

RAPPORTER

81/22

**ETTERSPØRSEL ETTER ENERGI
I NORSK INDUSTRI**

AV
PETTER R. KOREN

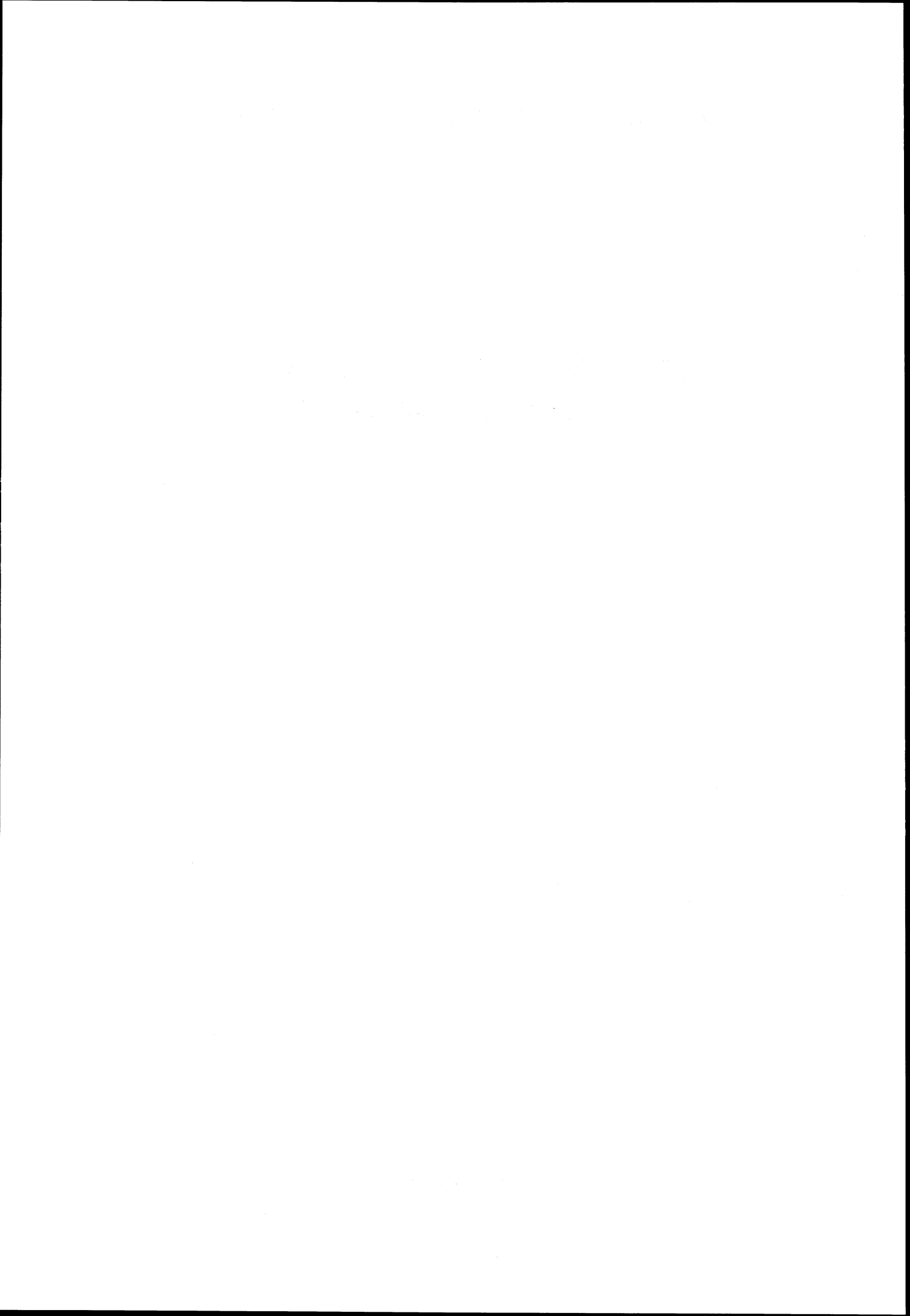
STATENS SENTRALBYRÅ
OSLO

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 81/22

**ETTERSPØRSEL ETTER ENERGI
I NORSK INDUSTRI**

AV
PETTER R. KOREN

OSLO 1981
ISBN 82-537-1592-7
ISSN 0332-8422



FORORD

I samarbeide med Norges vassdrags- og elektrisitetsvesen har Statistisk Sentralbyrå arbeidet med analyser av energietterspørselen til norske næringer. Industriens energietterspørsel er blitt analysert med utgangspunkt i kostnadsfunksjonen. Denne rapporten gir resultatene av beregningene av disse kostnadsfunksjonene.

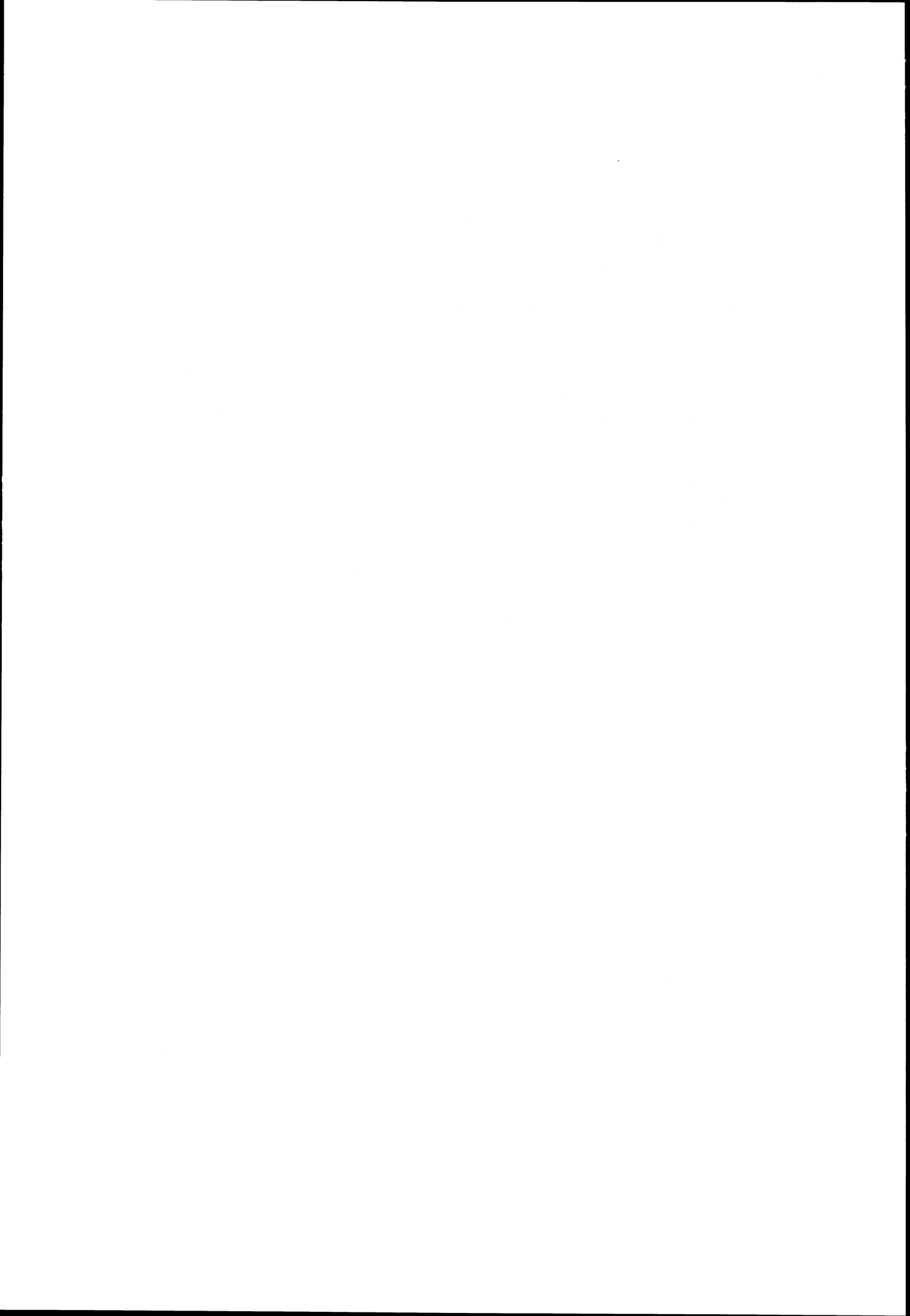
Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 11. august 1981

Odd Aukrust



INNHold

| | Side |
|---|------|
| 1. Innledning | 8 |
| 2. Modell | 8 |
| 2.1. Kostnadsfunksjonen | 8 |
| 2.2. Valg av funksjonsform | 12 |
| 3. Datamaterialet | 13 |
| 3.1. Innledning | 13 |
| 3.2. Lønnskostnader og lønssats | 13 |
| 3.3. Kapitalkostnader og brukerpris på realkapital | 14 |
| 3.4. Energiinnsats | 15 |
| 3.5. Vareinnsats | 15 |
| 3.6. Bruttoproduksjonsverdi | 15 |
| 3.7. Totale kostnader | 15 |
| 3.8. Utvalg av bedrifter | 16 |
| 4. Estimeringsteknikk og resultater | 16 |
| 4.1. Estimering av energirelasjonen | 16 |
| 4.2. Estimering av den totale kostnadsfunksjon | 18 |
| 4.2.1. Prisparametre | 18 |
| 4.2.2. Skalaparametre | 22 |
| 5. Sammendrag og konklusjoner | 24 |
| Litteraturhenvisninger | 26 |
| Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP) | 27 |



TABELLREGISTER

| | Side |
|---|------|
| 1. Estimerte koeffisienter i energirelasjon, beregnede priselastisiteter og gjennomsnittlige kostnadsandeler for elektrisitet. Standardavvik i parentes | 17 |
| 2. Koeffisientverdier for funksjoner for kostnadsandelene til kapital, arbeidskraft og energi. Ber- regningsresultater. Standardavvik i parentes | 19 |
| 3. Pris- og substitusjonselastisiteter og gjennomsnittlige kostnadsandeler | 20 |
| 4. Estimerte skalaparametre og beregnede passuskoeffisienter. Standardavvik i parentes | 24 |

1. INNLEDNING¹⁾

Denne rapporten er en videreføring av et energiprojekt i samarbeide med Norges Vassdrags- og Elektrisitetsvesen. Prosjektet har bestått i studier av de forskjellige næringers energietterspørsel. Tidligere er det publisert en modell for tjenesteytende virksomhet (Koren (1978)).

Vi vil i denne rapporten se på industribedriftenes tilpasning og etterspørsel av alle innsatsfaktorer i produksjonen. På denne måten vil vi ikke bare få studert sammensetningen av energivarer, men også hvordan innsatsen av energivarer blir påvirket av prisene på de andre innsatsfaktorene og nivået på produksjonen.

Data til estimeringene har vært bedriftsdata fra industistatistikken. Vi har benyttet tids-serier av tverrsnittsmateriale for perioden 1974 - 1976. Estimeringen er foretatt på et system av etterspørselsrelasjoner som er utledet fra en spesifisert kostnadsfunksjon. Vi utnyttet da dualitets-egenskapene mellom bedriftenes kostnadsfunksjon og produktfunksjon som er beskrevet i kapittel 2. Kapittel 3 inneholder en beskrivelse av datamaterialet. Estimeringsteknikk og resultater presenteres i kapittel 4. Et sammendrag med konklusjoner følger i kapittel 5.

2. MODELL

2.1. Kostnadsfunksjonen

Vi skal i dette avsnittet se på en bedrifts tilpasning av innsatsfaktorene som blir benyttet i produksjonen. Det gjør vi for å kunne utlede en modell som skal benyttes til å estimere noen egenskaper ved bedriftenes tilpasning.

I det videre arbeidet forutsetter vi at bedriftenes tilpasning foregår ved at de minimaliserer kostnadene for en gitt produktmengde. Vi kan tenke oss to mulige fremgangsmåter når vi skal estimere relasjoner for en bedrifts tilpasning ved kostnadsminimalisering. Den ene er å utlede etterspørselsfunksjoner på grunnlag av en spesifisert produktfunksjon. Vi skal i dette avsnittet se at den andre fremgangsmåten kan være å spesifisere kostnadsfunksjonen. Vi benytter oss da av at det eksisterer klare sammenhenger mellom bedriftens kostnadsfunksjon og egenskaper ved produktfunksjonen. Det er disse dualitetsegenskapene som vi skal se nærmere på i dette avsnittet. Vi følger da et opplegg som blant annet er benyttet av Berndt og Wood (1975), Griffin og Gregory (1976) og Fuss (1977). Vi skal først utlede kostnadsfunksjonen og så se på noen egenskaper ved kostnadsfunksjonen som vi skal benytte oss av.

Vi antar at produksjonsprosessen til bedriften lar seg beskrive ved en produktfunksjon:

$$(2.1) \quad X = f(v_1, \dots, v_n)$$

hvor x er en produsert mengde og v_i ($i = 1, \dots, n$) er innsatsfaktorene som benyttes i denne produksjonen. Produktfunksjonen gir de tekniske betingelsene for hvordan bedriftens tilpasning vil være. Vår bedrift skal altså minimere kostnadene ved en gitt produksjon: $X = X^0$. For å finne løsningen på dette problemet, benytter vi oss av følgende Lagrange-uttrykk:

$$L(v_1, \dots, v_n, \lambda) = \sum p_i v_i - \lambda (f(v_1, \dots, v_n) - X^0)$$

hvor

p_i ($i = 1, \dots, n$) er priser for innsatsfaktor nr. i . Nødvendige betingelser for kostnadsminimum er

$$(2.2) \quad \frac{\partial L}{\partial v_i} = p_i - \lambda \frac{\partial f}{\partial v_i} = 0 \quad (i = 1, \dots, n)$$

$$(2.3) \quad f(v_1, \dots, v_n) - X^0 = 0$$

1) Forfatteren vil takke Eilev Jansen for mange nyttige kommentarer under skrivingen av rapporten.

Dersom produktfunksjonen er konkav, er dette også tilstrekkelige betingelser for at vi har funnet kostnadsminimum. Ligningene (2.2) og (2.3) bestemmer den optimale faktorinnsatsen ved det gitte produksjonsnivået. Dette gir oss faktorinnsatsen som funksjon av faktorprisene og produsert mengde:

$$(2.4) \quad v_i = h_i(X, p_1, \dots, p_n) \quad (i = 1, \dots, n)$$

h_i er homogen av grad null i prisene: det er bare de relative prisene som påvirker tilpasningen. Dette sees av uttrykket nedenfor, som følger av (2.2) ved eliminering av λ :

$$(2.5) \quad \frac{p_i}{p_j} = \frac{f_i}{f_j}$$

Kostnadsfunksjonen som beskriver de minimaliserte kostnadene for en gitt produktmengde ved gitte faktorpriser er:

$$(2.6) \quad C = \sum_i p_i v_i = \sum_i p_i h_i(X, p_1, \dots, p_n) = C(X, p_1, \dots, p_n)$$

Vi ser at uttrykket i (2.6) må være homogen av grad en i faktorprisene siden h_i -ene er homogene av grad null. Uzawa (1964) har vist at kostnadsfunksjonen skal være konkav i prisene. Dette følger av at kostnadsfunksjonen gir de minimaliserte kostnadene for alle priskombinasjoner. Den økonomiske tolkningen vil være at ved en infinitesimal prisøkning på en innsatsvare, f.eks. nr. 1, vil kostnadsøkningen være v_1 . Til en høyere pris vil det bli benyttet en mindre mengde av denne varen. Virkningen av en ytterligere prisøkning blir mindre enn den første. Dette kommer av at de direkte priselastisitetene er negative. Vi har her sett bort fra virkningene av en endret tilpasning av de andre innsatsvarene. Denne virkningen er imidlertid liten.

En viktig egenskap ved kostnadsfunksjonen er at de partiell deriverte med hensyn på prisene gir oss de kostnadsminimaliserte etterspørselsfunksjonene i (2.4). Dette er kjent som Shephards lemma. Dette lemmaet gjelder ved en prisendring når vi lar produksjonsvolumet være uforandret, men tilpasser alle innsatsfaktorene til de nye prisene. Dette er vist i f.eks. Førsumd (1974):

$$(2.7) \quad \frac{\partial C}{\partial p_i} = C_i = h_i(X, p_1, \dots, p_n) = v_i \quad (i = 1, \dots, n)$$

Det følger da at

$$(2.8) \quad \frac{\partial C}{\partial p_i} \frac{p_i}{C} = \frac{v_i p_i}{C} = a_i \quad (i = 1, \dots, n)$$

der

a_i er faktor i 's kostnadsandel.

Vi skal senere spesifisere våre etterspørselsfunksjoner på formen (2.8)

Vi vil ha behov for å kjenne hvordan kostnadene utvikler seg ved en endring i produsert mengde. Et sentralt begrep her er passuskoeffisienten, som er definert som:

$$(2.9) \quad \epsilon = \sum_i \frac{\partial f}{\partial v_i} \frac{v_i}{X}$$

Passuskoeffisienten er summen av alle innsatsfaktorenes grenseelastisiteter. (2.9) kan skrives om til

$$(2.10) \quad \epsilon \cdot X = \sum_i \frac{\partial f}{\partial v_i} v_i$$

Passuskoeffisienten gir uttrykk for hvor mye produksjonen øker ved en like stor relativ økning av alle innsatsfaktorene. Vi skal nå se hvordan passuskoeffisienten gjenspeiler de tekniske forholdene ved produktfunksjonen i kostnadsfunksjonen. Vi multipliserer (2.2) med v_i og summen over alle innsatsfaktorene og får da

$$(2.11) \quad \sum p_i v_i = \lambda \sum \frac{\partial f}{\partial v_i} v_i$$

Setter vi inn fra (2.10) i (2.11) får vi

$$(2.12) \quad \sum p_i v_i = \lambda \cdot \chi \cdot \epsilon = C$$

I Frisch (1962) er det vist at $\lambda = \frac{\partial C}{\partial X}$ som vi benytter i (2.12) og ordner til

$$(2.13) \quad \frac{\partial C}{\partial X} \frac{X}{C} = \frac{1}{\epsilon}$$

Elastisiteten av kostnadsfunksjonen med hensyn på produktmengden er altså den inverse av passuskoeffisienten.

Passuskoeffisienten beskriver egenskapen ved en endring i produksjonen. For en mer fullstendig beskrivelse av produksjonsprosessen vil vi også måtte kjenne substitusjonsegenskapene. Dette lar seg beskrive ved hjelp av substitusjonselastisitetene. Disse uttrykker noe om i hvilken grad forholdet mellom to innsatsfaktorer endrer seg med forholdet mellom prisene på de to innsatsfaktorene. Uzawa (1962) har vist at Allens partielle substitusjonselastisiteter mellom to innsatsfaktorer lar seg utlede fra kostnadsfunksjonen med følgende uttrykk:

$$(2.14) \quad \sigma_{ij} = \frac{C_{ij} \cdot C}{C_i \cdot C_j} \quad (i, j = 1, \dots, n)$$

Her er σ_{ij} substitusjonselastisitetene. $C_i = \frac{\partial C}{\partial p_i}$ og $C_{ij} = \frac{\partial^2 C}{\partial p_i \partial p_j}$.

Selv om σ_{ii} ikke kan kalles substitusjonselastisitet så eksisterer (2.14) også når $i = j$. For enkelhets skyld vil vi ikke her lage noen ny betegnelse på σ_{ii} .

(2.14) gir oss følgende uttrykk for priselastisitetene

$$(2.15) \quad \epsilon_{ij} = \sigma_{ij} a_j$$

hvor

$$\epsilon_{ij} = \frac{\partial v_i}{\partial p_j} \frac{p_j}{v_i}$$

Substitusjons- og priselastisitetene gjelder når alle innsatsfaktorene endres til de nye optimale kvanta som følge av prisendringene, samtidig med at total produksjon holdes konstant.

Vi skal nå se på to forutsetninger om produktfunksjonen som kan forenkle estimeringen. Dette gjør vi av to grunner. For å kunne behandle skala- og substitusjonsegenskapene uavhengig av hverandre, skal vi forutsette at produktfunksjonen er homotetisk. For å kunne redusere antall koeffisienter som skal estimeres, gjør vi en forutsetning om at det er en svak separabilitet mellom energivarene og de andre innsatsfaktorene.

En produktfunksjon er homotetisk når endring i tilpasningen av produsentmengde for gitte priser foregår langs en faktorstråle som er en rett linje gjennom origo. Det kan da vises at en slik produktfunksjon gir oss en kostnadsfunksjon ved kostnadsminimalisering som er multiplikativ separabel i en funksjon som har produsert mengde som argument og en funksjon som har faktorprisene som argument. Dette er blant annet vist hos Førstund (1974).

$$(2.16) \quad C = g_1(X) \cdot g_2(p_1, \dots, p_n)$$

Her vil g_2 være konkav i prisene. Elektrisiteten av kostnadene med hensyn på produsert mengde vil nå være uavhengig av prisfunksjonen. Dette betyr at passuskoeffisienten bare endres ved en endring i produksjonsnivået og ikke ved en endring i tilpasningen langs en isokvant som følge av at prisene har endret seg. Likeledes vil elastisiteten av kostnadsfunksjonen med hensyn på en av faktorprisene være uavhengig av produsert mengde. Dette betyr at uttrykkene for kostnadsandelene ikke vil variere med produksjonsnivået.

For å forklare hva som menes med at en produktfunksjon er svak separabel, skal vi innføre en aggregeringsfunksjon for en gruppe av innsatsfaktorer: $v_e = l(v_{k+1}, \dots, v_n)$. Vi sier at produktfunksjonen er svak separabel i v_e hvis den kan skrives som

$$(2.17) \quad X = f(v_1, \dots, v_k, v_e)$$

Forutsetningen for at vi kan skrive produktfunksjonen på formen (2.17), er at de marginale substitusjonsbrøkene mellom to innsatsfaktorer innen gruppen v_e er uavhengig av mengdene som benyttes av innsatsfaktorer utenfor gruppen.

På samme måte som tidligere kan også nå kostnadsfunksjonen utledes, og den vil være svak separabel i prisene.

$$(2.18) \quad C = C(X, p_1, \dots, p_k, p_e)$$

hvor

$$p_e = C_e(v_y, p_{k+1}, \dots, p_n) / v_e \text{ og } C_e \text{ er de totale kostnadene til gruppen } v_e.$$

Vi forutsetter at C_e er homotetisk og homogen av grad en i v_e . Da får vi at p_e er uavhengig av v_e .

Ved svak separabilitet kan vi tenke oss at kostnadsminimaliseringen foregår i to trinn. Først tilpasses hver gruppe av innsatsvarer, og så tilpasses forholdene mellom innsatsvarene innen hver gruppe.

Priselastisitetene for v_1, \dots, v_k, v_e vil som tidligere være gitt ved (2.15). Nå vil imidlertid priselastisitetene for faktorene som inngår i v_e bestå av to ledd ved en endring i prisene p_{k+1}, \dots, p_n . Ved endring av en av disse prisene vil i første omgang p_e endres, slik at tilpasningen av v_e må endres. Deretter vil sammensetningen av faktorene innenfor gruppen v_e endres. Dette uttrykkes ved

$$(2.19) \quad E_{ij}^T = \epsilon_{ij} + \epsilon_{ee} a_j^e \quad (i, j = k+1, \dots, n)$$

Her er a_j^e faktor j 's kostnadsandel av C_e . ϵ_{ij} gir her uttrykk for endring i sammensetningen av v_e , og $\epsilon_{ee} a_j^e$ gir uttrykk for endringen i nivået på v_e som følge av endring i prisen på faktor nr. j innenfor gruppen v_e . For utledning av E_{ij}^T og diskusjon av separabilitet, se Berndt og Wood (1977).

La oss tilslutt oppsummere hva vi har vist i dette avsnittet og som vi vil ha bruk for senere:

- i) Kostnadsfunksjonen er homogen av grad en og konkav i prisene.
- ii) Elastisiteten av kostnadsfunksjonen med hensyn på en faktorpris gir faktorens kostnadsandel.
- iii) Elastisiteten av kostnadsfunksjonen med hensyn på produsert mengde gir den inverse av passuskoeffisienten, som vil være uavhengig av faktirprisene når vi har en homotetisk produktfunksjon.
- iv) Kostnadsandelene er uavhengig av produsert mengde når vi har en homotetisk produktfunksjon.
- v) De partielle substitusjonselastisitetene er sentrale variable til å beskrive etterspørselen av innsatsvarene. Vi har sett at de kan utledes fra kostnadsfunksjonen.

2.2. Valg av funksjonsform

Til våre beregninger har vi valgt å ta utgangspunkt i bedriftens kostnadsfunksjon. Vi har i det forrige avsnittet sett hvordan denne gjenspeiler de tekniske forholdene i den tilhørende produktfunksjon og hvilke krav som betingelser på tilpasninger legger på kostnadsfunksjonen. Ved en estimering vil vi alltid stå overfor valget mellom ulike funksjonsformer. Vi må velge en funksjon som er generell nok til å kunne føye seg til en stor variasjon i tilpasningene. Samtidig må funksjonen kunne oppfylle de betingelsene som den i teorien er pålagt. Utifra dette skal vi benytte en trans-log¹⁾ funksjonsform som er introdusert i Christensen, Jorgensen og Lau (1973). Denne funksjonen ble først benyttet på en kostnadsfunksjon av Berndt og Wood (1975). Vi skriver da først kostnadsfunksjonen på formen²⁾

$$(2.20) \quad \ln C = G[\ln x, \ln p_1, \dots, \ln p_n]$$

Vi foretar en rekkeutvikling av (2.20) av 2. orden under forutsetning av at (2.20) er homotetisk.

$$(2.21) \quad \ln C = G_0 + G_x \ln x + \frac{1}{2} G_{xx} (\ln x)^2 + \sum_i G_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j G_{ij} \ln p_i \ln p_j.$$

Under det videre arbeidet forutsetter vi at G-ene er konstante koeffisienter.

Siden $\frac{\partial C}{\partial p_i} \frac{p_i}{C} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln p_i}$ og vi fra (2.8) har at dette er lik kostnadsandelen a_i , får vi nå fra (2.21):

$$(2.22) \quad \frac{\partial \ln C}{\partial \ln p_i} = a_i = G_i + \sum_j G_{ij} \ln p_j \quad (i = 1, \dots, n)$$

Av (2.13) har vi at $\frac{\partial C}{\partial x} \frac{x}{C} = \frac{1}{\epsilon}$. Siden $\frac{\partial C}{\partial x} \frac{x}{C} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln x}$ får vi videre ved å derivere (2.21) med hensyn på $\ln x$.

$$(2.23) \quad \frac{1}{\epsilon} = G_x + G_{xx} \ln x.$$

Som følge av at kostnadsfunksjonen er homogen av grad en, vil funksjonene for kostnadsandelene være homogen av grad null. Dette sammen med kontinuitetsegenskapene gir oss disse betingelsene på koeffisientene:

$$(2.24) \quad \sum_i G_i = 1 \quad \sum_j G_{ij} = 0 \quad G_{ij} = G_{ji}.$$

Disse betingelsene på koeffisientene er vist i Berndt og Wood (1975). Her er det også vist at (2.14) gir oss disse uttrykkene for substitusjons- og priselastisitetene:

$$(2.25) \quad \begin{cases} \sigma_{ij} = \frac{G_{ij} + a_i a_j}{a_i a_j} & (i, j=1, \dots, n \quad i \neq j) \\ \sigma_{ii} = \frac{G_{ii} + a_i(a_i - 1)}{a_i^2} \end{cases}$$

$$(2.26) \quad \begin{cases} \epsilon_{ij} = \frac{1}{a_i} (G_{ij} + a_i a_j) & (i, j=1, \dots, n \quad i \neq j) \\ \epsilon_{ii} = \frac{1}{a_i} (G_{ii} + a_i(a_i - 1)) \end{cases}$$

Vi ser at $\sigma_{ij} = \sigma_{ji}$, men $\epsilon_{ij} \neq \epsilon_{ji}$.

1) Kort-navn for transcendental-logaritmisk. 2) Dette er fremdeles en generell funksjon som (2.6).

Ved estimeringen skal vi benytte oss av fire innsatsfaktorer. Dette er arbeidskraft, realkapital, vareinnsats og energivarer. Energivarer er en gruppe av varer som vi forutsetter er svakt separabel fra de tre andre innsatsfaktorene. For å beskrive tilpasningen av de enkelte energivarene, vil vi sette opp en egen kostnadsfunksjon for den totale energibruken. Vi forutsetter at denne er homogen av grad en i den aggregerte energivaren:

$$(2.27) \ln C^E = g_0 + \ln E + \sum_i g_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_j \sum_i g_{ij} \ln p_i \ln p_j.$$

Her er E den aggregerte energivaren, og C^E er de totale kostnadene til energivarer. Av (2.27) får vi at prisen på den aggregerte energivaren er

$$(2.28) \ln p^E = \ln C^E - \ln E = g_0 + \sum_i g_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j g_{ij} \ln p_i \ln p_j.$$

Tilsvarende betingelser som er lagt på koeffisientene i (2.24) gjelder for (2.27). Også her benytter vi relasjonene for budsjettandelene til de enkelte energivarene (andel av de totale utgifter til energi):

$$(2.29) a_i^E = g_i + \sum_j g_{ij} \ln p_j.$$

Estimeringen foregår på ligningene for kostnadsandelene. Vi estimerer først koeffisientene i (2.29) og så konstruerer vi p^E ved hjelp av (2.28). Disse verdiene på p^E benyttes til estimeringen av relasjonene (2.22). Til slutt estimerer vi skalaegenskapene. Dette gjøres ved at vi benytter oss av de estimerte priskoeffisientene innsatt i (2.20), det vil si

$$(2.30) \ln C - \sum_i \hat{G}_i \ln p_i - \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \hat{G}_{ij} \ln p_i \ln p_j = G_0 + G_x \ln x + \frac{1}{2} G_{xx} (\ln x)^2$$

Her er koeffisienter med " $\hat{}$ " beregnet tidligere.

3. DATAMATERIALET

3.1. Innledning

Vi opprettet en analysefile på grunnlag av industristatistikken. Enheten på filen er store bedrifter, dvs. i hovedsak bedrifter med mer enn fem sysselsatte. Vi har data for årene 1974 - 1976. De data vi er interessert i til estimeringen er bruttoproduksjon, kostnader og priser på innsatsfaktorene.

Dette var data som krevde en del bearbeiding for å kunne bli benyttet for vårt formål. En del måtte beregnes, og noe måtte hentes fra Nasjonalregnskapet; det siste gjaldt prisindekser for bruttoproduksjon, investeringsvarer og vareinnsats unntatt energivarer.

Vi skal se litt nærmere på hver av de variable som vi har benyttet ved estimeringene.

3.2. Lønnskostnader og lønssats

Industristatistikken gir sysselsettingen fordelt på tre grupper: eiere og familiemedlemmer, funksjonærer og arbeidere.

Statistikken gir også opptjent lønn for funksjonærer, arbeidere og hjemmearbeidere. For arbeidere gis det dessuten opplysninger om antall utførte timeverk. For arbeidere og funksjonærer angis hvor mange av disse som er deltidsansatte. Tvungne og frivillige sosiale utgifter gis bare totalt for alle sysselsatte.

Lønnskostnader skal vi la være "opptjent lønn i alt" og "sosiale utgifter i alt", korrigert for belønning for arbeidsinnsatsen til eiere og familiemedlemmer. Vi lar eiere og familiemedlemmer ha den samme lønssats som gjennomsnittet for arbeidere og funksjonærer.

Vi skal ikke skille mellom ulike typer arbeidskraft. Den greieste måten å lage tall for pris på arbeidskraft er å dele opptjent lønn og sosiale utgifter på sysselsettingen. Vi har som sysselsetting valgt funksjonærer og arbeidere, men korrigeret for deltidsansatte med forutsetning om at deltidsansatte i gjennomsnitt arbeider 1/2 arbeidsdag. Dette gir sysselsetting i årsverk. Den opptjente lønn og sosiale utgifter som korresponderer til denne sysselsettingen er lønn og sosiale utgifter til arbeidere og funksjonærer. Opptjent lønn til disse gruppene har bedriftene oppgitt, men de sosiale utgiftene har vi bare oppgitt totalt. Vi må korrigere for sosiale utgifter til hjemmearbeidere, og vi forutsetter da at de sosiale utgifter i andel av opptjent lønn er den samme for hjemmearbeidere som for gjennomsnittet av alle avlønnte.

Den lønssatsen som vi her har utregnet er gjennomsnittlig lønn pr. årsverk.

3.3. Kapitalkostnader og brukerpris på realkapital

Til våre beregninger vil vi ha behov for brukerprisen og de totale utgiftene til kapitaltjenester. Brukerprisen er bedriftens årlige omkostninger knyttet til bruk av en kapitalenhets tjenester. Dette er størrelser som vi ikke har statistikk over, slik at vi er nødt til å beregne dem. Industristatistikken gir oss utgiftene til leid realkapital fordelt på bygninger og maskiner og utstyr. Dessuten får vi her brannforsikringsverdien på egen realkapital. Prisindekser for investeringsvarer får vi fra Nasjonalregnskapet som forholdet mellom investeringer i løpende og faste priser. Her skiller ikke Nasjonalregnskapet mellom forskjellige industrisektorer. Vi får den samme prisindeksen for alle sektorer innen industri, men differensiert mellom kapitalart.

Vi vil slå sammen de to kapitalartene maskiner og inventar og bygninger og beregne en pris for total kapital.

I Biørn (1975) blir det utledet uttrykk for brukerprisen på realkapitalen. Her blir det vist at brukerprisen kan variere med skattesatser på inntekt og formue, avskrivningsreglene, prisendring og pris på investeringsvarer og bedriftens kalkulasjons- og lånerente. Skatte- og avskrivningsreglene har ikke endret seg i perioden 1974 - 1976. Låne- og kalkulasjonsrenten må vi la være lik for alle bedrifter. Derfor vil bare prisendringen på investeringsvarer kunne gi forskjellen i brukerprisen på realkapital. Siden hovedvekten av dette materialet ligger på tverrsnittsdata, vil ikke dette bety mye når alle bedrifter vil få den samme prisendring på investeringsvarer. Vi vil derfor forenkle brukerprisen til å være

$$p_{ki} = (r + \delta_i) q_i \quad (i = M, B)$$

hvor p_{ki} er brukerprisen på kapitalart i , r er bedriftens kalkulasjonsrente, δ_i er depresieringsfaktor for kapitalart i og q_i er prisen på investeringsvare i . Dette uttrykket gjelder for hver kapitalart. Vi skal imidlertid ha en gjennomsnittspris for begge kapitalartene. Dette regner vi ut ved følgende uttrykk:

$$p_K = \frac{(r + \delta_M) q_M \cdot K_M + (r + \delta_B) q_B \cdot K_B}{K_M + K_B}$$

Her er K_M og K_B henholdsvis beholdningen av maskiner og inventar og bygninger målt i faste priser. Telleren her er kapitalutgiftene til maskiner og bygninger som bedriften selv eier. $q_M \cdot K_M$ og $q_B \cdot K_B$ er verdien av de to kapitalarter. Vi forutsetter at dette er lik brannforsikringsverdien. Nevneren er realkapitalen målt i 1970-priser. Dette er beregnet ved at brannforsikringsverdien er deflatert med prisindekser (q_M og q_B) fra Nasjonalregnskapet.

Brannforsikringsverdien som mål på realkapitalen er diskutert i Griliches og Ringstad (1971). Etter å ha sett på forsikringsselskapenes praksis kom de frem til denne konklusjonen: "The full insurance value of a capital object would thus approximate its market or "replacement" value, and should, therefore, be a good measure to use in our context, since it would reflect both the quantity and quality components." Denne konklusjonen gjelder også for vår undersøkelse.

De totale kapitalutgiftene (målt i løpende priser) er lik telleren i uttrykket for p_k pluss leieutgiftene.

Bedriftenes kalkulasjonsrente vil være noe tilfeldig valgt. Hvilken rente de enkelte bedriftene benytter i planleggingen vet vi selvfølgelig ikke. Vi har heller ikke noe perfekt kredittmarked å hente rente ifra. Vårt valg er blitt 8 prosent. Denne er skjønnsmessig valgt under hensyn til at den verken virker spesiell høy eller lav. Valg av rente påvirker brukerprisen. Imidlertid vil den hovedsaklig virke inn på nivået, og ikke så mye på endringer, da vi har valgt å holde uforandret rente gjennom hele datamaterialet.

Levetiden har vi satt til 25 år for bygninger og 10 år for maskiner og inventar. Ved lineær depresiering gir dette en depresieringsfaktor på henholdsvis 0.04 og 0.1.

Det som gir variasjon i brukerprisen på realkapital er altså hvilket år vi betrakter og hvilken sammensetning den enkelte bedrift har for realkapitalen.

3.4. Energiinnsats

Industristatistikken gir opplysninger for forbruk av brensel, drivstoff og elektrisk kraft fordelt på hele ti varesorter. Vi skal imidlertid bare dele det i to, nemlig elektrisitet og petroleumsprodukter og andre energivarer. For hver av disse to energigruppene vil vi beregne en Paasche prisindeks. For elektrisitet er dette bare en gjennomsnittspris normert i forhold til basisåret. Nå er ikke alle energivarere like mye brukt. Oppgavene om bruk av energivarer er heller ikke like gode for alle bedriftene. Dette har ført til at vi har valgt ut følgende varer som blir tatt med under beregningen av prisindeksen for petroleumsprodukter og andre energivarer: bensin, petroleum, fyringsoljene nr. 1, 2 og 3 og høyere. Disse representerer da også den klart største utgiftsandelen innenfor denne gruppen av energivarer. De varene som blir holdt utenfor beregningen av prisindeksen er steinkull og briketter, koks og halvkoks av kull, ved, brenselbriketter, treavfall, damp, gass og annet brensel. Bedriften skal oppgi både mengde og verdi av energivarer brukt til brensel og drivstoff. Det er få som oppgir mengde, men nesten alle oppgir verdi. De som ikke har oppgitt mengde får denne beregnet på grunnlag av gjennomsnittsprisen til de som har oppgitt både mengde og verdi innenfor samme næring. Dette medfører at svært mange bedrifter innen hver sektor har de samme energiprisene uten at dette på noen måte gjenspeiles i hvordan de har tilpasset de ulike energivarere til produksjonen.

3.5. Vareinnsats

Industristatistikken gir oss de totale utgiftene til vareinnsats (eksklusiv energivarer). Utgiftene til vareinnsats definerer vi som summen av kostnadene til råstoff mv., kjøpt emballasje og råstoff til emballasje, andre varer, betalt for bortsatt arbeid og driftsutgifter.

En meningsfylt prisindeks for vareinnsats beregnet fra industristatistikken, som gir uttrykk for prisforskjeller mellom bedriftene, er svært tvilsomt om det lar seg gjøre å beregne, i alle fall er det svært tidkrevende og kostbart. Vi har valgt å benytte indekser for vareinnsats fra Nasjonalregnskapet, og har da en indeks for hver industrisektor. Alle bedriftene får da en prisindeks for vareinnsatsen som tilsvarer den nasjonalregnskapssektor de tilhører. Dette betyr at vi ikke får frem den variasjonen i observasjonsmaterialet som vi ønsker oss; vi mister variasjonen mellom bedriftene. Prisindeksene kan gi en riktig utvikling av prisen på vareinnsatsen for alle bedrifter, men vi mister altså variasjonen i nivået hvorifra endringene skjer.

3.6. Bruttoproduksjonsverdi

Bruttoproduksjonsverdien er definert i innledningen til industristatistikken. Den er tilnærmet verdi av salg, godtgjørelse for arbeid for andre og egne investeringsarbeider.

Prisindeks for bruttoproduksjonsverdi er hentet fra Nasjonalregnskapet på samme måte som for vareinnsatsen.

3.7. Totale kostnader

De totale produksjonskostnader er nå summen av kostnader til arbeidskraft, kapital, energi og vareinnsats.

3.8. Utvalg av bedrifter

Vi kunne ikke benytte alle enhetene som er med i industristatistikken. Dette skyldes flere forhold. Vi vil bare ha med hva vi kan kalle rene produksjonsbedrifter og ikke enheter som kontor- og investeringsbedrifter. Dessuten må bedriftene benytte alle innsatsfaktorene. Dette medfører at alle bedriftene må benytte elektrisitet og oljeprodukter. Videre må de ha oppgitt brannforsikringsverdi og/eller utgifter til leie av bygninger og maskiner.

Tidligere erfaring (Griliches og Ringstad (1971)) med industristatistikken har vist at mindre bedrifter oftere kan ha feil og mangler ved data, og ofte er de heller ikke hva vi vil oppfatte som rene produksjonsbedrifter. Derfor har vi krevd at bedriftene skal ha positivt bruttoprodukt.

Vi utførte beregningene på et simultant ligningssystem som krever stor EDB-kapasitet. Programmet som vi benyttet, tok maksimalt ett tusen observasjoner. Disse forhold gjorde at vi valgte å benytte bedrifter med mer enn ti arbeidere. I noen få sektorer benyttet vi tyve arbeidere som grense i tillegg til at vi måtte ta ut hver tredje eller annenhver bedrift for å kunne holde oss innefor grensen på tusen enheter. Dette ga oss i skjevhet i størrelsesfordelingen av bedriftene. Siden vi skal estimere på en homotetisk kostnadsfunksjon, så vil ikke dette bety noe for de beregnede substitusjonsforholdene. Der det vil kunne bety noe er ved beregningen av skalaegenskapene, hvor det vesentlig å ha representert det størst mulige variasjonsområdet for produksjonsnivået.

4. ESTIMERINGSTEKNIKK OG RESULTATER

Som en følge av forutsetningen om svak separabilitet mellom energivarer og resten av innsatsfaktorene, vil estimeringen av priskoeffisienterne foregå i to trinn. Først blir koeffisientene i energirelasjonen estimert. Dette kan vi gjøre fordi tilpasningen av kostnadsandelene til elektrisitet og andre energivarer er uavhengig av nivået på den totale energisatsen og uavhengig av alle de andre priser, produksjonsnivå og mengde av de andre innsatsene. De koeffisientene som vi her får estimert blir så benyttet i relasjon (2.28) til å beregne en prisindeks for den aggregerte energivaren. Denne prisindeksen går inn som priser på gruppen av energivarer ved estimeringen av koeffisientene i den totale kostnadsfunksjonen.

4.1. Estimering av energirelasjoner

Ved estimeringen av energirelasjoner bygger vi på at det for den totale energibruken foregår tilpasning av to energivarer: elektrisitet og andre energivarer som vi vil betegne med henholdsvis P og F. Koeffisientene i funksjonen for delkostnadene til energivarer skal vi estimere på redusert form ved å benytte

$$(4.1) \quad a_i = g_i + \sum_j g_{ij} \ln p_j + Z_i \quad i, j = P, F$$

Dette er de samme relasjonene som i (2.29), bortsett fra at vi her har innført stokastiske restledd Z_i .

(4.1) er et system av bare to relasjoner. Fra (2.24) har vi disse restriksjonene på koeffisientene:

$$g_F = 1 - g_P \quad g_{PF} = g_{FP} = -g_{PP} = -g_{FF}$$

Disse restriksjonene følger av at de observerte kostnadsandelene og de beregnede kostnadsandelene alltid skal summere seg til 1. Dette gir oss at summen av restleddene i de to relasjonene alltid vil være null: $Z_P = -Z_F$. Dette innebærer at vi ikke har to uavhengige relasjoner. Ved forutsetning om at restleddet er normalfordelt med forventning null og konstant varans, vil vi få konsistente og effisiente estimater ved å benytte minste kvadraters metode på en av relasjonene i (4.1)

Til estimeringen har vi benyttet relasjonen for elektrisitet. Denne relasjonen er homogen av grad null i prisene. Vi har derfor devidert prisene med prisindeksen for andre energivarer. Da blir det bare koeffisientene g_P og g_{PP} å estimere.

Resultatene er vist i tabell 1. Her har vi også regnet ut priselastisitetene for de to energivarene. Ved disse utregningene har vi benyttet de gjennomsnittlige kostnadsandelene for energivarene i hver næring. De gjennomsnittlige kostnadsandelene for elektrisitet er også vist i tabell 1. Elastisitetene er regnet ut etter uttrykkene i (2.26). Disse priselastisitetene gjelder når den totale energiinnsatsen er uforandret.

Ved en endring i en av energiprisene vil også den totale energibruken bli endret. Dette har vi ikke tatt hensyn til i tabell 1. Størrelsen på denne effekten kjenner vi ikke før vi har foretatt estimeringene i neste avsnitt.

Tabell 1. Estimerte koeffisienter i energirelasjon, beregnede priselastisiteter og gjennomsnittlige kostnadsandeler for elektrisitet. Standardavvik i parentes

| MSG-sektor ¹⁾ | g_p | g_{pp} | e_{pp} | e_{FF} | Gj.snitt el.andel |
|--|--------------------|---------------------|----------|----------|----------------------|
| Bergverksdrift | 0,6181 (0,0273) | -0,0949 (0,0311) | -0,62 | -0,76 | 0,55 |
| Fordeling av jordbruks- og fiskeprodukter | 0,4981 (0,0189) | -0,0671 (0,0224) | -0,70 | -0,57 | 0,45 |
| Produksjon av drikkevarer, tobakk og sjokolade | 0,3680 (0,0272) | -0,0170 (0,0346) | -0,69 | -0,38 | 0,36 |
| Tekstil- og bekledningsindustri | 0,4377 (0,0175) | 0,0306 (0,0215) | -0,47 | -0,40 | 0,46 |
| Treindustri | 0,5545 (0,0213) | -0,0012 (0,0216) | -0,44 | -0,55 | 0,55 |
| Treforedlingsindustri | 0,5176 (0,0141) | -0,0512 (0,0278) | -0,60 | -0,61 | 0,50 |
| Raffinering av råolje og produksjon av råolje- og kullprodukter | 0,3993 (0,0391) | 0,1475 (0,0865) | -0,23 | -0,16 | 0,42 |
| Kjemisk industri | 0,5282 (0,0226) | -0,1290 (0,0312) | -0,82 | -0,69 | 0,46 |
| Jord- og steinvarerindustri | 0,2581 (0,0239) | 0,0895 (0,0297) | -0,40 | -0,19 | 0,33 |
| Produksjon av metaller | 0,8040 (0,0180) | -0,2180 (0,0246) | -0,59 | -1,48 | 0,71 |
| Produksjon av metaller | 0,5098 (0,0117) | 0,0263 (0,0177) | -0,43 | -0,47 | 0,52 |
| Produksjon av maskiner | 0,4782 (0,0143) | -0,0025 (0,0159) | -0,53 | -0,48 | 0,48 |
| Produksjon av elektriske apparater og mate- riell | 0,5818 (0,0269) | -0,0562 (0,0360) | -0,56 | -0,67 | 0,54 |
| Bygging og reparasjon av fartøyer og oljeplatt- former | 0,6032 (0,0200) | -0,0393 (0,0249) | -0,49 | -0,67 | 0,57 |
| Diverse industri, grafisk mv. | 0,5200 (0,0140) | 0,0143 (0,0169) | -0,44 | -0,50 | 0,53 |

1) Sektorene refererer seg til MSG-3. Se Lorentsen og Skoglund (1970).

Konstantleddene - g_p - er positive og klart sigifikant forskjellige fra null for alle sektorene. Vi ser videre at de estimerte koeffisientene innebærer at alle de direkte priselastisitetene har riktige fortegn, nemlig negative, for de gjennomsnittlige utgiftsandelene i vårt sampel.

Vi nevnte i avsnitt 2 at kostnadsfunksjonen skal være konkav i prisene. Med bare to energivarer innebærer dette at vi foruten negative direkte priselastisiteter også skal ha positive krysselastisiteter. Positive krysselastisiteter betyr at det er alternativitet mellom innsatsvarene. Se Frisch (1962) Siden vi har negative direkte priselastisiteter, vil krysselastisitetene være positive for alle

sektorene. Koeffisienten g_{pp} må være negativ for at vi ikke skal kunne få positive direkte priselastisiteter og komplimentaritet for noen priskombinasjoner. Da vil det eksistere et område med priskombinasjoner hvor kostnadsfunksjonene ikke vil være konkav.

For sektorene Tekstil- og bekledning, Raffinering av råolje og produksjon av råolje- og kullprodukter, Produksjon av metallvarer og Diverse industri, grafisk mv. er g_{pp} positiv, men dog ikke signifikant forskjell fra null. g_{pp} er derimot signifikant positiv for Jord- og steinvareindustri. Av ti sektorer med riktig fortegn, så er det bare fire som har g_{pp} signifikant negativ.

Den største tallverdien på elastisitetene finner vi i sektorene Kjemisk industri og Produksjon av metaller. Her kan også begge koeffisientene riktige fortegn for å være konkav, og de er signifikant forskjellig fra null.

4.2. Estimering av den totale kostnadsfunksjon

4.2.1. Prisparametre

På samme måte som i det forrige avsnitt, vil vi ved estimeringen av priskoeffisientene benytte oss av en stokastisk spesifisering på den reduserte formen:

$$(4.2) \quad a_i = G_i + \sum_j G_{ij} \ln p_j + U_i \quad i, j = K, L, E, V$$

Her står K, L, E, V for henholdsvis kapital, arbeidskraft, energi og vareinnsats. Den økonometriske spesifikasjonen av (4.2) har vi hentet i Fuss (1977). U_i er restleddene. Restleddene forutsettes å være simultant normalfordelte med forventning lik null og en 4×4 varians-kovarians-matrise, på kompakt form $\Omega \times I$, som er positiv semi-definerte. På grunn av restriksjonene på koeffisientene fra (2.24), vil $\sum_i U_i = 0$ slik at vi alltid har oppfylt kravet om at summen av budsjettandelene er lik 1. Det at restleddene summerer seg til 0 gjør at varians-kovarians-matrisen er singular.

Ved estimeringen av etterspørselssystemet (4.2) skal vi benytte FIML-rutinen i TSP¹⁾. Berndt et.al. (1974) har vist at dette gir konsistente og asymptotisk effisiente estimater. Sannsynlighetsmaksimeringen foregår med hensyn på koeffisientene og varians-kovariansene. Dette vil imidlertid ikke uten videre gå her siden Ω er singular og determinanten til Ω alltid er null. Barten (1969) har vist at dette problemet kan løses ved å utelate en av relasjonene. Det er likegyldig hvilken av relasjonen som blir utelatt ved FIML-estimeringen. Vi vil her utelate relasjoner for vareinnsatsens kostnadsandel. Ved hjelp av restriksjonene mellom parametrene kan vi regne ut verdien til de koeffisientene som inngår i den utelatte relasjonen.

I tabell 2 har vi presentert resultatene fra estimeringene. I parentes har vi her satt opp standardavvikene til de parametrene som er blitt estimert. I tabell 3 har vi regnet ut de direkte priselastisitetene, substitusjonselastisitetene og de gjennomsnittlige kostnadsandelene for hver sektor. Ved utregningen av de gjennomsnittlige kostnadsandelene har vi veid med bedriftenes totale kostnader. Disse kostnadsandelene er benyttet ved utregningen av pris- og substitusjonselastisitetene.

Som vi vet, skal kostnadsfunksjonene være konkav i prisene. Vår spesifisering av formen på kostnadsfunksjonen gjør at vi ikke alltid vil være garantert å ha dette oppfylt. Konkaviteten vil være avhengig av hvilke verdier vi får på koeffisientene. Når vi har flere enn to faktorer, så er det ikke lett å se hvilke krav som må være oppfylt. Det vi imidlertid kan si er at alle G_{ij} må være negative for at vi skal ha konkaviteten ved alle priskombinasjoner. Dette er imidlertid ikke tilstrekkelig. Det vil være oppfylt hvis vi i tillegg har at alle G_{ij} ($i \neq j$) er positive. Da har vi alternativitet mellom alle innsatsvarene ved alle priskombinasjoner. Det som kompliserer med mer enn to innsatsfaktorer, er at vi også kan ha komplimentaritet mellom enkelte innsatsvarer og allikevel har at kostnadsfunksjonen er konkav. Det er utarbeidet rutiner for å teste om en funksjon er konkav. Dette er en svært komplisert test som vi ikke har utført. Dette er beskrevet i Lau (1978). Imidlertid har vi foretatt en beregning med de estimerte relasjonene for kostnadsandelene ved å sette inn prisene for alle observasjonene. Vi får da positive kostnadsandeler for alle observasjoner og for alle sektorer, unntatt Kjemisk

1) FIML står for Full Information Maximum Likelihood og TSP er forkortelse for Time Series Processor som er en datapakke for økonometriske analyser. Se Hall and Hall (1978).

industri der vi fikk 20 negative andeler for energi av 295 observasjoner.

Hvis vi begynner med å se på konstantleddene, så skal disse alltid være positive. G_E , G_K og G_L er positive og signifikant forskjellig fra null for alle sektorene med G_E i Produksjon av drikkevarer, tobakk og sjokolade og Kjemisk industri som unntak. I disse to sektorene er G_E ikke positiv, men heller ikke signifikant forskjellig fra null. G_{EE} er ikke signifikant forskjellig fra null for åtte sektorer, men her er også fire verdier positive. Det er videre to sektorer hvor G_{EE} er positiv og signifikant forskjellig fra null. Vi ser i tabell 3 at for Foredling av jordbruks- og fiskeprodukter gir dette oss en positiv direkte priselastisitet for energi. Dette gir oss bare fem sektorer hvor G_{EE} er både negativ og signifikant forskjellig fra null.

Tabell 2. Koeffisientverdier for funksjoner for kostnadsandelene til kapital, arbeidskraft og energi. Beregningsresultater. Standardavvik i parentes

| MSG-sektor | G_E | G_{EE} | G_{EK} | G_{EL} | G_K | G_{KK} | G_{KL} | G_L | G_{LL} |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| Bergverksdrift | 0,0464 (0,0087) | -0,0035 (0,0060) | -0,0006 (0,0172) | 0,0082 (0,0061) | 0,4026 (0,0489) | 0,3356 (0,1002) | 0,0531 (0,0303) | 0,2610 (0,0183) | -0,1546 (0,0334) |
| Foredling av jordbruks- og fiskeprodukter | 0,0177 (0,0017) | 0,0196 (0,0031) | -0,0093 (0,0035) | -0,0018 (0,0018) | 0,0994 (0,0086) | -0,0222 (0,0152) | -0,0019 (0,0082) | 0,1334 (0,0101) | -0,0974 (0,0111) |
| Prod. av drikkevarer, tobakk og sjokolade .. | -0,0026 (0,0059) | -0,0018 (0,0042) | -0,0255 (0,0100) | -0,0181 (0,0058) | 0,2229 (0,0473) | 0,0369 (0,0804) | -0,0018 (0,0384) | 0,2436 (0,0296) | -0,0915 (0,0387) |
| Tekstil- og bekledningsindustri | 0,0173 (0,0014) | -0,0031 (0,0016) | -0,0024 (0,0028) | 0,0069 (0,0016) | 0,1437 (0,0127) | -0,1027 (0,0264) | 0,0577 (0,0143) | 0,2752 (0,0147) | -0,1643 (0,0209) |
| Treindustri | 0,0201 (0,0020) | -0,0082 (0,0018) | 0,0097 (0,0035) | -0,0020 (0,0018) | 0,1396 (0,0123) | 0,0139 (0,0219) | 0,0157 (0,0105) | 0,2739 (0,0113) | -0,0534 (0,0160) |
| Treforedlingsindustri | 0,0662 (0,0089) | -0,0004 (0,0068) | -0,0089 (0,0138) | 0,0510 (0,0077) | 0,2741 (0,0303) | 0,2485 (0,0553) | -0,1295 (0,0228) | 0,0781 (0,0166) | -0,1371 (0,0218) |
| Raffinering av råolje og produksjon av råolje- og kullprodukter | 0,0663 (0,0095) | 0,0037 (0,0143) | 0,0287 (0,0170) | 0,0405 (0,0145) | 0,2634 (0,0410) | 0,0550 (0,0579) | 0,1038 (0,0452) | 0,2612 (0,0425) | 0,0132 (0,0674) |
| Kjemisk industri | -0,0011 (0,0090) | -0,0983 (0,0114) | -0,0813 (0,0138) | 0,0527 (0,0111) | 0,1436 (0,0175) | 0,0130 (0,0345) | -0,0051 (0,0193) | 0,2229 (0,0149) | -0,0447 (0,0231) |
| Jord- og steinvarerindustri | 0,0499 (0,0145) | -0,0873 (0,0190) | 0,0461 (0,0210) | 0,0054 (0,0137) | 0,2069 (0,0267) | 0,1032 (0,0457) | -0,0803 (0,0237) | 0,2013 (0,0194) | -0,1379 (0,0230) |
| Produksjon av metaller | 0,0782 (0,0069) | -0,0379 (0,0064) | -0,0253 (0,0083) | 0,1056 (0,0107) | 0,1631 (0,0156) | 0,0834 (0,0336) | -0,0580 (0,0257) | 0,2486 (0,0191) | -0,0218 (0,0366) |
| Produksjon av metallvarer | 0,0176 (0,0016) | 0,0023 (0,0016) | 0,0088 (0,0029) | 0,0055 (0,0017) | 0,1561 (0,0106) | 0,0726 (0,0199) | -0,0304 (0,0110) | 0,3723 (0,0109) | -0,0218 (0,0199) |
| Produksjon av maskiner | 0,0123 (0,0012) | 0,0024 (0,0012) | -0,0049 (0,0022) | 0,0023 (0,0016) | 0,1215 (0,0094) | -0,0072 (0,0187) | -0,0054 (0,0119) | 0,4502 (0,0126) | 0,0835 (0,0245) |
| Produksjon av elektriske apparater og materiell | 0,0099 (0,0027) | -0,0044 (0,0033) | 0,0019 (0,0052) | -0,0052 (0,0032) | 0,1487 (0,0143) | 0,0708 (0,0288) | (0,0275) | 0,3297 (0,0176) | -0,0939 (0,0344) |
| Bygging og rep. av fartøyer og oljeplattformformer | 0,0084 (0,0015) | 0,0002 (0,0016) | 0,0044 (0,0027) | -0,0077 (0,0015) | 0,1265 (0,0105) | 0,0743 (0,0197) | 0,0116 (0,0103) | 0,4084 (0,0152) | 0,0456 (0,0281) |
| Diverse industri, grafisk mv. | 0,0267 (0,0021) | 0,0026 (0,0023) | 0,0159 (0,0040) | 0,0051 (0,0023) | 0,1558 (0,0109) | -0,0190 (0,0217) | -0,0096 (0,0111) | 0,3044 (0,020) | -0,1414 (0,0182) |

Når det gjelder G_{KK} , har vi bare en eneste sektor hvor denne koeffisienten er negativ og signifikant forskjellig fra null, nemlig for Tekstil- og bekledningsindustri. Det er hele syv sektorer hvor G_{KK} er positiv og signifikant forskjellig fra null. For Bergverksdrift og Treforedlingsindustri, gav dette stukt positive direkte priselastisiteter for realkapital selv når vi benyttet de gjennomsnittlige kostnadsandelene. Resultatene for G_{KK} kan kanskje delvis skyldes at data for realkapitalen ikke er så gode som vi først antok.

Tabell 3. Pris- og substitusjonselastisiteter og gjennomsnittlige kostnadsandeler

| MSG-sektor | E_{KK} | E_{LL} | E_{VV} | E_{EE} |
|---|----------|----------|----------|----------|
| Bergverksdrift | 0,438 | -1,245 | -0,397 | -1,017 |
| Foredling av jordbruks- og fiskeprodukter | -1,152 | -1,616 | -0,403 | 0,234 |
| Produksjon av drikkevarer, tobakk og sjokolade ... | -0,614 | -1,066 | -0,800 | -1,075 |
| Tekstil- og bekledningsindustri | -1,450 | -1,227 | -0,756 | -1,224 |
| Treindustri | -0,764 | -0,985 | -0,382 | -1,561 |
| Treforedlingsindustri | 0,317 | -1,751 | -0,539 | -0,962 |
| Raffinering av råolje og produksjon av råolje- og kullprodukter | -0,356 | -0,635 | 0,336 | -0,958 |
| Kjemisk industri | -0,739 | -1,031 | -0,800 | -2,736 |
| Jord- og steinvareindustri | -0,310 | -1,370 | -1,794 | -0,943 |
| Produksjon av metaller | -0,304 | -1,269 | -0,413 | -1,398 |
| Produksjon av metallvarer | -0,340 | -0,740 | -0,482 | -0,817 |
| Produksjon av maskiner | -0,922 | -0,415 | -0,361 | -0,773 |
| Produksjoner av elektriske apparater og materiell | -0,269 | -0,972 | -0,406 | -1,563 |
| Bygging og reparasjon av fartøyer og oljeplatt- former | 0,012 | -0,549 | -0,162 | -0,967 |
| Diverse industri, grafisk mv. | -0,932 | -1,051 | -0,844 | -0,846 |

| σ_{KL} | σ_{KE} | σ_{KV} | σ_{LE} | σ_{LV} | σ_{EV} | a_K | a_L | a_V | a_E |
|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|-------|-------|-------|-------|
| 0,374 | 0,963 | -2,326 | 1,553 | 2,882 | 0,779 | 0,293 | 0,289 | 0,367 | 0,051 |
| 0,844 | -5,331 | 1,480 | 0,127 | 2,016 | 0,303 | 0,091 | 0,131 | 0,762 | 0,016 |
| 0,968 | -5,146 | 0,833 | -2,423 | 1,827 | 5,692 | 0,213 | 0,271 | 0,497 | 0,020 |
| 2,193 | -0,151 | 1,577 | 2,733 | 1,621 | 0,780 | 0,157 | 0,307 | 0,522 | 0,013 |
| 1,515 | 6,338 | 0,505 | 0,415 | 1,268 | 1,048 | 0,128 | 0,238 | 0,619 | 0,014 |
| -2,738 | 0,170 | 0,158 | 8,127 | 3,479 | -0,542 | 0,228 | 0,152 | 0,573 | 0,047 |
| 26,173 | 24,574 | -1,190 | 83,700 | -3,567 | -5,837 | 0,101 | 0,041 | 0,846 | 0,012 |
| 0,867 | -6,671 | 2,931 | 5,888 | 0,973 | 5,163 | 0,193 | 0,197 | 0,555 | 0,055 |
| -0,594 | 3,152 | 0,304 | 1,241 | 3,042 | 1,805 | 0,219 | 0,230 | 0,453 | 0,098 |
| -1,010 | -1,068 | 0,997 | 8,092 | 1,350 | 0,078 | 0,154 | 0,188 | 0,579 | 0,079 |
| 0,331 | 5,561 | 0,297 | -0,218 | 1,340 | 0,218 | 0,139 | 0,327 | 0,520 | 0,014 |
| 0,878 | -2,339 | 1,255 | 1,613 | 0,542 | 1,035 | 0,132 | 0,338 | 0,519 | 0,011 |
| 1,747 | 3,111 | -0,566 | -1,124 | 1,401 | 2,814 | 0,115 | 0,321 | 0,557 | 0,008 |
| 1,488 | 9,698 | -0,838 | -3,058 | 0,730 | 1,789 | 0,080 | 0,297 | 0,616 | 0,006 |
| 0,844 | 5,772 | 1,160 | 1,765 | 1,916 | -1,741 | 0,176 | 0,351 | 0,454 | 0,019 |

For G_{LL} fikk vi langt bedre resultater enn for G_{KK} . Her har hele elleve sektorer fått en verdi som er negativ og signifikant forskjellig fra null. For Produksjon av maskiner ble G_{LL} positiv og signifikant forskjellig fra null.

Selv om vi finner G_{ij} med positive verdier for enkelte sektorer, er det allikevel hele ti sektorer hvor alle de direkte priselastisitetene er negative. Dette gjelder for de gjennomsnittlige kostnadsandelene som er blitt benyttet ved beregningene av elastisitetene. Dette betyr at disse sektorene kan ha en konkav kostnadsfunksjon for et visst variasjonsområde. Tekstil- og bekledningsindustri er imidlertid den eneste sektoren hvor G_{EE} , G_{KK} og G_{LL} alle er negative. Av de andre koeffisientene er det bare G_{EK} som er negativ for denne sektoren, noe som gir komplementaritet mellom kapital og energi.

Både for G_{EK} og G_{EL} er det seks sektorer som har en verdi som ikke er signifikant forskjellig fra null. For G_{KL} gjelder dette for ni sektorer. Dessuten er G_{KL} negativ for hele ni sektorer.

Det er vanlig å anta at det eksisterer alternativitet mellom kapital og arbeidskraft. Vi ser av tabell 3 at vi har fått komplementaritet i tre sektorer. Dette er treforedlingsindustri, Jord- og steinindustri og Produksjon av metaller. Komplementaritet forekommer oftest mellom kapital og energi. Dette har vi fått i seks sektorer. Ellers forekommer det komplementaritet for minst et par av innsatsfaktorene i alle sektorene.

4.2.2. Skalaparametrene

I de forrige avsnittene har vi estimert prisparametrene. For å få en fullstendig spesifisering av kostnads- og produktfunksjonen, må vi også estimere sammenhengen mellom produksjonsnivået og kostnadene. Ved å benytte de estimerte prisparametrene kan vi nå "korrigere" kostnadene for prisvirkninger som i (2.30):

$$(4.3) \quad \ln C - \left\{ \sum_i \hat{G}_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \hat{G}_{ij} \ln p_i \ln p_j \right\} = G_0 + G_x \ln X + \frac{1}{2} G_{xx} (\ln X)^2 + W$$

W er et normalfordelt restledd med forventning null og konstant varians. Det er antatt uavhengighet mellom restleddet og observasjonene. Under disse forutsetningene kan vi benytte vanlig minste kvadraters metode til å få forventningsrette og variansminimale estimatorer.

Passuskoeffisienten kan uttrykkes som

$$\epsilon = \frac{1}{G_x + G_{xx} \ln X} \cdot$$

Det er vanlig å anta at gjennomsnittskostnadene har en u-formet utvikling med produksjonen; gjennomsnittskostnadene synker først for så å stige etter et minimum. Den utviklingen innebærer at passuskoeffisienten er fallende fra en verdi større enn en. Dette medfører at vi må forvente at annengradsleddet G_{xx} skal være positivt.

Resultatene fra estimeringen er i tabell 4. Her ser vi at G_{xx} er positiv for alle sektorer unntatt for Produksjon av metaller, men her er den heller ikke signifikant forskjellig fra null. For foredling av jordbruks- og fiskeprodukter, Produksjon av drikkevarer, tobakk og sjokolade og Produksjon av elektriske apparater og materiell, er heller ikke G_{xx} blitt signifikant forskjellig fra null. I Bergverksdrift, Kjemisk industri og Jord- og steinvarerindustri blir ikke G_x estimert til å være signifikant forskjellig fra null. Konstantleddet G_0 er ikke signifikant forskjellig fra null for sektorene Produksjon av drikkevarer, tobakk og sjokolade, Produksjon av metaller og Produksjon av elektriske apparater og materiell.

I tabell 4 har vi også beregnet sektorenes gjennomsnittlige verdi for passuskoeffisienten. Disse er veid med bedriftenes kostnader. Verdier på passuskoeffisienten ligger stort sett nær 1 med Bergverksdrift, Produksjon av drikkevarer, tobakk og sjokolade, Raffinering av råolje og produksjon av råolje- og kullprodukter og Kjemisk industri som unntak. Standardavvikene er gjennomgående små (mindre enn 10% av gjennomsnittet). Vi legger videre merke til at all produksjon i sektoren drikkevarer, tobakk og sjokolade foregår klart i det føroptimale område ($\epsilon > 1$, dvs. fallende gjennomsnittskostnader).

Tabell 4. Estimerte skalaparametre og beregnede passuskoeffisienter. Standardavvik i parentes

| MSG-sektor | G_0 | G_x | $\frac{1}{2}G_{xx}$ | Passuskoeffisienter | | |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------|--------|
| | | | | Gj.snitt | min. | max. |
| Bergverksdrift | 5,3164 (0,9013) | -0,1548 (0,2054) | 0,0635 (0,0115) | 0,8513 | 0,6853 | 1,8716 |
| Foredling av jordbruks- og fiskeprodukter | 1,1433 (0,3005) | 0,8434 (0,0699) | 0,0061 (0,0040) | 1,0367 | 1,0060 | 1,1001 |
| Produksjon av drikkevarer, tobakk og sjokolade .. | 1,7167 (1,0363) | 0,7631 (0,2180) | 0,0043 (0,0113) | 1,1655 | 1,1441 | 1,2326 |
| Tekstil og bekledningsindustri | 3,0340 (0,3805) | 0,4171 (0,0920) | 0,0314 (0,0055) | 1,0053 | 0,9099 | 1,3357 |
| Treindustri | 3,0087 (0,3161) | 0,4101 (0,0749) | 0,0329 (0,0044) | 0,9872 | 0,8116 | 1,3939 |
| Treforedlingsindustri | 1,8023 (0,4756) | 0,7397 (0,1006) | 0,0119 (0,0053) | 0,9995 | 0,0669 | 1,1324 |
| Raffinering av råolje og produksjon av råolje- og kullprodukter | 3,7809 (1,3896) | 0,2882 (0,0337) | 0,0337 (0,0129) | 0,8684 | 0,8357 | 1,2752 |
| Kjemisk industri | 4,0831 (0,5861) | 0,1944 (0,1209) | 0,0407 (0,0062) | 0,9035 | 0,7867 | 1,4799 |
| Jord- og steinvarerindustri | 4,9232 (0,4324) | 0,0014 (0,1001) | 0,0527 (0,0057) | 0,9637 | 0,7881 | 1,8813 |
| Produksjon av metaller | -0,4358 (0,4492) | 1,1419 (0,0892) | -0,0075 (0,0043) | 1,0461 | 0,9574 | 1,0743 |
| Produksjon av metallvarer | 2,8566 (0,2874) | 0,4501 (0,0681) | 0,0292 (0,0040) | 0,9922 | 0,8819 | 1,2669 |
| Produksjon av maskiner | 1,9673 (0,3185) | 0,6662 (0,0735) | 0,0179 (0,0042) | 0,9823 | 0,8967 | 1,2315 |
| Produksjon av elektriske apparater og materiell . | 0,9887 (0,5943) | 0,8863 (0,1276) | 0,0036 (0,0067) | 1,0364 | 1,0266 | 1,0724 |
| Bygging og reparasjon av fartøyer og oljeplattformer | 2,6995 (0,2298) | 0,5019 (0,0505) | 0,0251 (0,0027) | 0,9456 | 0,8777 | 1,2562 |
| Diverse industri, grafisk mv. | 3,8769 (0,3087) | 0,2433 (0,0728) | 0,0401 (0,0042) | 0,9822 | 0,8199 | 1,5308 |

5. SAMMENDRAG OG KONKLUSJONER

I dette notatet har vi sett på norske industribedrifters tilpasning av innsatsvarer, spesielt tilpasningen av energivarer. Under forutsetning om at bedriftene tilpasser seg ved å minimere kostnadene, kunne vi beregne kostnadsfunksjonene som gjenspeiler bedriftenes produksjonsteknologi. Videre er det forutsatt at produktfunksjonen er homotetisk og svak separabel i energivarene og resten av innsatsvarene. Dette gir oss muligheten til å beregne koeffisientene i tre uavhengige grupper:

- i) energirelasjonen
- ii) priskoeffisientene
- iii) skalakoeffisientene

For energirelasjonen har vi fått at alle de direkte priselastisitetene er negative, og krysselastisitetene er positive beregnet med gjenomsnittet av de observerte kostnadsandelene. Vi har sett at enkelte sektorer kan få positive direkte priselastisiteter ved energipriser som gir en tilpasning av kostnadsandelene utenfor vårt observasjonsområde. Energiprisene som vi har benyttet er i en stor grad beregnede. Dette medfører at svært mange bedrifter innen hver sektor har de samme energiprisene uten at dette gjenspeiles i hvordan de har tilpasset de ulike energivarene i produksjonen.

Resultatene fra energirelasjonen har vi benyttet til å beregne en prisindeks for den totale energibruken. Denne prisindeksen har vi benyttet til beregningene av priskoeffisienten i den totale kostnadsfunksjonen. Disse priskoeffisientene har vi beregnet ved å benytte FIML på de avledete funksjonene for kostnadsandelene. Ingen av sektorene har fått slike verdier på koeffisientene at vi uten en nærmere test kan si om de har kostnadsfunksjoner som er konkave i prisene. Vi har fått at ti sektorer har negative verdier på alle de direkte priselastisitetene.

Den siste gruppen som ble beregnet var skalakoeffisientene. Disse uttrykker hvordan kostnadene endrer seg med endring i produksjonen. Her har vi fått at alle sektorene unntatt en har fallende passuskoeffisienter.

Denne undersøkelsen har vist hvor mye vi kan få ut av industristatistikken i energisammenheng. Ved siden av at selve valget av funksjonsform kan ha vært galt inneholder datamaterialet flere svakheter. Den ene er at energiprisene er beregnede for flere bedrifter. Videre har vi benyttet prisindekser fra nasjonalregnskapet for vareinnsats og realkapital. For vareinnsatsen har alle bedrifter i samme nasjonalregnskapsektor fått den samme prisen. Hver sektor som vi beregner, består av flere nasjonalregnskapsektorer. Prisene på hver kapitalart er like for alle bedriftene uansett sektor. Prisene på realkapital kan imidlertid variere med bedriftenes sammensetning av de ulike kapitalartene. Det er da to forhold vi ikke får tatt hensyn til når det gjelder en mulig variasjon mellom bedriftene i prisene på vareinnsats og realkapital. Det kan være at prisindeksene skal være forskjellige som følge av ulike sammensetninger av vareinnsatsen. Videre kan det for samme vare forekomme geografiske variasjoner eller f.eks. prisdiskriminering. Vi har altså bare tatt vare på forskjeller i tidsutviklingen mellom de ulike nasjonalregnskapssektorene.

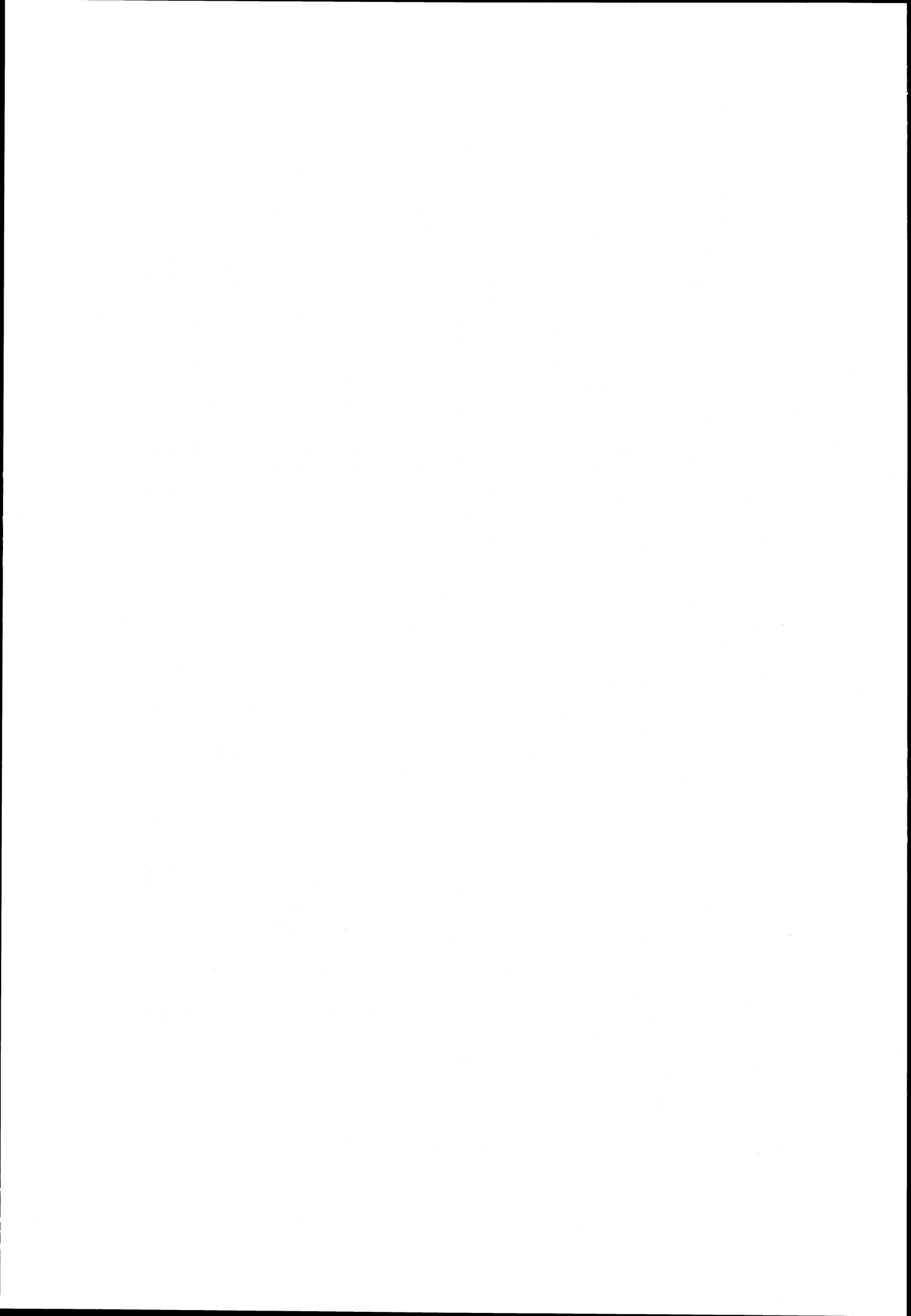
Vi anser resultatene som for usikre til f.eks. å bli benyttet i prognosesammenheng uten videre studier. Disse studiene kan innebære at det bare blir benyttet bedrifter som har oppgitt mengde og verdi for energivarene. Det er også ønskelig å finne frem til bedre prisindekser for vareinnsats og realkapital.

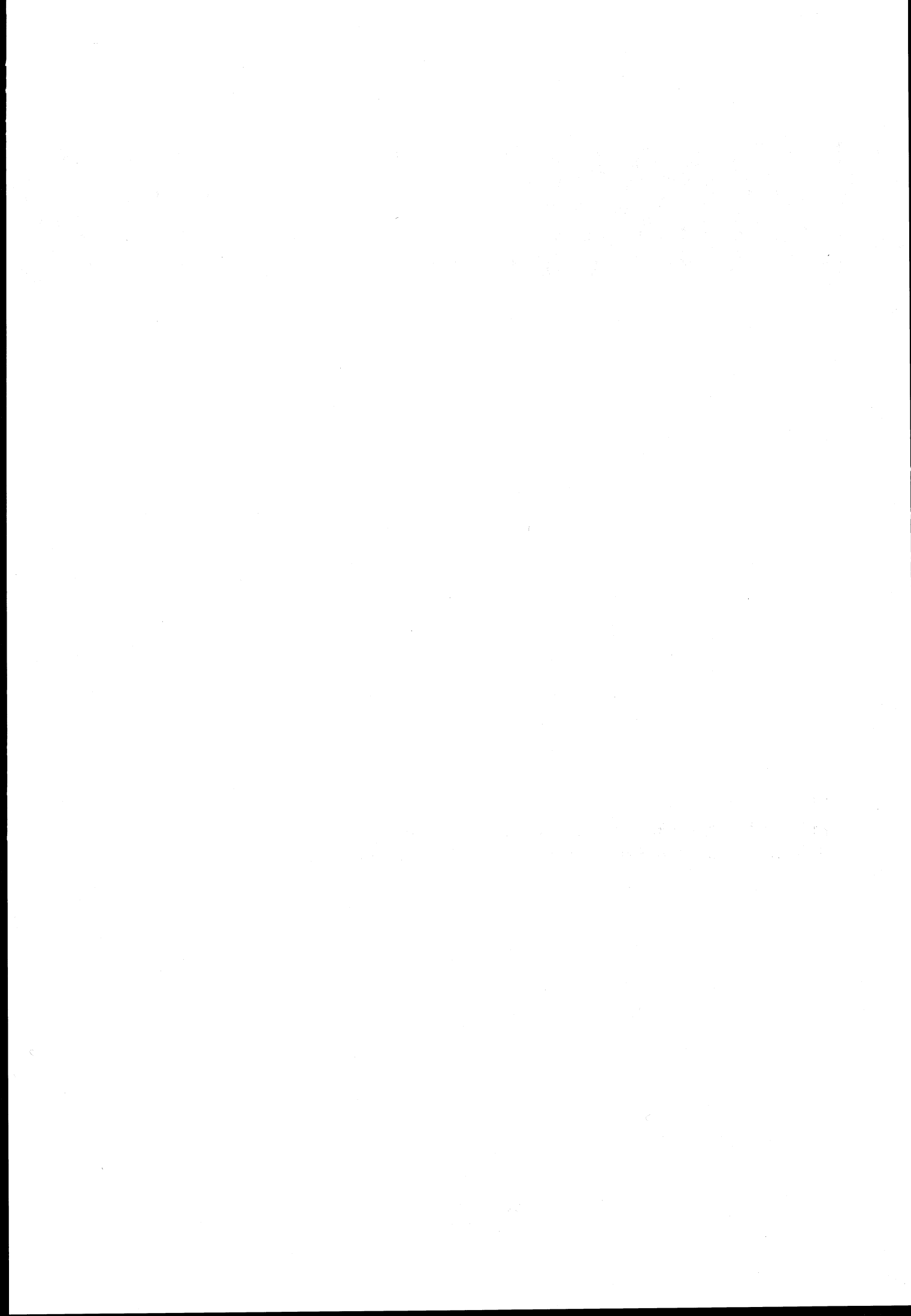
LITTERATURHENVISNINGER

- Barten, A.P. (1969): Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations. *European Economic Review*, Volume 1, Nr. 1.
- Berndt, E.K., Hall, B.H., Hall R.E. and Hausman, J.A. (1974): Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models. *Annals of Economic and Social Measurement*, Volume 3.
- Berndt, E.R., Wood, D.W. (1975): Technology, Prices and the Derived Demand for Energy. *Review of Economics and Statistics*, Volume 57, Nr.3.
- Berndt, E.R. Wood, D.W. (1977): Engineering and Econometric Approaches to Industrial Energy Conservation and Capital Formation: a Reconciliation. *Arbeidsnotat fra MIT Energy Laboratory*.
- Biørn, Erik (1975) i Avskrivingsregler og priser på bruk av realkapital. *Statistisk Sentralbyrå, Artikler nr. 74*.
- Christensen, L.R., Jorgensen, D.W. og Lau, L.J. (1973): Transcendental Logarithmic Production Frontiers. *The Review of Economics and Statistics*, Volume 55.
- Frisch, Ragnar (1962): Innledning til produksjonsteorien, Universitetsforlaget.
- Fuss, Melvyn A. (1977): The Demand for Energy in Canadian Manufacturing. An Example of the Estimation of Production Structures with Many Inputs. *Journal of Econometrics*, Volume 5.
- Førsund, Finn R. (1974): Studies in the Neo-classical Theory of Production. *Memorandum from Institute of Economics, University of Oslo, Feb. 4., 1974*.
- Griffin, J.M. and Gregory, P.R. (1976): An Intercountry Translog Model of Energy Substitution Responses. *American Economic Review*, Volume 66, Nr. 5.
- Griliches, Zvi og Ringstad, Vidar (1971): Economies of Scale and the Form of the Production Function: An Econometric Study of Norwegian Manufacturing Establishment data. *Contributions to Economic analysis no. 72 North-Holland, Publishing Company*.
- Hall, B.H. og Hall R.E. (1978): *Time Series Processor. Version 3.4. User's Manual*.
- Koren, Petter R. (1978): Etterspørselen etter energi i tjenesteytende næringer. *Statistisk Sentralbyrå. Artikler nr. 110*.
- Lau, Lawrence J. (1978): Testing and imposing Monotonicity, Convexity and Quasi-Convexity Constraints. I Fuss, M. og McFadden, D: *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications. Volume 1. Contributions to Economic Analysis, no. 110, North-Holland, 1978*.
- Lorentsen, L og Skolund, Tor (1976): MSG - 3. En modell for analyse av den langsiktige økonomiske utvikling. *Statistisk Sentralbyrå. Artikler nr. 83*.
- Uzawa, Hirofumi (1962): Production Functions, with Constant Elasticities of Substitution. *Review of Economic Studies*, Volume 29.
- Uzawa, Hirofumi (1964): Duality Principles in the Theory of Cost and Production. *International Economic Review. Vol 5, Nr. 2*.

Trykt 1981

- Nr. 81/2 Referansearkiv for naturressurs- og forurensningsdata 2. utgave Sidetall 424
Pris kr 20,00 ISBN 82-537-1233-2
- 81/3 Nils Håvard Lund: Byggekostnadsindeks for boliger Sidetall 127 Pris kr 15,00
ISBN 82-537-1232-4
- 81/4 Anne Lise Ellingsæter: Intervjuernes erfaringer fra arbeidskraftundersøkelsene
Rapport fra 99 intervjuere Field Work Experiences with the Labour Force Sample
Survey Reports from 99 Interviewers Sidetall 40 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1234-0
- 81/5 Bjørn Kjensli: Strukturundersøkelse for bygg og anlegg Vann- og kloakkanlegg
Sidetall 62 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1235-9
- 81/6 Erling Siring og Ib Thomsen: Metoder for estimering av tall for fylker ved hjelp av
utvalgsundersøkelser Sidetall 42 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1509-9
- 81/7 Arne Ljones og Hans Viggo Sæbø: Temperaturkorrigering av energiforbruket
Sidetall 43 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1507-2
- 81/8 Morten Reymert: En analyse av faktorinnsatsen i Norges utenrikshandel med utvik-
lingsland og industriland Sidetall 55 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1506-4
- 81/9 Petter Longva: A System of Natural Resource Accounts Eit rekneskapssystem for
naturressursar Sidetall 26 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1540-4
- 81/10 Stein Erland Brun: Tilgangen på arbeidskraft i fylkene for årene 1971 - 1979
Sidetall 72 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1514-5
- 81/11 Eva Ivås og Kjell Roland: MODIS IV Detaljerte virkningstabeller for 1979
Sidetall 264 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-1515-3
- 81/12 Helge Brunborg, Jan Mønnesland og Randi Selmer: Framskrivning av folkemengden etter
ekteskapelig status Sidetall 75 Pris kr 11,00 ISBN 82-537-1541-2
- 81/13 Ådne Cappelen: Importinnhold i sluttleveringer Sidetall 20 Pris kr 10,00
ISBN 82-537-1545-5
- 81/14 MODIS IV Dokumentasjonsnotat nr. 16 Endringer i utgave 78-1 og 79-1 Sidetall 100
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1549-8
- 81/15 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene
1969 - 1981 Sidetall 74 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1554-4
- 81/16 Helgeturer 1978/79 Sidetall 23 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1560-9
- 81/17 Roy Østensen: Eie og bruk av personbil Foreløpige tall for 1979 og 1. kvartal 1980
Sidetall 42 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1566-8
- 81/18 Svein Homstvedt, Øyvind Lone og Tore Nesheim: Jordbruksareal ifølge jordregister og
utvalgstillinger. Metodiske forskjeller belyst med materiale fra Trøgstad kommune
Sidetall 62 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1598-6
- 81/19 Arne Faye: Holdninger til norsk utviklingshjelp 1980 Sidetall 62 Pris kr 15,00
ISBN 82-537-1562-5
- 81/20 Knut Fredrik Strøm: Konkurser i industri og varehandel Utvikling, hyppighet og
omfang Sidetall 31 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1569-2
- 81/21 Frank Foyn: Miljøverninvesteringer i industrien. Problemer ved kartlegging av
data Sidetall 34 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1591-9
- 81/22 Petter R. Koren: Etterspørsel etter energi i norsk industri Sidetall 27
Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1592-7
- 81/26 Aktuelle skattetall 1981 Current Tax Data Sidetall 46 Pris kr 10,00
ISBN 82-537-1610-9
- 81/27 Tiril Vogt: Planregnskap Ressursregnskap for fysisk planlegging Sidetall 70
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1614-1





Pris kr 10,00

Publikasjonen utgis i kommisjon hos H. Aschehoug & Co. og
Universitetsforlaget, Oslo, og er til salgs hos alle bokhandlere.

ISBN 82-537-1582-7
ISSN 0332-8422