

Er den danske lønstruktur efficient?

Gunhild Andreasen, Thomas Bie, Henrik Bjerregård og Niels Lund

Økonomisk Institut, Aarhus Universitet

SUMMARY: This paper attempts to verify the validity of the efficiency-wage theory in Danish wage determination: Following the idea of Krueger & Summers (1988) alternative hypotheses of permanent interindustrial wage differences are rejected, leaving the efficiency wage theory as the main explanation. A direct test of the shirking model (a specification of the efficiency-wage hypothesis) is then conducted following a theoretical model by Lazear (1981). This test also confirms the validity of the efficiency wage theory for Denmark.

1. Indledning

Diskussionen mellem keynesianere og klassisk inspirerede økonomer har været heftig, hvad arbejdsmarkedet angår - specielt om hvorvidt arbejdsløshed er selvforskyldt eller ej. Ufrivillig arbejdsløshed er i de senere år blandt andet forsøgt underbygget ud fra den såkaldte efficiency-wage hypotese, som i tilknytning til arbejdsløshedsproblematikken også søger at forklare den mulige tilstedeværelse af hele løn-fordelinger, lønstivhed og duale arbejdsmarkeder.

Nærværende artikel søger at afklare efficiency-wage hypotesens relevans i Danmark. I afsnit 2 redegøres for efficiency-wage teorien. Herefter testes hypotesen ud fra to forskellige angrebspunkter: I afsnit 3 testes for generelle efficiency-wage tendenser på det danske arbejdsmarked. I afsnit 4 ses specifikt på én variant af hypotesen kendt under navnet skulkemodellen. I afsnit 5 opsummeres resultaterne, der stærkt underbygger efficiency-wage teorien.

2. Efficient løn hypotesen

Efficiency-wage hypotesen er i sin grundform »ikke andet« end et postulat om sammenhængen

$$e = e(w) ; \frac{de}{dw} > 0$$

Arbejdstagerens arbejdsintensitet (e), og dermed den egentlige arbejdsindsats, er en

Dette papir er et sammendrag af en større rapport udarbejdet ved Center for Arbejdsmarkedsøkonomi, Økonomisk Institut, Århus Universitet. Vi takker Peter Jensen, Forrest Nelson og Nina Smith for råd og vejledning.

Er den danske lønstruktur efficient?

Gunhild Andreasen, Thomas Bie, Henrik Bjerregård og Niels Lund

Økonomisk Institut, Aarhus Universitet

SUMMARY: This paper attempts to verify the validity of the efficiency-wage theory in Danish wage determination: Following the idea of Krueger & Summers (1988) alternative hypotheses of permanent interindustrial wage differences are rejected, leaving the efficiency wage theory as the main explanation. A direct test of the shirking model (a specification of the efficiency-wage hypothesis) is then conducted following a theoretical model by Lazear (1981). This test also confirms the validity of the efficiency wage theory for Denmark.

1. Indledning

Diskussionen mellem keynesianere og klassisk inspirerede økonomer har været heftig, hvad arbejdsmarkedet angår - specielt om hvorvidt arbejdsløshed er selvforskyldt eller ej. Ufrivillig arbejdsløshed er i de senere år blandt andet forsøgt underbygget ud fra den såkaldte efficiency-wage hypotese, som i tilknytning til arbejdsløshedsproblematikken også søger at forklare den mulige tilstedeværelse af hele løn-fordelinger, lønstivhed og duale arbejdsmarkeder.

Nærværende artikel søger at afklare efficiency-wage hypotesens relevans i Danmark. I afsnit 2 redegøres for efficiency-wage teorien. Herefter testes hypotesen ud fra to forskellige angrebspunkter: I afsnit 3 testes for generelle efficiency-wage tendenser på det danske arbejdsmarked. I afsnit 4 ses specifikt på én variant af hypotesen kendt under navnet skulkemodellen. I afsnit 5 opsummeres resultaterne, der stærkt underbygger efficiency-wage teorien.

2. Efficient løn hypotesen

Efficiency-wage hypotesen er i sin grundform »ikke andet« end et postulat om sammenhængen

$$e = e(w) ; \frac{de}{dw} > 0$$

Arbejdstagerens arbejdsintensitet (e), og dermed den egentlige arbejdsindsats, er en

Dette papir er et sammendrag af en større rapport udarbejdet ved Center for Arbejdsmarkedsøkonomi, Økonomisk Institut, Århus Universitet. Vi takker Peter Jensen, Forrest Nelson og Nina Smith for råd og vejledning.

voksende funktion af den modtagne løn. Efficiens dækker her over den højere enhed, hvori arbejdsgivers og arbejdstagers interesser forenes; aflønning over markedslønnen mod en større indsats, anses af begge parter for fordelagtig. Begrundelserne har samlet sig under følgende fire hovedargumenter:

Sociologisk argumentation: Denne udlægning af efficiency-wage hypotesen har basis i lønnen som direkte motivationsfaktor. Udbetaling af løn over markedsløn øger arbejdstagernes loyalitet og dermed produktivitet.

Selvseleksion: Antages det, at arbejdstageres værdi på arbejdsmarkedet afhænger af evner, og at reservationslønnen er positivt korreleret med evnerne, vil de virksomheder, der tilbyder de højeste lønninger, tiltrække den bedst kvalificerede arbejdskraft. Teorien har som konsekvens, at heterogene virksomheder fastsætter forskellige lønniveauer, og derved observeres lønspredninger i stedet for én markedsløn.

Jobskifteomkostninger: Der er omkostninger forbundet med nyansættelser. Idet det antages, at de ansattes opsigelsessandsynlighed er en faldende funktion af lønnen, opstår der et trade-off. Det kan da være profitabelt at udbetale løn over markedslønnen, idet sparede jobskifte- og oplæringsomkostninger vil udligne denne ekstra lønsum.

Skulketeorien: Skulketeorien har sin rod i antagelserne om, at virksomhedens medarbejdere skulker (arbejde betragtes som et onde), og at virksomheden ikke er i stand til at overvåge sine ansatte 100%. For at modvirke skulking giver virksomheden særlig høj løn og fyrer de af dens ansatte, der gribes i at skulke. De ansatte reagerer på den efficiente løn ved at nedsætte deres skulkeri. Alternativomkostninger forbundet med fyring er store, idet jobmulighederne udenfor virksomheden er ensbetydende med lavere løn.

De nævnte indfaldsvinkler til efficiency-wage hypotesen hviler som nævnt alle på det fælles grundlag, $e'(w) > 0$. Fælles for fremstillingerne er, at lønnen er med til at bestemme produktiviteten og ikke omvendt, som klassisk mikroteori ellers foreskriver.

Det fælles grundlag medfører også, at det i empiriske undersøgelser er meget svært at skelne hvilket af argumenterne, der gør sig gældende, medmindre der opstilles en teoretisk hypotese, som er i stand til at skelne.

3. Generelt test

Vi antager, at der mellem brancher er forskel i teknologi og dermed også i jobskifte- og overvågningsomkostninger. Disse forskelle vil kombineret med systematisk variation i selvseleksion og sociologisk løndannelse medføre, at medarbejdere med ens karakteristika kan få en løn, der afhænger af, hvilken branche de er ansat i. Nærværende afsnit er en delvis implementering af en metode anvendt på amerikanske data af Krueger & Summers (1988). Metoden har dannet basis for tilsvarende undersøgelser i Sverige (Arai (1990)) og Tyskland (Fels & Gundlach (1990)).

Data bygger på skatte- og ATP-baserede registeroplysninger for perioden 1980-1986¹. Stikprøven er begrænset til 20 til 67 årige lønmodtagere, der ikke er ansat i offentlig eller primær sektor. Antallet af udvalgte observationer er cirka 3000 pr. år, som fordeler sig på 16 brancher. Vi regresserer ved hjælp af OLS ligningen:

$$\ln W_i = X_i' \alpha + D_i' \beta + \epsilon_i$$

hvor W_i er gennemsnitlig timeløn, X_i en vektor af kontrolvariable og D_i en vektor af branchedummies².

Koefficienterne normaliseres med et beskæftigelsesvægtet gennemsnit, hvorved lønpræmierne, fra at være den procentvise afvigelse³ fra den udeladte branches lønniveau, bliver en afvigelse fra hele stikprøvens beskæftigelsesvægtede gennemsnitsløn⁴.

Koefficientestimerne på industridummyvariablene for årene 1980 og 1986 (ældste og nyeste tal) er vist i tabel 1:

For både 1980 og 1986 ses, at den største lønpræmie opnås i den grafiske industri. En gennemsnitlig arbejder i denne industri får en løn, der ligger næsten 15% over den gennemsnitlige løn i samtlige industrier, mens en ansat i detailhandlen må forventes at modtage en løn, hvor »lønstraffen« er 9% i forhold til gennemsnittet.

En forklaring på lønpræmien i den grafiske industri kan være, at fagforbundene i denne industri er specielt forhandlingsstærke. Vi har ikke korrigeret for dette, da vi kun regresserer på en generel fagforeningsdummy. Yderligere opdeling var af datamæssige årsager ikke mulig.

Hvis fagforeningers forhandlingsstyrke kan bidrage til at forklare interindustrielle lønforskelle, er det ikke nødvendigvis på bekostning af efficiency-wage teorien. Virksomheder i visse brancher er formentlig mere tilbøjelige til at give efter for lønpres, da omkostningerne forbundet med eventuelle strejker, slow-down protester og andre forstyrrelser af produktionen er særlig høje i disse industrier. Dette kan opfattes som varianter af jobskifte- og skulkeargumenterne.

»Lønstraffen« ved at være ansat i detailhandlen kan skyldes, at de ansatte kompen-

1. Regressioner for 1985 er ikke gennemført som følge af inkonsistens i datamateriale.

2. Vi har som kontrolvariable: uddannelseslængde, alder, syv stillingsgruppedummies, ægteskabelig status, køn, to børnedummies, bopælsstatus, fagforeningsstatus, samt fem interaktionsled. I øvrigt regresseres på et konstantled samt 15 branchedummies. En branchedummy er udeladt pga. singularitet.

3. Tilnærmelsesvist, da;

$$e^{\beta} \approx \beta + 1$$

4. Den udeladte (k 'te) branche's koefficientestimat bliver den negative af den vægtede sum over de $k-1$ andre brancher. Den k 'te koefficient er således en funktion af de øvrige koefficienter, hvorfor varianser på denne ikke længere er deterministisk lig nul. Ved normaliseringen falder vores varianser 25% til 40%, og kovarianserne op til 10 gange. Dette viser klart sammenhængen mellem estimerne. For beregningsmæssige detaljer henvises til Fomby m.fl. (1984).

Tabel 1. Lønpræmie estimater for niveau regressioner 1980 og 1986.

Branche	1980		1986	
	Estimat std.afv.	Obs. antal	Estimat std.afv.	Obs. antal
Nærings & Nydelsesm.	0,081953 0,017040	187	0,030047 0,018902	203
Tekstil Beklædning	-0,015366 0,028908	85	-0,003632 0,029716	79
Træ & Møbel	-0,077346 0,035706	58	-0,054362 0,033278	66
Papir & Grafisk	0,149393 0,025289	102	0,145638 0,025387	111
Kemisk Industri	0,033694 0,024944	105	0,009548 0,024667	117
Jern & Metal	0,014254 0,024345	440	0,013948 0,012063	468
Bygge & Anlæg	-0,030446 0,021125	281	0,015508 0,019566	316
Engros- Handel	-0,038076 0,028587	324	-0,018772 0,019153	340
Detail- Handel	-0,091916 0,022362	287	-0,098292 0,018363	317
Restauration & Hotel	-0,007916 0,022005	72	-0,034482 0,029978	82
Transport & Pak	0,021064 0,026218	189	0,011328 0,018247	233
Post & Telefon m.m.	-0,041396 0,020047	112	-0,088012 0,025737	116
Bank & Finansiering	0,056384 0,024125	120	0,029918 0,021761	159
Ejendomsadrh. & Handel m.m.	0,049704 0,021123	175	0,040838 0,018203	242
Undervisning & Sundhed m.m.	0,008664 0,023985	80	0,085478 0,031052	79
Reparation & Anden service	-0,034466 0,031446	65	-0,050862 0,035342	59

seres via frynsegoder, eller at lønnen simpelthen er blevet konkurreret langt ned, da det er let og relativt omkostningsfrit for virksomhederne i detailhandlen at erstatte ansatte (fravær af jobskifteomkostninger).

Standardafvigelsen falder med 3,3%, når industridummyvariablene tilføjes regressi-
onen for 1986. Til sammenligning falder standardafvigelsen med 8,3%, når kønsdum-
mien tilføjes, mens det tilsvarende fald ved fagforeningsdummi-
en og uddannelseslængde er henholdsvis 0,1% , 4,2% og 2,7%. Resultaterne viser,
at kønsfaktoren har væsentlig større betydning i forklaring af lønforskelle end branche-
tilhørsforhold.

Kortsigtet immobilitet

Hvorvidt kortsigtet immobilitet kan forklare interindustrielle lønforskelle, ses af ta-
bel 2. Korrelationen mellem lønpræmievektorerne er meget høj, hvilket betyder at løn-
strukturen er konstant over perioden. Betragtes den længst mulige periode, 1980 til
1986, fås således en korrelation på 0,86.

Det er rimeligt at afvise kortsigtet immobilitet som årsag til eksistens af lønforskel-
le, hvis kort sigt accepteres som værende mindre end syv år.

Lønspredningen for den vægtede, justerede standardafvigelse⁵ på lønpræmievektor-
en i hele perioden er mellem 5,9% og 8,3%. Dette underbygger ovenstående argument
imod kortsigtsimmobilitet.

Kompenserende lønforskelle

En oplagt forklaring på de rapporterede lønpræmier er kompensation for divergeren-
de arbejdsvilkår o.l., som påvirker lønmodtagernes disnytte ved arbejdet. Et simpelt test
for dette udføres ved at sammenligne branchernes aflønning af deres »white-collar«- og
»blue-collar« ansatte. Da den til arbejdet hørende disnytte antages ens for funktionærer
over brancherne, vil teorien om kompenserende lønforskelle forudsige ens aflønning
over brancherne, ceteris paribus. En eksisterende lønspredning for »white-collar« ansat-
te vil således indikere, at efficiency-wage argumentet har betydning. En høj korrelation
mellem de to lønmodtagertypers lønpræmievektorer betyder, at interindustrielle lønfor-

5. Standardafvigelsen skal justeres, da estimationen overvurderer den sande standardafvigelse. Da den
sande korrektion ikke kan findes, bruges en approksimation herfor. Den består af gennemsnittet af koeffi-
cientvarianserne minus gennemsnittet af kovarianserne på fejlene. Disse gennemsnit tjener som approksi-
mationer til forventet fejl. Den korrigerede standardafvigelse bliver:

$$WASD = \sqrt{\text{var}(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) - \sum_{i=1}^k \frac{\sigma_i^2}{k} + \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \frac{\sigma_i \sigma_j}{k^2}}$$

Standardafvigelsen uden korrektion vil således klart være overvurderet. Omvendt, hvis der ikke korrigeres
for kovarianser på fejlleddene.

Tabel 2. Korrelation mellem lønpræmievektorer 1980-1986.

	1980	1981	1982	1983	1984	1986
1980	1,0000	0,8825	0,9333	0,8809	0,9182	0,8562
1981		1,0000	0,8364	0,8707	0,8800	0,7934
1982			1,0000	0,8623	0,9139	0,7778
1983				1,0000	0,9395	0,8783
1984					1,0000	0,9244
1986						1,0000

Anm.: Disse korrelationer er ved et signifikansniveau på 1% alle signifikant forskellige fra 0.

skelle ikke kan forklares ud fra kompenationsteorien, men snarere ud fra en idé om branchespecifikke lønpolitikker, f.eks. efficiency-wage teorien.

Korrelationskoefficienten mellem de 2 lønpræmieskøn er på 0.55 (ssh. for korrelationen er lig 0 er 2,8%). Vi accepterer efficiency-wage teorien som en mere relevant forklaring end kompenationsteorien⁶.

Aldersbetingede lønpræmier

Virksomheder kan være tvunget til at betale højere løn til ældre arbejdere som følge af virksomhedsspecifik human capital. Modsat kan argumenteres for lønpræmier i andre aldersgrupper. En skæv aldersfordeling mellem brancherne forklarer således dele af de interindustrielle lønforskelle. Korrelationen mellem lønpræmievektorerne for aldersgrupper i intervallerne; 20-34 år, 35-49 år og 50-67 år er mellem 0.64 og 0.83. Dette er en afvisning af, at aldersfaktoren kan forklare de interindustrielle lønforskelle.

Uobserveret heterogenitet/selvseleksion

I henhold til økonometrisk teori ved vi, at OLS og GLS giver inkonsistente og »skæve« estimater på parametrene af interesse, såfremt der er tale om problemer af selvseleksionstypen.

I forbindelse med denne undersøgelse kunne denne selvseleksionsproblematik opstå ved, at specifikke typer af agenter koncentrerer sig i bestemte brancher. Derved ville visse brancher være kendetegnet ved systematisk over- og henholdsvis underpræmiering som en følge af den uobserverede heterogenitet.

Vi gennemfører regressioner, hvor der medtages flere og flere human capital variable. Vi antager, at ikke-observerbare human capital variable som evner og motivation ikke har større betydning for løndannelsen end de målelige: alder, uddannelse og anciennitet m.m. Herved kan vi indirekte teste for uobserverbar heterogenitet. Testet gen-

6. Dette er i overensstemmelse med Arai (1990), der for Sverige finder efficiency-wage tendenser i den private sektor og kompenserende lønforskelle for den offentlige sektor.

nemføres for 1980, idet anciennitetsvariablen ikke forefindes for 1986. Den mest reducerede model er ekstremt korreleret (0,98%) med niveauregressionen, ligesom standardafvigelsen på lønpræmievektorerne er næsten ens, hvorfor vi konkluderer, at selvselektion ikke er et problem. Relevansen af dette test skal ses i forhold til den strenge, svært testbare antagelse ovenfor.

»Fixed-effect« estimation

Vi gennemfører:

$$\ln W_{it} - \ln W_i = \sum_{j=1}^m (X_{jit} - X_{ji*}) \beta_j + e_{it} - e_i$$

hvor m er antal forklarende variable, herunder branchedummies. I traditionel »fixed«-effekt estimation vil * indikere individgennemsnit. Den anvendte metode er egentlig en 1. differenssestimation, det vil sige at * her er lig $t-1$. Metoden eliminerer tidsinvariante forklarende variable og dermed også individspecifikke elementer.

Eftersom vi er interesserede i at få information om den lønpræmie, der er forbundet med at skifte branche, renser vi stikprøven for individer, der ikke skifter branche. Endvidere foretages regressionen under den relativt strenge antagelse, at branche-tilkommerne skifter fra brancher med den gennemsnitlige lønpræmie, dvs. 0⁷.

Pga. datainkonsistens i 1985 udelades 1985 og 1986. Vi tilbagediskonterer herefter alle observationer til 1980-niveau og pooler data.

Generelt viser fixed effect analysen, at der er væsentlige lønpræmier i visse brancher; se tabel 3.

Dette er et stærkt resultat, idet vi ved, at fixed effect resultatet er robust overfor uobserveret heterogenitet, med mindre heterogeniteten varierer over tid. Dette er usandsynligt, da der kun er tale om et-årige perioder.

Derfor kan vi i tråd med dette resultat ikke forklare tilstedeværelsen af lønpræmier ved uobserverede forhold, såsom evner og motivation.

Sammenligning med andres resultater

Vi har i tabel 4 sammenlignet resultaterne med Krueger & Summers (1988) for USA og Arai (1990) for Sverige. Sammenligningen af disse koefficientskøn skal naturligvis tages med et vist forbehold, da der er forskelle i:

(i) stikprøve, (stikprøvens størrelse, hvilket år stikprøven er udvalgt for, samt hvilke udvælgelseskriterier der er anvendt),

7. Det ville være at foretrække at kontrollere for både »til- og fraflytning«. Dette ville dog kvadrere antallet af branchedummies. Et observationsantal på cirka 800 giver os ikke mulighed for 225 branchedummies.

Tabel 3. »Fixed effect« estimation.

Branche	Fixed effect uvægtet	Fixed effect vægtet	Pooled niveauvægt.
Nærings & Nydelsesm.	0,04711107 0,04947830	0,06044697 0,04224445	0,05878650 0,00708561
Tekstil & Beklædning	0,16192210 0,08980023	0,17525800 0,08363511	-0,03683100 0,01125115
Træ & Møbel	0,01140033 0,08310356	0,02473623 0,07756413	-0,04256400 0,01276748
Papir & Grafisk	0,04740908 0,07676159	0,06074498 0,07007829	0,14637300 0,00947319
Kemisk Industri	0,04875076 0,06031778	0,06208666 0,05207747	0,02040700 0,00966238
Jern & Metal	0,00000000 0,00000000	0,01333590 0,03046254	0,01979670 0,00442521
Bygge & Anlæg	0,00021337 0,05347369	0,01354927 0,04820430	-0,00660880 0,00729773
Engros- handel	-0,0253891 0,0438888	-0,01205320 0,05264512	-0,02696500 0,00745264
Detail- handel	-0,0147000 0,0583783	-0,13366410 0,05969401	-0,09845600 0,00728571
Reatauration & Hotel	-0,0684355 0,0757493	-0,05509960 0,06804326	-0,00152300 0,01156673
Transport & Pak m.m.	-0,0237169 0,05474109	-0,01038100 0,04764947	-0,00924009 0,00693046
Post & Telefon m.m.	-0,03557610 0,13380285	-0,02224020 0,12794919	-0,07541200 0,01032006
Bank & Finansiering	-0,04996710 0,08379960	-0,03663120 0,07875530	0,04293810 0,00866234
Ejendomsadm. & Handel m.m.	-0,00104098 0,05439009	0,01229492 0,04727129	0,04378950 0,00709398
Undervisning & Sundhed m.m.	0,02374803 0,08587930	0,03708393 0,07917516	0,02062640 0,01137213
Reparation & Anden service	0,08081751 0,10074676	0,09415341 0,09671983	-0,05194700 0,01268643

Tabel 4. Korrelationer mellem lønpræmievektorer.

	Danmark, 1981	Sverige, 1981	USA, 1984
Danmark, 1986	0,781 (0,000)	0,509 (0,026)	0,111 (0,671)

Ann.: Tallene i parentes er sandsynligheden for en korrelation på 0.

- (ii) hvilke brancher der er medtaget, samt
- (iii) graden af kontrol for produktivitetsforskelle.

Vi konkluderer, at der er korrelation mellem lønstrukturen i Danmark og Sverige, mens korrelationen mellem den danske og amerikanske lønstruktur er væsentlig mindre. Denne konklusion er i overensstemmelse med den kendsgerning, at de skandinaviske arbejdsmarkeder ligner hinanden meget. Sammenligningen viser endvidere en større lønspredning i USA end i Danmark og Sverige, hvilket må ses i lyset af et skandinavisk ønske om solidarisk lønpolitik.

4. Skulkemetoden

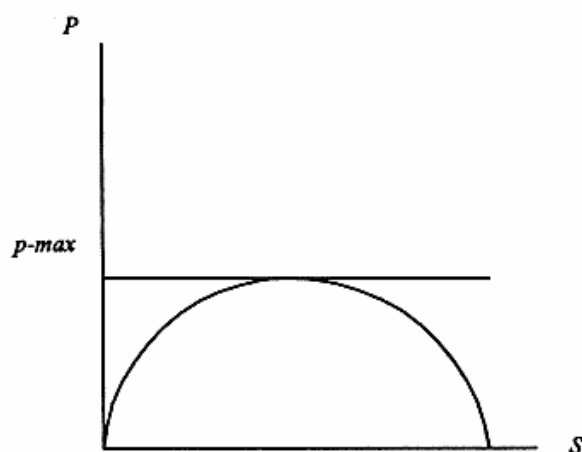
Et mere specifikt test af den efficiente lønstruktur er opstillet af Lazear (1981). Han argumenterer for, at en lønudvikling, der over tid afviger fra den tilsvarende produktivtetsudvikling, ikke er et udtryk for sammenbrud af den sædvanlige profitmaksimeringside. Teoretisk kan det således være efficient at aflønne arbejderens under værdien af dennes marginalprodukt først i ansættelsesforløbet og over sidst i forløbet. Den stigende lønprofil påvirker produktiviteten, da incitamentet til skulking reduceres. Den stigende lønprofil implicerer desuden, at virksomhedens incitament til tidlig fyring øges, da den på et fastlagt tidspunkt skal aflønne over marginalproduktets værdi.

En stigende lønprofil over tid er imidlertid også kendt fra human capital teorierne. Forskellen er, at ifølge human capital teorien vil lønnen til ethvert tidspunkt afspejle værdien af arbejderens marginalproduktivitet.

Den optimale lønprofil må findes som et »trade off« mellem arbejderens skulketilbøjelighed og virksomhedens fyringsincitament.

Vigtigt for virksomheden er, om tidlig fyring har konsekvenser for virksomheden. Risikoen for tidlig fyring er således en funktion af omkostningerne forbundet med troværdighedstab. Vi antager, at arbejderens ikke til hver en tid kan være sikker på, at kunne få arbejde til en løn svarende til værdien af hans marginalprodukt. Modellen er derfor forenelig med ufrivillig arbejdsløshed.

Ved antagelse om fuldkommen konkurrence maksimerer den repræsentative virksomhed arbejderens livsnytte/indkomst. En vigtig betingelse er, at den indgåede kon-



Figur 1.

trakt mellem virksomhed og arbejder har en optimal længde. Et kontraktmæssigt pensionstidspunkt er nødvendigt, da efficiency-wage teorien har separeret løn og produktivitet og dermed forvredet arbejdsudbudsbeslutningerne⁸. Løsningen til optimeringsproblemet er den stigende lønprofil. Vi har ikke antagelser/betingelser nok til entydigt at fastlægge lønprofilens hældning - kun sige, at den er stigende og har en stejlere hældning end »spot«-marginalproduktiviteten, der antages flad.

Arbejderen opnår større livsindkomst, da incitamentet til skulkning er fjernet og hans gennemsnitlige produktivitet dermed forøget væsentligt.

I ovenstående figur illustreres den forventede sammenhæng mellem nutidsværdi af løn (P) og kontraktmæssig lønstigningstakt (S).

Først stiger P med S , når et maksimum og falder. I det stigende interval dominerer skulkeeffekten. Højere lønstigningstakt vil øge omkostningerne ved fyring og derved mindske skulkningen. Incitamentet til fyring stiger imidlertid, hvilket mindsker P . Således er utidig fyring dominerende i det faldende interval. Er arbejderen risikoneutral og tidsindifferent, vil virksomheden maksimere arbejderens nytte ved at tilbyde lønprofilen, der giver P -max. Risikoaversion eller en positiv tidspræference vil medføre, at arbejderen foretrækker lønprofiler til venstre for P -max. Løsninger til højre for P -max kan vises at være inferiøre.

8. Der er skrevet utallige artikler om dette optimale pensionstidspunkt. Da det ikke er vort primære formål at belyse dette emne, vil vi her kun nævne relevansen af dette. Se for eksempel Lazear (1979).

Metode

Da også human capital teorien argumenterer for en stigende lønprofil, må der findes en metode til separation af de to teorier. Løsningen er lønprofilen for de selvstændige. En selvstændig har intet incitament til at skulke, hvorfor human capital argumenter alene burde forklare deres lønstigning. Ved at gruppere data indenfor hver branche på lønmodtagere og selvstændige, bestemmes P og S for hver gruppe. Regresseres P på S fås en approksimation til den relevante del af kurven i figur 1 for begge grupper. Den gennemgåede model forudsiger en markant forskel i hældningen, hvis efficiency-wages gør sig gældende.

Formelt estimeres følgende lønfunktioner:

$$\ln W_i = \alpha_0 + \alpha_1 (UDDLGD_i) + \alpha_2 (ERF_i) + \varepsilon_i$$

hvor W_i er timelønnen. De fundne koefficienter anvendes, til at beregne et udtryk for den forventede livsindkomst, P , for lønmodtagere og selvstændige i alle brancher (MODEL 1):

$$P_k = 1780 \sum_{t=0}^{45} \left\{ \frac{\exp [\alpha_0 + \alpha_1 (\text{gns. } UDDLGD_k) + \alpha_2 t]}{(1+r)^t} \right\}$$

hvor det antages, at levetiden på arbejdsmarkedet er 46 år i alle brancher, samt at der er 1780 arbejdstimer på et år. Den til livsindkomsten hørende lønstigningstakt (MODEL 1) findes som:

$$\begin{aligned} S &= \frac{W_t}{W_{t-1}} = \frac{\exp [\alpha_0 + \alpha_1 (UDDLGD_t) + \alpha_2 ERF_t]}{\exp [\alpha_0 + \alpha_1 (UDDLGD_{t-1}) + \alpha_2 (ERF_{t-1})]} \\ &= \exp [\alpha_2] \approx 1 + \alpha_2 \end{aligned}$$

idet uddannelseslængde er tidsinvariant.

Da koefficienten til erfaring kvadreret i flere regressioner er signifikant, estimeres endvidere følgende (MODEL 2):

$$\ln W_i = \alpha_0 + \alpha_1 (UDDLGD_i) + \alpha_2 (ERF_i) + \alpha_3 (ERF_i^2) + \varepsilon_i$$

hvorved livsindkomsten (MODEL 2) bestemmes som:

$$P_k = 1780 \sum_{t=0}^{45} \left\{ \frac{\exp [\alpha_0 + \alpha_1 (\text{gns. } UDDLGD_k) + \alpha_2 t + \alpha_3 t^2]}{(1+r)^t} \right\}$$

og lønstigningstakten (MODEL 2) ved:

$$\begin{aligned}
 S_2 &= \frac{W_t}{W_{t-1}} = \frac{\exp [\alpha_0 + \alpha_1 (UDDLGD) + \alpha_2 ERF + \alpha_3 ERF^2]}{\exp [\alpha_0 + \alpha_1 (UDDLGD) + \alpha_2 ERF_{t-1} + \alpha_3 ERF_{t-1}^2]} \\
 &= \exp [\alpha_2 + \alpha_3 (ERF^2 - ERF_{t-1}^2)] \\
 &= \exp [\alpha_2 + \alpha_3 (2 ERF_t - 1)]
 \end{aligned}$$

hvor leddet $(2ERF_t - 1)$ i begge udtryk erstattes af den gennemsnitlige værdi for hhv. lønmodtagere og selvstændige over brancherne.

Begge modeller er således »second best« løsninger, men da vi er afhængig af et tidsinvariant udtryk, er vi nødsaget til at bruge disse approksimationer. Hvis den sande model kun er svagt kurvet i det betragtede interval, vil en linearisering give en rimelig approksimation.

Da ca. halvdelen af brancherne »lider« af heteroskedasticitet, udfører vi også weighted least squares på begge modeller. Vi gennemfører således fire forskellige regressioner for hver type i hver branche.

For lønmodtagere opsplitter vi yderligere på mænd og kvinder. Vi har ikke observationer nok hos de selvstændige til at gøre det samme. Vi har udvalgt 21 brancher for lønmodtager-mænd, 20 for lønmodtager-kvinder og 10 for selvstændige. Begrænsningerne skyldes udelukkende et krav om et rimeligt observationsantal for hver regression.

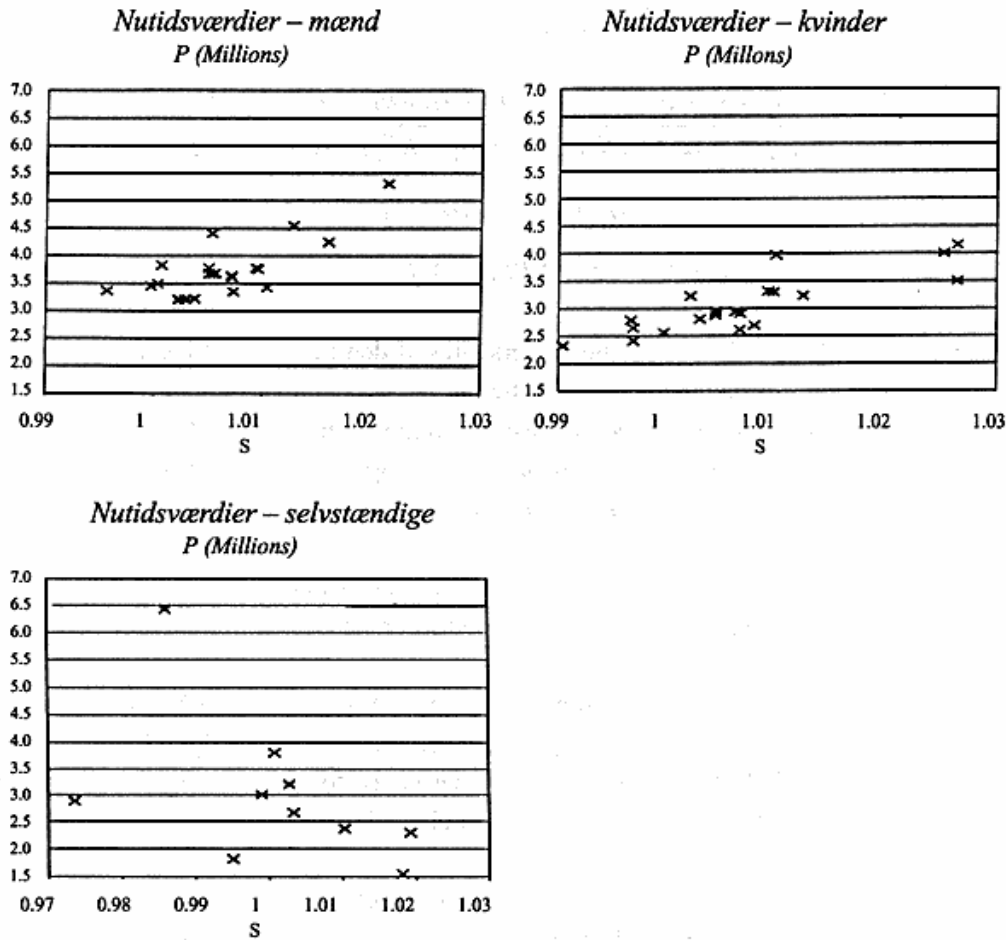
Derefter regresserer vi lønfunktioner for de 9 brancher, som er sammenfaldende for lønmodtagere og selvstændige. Konklusionerne med få og mange brancher er enslydende og troværdiggør regressionerne på baggrund af de (lidt for) få brancher. Sluttelig fjernes outliers.

Vi regresserer ved hjælp af OLS, P -værdierne på S -værdierne for de selvstændige samt for lønmodtager-mænd og -kvinder. Forskelle mellem disse estimater kan under de restriktive antagelser tilskrives efficiency-wage teorien.

En høj erhvervsaktivitet sikres ved kun at medtage personer med mindst 35 timer om ugen i 30 uger. Dette giver et krav på mindst 1050 timer om året. For selvstændige er vi tvunget til at antage, at beskæftigede timer overstiger vore krav. Erfaring er for lønmodtagere beregnet ud fra ATP-oplysninger. Disse ATP-oplysninger findes ikke for selvstændige. Her bruger vi i stedet for Mincer's metode: alder minus uddannelseslængde - 7⁹.

Brancherne er udelukkende valgt ud fra antal observationer. Dette sker under hensyntagen til estimationen af selvstændiges løn. De første regressioner gav os et finger-

9. Mincer trækker 6 år fra. Når vi bruger 7, er det naturligvis for at tilpasse til danske forhold.



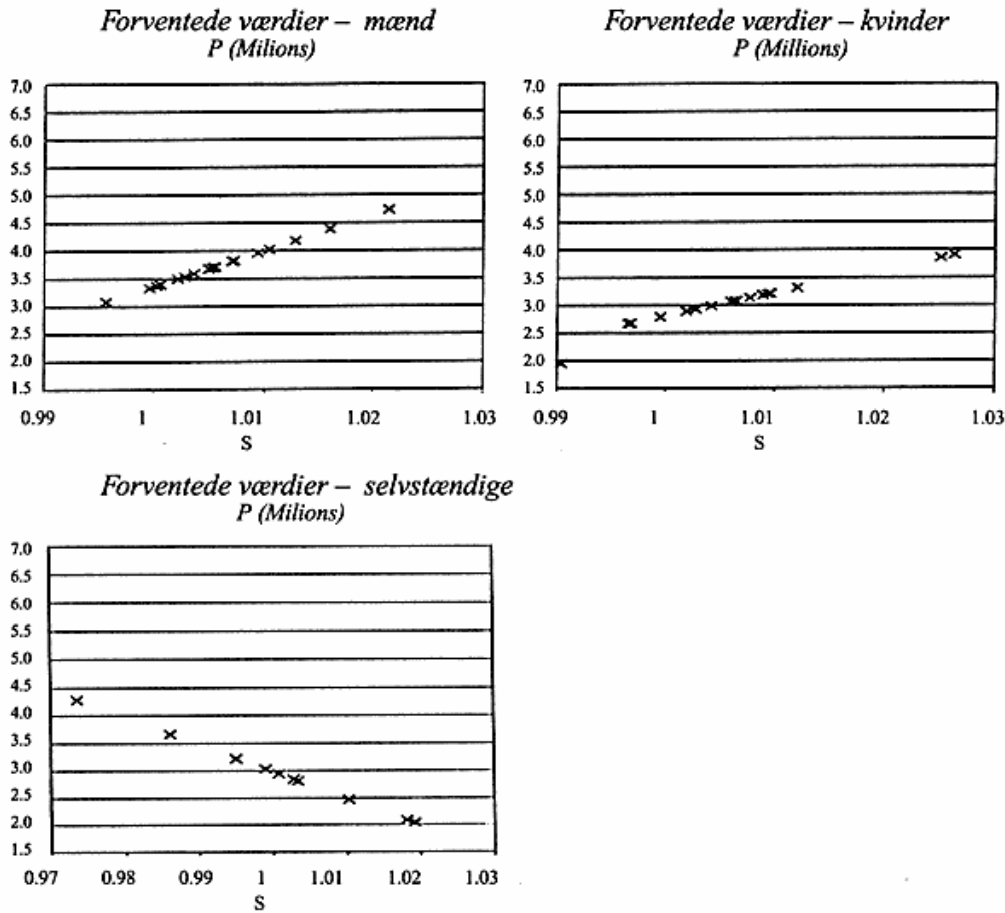
Figur 2, 3 og 4.

peg om, at et observationsantal på cirka 35 eller derover er nødvendigt for at få troværdige resultater¹⁰.

Resultater

Resultaterne fra de første OLS-regressioner viste at udeladelse af ERF^2 ikke ændrede væsentligt på koefficienterne til uddannelseslængde og konstantled, hvilket forsvarede en lineær approksimation (MODEL 1) i det interval, hvor vi har observationer. MODEL 2 blev gennemført som beskrevet ovenfor. Ved sammenligning af resultaterne

10. Da vi bruger poolede data for årene 1980-1986, er der flere observationer, der stammer fra den samme person. Derfor er der reelt i nogle brancher kun få personer. Vi har lavet plots for at checke residualerne for systematisk variation, afhængigt af antal gange individerne optrådte i regressionen. Systematisk variation afvises.



Figur 5, 6 og 7.

for henholdsvis mange og få brancher fandt vi ingen markante forskelle. Dette tages som udtryk for, at regressionerne på de få (9) brancher er forsvarlige til brug ved sammenligning mellem typerne.

Nutidsværdier

Vi fandt, at selvstændiges tilbagediskonterede livsindkomst generelt er mindre end lønmodtager-mænds men større end lønmodtager-kvindes.

For selvstændige ved *WLS-MODEL 2* blev resultaterne meget urealistiske. Der var her helt tydeligt tale om en misspecifikation for nogle af brancherne i variansestimatio- nen. Dette problem gør sig ikke gældende i andre regressioner.

Konklusionen om gruppernes indbyrdes løn holder altså stadig. For begge estima- tionsmetoder gælder, at selvstændige har større lønspredning end lønmodtagere, og at kvinderne generelt har den mindste lønspredning.

Det er værd at bemærke - specielt for lønmodtagere, at der fås meget ens resultater, hvad enten der bruges *OLS*, *WLS*, MODEL 1 eller MODEL 2. Der kan næsten krydsammenlignes (mellem metoderne og modellerne) i alle lønmodtagerbrancher.

Mændenes stigningstakter er forholdsvis stabile mellem 1,00 og 1,01, mens kvindernes er mellem 0,99 og 1,025. De selvstændiges svinger helt fra 0,97 til 1,025 (*WLS* - MODEL 2 udeladt). Det er altså ikke hældningskoefficienterne, der alene bestemmer mændenes høje nutidsværdier, men også mændenes længere uddannelser og større erfaring, samt koefficienterne hertil.

Ser vi på plots¹¹ af *P* mod *S*, er det svært at sige noget entydigt.

Efter fjernelse af outlier¹² for lønmodtager-mænd samt for selvstændige kan en positiv trend spores hos begge lønmodtagergrupper. De selvstændiges observationer ligger til gengæld mere vandret, hvis de ikke ligefrem har en negativ hældning.

Regresserer vi *P*-værdierne på *S*-værdierne, fremtræder de nævnte tendenser langt tydeligere.

For de selvstændige finder vi, at koefficienten til *S* for alle regressionerne er insignifikante ($\alpha=0.05$). For begge lønmodtagergrupper opnår vi det modsatte resultat, nemlig at koefficienterne er signifikant positive. For samtlige modeller bliver mænds koefficientskøn til *S* større (stejlere) end kvinders.

Forklaringsgraden i vores estimationer er ikke bedre end normalt i denne type af regressioner undtagen for kvindernes MODEL 1, der har meget høj forklaringsgrad (0.60 og 0.72). Det ses også klart, at selvom der er forskel mellem kvinder og mænd, er disse forskelle generelt ikke signifikante. Hvis vi udelukkende ser på de 8 brancher, hvor der er sammenfald, viser det samme mønster mellem grupperne sig. Der er svag tendens til, at mændenes koefficienter falder, så de to lønmodtagergrupper bliver sværere at skelne. Koefficienterne ved kvinder MODEL 1 er de eneste, der beholder deres signifikans. Her stiger forklaringsgraden endda til små 90%.

Under de sædvanlige strenge antagelser om homogenitet grupperne imellem, kan denne forskel mellem lønmodtagere og selvstændige tilskrives efficiency-wage teorien. Det skal nævnes, at vi for lønmodtager-kvinder ikke bruger den korrekte reference-gruppe, men tværtimod antager at selvstændige kvinder ligner deres mandlige kolleger.

5. Konklusion

Vi har afvist alternative forklaringsmuligheder såsom uobserveret heterogenitet og kortsigtet immobilitet til forklaring af interindustrielle lønforskelle.

Herefter står efficiency-wage teorien tilbage som en plausibel og mulig forklaring.

En ukritisk vurdering af resultatet fra skulkemodellen ville være en ubetinget accept

11. Her er kun vist for *WLS*, model 1. Plots for resten af modellerne viser samme tendens.

12. Dette er Undervisning, sundhed m.m., der bl.a. indeholder tandlæger. Tandlæger betragtes i øvrigt også som outliers i Krueger & Summers (1988)!

af skulkeargumentet og dermed efficiency-wage teorien. Det forudsætter imidlertid, at vi accepterer, at de selvstændiges indkomstfastsættelse er tilnærmelsesvis korrekt. Da de selvstændiges indkomstopgørelse er af essentiel betydning, må vi naturligvis stille høje krav til datasættets troværdighed. En database, som den her foreliggende, er ikke konstrueret og dermed ikke direkte egnet til en analyse af denne type. Survey-data vil helt klart være at foretrække, idet ikke bare indkomstopgørelsen, men også opgørelser af baggrundsvariable kan registreres. Hermed kunne vi have undgået forudsætningerne om for eksempel fuldtidsbeskæftigelse. På den anden side skal der ske en stor systematisk forskydning af de selvstændiges profil for at ændre resultaternes kvalitative udsagn.

Litteratur

- Albæk, Karsten & Erik Strøjer Madsen. 1990. *Sectoral Wage Differentials in Denmark*. Handout, November.
- Arai, Mahmood. 1990. *Industry Wages Differentials and Efficiency Wages: A Study of the Industry Wage Structure in Sweden*; Swedish Institute for Social Research. Working Paper, Stockholm, August.
- Barth, Erling & Mastekaasa. 1990. *Compensating Differentials? The Effects of Working Conditions on Wage Differentials in Norway*. Handout, November.
- Fels, J. & Gundlach. 1990. More Evidence on The Puzzle of Interindustry Wage Differentials: The Case of West Germany. *Wirtschaftliches Archiv*.
- Fomby, T., R. Hill & E. Johnson. 1984. *Advanced Econometric Methods*. Berlin.
- Krueger, Alan B. & Lawrence Summers. 1988. Efficiency Wages And The Inter-industry Wage Structure; *Econometrica*, March.
- Lazear, Edward P. 1981. Agency, Earnings Profiles; Productivity and Hours Restrictions: *The American Economic Review*, September.
- Lazear, Edward P. 1979. Why is there Mandatory Retirement. *Journal of Political Economy*, December.
- Lazear, Edward P. & Robert L. Moore. 1984. Incentives, Productivity and Labor Contracts. *Quarterly Journal of Economics*. May.
- Smith, Nina. 1988. Analyse af longitudinale data – Fixed effekt og Random effektmodeller. Notat, Institut for Statskundskab, Aarhus Universitet, april.

af skulkeargumentet og dermed efficiency-wage teorien. Det forudsætter imidlertid, at vi accepterer, at de selvstændiges indkomstfastsættelse er tilnærmelsesvis korrekt. Da de selvstændiges indkomstopgørelse er af essentiel betydning, må vi naturligvis stille høje krav til datasættets troværdighed. En database, som den her foreliggende, er ikke konstrueret og dermed ikke direkte egnet til en analyse af denne type. Survey-data vil helt klart være at foretrække, idet ikke bare indkomstopgørelsen, men også opgørelser af baggrundsvARIABLE kan registreres. Hermed kunne vi have undgået forudsætningerne om for eksempel fuldtidsbeskæftigelse. På den anden side skal der ske en stor systematisk forskydning af de selvstændiges profil for at ændre resultaternes kvalitative udsagn.

Litteratur

- Albæk, Karsten & Erik Strøjer Madsen. 1990. *Sectoral Wage Differentials in Denmark*. Handout, November.
- Arai, Mahmood. 1990. *Industry Wages Differentials and Efficiency Wages: A Study of the Industry Wage Structure in Sweden*; Swedish Institute for Social Research. Working Paper, Stockholm, August.
- Barth, Erling & Mastekaasa. 1990. *Compensating Differentials? The Effects of Working Conditions on Wage Differentials in Norway*. Handout, November.
- Fels, J. & Gundlach. 1990. More Evidence on The Puzzle of Interindustry Wage Differentials: The Case of West Germany. *Wirtschaftliches Archiv*.
- Fomby, T., R. Hill & E. Johnson. 1984. *Advanced Econometric Methods*. Berlin.
- Krueger, Alan B. & Lawrence Summers. 1988. Efficiency Wages And The Inter-industry Wage Structure; *Econometrica*, March.
- Lazear, Edward P. 1981. Agency, Earnings Profiles; Productivity and Hours Restrictions: *The American Economic Review*, September.
- Lazear, Edward P. 1979. Why is there Mandatory Retirement. *Journal of Political Economy*, December.
- Lazear, Edward P. & Robert L. Moore. 1984. Incentives, Productivity and Labor Contracts. *Quarterly Journal of Economics*. May.
- Smith, Nina. 1988. Analyse af longitudinale data – Fixed effekt og Random effektmodeller. Notat, Institut for Statskundskab, Aarhus Universitet, april.