

# Den solidariske lønpolitik og beskæftigelsen af lavtlønnede

Karsten Albæk og Erik Strøjer Madsen

Økonomisk Institut, Københavns Universitet/Nationaløkonomisk Institut, Handelshøjskolen i Århus

*SUMMARY: This study attempts to estimate the employment effect of the 1977 increase in the Danish minimum wage from statistics which cover about twenty-five per cent of the blue collar workers. The calculations are based on knowledge of the wage distributions one year before and one year after a significant rise in the minimum wage, and it shows that more than 40 per cent of the workers with wages lower than the minimum wage have lost their jobs, and for that reason incurs a drop in their income. It is pointed out that an alternative policy of a state transfer or an education program for the low-wage group could be a better way of rising their income.*

---

Det blev i 60'erne erkendt, at der eksisterer en målkonflikt mellem fuld beskæftigelse og lav inflation udtrykt ved den såkaldte Phillips-kurve. En efterspørgselsstimulerende økonomisk politik kunne nok øge beskæftigelsen, men omkostningerne var en høj inflation.

I 70'erne blev der med den lodrette Phillips-kurve fokuseret på inflationsforventningerne, og det hævdedes, at den efterspørgselsstimulerende politik på langt sigt ville resultere i en så høj inflationstakt, at politikken var uholdbar. En konsekvens af denne tankegang var, at der kun kunne eksistere ét beskæftigelses- og ledighedsniveau, hvor inflationsraten var stabil, og det kaldtes som følge heraf for det naturlige.

Med den lodrette Phillips-kurve er der i 80'erne skabt en stadig mere udbredt forståelse for, at den alt for høje ledighed ikke kan bekæmpes alene med en efterspørgselsforøgende politik. Dertil kræves desuden udbudspolitik, det vil sige indgreb eller afreguleringer på udbudssiden, der reducerer inflationen ved et givet ledighedsniveau eller reducerer den naturlige ledighed.

På udbudssiden har den største del af diskussionen været koncentreret om arbejdsmarkedet, hvor der er opstået en ikke ubetydelig strukturarbejdsløshed, blandt andet fordi prismekanismen er sat delvis ud af kraft. Lønstrukturen har vist sig at være så stiv, at den ikke bøjer sig selv for de enkeltgrupper, der gennem lange perioder har ligget med en ledighedsprocent på det 3-dobbelte af gennemsnittet. Da det overvejende er de lavtlønne-

# Den solidariske lønpolitik og beskæftigelsen af lavtlønnede

Karsten Albæk og Erik Strøjer Madsen

Økonomisk Institut, Københavns Universitet/Nationaløkonomisk Institut, Handelshøjskolen i Århus

*SUMMARY: This study attempts to estimate the employment effect of the 1977 increase in the Danish minimum wage from statistics which cover about twenty-five per cent of the blue collar workers. The calculations are based on knowledge of the wage distributions one year before and one year after a significant rise in the minimum wage, and it shows that more than 40 per cent of the workers with wages lower than the minimum wage have lost their jobs, and for that reason incurs a drop in their income. It is pointed out that an alternative policy of a state transfer or an education program for the low-wage group could be a better way of rising their income.*

---

Det blev i 60'erne erkendt, at der eksisterer en målkonflikt mellem fuld beskæftigelse og lav inflation udtrykt ved den såkaldte Phillips-kurve. En efterspørgselsstimulerende økonomisk politik kunne nok øge beskæftigelsen, men omkostningerne var en høj inflation.

I 70'erne blev der med den lodrette Phillips-kurve fokuseret på inflationsforventningerne, og det hævdedes, at den efterspørgselsstimulerende politik på langt sigt ville resultere i en så høj inflationstakt, at politikken var uholdbar. En konsekvens af denne tankegang var, at der kun kunne eksistere ét beskæftigelses- og ledighedsniveau, hvor inflationsraten var stabil, og det kaldtes som følge heraf for det naturlige.

Med den lodrette Phillips-kurve er der i 80'erne skabt en stadig mere udbredt forståelse for, at den alt for høje ledighed ikke kan bekæmpes alene med en efterspørgselsforøgende politik. Dertil kræves desuden udbudspolitik, det vil sige indgreb eller afreguleringer på udbudssiden, der reducerer inflationen ved et givet ledighedsniveau eller reducerer den naturlige ledighed.

På udbudssiden har den største del af diskussionen været koncentreret om arbejdsmarkedet, hvor der er opstået en ikke ubetydelig strukturarbejdsløshed, blandt andet fordi prismekanismen er sat delvis ud af kraft. Lønstrukturen har vist sig at være så stiv, at den ikke bøjer sig selv for de enkeltgrupper, der gennem lange perioder har ligget med en ledighedsprocent på det 3-dobbelte af gennemsnittet. Da det overvejende er de lavtlønne-

de grupper, der har den højeste ledighed, er det nærliggende at antage, at den solidariske lønpolitik, der jo netop søger at indsnævre lønstrukturen, har en del af skylden herfor. Er dette korrekt, eksisterer der ved siden af Phillips-kurven tillige en målkonflikt mellem fuld beskæftigelse og en mere lige fordeling af lønindkomsterne.

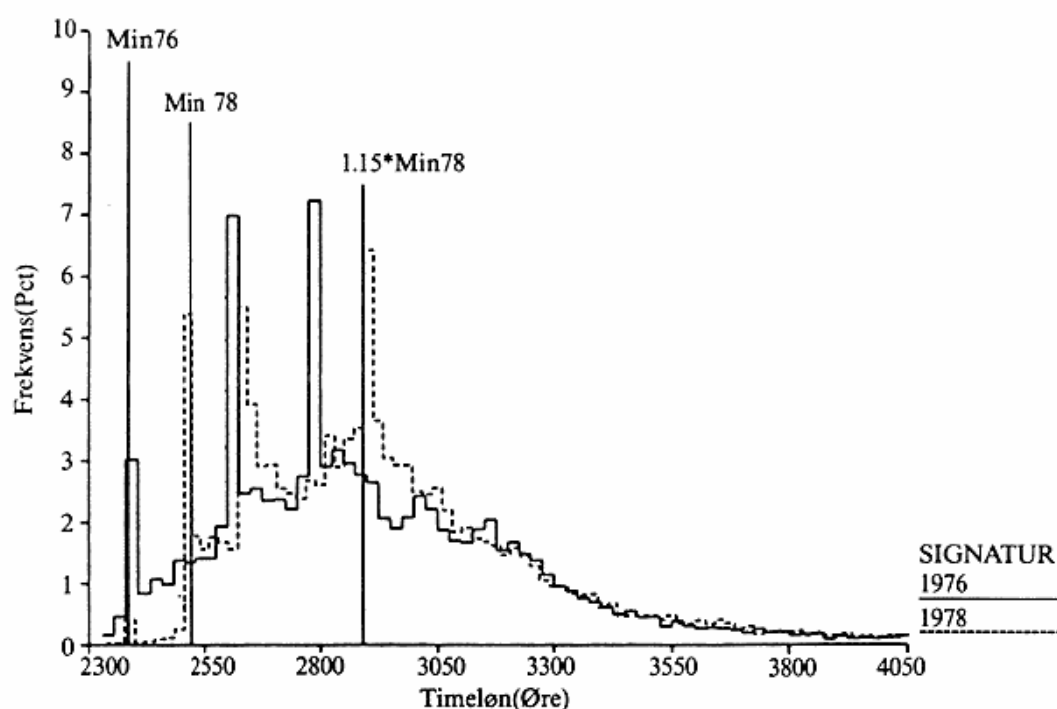
Et væsentligt element i den solidariske lønpolitik er fastlæggelsen af en nedre grænse for lønsatserne. Fra de danske overenskomster kendes en stribe begreber, der netop dækker over dette formål fx lavtlønsgrænse, garantiløn og mindsteløn. Også i udlandet er en sådan nedre grænse for lønsatserne som hovedregel indeholdt i lønftalerne på arbejdsmarkedet. Lovbestemte minimumslønninger er derimod en undtagelse i de vestlige industrialiserede lande, men findes i fx U.S.A., Canada og Frankrig. Ved lovbestemte minimumslønninger er visse områder fritaget, fx landbrugssektoren, og mindstesatserne i lønftalerne er kun gyldige for den del af arbejdsmarkedet, der er overenskomstdækket. Der opstår dermed et parallelt arbejdsmarked, hvor lønnen kan ligge betydeligt under minimumslønningerne i det organiserede eller lovfæstede marked.

Denne artikel analyserer beskæftigelsesvirkningen af den indførte garantiløn i 1977, der betød en betydelig forøgelse af minimumslønnen. Resultaterne viser et markant fald i beskæftigelsen af lavtlønnede med ca. 20 procent. Den forværrede beskæftigelsessituation for de lavtlønnede opvejes ikke ubetinget af en forbedret fordelingsmæssig situation for disse grupper generelt.

### Lønfordelinger og beskæftigelse

Som nævnt ovenfor blev der ved indførelsen af garantilønnen i 1977 tale om en væsentlig stigning i lønnen for de lavtlønnede. For arbejdere omfattet af Dansk Arbejdsgiverforenings lønstatistik voksede gennemsnitslønnen fra 1976 til 1978 med ca. 20 pct., men minimumslønnen steg i samme periode med ca. 27 pct. En arbejder med en løn på garantiniveau vandt derfor ca. 7 pct. i forhold til en arbejder med gennemsnitsløn. Herved blev lønforskellen mellem gennemsnitsløn og mindstelønnen der i 1976 var på ca. 28 pct. indsnævret med en fjerdedel. Det er oplagt, at en så stor ændring i lønstrukturen vil påvirke beskæftigelsesmulighederne for de berørte grupper. Pointen i denne undersøgelse er at opstille et skøn over virkningen på beskæftigelsen alene ud fra ændringerne i lønfordelingen, der indsamles af Dansk Arbejdsgiverforening hvert andet år til brug for overenskomstforhandlingerne.

I Lønspretningsstatistikken (1976, 1978) opdeles det manuelle arbejdsmarked i *tre hovedgrupper*: ikke-faglærte kvinder, ikke-faglærte mænd og faglærte mænd. For gruppen med den laveste aflønning, kvinderne, er lønfordelingen for 2. kvartal 1976 angivet med fuld optrukket signatur i *figur 1*. Ud af førsteaksen er timelønnen anført, medens andenaksen angiver frekvensen, det vil sige, hvor mange beskæftigede, der var i de enkelte 25-øres intervaller, sat i forhold til det samlede antal beskæftigede kvinder.

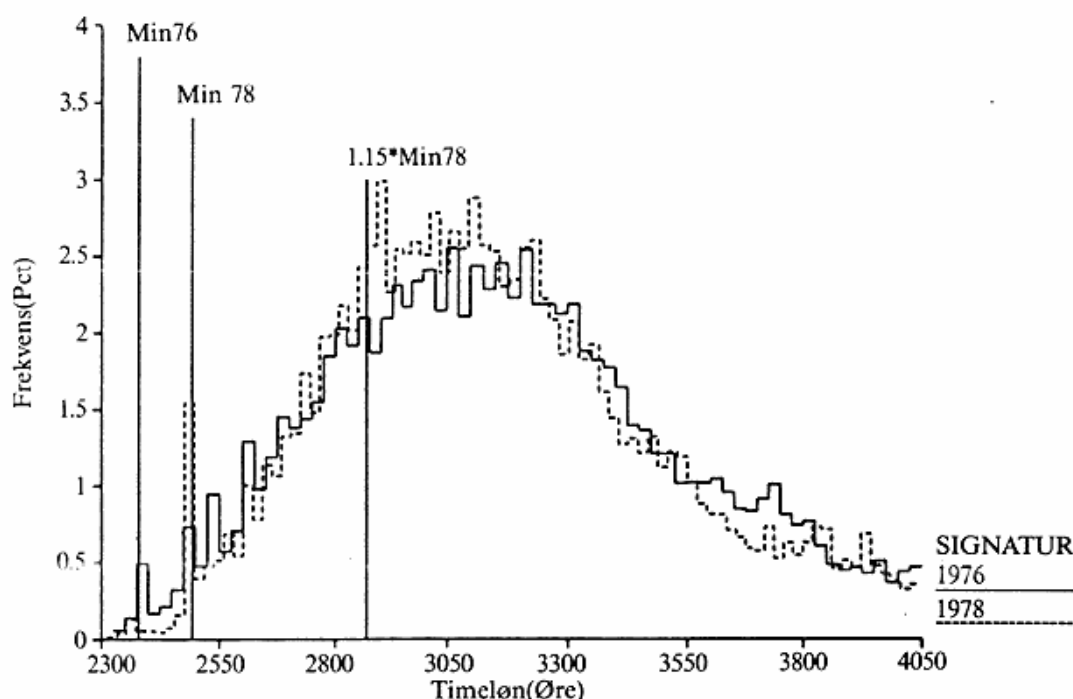


Figur 1. Lønfordeling for kvinder

Sammen med lønfordelingen for 1976 er der med stiptet signatur indføjet fordelingen for 1978, som er det første år med lønsprejningsstatistik efter indførelsen af garantibetaling i 1977. For at gøre de to fordelinger sammenlignelige er 1978-fordelingen ført tilbage til 1976-niveau ved at multiplicere midtpunkterne i lønintervallerne med forholdet mellem gennemsnitslønningerne i 1976 og 1978, og de to fordelinger indtegnet i figur 1 har derfor samme middelværdi. Det vil senere blive diskuteret, hvorfor en korrektion af gennemsnitslønnen er hensigtsmæssig.

Udover de to fordelinger er minimumslønnen i de to år angivet ved Min76 og Min78. Det fremgår umiddelbart af figuren, at der findes en ophobning af lønmodtagere på minimumslønnen, og at denne ophobning er blevet forøget ved indførelsen af garantilønnen. Der findes dog stadig beskæftigede med en aflønning under minimumslønnen, men af et ret begrænset omfang. Dette indebærer antagelig overenskomstbrud, især efter indførelsen af garantibetalingen, jfr. definitionen hos Riese og Degerbøl (1981, p. 39). Fordelingerne, der må siges at være ret irregulære, har yderligere to ophobninger. Det viser sig, at disse kan henføres til rengøringsbranchen i henholdsvis provinsen og hovedstaden, hvor et betydeligt antal ansatte opbeholder samme tidløn.

For gruppen af ikke-faglærte mænd er de tilsvarende lønfordelinger for 1976 og 1978 indtegnet i figur 2. Sammenlignet med kvinderne er fordelingerne »pænere«, idet ophob-



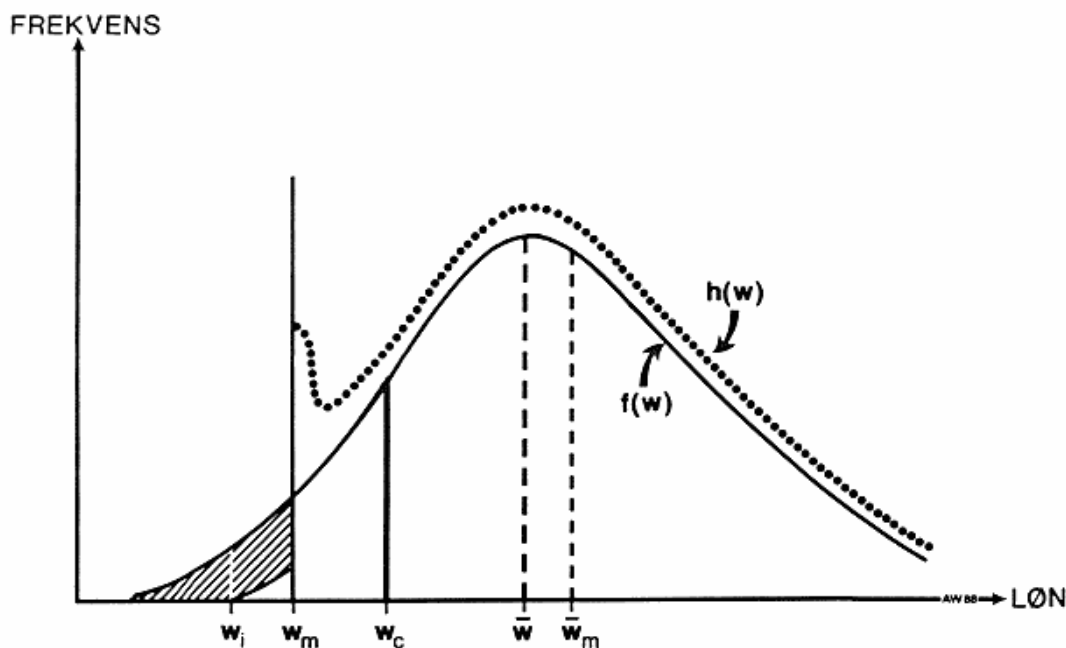
Figur 2. Lønfordeling for ikke-faglærte mænd

ningerne i enkelte lønintervaller ikke er helt så udpræget. Dette kan blandt andet tilskrives, at antallet af ikke-faglærte mænd er betydeligt større, og lønfordelingerne er dermed ikke i samme grad påvirket af enkelte lønftaler i bestemte beskæftigelsesområder. De ikke-faglærte mænd aflønnes generelt højere end kvinderne, og dette viser sig ved, at ophobningen på minimumslønnen er mindre: I 1976 befandt 0,5 pct. af de ikke-faglærte mænd sig under eller på minimumslønnen, mod 3 pct. for kvinderne. Garantilønnen resulterede i en ikke ubetydelig forøgelse af ophobningen, og endvidere ses, at der også her er et begrænset antal arbejdere med aflønning lavere end minimumslønnen.

Den sidste gruppe i den traditionelle tredeling af det manuelle arbejdsmarked er de faglærte mænd, hvis aflønningsniveau ligger så højt, at andelen af arbejdere på minimumsløn er forsvindende lille både i 1976 og 1978. De faglærte mænd er derfor udeladt i denne analyse.

#### Nogle teoretiske overvejelser

Fælles for de to fordelinger vist i figur 1 og 2 er synlige ændringer i den nedre del af lønfordelingen under minimumslønnen. Det er netop også det område af lønfordelingen de foreliggende udenlandske undersøgelser har været koncentreret om, jf. gennemgangen nedenfor. Der er imidlertid gode teoretiske argumenter for at minimumslønnen også vil påvirke løn og beskæftigelsesmuligheder for de grupper, der ligger længere oppe i

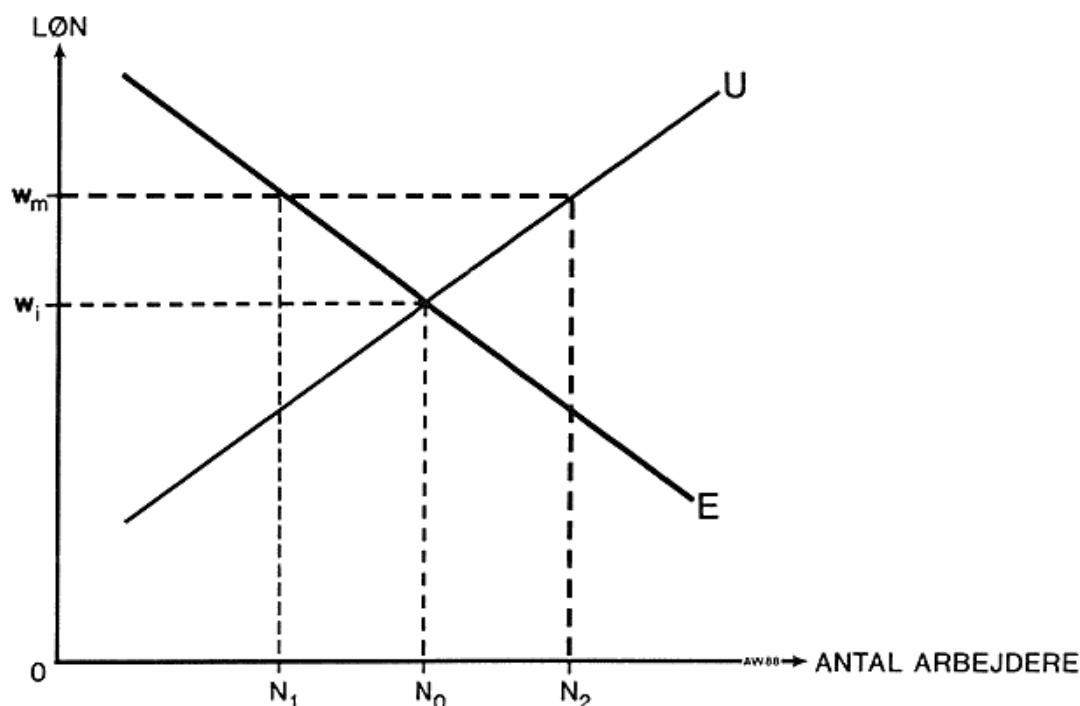


Figur 3. Minimumsløn og lønfordeling

lønfordelingen. Dette er søgt illustreret ved de stiliserede lønfordelinger i figur 3, hvor den fuldt optrukne kurve  $f(W)$  angiver en stiliseret lønfordeling før minimumslønnens indførelse, medens den punkterede kurve  $h(W)$  viser hvordan frekvensfordelingen kan tænkes at se ud efter introduktionen af minimumslønnen,  $W_m$ . Ændringen i fordelingen fra  $f(W)$  til  $h(W)$  kan med fordel opdeles i fem effekter.

For det første bliver lønfordelingen *afstumpet* ved minimumslønnen  $W_m$  som angivet ved det skraverede areal, hvor beskæftigelsen er bortfaldet. Minimumslønnen angiver jo en nedre grænse for timelønnen, og hvis denne ellers overholdes, vil ingen arbejdstagere være beskæftiget til en timeløn mindre end  $W_m$ . Hvis minimumslønnen ikke overholdes fuldstændig, eller den ikke gælder for alle, som er medtaget i lønfordelingen, vil et vist antal personer stadig være beskæftiget til en løn under minimumslønnen, som illustreret på figuren.

For det andet fremgik det af figurerne 1 og 2, at der opstod en *ophobning* på minimumslønnen, hvad der umiddelbart ser meget plausibelt ud, men i virkeligheden er vanskeligt at forklare ud fra gængse lønteorier. Ifølge grænseproduktitetsteorien aflønnes lønmodtageren efter sin produktivitet. De lavtlønnede har derfor en tilsvarende lav produktivitet. Hæves minimumslønnen vil lønmodtagere med en lavere produktivitet derfor ikke opnå beskæftigelse i profitmaksimerende virksomheder. Der fås derfor en pæn afstumpet lønfordeling uden ophobning på minimumslønnen.



Figur 4. Udbud og efterspørgsel efter arbejdskraft for en lavtlønsgruppe

Forholdet kan forklares, i det mindste på kort sigt, af segmenteringen på arbejdsmarkedet. Antag, at også lavtlønsområdet består af en række jobfunktioner, hvor imellem det kan være vanskeligt for virksomhederne umiddelbart at substituere arbejdskraft eller at substituere med andre produktionsfaktorer. Gruppen med lønnen  $w_i$  i figur 3 kunne fx være timelønnede cigarrullere i tobaksindustrien. Med en lille substitutionselasticitet på kort sigt vil efterspørgselselasticiteten for arbejdskraft også være lille for denne gruppe, som det er vist i figur 4. Hæves lønnen fra  $w_i$  til  $w_m$  vil kun en del af de beskæftigede blive afskediget og forsvinde fra lønfordelingen, medens antallet  $N_1$  løftes op på lønnen  $w_m$ . En anden forklaring kunne være, at der som følge af substitutionen opstår en øget efterspørgsel efter de grupper, der netop har en produktivitet svarende til minimumslønnen  $w_m$ . Men hermed er vi ovre i den tredje effekt.

Den tredje effekt er en *substitutionsvirkning* der optræder i lønfordelingen umiddelbart på eller over minimumslønnen. Den opstår ved, at virksomhederne vil søge at erstatte de afskedigede arbejdere under minimumslønnen med den produktionsfaktor, der minder mest om disse, hvilket vil sige lønmodtagere umiddelbart over minimumslønnen. I den udstrækning en sådan substitutionsvirkning gør sig gældende, vil lønfordelingen udvise en ophobning af arbejdere umiddelbart over minimumslønnen.

En fjerde effekt trækker imidlertid i den modsatte retning, *længlidningseffekten*. Ikke mindst i den danske debat har det været fremhævet, at lønforhøjelser til lavtlønnede har afsmittende virkning på højerelønnedes aflønning, så afsmittningen indebærer en tendens til hel eller delvis retablering af lønforskellene. En fuldstændig afsmittning vil indebære, at hele lønfordelingen rykkede så langt til højre, at bevægelsen netop svarede til forhøjelsen af minimumslønnen. Det har der imidlertid ikke været tale om i den betragtede periode, idet minimumslønnen som nævnt voksede med ca. 27 pct. fra 1976 og 1978, mens gennemsnitslønnen steg med 20 pct. Derimod kunne der tænkes at være en delvis afsmittning, som især må forventes at være af betydning for arbejdstagere, der er sammenlignelige med personer med minimumsaflønning. Det vil sige arbejdere umiddelbart over minimumslønnen, hvis beskæftigelsesmuligheder jo samtidig er blevet forbedrede jf. substitutionsvirkningen. Hvis en sådan længlidningseffekt har gjort sig gældende, må man forvente at finde et »hul« i lønfordelingen umiddelbart over minimumslønnen. Længlidningseffekten har altså den modsatte konsekvens af en eventuel substitutionsvirkning, der resulterer i en ophobning af lønmodtagere umiddelbart over minimumslønnen.

Der er argumenteret for, at både længlidnings- og substitutionsvirkningen opererer umiddelbart over minimumslønnen eller måske snarere i segmenter over minimumslønnen, hvor effekterne udtømmes jo højere man kommer op i fordelingen. Er det tilfældet, findes der et lønniveau, hvor effekterne er ophørt, så lønfordelingen ovenover er uændret. Dette lønniveau betragtes i det følgende *afskæringslønnen*, og angives med  $W^e$ , jævnfør figur 3, hvor der nedenunder  $W^e$ , er illustreret en ophobning.

Når fordelingen over afskæringslønnen antages at være uændret ved minimumslønnens indførelse, gælder det de absolutte hyppigheder, mens frekvenserne må forventes at være højere. Det hænger sammen med, at den samlede beskæftigelse formindskes som følge af minimumslønnens indførelse, hvorfor frekvenserne over afskæringslønnen vil ligge højere i den nye fordeling, som illustreret i figur 3. Den femte effekt af minimumslønnens indførelse er derfor, at frekvenserne i lønfordelingen over et vist niveau vil være højere.

#### Andre undersøgelser

I den foregående diskussion af en minimumsløns konsekvenser, er der især blevet lagt vægt på beskæftigelsesændringerne ved forskellige niveauer i lønfordelingen. I den empiriske litteratur, hvis hovedsigte har været at måle størrelsesordenen af beskæftigelseskonsekvenserne, har dette aspekt ikke haft nogen fremtrædende plads. Den typiske fremgangsmåde er tidsseriestudier med anvendelse af regressionsanalyser på enkeltrelationsmodeller af formen.

$$Y = F(W_m, D, X_1, \dots, X_n) \quad (1)$$



hvor den afhængige variabel  $Y$  er et mål for status i arbejdsstyrken, jf. Brown m.fl. (1982). De uafhængige variable omfatter minimumslønnen  $W_m$ ,  $D$  er et mål for den samlede efterspørgsel til at indfange ændringer i den økonomiske aktivitet, og  $X_1, \dots, X_n$  repræsenterer en stribe forskellige kontrolvariable til at tage højde for ændringer i arbejdsudbud, skoleindskrivning, beskæftigelsesprogrammer, deltagelse i de væbnede styrker, m.m. De tidlige studier anvendte som afhængig variabel et mål for arbejdsløsheden, men da minimumslønnen påvirker både efterspørgsels- og udbudssiden på arbejdsmarkedet, forsøger senere studier derfor at måle minimumslønnens konsekvenser for beskæftigelsen og arbejdsudbuddet særskilt, hvorefter resultaterne kobles sammen til et skøn over ændringen i arbejdsløsheden.

De empiriske studier har som hovedregel været amerikanske og undersøgelseernes genstand arbejdsmarkedsforholdene for teenagere, 16-19 år, der især må forventes at blive berørt af minimumslønnen. Resultaterne varierer selvfølgelig, men jævnfør Brown m.fl. (1982, p. 524), finder de fleste studier typisk, at en 10 procents forøgelse i minimumslønnen reducerer beskæftigelsen af teenagere med én til tre procent. For unge i alderen 20-24 år er elasticiteterne betydeligt mindre, mens de ganske få studier for personer over 24 år giver modstridende resultater, og det anføres, at en positiv beskæftigelseeffekt er tænkelig som følge af den reducerede konkurrence fra teenagere.

Når det i det hele taget er muligt at spore minimumslønnens konsekvenser via analyser af tidsserier, hænger det delvist sammen med den specifikke udformning af det amerikanske minimumslønssystem. Den amerikanske kongres fastsætter den føderale minimumsløn i nominelle dollars ca. hvert femte år, og denne sats er så gældende indtil næste revision. I den mellemliggende periode forringes minimumslønnens reale værdi afhængig af pris- og lønudviklingen, og siden 1950 har det typiske forløb været, at minimumslønnen ved revisionerne er blevet fastsat til ca. 50 pct. af gennemsnitslønnen i industri og håndværk, for at falde til ca. 40 pct. før fastsættelsen af nye satser, jf. Sellekaerts (1981). Det er formindskelsen af minimumslønnens reale værdi mellem satsrevisionerne og de modgående beskæftigelsesændringer, der gør tidsseriestudier mulige. I lande med indekserede minimumslønninger, som i fx Danmark, kan istedet anvendes studier af typen »før og efter« større ændringer i satserne.

Det blev nævnt, at de empiriske undersøgelser som hovedregel ikke fokuserede på minimumslønnens konsekvenser for lønfordelingerne, og derfor er det værd at fremhæve et par nylige undtagelser fra denne regel. Der er tale om to studier, der begge udmærker sig ved at være baseret på individdata.

I Meyer og Wise (1983) er datagrundlaget 4000 unge i alderen 16-24 år, som alle var beskæftigede i året 1978. Disse har en lønfordeling, der minder om den stiliserede fordeling  $h(W)$  i figur 3. For hver enkelt person i stikprøven forklares lønsatsen eller en transformation af lønnen ved at regressere denne på en stribe egenskaber hos den

pågældende person som fx alder, skolebaggrund, køn, geografiske karakteristika. Det antages nu, at lønningerne i fravær af minimumslønnen vil følge en eller anden pæn fordeling som  $f(W)$  i figur 3, og at personer under minimumslønnen har en sandsynlighed  $P_1$  for stadig at være beskæftiget til en løn under denne, mens sandsynligheden er  $P_2$  for at blive hævet til minimumssatsen. De to sandsynligheder estimeres sammen med koefficienterne til baggrundsvARIABLENE, og sandsynligheden for beskæftigelsesbortfald blandt personer under minimumslønnen ( $1 - P_1 - P_2$ ) kan estimeres til 43 pct. Da en logaritmisk transformation af lønsatserne fitter bedst, vælges den. En kort karakteristik af undersøgelsen er derfor, at Meyer og Wise tager en lønfordeling for et enkelt år, antager at de nedre dele af fordelingen i fravær af minimumslønnen ville have fulgt en lognormalfordeling, og beregner minimumslønnens beskæftigelseseffekt som det hypotetiske antal personer, angivet ved det skraverede areal i figur 3, fratrukket ophobningen af personer på minimumslønnen.

I Linneman (1982) gennemføres derimod en »før og efter« analyse, idet 2500 voksne følges gennem årene 1973, 1974 og 1975, hvor 1974 var karakteriseret ved en forhøjelse af minimumslønnen på omkring 25 pct. For året 1973 bestemmes en ligning til forklaring af lønnen ved at regressere logaritmen til lønsatsen på en række personlige egenskaber for hver enkelt beskæftiget. Her ud fra dannes et estimat på lønsatsen både for de beskæftigede og ikke-beskæftigede i alle tre år, idet der tages højde for inflation og ændringer i hver enkelt persons egenskaber, fx alder. Hvis man går ind i lønfordelingen på et niveau svarende til minimumslønnen i 1975, viser det sig, at blandt personer med et lønestimat over minimumslønnen udgjorde de beskæftigede 72 pct. i alle tre år. Af personer under minimumslønnens niveau i 1975 udgjorde de beskæftigede 65 pct. i 1973 mod kun 50 pct. i 1974 og 1975. Dette relative beskæftigelsesfald på godt 20 pct. tilskrives forhøjelsen af minimumslønnen. Undersøgelsen bygger derfor på en antagelse om, at den empiriske lønfordeling før forhøjelsen af minimumslønnen ville være gældende, hvis forhøjelsen ikke blev gennemført, således at beskæftigelseseffekten kan beregnes som forøgelsen af det skraverede areal i figur 3, fratrukket den øgede ophobning af personer på minimumssatsen.

Lønfordelingsproblematikken nævnes selvfølgelig i andre end de to her nævnte studier. Hos Heckman og Sedlacek (1981) er der ligefrem et forsøg på at tage omfanget af afstumpningen med ind i tidsserieestimationerne. Se endvidere Krusberg (1986) for en analyse af minimumslønningernes beskæftigelseseffekt i den finske metalindustri, der delvist bygger på denne fremgangsmåde. På det seneste er der kommet endnu en dansk undersøgelse, hvor lønfordelingen inddrages, se Larsen og Smith (1988). Her estimeres ledighedsrisikoen på basis af 5000 danske lønmodtagere, og der findes en klart øget ledighedsrisiko for personer, der berøres af garantilønnen.

### Resultater

Der er allerede i figurerne 1 og 2 givet et visuelt indtryk af garantilønnens virkning på fordelingerne. Her vil vi opstille et mere præcist skøn over de beskæftigelsesmæssige virkninger. Udgangspunktet for beregningerne er begrebet afskæringsløn ( $W_c$ ), der blev indført i tilknytning til figur 3, og som angav det lønniveau over minimumslønnen, hvor substitutions- eller lønglidningseffekterne var ophørt. En sådan afskæringsløn lægges ind i de empiriske fordelinger i figur 1 og 2, og antallet af beskæftigede med en løn under dette niveau kan opgøres for årene 1976 og 1978. Forskellen i beskæftigelsen må, ceteris paribus, kunne tilskrives ændringer i minimumslønnen.

Udtrykt formelt opdeler afskæringslønnen fordelingen i to dele: En nedre ( $L$ ) og en øvre ( $U$ ). I fordelingen efter minimumslønnen ( $A$ ) opgøres beskæftigelsen under afskæringslønnen ( $N_L^A$ ) og over afskæringslønnen ( $N_U^A$ ). Tilsvarende opdeles beskæftigelsen før minimumslønnen ( $B$ ) i to dele: En nedre ( $N_L^B$ ) og en øvre ( $N_U^B$ ).

Idet beskæftigelsesreduktionen sættes i forhold til det totale antal beskæftigede, kan det relative beskæftigelsestab ( $RBT$ ) nu udtrykkes ved:

$$RBT = [N_L^B - N_L^A] / [N_L^B + N_U^A] \quad (2)$$

Brøken angiver beskæftigelsen i den nedre del af fordelingen før minimumsløn fratrukket beskæftigelsen i den nedre del efter minimumslønnens indførelse ( $N_L^B - N_L^A$ ), og dette beskæftigelsestab sættes i forhold til skønnet over det totale antal af personer i fordelingen i fravær af minimumslønnen ( $N^B + N_U^A$ ).

En sådan beregning bygger på den »alt andet lige« forudsætning, at lønfordelingen kun har været påvirket af garantilønnen i den nævnte periode. Dette er naturligvis ikke tilfældet, men DA's lønspredningsstatistik giver ikke mulighed for at korrigere for ændringer i aldersstruktur, uddannelsesmæssige færdigheder, samt andre forhold der kan tænkes at påvirke lønstrukturen. I det følgende er der dog foretaget tre korrektioner, der kan gennemføres alene ud fra kendskabet til lønfordelingerne.

Først foretages der en *variansjustering*. Det skyldes, at der fra 1976 til 1978 er sket en formindskelse af lønspredningen på arbejdsmarkedet, jfr. Albæk og Strøjer Madsen (1983), således at fordelingerne forenklet sagt er blevet tykkere på midten og tyndere ude i halerne. I denne sammenhæng er det selvfølgelig halen til venstre, der har interesse, idet denne omfatter de beskæftigelsesændringer, som er interessante i relation til minimumslønnen.

Der kan således argumenteres for, at formindskelsen af beskæftigelsen yderst til venstre i fordelingen ikke alene kan tilskrives minimumslønnens indførelse, men at en del af denne ville komme alligevel som følge af indsnævringen af lønforskellene. En alt andet lige forudsætning for lønspredningen indebærer således et forsøg på at justere 1976-fordelingen til et niveau for lønspredningen svarende til 1978-fordelingen.

Der er valgt den fremgangsmåde, at lade fordelingerne i de to år repræsentere ved hjælp af to teoretiske fordelinger. 1976-fordelingen er herefter korrigeret for forskellen mellem de to teoretiske fordelinger, hvilket har formindsket antallet af arbejdere i halerne samt forøget antallet i midten af fordelingen. Konsekvensen af en sådan justering bliver at  $N_L^B$  i (2) reduceres, og at skønnene over minimumslønnens beskæftigelseseffekt dermed formindskes. Der henvises til Albæk og Strøjer Madsen (1988) for en nøjere beskrivelse af fremgangsmåden. Det skal i øvrigt nævnes, at den kraftigste effekt af denne korrektion findes hos de ikke-faglærte mænd, hvor beskæftigelseseffekten bliver noget nær halveret, medens korrektionsproceduren for kvindernes vedkommende er af mindre betydning.

For det andet foretages der en *korrektion af gennemsnitslønnen* i 1978. Begrundelsen for korrektionen er, at gennemsnitslønnen bliver påvirket af garantilønnen, dels fordi de lavest lønnede i fordelingen forsvinder, dels som følge af de effekter der udløses højere oppe i fordelingen. Dette er illustreret i figur 3 ved angivelse af en gennemsnitsløn før ( $\bar{W}$ ) og efter ( $\bar{W}_m$ ) minimumslønnens indførelse.

For at gøre de to fordelinger i figurene 1 og 2 sammelignelige blev afskæringslønnen (og alle andre lønsatser i 1978-fordelingen) ført tilbage til 1976-niveau ved at multiplicere med forholdet mellem de faktiske gennemsnitslønninger ( $\bar{W}^B / \bar{W}^A$ ), det vil sige:

$$W_c^B = W_c^A (\bar{W}^B / \bar{W}^A) \quad (3)$$

hvor ( $W_c^B$ ) og ( $W_c^A$ ) er afskæringslønnen i fordelingerne før og efter garantilønnen. Problemet er her, at ved at føre 1978-fordelingen tilbage ved anvendelse af de faktiske gennemsnitslønninger, får vi ikke alene korrigeret for den generelle forhøjelse i løn- og prisniveauet, men også for garantilønnens effekt, og det var jo netop den vi skulle måle. 1978-fordelingen bliver derfor ført for langt tilbage, og garantilønnens beskæftigelseseffekt vil dermed blive undervurderet.

For at finde den faktor, hvormed 1978-fordelingen bør flyttes tilbage, skal følgende spørgsmål besvares: Hvad ville middelværdien have været i 1978, hvis minimumslønnen ikke var blevet indført? For at besvare spørgsmålet er det blandt andet forsøgt at skære den nederste del af 1978-fordelingen væk, flytte den resterende del tilbage og vurdere, hvor den passer bedst med en tilsvarende afstumpet 1976-fordeling. Det er både forsøgt at minimere kvadratafgivelsessummen og summen af de absolutte afvigelser mellem de to fordelinger som funktion af tilbageførelsesfaktoren ( $\bar{W}^B / \bar{W}^A$ ). Ulempen ved denne fremgangsmåde er, at sumfunktionerne er ganske flade over et betydeligt interval, og bestemmelsen af minimum dermed følsom over for tilfældigheder.

I stedet er der anvendt en fremgangsmåde, hvor fordelingen under afskæringslønnen i 1976 flyttes op i 1978-fordelingen, hvorefter en ny og lavere gennemsnitsværdi for 1978 beregnes. For at finde den del af 1976-fordelingen, der skal flyttes med op, skal man

imidlertid anvende netop middelværdien i 1978, jfr. (3), og anvendelsen af den nye gennemsnitsløn her vil resultere i, at en større del af 1976-fordelingen tages med, og dermed en yderligere formindskelse af 1978-gennemsnittet. Processen gentages derfor indtil konvergens mod en stabil 1978-gennemsnitsløn. Desuden foretages beregningerne for alternative afskæringslønninger, og ud fra de forskellige bud på den korrigerede gennemsnitsløn i 1978 vælges den højeste. Dette giver den laveste korrektion af gennemsnitslønnen, og dermed et underkantskøn for justeringen. For en nærmere gennemgang af beregningsalgoritmen se Albæk og Strøjer Madsen (1988).

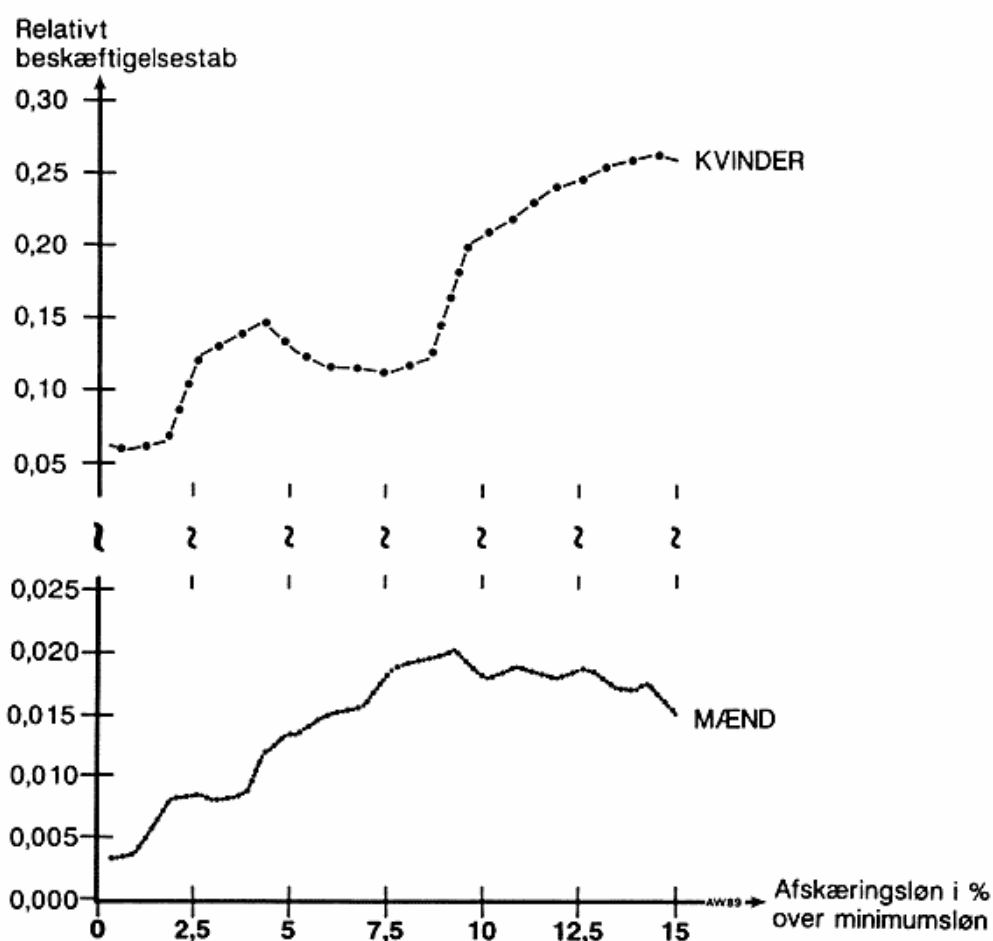
For det tredje foretages der en *konjunkturjustering*. Indtil nu er beregningerne foretaget under antagelse af, at antallet af personer under afskæringslønnen i 1978 i fravær af minimumslønnen ville have været det samme som antallet i 1976. Men det er der ingen grund til at antage. Fra 1976 til 1978 var der en beskæftigelsesfremgang for de kvinder, der er dækket af lønspredningsstatistikken, og hvorfor skulle ikke også de lavtlønnede få andel i denne beskæftigelsesfremgang. Antages det, at de lavtlønnede får del i beskæftigelsesekspansionen i samme omfang som de højere lønnede, kan beskæftigelsen i den nedre del af fordelingen ( $N_L^B$ ) korrigeres op med den relative beskæftigelsesforøgelse i den øvre del af fordelingen ( $N_U^A / N_U^B$ ), og følgende korrigerede beskæftigelsestab opnås:

$$RBT' = [N_L^B (\frac{N_U^A}{N_U^B}) - N_L^A] / [N_L^B (\frac{N_U^A}{N_U^B}) + N_U^A] \quad (4)$$

Figur 5 viser resultatet af beregningerne, når der tages højde for de tre korrektioner. Beregningerne er gennemført for forskellige værdier af afskæringslønnen, idet denne ikke kan fastlægges entydigt alene ud fra kendskab til lønfordelingen. Den laveste værdi er den øvre grænse for det løninterval, hvori minimumslønnen befinder sig, medens den øvre grænse bliver et arbitrært skøn over, hvornår minimumslønnens effekter på de øvre dele af lønfordelingen med rimelighed kan vurderes at være udtømt. Afskæringslønnens øvre grænse er her sat til 90 pct. af den korrigerede gennemsnitsløn for ikke-faglærte mænd og kvinder, og denne lønsats ligger 15 pct. over minimumslønnen for 1978.

Af figur 5 fremgår det, at beskæftigelsestab er relativt størst for kvinderne. Målt ved en afskæringsløn umiddelbart over minimumslønnen er der et beskæftigelsestab på ca. 5 pct. for kvinderne mod kun ca. 0,4 pct. hos ikke-faglærte mænd. Disse procenter dækker imidlertid over et voldsomt beskæftigelsesproblem for de grupper, der bliver berørt af garantilønnen. For kvinderne er det ca. 50 pct. af dem, der oppebærer en løn under afskæringslønnen, der mister beskæftigelsen, mod ca. 15 pct. for ikke-faglærte mænd.

Det fremgår også af figuren, at beskæftigelsestabet øges både for mænd og kvinder, når vi vælger en højere afskæringsløn. Det skyldes, at minimumslønnen har en



Figur 5. Afskæringslønnens betydning for det relative beskæftigelsestab for kvinder og ikke-faglærte mænd.

afsmittende effekt på lønniveauet for de grupper, der ligger lige over i lønfordelingen. Disse vil derfor også få et fald i beskæftigelsen som følge af lønstigningen, og der opstår her et »hul« i lønfordelingen. For ikke-faglærte mænd stabiliserer beskæftigelsestabet sig på ca. 15 pct., medens tabet for kvinderne stiger til ca. 10 pct. ved en afskæringsløn 5-8 pct. over garantilønnen. Den irregulære lønfordeling for kvinderne medfører en voldsom stigning i beskæftigelsestabet ved en afskæringsløn omkring 10 pct. og hænger sammen med den tidligere nævnte ophobning i et enkelt løninterval indenfor rengøringsbranchen, som det allerede fremgik af figur 1. Der kan derfor være grund til at fremhæve, at den anvendte metode medfører en øget usikkerhed på beskæftigelsestabet, jo højere afskæringsløn der vælges. Så lønglidningseffekten, der her er størst for mændene, bør fortolkes med nogen forsigtighed.

Når afskæringslønnen på et højere niveau end minimumslønnen generelt viser større beskæftigelseseffekt, må man være på den sikre side ved at holde sig til afskæringslønninger lige over minimumslønnen, hvor opgørelsen ser bort fra lønglidningseffekten og derfor udgør et underkantskøn. Gør man det, kan den samlede beskæftigelseseffekt indenfor DA-området beregnes ved at veje beskæftigelsestabet for de enkelte grupper sammen med den andel grupperne udgør af den samlede beskæftigelse, og resultatet bliver en reduktion på 1,2 pct. Sættes dette i relation til den reale stigning i minimumslønnen på 5,5 pct. fås en elasticitet på 0,22. Dette er størrelsesmæssigt i harmoni med de elasticiteter på 0,1-0,3, der blev nævnt ovenfor i forbindelse med de amerikanske undersøgelser, men de er vel at mærke opnået for teenagere.

Man kan antagelig forholdsvis let generalisere resultaterne fra DA-området til at gælde hele den manuelle del af LO-området, da arbejdsgivere udenfor DA-området almindeligvis er omfattet af såkaldte tiltrædelsesoverenskomster, der overfører lønaftalerne fra de organiserede arbejdsgivere. Derimod er det vanskeligere at generalisere fra det manuelle arbejdsmarked til funktionærområdet. Forhåndsformodningen må dog være, at der som følge af betydelige områder med ganske lave lønninger, ikke mindst indenfor butikssektoren, har gjort sig et beskæftigelsestab gældende, der er sammenligneligt med niveauet på det manuelle arbejdsmarked.

### Konklusion

I denne artikel er det forsøgt at opgøre beskæftigelseskonsekvenserne af garantilønnens indførelse ved overenskomsterne i 1977 alene ved at sammenligne lønfordelingerne før og efter. Resultatet er, at ca. 50 pct. af de lavest lønnede kvinder mistede jobbet, svarende til en formindskelse af den samlede kvindebeskæftigelse på godt 5 pct. Blandt de lavtlønnede ikke-faglærte mænd mistede omkring 8 pct. jobbet, svarende til en reduktion af den samlede beskæftigelse af ikke-faglærte mænd på ca. 0,4 pct. For de faglærte mænd har minimumslønnen ingen betydning. Forhøjelsen af minimumslønnen betød en formindskelse af den samlede beskæftigelse af manuelle arbejdere inden for DA-området på omkring 1,2 pct.

Dette skøn er et underkantskøn, idet det alene er baseret på beskæftigelsestabet for de grupper, der ligger på og under garantilønnen. Hertil kommer, at undersøgelsen peger på en betydelig lønglidning umiddelbart over garantilønnen. Det er også værd at notere sig, at beskæftigelsesbortfaldet i undersøgelsen alene er et resultat af *forøgelsen* i minimumslønnen, og angiver derfor ikke de samlede beskæftigelseskonsekvenser af de eksisterende minimumslønninger, der kan være betydeligt større.

Det er således oplagt, at der er en målkonflikt mellem en mere lige lønfordeling og beskæftigelsen. Men der kan også sættes et spørgsmål ved den opnåede ændring i fordelingen. For kvindernes vedkommende opnår de 50 pct. af de lavtlønnede ganske vist

en relativ lønfremgang på 5,5 pct., men de resterende 50 pct. får i bedste fald en reduktion på 10 pct., hvis de kan oppebære arbejdsløshedsdagpenge. For de ikke-faglærte mænd ser regnestykket naturligvis bedre ud, men det er værd at bemærke, at en hel del af de lavtlønnede faktisk får en lavere indkomst. Derfor er der gode argumenter for at se sig om efter alternativer til forøgelse af minimumslønnen, hvis man ønsker en øget udligning af indkomsterne. Der kan peges på ændringer i skatte- og transfereringsystemet, men det synes mere perspektivrigt at gøre en indsats for at ændre den underliggende produktivtetsfordeling, fx via uddannelsespolitik.

Da beskæftigelsestabet på DA-området kan generaliseres til store dele af det øvrige arbejdsmarked, bliver det samlede beskæftigelsestab antagelig omkring én procent, og dermed en stigning i ledigheden med samme procentpoint, idet de dele der ikke er dækket af garantilønnen, må antages at være forholdsvis begrænset. En stigning i arbejdsløshedsprocenten af den størrelsesorden kan på ingen måde siges at være et ubetydeligt fænomen. Ydermere forholder det sig sådan, at den forøgelse af arbejdsløsheden, der følger af minimumslønnens forhøjelse, har en anden karakter end store dele af den øvrige ledighed. Det er således ikke at forvente, at man ved en forøgelse af aktivitetsniveauet kan nå i bund hvad angår ledighedsomfanget i samme omfang som før forhøjelsen af satserne. Med andre ord er det sket et opadgående skift i niveauet for, hvad der betegnes den naturlige arbejdsløshed.

Resultatet understreger også, at der er behov for at nuancere konkurrenceevnebegrebet, der ofte defineres ved lønkonkurrenceevnen, og hvor den *gennemsnitlige* lønstigning anvendes. En forbedring af konkurrenceevnen, der alene består i at de højere lønnede går ned i løn, er næppe holdbar i en situation med få ledige blandt de højerelønnede, men stor strukturel ledighed af lavtlønnede. Det er derfor væsentligt, at ledighedsstrukturen tages med i betragtning, når indkomstpoltikken eller overenskomsterne skal tilrettelægges.

### Litteratur

- Albæk, K. og E. Strøjer Madsen. 1983. Lønspredningen på det danske arbejdsmarked. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 121, side 230-244.
- Albæk, K. og E. Strøjer Madsen. 1988. *Lønfordelinger og beskæftigelseskonsekvenser af den danske minimumsløn*. Studies in Labor Market Dynamics, Working paper no. 88-2, Aarhus School of Economics and Business Administration.
- Brown, C. C. Gilroy and A. Kohn. 1982 The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment. *Journal of Economic Literature*, side 487-528.
- Hansen, P. Vejrup. 1982. *Arbejdsløshedsundersøgelse 4. Lønforskelle, lønpolitik og beskæftigelse i 1970-erne*. København.
- Heckman, J. and G. Sadlacek. 1981. *The impact of the Minimum Wage on the Employment and Earnings of Workers in South Carolina*. Report of the Minimum Wage Study Commission, Vol. V. Washington D.C., side 225-272.
- Krusberg, J.E. 1986. *Employment effects of minimum wages in the finish metal and engineering industry*. Licentiate thesis at the Swedish School of Economics and Business Administration. Helsinki.
- Linneman, P. 1982. *The Economic Impacts of Mini-*



en relativ lønfremgang på 5,5 pct., men de resterende 50 pct. får i bedste fald en reduktion på 10 pct., hvis de kan oppebære arbejdsløshedsdagpenge. For de ikke-faglærte mænd ser regnestykket naturligvis bedre ud, men det er værd at bemærke, at en hel del af de lavtlønnede faktisk får en lavere indkomst. Derfor er der gode argumenter for at se sig om efter alternativer til forøgelse af minimumslønnen, hvis man ønsker en øget udligning af indkomsterne. Der kan peges på ændringer i skatte- og transfereringsystemet, men det synes mere perspektivrigt at gøre en indsats for at ændre den underliggende produktivtetsfordeling, fx via uddannelsespolitik.

Da beskæftigelsestabet på DA-området kan generaliseres til store dele af det øvrige arbejdsmarked, bliver det samlede beskæftigelsestab antagelig omkring én procent, og dermed en stigning i ledigheden med samme procentpoint, idet de dele der ikke er dækket af garantilønnen, må antages at være forholdsvis begrænset. En stigning i arbejdsløshedsprocenten af den størrelsesorden kan på ingen måde siges at være et ubetydeligt fænomen. Ydermere forholder det sig sådan, at den forøgelse af arbejdsløsheden, der følger af minimumslønnens forhøjelse, har en anden karakter end store dele af den øvrige ledighed. Det er således ikke at forvente, at man ved en forøgelse af aktivitetsniveauet kan nå i bund hvad angår ledighedsomfanget i samme omfang som før forhøjelsen af satserne. Med andre ord er det sket et opadgående skift i niveauet for, hvad der betegnes den naturlige arbejdsløshed.

Resultatet understreger også, at der er behov for at nuancere konkurrenceevnebegrebet, der ofte defineres ved lønkonkurrenceevnen, og hvor den *gennemsnitlige* lønstigning anvendes. En forbedring af konkurrenceevnen, der alene består i at de højere lønnede går ned i løn, er næppe holdbar i en situation med få ledige blandt de højerelønnede, men stor strukturel ledighed af lavtlønnede. Det er derfor væsentligt, at ledighedsstrukturen tages med i betragtning, når indkomstpoltikken eller overenskomsterne skal tilrettelægges.

### Litteratur

- Albæk, K. og E. Strøjer Madsen. 1983. Lønspredningen på det danske arbejdsmarked. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 121, side 230-244.
- Albæk, K. og E. Strøjer Madsen. 1988. *Lønfordelinger og beskæftigelseskonsekvenser af den danske minimumsløn*. Studies in Labor Market Dynamics, Working paper no. 88-2, Aarhus School of Economics and Business Administration.
- Brown, C. C. Gilroy and A. Kohn. 1982 The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment. *Journal of Economic Literature*, side 487-528.
- Hansen, P. Vejrup. 1982. *Arbejdsløshedsundersøgelse 4. Lønforskelle, lønpolitik og beskæftigelse i 1970-erne*. København.
- Heckman, J. and G. Sadlacek. 1981. *The impact of the Minimum Wage on the Employment and Earnings of Workers in South Carolina*. Report of the Minimum Wage Study Commission, Vol. V. Washington D.C., side 225-272.
- Krusberg, J.E. 1986. *Employment effects of minimum wages in the finish metal and engineering industry*. Licentiate thesis at the Swedish School of Economics and Business Administration. Helsinki.
- Linneman, P. 1982. *The Economic Impacts of Mini-*

- imum Wage Laws: A New Look at an Old Question. Journal of Political Economy*, side 443-469.
- Larsen, Richard og Ninna Smith. 1988. *Løn, Garantiløn og ledighed*. Arbejdsrapport, oktober 1988.
- Lønspretningsstatistikken. 1976, 1978. Dansk Arbejdsgiverforening. København.
- Meyer, R. H. and D. A. Wise. 1983. Discontinuous Distributions and Missing Persons: The Minimum Wage and Unemployed Youth. *Econometrica*, side 1677-1698.
- Rise, A. og J. Degerbøl. 1981. *Grundregler i dansk arbejdsret*. 8. udgave. København.
- Sellekaerts, Brigitte. 1981. *Minimum Wage indexation*. Report of the Minimum Wage Study Commission, Vol. VI: The Minimum Wage and the Macro Economy, side 145-169.