lig parameterestimatet ikke til ny information, efter at der er foretaget signifikantstest (Lenth, 2000: 3-4; Hoenig og Heisey, 2001: 19-21). Analysen er derfor gennemført med henvisning til den neo-weberianske tese om en positiv sammenhæng mellem legale autorisationsordninger og gennemsnitlig månedsløn.

Som en sidste strategi til "accept" af nulhypotesen, når parameterestimatet afviger insignifikant fra nulhypotesen, anvendes i artiklen en beregning af, hvor stor en værdi af effektstørrelsen, ES_1 , man maksimalt er nødt til at acceptere, givet et $power$ -niveau på 80 pct., analysens egenskaber og analysens fund. Det vurderes så, om værdien af ES_1 kan siges at være ubetydelig, sådan som det foreslås af Julnes og Mohr (1989: 649). ES_1 beregnes, når værdien af c vælges til at være lig værdien b_0 af parameterestimatet b (se figur 5). Parameterestimatet b_0 bliver den værdi, der afgrænser regionen med de værdier af b , der leder til en forkastelse af nulhypotesen (værdier, der falder til højre for b_0 i figur 5) (Julnes og Mohr, 1989: 650). Som ovenfor anvendes t-fordelingen, og ES_1 vil være givet ved summen af parameterestimatet b_0 og produktet mellem t-værdien for 20-pct.-halen og standardfejlen af parameterestimatet, fordi dette produkt giver afstanden mellem b_0 og ES_1 .

Figur 5. Nulhypotesens og alternativhypotesens sandsynlighedsfordelinger, når *power* er på 80 pct. og b_0 vælges som kritisk værdi



Note: ES_1 = den maksimale effekstørrelse, der må accepteres; b_0 = værdien af parameterestimatet b ; $t_{v,0.2}$ = t-værdien for 20-pct.-halen med v frihedsgrader; SE = standardfejlen af b .

(se figur 5). Et *power*-niveau på 80 pct. vælges i tråd med den øvrige litteratur (Julnes og Mohr, 1989: 649-651; Cohen 1988: 15; Cohen og Cohen, 1983: 61).

Da der er 14 erhverv med autorisation i analysen, og da det er effekten af autorisation, der skal undersøges, er der $n - (k+1) = 9$ frihedsgrader, hvor $k = 4$ uafhængige variabler (inklusive et interaktionsled). Så er $t_{9,0.2} = 0,883$ (Armitage, Berry og Matthews, 2002: 748). Derfor er ES_1 givet ved $ES_1 = b_0 + t_{9,0.2} * SE$.

Noter

1. Jeg vil gerne rette en stor tak til Lotte Bøgh Andersen, uden hvem denne artikel ikke havde fandtes.
2. Retfærdigvis skal det dog bemærkes, at Freidson sidst i sin nyeste bog undsiger nogle af de neo-weberianske argumenter (2001: 204-207, 218).

Litteratur

- Anderson, David R., Dennis J. Sweeny and Thomas A. Williams (1981). *Introduction to statistics – an application approach*, St. Paul, MN: West Publishing Company.
- Armitage, Peter, Geoffrey Berry and J.N.S. Matthews (2002). *Statistical Methods in Medical Research*, 4th ed., Oxford: Blackwell Science Ltd.
- Cohen, Jacob (1988). *Statistical Power Analysis For the Behavioral Sciences*, 2nd ed., Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Cohen, Jacob and Patricia Cohen (1983). *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*, 2nd ed., Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Collins, Randall (1979). *The Credential Society*, London: Academic Press.

- Collins, Randall (1990). "Market Closure and the Conflict Theory of the Professions", pp. 24-43 in Michael Burrage and Rolf Torstendahl (eds.), *Professions in Theory and History – Rethinking the Study of the Professions*, London: Sage Publications.
- Det Fælleskommunale Løndatakontor (2002). Løndata www.f-ld.dk/lopaks/rapportbestilling/lønspredning, 02.04.2002.
- Dobson, Stephen, G. S. Maddala and Ellen Miller (1998). *Microeconomics*, London: McGraw-Hill Book Company.
- Freidson, Elliot (2001). *Professionalism – The Third Logic*, Cambridge: Polity Press.
- Goldman, Robert N. and Joel S. Weinberg (1985). *Statistics, An Introduction*, Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Hoening, John M. and Dennis M. Heisey (2001) "The Abuse of Power: The Pervasive Fallacy of Power Calculations For Data Analysis", *The American Statistician*, Vol. 55, No. 1, pp. 19-24.
- Indenrigs- og Sundhedsministeriet (2002). *Barrierer for mere effektiv arbejdstilrettelæggelse på sygehusene*, Rapport afgivet af Indenrigs- og Sundhedsministerens rådgivende udvalg (100 dages opgaven), København: Indenrigsministeriet.
- Julnes, George and Lawrence B. Mohr (1989). "Analysis of No-Difference Findings In Evaluation Research", *Evaluation Review*, Vol. 13, No. 6, pp. 628-655.
- Karnovs Lovsamling på CD-rom* (2002). København: Karnovs Forlag.
- Lenth, Russel V. (2000). "Two Sample-Size Practices That I Don't Recommend", paper med kommentarer givet ved paneldiskussion ved the 2000 Joint Statistical Meetings in Indianapolis, Iowa City, Iowa: University of Iowa, Department of Statistics.
- MacDonald, Keith M. (1995). *The Sociology of the Professions*, London: Sage Publications.
- Politikens Hvad Kan Jeg Blive 2002* (2001). København: Politikens Forlag.
- Popper, Karl R. (1995). *The Logic of Scientific Discovery*, London: Routledge.
- Rådet for Uddannelses- og Erhvervsvejledning (2000). *DUEL – Dansk Uddannelses og Erhvervs Leksikon*, Torsten Adler, Ole Beckman, Michael Blegvad, Dorte Hansen, Annette Johansen, Esther Woge Nielsen og Søren Rehfeld (red.). 2 bind. København.
- Thomas, Len (1997). "Retrospective Power Analysis", *Conservation Biology*, Vol. 11, No. 1, pp. 276-280.
- Thomsen, Søren Risbjerg (1997). "Om anvendelse af signifikanstests i ikke-stikprøvesituationer", Note, Århus: Institut for Statskundskab, Aarhus Universitet.
- Weber, Max (1997). *Makt og Byråkrati – centrale verker av 'byråkratiteoriens far' og den betydeligste samfundsforsker i nyere tid*, Oslo: Gyldendal.
- Yeaton, William H. and Lee Sechrest (1986). "Use and Misuse of No-Difference Findings In Eliminating Threats to Validity", *Evaluation Review*, Vol. 10, No. 6, pp. 836-852.
- Økonomistyrelsen (2002). Løndata www.oes-cs.dk/publikationer/lstatistik/2001/indhold.html, 24.04.2002 med tilhørende links.