

PRODUKTIONSFORHOLDENE I NOGLE MINDRE DANSKE VIRKSOMHEDER

Af LARS LUND*

Indledning.

1. Med det formål at belyse blandt andet produktionsforholdene, virksomhedernes investeringer, arbejdskraftsforholdene, administrationen og driftsregnskaberne i mindre danske virksomheder blev der i slutningen af 1965 og i begyndelsen af 1966 optaget ialt 54 interviews med virksomhedsledere fordelt på følgende 7 brancher indenfor fremstillingsfagene: Bagerforretninger, betonstøberier, jernvarefabrikker, smede- og maskinværksteder, maskinfabrikker, maskinsnedkerier og møbelsnedkerier^{1,2}. Med enkelte undtagelser beskæftigede virksomhederne et samlet personel på mindre end 20 personer.

2. Af de mange emner, materialet berører, skal specielt produktionsforholdene gøres til genstand for nærmere analyse i denne artikel, og der sigtes på at belyse dem ved Cobb-Douglas produktionsfunktionen. Man kan selvsagt ikke vide, om denne funktion, som økonomer så ofte anvender, netop er den rigtige for dette materiale, men det diskuteres ikke i artiklen, om andre funktioner kunne tænkes at være mere velegnede til beskrivelsen. I øvrigt antages det, at virksomhederne er kendetegnet ved en vis ensartethed, hvad de tekniske produktionsforhold angår.

Det forudsættes, at de økonomiske forhold er karakteriseret ved fuldkommen konkurrence både på produkt- og faktormarkederne, og at virksomhederne stræber efter at maximere profitten.

På grund af mangler ved observationerne, dels i form af utilstrækkelige oplysninger og dels i relation til de omtalte forudsætninger er kun 35 af de 54 virksomheder, hvis ledere blev interviewet, relevante for denne undersøgelse.

* Amanduensis ved Handelshøjskolen i København.

1. Forfatteren takker Philips Fond af 1958 for økonomisk støtte til udgifter ved materialets bearbejdning.

2. Interviewundersøgelsen omfattede flere brancher end de her nævnte. En nærmere omtale af undersøgelsen findes i Lars Lund og Erik Jørgen Hansen, *Håndværk og mindre industri. Undersøgelser over produktion, økonomi, vækst og målsætning samt social oprindelse*, København 1968.

PRODUKTIONSFORHOLDENE I NOGLE MINDRE DANSKE VIRKSOMHEDER

Af LARS LUND*

Indledning.

1. Med det formål at belyse blandt andet produktionsforholdene, virksomhedernes investeringer, arbejdskraftsforholdene, administrationen og driftsregnskaberne i mindre danske virksomheder blev der i slutningen af 1965 og i begyndelsen af 1966 optaget ialt 54 interviews med virksomhedsledere fordelt på følgende 7 brancher indenfor fremstillingsfagene: Bagerforretninger, betonstøberier, jernvarefabrikker, smede- og maskinværksteder, maskinfabrikker, maskinsnedkerier og møbelsnedkerier^{1,2}. Med enkelte undtagelser beskæftigede virksomhederne et samlet personel på mindre end 20 personer.

2. Af de mange emner, materialet berører, skal specielt produktionsforholdene gøres til genstand for nærmere analyse i denne artikel, og der sigtes på at belyse dem ved Cobb-Douglas produktionsfunktionen. Man kan selvsagt ikke vide, om denne funktion, som økonomer så ofte anvender, netop er den rigtige for dette materiale, men det diskuteres ikke i artiklen, om andre funktioner kunne tænkes at være mere velegnede til beskrivelsen. I øvrigt antages det, at virksomhederne er kendetegnet ved en vis ensartethed, hvad de tekniske produktionsforhold angår.

Det forudsættes, at de økonomiske forhold er karakteriseret ved fuldkommen konkurrence både på produkt- og faktormarkedene, og at virksomhederne stræber efter at maximere profitten.

På grund af mangler ved observationerne, dels i form af utilstrækkelige oplysninger og dels i relation til de omtalte forudsætninger er kun 35 af de 54 virksomheder, hvis ledere blev interviewet, relevante for denne undersøgelse.

* Amanduensis ved Handelshøjskolen i København.

1. Forfatteren takker Philips Fond af 1958 for økonomisk støtte til udgifter ved materialets bearbejdning.

2. Interviewundersøgelsen omfattede flere brancher end de her nævnte. En nærmere omtale af undersøgelsen findes i Lars Lund og Erik Jørgen Hansen, *Håndværk og mindre industri. Undersøgelser over produktion, økonomi, vækst og målsætning samt social oprindelse*, København 1968.

Den forudsatte ensartethed i materialet skal omtales lidt nærmere. Det er fælles for alle virksomhederne, at de ved hjælp af råmaterialer, arbejdskraft og fast realkapital fremstiller en produktkombination. Hæfter man sig ved de fremstillede produkters fremtoning og anvendelsesmuligheder, er der stor forskel på virksomhederne og da navnlig, hvis man sammenligner virksomheder i forskellige brancher. På tilsvarende måde foregår produktionen forskelligt i de forskellige virksomheder. Alligevel vil det i undersøgelsen, som det fremgår af senere afsnit, blive antaget, at virksomhederne i alle brancher med undtagelse af bagerbranchen er en stikprøve fra en population, der er så homogen, hvad angår produktionsforholdene, at det har mening at hæfte sig ved fælles træk ved produktionsfunktionerne. Antagelsen om nogenlunde ensartede produktionsforhold belyses derefter ved at sammenligne den fælles produktionsbeskrivelse med forholdene i virksomhederne, når disse grupperes efter branche, og dette synes at vise, at det er tilladeligt at betragte brancherne under ét.

Det er imidlertid en afgørende forudsætning, både for de økonomiske ræsonnementer og for den statistiske analyse, at parametrene i produktionsfunktionen varierer fra virksomhed til virksomhed alt efter lederens dygtighed, og at denne variation sker på trods af ensartetheden i materialet. Lad en gruppe virksomheder have en Cobb-Douglas produktionsfunktion, hvori der indgår to uafhængige variable:

$$(1) \quad x_0 = a x_1^{\alpha_1} x_2^{\alpha_2}$$

x_0 , x_1 og x_2 er mængden af henholdsvis færdigvaren og af to produktionsfaktorer. a , α_1 og α_2 er parametre.

Vi kan nu præcisere formålet med undersøgelsen. Det er at skønne over parametrene α_1 og α_2 , der er produktionsfaktorernes elasticiteter. α_1 angiver således den procentvise forøgelse af den producerede mængde, når der anvendes 1 pct. mere af den første produktionsfaktor. Det er, som det nærmere begrundes nedenfor, rimeligt at antage, at elasticiteterne varierer med lederens dygtighed. Det er imidlertid ikke meningen at beskrive eller undersøge denne dygtighedsfordeling nærmere. Tværtimod søges det ved skønnet over elasticiteterne at eliminere dygtighedens indflydelse. De skønnede værdier for α_1 og α_2 skal da udtrykke elasticiteternes bidrag til de respektive produktionsfaktorers produktivitet, når de anvendes af ledere, der hverken er særligt effektive eller særligt ineffektive, men som er i besiddelse af en jævn og almindelig dygtighed.

I det følgende diskuteres det først, hvilken metode der kan anvendes ved parameterestimationen. Derefter omtales interviewsundersøgelsens oplysninger, og parameterestimationen gennemføres, og endelig foretages der en vurdering af resultaterne.

Metode¹.

3. Vi tager udgangspunkt i produktionsfunktionen (1) og starter med at undersøge betydningen af forudsætningen om profitmaximering. Idet priserne svarende til x 'erne kaldes p_0 , p_1 og p_2 , er profitten

$$\pi = p_0 x_0 - p_1 x_1 - p_2 x_2.$$

Betingelserne for maximum af π kan findes ved at maximere

$$\pi^* = \pi - \lambda (x_0 - a x_1^{\alpha_1} x_2^{\alpha_2}),$$

hvor λ er en Lagrange multiplikator.

Når man forudsætter fuldkommen konkurrence på alle markeder, får man af de afledede af første orden med hensyn til x_0 , x_1 og x_2 følgende nødvendige betingelser for maximum

$$(2) \quad \alpha_1 = \frac{p_1 x_1}{p_0 x_0} \quad \text{og} \quad \alpha_2 = \frac{p_2 x_2}{p_0 x_0}.$$

Foruden at være elasticiteter i produktionsfunktionen er α 'erne således med de givne forudsætninger de andele af omsætningen, hvormed produktionsfaktorerne aflønnes.

Ved anvendelse af de afledede af anden orden fås maximumsbetingelser, der sammen med (2) udgør en tilstrækkelig betingelse for maximum. Af disse sidste betingelser er den økonomisk relevante

$$(3) \quad \alpha_1 + \alpha_2 < 1.$$

Indholdet af (3) er, at man skal have aftagende grænseprodukter, også når man forøger anvendelsen af de variable produktionsfaktorer i samme takt. Man skal have *decreasing returns to scale*.

4. I nærværende undersøgelse er de observerede størrelser omsætningstal, og de bagvedliggende pris- og mængdestørrelser er ukendte. Disse tal kan ikke direkte indsættes i (1). Skriver vi

$$y_i = x_i p_i \quad (i = 0, 1, 2)$$

fås

$$x_i = \frac{y_i}{p_i} \quad (i = 0, 1, 2)$$

der kan indsættes i (1). Det giver

$$(4) \quad y_0 = \frac{a p_0}{p_1^{\alpha_1} p_2^{\alpha_2}} y_1^{\alpha_1} y_2^{\alpha_2}.$$

1. Indholdet i dette afsnit er i høj grad inspireret af Marc Nerlove, *Estimation and Identification of Cobb-Douglas Production Functions*, Amsterdam 1965.

På logaritmisk form giver (4)

$$(5) \quad Y_0 = C + \alpha_1 Y_1 + \alpha_2 Y_2,$$

hvor $Y_i = \log y_i$, $i = 0, 1, 2$ og hvor

$$C = \log \frac{ap_0}{p_1^{\alpha_1} p_2^{\alpha_2}}$$

5. Det kunne være fristende at foretage en almindelig regression af Y_0 på Y_1 og Y_2 til bestemmelse af α_1 og α_2 . En sådan fremgangsmåde ville kræve, at (5) omformedes til

$$(6) \quad Y_{0f} = C + \alpha_1 Y_{1f} + \alpha_2 Y_{2f} + u$$

hvor u er et stokastisk element. f står for observationsnummeret. Som det ses af (4), er der ingen mulighed for at bestemme den sidste parameter i produktionsfunktionen, nemlig a .

Her skal gøres nogle indvendinger mod at lade (6) være den statistiske hypotese. (6) bygger på (1), der er en teknisk relation. For at en undersøgelse af produktionsfunktionen skal få mening, må der imidlertid også gøres nogle forudsætninger om økonomisk adfærd, således at (6) ikke kommer til at stå alene. Forudsættes gevinstmaximering, må den statistiske model udvides med (2). Det betyder i sig selv, at man vil få et skævt skøn ved at lave regressionsanalyse på (6) alene¹.

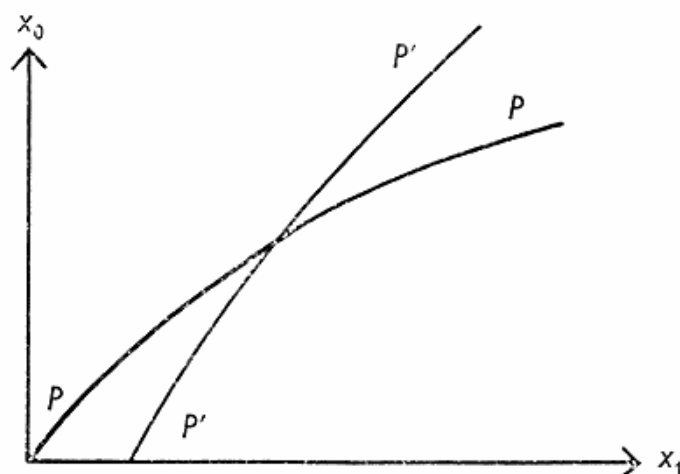
Når (6) i det mindste bør indgå i en model bestående af flere relationer, er dette også et udtryk for, at (6) alene ikke kan fortolkes tilfredsstillende. Det stokastiske element skulle betyde, at hvis en gennemsnitlig foretager fik tildelt faktorer for beløbene y_1 og y_2 , ville han bortset fra en tilfældig afvigelse producere varer for y_0 .

Hvis det imidlertid er forskellige former for *dygtighed*, der er *tilfældigt fordelt*, således at den statistiske afvigelse er knyttet til de enkelte parametre i (1), vil det tilfældige element netop have den hovedvirkning, at det vil fastlægge en virksomheds størrelse eller skala. Der er således ikke megen mening i at udstyre en tilfældig foretager med bestemte kvanta af produktionsfaktorer, da det netop er foretagerens tilfældige forsyning med talent og dygtighed, der bestemmer, hvilke kvanta af produktionsfaktorer, han vil anvende, og hvor stort et produktionsresultat der herved fremkommer. Hvis man ikke havde en fordeling af dygtighed, ville alle virksomhedsledere vælge samme skala, hvis det antages, at de maximerer gevinsten under de samme ydre forhold.

6. For nærmere at belyse disse sammenhænge, skal vi se på et simpelt eksempel. Følgende produktionsfunktion antages at gælde

$$x_0 = a x_1^{\alpha_1} x_2^{\alpha_2}$$

1. Se f.eks. J. Johnston, *Econometric Methods*, New York 1963, Chapter 9.



Figur 1. Produktionsfunktion (PP) og observeret faktor-færdigvare sammenhæng ($P'P'$).

For nemheds skyld regnes der med, at der kun anvendes én produktionsfaktor. ε_1 er et stokastisk element, der udtrykker den tilfældigt fordelte dygtighed. Fordelingens median antages at være 1 og ε_1 vokser med stigende dygtighed. Den til (2) svarende betingelse for gevinstmaximering er

$$\alpha_1 \varepsilon_1 = \frac{p_1 x_1}{p_0 x_0}$$

Af disse to udtryk kan man nu finde

$$(7) \quad \begin{aligned} x_1 &= \left(\frac{\alpha_1 p_0 a}{p_1} \varepsilon_1 \right)^{\frac{1}{1-\alpha_1 \varepsilon_1}} \\ x_0 &= a x_1^{\alpha_1 \varepsilon_1} \\ &= a \left(\frac{\alpha_1 p_0 a}{p_1} \varepsilon_1 \right)^{\frac{\alpha_1 \varepsilon_1}{1-\alpha_1 \varepsilon_1}} \end{aligned}$$

Af (7) ses, at en leder med en dygtighed, der ligger over det almindelige, vil være karakteriseret af relativt store værdier både af x_0 og x_1 . x_0 vil være stor af to årsager, nemlig dels fordi lederen anvender meget af x_1 , og dels fordi han pr. anvendt enhed af produktionsfaktoren fremstiller meget af færdigvaren. For en leder med dygtighed under det almindelige niveau vil man på helt tilsvarende måde få små værdier af x_0 og x_1 . Disse resultater er illustreret i figur 1. Hvis det eneste tilfældige i modellen er dygtighedsfordelingen, vil den

eksakte funktion PP gælde for en leder med almindelige evner, medens de observerede kombinationer af x_1 og x_0 vil ligge på den stejle ligeledes eksakte funktion $P'P'$. Nu vil der naturligvis være andre usikkerheder, der spiller ind. De vil betyde, at en gruppe ledere, der anvender samme mængde af produktionsfaktoren, vil få frembragt forskellige produktionsmængder. Imidlertid vil variationen blive omkring $P'P'$ og ikke omkring PP .

Hvis man foretog en regressionsanalyse på (6), ville man tilnærme observationerne til en funktion svarende til $P'P'$ i fig. 1¹. $P'P'$ vil ikke være kendetegnet ved de dygtighedsuafhængige elementer i elasticiteterne, men som det er nævnt i indledningen, er det netop disse, vi er interesseret i at bestemme². Der må derfor søges efter en anden estimationsmetode.

7. Klein har foreslået, at man ved estimationen af elasticiteterne direkte tager udgangspunkt i profitmaximeringsbetingelserne i (2)³. Udvidet med stokastisk element og observationsnummer kan vi skrive (2) som

$$(8) \quad \alpha_i \varepsilon_{if} = \frac{y_{if}}{y_{0f}} \quad (i = 1, 2 \text{ og } f = 1, \dots, F.)$$

I overensstemmelse med det foregående refererer ε_i sig til ledernes dygtighed. Ved et givet produkt $\alpha_i \varepsilon_{if}$ for leder f forudsætter (8) eksakt gevinstmaximering. Modellen kan omformes således, at man tillader tilfældige afvigelser fra den præcise opfyldelse af (8). Skriver vi

$$\alpha_i \varepsilon_{if} \theta_{if} = \frac{y_{if}}{y_{0f}} \quad (i = 1, 2)$$

kan det stokastiske element θ_i angive manglende eksakt opfyldelse af gevinstmaximeringsbetingelserne. Denne udvidede fortolkning af det stokastiske element er vigtig at have i tankerne ved vurderingen af resultaterne nedenfor. Den får dog ingen betydning for den følgende parameterestimation.

Vi vil derfor direkte tage udgangspunkt i (8). Tages logaritmen på begge sider af lighedstegnet, fås

$$(9) \quad \log \varepsilon_{if} = \log \frac{y_{if}}{y_{0f}} - \log \alpha_i \quad (i = 1, 2)$$

1. De variable i (6) er logaritmer til omsætningstal, medens det er funktionssammenhænge mellem mængder, der er indtegnet i fig. 1. Med forudsætning om fuldkommen konkurrence giver dette dog ingen komplikationer ved fortolkningen. Mængdeenhederne kan defineres sådan, at alle priser er 1, hvorved omsætningstal og mængdetal bliver sammenfaldende.
2. I Knud Rasmussen, *Variance and Production Function Analysis of Farm Accounts*, Oxford 1961, er elasticiteterne søgt bestemt ved at tilnærme funktioner af typen PP til observationerne. K. R. argumenterer p. 56 for, at $P'P'$ i hans materiale er omtrent sammenfaldende med PP . Resultaterne viser imidlertid increasing returns to scale, og det tyder på, at de to funktioner er forskellige.
3. Lawrence R. Klein, *A Textbook of Econometrics*, Evanston 1953, p. 226-236.

Antages det, at $\log \varepsilon_i$ er normalfordelt med parametre $(0, \sigma^2)$, er $\log \frac{y_i}{y_0}$ normalfordelt med parametre $(\log \alpha_i, \sigma^2)$. Det betyder, at estimatoren

$$(10) \quad \widehat{\log \alpha_i} = \frac{1}{F} \sum_F \log \frac{y_{if}}{y_{0f}} \quad (i = 1, 2)$$

er en maximum likelihood estimator og giver et centralt skøn over $\log \alpha_i$.

Det følger endvidere af de almindelige egenskaber ved et maximum likelihood skøn, at $\widehat{\alpha}_i$ er et konsistent skøn over α_i , hvor

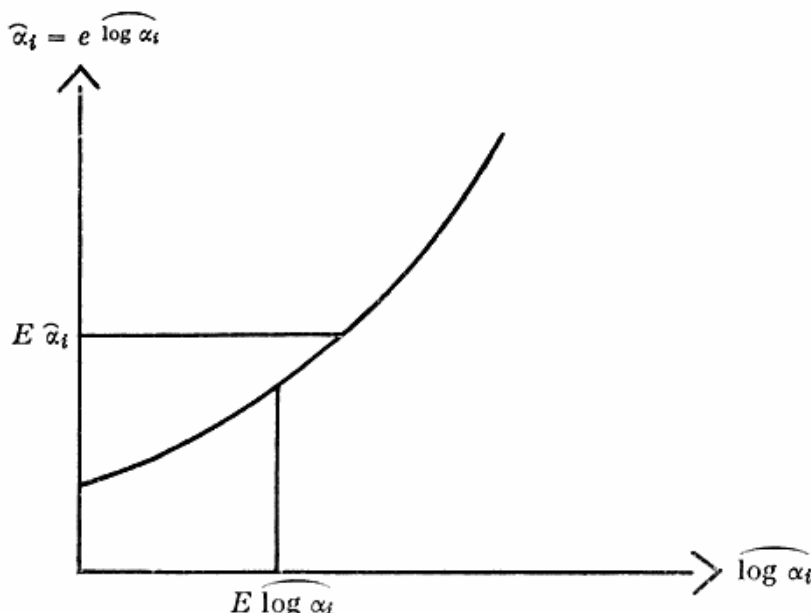
$$\widehat{\alpha}_i = e^{\widehat{\log \alpha_i}} \quad (i = 1, 2)$$

8. Derimod bevares centraliteten ikke ved denne konvekse (opad hule) transformation. Skønnene bliver skæve opad, det vil sige, at der bliver en tendens til, at de skønnede værdier for elasticiteterne overvurderer de sande værdier¹.

Generelt gælder ved denne transformation uligheden²

$$E[f(x)] \geq f[E(x)]$$

hvor x er en stokastisk variabel, og hvor f.eks. $E(x)$ betyder middelværdien af x . For vores tilfælde kan betydningen af denne ulighed illustreres ved fig. 2.



Figur 2. Skævheden opad ved skønnet $\widehat{\alpha}_i$.

1. Angående dette forhold har der desværre indsneget sig en misforståelse i Nerloves fremstilling i førnævnte bog, hvor det p. 66 anføres, at skævheden går den anden vej.
2. Jensens ulighed, se C. Radhakrishna Rao, *Linear Statistical Inference and its Applications*, New York 1965, p. 46.

Ved de variationer i $\widehat{\log \alpha_i}$, der er tale om i nærværende undersøgelse, vil denne skævhed dog være ganske uvæsentlig. Det kan illustreres ved et af de nedenfor omtalte resultater. For en gruppe fremstillingsvirksomheder er 10-talslogaritmen, der fører til beregningen af skønnet over kapitalens elasticitet i produktionsfunktionen, beregnet til $-0,1785$, og variansen på dette gennemsnit er beregnet til $0,0004178$. For nu at vælge nogle værdier af $E \widehat{\log \alpha}$ og spredningen $\sigma^2 \widehat{\log \alpha}$, der ligger nær disse tal, sættes

$$E \widehat{\log_{10} \alpha} = -0,18 \quad \text{og} \quad \sigma^2 \widehat{\log_{10} \alpha} = 0,0004.$$

Antilogaritmen til $E \widehat{\log_{10} \alpha}$ er $10^{-0,18} = 0,6607$

Hvis det nu antages, at $\widehat{\log_{10} \alpha}$ er normalfordelt bliver

$$\begin{aligned} E 10^{\widehat{\log_{10} \alpha}} &= 0,6607 \times 10^{\frac{0,0004}{2 \cdot 0,43429}} \\ &= 0,6607 \times 1,001 = 0,6614.^1 \end{aligned}$$

Skævheden opad på $E \widehat{\alpha}$ bliver altså her på 1 promille i forhold til $\alpha = 10^{E \widehat{\log_{10} \alpha}}$.

9. Det er ikke i forbindelse med skønnet i (10) omtalt, hvad målefejl på observationerne betyder. Da det i den her behandlede interviewundersøgelse er givet, at der er ikke ubetydelige målefejl på de anvendte y -værdier, er det af interesse at undersøge problemet. En antagelse om tilfældigt fordelte målefejl kan f.eks. udtrykkes ved

$$y'_{if} = \frac{y_{if}}{\mu_{if}} \quad (i = 0, 1, 2)$$

hvor y'_i er den sande værdi, og μ_i er det stokastiske led. (8) skulle da gælde for y'_i i stedet for som antaget for y_i , og man får

$$\alpha_i \varepsilon_{if} \frac{\mu_{0f}}{\mu_{if}} = \frac{y_{if}}{y_{0f}} \quad (i = 1, 2)$$

Tager man logaritmen på begge sider af lighedstegnet, får man et udtryk svarende til (9), idet venstresiden udvides med

$$\log \mu_{0f} - \log \mu_{if} \quad (i = 1, 2)$$

Hvis $\log \mu_{if}$, $i = 0, 1, 2$, er normalfordelt med middelværdien 0 eller med samme middelværdi, vil middelværdien af udtrykket være 0 og $\widehat{\log \alpha_i}$ vil stadig være et maximum likelihood skøn over $\log \alpha_i$. Dog vil variansen på skønnet blive forøget, når der er målefejl på observationerne.

I den her omtalte undersøgelse kendes graden af målefejl på kapitalværdier, lønsummer, omsætningstal og råvareomkostninger ikke. Der er nok grund til

1. Se A. Hald, *Statistical Theory with Engineering Applications*, New York 1952, p. 165.

at tro, at kapitalværdierne og dermed udgiften til kapital er angivet med større usikkerhed end de andre oplysninger. Navnlig lønsummerne skulle virksomhederne kende med god nøjagtighed. Det er derfor sandsynligt, at elasticiteten til realkapitalen vil blive bestemt mindre sikkert end elasticiteten til arbejdskraften. Der er dog ingen a priori grund til at tro, at nogle af oplysningerne systematisk undervurderer eller overvurderer de sande tal. Hvis man derfor antager, at logaritmerne til målefejlsfaktorerne alle har middelværdien 0, vil (10) stadig være et maximum likelihood skøn.

Interviewundersøgelsens oplysninger og deres anvendelighed.

10. Omsætning, råvareudgift, løn og husleje er oplyst for året 1964. Det er ikke muligt at skelne mellem omsætning og produktion, og omsætningen opfattes derfor som udtryk for produktionen. Principielt ville det være rigtigt at lade råvareforbruget indgå som en produktionsfaktor i produktionsfunktionen. Dette kan dog kun lade sig gøre, hvis man har oplysninger om en gruppe virksomheder, hvor produktionsforholdene virkeligt er meget nært beslægtede. Hvis virksomhederne derimod ikke fremstiller samme varer eller tilhører samme brancher, vil der være store ikke tilfældige forskelle i forholdet mellem omsætning og råvareudgift, og det vil give store udsving i elasticiteterne i produktionsfunktionen for alle produktionsfaktorer, se (10). Ved en sådan manglende ensartethed vil det være bedre at koncentrere opmærksomheden om den relative betydning af arbejdskraft og af realkapital. Dette opnås ved at lade værditilvæksten, d.v.s. omsætning – råvareudgift, repræsentere produktionens salgsværdi¹.

I det nedenfor omtalte materiale er råvareudgiften kun med på produktionsfaktorsiden ved behandlingen af 4 bagerforretninger, hvor en stor ensartethed gør sig gældende.

11. Lønudgiften inkluderer løn til arbejdere og funktionærer og en egenløn, der i alle tilfælde er sat til 25.000 kr. Undersøgelsens lønoplysninger viser, at en løn omkring 20.000 kr. er en almindelig arbejderløn, og at en løn omkring 30.000 kr. er en almindelig løn for en funktionær, der arbejder med administration. Da ejeren typisk udfører begge slags arbejde, kan man med en vis vilkårlighed placere den »variable del« af hans løn midt mellem de to tal.

12. Kapitaludgiften er beregnet ud fra en opgørelse af realkapitalen til genskaffelsespriser. Denne opgørelse omfatter grund, bygninger, maskiner, bi-

1. Dette er i princippet kun tilladeligt, hvis produktionsomfanget bestemmes af de anvendte mængder af arbejdskraft og kapital, og hvis der uanset produktionsomfanget er en bestemt råvareudgift pr. produceret enhed. Herved får begreberne værditilvækstenhed og pris pr. værditilvækstenhed mening. En usikkerhed i denne forbindelse grundet forskellig teknisk effektivitet i virksomhederne kan indføres i modellen i (8) som en usikkerhed på p_0 og dermed på y_0 .

ler, håndværktøj og normallager¹. Kapitalværdien blev ved interviewene angivet for det aktuelle tidspunkt, d.v.s. omkring årsskiftet 1965/66. Tidsmæssigt passer tallene derfor ikke med de øvrige oplysninger, der refererer til året 1964. Der er derfor foretaget den måske utilstrækkelige korrektion, at kapitalværdierne for virksomheder, der havde investeret i 1965, er reduceret med anskaffelsesværdien af investeringsgoderne.

For at finde udgiften ved realkapitalanvendelsen må der anslås nogle satser til forrentning og afskrivning. Selve renten kan for 1964 anslås til knap 8 pct. p.a. Obligationsrenten steg fra omkring $6\frac{1}{2}$ pct. ved årets begyndelse til omkring $8\frac{1}{2}$ pct. ved årets slutning, og de store bankers udlånsrente steg fra $7\frac{1}{2}$ pct. til $8\frac{1}{2}$ pct. Undersøgelsens tal viser, at den ejede realkapital med god tilnærmelse kan deles i en halvdel, der udgøres af grund og bygninger og en anden halvdel, der udgøres af maskiner, biler, håndværktøj og normallager. For hele realkapitalmassen under ét vil vi under hensyntagen til den langsomme afskrivning for den første halvdels og den ret hurtige afskrivning for den sidste halvdels vedkommende anslå en afskrivningsperiode på 20 år. Antages virksomheden at afkaste en annuitetsydelse, der over 20 år skal afskrive realkapitalen, og sættes renten til 8 pct. p.a., udgør afskrivningen det første år 2,2 pct. af hovedstolen. Da kapitalværdien er opgjort i genanskaffelsespriser, d.v.s. som om realkapitalgenstandene var nye og nyanskaffede, er det netop denne afskrivningssats for det første år, vi skal bruge.

Ud fra en rentesats på ca. 8 pct. og en afskrivningssats på ca. 2 pct. regnes der i det følgende med, at udgiften ved anvendelsen af den ejede kapital er 10 pct. af kapitalværdien. For at få den samlede kapitaludgift lægges der her til eventuel husleje.

13. Ved omtalen af den statistiske metode blev der forudsat fuldkommen konkurrence på alle markeder. Det væsentligste argument for at godtage denne forudsætning er, at virksomhederne er små og derfor ikke kan antages at være dominerende på hverken færdigvare- eller faktormarkederne. Nogle af virksomhederne har dog nok til trods for deres beskedne størrelse i et vist omfang geografiske monopoler. Det blev ved interviewene oplyst, at de fleste virksomheder havde en produktion af individuelle (ikke seriefremstillede) varer, hvor der blev foretaget priskalkulation eller givet tilbud for hver enkelt vareenhed. Der kan imidlertid ikke heraf sluttes noget præcist om markedformen. Til trods herfor opfatter jeg forudsætningen om fuldkommen konkurrence som ret rimelig, og den er nødvendig for at kunne bruge tallene.

14. Endelig er det i den statistiske model forudsat, at virksomhederne maximerer gevinsten. Rimeligheden af denne forudsætning kan altid diskuteres,

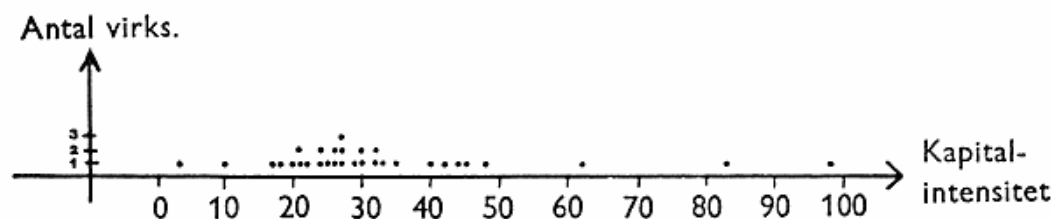
1. Teknikken ved interviewene var, at der blev søgt opstillet en liste over virksomhedens aktiver, hvorefter der blev spurgt om genanskaffelsespriser for de enkelte aktiver. For en nærmere omtale se fornævnte publikation af Lars Lund og Erik Jørgen Hansen.

men resultatet af disse diskussioner bliver vel også altid, at hypotesen ikke kan afkræftes¹. Forudsætningen omtales senere i forbindelse med vurderingen af resultaterne.

Resultaterne.

15. De 35 observationer (se indledningen) fordeler sig med 31 observationer indenfor brancherne betonstøberier (6), jernvarefabrikker (6), maskinfabrikker (5), smede- og maskinværksteder (6), maskinsnedkerier (3) og møbelsnedkerier (5) og 4 observationer af bagerforretninger.

16. Det er endnu ikke omtalt, hvor rimeligt det er at antage, at grupper af virksomheder indenfor materialet har samme produktionsfunktion. For alle virksomhederne på nær de 4 bagerforretninger skal dette forhold undersøges lidt nærmere. Det fremgår af (10), at det er forholdet mellem faktoraflønning og produktionsværdi (værditilvækst), der er afgørende for estimeringen af elasticiteterne i produktionsfunktionen. Imidlertid kan man få en belysning af virksomhedernes teknik eller produktionsforhold ved at se på faktoraflønningerne alene uafhængigt af produktionsværdierne (værditilvæksterne). Forholdet mellem kapitaludgiften og lønudgiften i pct., der kan kaldes kapitalintensiteten, er for de 31 virksomheder vist i fig. 3.



Figur 3. Kapitalintensiteten i 31 fremstillingsvirksomheder.

Man kan naturligvis ikke ud fra figur 3 få nogen sikker vurdering af hvilke virksomheder, der har nært beslægtede produktionsforhold, og i hvilket omfang variationerne i kapitalintensiteten skyldes de tilfældige forskelligheder, som den statistiske model omhandler. Ved den følgende estimering er det dog besluttet at udskyde 4 observationer, nemlig de 2, der i fig. 3 ligger yderligt til venstre, og de 2, der ligger yderligt til højre. De fire udskudte observationer er fra venstre mod højre i figuren et betonstøberi, et smede- og maskinværksted, en jernvarefabrik og et maskinsnedkeri.

17. For de resterende 27 virksomheder er faktorandelene af værditilvæksten, y_{1f} og y_{2f} vist i tabel 1. Summen af faktorandelene, $\frac{y_{1f} + y_{2f}}{y_{0f}}$, der lige-

1. Om virksomhedernes målsætning se ovennævnte publikation af Lars Lund og Erik Jørgen Hansen.

Tabel 1. Kapitalandel og lønandel i 27 fremstillingsvirksomheder.

	f	$\frac{y_{1f}}{y_{0f}}$	$\frac{y_{2f}}{y_{0f}}$	$\frac{y_{1f} + y_{2f}}{y_{0f}}$
Betonstøberier	1	0,1963	0,7388	0,9351
	2	0,1585	0,7606	0,9191
	3	0,2301	0,7500	0,9801
	4	0,4000	0,8286	1,2286
	5	0,2647	0,4294	0,6941
Jernvarefabrikker	6	0,2066	0,7066	0,9132
	7	0,1966	0,5674	0,7640
	8	0,1294	0,7706	0,9000
	9	0,1075	0,3975	0,5050
	10	0,1968	0,6516	0,8484
Maskinfabrikker	11	0,2064	0,7500	0,9564
	12	0,1864	0,7627	0,9491
	13	0,1600	0,7200	0,8800
	14	0,1510	0,8221	0,9731
	15	0,2714	0,6429	0,9143
Smede- og maskinværksteder	16	0,1457	0,7192	0,8649
	17	0,1179	0,3641	0,4820
	18	0,2121	0,8636	1,0757
	19	0,1930	0,7368	0,9298
	20	0,2233	0,6796	0,9029
Maskinsnedkerier	21	0,1908	0,4737	0,6645
	22	0,2667	0,8333	1,1000
Møbelsnedkerier	23	0,1395	0,5814	0,7209
	24	0,2011	0,7672	0,8683
	25	0,2075	0,9792	1,1867
	26	0,2830	0,6321	0,9151
	27	0,2195	0,5041	0,7236

Anm.: Tallene er fundet med 4 betydende cifre udelukkende af hensyn til den videre beregning af skønnene over elasticiteterne.

ledes er vist i tabellen, er med enkelte undtagelser mindre end 1. y_1 og y_2 er henholdsvis udgiften til realkapitalen og udgiften til personellet, og y_0 er værditilvæksten. Det er tidligere nævnt, se (3), at summen af elasticiteterne skal være mindre end 1, for at det optimale produktionsomfang kan bestemmes ved profitmaximeringsbetingelserne. Det er de faktorer, der ved denne undersøgelse behandles som variable, der tilsammen aflønnes med mindre end værditilvæksten. Herunder er realkapitalen altså medregnet. Den resterende

del af værditilvæksten, der er indkomst for ejeren, er aflønning af faste faktorer, hvis tilstedeværelse har to årsager.

Den del af ejerens arbejdsindsats, der ikke kan sammenlignes med, hvad der kan købes af arbejdskraft til direkte produktion eller administration er en fast faktor. Denne del kan være af varierende kvalitet, hvilket kan resultere i varierende værdier af α 'erne.

Også markedsmæssige forhold kan give fuldkommen konkurrencevirksomheden en fast faktor. Ifølge den almindelige teori vil tilstrømning af virksomheder bevirke, at der i den enkelte (normalt ledede) virksomhed kun vil blive tjent normal profit. Trægheder og manglende teknisk delelighed kan betyde, at nogle virksomheder får lejlighed til at udnytte deres produktionsfunktion mere intensivt end andre. Dette kan give en relativt stor værditilvækstandel for den faste produktionsfaktor.

Det må nævnes, at forskellen mellem 1 og størrelsen $\frac{y_{1f} + y_{2f}}{y_{0f}}$ i tabel 1 er bestemt også under indflydelse af den valgte »variable del« af ejerindkomsten og af det valgte bruttoforrentningskrav til den ejede realkapital på 10 pct.

18. Ved hjælp af tallene i tabel 1 er skønnet

$$(10a) \quad \widehat{\log_{10}\alpha_i} = \frac{1}{27} \sum_{f=1}^{27} \log_{10} \frac{y_{if}}{y_{0f}} \quad (i = 1, 2)$$

beregnet; $i = 1$ når den betragtede produktionsfaktor er kapitalen og $i = 2$, når den betragtede faktor er arbejdet.

Af (10a) findes

$$\widehat{\log_{10}\alpha_1} = 0,28847 - 1$$

$$\widehat{\log_{10}\alpha_2} = 0,82153 - 1$$

De empiriske spredninger på disse gennemsnit er

$$s_{\widehat{\log_{10}\alpha_1}} = 0,02407$$

$$s_{\widehat{\log_{10}\alpha_2}} = 0,02044$$

For antilogaritmen $\widehat{\alpha}_i$ findes følgende værdier

$$\widehat{\alpha}_1 = 0,19$$

$$\widehat{\alpha}_2 = 0,66$$

$$\widehat{\alpha}_1 + \widehat{\alpha}_2 = 0,86$$

Omsættes spredningerne på $\widehat{\log_{10}\alpha_i}$ til spredninger på $\widehat{\alpha}_i$ ved hjælp af formelen¹

$$s_{\widehat{\log_{10}\alpha_i}} = s_{\widehat{\alpha}_i} \left[\frac{d \log_{10}\alpha}{d\alpha} \right]_{\alpha = \widehat{\alpha}_i} \quad (i = 1, 2)$$

får man

$$s_{\widehat{\alpha}_1} = 0,01$$

$$s_{\widehat{\alpha}_2} = 0,03$$

19. Den foretagne beregning viser således, at den »gennemsnitlige virksomhed« anvender 66 pct. af værditilvæksten til personelaflønning og 19 pct. til kapitalaflønning. Tallene har yderligere den betydning, at ved en forøgelse af personel- eller kapitalanvendelsen på 1 pct. vil værditilvæksten øges med henholdsvis 0,66 pct. og 0,19 pct., og ved en samtidig forøgelse af de anvendte mængder af begge faktorer med 1 pct. forøges værditilvæksten med 0,86 pct. Det følger af, at α 'erne er elasticiteter i produktionsfunktionen. På disse resultater er der naturligvis usikkerhed, som det er belyst ved spredningsberegningerne.

20. Som før nævnt er 4 bagerforretninger blevet behandlet særskilt, da materialeforbruget her er medtaget på produktionsfaktorsiden i produktionsfunktionen. Af samme grund er værditilvæksten erstattet af produktionsværdien. Faktorandelene er vist i tabel 2.

Tabel 2. Kapitalandel, lønandel og materialeandel i 4 bagerforretninger.

f	$\frac{y_{1f}}{y_{0f}}$	$\frac{y_{2f}}{y_{0f}}$	$\frac{y_{3f}}{y_{0f}}$	$\frac{y_{1f}+y_{2f}+y_{3f}}{y_{0f}}$
1	0,04000	0,3571	0,5429	0,9040
2	0,04903	0,2619	0,5806	0,8915
3	0,05743	0,3149	0,5842	0,9565
4	0,07576	0,3273	0,4545	0,8576

Der er nu helt analogt med før beregnet skøn over elasticiteterne.

$$\widehat{\alpha}_1 = 0,05$$

$$\widehat{\alpha}_2 = 0,31$$

$$\widehat{\alpha}_3 = 0,54$$

$$\widehat{\alpha}_1 + \widehat{\alpha}_2 + \widehat{\alpha}_3 = 0,91$$

1. Se A. Hald, *Statistical Theory with Engineering Applications*, New York 1952, p. 247.

$\hat{\alpha}_3$ er materialeelasticiteten. På samme måde som før kan der beregnes værdier for $s_{\hat{\alpha}_i}$. Disse bliver

$$s_{\hat{\alpha}_1} = 0,01$$

$$s_{\hat{\alpha}_2} = 0,02$$

$$s_{\hat{\alpha}_3} = 0,03$$

Fortolkningen af disse resultater er helt analog med den, der netop er givet for fremstillingsvirksomhedernes vedkommende.

Vurdering af resultaterne.

21. Der skal her foretages en drøftelse af forholdene i fremstillingsfagene ud fra de estimerede værdier af elasticiteterne.

Det er tidligere under punkt 9 nævnt, at man kan forvente et sikrere skøn over α_2 end over α_1 , idet tallene for lønudgiften sandsynligvis er bedre end tallene for udgiften til realkapitalanvendelsen. Beregner man variationskoefficienten c , d.v.s. forholdet mellem spredning og gennemsnit, for henholdsvis $\hat{\alpha}_1$ og $\hat{\alpha}_2$ får man

$$c_{\hat{\alpha}_1} = \frac{0,01}{0,19} = 0,053$$

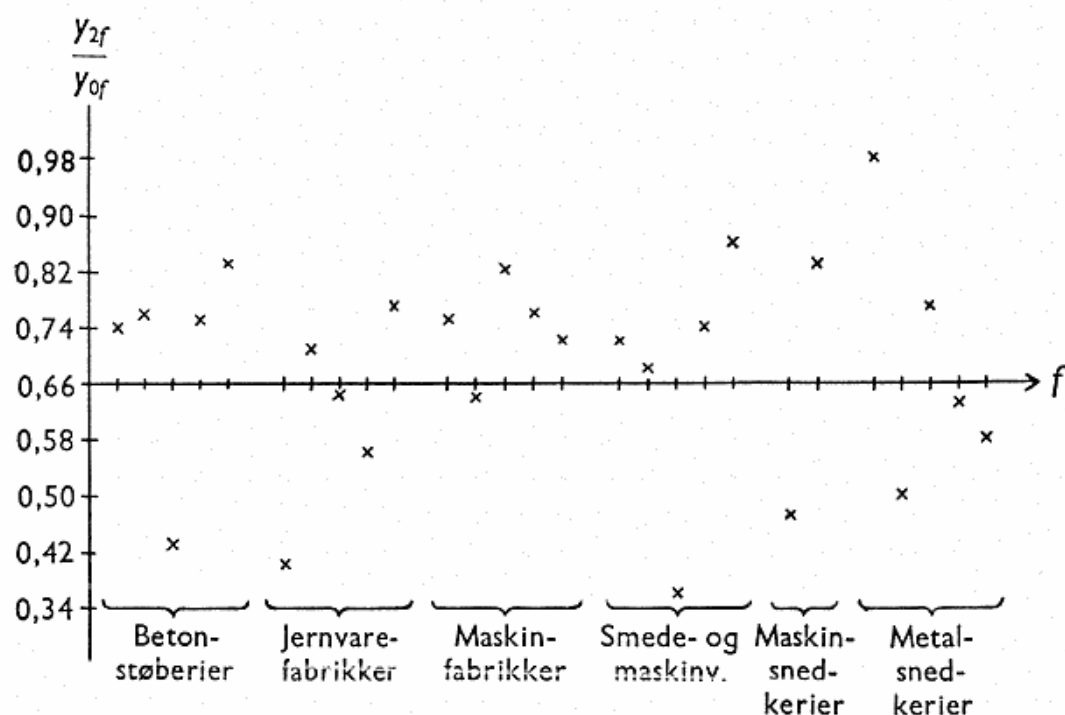
$$c_{\hat{\alpha}_2} = \frac{0,03}{0,66} = 0,045.$$

Den relative usikkerhed er mindst på $\hat{\alpha}_2$, hvilket støtter den omtalte formodning.

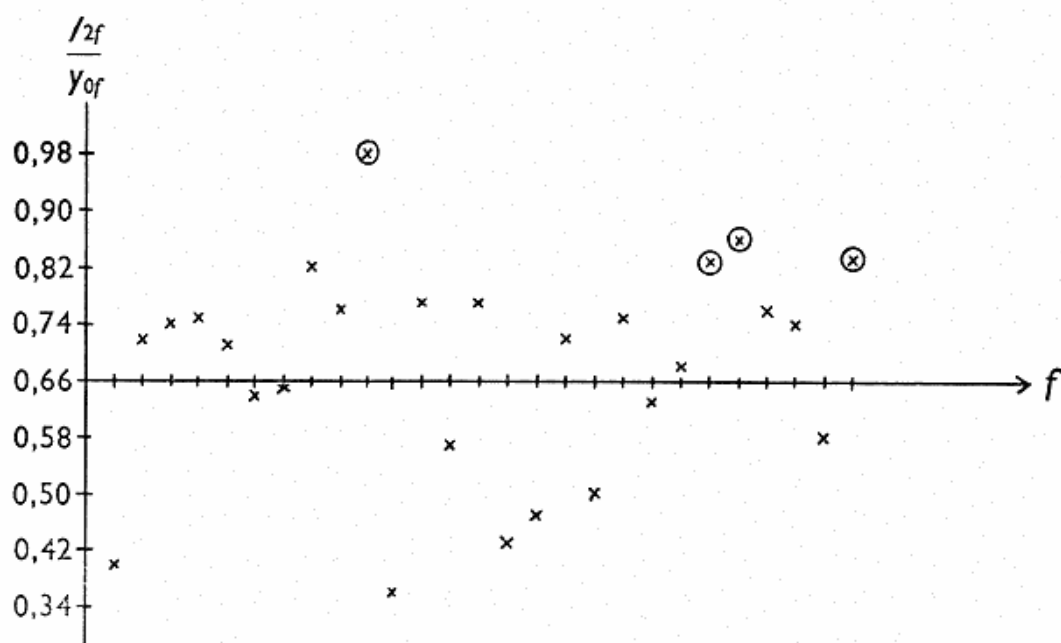
Vi vil nu se, om der skulle være systematiske afvigelser fra $\hat{\alpha}_2$, når virksomhederne grupperes i brancher. I fig. 4 er $\frac{y_{2f}}{y_{0f}}$ afsat, således at virksomhederne indenfor brancherne er ordnet efter omsætningens størrelse. Der startes hele tiden med den største virksomhed længst til venstre.

22. Der er i fig. 4 17 observationer, hvor $\frac{y_{2f}}{y_{0f}}$ er større end $\hat{\alpha}_2 = 0,66$, medens 10 observationer er mindre. Denne fordeling tyder på, at $\log \varepsilon_2$ ikke er normalfordelt. De 5 lavestliggende observationer gør fordelingen højreskæv. Det er nærliggende at antage, at disse virksomheder udnytter et monopol, eller at de, selvom de sælger til en udefra givet markedspris, af en eller anden grund, f.eks. store ekspansionsmuligheder, ikke opfylder profitmaximeringsbetingelsen. Hvis det er tilfældet, kan en lav værdi af $\frac{y_{2f}}{y_{0f}}$ udmærket optræde samtidig med en lederdygtighed over middel. Det vil samtidig betyde, at forudsætningerne for undersøgelsen ikke helt er opfyldte.

Der er ikke nogen branche, der tydeligt skiller sig ud i fig. 4. For betonstøbe-



Figur 4. $\frac{y_{2f}}{y_{0f}}$ ordnet efter branche og virksomhedernes størrelse. 27 observationer.



Figur 5. $\frac{y_{2f}}{y_{0f}}$ ordnet efter værditilvækst. For observationerne markeret ved $\otimes$ er $y_{2f} + y_{1f} > y_{0f}$. 27 observationer.

rier, maskinfabrikker og smede- og maskinværksteder er der i alle 3 tilfælde 4 observationer over 0,66 og kun 1 under. Tager man i betragtning, at der ialt er 17 virksomheder over 0,66, eller at sandsynligheden for at ligge over 0,66 er $17/27$, er sandsynligheden 0,29 for en kombination med 4 over 0,66 og 1 under. Materialet tyder således på, at det er tilladeligt at betragte de 6 brancher under ét.

Ser man dernæst i fig. 4 på udviklingen i $\frac{y_{2f}}{y_{0f}}$ fra venstre mod højre i de enkelte brancher, d.v.s. fra større til mindre virksomheder, så afsløres der ikke nogen tendens hverken til stigning eller fald i værdierne. Nu er antal observationer i den enkelte branche meget lille, og da det i øvrigt synes rimeligt at sammenfatte de 6 brancher i en gruppe, er det nærliggende at rangordne alle 27 virksomheder efter størrelse. Som før omtalt kan man, når det er virksomheder i forskellige brancher, der sammenlignes, ikke se på omsætningen, men man må bruge tal for værditilvæksterne. I fig. 5 er virksomhederne rangordnet efter disse tal, således at værditilvæksterne aftager, når man går fra venstre mod højre.

Heller ikke i fig. 5 kan der afsløres nogen tendens til, at $\frac{y_{2f}}{y_{0f}}$ varierer systematisk med virksomhedernes størrelse. Under metodediskussionen er det fremhævet, at en rimelig statistisk hypotese må bygge på, at $\frac{y_{if}}{y_{0f}}$ ($i = 1, 2$) varierer med virksomhedsledningens dygtighed, og derigennem med virksomhedernes størrelse. Denne hypotese støttes altså ikke af det foreliggende materiale. Uden at bringe flere figurer skal det nævnes, at det negative resultat i fig. 5 bliver gentaget, hvis man ser på $\frac{y_{1f}}{y_{0f}}$ eller på $\left(\frac{y_{1f} + y_{2f}}{y_{0f}}\right)$.

I figur 5 er der markeret 4 observationer, hvor der bliver en negativ rest til den faste faktor. Det er helt klart, at disse virksomheder skulle ændre politik for at kunne opfylde profitmaximeringsbetingelsen. Lad os antage, at de skulle producere mindre, således at observationerne ville rykke til højre og nedad i figuren. Det ville gøre figuren mere overensstemmende med vore forventninger, men det er samtidig klart, at en flytning af de 4 observationer ikke kan ændre billedet væsentligt.

23. Jeg mener ikke, at man på grund af disse resultater skal se med særlig skepsis på de grundlæggende træk i den økonomiske og statistiske hypotese. Den danner stadig et sundt udgangspunkt for en behandling af materialet. Derimod er der grund til at tro, at der udover dygtighedsfordelingens påvirkning af elasticiteterne er andre ting, der giver usikkerhed på materialet. Således kan man nævne målefejl. Mere interessant er det at erindre, at modellen i (8) egentlig forudsætter eksakt opfyldelse af profitmaximeringsbetingelsen.

Jeg vil antage, at en sådan forudsætning ikke er realistisk, og at man derfor har en sådan spredning på materialet, at analysen i fig. 5 ikke giver noget resultat. Her spiller det også en rolle, at der arbejdes med et beskedent antal observationer. Imidlertid giver dette ikke anledning til at bruge en anden estimationsmetode, se ovenfor under omtalen af (8).

Om virksomhederne faktisk søger at maximere profitten er en anden sag. En nærmere undersøgelse heraf ville forudsætte et mere fyldigt observationsmateriale. Hvis man havde alle de her benyttede tal for flere år, kunne man forudsætte en træghed i tilpasningen til profitmaximeringsbetingelserne og så sammenligne udviklingen i $\frac{y_{if}}{y_{of}}$ ($i = 1, 2$) med virksomhedernes vækst.

24. Ser man ud over rammerne for denne stærkt begrænsede undersøgelse, vil det være interessant at se produktionsfaktorernes betydning belyst ved lignende undersøgelser af andre grupper af virksomheder. Sandsynligvis vil fuldkommen-konkurrence-forudsætningen rejse problemer, så snart der er tale om større virksomheder. Man kan dog bruge en helt tilsvarende estimationsmetode som den her anvendte, hvis man ad anden vej har basis for at fastlægge den priselasticitet, der gælder i færdigvareafsætningen, og hvis det stadig kan antages, at der er fuldkommen konkurrence på faktormarkederne. Faktorandelene vil da være skøn over produktet af produktionsfunktionselasticiteterne og priselasticiteten.