

**Forskning
og økonomisk udvikling**

**Mette Gørtz, Jan V. Hansen
og Mette Larsen
Arbejdsrapport 1997:4**

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

Research and Economic Development

Mette Gørtz, Jan V. Hansen and Mette Larsen
Working paper 1997:4

Abstract:

This paper provides the technical background for three analyses of R&D in Denmark presented in *Danish Economy, Spring 1997*. One analysis discusses the external effects of public R&D in a model describing demand for production factors in the private business sector. The analysis finds that there is a social benefit associated with public investment in R&D. Another analysis assesses the demand for private R&D. These calculations show that manufacturing industry would enhance their R&D activities if possibilities for tax deductions of R&D expenses were increased further. Finally, the effects of technological development on the demand for certain skills within the labour force are discussed. This analysis concludes that Danish technological progress is skill-biased, i.e. that demand for skilled and other labour has grown at the expense of unskilled labour due to technological progress.

Keywords: R&D, technological change, labour demand, growth

JEL: C1, O3, O4

Indholdsfortegnelse

1. Indledning.....	1
2. Teknologi og ufaglært arbejdskraft.....	1
3. Effekter af offentlig FoU på erhvervenes omkostninger	13
4. Fremstillingserhvervenes efterspørgsel efter FoU-kapital	18
Litteraturliste	26

1. Indledning

I *Dansk økonomi, forår 1997* belyses forskningens betydning for økonomisk udvikling. Kapitlet er inspireret af nyere vækstteori, hvor forskning og udvikling (FoU) er blandt de faktorer, der kan forklare tekniske fremskridt og økonomisk vækst. Formålet med dette arbejdsrapport er at dokumentere de empiriske analyser præsenteret i rapporten.

I *Dansk økonomi, forår 1997* findes bl.a. en analyse af effekten af offentlig FoU på omkostningerne i de private byerhverv. Analysen indikerer, at der er en samfundsøkonomisk gevinst forbundet med at øge den offentlige FoU-indsats. Baggrunden for analysen er beskrevet i arbejdsrapportens afsnit 3. Desuden identificeres de faktorer, der påvirker fremstillingserhvervenes FoU. Denne analyse viser, at fremstillingserhvervene ville øge deres FoU-indsats, hvis mulighederne for skattemæssige afskrivninger af FoU-udgifter blev udvidet. Teknikken i disse beregninger er beskrevet i arbejdsrapportens afsnit 4.

Samtidig med, at FoU og tekniske fremskridt giver gevinster i form af højere økonomisk vækst, kan der være samfundsmæssige omkostninger forbundet med teknologibaseret produktion. Det er eksempelvis et udbredt synspunkt, at tekniske fremskridt stiller større krav til arbejdstagernes vidensniveau og dermed begunstiger uddannet arbejdskraft på bekostning af ufaglærte. Dette fænomen benævnes skill-biased tekniske fremskridt. I *Dansk økonomi, forår 1997* analyseres det, om teknologiudviklingen i Danmark har hæmmet beskæftigelsesmulighederne for den ufaglærte arbejdskraft. Den tekniske baggrund for analysen beskrives i afsnit 2.

Det er generelt for alle tre empiriske analyser, at beregningerne er forbundet med usikkerhed. Konstruktionen af data er baseret på en række forenkende antagelser, og metoderne er ikke alle lige stabile. Det er dog ikke vurderingen, at usikkerheden ved denne undersøgelse er større end i tilsvarende internationale undersøgelser, som i øvrigt finder lignende resultater. Givet usikkerheden skal resultaterne imidlertid fortolkes med varsomhed.

2. Teknologi og ufaglært arbejdskraft

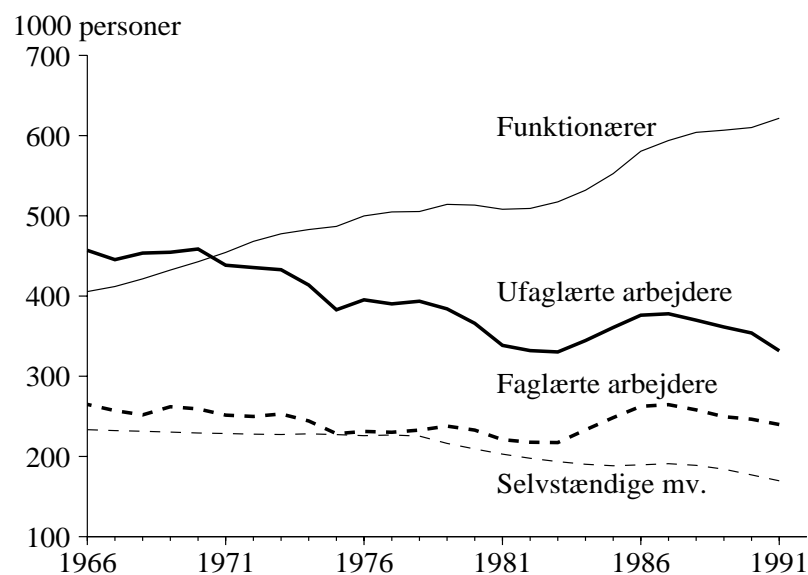
I afsnit V.6 i *Dansk økonomi* undersøges det, om tekniske fremskridt ændrer efterspørgslen efter personer med forskellige kvalifikationer. Hvis nye maskiner og produktionsprocesser på aggregeret niveau overflødiggør ufaglært arbejdskraft og kræver indsats af faglært arbejdskraft, tales der om "skill-biased" tekniske fremskridt. Der er en omfattende litteratur, som påpeger, at sådanne tekniske

fremskridt kan forklare den amerikanske udvikling i beskæftigelses- og lønstrukturen, jf. Bound et al. (1992) samt Berman et al. (1993).

På danske data er der tidligere gennemført et par empiriske analyser, som berører ovennævnte problemstilling, jf. Risager (1992) og Machin et al. (1996). Ingen af disse analyser kan påvise, at kapital og ufaglært arbejdskraft er substitutter, hvilket ellers ville være et tegn på skill-bias. I Machin et al. (1996) fås ganske vist resultater, der er forenelige med skill-bias-hypotesen, men sammenhængen er ikke statistisk signifikant på 5 pct.-niveau. Derimod påvises det hos Machin et al., at erhvervenes udgifter til FoU, som er en indikator for den teknologiske udvikling, varierer positivt med andelen af faglærte i forhold til ufaglærte. Også Erhvervsministeriet (1995) finder en sammenhæng mellem FoU-aktivitet og beskæftigelse, idet brancher med en høj direkte og indirekte FoU-aktivitet har haft en højere beskæftigelsesvækst i 1980'erne end brancher med en lavere FoU-aktivitet. Den skæve beskæftigelsesvirkning følger af, at FoU-intensive virksomheder i højere grad end FoU-ekstensive virksomheder beskæftiger faglært og højtuddannet arbejdskraft.

I Danmark har beskæftigelsen for den ufaglærte arbejdskraft været vigende gennem de sidste 25 år, mens der har været en mere stabil beskæftigelse for faglærte, jf. figur 1. Beskæftigelses sammensætningen er således ændret markant gennem perioden. Denne udvikling falder sammen med, at de ufaglærte i løbet af perioden har indhentet en del af lønforskellen i forhold til de øvrige grupper på arbejdsmarkedet.

Figur 1. Beskæftigelsen i private byerhverv



Kilde: Danmarks Statistik, *Nationalregnskabet*.

Metode

Skill-bias-hypotesen testes i et simultant system af ligninger, der beskriver efterspørgslen efter produktionsfaktorer.¹ For en nærmere beskrivelse af systemet henvises til Thomsen (1995). En forudsætning for udledning af modellen er, at erhvervenes omkostninger kan beskrives ved en Generaliseret Leontief Omkostningsfunktion (GLO-funktion), som er homogen af første grad mht. inputpriser. Der er desuden antaget konstant skalaafkast, således at omkostningerne er proportionale med produktionen. I modellen for skill-bias optræder 4 produktionsfaktorer, kapital (K), ufaglærte (L_U), øvrig arbejdskraft (dvs. faglærte, funktionærer, selvstændige mv., L_\emptyset) samt materialer incl. energi (M). Hvis p 'erne symboliserer faktorpriser for de 4 produktionsfaktorer, og β 'erne er parametre, kan erhvervenes omkostninger, C , på lang sigt skrives vha. følgende GLO-funktion:

$$C = Y \sum_i \sum_j \beta_{ij} p_i^{0.5} p_j^{0.5}, \quad \beta_{ij} = \beta_{ji}, \quad i, j = K, L_\emptyset, L_U, M \quad (1)$$

1) Systemet er tidligere anvendt i forbindelse med beregninger i kap. IV i *Dansk økonomi, forår 1996*. Disse beregninger er dokumenteret i Gørtz (1996).

Langsigtefterspørgslen efter de forskellige input findes ved at differentiere omkostningsfunktionen mht. de respektive faktorpriser, jf. Shephards lemma. I modellen opereres der med faktorspecifikke tekniske fremskridt. Analytisk behandles disse faktoreffektiviteter ved at lade effektivitetskorrigerede priser og mængder indgå i modellen. Nedenfor symboliserer z 'erne effektivitetsindeks for de fire produktionsfaktorer. Idet det udnyttes, at $\beta_{ij}=\beta_{ji}$, kan langsigtefterspørgslen efter de fire produktionsfaktorer skrives således:

$$K = \frac{Y}{z_K} [\beta_{KK} + \beta_{K\emptyset} \left(\frac{P_{\emptyset} z_K}{P_K z_{\emptyset}}\right)^{0.5} + \beta_{KU} \left(\frac{P_U z_K}{P_K z_U}\right)^{0.5} + \beta_{KM} \left(\frac{P_M z_K}{P_K z_M}\right)^{0.5}] \quad (2)$$

$$L_{\emptyset} = \frac{Y}{z_{\emptyset}} [\beta_{K\emptyset} \left(\frac{P_K z_{\emptyset}}{P_{\emptyset} z_K}\right)^{0.5} + \beta_{\emptyset\emptyset} + \beta_{\emptyset U} \left(\frac{P_U z_{\emptyset}}{P_{\emptyset} z_U}\right)^{0.5} + \beta_{\emptyset M} \left(\frac{P_M z_{\emptyset}}{P_{\emptyset} z_M}\right)^{0.5}] \quad (3)$$

$$L_U = \frac{Y}{z_U} [\beta_{KU} \left(\frac{P_K z_U}{P_U z_K}\right)^{0.5} + \beta_{\emptyset U} \left(\frac{P_{\emptyset} z_U}{P_U z_{\emptyset}}\right)^{0.5} + \beta_{UU} + \beta_{UM} \left(\frac{P_M z_U}{P_U z_M}\right)^{0.5}] \quad (4)$$

$$M = \frac{Y}{z_M} [\beta_{KM} \left(\frac{P_K z_M}{P_M z_K}\right)^{0.5} + \beta_{\emptyset M} \left(\frac{P_{\emptyset} z_M}{P_M z_{\emptyset}}\right)^{0.5} + \beta_{UM} \left(\frac{P_U z_M}{P_M z_U}\right)^{0.5} + \beta_{MM}] \quad (5)$$

Ved forklaringen af efterspørgslen efter de to typer arbejdskraft lægges der således vægt på betydningen af relative priser i forhold til de øvrige inputs. I modellen er det antaget, at indsatsen af materialer, M , tilpasser sig øjeblikkeligt til den langsigtede ligevægtsværdi, mens K , L_{\emptyset} og L_U tilpasser sig trægt over tid. Indsatsen af M bestemmes separabelt givet de træge produktionsfaktorer, K , L_{\emptyset} og L_U . Kortsigtdynamikken for K og de to typer arbejdskraft antages at kunne beskrives i en fejlkorrektionsmodel. Ændringen i de enkelte produktionsfaktoreres produktivitet gennem perioden specificeres via effektivitetsindeksene, z , der er givet som:

$$z_i = \exp(\omega_i t + \eta_i t^2) , \quad \text{hvor } i = K, L_{\emptyset}, L_U, M \quad (6)$$

ω og η er parametre. Disse faktorudvidende effektivitetstrends er således givet ved en funktion, der afhænger af tiden, t , og tiden i anden potens, og kan fortolkes som ikke-indbyggede tekniske fremskridt, der uafhængigt af faktorsammensætningen øger eller mindsker de enkelte produktionsfaktoreres effektivitet. Væksten i

hvert enkelt effektivitetsindeks, som findes ved at tage logaritmen til (6) og differentiere, er således ikke konstant over tid:

$$\frac{d\log(z_i)}{dt} = \omega_i + 2 \cdot \eta_i \cdot t \quad (7)$$

Estimation af ligningssystemet (2)-(5) er problematisk, da de årlige lønstigninger for ufaglærte og de øvrige beskæftigede på arbejdsmarkedet har udviklet sig ret parallelt, selv om en del af lønspændet er udjævnet siden begyndelsen af 1970'erne. Der er således kraftig multikollinearitet mellem lønnen for de to kategorier af arbejdskraft. Problemet med multikollinearitet er i praksis løst ved at binde parameteren $\beta_{\emptyset U}$ til en række forskellige værdier (grid search) i forsøg på at finde parameterkombinationer med en høj forklaringsgrad. Dette svarer til at binde krydspriselasticiteten mellem ufaglærte og øvrig arbejdskraft til forskellige værdier, idet der gælder følgende sammenhæng mellem β 'erne og priselasticiteterne, ϵ_{ij} :

$$\epsilon_{\emptyset\emptyset} = 0.5 \beta_{\emptyset\emptyset} \left(\frac{L_{\emptyset} \cdot z_{\emptyset}}{Y} \right)^{-1} - 0.5 \quad (8)$$

$$\epsilon_{\emptyset U} = 0.5 \beta_{\emptyset U} \left(\frac{L_{\emptyset} \cdot z_{\emptyset}}{Y} \right)^{-1} \left(\frac{P_U z_{\emptyset}}{P_{\emptyset} z_U} \right)^{0.5} \quad (9)$$

$$\epsilon_{U\emptyset} = 0.5 \beta_{U\emptyset} \left(\frac{L_U \cdot z_U}{Y} \right)^{-1} \left(\frac{P_{\emptyset} z_U}{P_U z_{\emptyset}} \right)^{0.5} \quad (10)$$

$$\epsilon_{UU} = 0.5 \beta_{UU} \left(\frac{L_U \cdot z_U}{Y} \right)^{-1} - 0.5 \quad (11)$$

Mens β 'erne er konstante parametre, er priselasticiteterne således variable over perioden.

Data

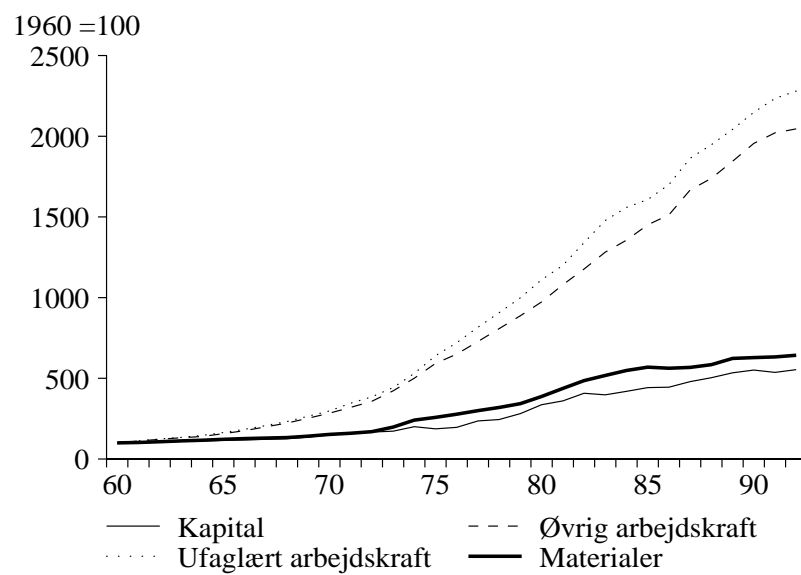
I analysen er der taget udgangspunkt i en beregning af faktorefterspørgslen i private byerhverv som beskrevet ovenfor.² Data for indsatsen af maskinkapital og materialer incl. energi målt i faste priser samt de tilhørende faktorpriser er hentet i ADAM's databank. Data for forbruget af arbejdskraft stammer for perioden 1966-93 fra nationalregnskabets beskæftigelsesmatricer, hvor beskæftigelsen er opgjort i timer for fem arbejdskrafttyper, ufaglærte arbejdere, faglærte arbejdere, funktionærer, selvstændige og medhjælpende ægtefæller. I estimationerne er det valgt at skelne mellem ufaglærte arbejdere og øvrig arbejdskraft, hvor sidstnævnte omfatter de fire resterende arbejdskrafttyper. Disse data er ført tilbage fra 1966 til 1959 vha. oplysninger fra DA's lønstatistik (jf. f.eks. Statistisk Tiårsoversigt 1981, p. 67 og 69) om timetal for disse grupper. Før 1959 anvendes DA-tal for ufaglærtes og faglærtes beskæftigelse i personer, jf. tal fra Risager (1992), korrigeret for gennemsnitlig arbejdstid i erhvervene, jf. ADAM's databank. Data for funktionærer, selvstændige og medhjælpende ægtefæller er i fremstillingssektoren tilbageført vha. antal funktionærer, hentet fra ADAM's databank. For funktionærer, selvstændige og medhjælpende ægtefæller i servicesektoren har det før 1966 været nødvendigt at anvende udviklingen i faglærte arbejders timetal. Sluttelig er data aggregeret til to serier for timebeskæftigelsen for hhv. ufaglærte og øvrige i sektoren private byerhverv i perioden 1957-93. Der er beregnet timelønninger for de to grupper med udgangspunkt i DA's tal, jf. Risager (1992), samt ADAM's databank. Disse timelønsserier er korrigeret, så produktet af timer og lønninger svarer til den samlede lønsum i nationalregnskabet (tillagt en imputeret lønsum for selvstændige samt medhjælpende ægtefæller).

Ses der på udviklingen i brugen af og priserne på de enkelte produktionsfaktorer over tid, viser det sig, at priserne på arbejdskraft er steget markant mere end priserne på kapital og materialer, jf. figur 2. Det omtalte problem med multikollinearitet mellem lønnen for ufaglærte og øvrige fremgår tydeligt.

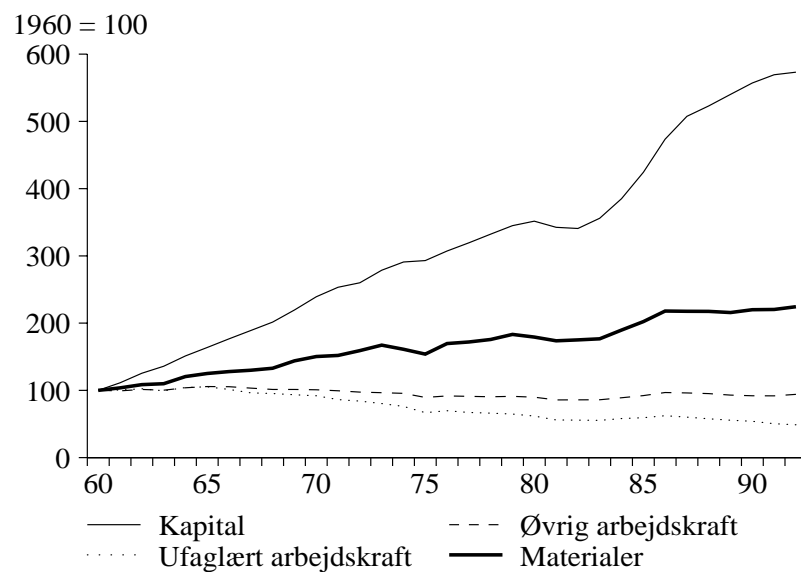
Det modsatte billede tegnes for udviklingen i anvendelsen, jf. figur 3. Brugen af kapital er steget mest, mens brugen af arbejdskraft er faldet for de ufaglærte og stagneret for den øvrige arbejdskraft. Dette indikerer, at der er sket en substitution over mod billigere produktionsfaktorer gennem perioden.

- 2) Skill-bias-beregningerne er foretaget for de private byerhverv, der omfatter såvel fremstillings- som servicesektoren, dvs. kemisk industri, jern- og metalindustri, leverandører til byggeri, nærings- og nydelsesmiddelindustri, transportmiddelindustri, anden fremstilling, handel, finansiel og anden service, transport samt bygge- og anlægssektoren.

Figur 2. Priser på produktionsfaktorerne



Figur 3. Anvendelse af produktionsfaktorerne



Resultater

For en $\beta_{\text{ØU}}$ -værdi på 0,00005 har vi fundet fornuftige estimationsresultater, som besidder en kombination af en høj likelihood-værdi og signifikante parametre for de centrale sammenhænge mellem kapital og arbejdskraft. $\beta_{\text{ØU}}$ -værdien på 0,00005 svarer til en - i sammenligning med andre studier - relativt lav substitutionselasticitet mellem ufaglærte og øvrig arbejdskraft på ca. 0,3 i 1992.³ Estimationsresultaterne for $\beta_{\text{ØU}} = 0,00005$ i 1992 fremgår af tabel 1, der viser egen- og krydspriselasticiteter samt effektivitetsudvikling sammenfattet i trendparametre for de fire produktionsfaktorer. For alle produktionsfaktorerne er egenpriselasticiteten som ventet negativ.

Tabel 1. Estimationsresultater for 1992

	p_K	$w_{L\text{Ø}}$	w_{LU}	p_M	Trend (pct.)	DW	s (pct.)
Kapital	-0,14 (-7,0)	-0,13 (-4,2)	0,10 (5,0)	0,17 (*)	-3,2	0,65	2,3
Øvrig arbejdskraft	-0,04 (-4,0)	-0,13 (-4,1)	0,01 (*)	0,17 (*)	0,2	1,15	1,0
Ufaglærte	0,16 (5,1)	0,03 (*)	-0,35 (-7,0)	0,17 (4,1)	5,3	1,09	2,1
Materialer	0,03 (*)	0,10 (*)	0,02 (*)	-0,16 (-4,0)	-0,4	0,93	1,0

Anm.: De fire første søjler i tabellen viser egen- og krydspriselasticiteter for de fire produktionsfaktorer. p_K er prisen på kapital, $w_{L\text{Ø}}$ er lønnen for faglærte mv., w_{LU} er lønnen for ufaglærte, og p_M er materialeprisen. I 5. søjle vises den trendbestemte vækst i produktionsfaktorernes effektivitet. I 6. søjle findes Durbin-Watson-teststørrelser, mens s i søjle 7 viser spredninger på estimationen af de respektive produktionsfaktorer. t-værdier for egen- og krydspriselasticiteterne er vist i parentes. (*) betyder, at parameteren er bundet i estimationen og følge ikke har en spredning.

- 3) Til sammenligning er der i Risager (1992) beregnet substitutionselasticiteter mellem ufaglærte og faglærte arbejdere i intervallet 1,5-2. De højere substitutionselasticiteter kan sandsynligvis henføres til, at Risager estimerer på mere velafgrænsede arbejdskrafttyper, nemlig faglærte og ufaglærte, mens vores opdeling går på ufaglærte og "øvrige" (dvs. ud over faglærte arbejdere også den store gruppe af funktionærer samt selvstændige og medhjælpende ægtefæller). En anden forskel er, at Risagers studie er udført på udvalgte industrierhverv, mens sektorafgrænsningen i vores beregninger indbefatter alle private byerhverv.

Estimaterne for 1960 er vist i tabel 2. Ved sammenligning af estimaterne for 1960 og 1992 fremgår det, at egen- og krydspriselasticiteterne er forholdsvis stabile.

Tabel 2. Estimationsresultater for 1960

	p_K	$w_{L\emptyset}$	w_{LU}	p_M	Trend (pct.)
Kapital	-0,22	-0,12	0,16	0,19	-2,4
Øvrig arbejdskraft	-0,03	-0,16	0,01	0,18	5,1
Ufaglærte	0,11	0,02	-0,30	0,17	6,5
Materialer	0,02	0,09	0,03	-0,14	0,4

Anm.: Se anm. til tabel 1.

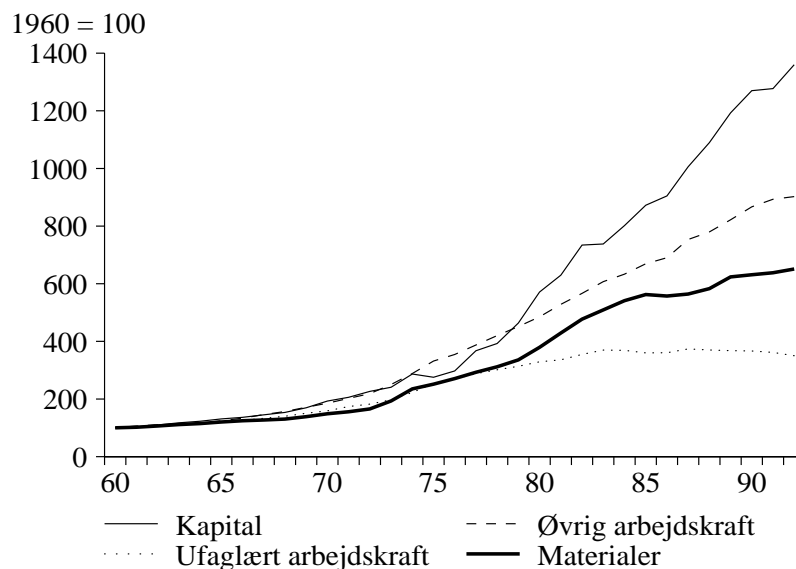
Analysen giver en indikation af, at der er skill-bias forbundet med indbyggede tekniske fremskridt, i og med at efterspørgslen efter kapital og uddannet arbejdskraft stiger, mens efterspørgslen efter ufaglært arbejdskraft falder, hvis prisen på kapital (user costs) reduceres. Det betyder, at kapital og ufaglært arbejdskraft erstatter hinanden (dvs. er substitutter), mens kapital og uddannet arbejdskraft supplerer hinanden (dvs. er komplementær). For fastholdt produktionsomfang vil kapitalakkumulation således lede til faldende efterspørgsel efter ufaglært arbejdskraft og stigende efterspørgsel efter øvrig arbejdskraft. Kapitalakkumulation vil typisk indebære en samtidig teknisk opgradering. Når kapital og ufaglært arbejdskraft er substitutter, er det således en indikation af, at indbyggede tekniske fremskridt er skill-biased.

Også trendudviklingen indikerer skill-bias. I 1992 er trendparameteren for ufaglært arbejdskraft således 5,3 pct. mod 0,2 pct. for den øvrige arbejdskraft. Det betyder, at der kan produceres den samme mængde som året før med 5,3 pct. lavere input af ufaglært arbejdskraft, mens de tekniske fremskridt kun muliggør en reduktion i brugen af den øvrige arbejdskraft på 0,2 pct. ved uændret produktionsniveau.

For at belyse, hvad der historisk har påvirket udviklingen i beskæftigelsen efter de to typer arbejdskraft, er det i *Dansk økonomi, forår 1997* forsøgt at dekomponere beskæftigelsesudviklingen i bidrag fra økonomisk vækst, ikke-indbyggede tekniske fremskridt og substitutionsvirkninger mellem produktionsfaktorerne. Rent modelteknisk er det de effektive relative priser og ikke de observerede relative

priser, der bestemmer efterspørgslen efter de enkelte produktionsfaktorer. Udviklingen i de effektive priser afviger fra udviklingen i de observerede faktorpriser, jf. figur 4. Når der korrigeres for effektivitetsudviklingen, er det således den ufaglærte arbejdskraft, der har haft de laveste lønstigninger, mens kapitalen omvendt er steget relativt mest i pris.

Figur 4. Effektive priser for de enkelte produktionsfaktorer



Dekomponeringen præsenteret i tabel V.13 i *Dansk økonomi, forår 1997* er inspireret af et lignende hollandsk studie, jf. Draper et al. (1996). Dekomponeringen kan for hvert enkelt år i perioden approksimeres ud fra følgende formel:

$$X = Y - Z + E \cdot (P - Z) \quad (11)$$

hvor

- X vækstrater i produktionsfaktorerne K , L_\emptyset , L_U og M (4x1-vektor)
- Y vækstraten i output (dimension 4x1)
- Z vækstrater i produktionsfaktorernes effektivitetsindeks (4x1-vektor)
- E partielle priselasticiteter (4x4-matrix)
- P vækstrater i (de effektive) faktorpriser (4x1-vektor)

Vækstraten for de fire produktionsfaktorer kan således forklares ved tre faktorer. Det første led på højresiden er vækstraten i den samlede produktion, mens det

andet led er trenden med modsat fortegn. I parentesen på højresiden står en matrice med vækstrater i effektive priser (dvs. priserne korrigeret for effektivitet-sudviklingen), og denne ganges med en matrice af priselasticiteter for at få substitutionseffekten.

Et alternativ til udtrykket i (11) er at forklare udviklingen i faktorefterspørgslen ved de faktisk observerede faktorpriser. En sådan dekomponering kan foretages ved en simpel omskrivning af (11):

$$X = Y - Z - E \cdot Z + E \cdot P \quad (12)$$

Fordelen ved denne omformulering er, at den rene substitutionseffekt som følge af ændringer i de faktiske relative priser nu optræder separat. Dekomponeringen ud fra (12) ses i tabel 3, hvor den rene substitutionseffekt ($E \cdot P$) nu bliver umiddelbart fortolkelig, idet der sker substitution bort fra de faktorer, der bliver relativt dyrere (ufaglært og øvrig arbejdskraft) og hen imod de faktorer, der bliver relativt billigere (kapital og materialer).⁴

Anvendelsen af ufaglært arbejdskraft er faldet med 2,2 pct. årligt over perioden på trods af en årlig stigning i produktionen på 2,6 pct. Faldet i anvendelsen af ufaglært arbejdskraft (ved uændret produktion) kan bl.a. tilskrives en øget effektivitet for ufaglærte ($-Z_U$). Endvidere skyldes en del af faldet i anvendelsen af ufaglært arbejdskraft, at lønnen for ufaglært arbejdskraft er steget relativt, jf. leddet ($P \cdot E$). Disse to bidrag tilsammen giver et fald i anvendelsen af ufaglært arbejdskraft på 6,9 pct. I modsat retning trækker et bidrag på 2,1 pct., som skyldes, at der efterspørges flere ufaglærte, når den effektive relative pris på ufaglært arbejdskraft falder ($-Z \cdot E$).

For begge typer arbejdskraft er den negative beskæftigelsesudvikling domineret af den trendmæssige udvikling, der for uændret produktion reducerer efterspørgslen efter ufaglært hhv. uddannet arbejdskraft med knap 6 pct. hhv. knap 3 pct. årligt i gennemsnit over perioden.

Den ufaglærte arbejdskraft har således været betydeligt mere udsat for ikke-indbyggede tekniske fremskridt end uddannet arbejdskraft i perioden 1960-92.

4) I *Dansk økonomi, forår 1997* blev der foretaget en dekomponering for de to former for arbejdskraft svarende til formel (11). Denne dekomponering genfindes ved at summere de sidste to søjler i tabel 3.

Dette er en indikation af, at tekniske fremskridt er skill-biased. Problemet kan alternativt formuleres som et krav om, at produktionen alt andet lige skulle være steget med knap 6 pct. årligt, hvis de ufaglærtes beskæftigelse skulle have været holdt uændret. Den gennemsnitlige produktionsstigning på 2,6 pct. over perioden har følgelig ikke været tilstrækkelig til at opretholde beskæftigelsen.

Tabel 3. Udvikling i anvendelse af produktionsfaktorer, gennemsnit 1960-92

	Anvendelse	Dekomponering af anvendelse			
	<i>X</i>	<i>Y</i>	<i>-Z</i>	<i>-Z·E</i>	<i>P·E</i>
	----- gennemsnitlig årlig vækstrate -----				
Kapital	4,6	2,6	2,8	-1,0	0,2
Øvrig arbejdskraft	-0,2	2,6	-2,6	0,3	-0,5
Ufaglært arbejdskraft	-2,2	2,6	-5,8	2,1	-1,1
Materialer	2,8	2,6	0,0	-0,3	0,5

Anm.: Bidraget fra trend (*Z*), substitution (*P·E*) og udtrykket (*Z·E*) er for fastholdt produktionsomfang. Trendudviklingen kan fortolkes som effekterne af bl.a. den tekniske udvikling, der ikke er indbygget i kapital. Substitutionseffekten omfatter alle de partielle substitutionseffekter og svarer således til den samlede effekt af ændringer i forholdene mellem lønninger, user costs for kapital og materialepriser. Bidraget fra *-Z·E* udtrykker, at effektivitetsudviklingen gør det optimalt at substituere mellem forskellige produktionsfaktorer.

Kilde: Egne beregninger.

Diskussion

Alt i alt kan beskæftigelsesudviklingen for ufaglært hhv. uddannet arbejdskraft hovedsagelig tilskrives forskellig trendmæssig udvikling i faktorefterspørgslen. I det omfang de trendmæssige vækstrater for produktionsfaktorenes effektivitet afspejler ikke-indbyggede tekniske fremskridt, bekræfter analysen derfor skill-bias hypotesen. Også det forhold, at kapital og ufaglært arbejdskraft er substitutter, giver støtte til skill-bias hypotesen. Med de præmisser, der er lagt til grund for analysen, bekræftes det således, at tekniske fremskridt begunstiger den øvrige arbejdskraft på bekostning af ufaglært arbejdskraft i Danmark. Undersøgelsen er dermed i overensstemmelse med hypotesen om, at tekniske fremskridt er skill-biased.

Tilstedeværelsen af skill-bias i den teknologiske udvikling understreger vigtigheden af, at konsekvenserne for beskæftigelsen tages med i betragtning, når

der sættes på en teknologituning produktionsudvikling. Både tiltag, der begrænser udbuddet af ufaglært arbejdskraft, og tiltag, der øger efterspørgslen efter ufaglært arbejdskraft, kan i den forbindelse være nødvendige.

I faktorefterspørgselssystemet beregnes efterspørgslen efter arbejdskraft under en forudsætning om eksogent givne lønninger. Der sker således ikke nogen eksplicit modellering af løndannelsen og arbejdsudbuddet. I den betragtede 30-års periode har der sideløbende med en stigende efterspørgsel efter ufaglærte også været et faldende udbud af ufaglært arbejdskraft. For det første er arbejdsudbuddet af især ufaglærte blevet beskåret som følge af en række arbejdsmarkedspolitiske tiltag rettet mod disse grupper, som f.eks. efterløn og overgangsydelse. For det andet må det formodes, at tilgangen af ufaglærte arbejdere er faldet som følge af den faldende efterspørgsel efter denne type arbejdskraft.⁵ Udbuddet af ufaglært arbejdskraft indgår derfor i et kompliceret samspil med efterspørgslen efter ufaglærte, hvorfor den faldende anvendelse af ufaglært arbejdskraft i produktionen sandsynligvis ikke alene kan tilskrives efterspørgselseffekter. I forhold til andre grupper på arbejdsmarkedet har der imidlertid blandt ufaglærte været en markant - og gennem perioden stigende - overledighed. Hvis faldende udbud af ufaglærte var hovedforklaringen på den faldende beskæftigelse, ville det implicere en faldende ledighed for denne gruppe over perioden. Af disse grunde synes det rimeligt, at beskæftigelsesudviklingen i nærværende analyse er forsøgt beskrevet med fokus på efterspørgselssiden.

3. Effekter af offentlig FoU på erhvervenes omkostninger

I nyere vækstteori (også kaldet endogen vækstteori) fremhæves det, at viden kan have karakter af et kollektivt gode, som den enkelte producent eller forbruger af viden ikke kan forhindre bliver spredt til og udnyttet af andre. Der argumenteres for, at viden kan generere positive eksterne effekter, som kan være en drivkraft for vækstprocessen. Opbygningen og spredningen af viden kan bl.a. fremmes gennem investeringer i forskning og udvikling, jf. bl.a. Romer (1987), Romer (1990) og Grossman et al. (1991).

- 5) En del ufaglærte har skiftet status fra arbejdere til funktionærer, uden at dette har betydet nogen reel ændring af deres uddannelsesmæssige kvalifikationer. Dette skift kan desværre ikke fanges i vores analyse, der bygger på nationalregnskabet fem beskæftigelsestyper, jf. databeskrivelsen ovenfor. Det er dog en kendsgerning, at den andel af en ungdomsårgang, der ikke får en kompetencegivende uddannelse, har været nogenlunde konstant i de seneste 30 år, jf. *Dansk økonomi, forår 1995*.

I *Dansk økonomi, forår 1997* (s. 256-258) analyseres de mulige positive eksterne effekter af FoU. Udgangspunktet for analysen er, at spredning af FoU-resultater påvirker produktionsfaktorernes effektivitet i positiv retning, hvilket ændrer erhvervenes anvendelse af produktionsfaktorer og reducerer erhvervenes omkostninger. Beregningerne er baseret på et faktorefterspørgselssystem, hvor erhvervenes efterspørgsel efter input i produktionen kan påvirkes af FoU-aktivitet i det offentlige. Analysen er, ligesom analysen af skill-bias beskrevet i afsnit 2, inspireret af Thomsen (1995). I afsnit 2 anvendes en faktorblok, hvor de fire produktionsfaktorer er kapital, ufaglært arbejdskraft, øvrig arbejdskraft og energi incl. materialer. I dette afsnit præsenteres resultaterne af en beregning af virkningerne af offentlig FoU-aktivitet på de private byerhvervs efterspørgsel efter produktionsfaktorerne kapital, K , arbejdskraft, L , energi, E , og materialer, M .

Metode

Som beskrevet i afsnit 2 er produktivitetsændringer for de enkelte produktionsfaktorer indbygget i faktorefterspørgselssystemet via nogle effektivitetsindeks (z_i , $i=K,L,E,M$). Efterspørgslen efter f.eks. kapital, K , kan således formuleres som en funktion af de effektive priser for de fire produktionsfaktorer samt produktionen, Y , korrigeret vha. effektivitetsindekset for K , z_K :

$$K = \frac{1}{z_K} K(Y, \frac{P_K}{z_K}, \frac{P_L}{z_L}, \frac{P_E}{z_E}, \frac{P_M}{z_M}) \quad (13)$$

Produktionsfaktorernes effektivitet påvirkes som beskrevet i afsnit 2 af tekniske fremskridt, som her er specificeret ved såkaldte faktorudvidende effektivitetstrends, approksimeret ved en funktion, der afhænger af tiden, t , og tiden i anden potens. I nærværende analyse kan effektiviteten desuden påvirkes af den offentlige sektors FoU-aktiviteter. I analysen testes det, hvorvidt FoU-kapitalen bidrager til produktionsfaktorernes effektivitet. Faktoreffektiviteten skrives således:

$$z_i = FoU^{\alpha_i} \exp(\omega_i t + \eta_i t^2) , \quad i = K,L,E,M \quad (14)$$

Omskrives (13) til logaritmiske ændringer, kan udviklingen i K for fastholdt produktion ($d\log Y=0$) og uændrede observerede faktorpriser ($d\log p_i=0$) formuleres

som:

$$\begin{aligned}
 d\log K = & -\left(1 + \frac{\partial \log K}{\partial \log(p_K/z_K)}\right) d\log z_K - \frac{\partial \log L}{\partial \log(p_L/z_L)} d\log z_L \\
 & - \frac{\partial \log E}{\partial \log(p_E/z_E)} d\log z_E - \frac{\partial \log M}{\partial \log(p_M/z_M)} d\log z_M
 \end{aligned} \quad (15)$$

Ligning (14) omskrives til logaritmer og indsættes i (15), som differentieres mht. FoU . Dermed fås følgende sammenhæng mellem ændringer i K og ændringer i FoU :

$$\begin{aligned}
 d\log K = & \left(-(1 + \epsilon_{KK})\alpha_K - \epsilon_{KL}\alpha_L - \epsilon_{KE}\alpha_E - \epsilon_{KM}\alpha_M \right) d\log FoU \\
 \text{hvor } \epsilon_{ij} = & \frac{\partial \log X_i}{\partial \log(p_j/z_j)}, \quad i, j = K, L, E, M
 \end{aligned} \quad (16)$$

Sammenhængen mellem ændringer i K og ændringer i FoU udregnes således på baggrund af elasticiteterne i efterspørgslen efter K mht. de effektive faktorpriser for de fire produktionsfaktorer samt en række α -parametre, der viser sammenhængen mellem ændringer i FoU og de respektive inputeffektiviteter. Efterspørgsleelasticiteterne mht. de effektive priser evalueres i de enkelte år, jf. ligningerne (8)-(11), og er altså ikke tidsuafhængige. Ligning (16) formuleres tilsvarende for de øvrige produktionsfaktorer, L , E og M .

Data

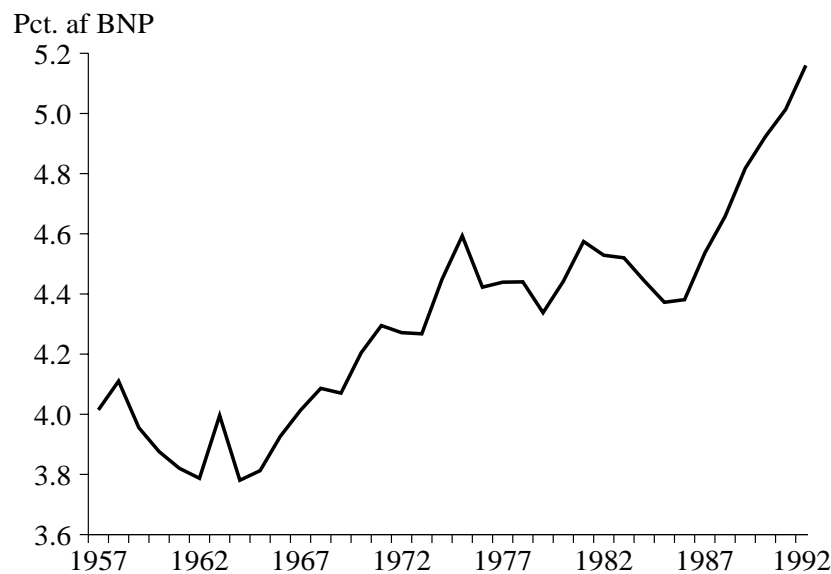
Beregningerne er gennemført på Forskningsministeriets tal for den offentlige sektors FoU -udgifter samt data fra ADAM's databank for perioden 1957-92. Ud fra en betragtning om, at forskning har langsigtede virkninger, og at tekniske fremskridt og andre produktivitetstevninger derfor er resultatet af mange års FoU -aktiviteter, er det naturligt at behandle FoU -udgifter som investeringer snarere end driftsudgifter. FoU indgår følgelig i estimationen som en beholdning, hvor udgangspunktet for beregningen af FoU -kapital er, at alle FoU -investeringsudgifter aktiveres og afskrives. Forskningsstatistikens opgørelse af investeringer i FoU (i løbende priser) kan føres tilbage til 1967. Investeringsudgifterne er fordelt på arbejdskraft, varekøb (halvfabrikata) og kapitalgoder. Ca. 90 pct. af FoU -udgifterne er knyttet til løn og varekøb, mens resten består af udgifter til

kapitalgoder. FoU-investeringerne er ført tilbage fra 1966 til 1948 under den forenklende antagelse, at de enkelte investeringskategorier i denne periode har fulgt udviklingen i den samlede beskæftigelse, forbrug af materialer og kapital i erhvervene. FoU-kapitalapparatet opgøres ved at summere periodens investeringer under antagelserne, at

- kapitalapparatet i 1957 består af de foregående 7 års investeringer;
- FoU-kapitalen afskrives med 10 pct. årligt (saldoafskrivninger).

Ved omregning af FoU-kapitalapparatet til faste priser antages det, at prisen på de enkelte investeringskomponenter (arbejdskraft, halvfabrikata og kapital) følger prisen på sektorens forbrug af arbejdskraft, halvfabrikata og kapital. Beregnet på denne måde har den offentlige FoU-kapital i perioden 1957-92 udgjort mellem knap 4 og godt 5 pct. af BNP i faste priser, jf. figur 5.

Figur 5. Offentlig FoU-kapital i forhold til BNP



Resultater

Som led i beregningerne er faktorefterspørgselssystemet estimeret såvel med som uden offentlig FoU som forklarende variabel. Det sidste er gjort for at sikre, at efterspørgslen efter produktionsfaktorerne kan forklares alene ved inputpriser,

produktionsniveau og tidsafhængige inputeffektiviteter. Tilføjelse af offentlig FoU yder et signifikant bidrag til forklaringsgraden i modellen, men ændrer samtidig ikke markant på de øvrige estimerede parametre i forhold til estimationen uden FoU.

Effekterne fra *FoU* på effektiviteten af produktionsfaktorerne arbejdskraft, *L*, og energi, *E*, er sat til 0, eftersom disse effekter frit estimeret er insignifikante. Estimationerne viser, at de private byerhvervs omkostninger falder med ca. 0,03 pct., når den offentlige FoU-kapital stiger med 1 pct, jf. tabel 4. Omkostningsbesparelsen (for fastholdt *Y*) opnås ifølge beregningerne især ved at reducere forbruget af energi og materialer med hhv. 0,19 pct. og 0,12 pct. Yderligere kan samme produktion opnås med 0,04 pct. mindre arbejdskraft. Disse omkostningsreduktioner muliggøres ved at øge indsatsen af *K* med 0,45 pct. Offentlig FoU og privat realkapital er således komplementære.

Tabel 4. Virkninger af offentlig FoU på faktorefterspørgsel og samlede omkostninger i private byerhverv.

	Ændring (pct.)	t	Trend ₁₉₆₀	Trend ₁₉₉₂	s	DW
Kapital	0,45	2,5	-1,1	-1,1	1,6	0,9
Arbejdskraft	-0,04	3,3	5,0	1,3	1,6	0,9
Energi	-0,19	4,0	-1,6	2,0	4,0	1,2
Materialer	-0,12	2,9	0,1	-1,2	1,0	0,7
Saml. omk.	-0,03	1,4	-	-	-	-

Anm.: 1. søjle: Pct.-vis ændring ved en 1 pct. stigning i den offentlige FoU-kapital.
 2. søjle: t-værdier.
 3.-4. søjle: Trendmæssig udvikling for produktionsfaktorerne i hhv. 1960 og 1992.
 5. søjle: Samlet spredning på estimationen.
 6. søjle: DW-teststørrelser.

Ændringen i efterspørgslen efter arbejdskraft og energi kan ikke begrundes ud fra en stigning i effektiviteten for disse to produktionsfaktorer, da denne er sat til 0 i estimationen. I stedet beror efterspørgselsændringen på ændringer i de relative effektive priser, jf. ligning (16).

En stigning i den offentlige FoU-kapital på 1 pct. svarede i 1992 til at øge de

årlige offentlige FoU-udgifter med knap 60 mio. kr. Den samlede omkostningsbesparelse i erhvervene svarende hertil er beregnet til 280 mio. kr. Omkostningsændringen er dog ikke signifikant i estimationen, idet spredningen på dette estimat er betydelig. Beregningerne peger imidlertid på, at erhvervene sandsynligvis vil opleve en omkostningsbesparelse, der overstiger de øgede offentlige udgifter til FoU, og at der dermed vil være et samfundsøkonomisk overskud forbundet med at øge den offentlige FoU-indsats.

Diskussion

Beregningerne beskrevet ovenfor er behæftet med en betydelig usikkerhed, hvorfor resultaterne bør fortolkes med varsomhed. Det har ikke været muligt at finde pålidelige resultater på et mere disaggregeret erhvervsniveau end de private byerhverv.

Beregningerne viser, at der er positive eksterne effekter forbundet med investeringer i offentlig FoU. Flere studier påpeger ligeledes, at der kan være eksterne effekter i forbindelse med private virksomheders FoU-aktiviteter, da FoU-resultater vanskeligt lader sig privatisere og følgelig let spredes til andre virksomheder, jf. *Dansk Økonomi, forår 1997*. En estimation af sådanne eksterne virkninger af privat FoU er forsøgt i den ovenfor beskrevne model. Konkret blev det undersøgt, om fremstillingserhvervenes FoU-aktiviteter påvirker serviceerhvervenes produktivitet. Forsøget med disse estimationer var desværre skuffende, idet der ikke kunne findes fornuftige og signifikante sammenhænge.

Nogle studier finder, at offentlig FoU fortrænger tilsvarende aktivitet i private erhverv. For at belyse sammenhængen mellem privat og offentlig FoU-aktivitet blev det derfor også forsøgt at behandle privat FoU som et input i produktionen på linje med kapital, arbejdskraft og energi+materialer. Heller ikke denne estimation faldt heldigt ud, sandsynligvis fordi GLO-systemet vanskeligt kan håndtere input med en meget lille omkostningsandel i forhold til erhvervenes samlede omkostninger.

4. Fremstillingserhvervenes efterspørgsel efter FoU-kapital

Dansk økonomi, forår 1997 indeholder beregninger af prisfølsomheden i danske fremstillingserhvervs FoU-aktivitet, jf. s. 254-56. Grundlaget for disse beregninger er en enkeltligningsestimation af erhvervenes efterspørgsel efter FoU-kapital som

funktion af aktivitet og priser på inputs.

Metode

Fremstillingsserhvervenes efterspørgsel efter FoU er estimeret med udgangspunkt i følgende langsigtede faktorefterspørgselsfunktion:

$$FoU = AY^\gamma p_{FoU}^{\epsilon_{FoU}} p_L^{\epsilon_L} p_K^{\epsilon_K} p_M^{\epsilon_M} \exp(\beta \cdot Trend) FoU_{off}^\alpha \quad (17)$$

hvor

Y produktionsværdi

p_i inputpriser, $i = FoU, L, K, M$

ϵ_i FoU-efterspørgsels egen- og krydspriselasticiteter, $i = FoU, L, K, M$

γ FoU-kapitalens outputelasticitet

$Trend$ tidstrend

β trendens påvirkning af FoU/Y-forholdet.

FoU_{off} offentlig FoU-kapital

α elasticiteten mellem offentlig FoU-kapital og det private FoU/Y-forhold

Ovennævnte udtryk lineariseres ved at evaluere det med den naturlige logaritme samt antage, at $\gamma=1$ (svarende til, at FoU-kapitalens outputelasticitet er 1), hvilket giver følgende udtryk:

$$\begin{aligned} \log(FoU/Y) = & \log A + \epsilon_{FoU} \log(p_{FoU}) + \epsilon_L \log(p_L) + \epsilon_K \log(p_K) \\ & + \epsilon_M \log(p_M) + \beta \cdot Trend + \alpha \log(FoU_{off}) \end{aligned} \quad (18)$$

A priori må det forventes, at ϵ_{FoU} er negativ, mens fortegnet på krydspriselasticiteterne afhænger af, om der er substitution (positiv elasticitet) eller komplementaritet (negativ elasticitet) mellem FoU og det pågældende input. Der må dog pålægges den restriktion, at summen af egen- og krydspriselasticiteterne er 0. Denne homogenitetsrestriktion indebærer, at faktorefterspørgslen er upåvirket af en procentuel identisk ændring i alle faktorpriser.⁶ Fortegnet til tidstrenden afhænger af, om der er tekniske "fremskridt" eller "tilbageskridt" knyttet til brugen af FoU-kapital. Fortegnet på α afhænger af, om offentlig FoU-kapital fortrænger (negativt fortegn) eller beforder (positivt fortegn) privat FoU-kapital.

6) Restriktionen er pålagt i estimationen og kan ikke statistisk afvises.

Data

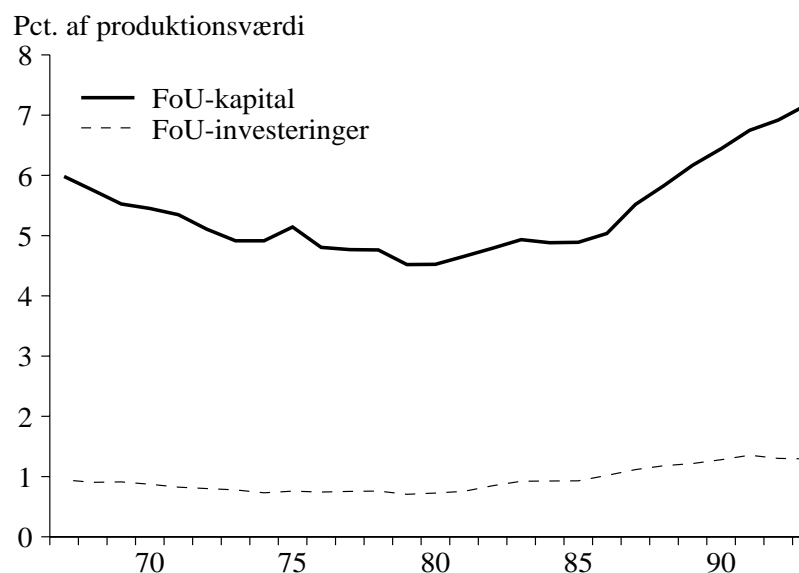
Fremstillingserhvervenes FoU-kapital konstrueres efter samme princip som FoU-kapitalen i den offentlige sektor, blot er det antaget, at:

- kapitalapparatet i 1957 består af de foregående 5 års investeringer;
- FoU-kapitalen afskrives med 15 pct. årligt (saldoafskrivninger).

I forhold til beregninger af virkningerne af den offentlige FoU er det således antaget, at privat FoU-kapital har en kortere levetid og afskrives med en højere afskrivningsrate. Denne sondring er begrundet med, at den private sektors FoU er mindre grundforskningsrettet.

I perioden 1967-93 har FoU-investeringerne udgjort mellem 0,8-1,5 pct. af produktionsværdien med en stigende tendens fra midten af 1980'erne, jf. figur 6. FoU-kapitalapparatet har udgjort 5-7 pct. af produktionsværdien med stort set samme profil som investeringerne. Opgjort på denne måde har FoU en begrænset størrelse i forhold til de øvrige inputs.

Figur 6. FoU-investeringer og FoU-kapitalapparat i forhold til produktionsværdi i fremstillingserhverv



Kilde: Egne beregninger.

De øvrige inputs - arbejdskraft, halvfabrikata og maskinkapital - svarer til opgørelsen i ADAM, men med den væsentlige korrektion at mængden af disse inputs er nedjusteret, så den eksplicite inddragelse af FoU-kapitalen ikke indebærer dobbeltregning.

User costs for FoU-kapital efter skat er givet ved følgende formel:

$$p_{FoU} = \frac{1-t \cdot a}{1-t} \cdot p_I \cdot ((1-t)i - R(p_I)^e + \delta) \quad (19)$$

hvor

- p_{FoU} user costs, privat FoU-kapital
- t (forventet) marginal selskabsskattesats
- a tilbagediskonteret værdi af forventede skattemæssige afskrivninger pr. enhed kapital
- p_I investeringspris
- $R(p_I)^e$ forventet prisstigning for p_I
- i nominel rente
- δ fysisk afskrivningsrate, her 15 pct.

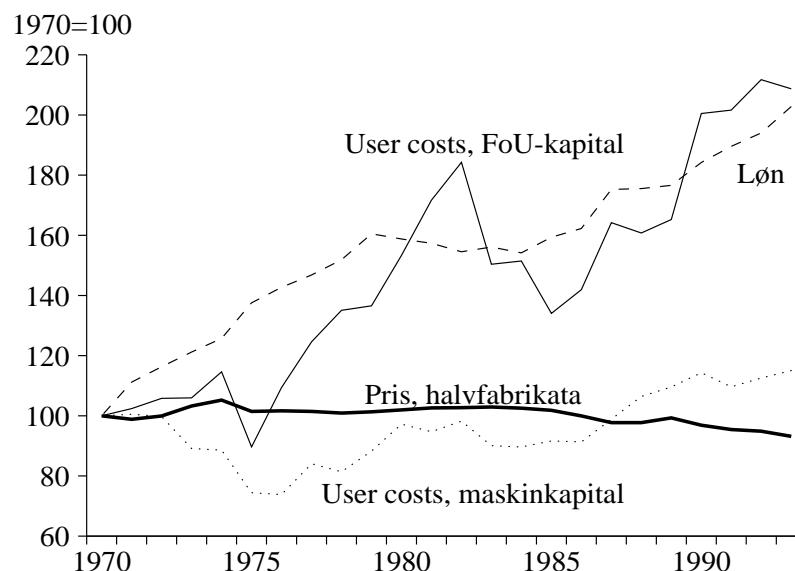
Variablerne t og i kan hentes direkte i ADAM's databank. Konstruktionen af p_I er der redegjort for ovenfor. Den forventede prisstigning for p_I antages at være lig med den gennemsnitlige prisstigning i de foregående 7 år. Det pragmatiske argument for denne ad-hoc antagelse er, at der i beregningen af ADAM's user costs for maskinkapital opereres med en tilsvarende forventningsdannelse. a afhænger af den skattemæssige behandling af FoU-investeringer. Som hovedregel har der i perioden været straksfradrag for udgifter til FoU. Dette svarer til, at $a=1$ i ovenstående formel. I årene 1988-89 og 1991-95 har der været mulighed for 125 pct. fradrag, men med begrænsninger i fradragets størrelse.⁷ Dette er i praksis

7) Det regelsæt, der er relevant for den skattemæssige behandling af FoU-afskrivninger, er Afskrivningslovens §3 stk. 1 og Ligningslovens §8.B, §8.F og §8.G. Afskrivningslovens §3 stk. 1 giver mulighed for fuldt fradrag i anskaffelsesåret. Ligningslovens §8.B giver virksomhederne mulighed for enten at fradrage alle investeringsudgifter straks eller fordele fradraget over indtil 5 år (den sidste mulighed kan være attraktiv for virksomheder, som ikke har "tilstrækkeligt" overskud i alle år). Ligningslovens §8.F vedrører danske forskningsprojekter godkendt af forskningsrådene og giver adgang til 125 pct. straksfradrag. Denne mulighed var kun åben i 1995, og den resulterede i et provenutab på 30 mio. kr. (beregnet som den skattemæssige værdi af forskellen mellem 125 og 100 pct. multipliceret med værdien af de investeringer, der kom ind under ordningen). Ligningslovens §8.G vedrører internationale (grund)forskningsprojekter godkendt af Erhvervsfremmestyrelsen og giver adgang til 125 pct. straksfradrag. Denne mulighed var åben i årene 1988-89 og 1991-95 med et årligt loft på 300 mio. kr. svarende til et statsligt provenutab på 30 mio. kr. (beregnet som ovenfor).

modelleret ved at beregne den (gennemsnitlige) fradragprocent, som modsvarer det samlede statslige provenutab.⁸

Nedenfor er vist de beregnede efter-skat FoU user costs for fremstillingserhvervene i perioden 1970-93. Der er endvidere præsenteret lønninger, user costs for maskinkapital og pris på halvfabrikata. Alle serier er deflateret med fremstillings-
erhvervenes outputpriser.

Figur 7. Reale inputpriser i fremstillingserhvervene, 1970-93



Kilde: Egne beregninger og ADAM's databank.

Anm.: Inputpriserne er deflateret med fremstillingserhvervenes outputpriser.

Set over perioden som helhed har FoU user costs fulgt lønudviklingen, hvilket skyldes, at FoU-aktiviteterne er arbejdskraftintensive. Faldet i user costs i begyndelsen af 1980'erne skyldes det nominelle rentefald. Stigningen i begyndelsen af 1990'erne kan bl.a. henføres til nedsættelsen af selskabsskattesatsen.

8) $a=1+(\text{bruttoprovenuetab knyttet til ekstra 25 pct. fradrag/værdi af samlet privat FoU-investering})$. Beregningen af a forudsætter, at fremstillingserhvervenes andel af 125 pct. straksfradrag er lig med fremstillingserhvervenes andel af de samlede private FoU-investeringer. Resultatet er, at $a=1$ frem til 1987, $a=1,05$ i perioden 1988-89, $a=1$ i 1990, $a=1,03$ i perioden 1991-94, $a=1,06$ i 1995 og $a=1$ efter 1995.

Resultater

Den lineariserede langsigtsammenhæng "dynamiseres" i en traditionel fejlkorrektionsmodel, hvor estimationsstrategien har været at teste ned fra en generel model med mange laggede variabler (general to specific). Den resulterende ligning er vist nedenfor, hvor f.eks. FoU.2 angiver FoU-kapitalen lagget 2 perioder:

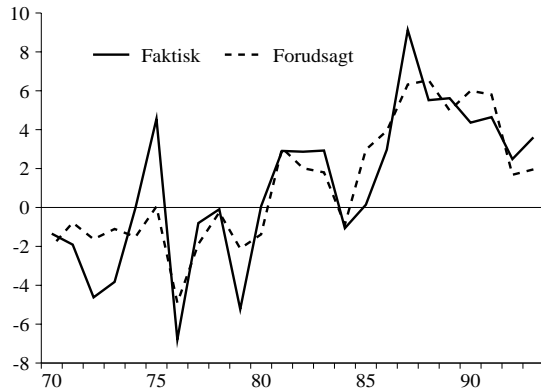
$d\log(\text{FoU}/Y)$

$$\begin{aligned} = & - 0.22889 * \log(\text{FoU}.2/Y.2) + 0.20436 * \log(P_K.1) \\ & (3.07410) \qquad\qquad\qquad (3.38616) \\ & - 0.16611 * \log(P_{\text{FoU}}.2) - 0.13385 * \log(P_L.1) \\ & (2.99651) \qquad\qquad\qquad (2.97530) \\ & + 0.09560 * \log(P_M.2) + 0.01181 * \text{trend} - 23.5911 \\ & (1.43237) \qquad\qquad\qquad (5.01495) \qquad\qquad\qquad (4.98430) \end{aligned}$$

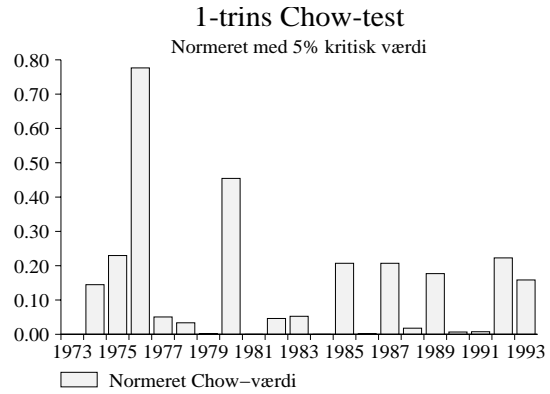
Sum Sq	0.0188	Std Err	0.0250	LHS Mean	-0.0027
R Sq	0.6588	R Bar Sq	0.6019	F 5, 30	11.5846
D.W.(1)	2.5900	D.W.(2)	2.0138		

Den estimerede relation forklarer 66 pct. af variationen i venstresiden, hvilket er pænt for en ændringsrelation. Relationens standardafvigelse er 2,5 pct. Med undtagelse af elasticiteten til prisen på halvfabrikata er de estimerede koefficienter signifikante. Den estimerede relation kan forklare den faktiske udvikling i FoU/Y-forholdet tilfredsstillende undtagen i 1975 - der er dog også mindre problemer i 1979 og 1988, jf. figur 8. Modellen viser ingen tegn på strukturelle brud, jf. figur 9, og de estimerede koefficienter til fejlkorrektionsleddet og FoU user cost er også rimeligt stabile i rekursive estimationer, jf. figur 10 og 11.

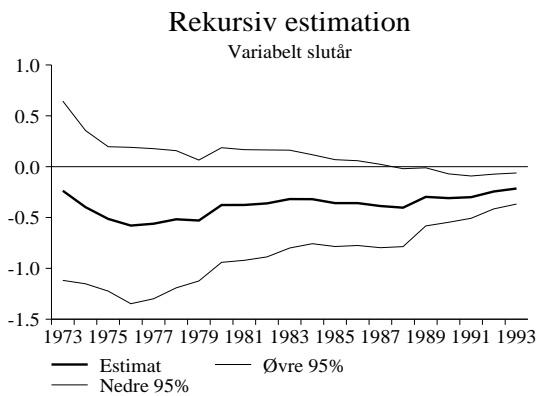
Figur 8. Ændring i FoU/Y, pct.



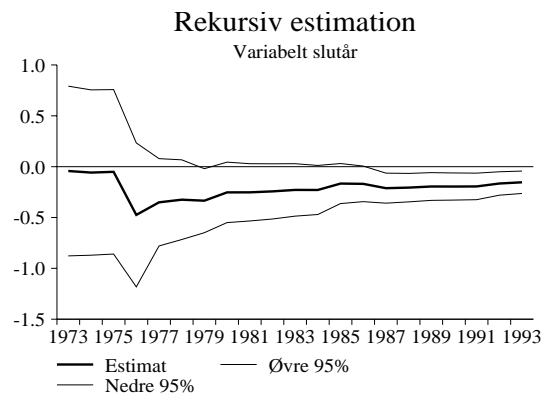
Figur 9. 1-trins Chow-test



Figur 10. Rekursiv est., fejlkorrl.ed



Figur 11. Rekursiv estimation, p_{FoU}



FoU-relationens egen- og krydspriselasticiteter beregnet for såvel det korte som det lange sigt fremgår af tabel 5. Egenpriselasticiteten har det ventede fortegn og er på godt $-0,7$. Kapital og halvfabrikata er begge substitutter med FoU, mens arbejdskraft komplementerer FoU-kapital.

Tabel 5. FoU-relationens egen- og krydspriselasticiteter

Type af elasticitet	Kortsigtet elasticitet	Langsigtet elasticitet
Egenpriselasticitet ϵ_{FoU}	-0,17	-0,73
Krydspriselasticitet ϵ_{K}	0,20	0,89
Krydspriselasticitet ϵ_{L}	-0,13	-0,59
Krydspriselasticitet ϵ_{M}	0,10	0,42

Anm.: Den kortsigtede elasticitet for FoU og M er 3. års elasticiteter, mens der for K og L er tale om 2. års elasticiteter.

Diskussion

Det er vanskeligt at forholde sig til størrelsesforholdet af elasticiteterne, da der ikke er foretaget sammenlignelige danske studier. Hvad angår egenpriselasticiteten på -0,73, som er den parameter i ovennævnte estimation, der bruges i beregningen i kapitlet, så harmonerer den pænt med nyere amerikanske studier af FoU-efterspørgslens egenpriselasticitet, jf. *Dansk økonomi, forår 1997*, s. 256.

Litteratur

Berman, E., J. Bound and Z. Griliches (1993): Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing Industries. Evidence from the Annual Survey of manufacturing, *NBER Working Paper No. 4255*.

Bound, J. and G. Johnson (1992): Changes in the Structure of Wages in the 1980's: An Evaluation of Alternative Explanations. *American Economic Review* 82, 371-392.

Draper, N. and T. Manders (1996): Structural Changes in the Demand for Labor, *Research Memorandum No. 128*, Centraal Planbureau, Den Haag.

Erhvervsministeriet (1995): *Erhvervsredegørelse 1995*. København.

Grossmann, G. M. and E. Helpman (1991): *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge MA, MIT Press.

Gørtz, M. (1996): "Infrastruktur og produktivitet". *Arbejdsrapport No. 1996:5*, Det økonomiske Råds sekretariat. København.

Machin, S., A. Ryan and J. Van Reenen (1996): Technology and Changes in Skill Structure: Evidence from an International Panel of Industries, *CEPR Discussion Paper No. 1434*.

Risager, O. (1992): Substitutionselasticiteten mellem faglærte og ufaglærte mænd i Danmark: Resultater og implikationer. *Bilag til Finansredegørelsen 1992*, Finansministeriet. København.

Romer, P. M. (1987): Growth Based on Increasing Returns Due to Specialization, *American Economic Review* 77, 56-62.

Romer, P. M. (1990): Endogenous Technological Change, *Journal of Political Economy* 98, 71-101.

Thomsen, T. (1995): Faktorefterspørgsel på kort og langt sigt, *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 133, 52-65.