

Arbeidsnotater

S T A T I S T I S K S E N T R A L B Y R Å

IO 66/8

Oslo, 31. oktober 1966

EN ØKONOMETRISK ANALYSE AV DEN NORSKE PRIMÆR JERN- OG METALL- INDUSTRIEN FOR ÅRET 1963

Av

Hallvard Flø

I N N H O L D

	Side
1. En beskrivelse av materialet som er brukt i oppgaven	1
a) Innledning	1
b) Utvalgets betydning i norsk økonomi	1
c) Valg av sektor til nærmere analyse	2
d) En deskriptiv analyse av den valgte sektoren	2
e) En undersøkelse av fordelingen på de økonomiske størrelser i utvalget	4
2. Modellforutsetninger	5
3. Modellen	7
4. Estimeringsforutsetninger	8
5. Noen estimeringsresultater	9
6. En test	9
7. Multikollinearitet	11
8. Alternativ måte nr. 1 for å estimere strukturcoeffisientene.	12
9. Produsentenes adferd	13
10. Alternativ måte nr. 2 for å estimere strukturcoeffisientene.	15
11. Alternativ måte nr. 3 for å estimere strukturcoeffisientene.	16
12. Identifikasjonsproblemet	17
13. Vurdering og kommentering av estimeringsresultatene	18
14. Et forsøk på å beregne virkningene på produksjonen av tekniske framskritt	22
15. Estimeringsresultater for den nye modellen	23
16. En kommentar til passuskoeffisientene ε_1 og ε_2	25
17. En test	25
18. En sluttvurdering av analyseresultatene	27
Diagrammer, 1, 2 og 3	

Dette arbeid er opprinnelig skrevet som seminaroppgave ved det sosialøkonomiske studium. Forfatteren har stått fritt i valg av opplegg og undersøkelsesmetoder. Arbeidet gjengis her med mindre endringer som forfatteren har ønsket å foreta. Synspunkter og konklusjoner står for forfatterens regning.

Ikke for offentliggjøring. Dette notat er et arbeidsdokument og kan siteres eller refereres bare etter spesiell tillatelse i hvert enkelt tilfelle. Synspunkter og konklusjoner kan ikke uten videre tas som uttrykk for Statistisk Sentralbyrås oppfatning.

1. En beskrivelse av materialet som er brukt i oppgaven

a) Innledning

De data som skal brukes i denne oppgaven, er hentet fra Industristatistikken 1963, når ikke noe annet er nevnt. Materialet er et utvalg av store bedrifter i norsk bergverk og industri. Utvalget er bestemt på den måte at alle bedrifter som er med i foretak med mer enn 100 sysselsatte er kommet med.

Vi får ved dette utvalgskriterium med alle de store foretakene - som utvalgskriteriet viser den nedre størrelsesgrense for - og alle de store bedriftene. Men også en del små bedrifter er kommet med når de inngår i et stort foretak.

På denne måten blir det skilt ut 601 foretak som omfatter 1 325 bedrifter.

b) Utvalgets betydning i norsk økonomi

Dette utvalget utgjør 12,8 prosent av alle bedrifter som i Industristatistikken (NOS) blir regnet som store. En bedrift blir som regel regnet som stor hvis den har 5 eller flere sysselsatte, men for noen næringsgrener er denne grense satt til 3 sysselsatte. Av det totale antall bedrifter er utvalgsprosenten bare 6,53 prosent.

Tabell 1 viser utvalgets betydning målt i noen økonomiske variable:

x+m	=	bruttoproduksjonsverdi
x	=	bearbeidingsverdi
m	=	vareinnsats m.v.
n	=	gjennomsnittlig antall sysselsatte
w	=	utbetalt lønn
J	=	bruttoinvesteringer

Tallene i tab. 1 er utvalgets prosentvise andel av totaltallene for det som vi ovenfor definerte som store bedrifter.

<u>Tab. 1</u>	<u>x+m</u>	<u>x</u>	<u>m</u>	<u>n</u>	<u>w</u>	<u>J</u>
Utvalgsprosent	63,8	66,4	61,9	59,7	62,9	73,5

Spesielt for investeringene er utvalgets andel stor, men også målt i de andre økonomiske størrelsene dekker vi en stor del av aktiviteten i Norges økonomi ved dette relativt lille antall bedrifter.

c) Valg av sektor til nærmere analyse

Jeg vil i det følgende foreta en partiell analyse av en sektor i dette utvalget. Av mange grunner har jeg valgt Primær jern og metallindustri. Den omfatter den delen av tungindustrien hvor Norge har satset en vesentlig del av sine investeringer over lengre tid¹⁾. En stor del av det som i vanlig tale kalles kraftkrevende industri kommer med i denne sektoren. Disse stikkordene viser den sentrale plass og betydning denne sektoren har i Norges økonomi. Også i framtida må en regne med at primær jern- og metallindustri vil være et område hvor Norge vil satse på videre utbygging²⁾, og det er blant annet denne del av landets næringsliv en tenker på når en bruker klisjeen "landets naturlige fortrinn".

Sektoren har også formelle tiltrekkende egenskaper. I relasjon til andre næringsgrener i industrien er den homogen i en produksjonsmessig betydning, men disse teoretiske forutsetningene vil jeg drøfte nærmere under utformingen av modellen.

d) En deskriptiv analyse av den valgte sektoren

En fordeling av bedriftene, som er med i analysen, over undergrupper, kan beskrive sammensetningen av sektoren nærmere. Utvalget består av 50 bedrifter og kan inndeles i grupper på følgende måte:

<u>Tab. 2</u>	Gruppe	Antall bedrifter
	1. Ferrolegeringsverk	10
	2. Rujernsverk, stål- og valseverk ...	7
	3. Jern- og stålstøperier	18
	4. Aluminiumsverk	6
	5. Råmetallverk ellers	4
	6. Metallvalseverk	3
	7. Raffineringsverk, omsmelterier ...	2
	Sum	<u>50</u>

For å se primær jern- og metallindustri i andel av totaltallene i norsk industri og bergverk, dens relative betydning målt i de samme økonomiske størrelser som foran, og - for det andre - hvor stor del av primær jern- og metallindustri vårt utvalg - ved de ovenfor nevnte 50 bedriftene - dekker, har jeg tatt med tab. 3.

1) Se St.meld. nr. 63, p. 102-104.

2) Se St.meld. nr. 63, p. 109-110.

Tab. 3	x+m	x	m	n	w	J
Prosent av totaltallene for industri og bergverk	9,04	7,81	10,25	6,08	7,61	11,53
Utvalgsprosent	98,60	98,50	95,30	98,80	93,60	96,50

Av totalt antall bedrifter utgjør primær jern- og metallindustri bare 1,18 prosent, mens den av bearbeidingsverdien har 7,81 prosent, noe som belyser denne industriens bedriftsstruktur i forhold til andre næringer. Det samme kan en lese av utvalgsprosentene (andre linje, tab. 3). Nesten 100 prosent av aktivitetene i denne industrien foregår i foretak med mer enn 100 sysselsatte. Ved nærmere undersøkelser viser det seg at det samme kan tilnærmet sies å gjelde også på bedriftsplanet; av de 50 bedriftene hadde 7 under 100 sysselsatte. En bør også merke seg den relativt store andel av de totale investeringene en finner i næringen; 11,53 prosent av total investering i industri og bergverk, mens sysselsettingen utgjør "bare" 6,08 prosent.

Et forsøk på å sammenlikne bedriftsstrukturen i primær jern- og metallindustri med de andre næringsgrenene i bergverk og industri er gjort i tab. 4. Den næringsinndelingen som er brukt der, er grovere enn den internasjonale standard for næringsinndeling (ISIC) og består av 11 sektorer. Tabellen viser gjennomsnittlig bedriftsstørrelse - målt i de samme økonomiske størrelsene som er brukt foran - i de 11 næringsgrenene, i det utvalget som ble definert i begynnelsen.

Tab. 4	x+m	x	m	n	w	J	K
1. Bergverk m.v.	7 475	6 297	1 179	144	2 848	1 288	
2. Næringsmiddel m.m. .	11 450	4 613	6 838	79	1 244	617	
3. Tekstil og bekledning	7 634	3 449	4 185	140	1 848	443	
4. Tre og møbel	4 665	1 761	2 904	59	964	446	
5. Grafisk	6 224	3 374	2 850	122	1 573	528	
6. Kjemisk og kull ...	24 360	9 934	14 426	181	3 413	3 044	
7. Jord og stein	8 983	5 795	3 188	141	2 473	1 730	
8. Pr. jern og met. ...	47 723	17 418	30 305	405	7 732	5 529	65 562
9. Jern og elektrisk ..	11 826	6 302	5 526	195	3 589	950	
10. Treforedling	18 847	5 304	13 543	176	3 056	2 894	
11. Diverse	10 752	5 654	5 099	200	3 307	1 280	

Verditallene er i 1000 kr. Gjennomsnittlig sysselsetting i årsverk.

For alle størrelsene som tabellen har med, har jern- og metallindustrien de største gjennomsnittstall. Den næringen som kommer nærmest opp til - nr. 6 - er Kjemisk og Kullindustri. Den gjennomsnittlige realkapitalmengdeverdien for primær jern- og metallindustri er kr. 65 562 000. (Denne størrelsen er ikke

tatt med i tabellen da en ikke har sammenliknbare tall for de andre næringene). Denne tabellen bekrefter det inntrykk en på forhånd, ut fra generelt kjennskap til norsk industri, har om primær jern- og metallindustri, nemlig at bedriftsstørrelsen i denne næringen, også målt med andre størrelseskriterier, er større enn i industrien ellers.

e) En undersøkelse av fordelingen på de økonomiske størrelser i utvalget

Det blir i fagbøker påstått at økonomiske variable svært ofte har en log.normal fordeling¹⁾. Dette innebærer at de variable er skjevt fordelt, med forholdsvis høy hyppighet av observasjoner i begynnelsen av størrelseskalaen for de variable, mens hyppigheten av observasjoner avtar etter som vi går utover til de store variabelverdiene. Dette bekreftes av det vi så foran, der en liten prosent av bedriftene (observasjonene) hadde en forholdsvis svært stor del av totalsummene for de variable.

I vårt materiale behøver likevel ikke dette å være tilfelle, da vårt utvalg fra hele observasjonsmassen ikke er representativt i den forstand at alle observasjoner hadde like store muligheter for å komme med i utvalget, men vi gikk bevisst inn for å få med bare de telleenheter med store variabelverdier.

For å undersøke nærmere hvordan hypotesen om en log.normal fordeling for de variable i vårt materiale stemmer med virkeligheten, er diagrammene 1-3 tatt med. Diagrammene har som abscisse en logaritmisk skala som viser antilogaritmene for den variable vi undersøker fordelingen for. Ordinaten viser den kumulerte hyppigheten for de forskjellige variabelverdiene. Dersom en variabel hadde en eksakt log.normal fordeling, ville alle punktene i diagrammet ha ligget på en rett linje. Det kan vises at den rette linjen ville være uttrykt ved likningen²⁾:

$$\log y_i = \sigma_i z + \mu_i \quad (i = 1, 2, 3)$$

z = den normaliserte variabel $N(0,1)$

$\log y_i$ = de tre variable vi undersøker $N(\sigma_i, \mu_i)$

y_1 = k = kapitalmengde

y_2 = n = gjennomsnittlig sysselsetting

y_3 = x = bearbeidingsverdien.

1) L. Klein: An Introduction to Econometrics, p. 105.

2) Se H.T. Amundsen: Innføring i teoretisk statistikk II, p. 157.

Dette er vist for bare de tre ovenfor nevnte variable fra næringsgruppen primær jern- og metallindustri som er den sektoren vi her er interessert i.

Vinkelkoeffisienten for den rette linjen σ_i viser standardavviket for den variable $\log y_i$. 50 pst. fraktilen for z er lik 0, og vi vil derfor i diagrammet finne forventningsverdien for $\log y_i = \mu_i$, der ordinatverdien lik 50 skjærer den opptrukne linjen i diagrammet. Dette vil også være det geometriske gjennomsnitt for de absolutte verdiene av de variable.

Vi ser at både for "hodet" og "halen" for den log.normal fordeling får vi god tilpasning av vårt materiale, men rundt 50 pst. fraktilen får vi en tydelig knekk på kurven.

Hva betydning vi skal legge i dette, er vanskelig å si. En kunne være fristet til å si at det ser ut som om observasjonsverdiene mindre enn det geometriske gjennomsnitt for de variable er "hodet" til en log.normal fordeling, og observasjonsverdiene som er større enn det geometriske gjennomsnitt tilhører "halen" til en annen log.normal fordeling med en varians større enn for den første. Men dette synspunkt synes jeg ikke bringer større klarhet i hva som måtte være den underliggende "riktige" fordeling for de variable.

At vi godtar at tilpasningen i diagram 3 tyder på at bearbeidingsverdien x har en log.normal fordeling - om enn en svært lite tilfredsstillende tilpasning - er av svært stor betydning når vi skal drøfte estimatene vi kommer fram til under de etterfølgende økonometriske beregninger.

2. Modellforutsetninger

For primær jern- og metallindustrien er - på grunn av analyseformål - forutsatt at alle bedriftene i denne sektoren "passer" inn i samme produktfunksjonen. Denne næringsgrenen skiller seg fra andre næringsgrener blant annet på den måte at forholdstallet mellom de to produksjonsfaktorene arbeid og kapital er forskjellig fra det en har i andre næringsgrener. Produksjonen i denne sektoren er utpreget kapitalintensiv, og en har dermed et høyt forholdstall for kapital/arbeid. Det viser seg imidlertid at spredningen i dette forholdstallet over de 50 observasjonene vi har, er stort. Gjennomsnittlig for alle bedriftene er forholdstallet 137.6182 og standardavviket 123.3519. Det kunne være fristende å si at produktfunksjonen for de enkelte undergrupper i tabell 2 foran - med hensyn på produksjonsfaktorene arbeid og kapital var forskjellig. Men det behøver ikke være tilfelle. **Et faktor-diagram hvor de enkelte bedriftene ble plottet**¹⁾, der ordinaten

1) Diagrammet ble ikke tatt med av trykningstekniske grunner.

viser arbeid i årsverk og abscissen kapitalverdien i kroner - viser ikke noen systematisk forskjellig faktorkombinasjon mellom de enkelte undergrupper i primær jern og metall. Derimot viser de enkelte bedrifter stor spredning i diagrammet. Bakgrunnen for at en har tillatt seg den strenge betingelse å "putte" alle bedriftene inn i samme produktfunksjon, er følgende hypotese: 1) At den store variasjonen i faktorkombinasjoner grunner seg på at bedriftene befinner seg på forskjellige steder i produksjonsskalaen. Til forskjellige størrelser av produksjonsvolumet svarer forskjellige faktorkombinasjoner, og 2) at produksjonen i denne sektoren har visse grunnleggende felles tekniske trekk. Alle undergruppene i tabell 2 er karakterisert ved produksjon og grovere bearbeiding av jern eller metall. Produksjonen er kjennetegnet ved et høyt forbruk av elektrisitet og brensel - som utgjør ca. 10 prosent av det totale vareforbruk m.v. - og tungt kapitalutstyr. Men et problem en alltid vil ha i cross-section analyser er at ingen bedrifter er identiske, selv om de produserte samme varespekteret, og denne mangelen er selvfølgelig svært framtreddende i vårt materiale. Til tross for likheter, må en være oppmerksom på hvor lite tilfredsstillende homogeniteten i vårt materiale er. Det blir likevel i litteraturen¹⁾ antatt at to-siffers næringsgrener har tilstrekkelig homogen innsats av arbeid og kapital til at analysen skal bli meningsfull.

En forklaring på hvorfor ikke alle bedriftene har tilpasset seg i det samme optimale punkt i faktordiagrammet, som svarer til den optimale bedriftsstørrelsen, er at bedriftene ikke har samme alder, men dens størrelse ble bestemt av faktorpriser som gjorde denne bedriftsstørrelsen den optimale på den tiden, og det senere ikke har vært lønnsomt å bygge videre på denne gamle produksjonskapitalen. I faktordiagrammet vil de 50 observasjonene se ut som om de fulgte en generell ultra-passum lov.

De tre størrelsene i produktfunksjonen - bearbeidingsverdien, verdien av produksjonskapitalen og størrelsen av anvendt arbeidskraft - er sterkt aggregerte. Det har ikke vært forsøkt å skille mellom forskjellige typer av arbeidskraft og kapital, da statistikkoppgavene ikke har disse størrelsene oppdelt i klasser som jeg mener var relevante til mitt formål. De forskjeller i produksjonsfaktorene jeg først og fremst var interessert i, var av kvalitativ art, noe som for arbeidskraften ville blitt målt i grad og art av utdanning, og for produksjonskapitalen ved kapitalens alder.

Produksjonsresultatet - målt i bearbeidingsverdien - er slått sammen til en størrelse ved et sett av vurderingskoeffisienter, som er markedsprisene

1) Hildebrand og Liu: Manufacturing Productions Functions U.S. 1957; der et krav til meningsfull analyse av tverrsnittsdata er at arbeid og kapital er noenlunde (fairly) homogene i de forskjellige bedriftene.

for de forskjellige produktene. Målt i disse størrelsene vil en nå for hele sektoren få sammenliknbare tall som mål for produksjonsresultatet ved de 50 forskjellige faktorinnsatser.

3. Modellen

Produktfunksjonen består av en avhengig variabel - et mål for produksjonen - og to forklaringsvariable.

$$X = F(N, K)$$

X = bearbeidingsverdi

N = gjennomsnittlig sysselsetting

K = forsikringsverdien av produksjonskapitalen.

X er salgsverdi av bruttoproduksjonen fratrukket vareinnsats m.v. Vareinnsatsen blir altså betraktet som skyggefaktor. Det innebærer at den gis ingen selvstendig forklaring av produksjonsresultatet, men antas å variere lineært med bruttoproduksjonsvolumet. Denne hypotesen støttes av at den totale korrelasjonskoeffisienten mellom bruttoproduksjonsverdien og vareinnsatsen er 0.97367. Målet for produksjonen blir dermed bearbeidingsverdien målt i kroner, og den blir forklart av innsatsfaktorene arbeid og kapital. Da materialet som er brukt, består av cross-section data, er kroneverdien et tilfredsstillende volummål.

De to forklaringsvariable er arbeid og kapital. Arbeid er målt i gjennomsnittlig sysselsetting i året. Kapitalen er sammensatt av to poster: 1) bygninger og 2) maskiner og inventar. Kapitalen er summen av forsikringsverdien til de to størrelsene.

Produktfunksjonen som er valgt, er av Cobb-Douglas typen, som er lineær i logaritmene med faste grenseelastisiteter. Den skrives på formen

$$(2) \quad X = AN^\alpha K^\beta$$

I logaritmeform vil den se slik ut (Nat.log)

$$(3) \quad \log X = \log A + \alpha \log N + \beta \log K + \log u$$

I (3) er føyd til et stokastisk restledd, $\log u$.

Cobb-Douglas produktfunksjon er valgt av flere grunner.

1) Den er ikke-lineær i de variable. Den antas derfor å være mer realistisk enn en lineær produktfunksjon.

- 2) Den er enkel å behandle økonometrisk. På formen (3) kan parametrene α og β estimeres direkte, ved regresjon av $\log X$ m.h.p. $\log N$ og $\log K$.
- 3) Vi har grunn til å mene at vi kjenner fordelingen for $\log X$, og vi vil derfor ha produktfunksjoner på en form som gjør at vi kan benytte oss av dette under estimeringen.
- 4) Tradisjonelt er Cobb-Douglas funksjonen mye anvendt i denne slags analyse, og det ser ikke ut som om den har mistet popularitet med årene.

Det kan vises at α og β er grenseelastisitetene for N og K , og siden vi har bare disse to som innsatsfaktorer blir passuskoeffisienten lik summen av α og β .

$$(4) \quad \varepsilon = \alpha + \beta$$

$$\varepsilon = \text{passuskoeffisienten}$$

Det kan vises at Cobb-Douglas funksjonen er homogen av grad ε^1 , noe vi kommer tilbake til senere under drøftingen av produktfunksjonens passuskarakter.

4. Estimeringsforutsetninger

Restleddet u forutsettes å være log.normalt fordelt med konstant varians (homoscedastisitet) og forventning null. Under denne forutsetningen vil regresjonen av X m.h.p. N og K gi maksimum likelihood estimater av α og β , ved minste kvadraters estimeringsmetode. Estimaten for α og β vil også være normalt fordelte, da de er lineære funksjoner av $\log X$.

- 1) Produktfunksjonen er:

$$X = AN^\alpha K^\beta$$

Vi gir nå produksjonsfaktorene den samme prosentvise tilvekst c og kaller den nye produktmengde X_1 .

$$X_1 = A(N(1+c))^\alpha (K(1+c))^\beta = AN^\alpha K^\beta (1+c)^{\alpha+\beta}$$

$$X_1 = AN^\alpha K^\beta (1+c)^\varepsilon = X (1+c)^\varepsilon$$

som viser at produktfunksjonen er homogen av samme grad som verdien av passuskoeffisienten.

5. Noen estimeringsresultater

Regresjonsberegningen av (3) gav følgende resultat for estimatene for α , β og $\log A$

$$\begin{aligned}\hat{\alpha} &= (0.1158) \\ &\quad 1.3616 \\ \hat{\beta} &= (0.08971) \\ &\quad -0.0313 \\ \log \hat{A} &= 1.81525 \\ \underline{\underline{R}} &= \underline{\underline{0.95355}}\end{aligned}$$

Tallene i parentes over koeffisientverdien er standardavviket.

R = Multiple korrelasjonskoeffisienten.

Produktfunksjonen utskrevet:

$$X = AN^{1.3616} K^{-0.0313}$$

Passuskoeffisienten $\varepsilon = 1.3303$.

Rent intuitivt vil en tro at disse resultatene ikke kan vise de "sanne" koeffisientverdiene. Næringsgrenen primær jern og metallindustri er relativt svært kapitalintensiv, og er en av de mest ekspansive i norsk økonomi¹⁾.

Estimeringsresultatet sier at hvis en øker innsatsen av produksjonsfaktoren kapital, vil produksjonsvolumet gå ned, under ceteris paribus forutsetning.

6. En test

Det første en kan gjøre er å teste statistisk om $\hat{\beta}$ er significant forskjellig fra 0.

$\hat{\beta}$ er en lineær funksjon av logaritmene til X , som er normalfordelt. $\hat{\beta}$ er derfor også normalfordelt $N(\mu_{\hat{\beta}}, \sigma_{\hat{\beta}}^2)$ med forventning $\mu_{\hat{\beta}}$ og standardavvik $\sigma_{\hat{\beta}}$.

$$t = \frac{\hat{\beta} - \mu_{\hat{\beta}}}{\sigma_{\hat{\beta}}}$$

er derfor t -fordelt ... $n - 3$ frihetsgrader²⁾.

1) Se St.meld. nr. 63, p. 103-104 og 109.

2) Dersom vi ikke godtar at restleddet er normalfordelt, kan vi likevel bruke t -testen. Denne testen er røff og meget robust overfor avvikelser fra normalfordelingen for den stokastiske variable vi tester. (Konferer Høilands forelesninger)

Formelt vil vi ha en test med nullhypotese og en alternativ hypotese

$$H_0 : \hat{\mu}_\beta = 0$$

$$H_1 : \hat{\mu}_\beta < 0$$

Testnivå velges til $1-\delta$, og vi vil få forkasting av H_0 , dersom

$$\left| \frac{\hat{\beta}}{\hat{\sigma}_\beta} \right| > t_{1-\delta}$$

t-fordelingen er symmetrisk om sin forventning null, og derfor har t_δ - og $t_{1-\delta}$ -fraktilen samme tallverdi.

$$\hat{\beta} = \text{est } \beta = -0.0313$$

$$\hat{\sigma}_\beta = \text{est } \sigma_\beta = 0.08971$$

$$\delta = 0.05$$

$$t_{1-\delta} = 0.95 \text{ fraktilen i t-fordelingen}$$

$$t_{0.95} \approx 2.0 \text{ ved 47 frihetsgrader}$$

$$\left| \frac{\hat{\beta}}{\hat{\sigma}_\beta} \right| = 0.34886 < 2.0$$

Vi får altså ikke forkasting av H_0 og $\hat{\beta}$ er derfor ikke significant forskjellig fra null.

Men selv om testen ikke verifiserte hypotesen om at kapitalmengden i primær jern og metallindustri hadde negativ marginal effekt på produktmengden, kan det virke like urimelig at innsats av ytterligere kapital har ingen innflytelse på produktmengden. Det er til denne sektoren store deler av landets bruttoinvesteringer har gått, og nye investeringer pågår og planlegges. Før en godtar dette overraskende, og en kan si sensasjonelle resultat, bør en undersøke under hvilke forhold beregningene er gjort og spesielt om de forutsetninger som er gjort i beregningene, er oppfylt.

De viktigste forutsetningene som må oppfylles i en regresjonsberegning for å få forventningsrette estimater er 1) de forklaringsvariable - dvs. de høyresidevariable må ikke være innbyrdes eksakt lineært avhengige, 2) de må kunne oppfattes som ikke-stokastiske. I prinsippet skal det da være bare

to stokastiske variable i regresjonsrelasjonen, den avhengige variable - den venstresidevariable - og restleddet. De øvrige skal være eksogent gitt i den forstand at de skal være bestemt av forhold utenfor modellen, eller de kan være bestemt på et tidligere tidspunkt, såkalt predeterminerte variable.

Ingen av de to betingelsene ovenfor behøver å være oppfylt i vårt tilfelle. Arbeid og kapital er innbyrdes avhengige, og de kan heller ikke sies med sikkerhet å være uavhengig av restleddet. Begge disse momenter kan være årsak til skjeve estimater.

7. Multikollinearitet

Ørsaken til skjevhet i estimatene vil vi først søke under pkt. 1 ovenfor. Hvis to forklaringsvariable er sterkt korrelerte, er det vanskelig å skille de relative effektene de har på den avhengig variable. Interkollinearitet mellom to forklaringsvariable pleier å gi seg uttrykk i to størrelser: 1) standardavviket for estimatene og 2) den totale korrelasjonskoeffisienten mellom de forklaringsvariable. Angående 1) kan en si at når de forklaringsvariable er sterkt korrelerte, vil - som nevnt foran - den relative effekt de har være vanskelig å skille fra hverandre, og vi vil derfor få stor variasjon i estimatene. Den totale korrelasjonskoeffisienten er et mål for hvor stor interkollineariteten mellom de variable er, og for logaritmene til arbeid og kapital viser den verdien

$$\underline{r_{NK}} = 0.8491$$

altså en positiv korrelasjon mellom logaritmene for arbeid og kapital.

På bakgrunn av det en intuitivt ville kunne si om produksjonsforholder i en næringsgren som primær jern og metallindustri, vil det ligge nær å tro at en har et Frisch-tilfelle av multikollinearitet¹⁾, nemlig at hvis vi hadde de "riktige" verdiene av de variable N og K, ville den totale korrelasjonskoeffisienten være

$$r_{NK} = 1$$

som viser en lineær forbindelse mellom logaritmene for arbeid og kapital. Når r_{NK} ikke har denne verdien, kommer det av stokastiske variasjoner i de observerte verdiene av N og K som ikke har bakgrunn i produksjonstekniske

1) Se J. Jhonston: *Econometric Methods*, p. 206-207.

forhold. Dette synes ikke urimelig i denne næringsgrenen i en cross-section analyse. Ved en gitt produksjonskapitalstruktur blir forholdet mellom arbeid og kapital bestemt innen snevre grenser. Skal mulighetene for substitusjon mellom produksjonsfaktorene understrekes, bør dette betraktes som en dynamisk prosess hvor kapital gjennom typen av investeringer over tiden kan substituere arbeidskraft, eller omvendt.

8. Alternativ måte nr. 1 for å estimere strukturkoeffisientene

Med denne hypotese som bakgrunn kan en nå lage en ny modell som tar hensyn til en eventuell avhengighet mellom arbeid og kapital, og på den måte at arbeidsmengden er bestemt av kapitalmengden.

$$(5) \quad X = A_1 N^{\alpha_1} K^{\beta_1}$$

$$(6) \quad N = L_1 K^{\gamma_1}$$

Denne modellen har to relasjoner, en eksogen variabel K og to endogene variable X og N. Som vi ser, er modellen determinert, og vi kan derfor uttrykke de endogene variable ved hjelp av de eksogene variable. For X får vi uttrykket

$$(7) \quad X = A_1 L_1^{\alpha_1} K^{\alpha_1 \gamma_1 + \beta_1} = B_1 K^{\xi_1}$$

som vi kan kalle en ny produktfunksjon med passuskoeffisient lik ξ_1 .

Ved hjelp av regresjonsberegninger av (6) og (7) kan vi - på samme måte som foran - nå finne estimatene for L_1 , γ_1 , B_1 og ξ_1 . De koeffisientene vi imidlertid er interessert i å finne estimatene for, er α og β , da vi fremdeles regner (5) for å være den grunnliggende produktfunksjonen i den sektoren vi analyserer.

For at en relasjon i en interdependent modell - som vi har - skal være identifiserbar, må visse krav være oppfylt. Dersom \underline{n} er antall variable i modellen, \underline{m} antall relasjoner og \underline{n}_i antall variable i relasjon \underline{i} , vil relasjon \underline{i} være identifiserbar, dersom

$$n - n_i \geq m - 1$$

Det vil si at antall variable som ikke er med i relasjonen må være

minst like stor som det totale antall relasjoner minus en¹⁾.

For relasjon (5) har vi, når vi setter inn for \underline{n} og \underline{n}_i

$$3 - 3 = 0 < 2 - 1 = 1$$

noe som viser at vi har et tilfelle av underidentifikasjon for relasjon (5). En måte å løse dette problemet på, er å innføre restriksjoner på koeffisientene α og β . Dersom vi greier å bestemme α eller β utenfor modellen, kan vi fastlegge formen på (5).

Av (7) ser vi at vi kan skrive

$$(8) \quad \alpha_1 \gamma_1 + \beta_1 = \xi_1$$

hvorav vi kjenner γ_1 og ξ_1 , og vi har dermed en ukjent for mye i (8) til å kunne bestemme α og β .

9. Produsentenes adferd

Dersom vi går ut fra at en Cobb-Douglas produktfunksjon gjelder for denne sektoren, at produsentene er prisfaste kvantumstilpassere, og er motivert av profittmaksimering m.h.p. innsats av arbeid og kapital, kunne en i prinsippet fastsette α og β ved forholdstallene for utgiftene til arbeid og kapital, og verdien av bruttoproduktet²⁾.

$$(9) \quad \pi = X - wN - \rho K$$

π = profitten målt i kroner

w = gjennomsnittlig lønn i næringsgrenen

ρ = gjennomsnittlig kostnad av kapital i næringen

Vi maksimerer π m.h.p. N og K og får

$$(10) \quad \frac{\delta X}{\delta N} = w$$

$$(11) \quad \frac{\delta X}{\delta K} = \rho$$

Vi kan vise at en Cobb-Douglas funksjon gir grenseproduktivitetene:

-
- 1) Se Marc Nerlove: Estimation and Identification of Cobb-Douglas Productions Functions, p. 32-33.
 - 2) Se L. Johansen: Multisectorial Study of Economic Growth; der samme teknikken er anvendt.

$$(12) \quad \frac{\delta X}{\delta N} = \alpha \frac{X}{N}$$

$$(13) \quad \frac{\delta X}{\delta K} = \beta \frac{X}{K}$$

Vi får derfor

$$(14) \quad \alpha = \frac{wN}{X}$$

$$(15) \quad \beta = \frac{rK}{X}$$

Hvis en visste at produsentene var tilpasset i profittmaksimumspunktet, og i det optimale eller etteroptimale område, og kjente størrelsene w og r , kunne vi derfor nå bestemme α og β direkte uten å gå veien om regresjonsanalyse.

For kapitalens vedkommende er dette forbundet med visse vanskeligheter. Jeg vil ikke komme inn på disse vanskene her, men bare nevne de overfladisk. For det første er det vanskelig å bestemme eksakt r . Hele problemkomplekset omkring bestemmelsen av kapitalmengden blir involvert, lånerenten, kapitalens depresiering og kapitalmengdens foreldelse teknisk sett¹⁾. Selv om vi hadde mål for dette, kunne vi ikke med sikkerhet si hva produsenten hadde tatt hensyn til i sin kostnadsbestemmelse av kapitalmengden som produksjonsfaktor. Mengden av fast realkapital kan heller ikke endres lett. En kan ikke tilpasse den et profittmaksimums punkt unntatt over et lengre tidsrom, hvor en lar depresieringen minke kapitalmengden, og investeringene øke den. Salg av kapital er oftest vanskelig unntatt for hele enheter.

For arbeidsmengden stiller saken seg annerledes. For det første, w kan eksakt og lett bestemmes som den marginale kostnad bedriften har for en ansatt. Det vil vanligvis være brutto lønnsutgifter. Arbeidsstokken kan lett endres og dermed tilpasses et profittmaksimumspunkt. En har derfor vel-funderte begrunnelser for å kunne hevde at vi har et realistisk og nøyaktig uttrykk for α .

$$\hat{\alpha}_1 = \frac{wN}{X} = \frac{386.623}{870.935} = 0.443917$$

(Tallene er i 1000 kr.).

1) Se også side 17 og 18.

Regresjonsberegningene av (6) og (7) gav følgende resultat

$$\ln N = -1.15007 + 0.65775 \ln K \quad (0.05905)$$

$$R = 0.84913$$

$$\ln X = 0.24930 + 0.86430 \ln K \quad (0.09308)$$

$$R = 0.80148$$

Ved å løse (8) m.h.p. $\hat{\beta}_1$, får vi uttrykket

$$\hat{\beta}_1 = \hat{\varepsilon}_1 - \hat{\alpha}_1 \hat{\gamma}_1 = 0.86430 - 0.4439 \cdot 0.65775 = 0.5723$$

$$\ln \hat{A}_1 = \ln \hat{B}_1 - \hat{\alpha}_1 \ln \hat{L}_1 = 0.24930 - 0.4439 \cdot -1.15007 = 0.7598$$

Denne beregningsmåten gir en passuskoeffisient lik ε_1

$$\hat{\varepsilon}_1 = \hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 = 0.4439 + 0.5726 = \underline{1.0165}$$

Produktfunksjonen utskrevet

$$X = A_1 N^{0.4439} K^{0.5726}$$

10. Alternativ måte nr. 2 for å estimere strukturkoeffisientene

Samme modellen som foran - under alternativ nr. 1 - vil imidlertid gi forskjellige verdier for α og β hvis vi utfører regresjonsberegningene i en annen retning.

Modellen er den samme på den måten at den grunnliggende produktfunksjonen er av samme type som (5)

$$(16) \quad X = A_2 N^{\alpha_2} K^{\beta_2}$$

og at logaritmene til N og K er lineært forbundet, men som vi denne gangen skriver på følgende måte

$$(17) \quad K = L_2 N^{\gamma_2}$$

Den reduserte formen for X blir nå

$$(18) \quad X = A_2 L_2^{\beta_2} N^{\gamma_2 \beta_2 + \alpha_2} = B_2 N^{\xi_2}$$

Regresjonsberegninger av (17) og (18) gir følgende resultater

$$\ln K = 4.08518 + \overset{(0.09842)}{1.0962} \ln N$$

$$R = 0.94913$$

$$\ln X = 1.68740 + \overset{(0.06061)}{1.3273} \ln N$$

$$R = 0.95342$$

Vi finner $\hat{\alpha}_2$ på samme måte som $\hat{\alpha}_1$

$$\hat{\alpha}_2 = \hat{\alpha}_1 = 0.4439$$

Dette gir:

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\hat{\varepsilon}_2 - \hat{\alpha}_2}{\hat{\gamma}_2} = \frac{1.3273 - 0.4439}{1.0962} = 0.8059$$

$$\ln \hat{A}_2 = \ln \hat{B}_2 - \hat{\beta}_2 \ln \hat{L}_2 = 1.6874 - 3.2923 = \underline{-1.6049}$$

Passuskoeffisienten ε_2 blir derfor

$$\hat{\varepsilon}_2 = \hat{\alpha}_2 + \hat{\beta}_2 = 0.4439 + 0.8059 = 1.2498$$

Produktfunksjonen utskrevet

$$X = A_2 N^{0.4439} K^{0.8059}$$

11. Alternativ måte nr. 3 for å estimere strukturkoeffisientene

En måte som er mye brukt til å finne de partielle effektene av forklaringsvariable med høy grad av multikollinearitet er å fastlegge en av koeffisientene vi søker ved hjelp av annet materiale og så bruke denne koeffisientverdien under den videre regresjonsanalyse¹⁾.

Som vi har sett foran, har vi ved hjelp av bestemte forutsetninger om produsentens marked og adferd kunnet fastlegge den partielle elastisiteten av produktvolumet m.h.p. arbeid. Vi benytter oss av dette ved å skrive produktfunksjonen på formen

1) J. Jhonston: *Econometric Methods*, p. 207.

$$\log X - 0.4439 \log N = \beta_3 \log K$$

Produktfunksjonen er her skrevet i logaritmeform, og vi bestemmer nå β_3 ved å ta regresjonen av $\log X - \alpha \log N$ m.h.p. $\log K$.

$$\log X - \alpha \log N = -4.7468 + 0.05321 \log K \quad (2.489)$$

$$R = 0.0133$$

Noe som gir en passuskoeffisient lik

$$\hat{\varepsilon}_3 = 0.4439 + 0.0532 = 0.4971$$

Produktfunksjonen utskrevet

$$X = A_3 N^{0.4439} K^{0.0532}$$

Av verdien for $\hat{\beta}_3$ og standardavviket for $\hat{\beta}_3$ ser vi - på samme måte som er vist i testen foran at $\hat{\beta}_3$ ikke er signifikant forskjellig fra null. Standardavviket for $\hat{\beta}_3$ er også meget stort og viser hvor lite stabil regresjonslinjen mellom de to variable er.

12. Identifikasjonsproblemet

I vårt tilfelle regnes ikke identifikasjon av hva modellen viser å være noe problem. Som nevnt i begynnelsen av dette avsnittet, viser modellen hvordan en produktmengde X bestemmes av to innsatsfaktorer arbeid N og kapital K . Størrelsen X er definert som salgsverdien av den produserte produktmengde i løpet av ett år. Størrelsen N viser den gjennomsnittlige sysselsetting regnet i årsverk, som ble anvendt til å frambringe denne produktmengden. Bestemmelsen av kapitalmengden som produksjonsfaktor krever derimot noen kommentarer.

Tradisjonelt er det svært vanskelig å bestemme - og det hersker også stor uenighet om - hva som skal regnes som kapital i produksjonsfaktor-betydning. Her står K for forsikringsverdien av to poster som er slått sammen, nemlig 1) verdien av bygninger og 2) verdien av maskiner og inventar. Dette er et kapitalmål som er mye brukt av mange grunner. Det er lett å frambringe og kan bestemmes nøyaktig. Også teoretisk kan en forsvare bruk av forsikringsverdien som mål for kapitalen som produksjonsfaktor. Det burde være realistisk å regne

med at produsentene forsikrer produksjonskapitalen - ut fra lønnsomhetsoverveielser - til hva den er verdt for dem som produksjonsfaktor. Dette gjelder i den grad produsenten ikke har noen nytte av kapitalen utover hva den bringer av produksjonsresultat. En dyr maskin med liten relativ produksjonsevne vil bli solgt, om det var mulig - for å kjøpe en mer hensiktsmessig maskin - eller beholde den, men fastsette dens verdi ut fra dens produktivitet.

Et annet problem er tilknyttet utnyttelsen av produksjonskapitalen. I vår modell er implisitt forutsatt at det er full kapasitetsutnyttelse av produksjonskapitalen. Hvis det ikke er tilfelle, har vi ikke lenger en identifiserbar produktfunksjon. En del av bedriftene i vårt materiale blir berørt av denne feilkilden - noen av de 6 aluminiumsverkene ¹⁾ - og kan dermed være med å gi "nonsens" estimater. Denne "slarken" i økonomien regnes imidlertid å være så liten at en - uten å gjøre noen stor feil - kan se bort fra den.

Markedet som bedriftene i primær jern og metallindustri befinner seg i, er av frikonkurransetypen i den forstand at de er prisfaste kvantumstilpassere på tilbuds- og etterspørselssiden. Denne industrien er en typisk eksportindustri og selv om Norge er en stor produsent, må en betrakte produktprisene på verdensmarkedet for gitte. For bedriftenes produksjonsfaktor etterspørsel gjelder stort sett det samme. En stor del av råvareforbruket blir importert, og for elektrisk kraft - som er en stor utgiftspost - blir prisen fastsatt av staten.

Konklusjonen blir da at modellen brukt på det materiale vi har, rent formelt skulle kunne gi realistiske anslag på effektene av arbeid og kapital på produktvolumet.

13. Vurdering og kommentering av estimeringsresultatene

Vi skal nå se litt på estimeringsresultatene og de forskjellige metodene vi har brukt foran. Den første estimeringsmetoden bygger på den forutsetning - som vi har vært inne på foran - at de forklaringsvariable ikke er eksakt lineært avhengige, og at de er eksogent gitte. Er dette oppfylt, skulle estimatene for de partielle elastisitetene dermed være tilfredsstillende bestemt. Hvorvidt de forklaringsvariable er lineært uavhengige, har vi vært inne på foran og fant i den forbindelse en total korrelasjonskoeffisient mellom logaritmeverdiene til arbeid og kapital på 0.84913. Dette tallet var

1) Økonomisk utsyn over året 1963, p. 72.

så vidt høyt at det kunne gi grunnlag for mistanke om at multikollineariteten i materialet var så stor at vi av den grunn ikke ville kunne skille ut de partielle effektene av de to forklaringsvariable. I litteratur om dette problemet blir det hevdet at produktfunksjoner kan bli tilfredsstillende estimert med interkorrelasjon mellom arbeid og kapital så høy som 0.80 til 0.90, når den multiple korrelasjonskoeffisienten er over 0.95¹⁾. Den multiple korrelasjonskoeffisienten i denne regresjonsberegningen ble - som vi har sett foran - i vårt materiale 0.95355. Ifølge dette skulle derfor ikke multikollinearitetsproblemet være en avgjørende innvending mot realistiske estimater av de partielle elastisitetene.

En annen innvending mot denne direkte estimeringsmetoden av produktfunksjonen er - som også nevnt foran - at arbeid og kapital ikke er eksogent gitt og derfor ikke vil være uavhengig av restleddet, noe som kan resultere i skjeve estimater. Som argument mot dette synet kan en hevde at disse størrelsene er bestemt på forhånd. Bedriftene står i et år med en gitt kapitalmengde og arbeidsstokk til disposisjon som er bestemt på et tidligere tidspunkt. Særlig for kapitalmengden mener jeg dette argumentet må være av vesentlig betydning. Det er ikke noen enkel sak å endre kapitalinnsatsen simultant med produktmengden. Produksjonskapitalen er resultatet av mange års investeringer og når et anlegg er ferdig utbygget er produsenten i et gitt tidspunkt nødt til å betrakte denne produksjonsfaktoren som gitt. For arbeidsmengden kan forutsetningen om at den er en eksogen variabel virke mer tvilsom. En kan hevde at en bedrift med en bestemt arbeidsstokk ikke vil skjære ned på denne ved produksjonsinnskrenking fordi de da må regne med å miste dyrebar arbeidskraft som ikke er lett å skaffe tilbake ved en eventuell produksjonsøking. Det kan også være andre forhold som gjør at arbeidsmengden må betraktes som gitt, men - som også kommer fram av min argumentasjon foran i oppgaven - min konklusjon er at arbeidsmengden er en langt lettere størrelse å endre i et begrenset tidsintervall enn kapitalmengden.

I alternativ estimeringsmåte 1 og 2 er forutsetningene at det eksisterer et bestemt forhold mellom arbeid og kapital (multikollinearitet), og at bare en av produksjonsfaktorene er eksogent gitt. I modellen i alternativ 1 forutsettes kapitalmengden å være den eksogene variable, og jeg betrakter derfor den modellen for å gi de beste estimatene av koeffisientverdiene av de to.

Estimeringen av de partielle elastisiteter i alternativ 1, 2 og 3 er alle avhengig av at den partielle elastisiteten for arbeid kan bestemmes av arbeidets lønnsandel, som tilsvarer at bedriften har evnet og ønsket

1) L. Klein: An Introduction to Econometrics, p. 101.

å tilpasse seg i profittmaksimeringspunktet m.h.p. arbeid. At bedriftene er profittmotivert betrakter jeg som en realistisk forutsetning, og at de også har kunnet greie dette, mener jeg det er rimelig å forutsette. Bedriftene i mitt materiale er de fleste relativt store enheter - med en gjennomsnittlig sysselsetting på 405 årsverk (se tabell 4) - og skulle derfor være i besittelse av en tilstrekkelig utbygget regnskapsavdeling og et analyseapparat til å fikse et slikt maksimumspunkt.

Hva betydning en skal legge i estimeringsresultatene i alternativ 3, er vanskelig å si noe om. Standardavviket for den estimerte koeffisienten er ekstremt høyt og gir derfor en stor usikkerhetsmargin for denne verdien. Tilpassingen av regresjonslinjen til de enkelte observasjoner er også svært dårlig, noe som den multiple korrelasjonskoeffisienten viser.

Den partielle elastisiteten av produktvolumet m.h.p. arbeid, α , viser med hvor stor prosent produktvolumet øker når arbeidet øker med en prosent, når alt annet er uforandret (ceteris paribus klausulen). β , som er den partielle elastisiteten av produktvolumet m.h.p. kapitalen, har samme tolking som α . Passuskoeffisienten ϵ er lik summen av α og β og viser med hvor stor prosent produktvolumet øker når innsatsen av arbeid og kapital øker simultant med en prosent (se fotnote side 8).

Vi kan se av estimeringsresultatene foran at i de tre første regresjonsberegningene blir passuskoeffisienten funnet å bli større enn en. Vi har forutsatt at bedriftene i primær jern og metallindustri er prisfaste kvantumstilpassere, dvs. de tilpasser seg under frikonkurransetilstander. En kan imidlertid vise at en tilpassing i det føroptimale området - dvs. i et område på produksjonsskalaen der ϵ er større enn en, og en har altså økende "returns to scale" - ikke er mulig i et frikonkurransemarked uten at en produserer med tap. Jeg skal i det følgende forsøke å gi et eksempel på hvordan produsentene ved profittmaksimering kan komme fram til et slikt tilpassingspunkt.

Utgangspunktet er en situasjon med en viss realkapitalmengde og en viss arbeidsstokk, og passuskoeffisienten er større enn 1. Profittmaksimering ved prisfast kvantumstilpassing skulle nå tilsi at produsentene økte sin innsats til passuskoeffisienten ble mindre eller lik 1, og lik summen av budsjettprosentene til produksjonsfaktorene¹⁾. Når dette ikke har skjedd her, kan forklaringen søkes i tilpassingstreggheten av faktormengden til et profittmaksimum.

En kan tenke seg at produsentene er prisfaste etterspørrere etter en

1) Se side 14.

produksjonsfaktor hvis de er villig til å vente et tidsrom fra de etterspør produksjonsfaktoren til de setter den inn i produksjonen. Dette tidsrommet tilsvarer den normale tid det tar å produsere denne produksjonsfaktoren. Er derimot produsenten ikke villig til å vente denne normale tiden, men vil forsere utbyggingsplanene, vil dette medføre ekstra utgifter. Når en tar tidsfaktoren med, er ikke produsenten lenger prisfast kvantumstilpasser på faktorsiden. Dette vil gjøre det mulig å ha en midlertidig passuskoeffisient som er større enn 1 og enda ha profittmaksimering. En kan illustrere dette på følgende måte for det generelle tilfelle:

$$(a) \quad \pi = X - \sum_i q_i v_i$$

$$\frac{\delta \pi}{\delta v_i} = \frac{\delta X}{\delta v_i} - q_i - \frac{\delta q_i}{\delta v_i} v_i = 0$$

$$(b) \quad \frac{\delta X}{\delta v_i} = q_i (1 + \check{q}_i)$$

Ifølge resonnementet ovenfor har prisfleksibiliteten for faktor i denne forbindelse med tiden t

$$\frac{\delta \check{q}_i(t)}{\delta t} < 0$$

Den absolutte verdien av q_i kan ha verdiene

$$\check{q}_i(t) \geq 0$$

som også framgår av resonnementet ovenfor.

Uttrykket for passuskoeffisienten er

$$\epsilon X = \sum \frac{\delta X}{\delta v_i} v_i$$

som ved innsetting fra (b) gir følgende:

$$\epsilon X = \sum_i q_i (1 + \check{q}_i(t)) v_i = \sum_i q_i v_i + \sum_i q_i v_i \check{q}_i(t)$$

$$\sum_i q_i v_i = \epsilon X - \sum_i q_i v_i \check{q}_i(t)$$

Dette uttrykket settes inn i (a) og vi har

$$\pi = X - \varepsilon X + \sum_i q_i v_i \check{q}_i(t)$$

$$(c) \quad \pi = X(1 - \varepsilon + \sum \frac{q_i v_i}{X} \check{q}_i(t))$$

Er det en positiv verdi for en av faktorenes prisleksibiliteter $\check{q}_i(t)$, kan en se direkte av likning (c) at produsenten kan tilpasse seg i det før-optimale området ut fra profittmaksimumsmotiv. Det er avhengig av størrelsen ε , $\frac{q_i v_i}{X}$ og $\check{q}_i(t)$, og vi ser at effekten av $\check{q}_i(t)$ er proporsjonal med faktorens budsjettprosent.

For næringsgrenen primær jern og metall passer denne begrunnelsen godt for faktoren kapital. Utbyggingstiden er tidkrevende og en forsering av kapasitetsutbyggingen vil føre til økte kostnader av mange grunner, urasjonelle anvendelser av ressursene m.v. Dette skulle kunne gi tid for lange perioder av produksjon i det føroptimale området. I en stadig ekspanderende næring kan også dette bli en kronisk tilstand, for eksempel på grunn av at etterspørselen stadig øker og teknisk framskritt - til eksempel i form av stordrift - gjør at grenseproduktiviteten av kapital ikke avtar ved økt kapitalinnsats.

For arbeidskraften kan en intuitivt bruke samme argumenter. En hurtig utvidelse av arbeidsstokken er bare mulig ved å heve lønningene, eller pådra seg økte utgifter ved å hente arbeidskraft fra andre områder. Men denne kostnadsøkningen behøver ikke gjelde bare for en bedrift som utvider driften. Det vil gjelde for alle bedrifter i en økonomi eller et område med knapphet på arbeidskraft, og dersom arbeidskraften ikke er bundet til bedriften av andre grunner enn lønnsatsen. Det er her nevnt bare for å nevne muligheten og ikke for å forklare vårt spesielle tilfelle.

14. Et forsøk på å beregne virkningene på produksjonen av tekniske framskritt

Vi skal i det følgende forsøke å trekke inn tekniske framskritt som en eksplisitt faktor i produktfunksjonen. Det er i analysen foran ikke tatt hensyn til at forskjellige tekniske nivåer for de enkelte bedriftene kan forklare utvikelsene i produksjonsresultatene. Vi har regnet som om all kapital var homogen over bedriftene. Dette er selvsagt svært lite sannsynlig, de forskjellige årganger av kapital må en regne med ofte er av forskjellig kvalitet og ikke har samme effektivitet. Det er mange teorier om hvordan en skal registrere tekniske framskritt som produksjonsfaktor. Hypotesen bak mitt forsøk på å uttrykke denne størrelsen kvantitativt, er at tekniske endringer

må på en eller annen måte bli introdusert gjennom investeringene. Når en ny maskin, en ny bygning, en omlegging i produksjonsmetoden blir innført, krever dette omkostninger som vil avspeile seg i bedriftens investeringer. Når en setter disse investeringene i forhold til hele kapitalmengden, får en et mål for hvor stor del av hele produksjonskapitalen den nye kapitalen er, og derfor et mål for betydningen av investeringene.

Den del av investeringene det er relevant å ta med her, er det som representerer produksjonskapital som allerede er tatt i bruk i produksjonsprosessen. Det er derfor siste periodes investeringer vi er interessert i. Siste periode er da ment å være det tidsrom det tar å bygge produksjonskapitalen og sette den i drift. Denne periodens lengde for de enkelte bedrifter vil nok være forskjellig, innenfor den type fabrikanlegg vårt sampel består av skulle et tidsrom på ca. 5 år være passende. Dette er ikke undersøkt nærmere og vil heller ikke bli drøftet nærmere, da de data en har hatt adgang til, ikke dekker et tidsrom bakover for mer enn ett år. Det er altså fjorårets investeringer en i denne analysen vil bygge på. Dette er selvfølgelig en stor svakhet. En kan for eksempel hevde at fjorårets investeringer er begynnelsen på en anleggsutbygging som ikke vil være i drift på flere år framover, det kan være en enkeltstående investering som ikke har forbindelse verken framover eller bakover i tida, eller det kan være slutten på en serie av investeringer som tilsammen danner en del av anlegget og er satt i drift. Disse investeringene har forskjellige innvirkninger på produksjonen etter hvilke type de tilhører. Det jeg her håper denne størrelsen vil indikere, er graden av fornying - og dermed effektivisering - av produksjonskapitalen som skjer i de enkelte bedrifter, uten at jeg ved hjelp av tidsrekker kan kontrollere den stabiliteten over årene i investeringene, jeg bygger på. Det jeg forutsetter om investeringsmønsteret er altså at forrige års investeringsmengde er representativ - eller viser gjennomsnittstallet - for investeringene i den foregående investeringsperiode, og er i den utstrekning dette holder stikk et tilfredsstillende mål for den effektiviseringsfaktor jeg søker.

15. Estimeringsresultater for den nye modellen

Den nye produktfunksjonen med tre forklaringsvariable er også av Cobb-Douglas typen:

$$(1) \quad X = A_1 N^{\alpha_1} K^{\beta_1} \left(\frac{J-1}{K}\right)^{\gamma_1}$$

eller - når vi finner α ved forutsetningen om produsentens profittmaksimering for derved å unngå multikollinearitetsproblemet - en alternativ skrivemåte:

$$(2) \quad \left(\frac{X}{N} \right)_{\alpha_1} = A_2 K^{\beta_2} \left(\frac{J-1}{K} \right) \gamma_2$$

(Selv om indeksene som er brukt på elastisitetssymbolene er de samme som er brukt foran, må ikke disse sammenblandes på noen måte).

På samme måte som foran finner vi estimatene for koeffisientene (1) og (2) ved å bruke minste kvadraters regresjonsmetode når (1) og (2) er skrevet i sin logaritmiske form.

Regresjonsberegningene for (1) gav følgende resultat

$$\hat{\alpha}_1 = \begin{matrix} (0.11767) \\ 1.35852 \end{matrix}$$

$$\hat{\beta}_1 = \begin{matrix} (0.09100) \\ -0.03332 \end{matrix}$$

$$\hat{\gamma}_1 = \begin{matrix} (0.06159) \\ 0.01508 \end{matrix}$$

$$\log \hat{A}_1 = 1.89682$$

$$R = 0.95361$$

og for (2)

$$\hat{\alpha}_2 = 0.4439 \quad (\text{bestemt ved forutsetning om profittmaksimering})$$

$$\hat{\beta}_2 = \begin{matrix} (2.65287) \\ 0.58911 \end{matrix}$$

$$\hat{\gamma}_2 = \begin{matrix} (3.20955) \\ -1.99346 \end{matrix}$$

$$\log \hat{A}_2 = -6.41291$$

$$R = 0.09028$$

De to produktfunksjonene utskrevet:

$$(1) \quad X = A_1 N^{1.35852} K^{-0.03332} \left(\frac{J-1}{K}\right)^{0.01508}$$

$$(2) \quad X = A_2 N^{0.4439} K^{0.58911} \left(\frac{J-1}{K}\right)^{-1.99346}$$

16. En kommentar til passuskoeffisientene ε_1 og ε_2

Av formen på relasjonene (1) og (2), s. 23-24, kan en se at passuskoeffisienten - slik vi har definert den s. 8 - blir lik summen av α og β . Passuskoeffisienten er ikke noe annet enn summen av de partielle elastisitetene, og en kan derfor rent matematisk skrive (1) på formen

$$X = AN^{\alpha} K^{\beta} \left(\frac{J-1}{K}\right)^{\gamma} = AN^{\alpha} K^{\beta-\gamma} J^{-1\gamma}$$

Som vi ser blir summen av eksponentene

$$\alpha + (\beta - \gamma) + \gamma = \underline{\alpha + \beta}$$

(Det ser vi også gjelder for (2).)

Vi får derfor følgende verdier for passuskoeffisientene i (1) og (2)

$$\varepsilon_1 = \alpha_1 + \beta_1 = 1.3582 + (-0.0333) = 1.3249$$

og

$$\varepsilon_2 = \alpha_2 + \beta_2 = 0.4439 + 0.5891 = 1.0330$$

17. En test

Vi ser at de to estimeringsmåtene gir vidt forskjellige resultat for både passuskoeffisienten og de enkelte partielle grenseelastisitetene. Estimeringsmåte (2) gir en svært lav multiple korrelasjonskoeffisient; $R = 0.09028$, noe som gir mistanke om den regresjonslinjen vi har funnet ikke gir noen forklaring på produksjonssammenhengen i det hele. Vi vil derfor gjøre denne relasjonssammenhengen gjenstand for en test ved hjelp av den multiple korrelasjonskoeffisienten. Vi gjør dette på samme måte som foran og setter opp en null-hypotese H_0 som vi tester mot alternativet H_1 .

$$H_0 : \beta_2 = 0$$

$$\gamma_2 = 0$$

$$H_1 : \beta_2 \neq 0 \quad \text{og/eller} \quad \gamma_2 \neq 0$$

Vi tester altså her om begge de partielle grenseelastisitetene er null - og dermed er uten forklaringskraft i denne relasjonssammenhengen - mot hypotesen at minst en av de to koeffisientene er forskjellig fra null.

Vi kan vise at

$$\frac{R}{1-R} \cdot \frac{47}{2} = f$$

der f er F-fordelt med $(50-2-1) = 47$ og 2 frihetsgrader, når forutsetningen om at den endogene variable er normalfordelt, er oppfylt¹⁾.

Av uttrykket for f ser vi at f øker med voksende R , og vi vil derfor forkaste H_0 når f er større enn en viss fraktilverdi $f_{1-\delta}$ i F-fordelingen - der δ er testnivået - fordi hvis noen av de forklaringsvariable har innflytelse på den endogene variable vil denne koeffisientverdien være forskjellig fra null, noe som igjen vil øke størrelsen av den multiple korrelasjonskoeffisienten R .

Som testnivå velger vi $\delta = 0.05$ som gir en fraktilverdi:

$$f_{0.95; 2.47} \approx 3.20$$

Når vi setter inn verdien for R i vårt uttrykk for f får vi

$$f = \frac{0.09028}{1-0.09028} \cdot \frac{47}{2} = \underline{2.333} < 3.20$$

Og vi får altså ingen forkasting av H_0 hypotesen, og jeg vil derfor i det følgende se bort fra relasjon (2) og heller betrakte (1) som statistisk sett har gitt mer tilfredsstillende resultat.

Når vi ser på estimatene for de partielle grenseelastisitetene $\hat{\alpha}_1$, $\hat{\beta}_1$ og $\hat{\gamma}_1$ er det bare en, $\hat{\alpha}_1$, som er signifikant forskjellig fra null. Tekniske framskritt målt ved vår effektivitetsfaktor, kan vi ikke på statistisk grunnlag hevde har noen innflytelse på produksjonsresultatet, dertil er standardavviket for estimatet for stort i forhold til estimatverdien, og selv

1) Se H.T. Amundsen: Innføring i statistikk III, p. 142-143.

med den mest velvillige direkte tolking av resultatet vil denne virkningen være liten.

Vi vil nedenfor undersøke nærmere et forhold som kan være årsak til at de partielle grenseelastisitetene kan tolkes på forskjellige måter.

$$X = A_1 N^{\alpha_1} K^{\beta_1} \left(\frac{J-1}{K}\right)^{\gamma_1}$$

kan skrives på formen

$$X = A_1 N^{\alpha_1} K^{\beta_1 - \gamma_1} J^{-1} \gamma_1$$

Den estimerte β_1 - i relasjon (1) s. 23 - kan altså tolkes som $\beta_1 - \gamma_1$ og kunne ha vært en årsak til hvorfor vi fikk negativ effekt av kapitalinnsatsen, men på størrelsen av $\hat{\gamma}_1$ å dømme, kan ikke det være hele forklaringen. Dessuten har vi foran estimert partielle grenseelastisiteter for en produktfunksjon der vi bare hadde arbeid og kapital som forklaringsvariable, men som også gav negativ verdi for $\hat{\beta}$.

18. En sluttvurdering av analyseresultatene

De estimatverdiene jeg vil bygge denne sluttvurderingen på er de verdiene vi fikk ved direkte regresjonsberegninger av produktfunksjonene:

$$X = AN^{\alpha} K^{\beta}$$

og

$$X = AN^{\alpha} K^{\beta} \left(\frac{J-1}{K}\right)^{\gamma}$$

fordi jeg av grunner som jeg har vært inne på foran, mener skulle gi de mest "riktige" estimatene - på grunnlag av dataene - av de framgangsmåtene jeg har brukt.

Det mest oppsiktsvekkende resultat er etter min mening at den partielle grenseelastisiteten for kapitalen er negativ eller null. Det resultatet har jeg svært vanskelig for å godta, og min konklusjon blir nærmest at dataene - forsikringsverdien av kapitalen - vi har brukt ikke kan gi et riktig mål for produksjonsevnen til realkapitalen som produksjonsfaktor. Dersom vi godtar dette kan vi med andre ord si at når vi anvender disse dataene er det ikke koeffisienten i en produktfunksjon vi har funnet. I tillegg til dette kommer også de svakhetene vi var inne på i begynnelsen av oppgaven angående forutsetningen om at bedriftene i samplet var homogene i teknisk forstand.

Før en kan akseptere et såvidt uventet resultat, må en være forvissnet om at de teoretiske forutsetningene er tilfredsstillende oppfylt.

Når det gjelder den partielle grenseelastisiteten for effektivitetsfaktoren må en også kunne si at den estimerte verdien var overraskende i og med at den ikke ble signifikant forskjellig fra null. Den kritikken som er anført ovenfor kan også brukes for dette tilfelle. På den annen side er det ikke overraskende at resultatet ble intetsigende, da det målet for teknisk framskritt eller effektivitetsøking som ble brukt, ikke var den størrelsen som fra et teoretisk synspunkt ble ansett for å være det beste¹⁾. Når en ikke har adgang til et tilfredsstillende materiale, men må supplere de tilgjengelige data med forutsetninger en ikke kan kontrollere, er det nødvendig å ha en porsjon hell dersom dataene skal representere den størrelsen en ønsker.

1) Konferer side 22 og 23.

Wahrscheinlichkeitsnetz

