

Lønkurve for Danmark

Sten Nicolaisen

Dansk Arbejdsgiverforening

Torben Tranæs

Økonomisk Institut, Københavns Universitet

SUMMARY: In this paper we first discuss the concept of a "wage curve" and its relation to standard supply and demand analysis. Second, we follow the tradition of Blanchflower and Oswald (1994) and estimate some wage curves for Denmark on cross section data for 1994. Our wage data contains the wages for a number of different locations and categories of labour as reported directly by firms. We do find the elasticity of the 1994 wage curve for Denmark to have the expected negative sign. But in contrast to the results of studies for many other countries, the elasticity is significantly below -0.1, suggesting less wage flexibility on the Danish labour market in comparison with these other countries.

1. Indledning

Begrebet lønkurve er for alvor slået igennem i den økonomiske debat, såvel teoretisk som empirisk. Nedenfor vil vi diskutere begrebet lønkurve samt præsentere nogle estimationer af lønkurver for Danmark.

En lønkurve angiver en sammenhæng mellem realløn og ledighed; en sammenhæng som formodes at være negativ. Kausaliteten går fra graden af ledighed og til lønniveauet; lav ledighed betyder høj løn og omvendt.

En lønkurve er ikke en Phillipskurve: For det første er Phillipskurven en sammenhæng mellem lønændring og ledighedsniveau, mens lønkurven som nævnt er en sammenhæng mellem lønniveau og ledighedsniveau. For det andet beskriver Phillipskurven en kortsigtet uligevægtssammenhæng (i moderne fortolkning), mens en lønkurve angiver kombinationer af løn og ledighed, som er forenelige med ligevægt i lønfastsættelsen, dvs. ligevægt på arbejdsmarkedet. Der er altså ingen uoverensstemmelse mellem lønkurve og Phillipskurve; de hverken udelukker eller forudsætter hinanden.

Ofte er løn- og Phillipskurver estimeret på makroplan. Vi vil imidlertid følge Blanchflower og Oswald (1994) og bruge »lokale« arbejdsmarkeder som observationer. Med »lokal« menes delarbejdsmarked. Afgrænsningen af delarbejdsmarkeder kan ske efter forskellige kriterier; arbejdssted, uddannelse, branche, erfaring, eller hvad der nu med rimelighed kan anses for at afgrænse et delarbejdsmarked. I dette papir vil vore observationer være løn og ledighed for forskellige lokaliteter (amt).

Vi vil gerne takke Claus Thustrup Hansen og en anonym referee for mange gode kommentarer og forslag til forbedringer af et tidligere udkast.

Lønkurve for Danmark

Sten Nicolaisen

Dansk Arbejdsgiverforening

Torben Tranæs

Økonomisk Institut, Københavns Universitet

SUMMARY: In this paper we first discuss the concept of a "wage curve" and its relation to standard supply and demand analysis. Second, we follow the tradition of Blanchflower and Oswald (1994) and estimate some wage curves for Denmark on cross section data for 1994. Our wage data contains the wages for a number of different locations and categories of labour as reported directly by firms. We do find the elasticity of the 1994 wage curve for Denmark to have the expected negative sign. But in contrast to the results of studies for many other countries, the elasticity is significantly below -0.1, suggesting less wage flexibility on the Danish labour market in comparison with these other countries.

1. Indledning

Begrebet lønkurve er for alvor slået igennem i den økonomiske debat, såvel teoretisk som empirisk. Nedenfor vil vi diskutere begrebet lønkurve samt præsentere nogle estimationer af lønkurver for Danmark.

En lønkurve angiver en sammenhæng mellem realløn og ledighed; en sammenhæng som formodes at være negativ. Kausaliteten går fra graden af ledighed og til lønniveauet; lav ledighed betyder høj løn og omvendt.

En lønkurve er ikke en Phillipskurve: For det første er Phillipskurven en sammenhæng mellem lønændring og ledighedsniveau, mens lønkurven som nævnt er en sammenhæng mellem lønniveau og ledighedsniveau. For det andet beskriver Phillipskurven en kortsigtet uligevægtssammenhæng (i moderne fortolkning), mens en lønkurve angiver kombinationer af løn og ledighed, som er forenelige med ligevægt i lønfastsættelsen, dvs. ligevægt på arbejdsmarkedet. Der er altså ingen uoverensstemmelse mellem lønkurve og Phillipskurve; de hverken udelukker eller forudsætter hinanden.

Ofte er løn- og Phillipskurver estimeret på makroplan. Vi vil imidlertid følge Blanchflower og Oswald (1994) og bruge »lokale« arbejdsmarkeder som observationer. Med »lokal« menes delarbejdsmarked. Afgrænsningen af delarbejdsmarkeder kan ske efter forskellige kriterier; arbejdssted, uddannelse, branche, erfaring, eller hvad der nu med rimelighed kan anses for at afgrænse et delarbejdsmarked. I dette papir vil vore observationer være løn og ledighed for forskellige lokaliteter (amt).

Vi vil gerne takke Claus Thustrup Hansen og en anonym referee for mange gode kommentarer og forslag til forbedringer af et tidligere udkast.

Vi vil også estimere separate lønkurver for tre uddannelsesniveauer – igen med geografiske delarbejdsmarkeder som vores observationer. Ligeledes vil vi inddrage betydningen af en lang række karakteristika, så som uddannelse, arbejdsfunktion, erfaring, osv., i vores generelle estimation.

Men hvorfor er det interessant at estimere lønkurver? Den vigtigste grund er, at identifikation af de relevante lønkurver er af afgørende betydning for de fleste diskussioner om økonomisk politik. Effekterne af økonomisk politik afhænger altid af, hvad man antager om arbejdsmarkedet, dets institutioner og trægheden i reallønstilpasning. Dvs. i virkeligheden afhænger effekterne af, hvilke antagelser man gør om lønkurven.

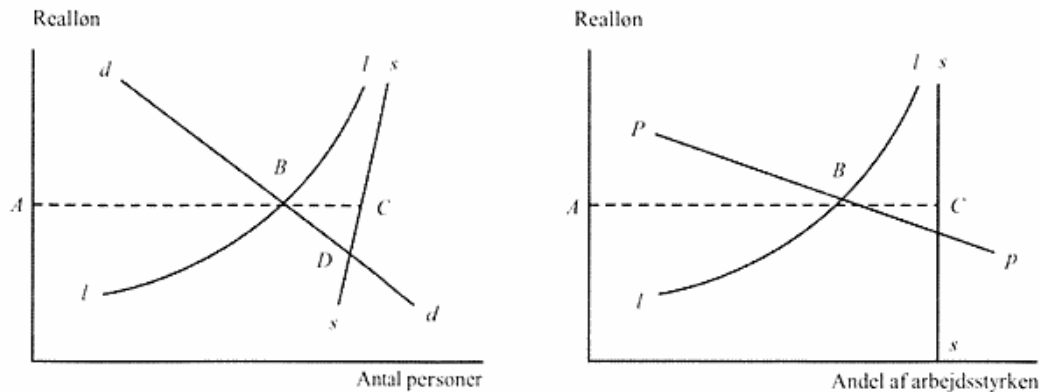
I sektion 2 opholder vi os lidt ved baggrunden for lønkurven; i sektion 3 præsenterer vi kort nogle af de teorier, som kan forklare lønkurven. I sektion 4 præsenterer vi estimationerne, og i sektion 5 diskuterer vi forskellige fortolkninger af lønkurven. Sektion 6 konkluderer.

2. Baggrund

Det har længe været erkendt, at standard udbuds-efterspørgselsanalyse ikke er dækkende, når varen er arbejdskraft. Arbejdsmarkederne i de fleste OECD-lande »clearer« ikke; end ikke på langt sigt tyder det på, at økonomierne bevæger sig i retning af punktet *D* på figur 1 (*a*) (skæringen mellem arbejdskraftefterspørgsel og arbejdsudbud). Alligevel er det ofte udbuds-efterspørgselsrammen, der anvendes, når diverse aspekter af arbejdsmarkedet skal analyseres, f.eks. uddannelse, understøttelse eller skatters betydning for løn og beskæftigelse.

Den vigtigste grund til, at udbuds-efterspørgselsanalyse er utilstrækkelig, er selvfølgelig, at ufrivillig arbejdsløshed ikke eksisterer i denne model. Over de sidste 10-15 år er der da også opstået en ny generation af arbejdsmarkedsteorier, som har erstattet den traditionelle udbudskurve med en aggregeret lønkurve: Shapiro og Stiglitz (1984), Oswald (1986), Layard og Nickell (1986), Layard, Nickell og Jackman (1991), Phelps (1994), og tidligere bidrag af Phelps, samt mange andre. Særligt bemærkelsesværdigt er det, at disse vidt forskellige teorier om ufrivillig ledighed alle leder frem til en lønkurve. Nogle forudsætter, at alle arbejdere er medlem af en fagforening (f.eks. Layard og Nickell (1986)). Andre forudsætter, at der slet ingen fagforeninger er; i stedet er arbejdsmarkedet »competitivt« i den forstand, at virksomhederne har styrke til suverænt at bestemme lønningerne (f.eks. Shapiro og Stiglitz (1984)). Alligevel leder alle teorierne frem til en lønkurve. Dette betyder, at den samme teori gælder for vidt forskellige institutionelle forhold og dermed for vidt forskellige lande og sektorer, hvilket er en betydelig styrke.

Som nævnt beskriver lønkurven forskellige kombinationer af realløn og ledighed, som er forenelige med ligevægt i lønfastsættelsen på arbejdsmarkedet. Vi kan imidlertid fint illustrere lønkurven sammen med det traditionelle udbuds-efterspørgselskryds.



(a) *Partiel ligevægt: Kurven dd er efterspørgslen efter arbejdskraft, ss -kurven er udbudet, og ll er lønkurven. Skæringen mellem dd - og ll -kurven, punkt B , bestemmer beskæftigelsen.*

(b) *Generel ligevægt: pp -kurven er en »priskurve«, som angiver ligevægt på varemarkederne, ss - og ll -kurven er som før. Kurverne er normeret med arbejdsstyrken, hvorfor udbudskurven er lodret. Skæringen mellem pp - og ll -kurven, punkt B , bestemmer beskæftigelsesgraden.*

Figur 1. Udbuds-efterspørgselskryds med lønkurve.

Dette er gjort i figur 1 (a); lønkurven (ll -kurven) ligger til venstre for og er fladere end udbudskurven (ss -kurven). Til en given løn angiver afstanden mellem løn- og udbudskurven den ufrivillige ledighed. Når lønkurven er fladere end udbudskurven, afspejler det, at lav (høj) ledighed og høj (lav) løn hører sammen. Ved at kombinere lønkurven med en traditionel udbuds-efterspørgselsbeskrivelse, får vi en (partiel) ligevægtsmodel til bestemmelse af både beskæftigelse og ufrivillig ledighed. Beskæftigelsen er givet ved punktet B , dvs. beskæftigelsen er afstanden AB , mens ledigheden så er afstanden BC .

Inden for en partiel ligevægtsramme angiver dd -kurven i figur 1 (a) blot arbejdskraftefterspørgslen som funktion af virksomhedens eller delmarkedets produkt-realløn, mens alle andre priser holdes konstante. I en generel ligevægtsramme bliver dd -kurven til en priskurve (jf. pp -kurven i figur 1 (b)), der angiver kombinationer af beskæftigelsesgrader og pris-omkostningsforhold, dvs. reallønninger, som er forenelige med ligevægt på varemarkedet. I den forstand er det stadig en slags »efterspørgsel«, men den vil typisk være fladere end den partielle efterspørgselskurve. Dette skyldes den afledede indkomsteffekt som pris- og lønændringer har, og som ignoreres af den partielle analyse, men ikke af den generelle.¹

1. Arbejdskraftefterspørgselskurven for en repræsentativ virksomhed må formodes at være stejlere, når analysen er partiel, end når en hel økonomi betragtes. Det skyldes, at et fald i en virksomheds produkt-realløn i første omgang ledsages af højere beskæftigelse, og højere beskæftigelse i alle virksomheder betyder høje-

Men vigtigst, inden for en generel ligevægtsmodel angiver skæringen mellem pris- og lønkurven den langsigtede, eller mellemlangsigtede, ligevægt. Standard efterspørgselspolitik, der kun har effekt på kort sigt, flytter derfor ikke priskurven. En varig effekt fra efterspørgselsiden i denne model fordrer, at virksomhederne ændrer prisadfærd f.eks. under indtryk af ændrede konkurrencevilkår på varemærkederne, o.l., eller at der er positiv hysteresis i løndannelsen.

Denne nye ramme er, i modsætning til standard udbuds-efterspørgselsrammen, i god overensstemmelse med den måde, hvorpå arbejdsmarkedet historisk har udviklet sig. Både hvad trend og konjunkturbevægelser angår: For det første er modellen forenelig med eksistens af ufrivillig arbejdsløshed. For det andet er den forenelig med det faktum, at reallønnen kun fluktuerer lidt over konjunkturerne, skønt den langsigtede udbudskurve er meget stejl (de fleste finder en meget lav udbudselasticitet med hensyn til løn, se f.eks. Pedersen og Smith (1995), og andre). Når arbejdsudbudet er relativt uelastisk m.h.t. løn, vil man inden for standardrammen forvente, at lønningerne bevæger sig meget blot beskæftigelsen bevæger sig lidt. Tilføjer vi en lønkurve til standardrammen, som i figur 1 (a), bliver det nemmere at forklare, at lønningerne svinger mindre, og beskæftigelsen mere, over konjunkturerne.

Den teoretiske nyorientering er i de senere år blevet fulgt op af en del empirisk arbejde, senest med bogen *The Wage Curve* fra 1994 af David Blanchflower og Andrew Oswald. Her udføres og diskuteres estimationer af lønkurver for 12 så forskellige lande som USA, Japan, Norge og Østrig. De delarbejdsmarkeder, som udgør observationerne her, er typisk geografisk region, men også nogle gange branche. Det overraskende stærke resultat er, at der i alle lande eksisterer lønkurver, og at de er stabile over tid. Ydermere kan det sjældent afvises, at lønkurve-elasticiteten er -0.1 , dvs. at en fordobling af ledigheden forventes at blive fulgt af en lønnedgang på 10%.

Det helt afgørende for disse konklusioner er, at Blanchflower og Oswald (1994) har brugt mikrodata, og det er en særlig pointe ved deres arbejde, at det sandsynliggøres, at makrotal for ledigheden er et dårligt mål for den for løndannelsen relevante ledighed. Det, der betyder noget for løndannelsen, er ledigheden »lokalt«.

3. Lønkurven og teorierne

Som nævnt kan lønkurven udledes under vidt forskellige institutionelle antagelser og er derfor et resultat af såvel fagforeningsmodeller som af »efficiency-wage« modeller. Arbejdsløsheden i disse teorier er ufrivillig set fra en arbejdsløs lønmodtager

Note 1 fortsat:

re indkomst, hvilket igen betyder højere efterspørgsel efter virksomhedens produkter. Dette betyder, at den partielle arbejdskraftefterspørgselskurve rykker mod nord-øst, hvilket muliggør en stigning i produktreal-lønnen. Den samlede effekt, i generel ligevægt, bliver altså et mindre fald i produktreal-lønnen for en given stigning i beskæftigelsen; derfor er priskurven *pp* fladere end den partielle efterspørgselskurve *dd*, hhv. i figur 1(a) og 1(b).

synsvinkel. Herudover har teorierne det afgørende tilfælde, at de alle som et vigtigt element i løndannelsen har en sammenhæng mellem (produkt-) realløn, W , og forventet alternativ indkomst, A . Alternativet til at være beskæftiget i den virksomhed eller industri, som betragtes, er enten et job andetsteds eller arbejdsløshed:

Lad sandsynligheden for arbejdsløshed være en strengt voksende funktion, φ , af ledighedsgraden, u ; lad ydermere den forventede løn ved alternativ beskæftigelse være W^e , og arbejdsløshedsunderstøttelsen være B . Løndannelsen kan så repræsenteres ved (1) og (2), hvor lønnen er en funktion af såvel den forventede alternative indkomst, som af andre variable symboliseret ved X .

$$W = f(A, X), \quad (1)$$

$$A = (1 - \varphi(u))W^e + \varphi(u)B. \quad (2)$$

Vælger vi tilpas simple funktionsformer kan (1) og (2) reduceres til:

$$W = (1 - \varphi(u))W^e + \varphi(u)B + f(X),$$

og i symmetrisk ligevægt med fuld forudseenhed, hvor alle betaler den samme løn, dvs. hvor $W^e = W$, fås så:

$$W = B + f(X)/\varphi(u). \quad (3)$$

Tager vi udgangspunkt i kompensationsgraden $b = B/W$, frem for i dagpengeniveauet, kan (3) omskrives til:

$$W = f(X)/[\varphi(u)(1-b)]. \quad (4)$$

Relationerne (3) og (4) er lønkurver: Høj ledighed hører sammen med lav løn og vice versa. Skal modellen lukkes, skal (3) eller (4) kombineres med en relation, der bestemmer beskæftigelsesgraden som funktion af produktreallonnen. Men til vores formål er lønkurven tilstrækkelig. Relation (3) siger, at lønnen er lig med understøttelsen plus et tillæg, som er en funktion af variableerne i X og ledighedsgraden. Så lønnen kan ikke (i statiske modeller) være lavere end understøttelsen; hvor meget lønnen er over B , afhænger af X i forhold til ledigheden. Variableerne i X kan være konkurrenceforholdene på output-markedet, kapitalintensiteten, informationsstrukturerne, fagforeningernes styrke, karakteristika ved arbejdsstyrken, osv.

Såvel fagforeningsmodeller som efficiency-wage modeller kan lede frem til (1). Er grundlaget en fagforeningsmodel, er A lønmodtagernes trusselspunkt i lønforhandlin-

gerne, mens variablerne i X bestemmer, hvor højt lønnen presses op over A . Jo lavere arbejdsløsheden er, jo højere er den forventede alternative indkomst A , jo større er truslen, og jo højere bliver den aftalte løn.

Er grundlaget for (1) en efficiency-wage model, så er A det absolut laveste, virksomheden kan betale og stadig holde på lønmodtageren og få vedkommende til at arbejde optimalt. Og $W-A$ er lønmodtagerens forventede tab i tilfælde af fyring. Variablerne i X bestemmer så, hvor meget højere end A virksomheden skal sætte lønnen for at få lønmodtageren til at arbejde optimalt. Så igen, jo lavere arbejdsløsheden er, jo mindre er en beskæftiget lønmodtagers tab ved at blive fyret; jo større er derfor tilskyndelsen til at reducere arbejdsindsatsen, og jo højere en løn er virksomheden nødt til at betale for netop at få lønmodtageren til at arbejde optimalt.

4. Empirisk analyse

Strategi

Strategien er at estimere en lønkurve som angivet i relationen (3) og (4). I denne omgang vil vi blot estimere lønkurver for alle almindelige lønmodtagere under ét samt for nogle bredt definerede uddannelsesgrupper. Vi vil alene estimere på cross-section data for et enkelt år – 1994 – og kan derfor af gode grunde ikke sige, om den fundne sammenhæng mellem ledighed og lønniveau er stabil over tid. Det er endvidere klart, at estimationsresultaterne nedenfor alene kan betragtes som et første forsøg på at identificere danske lønkurver, når datagrundlaget kun er et enkelt år. Se evt. Card (1995) for en generel og god gennemgang af problemerne med at estimere lønkurver.

Vi vil estimere følgende log-lineære form:

$$\ln W = \alpha_0 - \alpha_1 \ln u + \alpha_2 \ln X \quad (5)$$

Relation (5) kan udledes ved at tage logaritmen til enten (3) eller (4). Er udgangspunktet (3) fås relation (5) ved at antage, at alle har samme dagpengeniveau.² Er udgangspunktet i stedet lønkurven, som den er repræsenteret i (4), fås relation (5) under den antagelse, at kompensationsgraden er ens fordelt i alle amter. I så fald er det nemlig lige meget, om man har $\ln(1-b)$ med på højre side eller ej, da vore ledighedstal er amternes ledighed. Bemærk, at dagpengene alene påvirker lønniveauet og ikke elasticiteten (α_1).³

2. Mere end 90 pct. af lønmodtagerne på DA-området havde i 1994 så høj en løn, at de var berettiget til højeste dagpengesats i tilfælde af arbejdsløshed (hvis de var forsikrede), jf. Dansk Arbejdsgiverforening (1995). Når (næsten) alle således får højeste dagpengesats, og vi kun kigger på et år, ændrer B sig ikke fra observation til observation, og B kan derfor antages at indgå i konstantledet.

3. Ses umiddelbart, når (5) udledes af (4).

Vores hypotese er, at der til hvert delmarked, dvs. for hver arbejdskraftskategori, defineret ud fra geografi, branche, uddannelse, erfaring, osv., svarer en priskurve (efterspørgselskurve), men at lønkurven er den samme, når vi holder arbejdskraftskategorien fast og varierer arbejdsstedet. Cross-section variationen (den geografiske) identificerer således en lønkurve. Ved at introducere dummies for de forskellige arbejdskraftskategorier tillader vi, at lønkurverne for de forskellige kategorier af arbejdskraft har hvert sit niveau, men samme elasticitet. For nogle overordnede uddannelsesniveauer tester vi, om elasticiteterne faktisk er de samme.

Mange af de variable man traditionelt vil medtage på højresiden, udover ledigheden, antager vi har givet sig udslag i placeringen af kurverne, dvs. i konstantledet. Så de eneste X -variable, vi inkluderer, er dummies for individuelle karakteristika ved arbejdskraften.

Data

Datagrundlaget er individdata fra DA's StrukturStatistik 1994, der indeholder oplysninger om hver enkelt lønmodtagers timefortjeneste i året 1994. Data leveres til Danmarks Statistik og indgår således også i Danmarks Statistiks strukturstatistik.

I estimationerne her indgår kun såkaldte almindelige lønmodtagere, dvs. at elever, unge, ledere samt medarbejdere med særligt ansvar ikke indgår. Det anvendte lønbegreb er fortjeneste ekskl. genetillæg pr. præsteret arbejdstime, der er det bedste lønbegreb til at sammenligne lønnen for sammenligneligt arbejde. Det skyldes, at alle lønde dele som f.eks. pension samt løn under ferie og sygefravær er talt med. Genetillæg er udeladt, da arbejde med »gener« (f.eks. særligt smudsigt arbejde) ikke er sammenligneligt med arbejde uden gener.

Et væsentligt kritikpunkt i Card (1995) er, at lønoplysningerne er for ringe i flere af de empiriske undersøgelser i Blanchflower og Oswald (1994). Ofte er der tale om årslønninger – ikke timelønninger. Cards pointe er, at der er en automatisk negativ sammenhæng mellem arbejdsløshed og årlig arbejdstid og dermed også mellem arbejdsløshed og årsløn. Lønoplysningerne i DA's lønstatistik er i den forbindelse af meget god kvalitet, idet lønnen måles pr. *præsteret* time.

Vi har, jf. appendiks, medtaget følgende » X -variable« i estimationerne: Erhvervs-erfaring (alder fratrukket alder ved afslutning af uddannelse), kvadratet på erhvervs-erfaring, køn (dummy), hovedstad (dummy), uddannelsesniveau (5 dummies for 6 niveauer), arbejdsfunktion (6 dummies for 7 hovedarbejdsfunktioner) samt branche (13 dummies for 14 delbrancher). Personer med manglende værdi af en eller flere af disse variable er udeladt af estimationerne hvilket lader ca. 200.000 almindelige lønmodtagere tilbage.

Delarbejdsmarkederne er i estimationerne geografisk bestemt således, at hvert amt udgør et delarbejdsmarked – dog er Københavns kommune og Frederiksberg kommu-

ne behandlet som ét delarbejdsmarked. Amtenes arbejdsløshedsprocent er beregnet af Danmarks Statistik.

Resultater

Den første række i tabel 1 viser, at elasticiteten er estimeret til $-0,02$, svarende til, at en fordobling af amtets ledighed reducerer amtets lønniveau med 2 pct. Det kan umiddelbart afvises, at elasticiteten er $-0,1$, hvilket man typisk ikke kan i Blanchflower og Oswald (1994). Det fremgår samtidigt, at den regionale ledighed har signifikant betydning for lønniveauet, jf. t -værdien.

Men signifikansen af den regionale ledighed overvurderes ifølge Card (1995) i en mikroestimation af denne type. Forklaringen er, at lønmodtagere i samme amt kan have »noget« tilfælles, som er af betydning for lønniveauet, og som ikke kan henføres til deres X -variable eller den regionale ledighed. Denne uforklarede »samvariation« inden for amterne reducerer variansestimateret på estimatoren for parameteren til amternes ledighed. Lavere variansestimater giver højere t -værdi. Ifølge Card (1995) overvurderes t -teststørrelsen omtrent med en faktor 2. Derfor bliver konklusionen lidt forsigtig: Der er tilsyneladende en signifikant negativ sammenhæng mellem regional ledighed og regionalt lønniveau. Det kan mere klart konkluderes, at elasticiteten er signifikant forskellig fra $-0,1$.

Den negative sammenhæng mellem regional ledighed og lønniveau er som nævnt et ligevægtsfænomen. De fleste vil nok mene, at ledigheden med et landsgennemsnit på 12,1 pct. i 1994 var højere end sit ligevægtsniveau, dvs. at en del af ledigheden alene kunne henføres til de økonomiske konjunkturer. Det var desuden karakteristisk i 1994, at det økonomiske opsving var geografisk skævt fordelt, idet ledigheden faldt hurtigst i dele af Jylland. Det er derfor en mulighed, at disse jyske amter lå tættere på deres ligevægtsledighed end de øvrige amter. Endelig kan orlovsordninger og overgangsydelse have påvirket ledighedsudviklingen forskelligt i forskellige amter.

Alt i alt kan 1994 siges at være et særligt år. Der er derfor en risiko for, at estimatet for elasticiteten i første række af tabel 1 bliver skævt, uden at det på forhånd er til at sige i hvilken retning, det er skævt.

Det er karakteristisk, at nogle amter permanent har højere ledighed end andre. For eksempel havde Nordjyllands, Fyns, Vestsjællands og Storstrøms amter alle en ledighed over landsgennemsnittet i hele perioden 1980-94. Omvendt havde Frederiksborg, Roskilde og Københavns amter alle en ledighed under landsgennemsnittet i hele denne 15-årige periode. Dette mere end antyder, at f.eks. Nordjyllands amt har en højere ligevægtsledighed end f.eks. Roskilde amt.

Et meget enkelt forsøg på at måle forskellene i amternes ligevægtsledighed kunne være for hvert amt at regressere amtets ledighedsprocent som en lineær funktion af landets ledighedsprocent. Dette er gjort over den 15-årige periode 1980-94, og det vi-

Tabel 1. Estimerede elasticiteter.

Population	Antal observationer	Estimeret elasticitet	T-værdi
Faktisk ledighed			
Alle	200.716	-0,0212	-8,4
Beregnet ledighed			
Alle	200.716	-0,0360	-13,4
Faktisk ledighed			
Uddannelsesniveaue:			
Uden erhvervsudd.	78.955	-0,0185	-4,8
Erhvervsuddannelse	102.293	-0,0173	-5,0
Videregående udd.	19.468	-0,0254	-2,7

Note: Datagrundlaget indeholder af naturlige årsager kun oplysninger om beskæftigede lønmodtagere, og derfor er det ikke muligt at korrigere for et evt. »selv-selektions« problem.

ser sig f.eks., at ledighedsprocenten i Nordjyllands amt i denne periode gennemsnitligt har kunnet beregnes som landets ledighedsprocent multipliceret med 1,1 og tillagt 2,0 procentpoint. For 1994 kan således beregnes en ledighed på 15,4 pct. sammenlignet med den faktiske på 15,0 pct. Resultaterne for de øvrige amter er vist i Appendiks 2.

Disse beregnede ledighedsprocenter er ikke et mål for amternes ligevægtsledighed. Der er alene korrigeret for, at amterne kan være forskellige steder i et konjunkturforløb. Dvs. at der er korrigeret for, at det økonomiske opsving kom tidligst til Jylland. Der er ikke korrigeret for de generelle konjunkturer. Amternes ligevægtsledighed kan ikke beregnes med den skitserede metode uden kendskab til hele landets ligevægtsledighed. Og denne diskussion skal ikke tages her.

Forskellene amterne imellem for så vidt angår disse beregnede ledighedsprocenter vil altså ikke være påvirket af, at nogle amter i 1994 rent faktisk er nærmere deres ligevægtsledighed end andre amter. I den anden række i tabel 1 er amternes faktiske ledighed derfor erstattet af den beregnede ledighed – ellers er regressionerne identiske. Der er nu mindre risiko for, at estimatet er skævt. Men resultatet skal naturligvis fortsat tages med det forbehold, at datagrundlaget kun er et enkelt år. Det fremgår, at elasticiteten bliver numerisk større (fra -0,0212 til -0,0360).

I den nederste del af tabel 1 er der estimeret en lønkurve for hver af 3 forskellige uddannelsesniveauer. Det er (igen) amternes faktiske ledighed for alle uddannelsesniveauer under et, der indgår som forklarende variabel. Det ville være mere relevant at anvende den amtsvise arbejdsløshedsprocent for hvert uddannelsesniveau for sig. Men disse procenter er ikke beregnet af Danmarks Statistik, og vi har ikke gjort forsøg på selv at danne dem. Et forsøg på at anvende A-kassernes ledighedsprocenter vil være for upræcist. Så hellere anvende den aggregerede ledighed og erkende, at vi i mangel af bedre blot undersøger betydningen af den aggregerede ledighed. Hvis forholdet

Tabel 2. Betydningen af uddannelse. Koefficienterne til uddannelsesdummyerne i estimationen med faktisk ledighed.

Dummy for:		Parameter estimat	t-værdi
EFG-basis, specialarb. mv.	(+2 år)	0,037	23,96
Erhvervsuddannelse	(+4 år)	0,073	54,83
Kort videregående udd.	(+6 år)	0,144	52,64
Mellemlang videregående udd.	(+7 år)	0,225	69,25
Lang videregående	(+8 år)	0,295	66,61

Note: Ingen dummy svarer til gruppen »ikke-erhvervsrettet uddannelse«, dvs. ingen kompetencegivende eller erhvervsrettet uddannelse. Tallene i parentes er antallet af års uddannelse (numerisk) udover grundskolen.

Kilde: Se Appendiks 1.

mellem uddannelsesniveaernes ledighedsprocenter er nogenlunde ensartet i alle amter – hvilket synes plausibelt – vil de interessante elasticiteter desuden med rimelighed kunne estimeres med den anvendte metode.

Det fremgår af tabel 1, at lønkurverne for de tre uddannelseskategorier har nogenlunde samme hældning. Det er dog tvivlsomt, om sammenhængen mellem amternes ledigheds- og lønniveau er signifikant for de videregående uddannelser, jf. kritikken fra Card (1995) nævnt ovenfor. Ved anvendelse af den beregnede ledighed som forklarende variabel bliver elasticiteterne igen numerisk større og mere signifikante.

Uddannelsesniveau og lønkurvens placering

I estimationen, hvor vi brugte faktisk ledighed, var inkluderet en række dummier jf. Appendiks 1. For mange af dummyerne er det ikke oplagt, hvad man skal forvente, dvs. hvilket fortegn og størrelse koefficienten til dummyen må forventes af have. Med hensyn til uddannelsesniveau vil man dog klart forvente, at høj løn følger højt uddannelsesniveau for fastholdt ledighed. Det er også resultatet, endda meget klart. En positiv dummy parallelforskyder lønkurven opefter, og som det fremgår af tabel 2, er lønkurverne ordnet som forventet: jo højere uddannelse, jo højere løn kan man opnå for et givet ledighedsniveau.

Tabel 2 læses som følger: I sammenligning med en person uden kompetencegivende eller erhvervsrettet uddannelse, tjener en person med kort videregående uddannelse 14 pct. mere, og en person med lang videregående uddannelse tjener 30 pct. mere, når der er kontrolleret for betydningen af en lang række andre faktorer så som erfaring, arbejdsfunktion, køn, osv.

Uddannelsesdummyerne kan også betragtes som human capital estimationer. Det skal i den sammenhæng bemærkes, at vore resultater afviger noget fra resultaterne i Asplund m.fl. (1996), som baserer sig på tal for det samlede danske arbejdsmarked.

Asplund m.fl. (1996) finder et relativt lille afkast af erhvervsuddannelse (2 pct.), men til gengæld et relativt højere afkast af akademisk uddannelse (48 pct.). Til gengæld bekræfter vores resultat, jf. tabel 2, at det marginale afkast af uddannelse er stigende i Danmark, og ikke konstant, som nærmest er tilfældet i Norge og Sverige, se igen Asplund m.fl. (1996).

5. Påvirkes ledigheden (alligevel) ikke af arbejdsmarkedets indretning?

En af hovedkonklusionerne fra Blanchflower og Oswalds (1994) bog er, at det typisk ikke kan afvises, at lønelasticiteten m.h.t. ledighed er $-0,1$, lige meget hvor i verden, hvilke faggrupper, eller hvilke regioner man betragter. En konklusion som selvfølgelig ikke ændres, fordi vi for ét land og for ét år har fået noget andet.

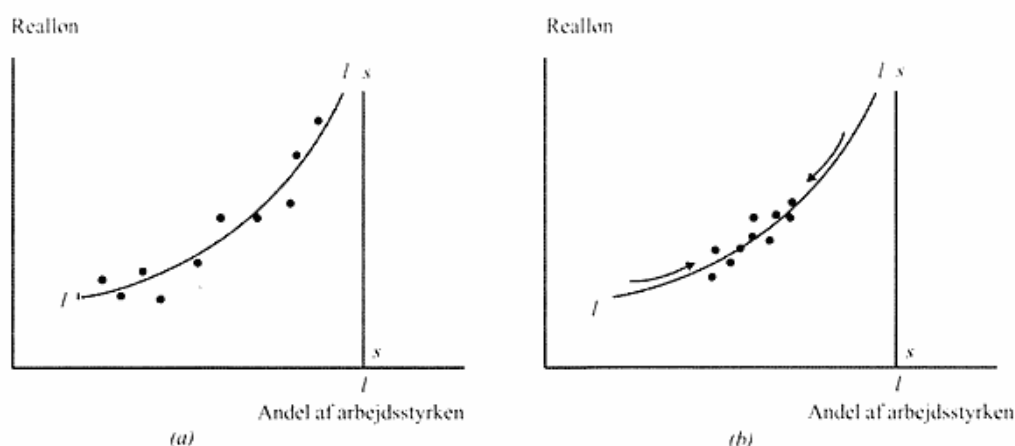
Blanchflower og Oswalds bog rejser stadig følgende spørgsmål. Er arbejdsmarkedets indretning uden betydning for ledigheden? Et bekræftende svar på dette spørgsmål ville unægtelig vende op og ned på de sidste 10-15 års økonomiske arbejdsmarkedsforskning. Nu er svaret imidlertid ikke bekræftende; alligevel udfordrer Blanchflower og Oswalds empiriske resultater centrale konklusioner fra den nyere arbejdsmarkedsteori.

Sagen er, at når nu landene har forskellige institutioner, f.eks. dagpengesystemer, så forventer vi – med arbejdsmarkedsteorien i baghovedet – at de også har forskellige lønkurver. Ifølge teorien afspejler lønkurvens form og beliggenhed arbejdsmarkedets indretning. Lønkurven er således nødt til at variere med denne indretning, hvis ledigheden skal variere med arbejdsmarkedets indretning.

Her er det imidlertid vigtigt at slå fast, at teorierne typisk ikke peger på en sammenhæng mellem dagpengenes kompensationsgrad og *hældningen* på lønkurven givet ved dens elasticitet. Teorierne peger derimod på en sammenhæng mellem kompensationsgraden og lønkurvens niveaumæssige placering: Er kompensationsgraden høj (lav), forventes lønkurven ligeledes at ligge højt (lavt), mens elasticiteten forventes at være upåvirket af kompensationsgraden, som illustreret ved relation (4). Så Blanchflower og Oswalds arbejde ændrer ikke ved den gængse opfattelse af dagpengeniveauets betydning for ledigheden.

Imidlertid peger den nye arbejdsmarkedsteori på andre institutioner, som faktisk forventes at påvirke netop lønkurvens elasticitet. Det er bl.a. institutioner, som påvirker søgeadfærden, f.eks. dagpengeperiodens længde. En kort dagpengeperiode forventes at give en stejl lønkurve (dvs. en høj lønelasticitet m.h.t. ledighed). Hertil vil vi knytte tre kommentarer.

For det første er Blanchflower og Oswalds resultat ikke, at lønelasticiteterne er $-0,1$ overalt, men at det ikke kan afvises, at de er det. Elasticiteterne kan meget vel være forskellige, også for andre lande end Danmark, og variere med det institutionelle set-



Figur 2. Konsekvensen af øget mobilitet som følge af en nedsættelse af dagpengeperioden. Lokalisering af de forskellige observationer før (a) og efter (b) dagpengeperioden sættes ned.

up. Det er blot endnu ikke lykkedes/forsøgt at identificere denne variation i et Blanchflower-Oswald set-up.

Den anden bemærkning tager udgangspunkt i, at der faktisk er mange empiriske undersøgelser, som finder den forventede sammenhæng mellem ledighed og f.eks. dagpengeperiodens længde (f.eks. Jackman (1990), Layard, Nickel og Jackman (1991), o.a.). Dette ser umiddelbart ud til at modsige Blanchflower og Oswald (1994). Men det er ikke nødvendigvis tilfældet: Hvis f.eks. en forkortelse af dagpengeperioden påvirker folks søgeadfærd på den måde, at de begynder at søge på nye delmarkeder frem for at søge mere aktivt på de delmarkeder, hvor de hidtil har søgt, så vil en forkortelse af dagpengeperioden betyde, at det effektive arbejdsudbud stiger på alle delarbejdsmarkeder. Og på det enkelte delarbejdsmarked stiger det effektive arbejdsudbud til ethvert ledighedsniveau, hvorfor lønkurverne parallelforskydes nedefter frem for at »dreje«. Denne forklaring er i overensstemmelse med både Blanchflower og Oswalds resultat og de undersøgelser, som på aggregeret plan finder en sammenhæng mellem dagpengeperiode og ledighed, f.eks. Layard, Nickell, og Jackman (1991). Men det er en ny forklaring, som fokuserer på dagpengeperiodens betydning for allokering af det effektive arbejdsudbud mellem delarbejdsmarkeder i stedet for på periodens betydning for lønfølsomheden på det enkelte delmarked. Vi mangler faktisk en god teori, som modellerer dette fænomen.

Den sidste bemærkning går på arbejdsmarkedsinstitutionernes betydning for, hvor tilpasningsdygtig økonomien er over konjunkturerne. Antag et øjeblik, at alle lønkurver er helt ens, ikke blot samme elasticitet, men også samme niveau. Så kan der stadig tænkes at være en positiv effekt af f.eks. en kort dagpengeperiode. Hvis en forkortelse

af dagpengeperioden betyder øget mobilitet mellem delarbejdsmarkederne, vil vi forvente, at ledigheden udjævnes mellem de respektive lokaliteter, og det samme gør løningerne (se figur 2). Hældningen påvirkes ikke, men udjævningen vil betyde færre problemer med »flaskehalse«. Dermed får man en mere tilpasningsdygtig økonomi, hvor opsving ikke så nemt kvæles i fødslen. Er der blot de mindste problemer med hysteresis i ledigheden, vil dette tendere til at give lavere ledighed på langt sigt.

Øget mobilitet mellem delarbejdsmarkeder gør ikke nødvendigvis lønkurven mere elastisk, og alligevel kan det altså tænkes at reducere ledigheden på langt sigt. En kort dagpengeperiode kan som nævnt tænkes at øge mobiliteten mellem delarbejdsmarkederne og således også ad den vej reducere ledigheden, uden at det viser sig ved en mere elastisk lønkurve.

6. Konklusion

Elasticiteten af løn med hensyn til lokal ledighed var i 1994 ca. $-0,02$. Estimation for et enkelt år er selvfølgelig kun et foreløbigt skøn, og det er da også muligt at elasticiteten er højere (numerisk). Hvis man f.eks. korrigerer for, at amterne er i lidt forskellige faser af konjunkturforløbet i et givet år, får man en elasticitet på $-0,04$. Men stadig, lønkurven er en ligevægtssammenhæng, og vi er nødt til at inddrage flere år i analysen for mere præcist at kunne fastslå, hvor elastisk den eller de danske lønkurver er. De foreløbige studier, vi her har præsenteret, tyder dog på, at elasticiteten er lavere end de $-0,1$, som ikke kan afvises at være elasticiteten af lønkurver i mange OECD-lande.

Hvorvidt denne »magiske« elasticitet på $-0,1$ er udtryk for, at den institutionelle indretning af arbejdsmarkedet ingen rolle spiller for elasticiteten af lønkurven, eller om det skyldes, at det endnu ikke er lykkedes at isolere effekten af det institutionelle setup, kan vi ikke svare på endnu. Dog peger den lave danske lønfleksibilitet, vi her har fundet, på, at institutioner har betydning.

Appendiks 1: Estimationsresultater*Responsvariabel:* Logaritmen til timefortjenesten (øre pr. time).

Variabel	Parameter estimat	t-værdi
Konstant	9,201263	1406,591
Log til faktisk amtsledighed	-0,021213	-8,401
Erfaring (i år)	0,009603	70,870
Erfaring*Erfaring	-0,000182	-50,540
Mand (dummy)	0,079426	61,565
Hovedstad (dummy)	0,085705	74,176
Uddannelse (dummy):		
Ikke-erhvervsrettet udd.	0,036548	23,964
Erhvervsuddannelse	0,072700	54,833
Kort videregående udd.	0,143533	52,636
Mellemlang videregående udd.	0,224775	69,245
Lang videregående	0,294958	66,612
Arbejdsfunktion (dummy):		
Højt kvalifikationsniveau	0,329680	94,721
Mellemhøjt kvalifikationsniv.	0,217174	102,039
Kontorarbejde	0,057672	23,583
Salgs- og servicearbejde	0,025228	8,898
Håndværkspræget arbejde	0,090583	54,288
Proces- og maskinoperatorarb.	0,019667	12,658
Andet arbejde		
Branche (dummy):		
Nærings- og nydelsesmiddel	-0,004046	-1,904
Tekstil- og beklædning	-0,054356	-15,578
Træ- og papir	0,025330	9,614
Grøfisk	0,156164	53,808
Kemisk-, gummi- og plast	0,012863	5,315
Jern og metal	0,011420	5,442
Maskin- og elektronik	-0,008361	-5,077
Transportmiddel	0,072897	27,426
Bygge- og anlæg	0,030291	17,630
Engroshandel	-0,000763	-0,339
Detailhandel	-0,086958	-32,295
Hotel- og restauration	-0,087283	-19,258
Transport	0,111646	42,865
Øvrige brancher		

R-square 0,3710

Appendiks 2: Beregnet ledighed*Responsvariabel:* Amtets faktiske ledighedsprocent 1980-94.*Forklarende variabel:* Danmarks faktiske ledighedsprocent 1980-94.

Amt	Estimeret skæring	Estimeret hældning	Faktisk ledighed 1994; pct.	Beregnet ledighed 1994; pct.
Kbh. og Frdb. komm.	-2,00	1,44	16,4	15,5
Københavns Amt	-4,38	1,16	10,5	9,7
Frederiksborg Amt	-2,85	0,99	9,7	9,2
Roskilde Amt	-3,57	1,07	9,7	9,3
Vestsjællands Amt	1,51	0,97	13,0	13,2
Storstrøms Amt	0,95	1,08	14,1	14,0
Bornholms Amt	-1,64	1,18	13,1	12,6
Fyns Amt	2,61	0,92	14,0	13,7
Sønderjyllands Amt	1,98	0,79	10,7	11,6
Ribe Amt	4,08	0,56	9,8	10,8
Vejle Amt	1,25	0,86	11,2	11,7
Ringkøbing Amt	1,80	0,63	8,7	9,5
Århus Amt	1,44	0,94	12,8	12,8
Viborg Amt	2,91	0,63	9,5	10,5
Nordjyllands Amt	2,02	1,11	15,0	15,4
Danmark			12,1	

Beregnet ledighed. Eksempel – Nordjyllands Amt: 2.0 pct. + 1,1*12,1 pct. = 15,4 pct.

Litteratur

- Asplund, R. m.fl. 1996. Wage distribution across individuals. I E. Wadensjö, red., *The Nordic Labour Market in the 1990*, Amsterdam.
- Blanchflower, D.G. og A.J. Oswald. 1994. Estimating a wage curve for Britain. *Economic Journal* 104: 1025-1043.
- Blanchflower, D.G. og A.J. Oswald. 1994. *The Wage Curve*. London.
- Card, D. 1995. The wage curve: A review. *Journal of Economic Literature* 33: 285-99.
- Dansk Arbejdsgiverforening. 1995. *Struktur-Statistik 1994*. København.
- Greenwald, B. og J.E. Stiglitz. 1993. New and old keynesians. *Journal of Economic Perspectives* 7: 23-44.
- Jackman, R. 1990. Wage formation in the Nordic Countries. Viewed from an international perspective: I L. Calmfors, red., *Wage Formation and Macroeconomic Policy in the Nordic Countries*. Oxford.
- Layard, R. og S. Nickell. 1986. Unemployment in Britain. *Economica* 53: 121-170.
- Layard, R., S. Nickell og R. Jackman. 1991. *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford.
- Pedersen, P. og N. Smith. 1995. Taxed and non-taxed labour supply: Wages, taxes, and costs of work. I Gunnar Viby Mogensén, red., *Work Incentives in the Danish Welfare State*, Aarhus.
- Phelps, E. S. 1994. *Structural Slumps: The Modern Equilibrium Theory of Unemployment, Interest, and Assets*, Cambridge, MA.
- Shapiro, C. og J. Stiglitz. 1984. Equilibrium Unemployment as a worker discipline device. *American Economic Review* 74: 433-444.