

NOTAT

Lønninger i banksektoren – en ny analyse af lønpræmier

Kort resumé

Konkurrencestyrelsen offentliggør i forbindelse med den årlige konkurrenceredegørelse beregninger på såkaldte lønpræmier i danske brancher. Lønpræmien viser, hvor meget mere en ansat i en given branche tjener sammenlignet med en ansat med de samme kvalifikationer og karakteristika i en anden branche. En høj lønpræmie kan tolkes som et konkurrenceproblem ud fra deisen om, at virksomhederne "deler" en overnormal profit med deres medarbejdere i form af en højere løn.

Denne analyse viser, at Konkurrencestyrelsens beregnede lønpræmier har overvurderet de faktiske lønpræmier, hvis man bruger mere retvisende beregningsteknikker. Ifølge Konkurrencestyrelsen har lønpræmien for banksektoren ligget 30 pct. over lønpræmien i møbelindustrien set over en længere årrække. Vores metoder eliminerer lønpræmien for banksektoren og reducerer den for langt de fleste andre erhverv. Vi finder en lønpræmie på 1 pct. for banksektoren, jf. figuren nedenfor. Tager man ikke højde for forskelle i kompetencer, er den rene lønforskel ca. 40 pct. i forhold til møbelindustrien.

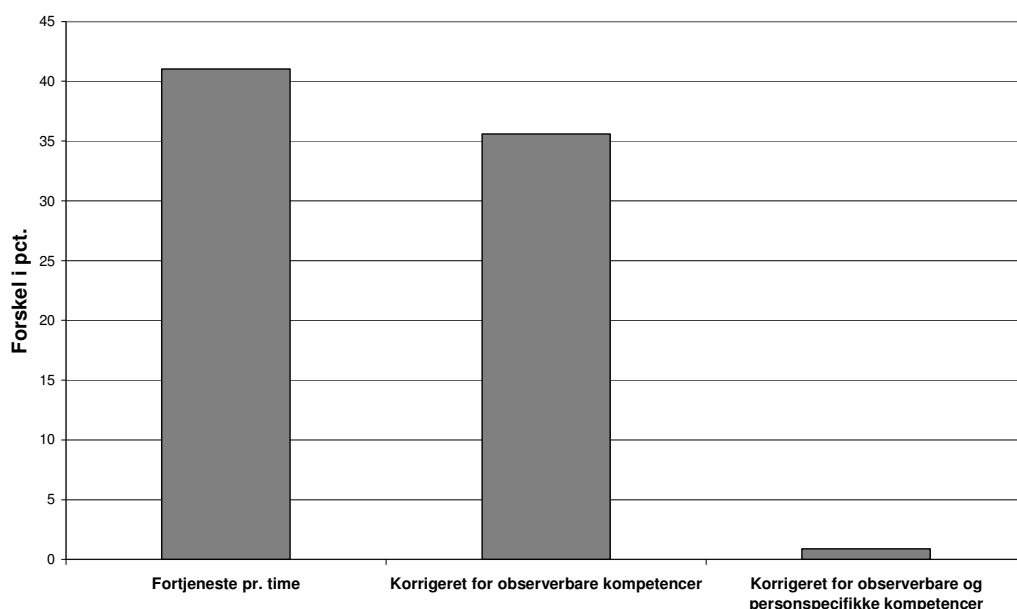
11. juni 2008

Kontakt Niels Storm Stenbæk
 Direkte 3370 1105
 nst@finansraadet.dk

Med andre ord, står en medarbejder i et andet dansk erhverv over for at skulle skifte til en bank, vil vedkommende ikke få en højere løn end kompetencerne tilsiger. Hvis lønpræmien er en indikator for høj konkurrenceintensitet er konklusionen således, at banksektoren er kendetegnet ved en intens konkurrence. Heraf kan man også udlede, at de bankansatte er kompetente medarbejdere.

Nicholas Falck Lund
 Direkte 3370 1103
 nfl@finansraadet.dk

Fortjeneste pr. time i banksektoren i forhold til møbelindustrien, pct., 1995-2005.



Kilde: Finansrådets beregninger på en 3,3 pct. og en 33,3 pct. stikprøve af befolkningen.

Anm.: Observerbare kompetencer fremgår af tabel 7. Personspecifikke kompetencer er i denne sammenhæng fx større effektivitet, bedre eksamenskarakterer, indsats, motivation mv.

Faldet i lønpræmien ved at tage højde for personspecifikke kompetencer synes ret dramatisk, jf. figuren ovenfor. Det skyldes, at Konkurrencestyrelsen rent faktisk ikke inddrager al den observerbare information, der reelt eksisterer. Fx burde man optimalt set inddrage, hvorvidt den enkelte person fik en flot eksamen, eller med nød og næppe bestod.¹

Baggrunden for vores lavere lønpræmier er for det første, at vi tager højde for flere observerbare kvalifikationer end Konkurrencestyrelsen. Det største fremskridt er imidlertid, at vores metode tager højde for de kompetencer, som man ikke umiddelbart kan måle eller observere. Eksempler herpå er højere effektivitet, større indsats og forskelle i motivation.

Vores resultater viser således, at den højere løn i banksektoren ikke skyldes konkurrenceproblemer, men at de ansatte er mere kompetente mennesker, hvilket kommer til udtryk gennem en højere produktivitet og dermed højere løn.

Beregningerne viser også, at ca. 60 pct. af den variation i lønnen, som Konkurrencestyrelsen år efter år tilskriver manglende konkurrencepres, reelt kan skyldes forskelle i de ansattes personspecifikke kompetencer på tværs af brancher.

Vores beskrivende gennemgang af de ansatte på baggrund af registerdata bekræfter billedet af, at der i banksektoren rekrutteres blandt de bedst kvalificerede færdiguddannede. Sektorens ansatte har således gennemsnitligt bedre karakterer fra de gymnasiale uddannelser. Noget tyder også på, at de har mere erfaring fra studenterarbejde, mens de følger en uddannelse. Dvs. de kombinerer oftere studier med erhvervsarbejde. Endelig indtræder de generelt i en tidligere alder på arbejdsmarkedet, dvs. de er relativt hurtigere til at færdiggøre deres uddannelsesforløb.

¹ Der findes desværre ikke samlede registerdata med eksamenskvoteinter for de videregående uddannelser, men kun på gymnasiale uddannelser, og kun for en kortere årrække.

Indholdsfortegnelse

Introduktion.....	3
Karakteristik af de bankansatte	4
Nye beregninger af lønpræmien i danske brancher.....	8
Resultater	8
Relaterede resultater	14
Metode motivation	15
Fixed effects.....	16
GMM – Arellano-Bond estimatoren.....	17
Modellen for løn.....	18
Datagrundlag for beregningerne	19
Appendiks.....	19
Litteraturhenvisninger	20

11. juni 2008

Introduktion

En høj lønpræmie kan indikere svag konkurrence i en branche. En branches lønpræmie viser, om branchens ansatte gennemsnitligt får højere løn end ansatte i andre brancher, når der er taget højde for lønforskelle, der følger af socioøkonomiske karakteristika, herunder fx køn, uddannelse, alder, anciennitet, bopæl og familiemæssige forhold. Dvs. om en ansat i en branche får mere, end en ansat med de samme kompetencer i en anden branche.

Kontakt Niels Storm Stenbæk
Direkte 3370 1105
nst@finansraadet.dk

Nicholas Falck Lund
Direkte 3370 1103
nfl@finansraadet.dk

Konkurrencestyrelsens argument er, at i en branche med hård konkurrence er avancerne normalt konkurreret i bund. Dermed har virksomhederne normalt ikke råd til at aflønne de ansatte højere end i andre brancher. I teorien svarende til værdien af deres marginale produktivitet.

Finanssektorens lønpræmier ligger ca. 30 pct. over møbelindustriens, hvilket ifølge Konkurrencestyrelsen er nok til at pege på konkurrenceproblemer i branchen. Møbelindustrien er Konkurrencestyrelsens bud på en sektor præget af fuldstændig konkurrence.

Der er en række teoretiske argumenter for, at man kan finde lønpræmier i en given sektor.

Blanchflower m.fl. (1996) beskriver mindst to økonomiske modeller, der kan forklare en positiv sammenhæng mellem profit og løn. Ingen af de to modeller har særpræg af manglende konkurrence eller såkaldt rent-sharing.

Teorien om "efficiency wage" kan betyde, at der eksisterer lønforskelle på tværs af brancher for samme type arbejdskraft. Lønnen afhænger godt nok af, hvor effektiv de ansatte er, men forhold som højere løn for motivationens skyld og mangel på arbejdskraft mv. kan også være med til at frembringe de såkaldte lønpræmier.

Høje lønpræmier kan derfor skyldes, at en branche beskæftiger mange fra faggrupper med mangel på arbejdskraft. Når der er mangel på medarbejdere i bestemte faggrupper, stiger deres lønninger ofte stærkt. Det er nærmest et paradoks, når konkurrencen mellem virksomhederne i kampen om medarbejderne presser lønnen op, hvilket leder Konkurrencestyrelsen til at konkludere, at konkurrencen falder.

Som udgangspunkt er de hidtidige lønpræmie-estimer ikke kontrolleret for efteruddannelse. Konkurrencestyrelsen har dog siden fået foretaget en korrektion herfor, hvorved lønpræmien i banksektoren falder med ca. 3 pct.point. Der kontrolleres desuden kun for højest fuldførte almene eller erhvervsfaglige uddannelse. Hvis en medarbejder har flere uddannelser, kompenserer beregningen ikke for den næsthøjeste uddannelse, tredje højeste osv.

Desuden kan højere arbejdsproduktivitet, forskellige arbejdsopgaver, det faktum at overarbejde for nogle erhverv, fx finanssektoren, er indeholdt i lønnen mm. være med til at forklare højere lønpræmier. Det kan også fremføres, at organiseringen af arbejdskraften samt visse lønsystemer indenfor enkelte brancher kan være med til at presse lønningerne i vejret.

Konkurrencestyrelsens beregninger tager højde for en række observerbare kvalifikationer og karakteristika ved de ansatte, men som nævnt ikke alle. Et betydeligt andet problem er, at man ser bort fra de kompetencer, som det ikke umiddelbart er muligt at måle. Men det er ikke ensbetydende med, at der ikke kan kontrolleres for disse.

Formålet med denne analyse er at beregne nye lønpræmie-niveauer ved at anvende en mere retvisende metode end Konkurrencestyrelsen.² Hypotesen er, at bankerne ikke betaler en højere løn end de ansattes kompetencer tilsiger. Markedet fungerer.

Udgangspunktet for vores analyse er, at

1. Ansatte sorteres over brancher på baggrund af deres human kapital (dvs. nogle brancher har en høj tiltrækningskraft på de dygtigste erhvervsaktive)
2. Der er stor variation i lønmodtagernes effektivitet med fx de samme karakteristika, fx uddannelsesniveau

Dette muliggør, at der er forskelle i lønniveauerne for personer med de samme (observerbare) kvalifikationer på tværs af brancher.

Herunder betragtes indledningsvist enkelte deskriptive karakteristika hos de bankansatte. Disse sammenholdes med resten af erhvervs-Danmark. Dernæst præsenteres såkaldte regressionsanalyser, hvor det fx er muligt at kontrollere for, om en højere løn skyldes mere erhvervs erfaring, højere uddannelse osv. Dermed kan brancheeffektens (og dermed konkurrencepressets) betydning for den enkeltes løn isoleres. Resultaterne præsenteres, før den interesserede læser kan orientere sig i metodebeskrivelsen.

Karakteristik af de bankansatte

I dette afsnit præsenteres nogle få deskriptive statistikker af de bankansatte sammenlignet med andre brancher.

Disse statistikker er med til at understøtte vores beregningsresultater: At en høj del af den (uforklarede) lønforskel skyldes kompetencer, som lønpræmieberegninger ikke umiddelbart tager højde for, eksempelvis et udpræget personligt drive eller en flot bestået eksamen. Årsagen til, at hidtidige studier (og denne med) ikke tager højde for observerbare ting som fx eksamensgennemsnit, skyldes uhensigtsmæssigheder i data,

² Det Økonomiske Råd beregnede i 2005 i øvrigt også lønpræmier med en tilgang svarende til Konkurrencestyrelsens. Der henvises til afsnittet Relaterede resultater.

eller det faktum, at man simpelthen ikke har data herfor. Fx er det svært om ikke umuligt at kvantificere en parameter som motivation.

Konkurrencestyrelsen beskylder bankerne for at udbetale en for høj løn til deres ansatte. De bankansatte generelt får en timeløn, der ligger over den fra andre sektorer, uanset uddannelse, jf. tabel 1. Fx får en bankansat med en lang videregående uddannelse ca. 240 kr., mens det er ca. 205 kr. for alle brancher.³ Kun de erhvervsfaglige i bankerne får en relativt lavere løn end i andre brancher.

Tabel 1: Fortjeneste i kr. pr. time fordelt på uddannelse og branche, 2005

	Højest fuldførte uddannelse	Gns.
Alle brancher	Grundskole m.m.	118,0
	Almen gymnasial og erhvervsgymnasial	127,6
	Erhvervsfaglig	137,8
	Kort videregående uddannelse	155,4
	Mellemlang videregående uddannelse	187,5
	Bachelor	143,3
	Lang videregående uddannelse	206,6
	Forskeruddannelser	257,0
Banker	Almen gymnasial og erhvervsgymnasial	107,4
	Erhvervsfaglig	131,0
	Kort videregående uddannelse	174,9
	Mellemlang videregående uddannelse	263,2
	Bachelor	148,0
	Lang videregående uddannelse	239,0
Anden service	Grundskole m.m.	118,0
	Almen gymnasial og erhvervsgymnasial	127,3
	Erhvervsfaglig	138,3
	Kort videregående uddannelse	154,4
	Mellemlang videregående uddannelse	186,8
	Bachelor	143,2
	Lang videregående uddannelse	206,3
	Forskeruddannelser	256,2
Industri	Almen gymnasial og erhvervsgymnasial	135,1
	Erhvervsfaglig	134,7
	Kort videregående uddannelse	150,3
	Mellemlang videregående uddannelse	192,8
	Bachelor	142,1
	Lang videregående uddannelse	201,4
	Forskeruddannelser	263,9

Kilde: Finansrådets beregninger på en 33,3 pct. stikprøve af befolkningen.

Men de følgende tabeller peger på en god forklaring på den højere løn.

Medarbejdere i banksektoren har generelt en højere eksamenskvote end medarbejdere i andre sektorer. En medarbejder i banksektoren har i gennemsnit en eksamenskvote, der er 0,27 karakterpoint højere end gennemsnittet, jf. tabel 2. Var landsgennemsnittet for eksamenskvote fra landets gymnasieuddannelser fx 8,0 havde

³ Det kan undre, at bankansatte med en mellemlang videregående uddannelse får mere i løn end i bankansatte med en lang videregående uddannelse. Forklaringen er imidlertid, at bankerne først i de senere år er begyndt at ansætte sidstnævnte gruppe.

studenter, der har fundet ansættelse i banksektoren i gennemsnit en eksamenskvote på 8,27.

Tabel 2: Afvigelse fra den gennemsnitlige eksamenskvote på uddannelsen fordelt på brancher

Gruppe	Gns.	Std.
Alle brancher	0,00	0,88
Banker	0,27	0,79
Anden service	-0,01	0,88
Industri	0,02	0,91

Kilde: Finansrådets beregninger på en 33,3 pct. stikprøve af befolkningen.

Noget tyder også på, at bankansatte er kendetegnet ved at være højt motiverede. Bankansatte er således generelt en smule yngre, når de har afsluttet deres uddannelse og har fundet deres første job. Det er tilfældet for ansatte med en kort eller lang videregående uddannelse, samt de erhvervsfaglige.

Tabel 3: Alder ved afslutning af uddannelse fordelt på uddannelser og brancher

	Højest fuldførte uddannelse	Gns.
Alle brancher	Almen gymnasial og erhvervgymnasial	19,9
	Erhvervsfaglig	24,9
	Kort videregående uddannelse	25,7
	Mellemlang videregående uddannelse	28,0
	Bachelor	25,6
	Lang videregående uddannelse	29,0
	Forskeruddannelser	34,0
Banker	Almen gymnasial og erhvervgymnasial	20,3
	Erhvervsfaglig	23,1
	Kort videregående uddannelse	25,1
	Mellemlang videregående uddannelse	29,0
	Bachelor	24,8
	Lang videregående uddannelse	28,1
Anden service	Almen gymnasial og erhvervgymnasial	19,9
	Erhvervsfaglig	25,1
	Kort videregående uddannelse	25,8
	Mellemlang videregående uddannelse	28,0
	Bachelor	25,6
	Lang videregående uddannelse	29,1
	Forskeruddannelser	34,1
Industri	Almen gymnasial og erhvervgymnasial	19,9
	Erhvervsfaglig	25,0
	Kort videregående uddannelse	25,6
	Mellemlang videregående uddannelse	27,6
	Bachelor	25,3
	Lang videregående uddannelse	27,9
	Forskeruddannelser	32,2

Kilde: Finansrådets beregninger på en 33,3 pct. stikprøve af befolkningen.

Ikke nok med, at de bankansatte er relativt hurtigt færdige med deres studier. Af tabel 4 kan man yderligere udlede, at ansatte i banksektoren generelt har en relativt større arbejdsmarkedserfaring (fra studiejob o. lign.) ved indtrædelse på arbejdsmarkedet efter endt uddannelse, hvis man kigger på de mellemlange og lange videregående uddannelser.

Tabel 4: Erfaring ved indtrædelse på arbejdsmarkedet efter endt uddannelse fordelt på uddannelser og brancher

	Højest fuldførte uddannelse	Gns.
Alle brancher	Almen gymnasial og erhvervsgymnasial	1,3
	Erhvervsfaglig	3,4
	Kort videregående uddannelse	3,8
	Mellemlang videregående uddannelse	4,0
	Bachelor	4,5
	Lang videregående uddannelse	4,2
	Forskeruddannelser	6,9
Banker	Almen gymnasial og erhvervsgymnasial	0,8
	Erhvervsfaglig	2,7
	Kort videregående uddannelse	3,5
	Mellemlang videregående uddannelse	6,6
	Bachelor	4,1
	Lang videregående uddannelse	5,1
Anden service	Almen gymnasial og erhvervsgymnasial	1,4
	Erhvervsfaglig	3,3
	Kort videregående uddannelse	3,8
	Mellemlang videregående uddannelse	4,1
	Bachelor	4,5
	Lang videregående uddannelse	4,2
	Forskeruddannelser	7,0
Industri	Almen gymnasial og erhvervsgymnasial	1,0
	Erhvervsfaglig	3,8
	Kort videregående uddannelse	3,3
	Mellemlang videregående uddannelse	3,4
	Bachelor	4,5
	Lang videregående uddannelse	3,8
	Forskeruddannelser	6,7

Kilde: Finansrådets beregninger på en 33,3 pct. stikprøve af befolkningen.

Med andre ord har de bankansatte bedre eksamenskarakterer, de er hurtigere færdige med deres uddannelser og har alligevel mere arbejdsmarkedserfaring end ansatte i andre brancher ved indtrædelse på arbejdsmarkedet.

Konklusionen er således, at bankansatte ligger højt på en række kompetencer, som Konkurrencestyrelsen ikke har kontrolleret for, når de vurderer, at lønnen i banksektoren er for høj.

Nye beregninger af lønpræmien i danske brancher

I dette afsnit beskrives først resultaterne af de nye lønpræmieberegninger. Dernæst præsenteres metoden.

Resultater

I tabel 5 ses de observerbare faktorer, der er taget højde for. De enkelte faktoreres detaljeringsgrad fremgår af resultaterne i tabel 7.

Tabel 5: Faktorer i modellen

Variabel	Uddybning og beskrivelse
Fortjeneste pr. time (den faktor, vi forsøger at forklare – også kaldt den endogene variabel)	Medarbejderens <u>samlede</u> indtjening i forbindelse med ansættelsesforholdet sat i forhold til den præsterede arbejdstid. Dvs. inkl. genetillæg såsom overarbejde.
Årsdummy	Trend, der fanger eksogene stød til lønnen
Branchedummy	Nationalregnskabs nr130 gruppering – visse brancher er dog grupperet på et mere aggregeret niveau pga. kollinearitetsproblemer
Uddannelse	Jo højere uddannelse, jo bedre løn må man antages at opnå
Arbejdsstedskommune	Lønniveauet kan variere mellem landsdele pga. Forskelle i leveomkostninger
Socioøkonomisk status	Jo mere ansvar man påtager sig, jo højere løn følger normalt med
Civil stand	En hypotese er, at lønmodtagere uden familie bruger mere energi på arbejdspladsen, hvilket afspejles i lønnen
Forsikringskategori	På nogle områder spiller a-kasse status ind på lønnen
Antal børn	Samme argument som for civil stand. Enlige med børn kan have andre prioriteter end enlige uden børn
Samlede aktiver i kr.	En proxy for formue. En substitut for lønindkomst; er formuen stor, er lønindkomsten måske mindre relevant
Transportafstand mellem hjem og arbejde i km	Nogle lønmodtagere kompenseres for stor afstand til deres arbejdsplads gennem en højere løn
Antal ansatte i virksomheden	Større virksomheder har en tendens til at aflønne bedre
Antal arbejdede timer pr. uge	Belønnes ansatte, der lægger ekstra mange timer på arbejdspladsen via en bedre timefortjeneste?
Antal ansatte i 1.000 i den pågældende branche	Nationalregnskabs 27-gruppering. Skal fange efterspørgslen efter arbejdskraft. Er væksten høj, må det antages at influere på lønniveauet

Alder og arbejdsmarkedserfaring er udeladt som forklarende faktorer, eftersom de i en tidsrække model vil være perfekt korreleret med hinanden (såfremt man ikke har forladt arbejdsmarkedet i perioder), samt med årsdummy'en. Vi eliminerer som sagt alle yngre end 16 år og ældre end 65 år.

Køn, etnicitet, opnåede karakterer ved de gymnasiale uddannelser og andre variable, der ikke varierer over tid for den enkelte er ikke med i modellen, da de pr. definition elimineres ved fixed effects og førstedifferens modeller, se metodeafsnittet. Effekten af disse kvantificeres dermed ikke direkte, men beregningerne tager alligevel højde for fx eventuelle kønsspecifikke lønforskelle. Det samme kunne gælde for højest gennemførte uddannelse, men den kan faktisk skifte, da vi har ansatte ned til 16 år med.

En indledende estimation bekræfter én i, at der virkelig er behov for at kontrollere lønpræmierne for de personspecifikke kompetencer. Af tabel 6 kan det på baggrund af vores egne estimater og beregninger udledes, at ca. 60 pct. af variationen i fortjene-

sten pr. time mellem brancher, som Konkurrencestyrelsen har fortolket som en lønpræmie, kan forklares af personspecifikke kompetencer.⁴

Anvendes simpel OLS estimation til at bestemme lønpræmien, vil modellens forklaringsgrad forbedres med 8,2 pct.point. Vores påstand er imidlertid, at denne forbedring reelt er overvurderet, da der ikke er kontrolleret for personspecifikke kompetencer. Gør man det ved anvendelse af en fixed effects estimator, forklarer brancheindikatorerne kun yderligere 3,3 pct. af den totale varians i lønningerne.

Med andre ord, analyser, der ikke tager højde for personspecifikke kompetencer overvurderer i stort omfang, hvordan et eventuelt manglende konkurrencepres spiller ind på lønningerne på tværs af brancher.

Tabel 6: Forbedring i forklaringssevne ved at tage højde for brancheforskelle og personspecifikke kompetencer.

Estimator	Forskel ved at inddrage brancheindikatorer, pct.point
OLS pooled	8,2
OLS fixed effects pooled	3,3

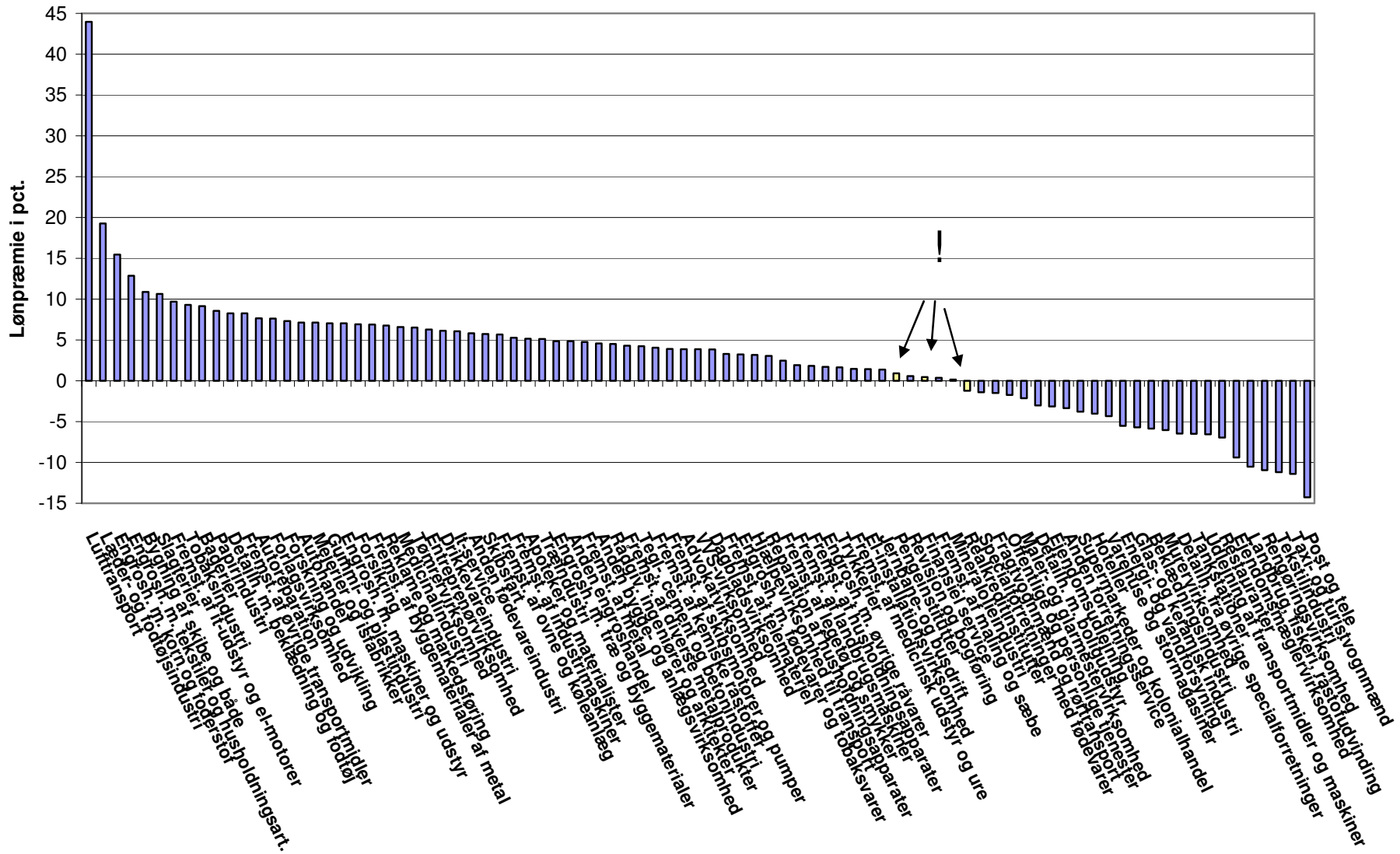
Kilde: Finansrådets beregninger på en 3,3 pct. stikprøve af befolkningen.

Anm.: Forklaringsgraden er R².

Effekten på de branchespecifikke lønpræmier ved at se bort fra personspecifikke kompetencer ses ved at sammenholde figur 1 og figur 2. Som ventet ses det, at de numeriske størrelser af lønpræmien er reduceret væsentligt ved at tage højde for personspecifikke kompetencer. Variationen i lønpræmierne mellem brancherne er alt andet lige blevet mindre.

⁴ $1 - 3,3/8,2 = 60$ pct. Bemærk, at beregningen, der skal kontrollere for personspecifikke kompetencer er foretaget ved fixed effects, og ikke GMM. Det er gjort for at kunne benytte sammenlignelige forklaringsgrader. GMM estimation kan resultere i større RSS end TSS, hvormed forklaringsgraden er negativ.

Figur 2: Lønpræmier kontrolleret for en række observerbare og personspecifikke kompetencer , 1995-2005.



Kilde: Finansrådets beregninger på en 3,3 pct. stikprøve af befolkningen.

NOTAT

I tabel 7 ses resultaterne af vores Arellano-Bond estimation af lønpræmien.⁵

Tabel 7: Lønpræmie regression (fortjeneste pr. time), 1995-2005.

	Variabel	Koefficient	P-værdi
	Timefortjenesten i forudgående periode	0.219	0.00
	Konstant – benchmark lønmodtageren	4.400	0.00
Lønpræmie i Banksektoren, pct.		0.890	0.86
Arbejdsstedskommune			
	Region Hovedstaden	-	
	Region Sjælland	-0.023	0.08
	Region Syddanmark	-0.005	0.73
	Region Midtjylland	-0.006	0.67
	Region Nordjylland	-0.027	0.20
Socioøkonomisk status			
	Lønmodtager uden nærmere angivelse	-	
	Topleder i virksomheder, organisationer og off. sektor	0.103	0.00
	Lønmodtager i et arbejde, der forudsætter færdigheder på højeste niveau	0.086	0.00
	Lønmodtager i et arbejde, der forudsætter færdigheder på mellemniveau	0.081	0.00
	Lønmodtager i et arbejde, der forudsætter færdigheder på grundniveau	0.071	0.01
	Andre lønmodtagere på højeste niveau	0.057	0.05
Uddannelse			
	Grundskole og Forberedende uddannelser	-	
	Alm. gymnasiale uddannelser	-0.090	0.32
	Erh. gymnasiale uddannelser	-0.028	0.68
	Erhvervsfaglige praktik og hovedforløb	0.002	0.97
	Korte videregående uddannelser	0.006	0.91
	Mellemlange videregående uddannelser	0.031	0.60
	Bachelor	-0.223	0.17
	Lange videregående uddannelser	-0.154	0.06
	Forskeruddannelser	-0.036	0.77
Forsikringskategori			
	Heltidsforsikret	-	
	Deltidsforsikret	0.041	0.07
	Ikke forsikret og ikke i CRAM	-0.056	0.20
Civil stand			
	Ugift	-	
	Længstlevende fra registreret partnerskab og Enkemand	-0.029	0.13
	Gift eller separeret og Registreret partnerskab	-0.001	0.94
	Fraskilt og Opløst registreret partnerskab	-0.003	0.77
Antal børn		-0.001	0.60
Samlede aktiver i kr.		0.004	0.00
Transportafstand mellem hjem og arbejde i km		-0.003	0.10
Antal ansatte i virksomheden		0.010	0.00
Antal arbejdede timer pr. uge		-0.032	0.00
Antal ansatte i 1.000 i den pågældende branche		-0.036	0.15
Antal observationer		51.063	

⁵ Som nævnt, se metode afsnittet for motivationen herfor.

Antal individer		19.214	
AB-test for autokorrelation i førstedifferens fejled,	1. orden	-24.30 Z-værdi	0.000 P-værdi
Ho: Ingen autokorrelation	2. orden	1.67 Z-værdi	0.093 P-værdi
Antal instrumenter		155	
Sargan test for validiteten af instrumenter, Chi2-værdi(32)		46.83	0.044

Kilde: Finansrådets beregninger på en 3,3 pct. stikprøve af befolkningen.

Anm.: Beregningsmetoden er en GMM variant, Arellano og Bond estimatoren, se metode afsnittet - indikerer benchmark lønmodtagerens karakteristika. Årsdummies og lønpræmier for andre brancher fremgår ikke her, se i stedet figur 2.

Benchmark-lønmodtageren er ansat i møbelindustrien, har grundskolen som højeste uddannelse, er bosat i region Hovedstaden, har jobstatus som almindelig lønmodtager og er ugift. Endelig er vedkommende heltidsforsikret.

Ved bl.a. at tage højde for personspecifikke kompetencer, er lønpræmien faldet til 1 pct. for banksektoren, jf. tabel 7 og figur 2. Statistiske tests kan desuden ikke afvise, at den reelt er lig 0 pct. Dvs. en ansat i banksektoren får ikke mere end en ansat i møbelindustrien, når der tages højde for deres kompetencer.⁶

Herunder følger en kort beskrivelse af modellens andre resultater. Der fortolkes primært på de koefficienter, der har en lav p-værdi, dvs. er statistisk signifikant forskellig fra nul. Dvs. ikke har en effekt på timefortjenesten.

Uddannelse har en meget beskedne effekt på fortjeneste pr. time, hvis nogen overhovedet. I forhold til benchmarkpersonen med en grundskoleuddannelse er der ikke noget signifikant ekstra afkast. Meget bemærkelsesværdigt falder fortjeneste pr. time faktisk med 15 pct., hvis man går fra en grundskole uddannelse til en lang videregående uddannelse, når der er kontrolleret for at personen ikke får mere ansvar mv. Det kan dog ikke afvises, at opnåelsen af lederansvar kommer i kraft af bl.a. ens uddannelse.

Der skal også gøres opmærksom på, at det er effekten af højere uddannelse i netop det år, hvor man står med eksamensbeviset i hånden. Et eksempel kunne være, at en ansat i en bank i forbindelse med færdiguddannelse skifter til et andet job, hvor netop den manglende erfaring på netop dette område retfærdiggør en lavere løn. På længere sigt er det meget tænkeligt, at fx ansatte med en lang videregående uddannelse har en højere timefortjeneste – også, når der er kontrolleret for ansvar mv.

Som det fremgår af tabel 7, er der signifikant tillæg til timefortjenesten ved at påtage sig mere lederansvar. Går en ansat fx fra at være almindelig lønmodtager til lønmodtager med færdigheder svarende til højeste niveau stiger timefortjenesten med næsten 9 pct. Det største lønhop har ikke overraskende toplederen.

Noget peger også på, at en status som fuldtidsforsikret ikke nødvendigvis er ensbetydende med mere løn. Faktisk øges fortjeneste pr. time med ca. 4 pct. for en deltidsfor-

⁶ Modellens egenskaber er acceptable. Som der skal i en førstedifferensmodel, observeres der autokorrelation af 1. orden, men ikke 2. orden. Ligeledes forkaster Sargan testet ikke valget af instrumenter (reelt de overidentificerede restriktioner), om end p-værdien er lav. Set i lyset af antallet af observationer er tests ved et 1 pct. signifikansniveau dog tilfredsstillende.

sikret. Deltidsforsikrede er primært personer, der arbejder deltid. Dermed er der ikke noget løntab forbundet med at arbejde mindre i tid. Ikke-forsikrede har en lavere fortjeneste pr. time, men resultatet er ikke signifikant. Det kan undre, hvis det er de stærke medarbejdere, der ikke forsikrer sig.

Som ventet er det lønmodtagere i hovedstadsregionen, der har den højeste fortjeneste pr. time, når der er taget højde for de andre faktorer. Det afspejler givetvis, at leveomkostningerne er højere i fx København. Men også, at de lønmæssigt mere attraktive jobs skal findes her. Fortjeneste pr. time er lavest, hvis man skifter arbejdsplads til region Sjælland eller Nordjylland.

Vender vi os mod lønmodtagerens civile status, peger resultaterne på, at den ugifte har den højeste fortjeneste pr. time. Som argumenteret oven for, kan det afspejle, at vedkommende kan prioritere sin karriere højere end visse familiemennesker.

Det ses også af tabellen, at flere børn resulterer i en lavere fortjeneste pr. time. Det følger af samme argument, uden at vi dog har statistisk signifikant belæg herfor.

Folk der lægger ekstra mange timer bliver ikke kompenseret gennem en højere fortjeneste pr. time. For hver 1 pct. længere arbejdsugen bliver, falder fortjenesten pr. time med ca. 3 pct. Det er nok en konsekvens af, at mange har fast løn, uden konsekvente aftaler om overarbejdsbetaling. Øges antallet af faktiske arbejdstimer, falder fortjenesten pr. time alt andet lige. Med andre ord, tyder noget på, at de rette incitamenter til at arbejde mere mangler.

Lidt uventet bliver lønmodtageren ikke kompenseret for en længere transporttid mellem bolig og arbejde. Til gengæld aflønner de større virksomheder deres ansatte bedre. For hver pct. virksomheden er større (målt på antallet af ansatte) øges fortjeneste pr. time med 1 pct.

Endelig ser lønmodtageren ikke sin personlige formue som en substitut for en god timeløn. Jo højere formue man ligger inde med, jo højere er fortjeneste pr. time også. 1 pct. større formue er forbundet med et løft i fortjenesten pr. time på 0,4 pct.

Andre faktorer kan spille ind på den opnåede fortjeneste pr. time. Alder og erhvervs erfaring er udeladt pga. 1:1 korrelation med en tidstrend. Som det også nævnes ovenfor og vil fremgå af metode afsnittet, elimineres "statiske" variable som køn, etnisk oprindelse, karaktergennemsnit mv. også i en førstedifferensmodel.

Relaterede resultater

Her beskrives kort andre relevante beregninger på lønpræmien.

Som nævnt finder Konkurrencestyrelsen (2007) og DØRS (2005) en lønpræmie i hhv. banksektoren og branchen for finansiel virksomhed på lidt over 30 pct.

Herudover findes der med vores kendskab ikke mange studier på danske tal. Albæk og Madsen (1993) fandt en lønpræmie på godt 6 pct. i 1986.

Björklund m.fl. (2007) finder, at den finansielle sektor i Danmark har den næstlaveste lønpræmie på tværs af de fire nordiske lande, samt i USA. Lønpræmien er på ca. 22 pct.

Alle disse undersøgelser er dog kendetegnet ved ikke at tage højde for personspecifikke kompetencer. Det gør Björklund m.fl. efterfølgende vha. af data for tvillinger, men uden at rapportere nye brancheestimer. Øvelsen viser i stedet, at 11-24 pct. af lønspredningen mellem brancher kan tilskrives uobserverbare faktorer, som tvillinger har til fælles. For USA er det hele 50 pct. Keane (1993) finder, at hele 84 pct. af variansen (på amerikanske løndata) kan tilskrives personspecifikke kompetencer. Som det fremgik oven for, var vores bud ca. 60 pct.

Schaarup (2008) eliminerer ved hjælp af en fixed effects OLS estimator en stor del af lønpræmien i den finansielle sektor ved at undersøge perioden 2002-2005.

Der er foretaget flere undersøgelser af udenlandske økonomer. Ved at tage højde for personspecifikke kompetencer finder Gibbon og Katz (1989) en lønpræmie på ca. 16 pct. i den amerikanske finanssektor. Krueger og Summers (1988) finder tilsvarende et estimat på ca. 3 pct.

Metode motivation

Oven for blev resultaterne af de nye lønpræmie beregninger præsenteret. Den interesserede læser kan herunder orientere sig i den valgte model.

Her beskrives det kort, hvorfor tidligere beregninger af lønpræmien er forbundet med visse problemer. Dernæst motiveres vores valg af beregningsmetode. Der implementeres en model, der så vidt vides ikke er anvendt i lønpræmiesammenhæng tidligere.

Udgangspunktet er, at hvis konkurrencen i en branche er mangelfuld, vil det resultere i en overnormal profit, som bl.a. kan anvendes til at tiltrække erhvervsaktive med en løn, der ligger over, hvad de kan tjene i meget konkurrenceudsatte brancher. Dette kaldes i den økonomiske litteratur rent sharing. I så fald observeres en lønpræmie. Herunder beskrives metoden til at beregne denne lønpræmie og de modifikationer, vi har foretaget i forhold til fx Konkurrencestyrelsens model.

Vurdering af en persons løn i en bestemt branche opgøres ideelt ved at betragte samme person, hvor vedkommende er ansat i en anden branche, og alle andre forhold er uændrede. Problemet er, at dette er umuligt, idet den samme person ikke kan observeres i flere forskellige tilstande samtidigt.

Der findes en række metoder, der forsøger at løse det fundamentale måleproblem. Fixed effect metoden og førstedifferens modeller er to eksempler. Den første er bedst til at løse statiske løn-modeller, mens sidstnævnte er mere hensigtsmæssig, hvis lønmodellen er dynamisk (dvs. lønnen kan forklares af lønnen eller "hændelser" i forudgående perioder).

Man kan alternativt vælge at bruge matching metoden. Kort fortalt går denne metode ud på, at man for en gruppe, der er i en branche, forsøger at finde en kontrolgruppe, der på så mange observerbare karakteristika som muligt ligner gruppen i den første branche. Problemet er, at man stadig kan have nogle personspecifikke kompetencer, som kan forstyrre resultatet. Desuden bliver der store målefejl, hvis kontrolgruppen og "treatment"-gruppen ikke har et stort overlap. Endelig kan der være et problem, hvis man ikke har nok stabile og korrekt målte variable med som kontrolvariable.⁷

⁷ For at undgå ekstreme observationer. I modsat fald fås en risiko for "regression towards the mean".

Et andet problem med tidligere undersøgelser har været anvendelsen af OLS estimation. Det er problematisk, hvis løn-modellen har problemer med endogenitet. Dvs. højreside variablene er ikke sande eksogene faktorer, eller modellen udelader visse variable, der rent faktisk har en signifikant forklaringsevne. Endogenitet kan også skyldes, at en højreside variabel bestemmes (fx i en ligevægt) sammen med modellens venstreside variabel. Et eksempel er pris og efterspurgt mængde, også kaldet simultaneitetsproblemer. Endelig kan det skyldes simple fejl i dataregistrene, såsom forkert indberettet branchetilhørsforhold mv.

På den baggrund vælges der estimation med General Methods of Moments (Arellano-Bond) i denne analyse, hvilket er en form for avanceret anvendelse af instrumenter (dvs. IV estimation) på en førstedifferens model. Det er hypotesen, at implementeringen af OLS har medført, at lønpræmien overvurderes i tidligere undersøgelser. Fx dem foretaget af Konkurrencestyrelsen i deres årlige redegørelse og DØRS i 2005.

Ydermere udnytter vi den større variation i data, da vi beregner på baggrund af perioden 1995-2005, i stedet for Konkurrencestyrelsens tværsnitsanalyser på data for blot et år.

Beregningsteknikkerne fixed effects og GMM beskrives kort herunder. Det følges op med beskrivelse af den endelige løn-model.

Fixed effects

Fixed effects modeller kan kontrollere for konstante, personspecifikke kompetencer (også uobserveret heterogenitet), som ellers ville skævvride på tværs af branche estimater. De samme kvalifikationer antages også ens aflønnet på tværs af brancher.

Der kan nemlig være en bias som opstår fordi kvalifikationerne er korreleret med branche tilknytning. Fx hvis alle ihærdige mennesker søger over i samme branche, vil det hæve lønpræmien, hvis man ikke tager højde for disse uobserverbare kompetencer.

Udover personspecifikke kompetencer, kan der også være forskelle i jobbeskrivelserne i mellem brancher, som kan forklare forskelle i lønnen mellem personer, som umiddelbart synes at have de samme kvalifikationer.

Hvis de personspecifikke kompetencer er tidskonstante (og evt. korrelerede med de forklarende variable) er fixed effects kombineret med OLS acceptabelt. Er de uobserverbare kvalifikationer imidlertid varierende over tid og korrelerede med de eksogent forklarende variable, er OLS problematisk. Så skal der benyttes IV/GMM for at sikre konsistente estimater.

Anvendelsen af fixed effects indebærer en within transformation. Rent praktisk fratrækkes et gennemsnit over tid for den enkelte medarbejder af hver af de anvendte variable i løn-modellen. Alle kompetencer, der er uobserverede eller ikke-målbare og konstante over tid elimineres hermed i forklaringen af den opnåede fortjeneste pr. time.

Med metoden er det desværre ikke muligt at eliminere personspecifikke kompetencer, som varierer over tid. Fx hvis human kapitalen blandt de ansatte udvikles mere i en branche frem for en anden. Det kan i så fald være med til at overvurdere lønpræmien i nogle brancher.

GMM – Arellano-Bond estimatoren

Fixed effects løser dermed endogenitetsproblemet omkring udeladte variable. Imidlertid kan den ikke klare problemer med simultaneitet. Jf. ovenfor er en løsning at anvende instrument variable (IV) til højresidens forklarende faktorer. Her har vi valgt at implementere General Methods of Moments (GMM).

En stor fordel ved GMM er, at den kan håndtere evt. inkonsistens-problemer, der opstår som følge af, at de uobserverbare kompetencer er korrelerede med de forklarende faktorer. Også selvom den uobserverede effekt varierer over tid!

Fordelen ved at anvende en instrumentmetode som GMM frem for OLS ligger også i, at GMM kan håndtere, at enkelte af de eksogene variable rent faktisk er endogene. OLS estimaterne på en sådan ligning har problemer med inkonsistens (dvs. parameterværdierne bliver ikke de sande), hvis enkelte eller flere af de forklarende faktorer rent faktisk er endogene⁸. Dvs. hvis der estimeres uden enkelte variable, der er korreleret med eksogene forklarende variable. Fixed effects kan som nævnt ovenfor håndtere, at en tidskonstant uobserveret effekt er korreleret med eksogene forklarende variable, der varierer over tid. Men varierer den uobserverede effekt over tid, har man et problem med inkonsistens med både OLS og Fixed Effects.

I GMM bruges der simpelthen et bredere sæt af instrumenter end i almindelig IV-estimation. Hvis et system er netop identificeret (dvs. vi har det samme antal instrumenter til rådighed, som der er endogene variable), er GMM dog reelt det samme som IV estimation.

Eftersom vi formulerer en dynamisk løn-model (se herunder), vil fixed effects estimatoren være inkonsistent, selvom den eliminerer den individspecifikke effekt. Det er tilfældet, hvis den laggede forklarede variabel (i dette tilfælde lønnen) ikke er streng eksogen. Det kan vises, at fixed effects estimatoren i så fald er biased i negativ retning, jf. Blundell, Bond og Windmeijer (2000). Biasen bliver dog mindre jo længere tidsperioden er.

I vores beregning implementeres en såkaldt Arellano-Bond estimator. Den individspecifikke effekt elimineres ved at tage første differensen til modellen, i modsætning til at fratække et gennemsnit for variabelen over perioden, svarende til fixed effects.

For en beskrivelse af Arellano-Bond estimatorens egenskaber henvises til Arellano og Bond (1991). Kort fortalt er førstedifferensen af den endogene variabel instrumenteret med lags af sine egne niveauer. De eksogene variable indtræder i instrumentmatricen som konventionelle instrumentvariable i første differenser.

Ulempen ved førstedifferens modeller er, at der færre observationer til rådighed end i fixed effects, da en observation kræver to på hinanden følgende observationer for hvert individ. Eftersom vi bruger en dynamisk model, kræver vi faktisk hele tre perioder.

Nyere studier implementerer en såkaldt GMM-SYS estimator, der har bedre egenskaber, hvis lønnen ikke er stationær. Imidlertid fremgår det af tests i appendiks, at lønnen rent faktisk er stationær, hvorfor Arellano-Bond estimatoren er både konsistent og efficient.

⁸ Hermed også sagt, at gør man modellen dynamisk (fx ved at inkludere laggede værdier af den forklarede variabel), bør man ikke anvende fixed effect estimation.

Modellen for løn

Man kan vælge imellem en statisk eller en dynamisk løn-model. For at tage højde for tilpasningen af den endogene variabel (lønnen) fra eksogene stød, er det en fordel at bruge en dynamisk model. Med andre ord inkluderes den laggede værdi af lønnen på højresiden.

Dermed er det mere hensigtsmæssigt at anvende en dynamisk paneldatamodel frem for en statisk estimator som fixed effects estimatoren, jf. ovenfor.

Vores løn model bliver så

$$w_{i,j,t} = \alpha_{\text{møbelindustri}} + \sigma_i w_{i,j,t-1} + \sum_j \alpha_j \cdot \text{branche}_{i,j,t} + \sum_m \beta_m \cdot X_{i,j,m,t} + \delta_t d_t + n_{i,j} + \varepsilon_{i,j,t}$$

hvor d er en tidsmæssig trend.⁹

$w_{i,j,t}$ er den logtransformerede fortjeneste pr. time for erhvervsaktive i branche j i periode t .

I datagrundlaget kan en medarbejder have været ansat i flere fuldtids- og bijobs inden for et år. Har en person været ansat i flere jobs i et givet år, vælges beskæftigelsen med det største antal præsterede timer for at sikre en observation pr. medarbejder pr. år.

Der er elimineret outliers branchevist på fortjeneste pr. time under 1 pct. og over 99 pct. fraktilen. Derved bevares et vist antal observationer, samtidigt med at de værste målefejl udelades, mens der tillades for strukturelle forskelle i lønniveauet mellem brancher.

α_j er dermed den såkaldte lønpræmie, der beregnes relativt til en benchmark branche, her møbelindustrien¹⁰. X er en vektor med mulige observerbare forhold, der kan tænkes at påvirke aflønningen.

n_i er det vi i analysen kalder personspecifikke kompetencer (også benævnt individspecifikke effekter eller uobserveret heterogenitet), som påvirker den enkeltes produktivitet. Den kan være korreleret med X og branche. Er den det, vil fx OLS give en positiv bias i α_j , og dermed en for høj lønpræmie. Det er ikke urealistisk, at meget dygtige mennesker fx tiltrækkes en speciel branche af flere årsager.

Hvis vi vil teste vores hypotese om, at lønnen er høj, fordi efterspørgslen er høj kan man evt. inkludere en ekstra faktor på højresiden,

$$w_{i,j,t} = \alpha_{\text{møbelindustri}} + \sigma_i w_{i,j,t-1} + \sum_j \alpha_j \cdot \text{branche}_{i,j,t} + \sum_j \lambda_j \cdot Z_{j,t} \cdot \text{branche}_{i,j,t} + \sum_m \beta_m \cdot X_{i,j,m,t} + \delta_t d_t + n_{i,j} + \varepsilon_{i,j,t}$$

hvor så Z er et konstrueret mål for efterspørgsel (fx høj beskæftigelse). Alternativt kan man efterfølgende regressere lønpræmierne på en række branchespecifikke variable.

⁹ Endelig er fejleddet dekomponeret i en individspecifik effekt, n_i , der kun varierer over i , samt et idiosynkratisk fejledd, $\varepsilon_{i,t}$, der varierer over både i og t .

¹⁰ Valget af møbelindustrien skyldes Konkurrencestyrelsens vurdering af, at netop denne branche er præget af et højt konkurrencepres.

Fixed effects og førstedifferens estimation har den problematiske konsekvens, at det kun er muligt at beregne koefficienter for de variable, der varierer over tid for den enkelte. Dvs. det er ikke muligt at fastlægge effekten af køn, etnicitet, opnåede karakterer mv. i løn-modellen. Hvad (muligvis) værre er, betyder det også, at ansatte, der ikke skifter branche, ikke bliver fanget af α_j . Det betyder, at vi mister ca. $\frac{3}{4}$ af observationerne på ansatte i de enkelte brancher. Det er prisen for at kunne håndtere de personspecifikke kompetencer.

Den relative lønpræmie for branche j i forhold til møbelindustrien er dermed

$$\text{Lønpræmie i pct.} = 100 \cdot (e^{\alpha_j} - 1)$$

α_j er således konkurrenceparameteren i lønpræmietilgangen. Man bør dog være opmærksom på, at der også kan ligge noget konkurrence i andre parametre end branchedummy-koefficienten. Fx hvis en bestemt uddannelse eller erhvervs erfaring bliver lønnet bedre i nogle brancher.

Man kan blive klogere på dette ved at betragte branchespecifikke regressioner, dvs. uden indikatorer for branche. Det anskueliggør derudover også, hvilke egenskaber, der belønnes særligt højt i de enkelte erhverv. Fx er det ikke sikkert, at en lang videregående uddannelse inden for naturvidenskab har samme afkast i alle brancher. Dette vil der blive fulgt op på i en kommende analyse.

Endelig kan der selvfølgelig være et problem med fortolkningen af lønpræmien, hvis medarbejdere skifter fra brancher, der har samme lønforhold. Det kan betyde, at lønpræmien undervurderes. Det vurderes dog ikke at være en så overskyggende faktor, at hele tilgangen må forkastes. Det kan fx vises, at et estimat for lønpræmien i hele den finansielle sektor under ét svarer til niveauet for underbrancherne. Dermed sagt, at de lave lønpræmier ikke skyldes, at fx ansatte i realkreditinstitutter skifter til banker, og modsat.

Datagrundlag for beregningerne

Analysen er udarbejdet på baggrund af lovmodellens datagrundlag. Mere specifikt er der benyttet en repræsentativ stikprøve af Danmarks befolkning, som i hvert af årene 1995-2005 indeholder både et 3,3 pct. og en 33,3 pct. udsnit af befolkningen.

33,3 pct. stikprøven er benyttet i afsnittet med beskrivende statistik for de erhvervsaktive i Danmark.

Til regressionsanalyserne er 3,3 pct. stikprøven anvendt. Det giver alt andet lige færre observationer. Imidlertid har beregningerne en sådan kompleksitet, at selv en meget stor PC ram-kapacitet ikke er tilstrækkelig til at klare det ti-dobbelte antal observationer.

Appendiks

Hvis fortjenesten pr. time ikke er stationær, er Arellano-Bond estimatoren ikke hensigtsmæssig. Der skal i så fald anvendes en GMM-SYS estimator. Som det imidlertid fremgår af tabel A1, afviser vi ikke-stationaritet. Dermed kan en dynamisk lønpræmie-ligning hensigtsmæssigt estimeres med en klassisk Arellano og Bond (1991) tilgang.

Tabel A1.

Panel unit root test: Summary

Series: LLQFTJ				
Sample: 1995 2005				
Exogenous variables: Individual effects				
Automatic selection of maximum lags				
Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1				
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel				
<hr/>				
Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-196.375	0.0000	57131	341221
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-156.904	0.0000	47615	312673
ADF - Fisher Chi-square	142291.	0.0000	57131	341221
PP - Fisher Chi-square	178489.	0.0000	57131	347596
<hr/>				
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

Litteraturhenvisninger

Arellano, M. og Bond, S. (1991), Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies* 58.

Blundell, R., Bond, S. og Windmeijer, F. (2000). Estimation in dynamic panel data models: Improving on the performance of the standard GMM estimator, *Nonstationary panels, panel cointegration and dynamic panels*, vo. 15.

Björklund, A., B. Bratsberg, T. Eriksson, M. Jäntti, O. Raaum (2007), Inter-Industry Wage Differentials and Unobserved Ability: Siblings Evidence From Five countries. *Industrial Relations*, vol. 46, no. 1.

Det Økonomiske Råd (2005), *Dansk Økonomi, efterår 2005*. København.

Gibbons, R. og Katz, L., Does Unmeasured Ability Explain Inter-Industry Wage Differences?, WP no. 3182, NBER

Schaarup, J. Z. (2008), *Forsikring og Pension, Analyserapport 2008:3, Lønforskelle på tværs af brancher*, København

Keane, M. P. (1993), Individual Heterogeneity and Interindustry Wage Differentials. *The Journal of Human Resources*, Vol. 28, No. 1, pp. 134-161.

Konkurrencestyrelsen (2007), *Konkurrenceredegørelsen 2007*, København.

Krueger, A. B. and L. H. Summers (1988), Efficiency Wages and the Inter-industry Wage Structure. *Econometrica*, Vol. 56, No. 2, pp. 259-293.

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

Ålbæk, K. og Madsen, E.S., Inter-industry Wage Premiums and Labour Mobility, Panel data and labour market dynamics, Edited by Henning Bunzel, Peter Jensen and Niels Westergård-Nielsen, Amsterdam: North-Holland