

**Dokumentation for  
analyser af erhvervsstruktur  
og produktivitetsvækst**

**Svend Jespersen**

**Arbejdsrapport 2003:1**

---

Sekretariatet udgiver arbejdsrapporter, hvori der redegøres for tekniske, metodemæssige og/eller beregningsmæssige resultater. Emnerne vil typisk være knyttet til dele af formandskabets redegørelser. Sekretariatet har ansvaret for arbejdsrapporterne.

Peder Andersen  
Sekretariatschef

ISSN 0907-2977 (Arbejdsrapport - Det Økonomiske Råds Sekretariat)  
Tidligere udgivne arbejdsrapporter: se sidste side.

Fås ved henvendelse til:

Det Økonomiske Råd  
Sekretariatet  
Adelgade 13, 5.  
1304 København K

Tlf.: 33 13 51 28

Fax: 33 32 90 29

E-post: [dors@dors.dk](mailto:dors@dors.dk)

Hjemmeside: [www.dors.dk](http://www.dors.dk)

Signaturforklaring:

- Oplysning kan ikke foreligge/foreligger ikke.

Som følge af afrundinger kan summen af tallene i tabellerne afvige fra totalen.

# **Analyses of industrial structure and productivity growth**

Svend Jespersen  
Arbejdsrapport 2003:1

## **Abstract:**

The working paper describes the method used in *Danish Economy, Spring 2003* to analyse the effect of regional economic specialisation on regional productivity growth. The analyses of the paper test whether regional economic specialisation or diversification leads to positive externalities between firms, so-called Marshall-Arrow-Romer or Jacobs externalities. Externalities are identified by regressing wages in regions and sectors on indicators of industrial structure in the regions. Controls for the educational composition and the experience level of the labour force, the level of economic activity, physical capital inputs, level of competition and many other determinants of regional and sectoral wages are included. The novel feature of the analyses is that individual workers' wages are corrected for workers' individual human capital, which allows for an improved identification of the effect of externalities on wages.

The main findings of the paper is that neither regional specialisation nor regional diversification appear to affect wages. Education, however, appears to give rise to significant externalities.

**Keywords:** Externalities, knowledge spillovers, productivity growth

**JEL:** O3, O4,R11

## Indholdsfortegnelse

1. Indledning.....	1
2. Formulering af hypoteserne.....	3
3. Human kapital lønfunktion.....	7
3.1 Data til human kapital lønfunktion.....	7
3.2 Estimation af lønfunktionen.....	9
4. Estimation af forklarende faktorer bag regional og branchemæssig vækst.....	12
5. Resultater.....	21
Appendix.....	24
Litteraturliste.....	27

# Dokumentation for analyser af erhvervsstruktur og produktivitetsvækst

## 1. Indledning

Det fremføres fra tid til anden, at det offentlige kan fremme innovation og øge den økonomiske vækst ved at påvirke erhvervsstrukturen. Det principielle argument for, at det offentlige bør forsøge at påvirke erhvervsstrukturen, tager udgangspunkt i, at uden offentlig regulering vil vigtige eksternaliteter i form af videnspredning mellem virksomheder ikke udnyttes hensigtsmæssigt af virksomheder, der agerer ud fra egne økonomiske interesser. Hvis erhvervsstrukturen har stor betydning for videnspredningen mellem virksomheder, er der grundlag for offentlig påvirkning af erhvervsstrukturen.

Økonomen Michael Porter (jf. bl.a. Porter (1990)) er en af de bedst kendte forskere med det synspunkt, at virksomheder inden for samme branche har særligt gode forudsætninger for at udnytte den viden, der cirkulerer mellem virksomheder som følge af f.eks. medarbejders jobskift, og at erhvervspolitikken derfor skal tilgodese klyngedannelse.<sup>1</sup> Denne tankegang afspejles til en vis grad i den nuværende erhvervspolitik, hvor der er fokus på identifikation af "kompetenceklynger", dvs. virksomhedsklynger med høj økonomisk performance, jf. Erhvervs- og Boligstyrelsen (2002).

Et alternativt synspunkt er, at erhvervsmæssig mangfoldighed gavner den økonomiske vækst, jf. Jacobs (1968). Hypotesen er, at en mangfoldighed af brancher i et lokalområde medfører, at forskellige ideer kan kombineres i stor udstrækning, hvilket danner grundlag for meget frugtbare innovationsmiljøer.

En tredje faktor, der kan ventes at påvirke produktivitetsudviklingen i brancher og regioner, er konkurrence. Omfattende konkurrence kan indebære, at virksomhedernes profit er presset, hvilket gør det vanskeligt at rejse tilstrækkelig kapital til at foretage innovation. Omvendt kan omfattende konkurrence også betyde, at virksomhederne er nødt til at forny sig for at overleve. En mere

1)

En virksomhedsklynge er enten en høj koncentration af virksomheder inden for en branche eller en høj koncentration af virksomheder, der er snævert forbundne i leverandør-aftager forhold.

detaljeret gennemgang af forskellige overvejelser om betydningen af konkurrence for produktivitetsvæksten findes i Nickell (1995).

Der er både argumenter for, at erhvervsstrukturen påvirker produktivitetens niveau, og for at erhvervsstrukturen påvirker produktivitetsvæksten. Førstnævnte argumenter tager udgangspunkt i såkaldte "statiske eksternaliteter". Det kan f.eks. være, at sammenklumpning af detailhandel på små geografiske områder mindsker kundernes søgeomkostninger. Sidstnævnte argumenter tager udgangspunkt i såkaldte "dynamiske eksternaliteter". Porters og Jacobs argumenter ovenfor er eksempler på sådanne dynamiske eksternaliteter.

Analyserne i *Dansk Økonomi, forår 2003* fokuserer på udviklingen i arbejdskraftproduktiviteten i regioner og brancher. Denne påvirkes også af andre forhold end erhvervsstrukturen. En central nyskabelse i analyserne i *Dansk Økonomi, forår 2003* er, at der tages højde for, hvad individers uddannelse og erfaring betyder for deres produktivitet. Denne korrektion for individuelle produktivitetsdeterminanter skulle gøre det muligt at opnå bedre skøn for, hvad regions- og branchespecifikke forhold betyder for produktivitetsvæksten. Det er også sandsynligt, at brancher og regioner med et højt generelt uddannelsesniveau i udgangssituationen oplever højere vækst, f.eks. fordi disse regioner og brancher er bedre til at forske og udvikle nye produkter. Andre klassiske produktivitetsdeterminanter er indsatsen af kapital og arbejdskraft, så ændringen i disse faktorer må også ventes at have betydning for produktivitetens udvikling. En høj produktivitetsvækst i en region og branche kan også skyldes vækst i værdien af de produkter, branchen og regionen sælger. Alle disse forhold tages der højde for i de efterfølgende analyser.

I den internationale empiriske litteratur om betydningen af erhvervsstrukturen for økonomisk vækst findes ikke stærkt belæg for, at klyngebildelse medfører øget vækst. En af de første undersøgelser af problemstillingen, Glaeser mfl. (1992), finder i en undersøgelse af beskæftigelsesvæksten i de seks største brancher i 170 regioner i USA, at regional specialisering i en branche ikke har nogen betydning for beskæftigelsesvæksten. Resultaterne peger snarere på, at erhvervsmæssig mangfoldighed i en region øger beskæftigelsesvæksten. Senere undersøgelser giver dog et mere nuanceret indtryk af erhvervsstrukturens betydning for den økonomiske vækst. Henderson mfl. (1995) fandt, at virksomheder inden for "traditionelle" brancher som f.eks. maskinindustrien foretrækker at lokalisere sig i regioner, der er specialiseret inden for deres branche, mens nye, højteknologiske

brancher foretrækker at lokalisere sig i erhvervsmæssigt diversificerede regioner. Denne skelnen mellem erhvervsstrukturens virkning på den økonomiske vækst i forskellige brancher var ikke indarbejdet i Glaeser mfl. (1992). Undersøgelser af Audretsch og Feldman (1999) tyder på, at erhvervsmæssig diversitet er vigtig med hensyn til at skabe innovation i amerikanske regioner, mens specialisering er mindre vigtig i denne henseende. På hollandske data fandt van Stel og Nieuwhuisen (2002) lignende resultater: erhvervsmæssig diversitet har en statistisk signifikant betydning for den økonomiske vækst, særligt i servicesektoren. De fandt ikke nogen betydning af erhvervsmæssig specialisering, men fandt at en høj grad af konkurrence var gavnligt for den økonomiske vækst. Forni og Paba (2002) finder på italienske data, at diversitet bidrager positivt til den lokale beskæftigelsesvækst. Undersøgelser på spanske data finder ikke nogen effekt af diversitet på produktivitetsvæksten, men finder, at en høj grad af specialisering fører til øget produktivitetsvækst, jf. de Lucio mfl. (2002). Danske undersøgelser af Dilling-Hansen mfl. (2003) finder, at klyngedannelse, dvs. erhvervsmæssig specialisering, har haft en gavnlig effekt på produktivitetsniveauet, men at denne effekt er aftaget i de senere år.

Opsummerende kan det siges, at internationale undersøgelser ikke finder entydige tegn på, hvad erhvervsmæssig diversitet, specialisering og konkurrence betyder for niveauet af eller væksten i produktiviteten. Erhvervsstrukturen kan have forskellig betydning i forskellige brancher, og der kan være forskel på, hvordan erhvervsstrukturen spiller sammen med niveauet for og væksten i produktiviteten.

Et kendetegn ved de eksisterende undersøgelser er, at de ikke tager højde for individuelle kvalifikationers betydning for produktiviteten. Typisk inddrages sammensætningen af personers uddannelse og erhvervserfaring højst som gennemsnit i brancher og regioner, og det er tvivlsomt, om man opfanger hele betydningen af uddannelse og erhvervserfaring på denne måde.

## 2. Formulering af hypoteserne

I den danske og internationale litteratur om erhvervsstruktur og produktivitet afprøves flere hypoteser, bl.a. om

- sammenhængen mellem erhvervsstruktur og produktivitetsniveau,
- sammenhængen mellem erhvervsstruktur og produktivitetsvækst og

- sammenhængen mellem erhvervsstruktur og innovation.

I de efterfølgende analyser belyses sammenhængen mellem erhvervsstruktur og produktivitetsvækst. Selv når der fokuseres på denne sammenhæng, er der forskelle i tilgang, idet der anvendes forskellige indikatorer for produktivitetsvækst. I de efterfølgende analyser anvendes vækst i timelønnen som indikator for produktivitetsvækst. Alternativt kunne man have anvendt BNP som i de Lucio mfl. (2002) eller beskæftigelse som i Glaeser mfl. (1992).

Det teoretiske grundlag for den anvendte tilgang er ligevægtsbetingelsen for virksomhedernes anvendelse af arbejdskraft til produktion af en vare eller tjeneste:

$$W_{r,b} = P_{r,b} f'_{(r,b)l} \quad (1)$$

hvor  $W$  er den nominelle løn for en enhed arbejdskraft,  $P$  er prisen på den vare, der produceres med en ekstra enhed arbejdskraft og  $f'_l$  er den ekstra produktion, der fremkommer ved anvendelse af en ekstra enhed arbejdskraft. Observationsenheden kombinationer af regioner,  $r$ , og brancher,  $b$ . Notationen  $f'_{(r,b)l}$  angiver således, at produktionsfunktionen for en vare kan variere mellem brancher og regioner.

(1) kan omskrives som

$$\frac{W_{r,b}}{P} = \frac{P_{r,b}}{P} f'_{(r,b)l} \quad (2)$$

dvs. der deflateres med BVT-deflatoren for hele Danmark. Det ville være ideelt at deflatere lønnen med  $P_{r,b}$ , men der findes ikke oplysninger om  $P_{r,b}$ .

I praksis er lønnen ikke den samme for hver beskæftiget i en branche og region, og alle beskæftigede har næppe samme marginalprodukt. I tidligere studier af erhvervsstrukturens betydning anvendes den gennemsnitlige løn som indikator og i nogle tilfælde kontrolleres for det gennemsnitlige uddannelsesnivea i regionen og branchen, jf. f.eks. Glaeser mfl. (1992). Det er muligt at forholde sig til, om det er et problem ikke at tage højde for individuel uddannelse ved at omskrive (2), så



den individuelle løn fremstår som funktion af individspecifikke karakteristika og produktivitetsdeterminanter, der afhænger af særlige forhold ved regionen og branchen.

$$\ln \frac{W_i}{P} = \ln \frac{P_{r,b}}{P} + \ln f'_{(r,b)_i} + \ln f'_{i_i} \quad (3)$$

hvor det er antaget, at marginalproduktet er separabelt i individspecifikke- og regions-branchespecifikke variable.  $i$  angiver et individ. Ved at tage gennemsnit af højre- og venstresiden af (3) ses det, at man ved at antage rimelige funktionelle former for  $\ln f'_{i_i}$  kan få gennemsnittet af  $\ln f'_{i_i}$  til at være en funktion af det gennemsnitlige uddannelsesniveau.

Det potentielle problem er, at  $\ln f'_{i_i}$  sandsynligvis også afhænger af individuelle evner eller forudsætninger for at studere, som er korreleret med det individuelle uddannelsesvalg. Et første potentielt problem ved ikke at tage højde for det individuelle uddannelsesniveau er således, at betydningen af uddannelse overvurderes.

Potentielt mere alvorligt er det imidlertid, at fordi højere læreanstalter typisk er placeret i storbyer, som typisk er de mest erhvervsmæssigt diversificerede, jf. Duranton og Puga (1999), vil uddannelsesniveautet og dermed sandsynligvis også niveautet af evner være højere i diversificerede regioner. Der er således en risiko for at finde statistisk belæg for, at produktivitetsvæksten i en region er høj, fordi regionen er erhvervsmæssigt diversificeret, selvom den høje produktivitetsvækst skyldes, at befolkningen har en bedre evnesammensætning. Det kan selvfølgelig diskuteres, om man ved at inddrage det gennemsnitlige uddannelsesniveau renser ud for denne potentielle bias. Metoden i nærværende papir er valgt i et forsøg på at sikre, at den nævnte bias ikke kan opstå.

En tredje overvejelse er, at når man regresserer den gennemsnitlige løn på det gennemsnitlige uddannelsesniveau og indikatorer for den regionale erhvervsstruktur, vil koefficienten til uddannelse både opfange virkningen af individuel uddannelse på den individuelle humankapital og virkningen af humankapitaleksternaliteter. Hvis der blev rensset ud for betydningen af individers uddannelse for deres løn, ville det være muligt at fortolke virkningen af det gennemsnitlige

uddannelsesniveaue i en branche og en region som udtryk for virkningen af humankapitaleksternaliteter.

Formålet er at rense ud for de individspecifikke forhold for at få bedre skøn for betydningen af de regionale forhold. (3) kan omskrives således:

$$\Delta_t \left( \ln \frac{W_i}{P} - \ln f_{i_t} \right) = \Delta_t \ln \frac{P_{r,b}}{P} + \Delta_t \ln f_{(r,b)_t} \quad (4)$$

hvor  $\Delta_t$  angiver en ændring over tid. Til sidst erstattes venstresidesvariablen af et gennemsnit:

$$\Delta_t \left( 1/I_{r,b} \sum_{i \in (r,b)} \left( \ln \frac{W_i}{P} - \ln f_{i_t} \right) \right) = \Delta_t \ln \frac{P_{r,b}}{P} + \Delta_t \ln f_{(r,b)_t} \quad (4')$$

$I_{r,b}$  angiver det samlede antal lønmodtagere i en region-branche-kombination. Det er tvivlsomt, om de parameterestimater, der resulterer fra (4') svarer til de, der resulterer af at estimere (4) på individniveau. Andet empirisk arbejde i litteraturen anvender imidlertid formen (4'), hvorfor den også vil blive anvendt her.<sup>2</sup>

De hypoteser, der fokuseres på i kapitel V i *Dansk Økonomi, forår 2003*, er, hvorvidt regional erhvervsmæssig specialisering, diversitet og konkurrence påvirker produktivitetsvæksten i regionerne og brancherne. Det testes, hvorvidt indikatorer for specialisering, diversitet og konkurrence er signifikante i ligning (4).

(4) estimeres i to trin.

- Først beregnes venstresidesvariablen ved hjælp af en human kapital lønfunktion.
- Dernæst regresseres venstresidesvariablen på et sæt indikatorer for højresiden.

2)

Problemet består i, at gennemsnit i alle region-branche-kombinationer tillægges samme vægt i regressionen (4'), selvom nogle kombinationer af region og branche har flere beskæftigede.

### 3. Human kapital lønfunktion

Venstresiden beregnes ud fra følgende human kapital lønfunktion, hvor individfodtegnet  $i$  er udeladt:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{W}{P}\right) = & \text{konstant} + a_1 \text{alder} + a_2 \text{erfaring} + a_3 \text{erfaring}^2 + a_4 \text{faglært} + a_5 \text{kvu} + a_6 \text{mvu} \\ & + a_7 \text{lvu} + a_8 \text{faglært} * \text{erfaring} + a_9 \text{kvu} * \text{erfaring} + a_{10} \text{mvu} * \text{erfaring} + a_{11} \text{lvu} * \text{erfaring} + \\ & \text{kvinde} * (a_{12} \text{alder} + a_{13} \text{erfaring} + a_{14} \text{erfaring}^2 + a_{15} \text{faglært} + a_{16} \text{kvu} + a_{17} \text{mvu} + a_{18} \text{lvu} \\ & + a_{19} \text{faglært} * \text{erfaring} + a_{20} \text{kvu} * \text{erfaring} + a_{21} \text{mvu} * \text{erfaring} + a_{22} \text{lvu} * \text{erfaring}) \\ & + \text{restled} \end{aligned} \quad (5)$$

restleddet fra (5) bliver dermed venstresiden i (4). Der anvendes paneldata til estimation af (5), så observationsenheden er individer på et tidspunkt  $(i,t)$ . For at holde notationen simpel, er individ-tid-indikatoren ikke vist i ligning (5). Den funktionelle form af (5) minder om den, der anvendes af Christensen og Westergaard-Nielsen (2001).

(5) er estimeret ved hjælp af fixed-effekt-metoden. Dvs. alle variable i (5) er formuleret som afvigelser fra individuelle gennemsnit over tid. F.eks. er  $\ln(W_{i,t}/P_t)$  målt som  $\ln(W_{i,t}/P_t) - 1/T \sum_t \ln(W_{i,t}/P_t)$ . Indikatorerne for uddannelse vil dermed tage værdien 0, hvis et individs uddannelsesniveau er uændret over observationsperioden.

#### 3.1 Data til human kapital lønfunktionen

(5) estimeres på baggrund af et udtræk på 10 pct. af IDA-databasen fra perioden 1991-2000. Kun lønmodtagere indgår i analyserne, og den anvendte lønvariabel er timelønnen før skat.

Det anvendte indkomstbegreb er timelønnen før skat.<sup>3</sup> Anvendelsen af timelønnen som indikator for værdien af den marginale produktivitet har det problem, at den er beregnet ud fra arbejdstidsoplysninger fra ATP, der er ret usikre.

Ud over, at der fokuseres på lønmodtagere, ses der kun på beskæftigede lønmodtagere, for hvilke der er oplyst arbejdstid. Der ses bort fra lønmodtagere under 18 år, og lønobservationer af en lav kvalitet slettes.<sup>4</sup>

Erhvervserfaring opgøres som antal års erfaring og er opgjort på baggrund af oplysninger fra ATP, der går tilbage til 1964. I beregningen af erhvervserfaringen er der taget højde for ledighedsperioder.

Uddannelsesoplysninger er baseret på personers højeste fuldførte erhvervsuddannelse, dvs. eventuelt igangværende uddannelse inddrages ikke i beregningerne. Der skelnes mellem fem kategorier af uddannelse: ufaglært, faglært, kort videregående uddannelse, mellemlang videregående uddannelse og lang videregående uddannelse. Kategorierne er defineret med udgangspunkt i Danmarks Statistiks uddannelseskode: faglært (35.000.000-36.000.000), kort videregående uddannelse (40.000.000-41.000.000), mellemlang videregående uddannelse (50.000.000-51.000.000) og lang videregående uddannelse (60.000.000-71.000.000). Resten samles i kategorien ufaglært.

3)

Det kan diskuteres, om indkomst fra personligt ejede virksomheder skal indgå i indkomstbegrebet, som i analysegrundlaget for Regeringens regionale vækststrategi 2003. Problemet er, at sammenhængen mellem dette indkomstbegreb og ejerens marginale produktivitet er usikker. Dels er ejerens arbejdstid og derfor også forholdet mellem indkomst og arbejdstid ukendt, dels er det sandsynligt, at skattemæssigt forhold spiller en rolle for den indkomst, der rapporteres, og derfor også den produktivitet, der måles i et givet år.

4)

Timelønsobservationer af lav kvalitet opfattes som havende en værdi af variablen TLONKVAL i IDA-databasen, der er større end 100.

*Tabel 1: Gennemsnit og standardafvigelse for centrale variable i lønregressionen*

	1991		1995		1999	
	Gns.	Std.afv.	Gns.	Std.afv.	Gns.	Std.afv.
Realløn	150.08	57.31	146.59	60.17	152.89	67.00
Andel ufaglærte	0.37	0.48	0.35	0.48	0.33	0.47
Andel faglærte	0.40	0.49	0.41	0.49	0.41	0.49
Andel KVVU	0.04	0.20	0.05	0.21	0.05	0.22
Andel MVU	0.13	0.33	0.13	0.34	0.14	0.34
Andel LVU	0.05	0.21	0.06	0.24	0.07	0.25
Erhvervserfaring	14.08	7.79	15.16	8.82	16.13	9.70

Anm.: Timelønnen er deflateret med BVT til 1995 niveau.

Kilde.: IDA-databasen.

Tabel 1 viser beskrivende statistik for de variable, der indgår. Bemærk, at disse er forskellige fra de afvigelser fra gennemsnit, der anvendes i regressionen (5). Det kan undre, at reallønnen ikke stiger fra 1991 til 1995. Faldet er dog en velkendt egenskab ved IDA-tallene.

### 3.2 Estimation af lønfunktionen

Der er en potentiel risiko for, at man ved at fokusere på løndeterminanterne for beskæftigede kan opnå skæve skøn, idet personer, der kun kan opnå en lav løn på arbejdsmarkedet måske fravælger arbejdsmarkedsdeltagelse til fordel for f.eks. hjemmearbejde. Vores vurdering er dog, at sådanne problemer er af ringe betydning i denne konkrete anvendelse. Det skyldes for det første, at fixed-effekt-metoden sandsynligvis korrigerer for de tidsinvariante karakteristika, der bestemmer, om en person er beskæftiget eller ej. For det andet undersøgte Christensen og Westergaard-Nielsen (2001), om der var sådanne selektionsproblemer i forbindelse med estimation af en human kapital lønfunktion for perioden 1981-1995, og fandt ikke tegn på, at dette var tilfældet.

Endvidere er det et potentielt problem, at uddannelsesvalget er endogent, dvs. kausaliteten går i en vis grad fra løn til uddannelse snarere end udelukkende fra uddannelse til løn. Formålet med lønregressionen er dog i dette tilfælde ikke så meget at vurdere betydningen af individers uddannelse for deres løn som at rense individuelle lønoplysninger for betydningen af individuelle forhold. Sagt på en anden måde: residualerne fra (5) må ventes at være forholdsvis retvisende for den del af lønnen, der ikke skyldes individuelle forhold, uanset om kausaliteten mellem løn og uddannelse går den ene eller anden vej.

Bemærk iøvrigt, at når der i regressionen (5) ikke kontrolleres for branchetilhørsforhold (f.eks. offentlig ansat) eller bopæl (f.eks. København vs. provins), skyldes det, at formålet med den senere estimation af (4) netop er at belyse vigtigheden af disse forhold. Påvirkningen fra branchemæssige og regionale forhold til det generelle lønniveau må ventes at være indeholdt i residualerne fra (5), hvis der ikke i denne ligning kontrolleres for disse forhold.

Tabel 2 viser resultaterne af estimation af (5). Den første søjle viser parameter-skøn for den nedtestede model, dvs. hvor insignifikante parametre er fjernet. Den anden søjle viser standardafvigelser for de udvalgte parametre. Den endelige model er fundet ved hjælp af en specifik-til-generel-procedure.

Parametrenes fortegn er nogenlunde som forventet: Der er positive afkast til erfaring og uddannelse, omend afkastet til videregående uddannelse kun bliver højere end afkastet til faglærte uddannelser i takt med, at der akkumuleres erfaring. Det er overraskende, at det umiddelbare afkast til faglærte uddannelser er højere end til videregående uddannelser.

Det bemærkes, at de negative koefficienter for uddannelse og erfaring interageret med en "kvinde"-dummy betyder, at kvinder har et lavere afkast til uddannelse end det generelle afkast. Det er uklart, om dette skyldes forskelle i, hvilke uddannelser der vælges af kvinder og mænd, diskrimination eller andre forhold.

Fortegnet på erhvervserfaringsparametrene viser det forventede faldende marginalafkast til erfaring for mænd. For kvinder er der snarere tegn på, at marginalafkastet til erfaring er stigende eller konstant.

*Tabel 2: Estimation af lønfunktionen*

<b>Parameter</b>	<b>Estimat</b>	<b>Std. afvigelse på estimat</b>
Konstant	4.10416E-17	0.00010648
Alder	0.00618	0.00019364
Erfaring	0.02625	0.00025105
Erfaring <sup>2</sup>	-0.00056858	3.7E-06
Faglært	0.36457	0.00153
Kvu	0.26856	0.00413
Mvu	0.33723	0.00341
Lvu	0.23550	0.00396
Erfaring*kvinde	0.00349	0.00039494
Erfaring <sup>2</sup> *kvinde	0.00032590	6.17E-06
Kvu*erfaring	0.00563	0.00024804
Mvu*erfaring	0.00481	0.00018089
Lvu*erfaring	0.01023	0.00021289
Faglært*erfaring*kvinde	-0.00189	0.00014113
Kvu*erfaring*kvinde	-0.00287	0.00037441
Mvu*erfaring*kvinde	-0.00258	0.00025065
Lvu*erfaring*kvinde	-0.00070478	0.00036618
Faglært*kvinde	-0.15486	0.00236
Kvu*kvinde	-0.04925	0.00614
Mvu*kvinde	-0.01672	0.00422
Lvu*kvinde	-0.01339	0.00615
Alder*kvinde	-0.01749	0.00028018

Kilde.: Egne beregninger

For at danne udtrykket på venstresiden af (4') tages der gennemsnit af residualerne fra (5) på regions- og brancheniveau for hvert år i observationsperioden. Der tages udgangspunkt i individers bopælsregion, når værdien af individuelle residualer skal henregnes til en region. Væksten i produktiviteten i en region og

branche beregnes derefter som forskellen mellem regionens gennemsnitlige residual i 1999 og 1993.

#### 4. Estimation af forklarende faktorer bag regional og branchemæssig vækst

På dette tidspunkt er det måske nyttigt at gense ligning (4'):

$$\Delta_t \left( \frac{1}{I_{r,b}} \sum_{i \in (r,b)} \left( \ln \frac{W_i}{P} - \ln f'_{i_t} \right) \right) = \Delta_t \ln \frac{P_{r,b}}{P} + \Delta_t \ln f'_{(r,b)_t} \quad (4')$$

Observationsenheden er regioner og brancher, hvor regionerne svarer til en opdeling af Danmark i 51 pendlingsoplande, jf. Andersen (2000), og brancherne svarer til en standard 53-branchegruppering. I forhold til brancheopdelingen er der dog foretaget de ændringer, at servicebranchen er opdelt i følgende erhverv: Advokatvirksomhed, revisions- og bogføringsvirksomhed, rådgivende ingeniører mv., reklame og markedsføring, rengøringsvirksomhed og anden forretningsservice. Opdelingen af branchen rådgivning og rengøring sker for at gøre de enkelte brancher mere homogene, idet det er tvivlsomt, om rengøringsvirksomhed har meget til fælles med rådgivningsvirksomhed. Desuden er medicinalbranchen udskilt fra den kemiske industri for at muliggøre særligt fokus på medicinalbranchen og elektronikbranchen. I appendix er det belyst, hvorvidt opdelingen på regioner har betydning for resultaterne. Der er ikke tegn på, at de kvalitative resultater ændres ved at anvend en opdeling af Danmark på 35 pendlingsoplande i stedet for på 51 pendlingsoplande.

Ændringen i arbejdskraftens marginale produktivitet,  $\Delta f'_{(r,b)_t}$ , påvirkes af en række forhold, og derfor inddrages en række variable i et forsøg på at kontrollere korrekt for alle disse forhold. De produktivitetsdeterminanter, der fokuseres på, er specialisering, diversitet og konkurrence i en branche og region. De anvendte indikatorer er følgende:



$$\text{Specialisering: } S_{r,b} = \frac{l_{r,b}/l_{r,ialt}}{l_{ialt,b}/l_{ialt,ialt}}$$

$$\text{Konkurrence: } C_{r,b} = \frac{n_{r,b}/l_{r,b}}{n_{ialt,b}/l_{ialt,b}}$$

$$\begin{aligned} \text{Diversitet: } D1_{r,b} &= -\sum_{j \neq b} \left( \frac{l_{r,j}}{l_{r,ialt}} \right)^2 \\ D2_r &= \frac{1}{\sum_b \left| \frac{l_{r,b}}{l_{r,ialt}} - \frac{l_{ialt,b}}{l_{ialt,ialt}} \right|} \\ D3_r &= -\sum_b \left( \frac{l_{r,b}}{l_{r,ialt}} \right) \ln \left( \frac{l_{r,b}}{l_{r,ialt}} \right) \end{aligned}$$

$l_{r,b}$  angiver antal lønmodtagere i region  $r$  og branche  $b$ , mens  $n_{r,b}$  angiver antal arbejdssteder i en region-branche kombination.

Indikatoren for specialisering svarer til den, der blev anvendt i Glaeser mfl. (1992), og som har været anvendt i meget efterfølgende empirisk arbejde om betydningen af specialisering for den regionale økonomiske udvikling for forskellige brancher. Ved at bruge denne indikator fås et indtryk af, hvor specialiseret arbejdskraften er. Alternativt kunne der tages udgangspunkt i et specialiseringsmål, der udtrykker koncentration af arbejdssteder, dvs. hvor stor en andel af regionens virksomheder, der tilhører en branche i forhold til andelen af virksomheder i branchen divideret med det samlede antal virksomheder på landsplan. Denne indikator anvendes af Dilling-Hansen mfl. (2003). De motiverer deres indikator ud fra, at en høj regional beskæftigelsesandel inden for en branche kan skyldes tilstedeværelsen af få, store virksomheder, som f.eks. Lego i Billund, hvilket ikke kan opfattes som en klynge. Udgangspunktet for analyserne i *Dansk Økonomi, forår 2003* er imidlertid, at viden spredes mellem personer, og at en højt regionalt specialiseret arbejdsstyrke derfor kan have stor betydning for produktivitetsvæksten, selvom der kun er få virksomheder i en branche i en region.

Indikatoren for omfanget af konkurrence følger også Glaeser mfl. (1992). Indikatoren er mest relevant, hvis regioner og brancher med mange små virksomheder også er mest konkurrenceprægede. Hyppigt anvendte indikatorer for konkurrence, såkaldte koncentrationsindeks, tager udgangspunkt i virksomhedernes markedsandele. Det har imidlertid ikke været muligt at få adgang til oplysninger om de enkelte arbejdssteders markedsandele og kan derfor ikke danne sådanne indeks. Koncentrationsindeks er dog heller ikke nødvendigvis retvisende for, hvor hård konkurrencen er i forskellige regioner og brancher, jf. Møllgaard (1998).

Den empiriske model forsøges estimeret med tre forskellige indikatorer for diversitet. Den første, *D1*, indikerer diversiteten helt ned på branche- og regionsniveau, men er ikke opgjort i forhold til diversiteten på landsplan. Denne indikator blev anvendt af Henderson mfl. (1995). Den anden indikator, *D2*, måler diversiteten i en region i forhold til diversiteten på landsplan. Denne indikator blev foreslået af Duranton og Puga (1999). Den tredje indikator, *D3*, er en hyppigt anvendt diversitetsindikator inden for biologien. Inden for biologien er der gjort et stort arbejde med at skabe indikatorer for biodiversitet, jf. f.eks. Weitzman (1992), og indholdet i økonomiske diversitetsbegreber har en del til fælles med indholdet i biologiske diversitetsbegreber, så det virker oplagt at forsøge at inddrage en indikator som *D3*.

Det bemærkes, at det ønskes at teste, om det initiale niveau af specialisering, konkurrence og diversitet har betydning for væksten, dvs. om disse forhold skaber eller påvirker dynamiske eksternaliteter. Dvs. at værdien af indikatorerne for specialisering, konkurrence og diversitet i 1993 indgår i (4'). Virksomheder, der afsætter en stor del af deres varer og tjenester i udlandet, er mindre påvirket af konkurrencen på hjemmemarkedet, og konkurrenceindikatorer, der tager udgangspunkt i hjemmemarkedet, kan ikke forventes at opfange betydningen af konkurrence for produktivitetsudviklingen. Derfor forsøges det at supplere konkurrenceindikatoren med en indikator for eksportandelen i 1993 i de enkelte brancher.

Teorier om afsmittende effekter fra human kapital taler for, at uddannelsessammensætningen i en branche og region kan have betydning for produktivitetsudviklingen. Indikatorer for andelen af faglærte og personer med videregående uddannelse i 1993 i kombinationerne af regioner og brancher inddrages for at

korrigere for effekten af den regionale uddannelsessammensætning på produktiviteten. Den gennemsnitlige erhvervserfaring i branchen og regionen inddrages også for at opfange en eventuel betydning heraf. Det kan også tænkes, at virksomheder, der ligger geografisk nær høje koncentrationer af højere læreanstalter og forskningsinstitutioner, drager fordel heraf i form af, at det f.eks. er let at deltage i forskningssamarbejde med institutionerne. Den geografiske nærhed til højere læreanstalter og forskningsinstitutioner indikeres ved hjælp af dummies for, om regionen tilhører hhv. hovedstadsregionen (der også indeholder Roskilde), Århus-regionen, Odense-regionen eller Aalborg-regionen. Denne måde at indikere nærhed til højere læreanstalter og forskningsinstitutioner er ret grov. Internationale studier af bl.a. Autant-Bernard (2001) tyder på, at det er vigtigt for virksomhedernes mulighed for at drage fordel af videnoverførsel fra lokale forskningsinstitutioner, at der er stort sammenfald mellem virksomhedernes forsknings- og udviklingsaktiviteter og institutionernes forskningsaktiviteter. Det har ikke været muligt at inddrage indikatorer for sammenfaldet mellem virksomhedernes og institutionernes forskning.

Selskabsformen har også været fremhævet som en potentielt vigtig produktivitetsdeterminant. Implicationen fra en del teoretisk litteratur er, at jo mere kontrol ejerne har over en virksomheds ledelse, jo mere profitmaksimerende vil virksomheden alt andet lige være, jf. f.eks. oversigtsartiklen af Short (1994). Intuitionen er, at virksomheders ejere er interesserede i at maksimere profit, mens ledelsen kan have interesser, der er i modstrid med profitmaksimering. Jo stærkere ejerne er i forhold til ledelsen, jo større vil profitten alt andet lige være. Derfor inddrages andelen af personligt ejede virksomheder i 1993 i (4') i et forsøg på at forklare den efterfølgende produktivitetsudvikling.

Centrale determinanter for arbejdskraftproduktiviteten er indsatsen af kapital og arbejdskraft. Derfor indgår ændringen i disse variable fra 1993-99 i (4') for at forklare ændringen i produktiviteten. Ændringen i kapitalapparatet opgøres på brancheniveau. Beskæftigelsesændringen kan principielt opgøres på kombinationer af brancher og regioner. Da der må forventes at være betydelige endogenitetsproblemer ved anvendelse af beskæftigelsen i brancher og regioner, vælges det at anvende two-stage least squares til at estimere ligning (4'). Ændringen i beskæftigelsen i regionerne fra 1993-99 regresseres på ændringen i kommuneskatter, kirkeskatter, grundskyld, alderstruktur, kommuners håndhævelse af rådighedsforpligtelsen over for kontanthjælpsmodtagere og huspriser.

$$\begin{aligned} \Delta \ln l_r = & \text{konstant} + a_1 \Delta \ln \text{kirkeskat}_r + a_2 \Delta \ln \text{kommuneskat}_r + a_3 \Delta \ln \text{grundskyld}_r \\ & + a_4 \Delta \ln s_{1,r} + a_5 \Delta \ln s_{2,r} + a_6 \Delta \ln s_{3,r} + a_7 \Delta \ln s_{4,r} + a_8 \Delta \ln p_{1,r} + a_9 \Delta \ln p_{2,r} + a_{10} \Delta \ln p_{3,r} \\ & + a_{11} \Delta \ln \text{huspriser}_r \end{aligned} \quad (6)$$

$s_{1,r}$ ,  $s_{2,r}$ ,  $s_{3,r}$  og  $s_{4,r}$  angiver andelen af befolkningen i region  $r$  i henholdsvis aldersgruppen 18-29 år, 30-39 år, 50-59 år og 60- år.  $p_{1,r}$ ,  $p_{2,r}$  og  $p_{3,r}$  angiver andelen af såkaldt “negative hændelser”, hvor kommunen har henholdsvis givet et aktiveringstilbud, som kontanthjælpsmodtageren har accepteret, gjort kontanthjælpen tilbagebetalingspligtig og standset udbetalingen af kontanthjælp. Husprisændringer er målt fra 1995-99 i modsætning til de andre ændringer, der er målt fra 1993-99.

Tabel 3 indeholder en forsimplet statistisk beskrivelse af datamaterialet brug til instrumentering af regionale beskæftigelsesændringer. Det bemærkes, at ligning (6) er formuleret i ændringer, men variablene i tabel 3 er opgivet i niveauerne i de enkelte år. Bemærk også, at variablene ikke er vægtet således at de ikke umiddelbart kan summeres til værdier på landsplan.

*Tabel 3: Gennemsnit og standardafvigelse for centrale variable i instrumenteringen af regionale beskæftigelsesændringer*

Variabel	1993		1999	
	Gennemsnit	Std.afvigelse	Gennemsnit	Std.afvigelse
Andel af 18-29-årige	0,282	0,450	0,248	0,432
Andel af 30-39-årige	0,140	0,347	0,153	0,360
Andel af 50-59-årige	0,126	0,332	0,156	0,363
Andel af 50-årige	0,241	0,428	0,242	0,428
Andel af neg. hændelser, der medfører aktivering	•	•	0,003	0,016
Andel af neg. hændelser, der medfører tilbagebetaling af kontanthjælp	•	•	0,025	0,084
Andel af neg. hændelser, der medfører standsning af kontanthjælp	•	•	0,015	0,074
Kirkeskat (pct.)	0,969	0,227	0,972	0,214
Kommuneskat (pct.)	29,155	1,303	32,041	1,146
Grundskyld (prm.)	10,013	4,990	12,501	5,365
Reale huspriser pr. kvm	4.095,30	1.387,80	5.746,86	2251,32

Anm.: Oplysningerne om håndhævelse af rådighedsforpligtelsen bør tages med betydelige forbehold pga. problemer med lav datakvalitet. Beskæftigelsesvæksten er opgjort som summen i en region af logaritmen til de enkelte arbejdssteders antal hovedbeskæftigede.

Kilde.: Skatter: Danmarks Statistik, *Statistikbanken*. Huspriser er fundet på Realkreditrådets hjemmeside, [www.realkreditraadet.dk](http://www.realkreditraadet.dk). Oplysninger om befolkningens aldersstruktur er hentet i IDA-databasen. Oplysninger om håndhævelse af rådighedsforpligtelsen er tilvejebragt af Den Sociale Ankestyrelse.

Inddragelse af huspriserne i ligning (6) kan være problematisk på grund af endogenitetsproblemer i forhold til den regionale beskæftigelse. For at undersøge, hvorvidt inddragelse af variabelen har betydning for de kvalitative resultater,

forsøges det alternativt at estimere (6) uden husprisvariablen. Dette medfører ikke kvalitative ændringer i estimationsresultaterne af ligning (4').

Nedtestning af (6) giver følgende resultat:

*Tabel 4: Instrumentering af beskæftigelsesændringer i danske regioner*

<b>Parameter</b>	<b>Estimat</b>	<b>Std.afvigelse</b>
Konstant	8.05256	1.50897
a <sub>4</sub>	50.49123	7.21556
a <sub>5</sub>	30.84108	5.99313
a <sub>11</sub>	6.17612	3.26136
Test: normalfordelte fejllad (p-værdi)		<0,01
Test: uafhængige fejllad (p-værdi)		>0,05

Anm.: Testet for normalfordelte fejllad er et Shapiro-Wilk test. Testet for uafhængige fejllad er et Durbin-Watson test.

Kilde: Egne beregninger.

De værdier af ændringerne i den regionale beskæftigelse, der forudsiges af modellen, indsættes herefter som indikator for beskæftigelsesændringerne i ligning (4').

Vi har ikke oplysninger om prisniveauet i kombinationer af regioner og brancher. Prisniveauet i en branche og region må ventes at afhænge af niveauet for den samlede efterspørgsel i branchen og regionen. Der haves ikke oplysninger om indkomstniveauet i de forskellige kombinationer af regioner og brancher, men der haves oplysninger om indkomstniveauet i regionerne og i brancherne hver for sig. Som indikator for  $\Delta \ln(P_{r,b}/P)$  anvendes derfor en lineær funktion af disse BVT-størrelser:  $\Delta \ln(BVT_r/BVT) + \Delta \ln(BVT_b/BVT)$ .

En oversigt over udvalgte egenskaber ved data, der anvendes til estimation af ligning (4') er vist i tabel 5. Nogle af de relative størrelser, som f.eks. speciali-

seringsindikatoren og væksten i regioner og brancher i forhold til væksten på landsplan har gennemsnit, der afviger fra 1, fordi nogle brancher er valgt fra, jf. nedenfor.

*Tabel 5: Gennemsnit og standardafvigelse for variablene i estimationen af ligning (4')*

<b>Variabel</b>	<b>Gennemsnit</b>	<b>Std.afvigelse</b>
Specialisering i region og branche, 1993	1,101	1,040
Diversitet i region, 1993 ( $D_2$ )	2,681	0,922
Konkurrence i region og branche, 1993	1,738	2,689
Andel af beskæftigelsen i region og branche, der er faglært, 1993	0,461	0,222
Andel af beskæftigelsen i region og branche, der har videregående uddannelse, 1993	0,152	0,192
Gns. erhvervserfaring i region og branche, 1993 (år)	14,833	4,036
Eksportpct. i branchen, 1993	26,869	24,685
Andel personligt ejede virksomheder i region og branche, 1993	0,352	0,284
Beskæftigelsesvækst i region, 1993-99	1.424,72	5.223,24
Vækst i kapitalapparat, branche, 1993-99	1,185	0,145
Vækst i regional BVT i forhold til DK-BVT	0,974	0,055
Vækst i branchens BVT i forhold til DK-BVT	1,015	0,238

Anm.: Beskæftigelsesvæksten er den forudsagte værdi fra ligning (6). Beskæftigelsesvæksten er opgjort som summen i en region af logaritmen til de enkelte arbejdssteders antal hovedbeskæftigede.

For at opfange særlige forhold, der gør sig gældende for de enkelte brancher, dannes der dummy-variable for primære erhverv, bygge- og anlæg, serviceerhverv (finansielle- og forsikringsbranchen samt traditionelle serviceerhverv, dog bortset fra rengøring) og højteknologiske erhverv (medicinalbranchen og elektronikindu-

strien). Dummy-variablene interageres med alle de øvrige forklarende variable, undtagen de regionale dummies.

I tabel 5 og i estimationerne er der set bort fra nogle brancher, der ikke er velegnede til at indgå i estimationerne. En eventuel sammenhæng mellem erhvervsstrukturen og produktivitetsvæksten i regioner behøver ikke nødvendigvis at afspejle vidensspredning mellem virksomheder. Mængden og kvaliteten af lokale naturressourcer vil påvirke produktiviteten i visse erhverv, således at en eventuel sammenhæng mellem produktivitet og regional specialisering skyldes tilstedeværelsen af naturressourcer snarere end at specialisering medfører høj produktivitet. Derfor ses der i beregningerne bort fra brancherne fiskeri, udvinding af råolier og naturgas, udvinding af grus, ler, sten mv., transportmiddelindustri (indeholder skibsværfter, der kræver særlige havneforhold), skibsfart, lufttransport, godsbehandling, havne mv. Desuden ses der bort fra branchen ejendomsudlejning af datamæssige årsager. Endelig ses der bort fra den offentlige sektor. Det skyldes, at lønnen er en problematisk indikator for værdien af produktiviteten i denne sektor, fordi den offentlige sektor sandsynligvis har noget, der ligner købermonopol på flere typer arbejdskraft, f.eks. lærere, pædagoger og sundhedspersonale. Alternative produktivitetsindikatorer er også problematiske, fordi megen offentlig produktion ikke sælges på et marked.

I analyserne tages der højde for, at særlige forhold kan gøre sig gældende for "højteknologiske" erhverv, der her defineres som medicinalindustrien og elektronikindustrien. For medicinalindustrien tales der i nogle sammenhænge om betydningen af at ligge i Øresundsregionen. Denne betydning kan ikke fuldt ud identificeres i de foretagne analyser, idet svenske virksomheder ikke indgår i analyserne.

Det kan være et problem, at individuelle medarbejders produktivitet afhænger af virksomhedsspecifikke forhold, som der ikke tages højde for i analyserne. I analyserne er det heller ikke muligt at korrigere for konjunkturbevægelser, der er specifikke for en kombination af branche og opland. For at disse forhold skal udgøre problemer, skal disse forholds betydning for produktivitetsvæksten dog variere systematisk fra region til region.



Ligning (4') estimeres vha. OLS og der testes specifik til generel. Denne testprocedure anvendes, da det store antal variable skaber risiko for betydelige multikollinearitetsproblemer i en generel til specifik procedure.

Resultaterne af estimation af ligning (4') er

*Tabel 6 Regionale forhold, der har betydning for produktivitetsvæksten*

<b>Forklarende faktor</b>	<b>Bidrag til produktivitetsvækst</b>
Konstantled	0,087**
Andel af beskæftigede med videregående uddannelse, 1993	0,007**
Andel af beskæftigede, der er faglært, 1993	0,024**
Andel af beskæftigede, med videregående uddannelse, 1993 (kun serviceerhverv)	0,009*
Andel af beskæftigede, der er faglærte, 1993 (kun bygge og anlæg)	0,045*
Beskæftigelsesvækst i oplandet	0,00001**
BVT-vækst i oplandet (kun primære erhverv)	0,560**
Eksportandel 1993	-0,004*
Eksportandel 1993 (kun serviceerhverv)	0,011**
<b>Test: normalfordelte fejllid (p-værdi)</b>	<b>0,001</b>

Anm.: \*\* og \* angiver, at effekten er signifikant på henholdsvis 1 pct. og 5 pct. signifikansniveau. Serviceerhverv omfatter ud over den traditionelle servicesektor (DB93 branchekode 70000-74000) post og telekommunikation og den finansielle sektor, men ikke rengøring. Koefficienterne i tabellen er elasticiteter, dvs. en 1 pct. ændring i andelen af faglærte personer i en branche i et opland i 1993 medfører en 0,024 pct. stigning i væksten den gennemsnitlige timeløn fra 1993 til 1999. De koefficienter, der kun gælder for f.eks. serviceerhverv, lægges til den generelle koefficient for at bestemme den samlede effekt.  $R^2$  for regressionen er ca. 0,1.

Kilde: Egne beregninger.

## 5. Resultater

Resultaterne af analysen i tabel 6 tyder på, at forhold som erhvervsmæssig specialisering, diversitet eller konkurrence ikke har nogen signifikant betydning for regionale stigninger i værdien af produktiviteten. Til gengæld er der tegn på, at en høj beskæftigelsesandel af faglærte og personer med videregående uddannelse har betydning. Serviceerhvervenes vækst i værdien af produktiviteten ser ud til at hænge særligt positivt sammen med tilstedeværelsen af personer med en videregående uddannelse. Ligeledes har det generelt en positiv virkning på væksten i produktiviteten i bygge- og anlægserhvervene, når andelen af faglærte beskæftigede stiger. Uddannelse har således en dobbelt positiv effekt. Dels gavner det produktiviteten for den enkelte, dels oplever kollegerne også højere vækst i værdien af produktiviteten, når de arbejder sammen med uddannede personer. Disse resultater understøttes af analyser af Midelfart mfl. (2000).

Analyserne finder endvidere en forholdsvis stor effekt på lønstigningerne i landbruget af ændringer i den regionale BVT-vækst.<sup>5</sup> Der er også tegn på, at regioner og brancher inden for serviceerhverv, der har en høj eksportandel, oplever store stigninger i lønnen og værdien af produktiviteten. Det modsatte gør sig gældende for resten af erhvervene, omend denne effekt er ret svag. Eksportandelen er en indikator for omfanget af konkurrence med virksomheder uden for regionen. Som tidligere nævnt kan man forestille sig både positive og negative virkninger af konkurrence på produktiviteten. Det kan derfor udmærket tænkes, at international konkurrence øger innovationsaktiviteten og produktivitetsvæksten i servicesektoren, men har en svag eller negativ effekt i andre erhverv. Det er også bemærkelsesværdigt, at hverken højteknologiske erhverv (elektronik- og medicinalbrancherne) eller servicesektoren (undtaget rengøringsbranchen) adskiller sig betydeligt fra andre erhverv med hensyn til de forhold, der påvirker produktivitetsvæksten.

5)

Det er overraskende, fordi erhvervet i høj grad afsætter sine produkter uden for lokalområdet. Der er dog forholdsvis få lønmodtagere ansat i landbrug og gartneri, så den målte effekt har næppe stor betydning for den samlede produktivitetsfremgang i regionerne.

Analyserne kan ikke påvise nogen betydning for den regionale produktivitet af at ligge i et af uddannelsesområderne: hovedstadsregionen (inklusive Roskilde), Århus, Odense og Aalborg. Det kan skyldes, at indikatoren er for grov, idet disse regioner kan have andre karakteristika end tilstedeværelsen af uddannelsesinstitutioner, der har betydning for produktivitetsvæksten. Resultatet understøttes imidlertid af Indenrigs- og Sundhedsministeriet (2002), der finder, at tilstedeværelsen af videregående uddannelsesinstitutioner ikke har nogen klar sammenhæng med væksten i beskæftigelsen i højteknologiske virksomheder.<sup>6</sup> Endelig kan den manglende betydning af tilstedeværelse af højere læreanstalter være udtryk for, at geografisk afstand mellem virksomheder og højere læreanstalter ikke er nogen barriere for videnspredning via samarbejde eller udbredelse af forskningsresultater.

De fundne resultater peger i retning af, at erhvervspolitikken ikke generelt bør have til formål at fremme eller hindre regional erhvervsmæssig specialisering eller diversitet. Der er derimod tegn på, at en mindskelse af antallet af ufaglærte og en forøgelse af arbejdsstyrkens geografiske mobilitet kan ventes at have væsentlige positive erhvervspolitiske virkninger.

Spørgsmålet, om erhvervspolitikken bør forsøge at fremme klynger af forskellig art, er dog fortsat meget relevant, idet en række spørgsmål stadig ikke er besvaret. Nærværende artikel har kun belyst et aspekt af problemstillingen, erhvervsstrukturens virkning på produktivitetsvæksten, ud fra en af flere relevante indikatorer, nemlig lønnen. Desuden har artiklen kun set på en dimension af erhvervsstrukturen, nemlig specialisering eller diversitet inden for brancher med samme output. Endelig har artiklen nogle datamæssige begrænsninger, idet f.eks. timelønsvariablen er målt med nogen usikkerhed, og det har ikke været muligt at tage højde for betydningen af branchernes forskning og udvikling.

6)

Internationale undersøgelser finder forskellig betydning af geografisk nærhed mellem virksomheder og forskningsinstitutioner. Nogle undersøgelser finder en positiv effekt. Den positive effekt afhænger i høj grad af, at der er sammenfald mellem virksomhedernes egen forskning og institutionernes forskning, jf. Autant-Bernard (2001).

Der er således en række emner, der med fordel kan belyses af erhvervspolitiske analyser og økonomisk forskning på området.

## Appendix. Følsomhedsanalyser

I udførelsen af analyserne er der foretaget en række metodemæssige valg, der kan diskuteres. I de efterfølgende tabeller findes en følsomhedsanalyse af den kvalitative betydning af disse valg.

*Table A1: Venstreside: lønvækst.*

Indikator			Effekt (Alle, service, primære, bygge og anlæg, højteknologiske erhverv)					
Beskæftigelsesindikator	Huspriser med som instrument for regional beskæftigelse	Lønindikator	Specialisering	Diversitet	Konkurrence	Faglærte	Videreg. uddannelse	Regioner
$\ln \sum \text{besk. på virks.}$	ja	sum på oplands- og brancheniveau af residualer fra lønregression	+	+−0-	0	+−00	000+0	kbh+, århus+, odense+, ålborg+
		Gennemsnit	0	00+00	0	+	0+000	0
	nej	sum	+	0	0	+	+	0
		gennemsnit	0	00+00	0	+	0+000	0
$\sum \ln \text{ besk. på virks.}$	ja	sum	++000	+−0-	0	+−00	0	kbh+, århus+
		<b>gennemsnit</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>+</b>	<b>++000</b>	<b>0</b>
	nej	sum	++000	+−0-	0	+−00	0	kbh+, århus+, odense+
		gennemsnit	0	0	0	+	0+000	0

Anm.: Bemærk, hvis der kun står et fortegn i en celle, er det fordi den eneste signifikante effekt er generel, dvs. ikke interageret med nogen branchedummies, eller fordi der ingen signifikant effekt er. '0' betyder, at der ingen signifikant effekt er. Den foretrukne specifikation er optrukket.

Tabel A2: Venstreside: beskæftigelse

Indikator		Effekt (Alle, service, primære, bygge og anlæg, højteknologiske erhverv)					
Beskæftigelsesindikator	Lønindikator	Specialisering	Diversitet	Konkurrence	Faglærte	Videreg. uddannelse	Regioner
$\ln \sum$ besk. på virks.	sum på oplands- og brancheniveau af residualer fra lønregression	+000	0-0+-	0	0	-+0+	kbh-
	Gennemsnit	+	000+-	0	0	0-+0+	kbh-
$\sum \ln$ besk. på virks.	sum	0	-00+0	0	+00-0	0	kbh-, aarhus-, odense-, aalborg-
	gennemsnit	0	-00-0	0	000-0	000+0	kbh-, odense-

I tabel A2 er vist kvalitative resultater af en regression, hvor beskæftigelsen i regioner og brancher (ikke-instrumenteret) er regresseret på de øvrige forklarende variable fra (4') samt residualen fra lønregressionen. Det gennemsnitlige residual fra human kapital estimationen vurderes at være en bedre indikator for den del af den regionale produktivitet, der ikke kan forklares vha. individuelle forhold for de personer, der arbejder i regionen. Hvis man alternativt anvender summen af residualerne fra human kapital estimationen, så fås kvalitativt lidt anderledes resultater, jf. tabel A1 og A2. Hvorvidt der anvendes en sum af logaritmer af antal hovedbeskæftigede på de enkelte virksomheder eller logaritmen til summen af hovedbeskæftigede på virksomhederne har kun ringe betydning, hvis venstresidevariablen er residualer fra lønregressionen. Hvis venstresidevariablen derimod er beskæftigesudviklingen, har det en effekt, hvordan beskæftigelsesudviklingen er målt. Ved anvendelse af residualerne fra human kapital lønregressionen på venstresiden, må det formodes at man opnår et bedre skøn end ved anvendelse af beskæftigelsen. Det skyldes, at det ikke har været belyst, hvad individspecifikke forhold betyder for individernes beskæftigelsesmuligheder. Ved at bruge residualer fra lønregressionen på venstresiden opnås derfor formentlig et mere "rent" skøn på effekten af erhvervsstrukturen på produktiviteten.

Der har været foretaget følsomhedsanalyser med de tre forskellige diversitetsmål, og resultaterne af disse analyser svarer til resultaterne i tabel 6. Endvidere er der forsøgt med en variant af  $D2$ , hvor den reciprokke til  $D2$  er anvendt som diversitetsmål (i dette tilfælde er fortolkningen således at en stigning i diversitets-

målet indebærer mindre diversitet). Dette ændrer heller ikke på resultaterne. Opdelingen af pendlingsoplande har en begrænset betydning for estimationsresultaterne. Anvendes en opdeling af Danmark i 35 pendlingsoplande findes følgende resultater, der minder meget om resultaterne med en opdeling af Danmark i 51 pendlingsoplande:

*Tabel 6' Regionale forhold, der har betydning for produktivitetsvæksten*

<b>Forklarende faktor</b>	<b>Bidrag til produktivitetsvækst 1993-99</b>
Konstantled	0.09696**
Andel af beskæftigede med videregående uddannelse, 1993	0.00788**
Andel af beskæftigede, der er faglært, 1993	0.02789**
Andel af beskæftigede, med videregående uddannelse, 1993 (kun serviceerhverv)	0.01006**
Andel af beskæftigede, der er faglært, 1993 (kun bygge og anlæg)	0.04684*
Beskæftigelsesvækst i oplandet	5.18E-06**
BVT-vækst i oplandet (kun primære erhverv)	0.44452*
Eksportandel 1993	-0.00572**
Eksportandel 1993 (kun serviceerhverv)	0.01242**

Anm.: Serviceerhverv omfatter ud over den traditionelle servicesektor (DB93 branchekode 70000-74000) post og telekommunikation og den finansielle sektor, men ikke rengøring. Koefficienterne i tabellen er elasticiteter, dvs. en 1 pct. ændring i andelen af faglærte personer i en branche i et opland i 1993 medfører en 0,024 pct. stigning i væksten den gennemsnitlige timeløn fra 1993 til 1999. De koefficienter, der kun gælder for f.eks. serviceerhverv, lægges til den generelle koefficient for at bestemme den samlede effekt. R<sup>2</sup> er ca. 0,1.

Kilde: Egne beregninger.

## Litteraturliste

Andersen, A. K. (2000): *Commuting Areas in Denmark*. AKF forlaget, København.

Autant-Bernard, C. (2001): Science and Knowledge Flows: Evidence from the French Case. *Research Policy*, 30 (7), pp. 1069-1078.

Christensen, J.J. og N. Vestergaard-Nielsen (2001): Afkast til human kapital i Danmark, 1981-1995. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, 139(2), s. 117-130.

de Lucio, J. J., J. A. Herce and A. Goicolea (2002): The Effects of Externalities on Productivity Growth in Spanish Industry. *Regional Science and Urban Economics*, 32, pp. 241-258.

Dilling-Hansen, M., E. S. Madsen og V. Smith (2003): Skaber erhvervsklynger øget vækst og produktivitet? Papir præsenteret ved Indenrigs- og Sundhedsministeriets konference om regional udvikling.

Dilling-Hansen, M., E. S. Madsen og V. Smith (forthcoming): Efficiency, R&D and Ownership – some empirical evidence. *International Journal of Production Economics*.

Duranton, G. and D. Puga (1999): Diversity and Specialization in Cities: Why, where and when does it matter? CEPR Working Paper no. 433.

Erhvervs- og Boligstyrelsen (2002): *De danske kompetenceklynger – Kortlægning ved hjælp af kvantitative metoder*. København.

Feldman, M. P. and D. Audretsch (1999): Innovation in Cities: Science-based Diversity, Specialization and Localized Competition. *European Economic Review*, 43, pp. 409-429.

Forni, M. and S. Paba (2002): Spillovers and the Growth of Local Industries. *Journal of Industrial Economics*, 50 (2), pp. 151-171.

Glaeser, E. L., H. D. Kallal, J. A. Scheinkman and A. Schleifer (1992): Growth in Cities. *Journal of Political Economy*, 100 (6), pp. 1126-1152.

Henderson, V., A. Kuncoro and M. Turner (1995): Industrial Development in Cities. *Journal of Political Economy*, 103 (5), pp.1067-1090.

Jacobs, J. (1969): *Economy of Cities*. New York: Vintage 1969.

Midelfart, K.-H., H. Overman and A. J. Venables (2000): Specialization, Comparative Advantage, Economic Geography. CEPR Working Paper no. 2618.

Møllgaard, H.P. (1998): Markedsmagt. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, 136 (3), s. 350-369.

Nickell, S. (1996): Competition and Corporate Performance". *Journal of Political Economy*, 104 (4), pp. 724-746.

Porter, M.E. (1990): *The Competitive Advantage of Nations*. New York: Free Press.

Short, H. (1994): Ownership, control, financial structure and the performance of firms. *Journal of Economic Surveys*, 8, pp. 203-249.

van Stel, A. and H. Nieuwenhuijsen (2002): Knowledge Spillovers and Economic Growth. Tinbergen Institute Discussion paper 2002-051/3.

Weitzman, M.L. (1992): On Diversity. *Quarterly Journal of Economics*, pp. 363-405.



## Working Papers from Danish Economic Council, Secretariat

---

- 2001:1 Jakob Roland Munch and Michael Svarer: *Mortality and Socio-economic Differences in a Competing Risks Model.*
- 2001:2 Niels Henning Bjørn og Thomas Hovard: *Betydningen af fondsejerskab og udenlandsk ejerskab i dansk erhvervsliv.*
- 2001:3 Mikkel T. Kromann: *Imperfect Competition in the Nordic Electricity Markets.*
- 2001:4 Svend Jespersen og Jakob Roland Munch: *Hvem har glæde af huslejereguleringen?*
- 2001:5 Jakob Roland Munch and Michael Svarer: *Rent Control and Tenure Duration.*
- 2001:6 Steen Jørgensen: *Analyser af indkomstfordeling.*
- 2001:7 Jan V. Hansen, Jens Hauch and Mikkel T. Kromann: *Will the Nordic Power Market Remain Competitive?*
- 2002:1 Anders Frederiksen og Jan V. Hansen: *Skattereformer: Dynamiske virkninger og fordelingseffekter.*
- 2002:2 Jakob Roland Munch: *Har kommunal skat og service betydning for flyttemønstrene?*
- 2002:3 Svend Jespersen: *Den erhvervspolitiske værdi af støtten til den danske vindmølleindustri.*
- 2002:4 Jacob Krog Søbygaard: *Cost-benefit-analyser af energipolitik samt energi- og transportafgifter.*
- 2003:1 Svend Jespersen: *Dokumentation for analyser af erhvervsstruktur og produktivitetsvækst.*