

# Arbeidsnotater

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

IO 70/19

Oslo, 30. november 1970

## KOSTNADSEFFEKTER AV SUBSIDIERING I NORSK RUTEBILNERING

En økonometrisk analyse av påstanden om at subsidierte rutebil-  
selskaper er mindre kostnadsbevisste enn ikke-subsidierte.

Av

Exam. oecon. Finn Landsverk

### INNHold

|   | Side |
|---|------|
| 1. Innledning .....                               | 2    |
| 2. Kort metodebeskrivelse .....                   | 3    |
| 3. Produktbegrep og produktfunksjon .....         | 4    |
| 4. Substitusjon eller fast faktorforhold? .....   | 5    |
| 5. Vurdering av produksjonsmålene .....           | 8    |
| 6. Observasjonsmaterialet .....                   | 10   |
| 7. Definisjoner og drøfting av faktorpriser ..... | 11   |
| 8. Kommentarer til kostnadsbegrepet .....         | 16   |
| 9. Analysemodeller .....                          | 18   |
| 10. Statistisk analyseteknikk .....               | 21   |
| 11. Beregningsresultater .....                    | 24   |
| 12. Tolkning av resultatene .....                 | 26   |
| B i l a g : Litteraturliste .....                 | 33   |

Dette arbeid er opprinnelig skrevet som spesialoppgave ved det sosialøkonomiske studium. Forfatteren har stått fritt i valg av opplegg og undersøkelsesmetoder. Arbeidet gjengis her en del forkortet og med en del 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. INNLEDNING

Subsidiene til samferdselssektoren har - ifølge Samferdselskommissjonen av 1955 - "sitt utspring i statens administrative behov for forbindelseslinjer, postale behov for regelmessige og hurtige forbindelser, militære hensyn og i de samfunnsmessige behov i sin alminnelighet for utbygging og opprettholdelse av gode kommunikasjoner for fremme av næringslivet og sosialt samkvem".

Jeg vil ta for meg rutebilnæringen, som i 1967 mottok vel 31 mill.kr. i subsidier fordelt på 168 selskap, hvorav ca. 40 prosent gikk til de tre nordligste fylkene.\* På grunn av den sterke vekst og det store omfang subsidiene har fått, er det grunn til å stille spørsmål om eventuelle negative effekter med hensyn til effektivitet av virkemiddelet subsidiering. Er det slik at subsidiering fører til nedsatt kostnadsbevissthet og at et viktig incitament til rasjonell drift gorsvinner? Bruker de subsidierte mindre effektive produksjonsfaktor-kombinasjoner? Er de ikke like flinke til å utnytte eventuelle substitusjonsmuligheter som de ikke-subsidierte rutebilselskapene? Dette er spørsmål som folk både i og utenfor rutebilnæringen er opptatt av, og problemet er behandlet tidligere i en undersøkelse av Stein Blindheim (Se [5] i litteraturlisten). Han studerer en rekke forholdstall f.eks. lønnskostnader, reparasjonskostnader osv. pr. produsert enhet og sammenligner disse med dem han finner i ikke-subsidierte selskap. Resultatene i hans undersøkelse gav ikke tilstrekkelig grunnlag for å trekke konklusjoner om effektivitet, og jeg vil i denne undersøkelsen angripe problemet på en annen måte.

Jeg vil ta utgangspunkt i tradisjonell produksjonsteori og ved økonometriske metoder teste en hypotese om det er nivåforskjell på de variable totalkostnadene mellom subsidierte og ikke-subsidierte rutebilselskaper. Det er bare de direkte subsidiene slik de gis i form av 1) tilskudd til drift og 2) tilskudd til innkjøp av vognmateriell jeg vil ta hensyn til i analysen, og jeg vil teste om disse virker inn på kostnadsnivået. Av dette følger at denne undersøkelsen ikke har som målsetting å gi noen totalvurdering av subsidiene i likhet med Blindheim's undersøkelse. Jeg vil bare behandle et enkelt aspekt i form av en analyse av totalkostnadsnivået i subsidierte selskaper sammenlignet med de ikke-subsidierte. Man kan imidlertid ikke trekke konklusjoner om effektivitetsvirkninger ut fra en sammenligning av de variable totalkostnader pr. produsert

---

\* Se Stein Blindheim [5] s. 33.

enhet mellom to kategorier av selskaper, uten å ha klarlagt hvilke faktorer som kan være årsak til en signifikant forskjell. En slik forskjell vil også ha sin årsak i faktorer som selskapene ikke har muligheter til å forandre. De viktigste er følgende:

- 1) Høyere pris på produksjonsfaktorene på grunn av geografiske årsaker. F.eks. vil prisen på drivstoff være avhengig av den geografiske lokalisering til et selskap.
- 2) Dårligere veistandard fører til kortere teknisk levetid på bussene. Dette slår ut i større vedlikeholdskostnader og høyere pris på produksjonsfaktoren realkapital ved at vognmateriellet må skiftes ut oftere.
- 3) Vanskeligere rutestruktur, som f.eks. så lange ruter at det er nødvendig med overnatting for bilmannskap og dermed utgifter til kost og losji, som vil øke prisen på produksjonsfaktoren arbeid.
- 4) Dårligere trafikkgrunnlag. Selskap som hovedsakelig trafikkerer byruter vil kunne benytte busser med relativt langt flere ståplasser enn selskap som har sitt trafikkgrunnlag i landdistriktene. De oppnår derved en større transportkapasitet uten at dette slår tilsvarende ut i prisen pr. buss. Videre har slike selskap et større tilpasningsområde for den mest lønnsomme kombinasjon av produksjonsfaktorene.

For at disse faktorene ikke skal skape en systematisk forskjell mellom de grupper av selskap jeg vil sammenligne, er det viktig å finne de priser hvert enkelt selskap må betale for produksjonsfaktorene. Videre vil jeg holde utenfor selskap som bare driver nærtrafikk i byen og som derfor har et langt høyere ståplass/sitteplass-forhold enn landtrafikkselskapene.

For at man skal få skilt ut eventuelle effektivitetsforskjeller, er det av avgjørende betydning at man har til disposisjon en analysemetode som tar hensyn til de nevnte faktorer, og at man får god geografisk spredning i observasjonene innen hver av gruppene. I den grad dette lykkes kan man trekke konklusjoner om effektivitetsvirkninger av virkemiddelet subsidiering.

## 2. KORT METODEBESKRIVELSE

Den analysemetoden jeg vil benytte er utformet av Marc Nerlove ([8] i litteraturlisten) og senere brukt av blant andre Vidar Ringstad [6] og Terje Ruud [4]. Sistnevnte brukte den på rutebilnæringen med godt resultat.

Metoden går i korte trekk ut på at man spesifiserer en produktfunksjon og definerer et produktbegrep som er slik at selskapene i næringen betrakter

produktmengden som utenfra gitt. Videre må man kunne forutsette at prisene på produksjonsfaktorene er eksogene. Man antar at selskapenes tilpasningstype er kostminimalisering under gitt produktmengde, og man får den substitumale kostnadsfunksjon<sup>\*</sup> på redusert form<sup>\*\*</sup> som har gode estimeringsegenskaper. Kostnadsfunksjonens autonomigrad og dermed dens estimerbarhet er imidlertid helt avhengig av produktfunksjonen og realismen av de forutsetninger man gjør om dens form.

Jeg vil derfor undersøke hvilken type av produktfunksjoner selskapene i rutebilnæringen følger i sin tilpasning av produksjonsfaktorene, og jeg vil diskutere dette med utgangspunkt i de to produksjonsmål som det blir innhentet tallopgaver for i primærstatistikken for rutebilnæringen.

### 3. PRODUKTBEGREP OG PRODUKTFUNKSJON

I primærstatistikken blir persontransportselskapenes produktmengde målt ved hjelp av:

- 1) vognkm
- 2) plasskm (tilbudte)

En definisjon av næringens produktbegrep kan baseres på en analyse av disse to produksjonsmålene, som kan oppfattes som "volumstørrelser", som viser "mengden" av transportytelser. I en slik analyse er det hensiktsmessig å innføre følgende symboler:

$X_{1i}^{(j)}$ : vognkm kjørt med buss nr.  $i$  i selskap  $j$

$n_i^{(j)}$ : ant. plasser (sittepl. + ståpl.) i buss nr.  $i$  i selskap  $j$

$X_{2i}^{(j)}$ : plasskm kjørt med buss nr.  $i$  i selskap  $j$

$i = 1, \dots, k$  ,  $j = 1, \dots, l$

Som en ser er plasskm med buss nr.  $i$

$$X_{2i}^{(j)} = n_i^{(j)} \cdot X_{1i}^{(j)}$$

For hele selskapet:

$$\text{Vognkm: } X_1^{(j)} = \sum_i X_{1i}^{(j)}$$

$$\text{Plasskm: } X_2^{(j)} = \sum_i n_i^{(j)} \cdot X_{1i}^{(j)}$$

Plasskm består m.a.o. av et produkt av vognkm og antall plasser pr. buss. (Jeg vil inntil videre sløyfe toppskriften  $j$ , idet jeg hele tiden bruker et selskap som telleenhet.)

\* Om substitusjon se Frisch [1] kap. 10, b og d.

\*\* Om redusert form se f.eks. Malinvaud [2] ch. 18 § 2.

Antall vognkm i et selskap vil variere med innsatsen av produksjonsfaktorene hvorav jeg vil spesifisere de tre viktigste gruppene:

$v_1$  : arbeid målt i dagsverk

$v_2$  : drivstoff målt i liter

$v_3$  : realkapital (vognpark) målt i antall vogner

Antall plasser pr. buss,  $n_1$ , vil derimot være en konstant som blir bestemt ved investeringsbeslutninger i selskapet. Dermed står man i realiteten igjen med ett produktbegrep hvis størrelse vil variere med innsatsen av produksjonsfaktorene. Og jeg vil anta at antall vognkm i et selskap vil være en funksjon av de tre spesifiserte grupper av produksjonsfaktorer og et stokastisk ikke-observerbart restledd.

$$(1) \quad X_1 = f(v_1, v_2, v_3, u)$$

Funksjonssymbolet  $f$  uttrykker den matematiske sammenheng mellom produktmengde og produksjonsfaktormengdene, og jeg vil anta at den er lik for alle persontransport-selskapene.

Produktfunksjonen bygger på fem tekniske forutsetninger om produksjonsprosessen<sup>\*</sup>:

- (1) Envareproduksjon
- (2) Momentan produksjon
- (3) Teknisk målbarhet av både produktmengde og produksjonsfaktormengder
- (4) Konstant teknikk
- (5) Kontinuitetsfaktorer

Forutsetning (1) er oppfylt ved at jeg ser på en produkttype, vognkm, og produksjonen kan med en rimelig tilnærming antas å være momentan. Forutsetning (3) er oppfylt idet også produksjonsfaktorene måles i tekniske enheter. Analyseperioden er ett år og i en så kort periode er det rimelig å anta at funksjonsformen  $f$  er konstant. Som en rimelig tilnærming vil jeg anta at de partielt deriverte av 1. orden eksisterer og er kontinuerlige funksjoner av  $v_1$ ,  $v_2$  og  $v_3$ .

#### 4. SUBSTITUSJON ELLER FAST FAKTORFORHOLD?

Det neste som må undersøkes er hva slags type av produktfunksjon selskapene står overfor. Er det en produktfunksjon med substitusjonsmuligheter, spesielt mellom  $v_1$  og  $v_3$ ? Eller er det produktfunksjon med fast faktorforhold?

\* Se R. Frisch [1] s. 53.

Hvis  $v_1 = \alpha v_3$  vil vi istedet for (1) få:

$$(1)' \quad X_1 = f'(v_2, v_3, u) \quad \text{og hvis også} \quad v_2 = \beta v_3$$

$$(1)'' \quad X_1 = f''(v_3, u)$$

For å få en indikasjon på om det er fast faktorforhold eller substitusjonsmuligheter mellom arbeid og kapital, har jeg foretatt en empirisk undersøkelse. Jeg plottet inn observasjoner av produktmengden i et diagram med  $\ln v_1$  og  $\ln v_3$  langs aksene. Med naturlige logaritmer som målestokk får en frem de prosentvise forskjeller i innsatsen av arbeid og kapital mellom observasjonene. Ved å studere spredningen i observasjonene kan man få et inntrykk av om selskapene har substitusjonsmuligheter, eller om det er fast faktorforhold mellom arbeid og kapital målt ved dagsverk og antall busser. Jeg plukket ut 14 observasjoner med minst mulig spredning i størrelsen på produktmengden. Resultatene er vist i Diagram 1 på neste side. Tallene angitt i parentes er størrelsesindikatorer på produktmengden.

Spredningen i observasjonene er ganske stor, og ved "velvillig tolkning" av isokvantenes forløp kan man i det minste si at det er mulig at isokvantenes krumningsegenskaper er riktige. At tre av observasjonene avviker fra det som synes å være det normale mønsteret, kan komme av spesielle forhold hos vedkommende selskap. F. eks. vil trafikkuhell med vognskader kunne kreve større innsats av begge produksjonsfaktorer for å oppnå samme produktmengde. Det er imidlertid for få observasjoner til å trekke noen sterk konklusjon om krumningsegenskaper. Jeg mener at spredningen er så stor at det er rimelig å tolke resultatet dit hen at persontransportselskapene i rutebilnæringen har substitusjonsmuligheter mellom arbeidskraft og kapital, målt ved henholdsvis dagsverk og antall vogner.

En hypotese om fast faktorforhold mellom forbruk av drivstoff og antall busser, må en med god grunn kunne forkaste. Forbruket av driftstoff pr. vognkm vil være avhengig av egenskaper ved den enkelte buss som f.eks. motorstyrke, tyngde og kilometerstand. Videre vil det i en viss grad være avhengig av topografiske forhold og sannsynligvis også av veistandard.

Som konklusjon vil jeg forutsette at selskapene har en produktfunksjon med substitusjonsmuligheter. Jeg vil senere spesifisere to slike produktfunksjoner som jeg vil bruke som grunnlag for analysen.

Faktorkombinasjoner, arbeid ( $v_1$ ) og kapital ( $v_2$ )

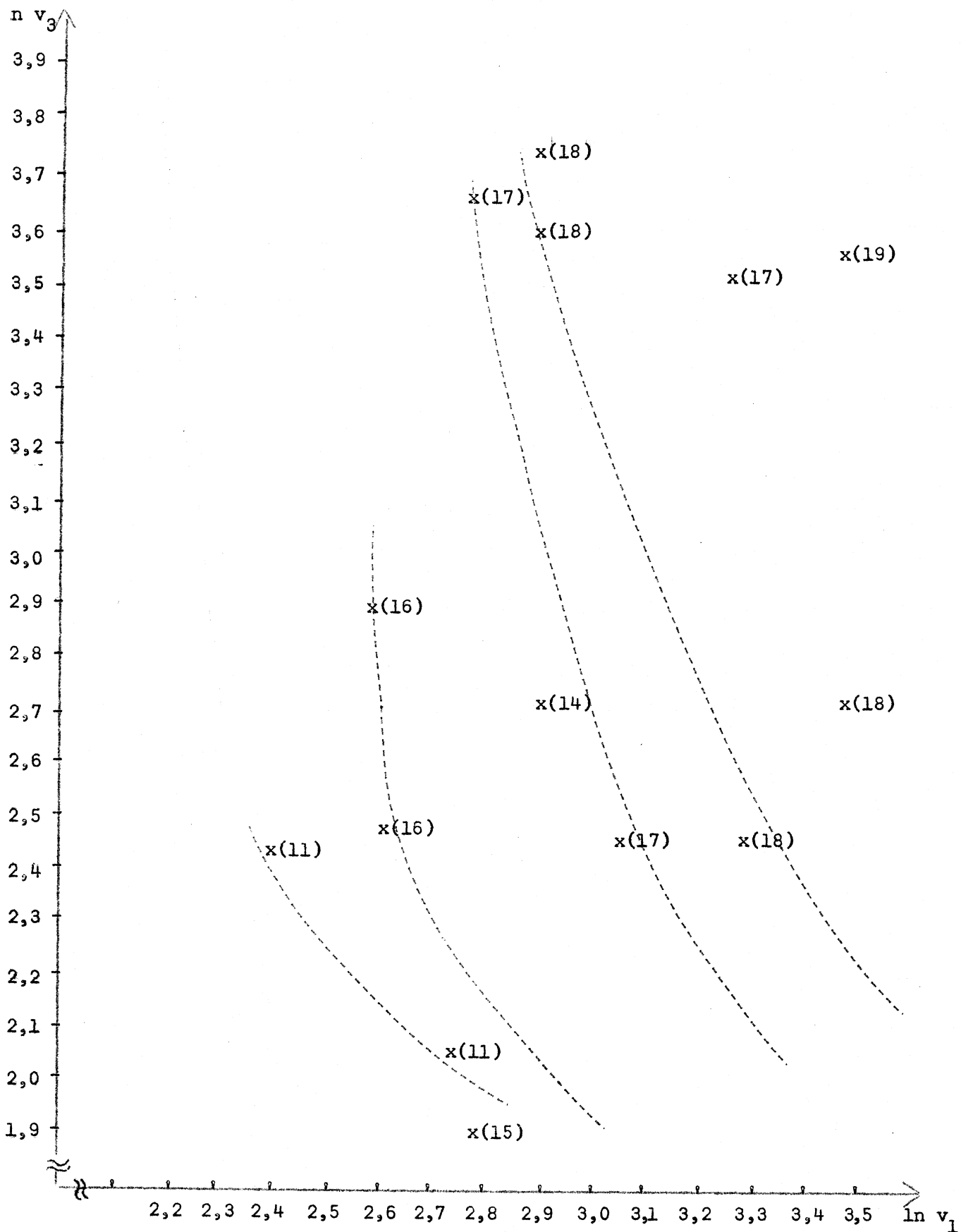


Diagram 1

## 5. VURDERING AV PRODUKSJONSMÅLENE

En slik vurdering kan foretas ut fra to kriterier:

- 1) Hva ønsker vi å måle?
- 2) Hvilke krav stiller analysemetoden til produktbegrepet?

Det vi ønsker å måle er "mengden" av de transportytelser persontransportsekselskapene tilbyr. (Hva som faktisk blir benyttet av transportbrukerne er uten interesse i denne sammenheng.) Svaret på spørsmål nr. 2 er gitt under metodebeskrivelsen i kap. 2, og går ut på at selskapene må betrakte produktmengden som en eksogen variabel. Dette betyr at man må kunne forutsette at selskapene ikke kan, eller ikke vil, påvirke produktmengden i observasjonsperioden, slik at de tar den som gitt under tilpasningen av produksjonsfaktorene.

Vognkm vil ikke tilfredsstille det første kravet, fordi dette produksjonsmålet ikke tar hensyn til størrelsen på bussene. En buss på 20 pl. vil gi like store transportytelser som en buss på 40 pl. Hvis man derimot benytter plasskm som er lik vognkm multiplisert opp med en konstant faktor, antall plasser pr. buss, får man tatt hensyn til størrelsesdimensjonen. Analysens målsetting er å avsløre eventuelle forskjeller på kostnadsnivået mellom to kategorier av selskaper. Og i det spesialtilfellet hvor den gjennomsnittlige vognstørrelse, målt ved antall plasser pr. buss, er like stor i alle selskaper, vil vognkm være et like godt produksjonsmål som plasskm etter det første kravet. Denne forutsetningen er imidlertid ikke oppfylt i og med at det er en tendens til mindre gjennomsnittlig vognstørrelse i Nord- og Vestlandfylkene. Vognkm har dermed en "målefeil" og konsekvensene av denne "målefeilen" avhenger av størrelsen på den systematiske forskjell mellom subsidierte og ikke-subsidierte selskaper m.h.t. gjennomsnittlig vognstørrelse. I 1967 ble ca. 65 prosent av subsidiene fordelt til Nord- og Vestlandfylkene slik at mulighetene for en systematisk forskjell må antas å være til stede i ganske sterk grad. Den vil imidlertid bli redusert ved at jeg ikke tar med selskap som bare driver nærtrafikk i byene og som av den grunn har stor gjennomsnittlig vognstørrelse.

Krav nr. 2 som impliserer at selskapene må oppfatte produktmengden som en eksogen variabel, mener jeg er oppfylt ved bruk av vognkm som produksjonsmål. Begrunnelsen for denne forutsetning er den strenge offentlige regulering av den ervervsmessige transportvirksomhet til lands. Denne regulering er lovfestet i Samferdselsloven og Samferdselsdepartementets forskrifter for gjennomføring av loven. Alle som utfører rutebiltrafikk må ha konsesjon fra myndighetene som



bestemmer rutenes lengde og frekvens ut fra en vurdering av transportbehovet og transportsikkerheten. Reguleringens målsetting er presisert i Odelstingsproposisjon nr. 59 (1962/63) s. 17:

"Hva ruteopplegget og trafikkavviklinger angår vil myndighetenes oppgave bl.a. være, gjennom bestemmelsene om rutetider, stoppesteder, gjennomkjøringslinje, rutefrekvenser og annet, å søke tilpasse de enkelte ruter til hverandre slik at man får et velordnet rutenett som trafikkantene er tjent med. Man vil dessuten kunne hindre unødig dobbelttrafikkering av rutestrekninger og skadevoldende konkurranse mellom transportutøverne".

Terje Ruud har berørt spørsmålet om ikke selskapet "er en slags kvantums-tilpasser i det det søker om konsesjon".\* Med dette menes at selskapet kan være i stand til å påvirke omfanget av sine konsesjonsrettigheter ved å foreslå nye ruter, endrede rutefrekvenser m.v. Han mener imidlertid at dette momentet har liten betydning idet også prisen på transporttjenestene fikseres av det offentlige.

Det andre produksjonsmålet, plasskm, er en endogen variabel i og med at antall plasser pr. buss blir bestemt ved investeringsbeslutninger, og det er dermed et resultat av tilpasningsatferd hos hvert enkelt selskap. Dette produksjonsmålet oppfyller med andre ord ikke krav nr. 2 til produksjonsbegrepet.

Jeg må konkludere med at ingen av de to produksjonsmålene er ideelle ut fra de oppstilte kriterier. I det ene tilfellet vil jeg få "målefeil" i observasjonsmaterialet med mulighet for systematisk forskjell mellom de grupper jeg ønsker å sammenligne, og i det andre tilfellet vil jeg få en endogen størrelse som høyresidevariabel i regresjonsligningen. Jeg vil likevel anta at faren for feilaktige konklusjoner ved bruk av vognkm ikke er større enn at det kan forsvares å benytte dette produksjonsmålet i analysen. Som alternativ vil jeg også bruke plasskm. Begrunnelsen for dette er en vurdering av etterspørselsiden. Jeg tror at det er rimelig å anta at i løpet av en tidsperiode på et år vil totalletterspørselen og dens variasjon over døgnet være relativt konstant. Videre tror jeg det er godt grunnlag for å forutsette at selskapene tilpasser seg en etterspørsel som de ikke har mulighet til å påvirke i og med at myndighetene bestemmer billettpris, antall ruter og rutefrekvens. Hvis man kan forutsette at selskapene stort sett har foretatt sin tilpasning av vognparken ved begynnelsen av observasjonsperioden og dermed betrakter produktmengden som gitt, vil man neppe gjøre noen stor feil ved å anvende plasskm som produksjonsmål til tross for at den er en endogen størrelse. En viss tilpasning vil man ha idet levetiden til en buss er ca. 7 år, og i løpet av en så lang periode vil etterspørselen ikke være konstant. En buss som hadde optimal størrelse da den ble

\* Terje Ruud [4] side 8.

innkjøpt har sannsynligvis ikke optimal størrelse når den skiftes ut. Det vil derfor være en treghet i tilpasningen av vognparken til en optimal størrelse så en viss tilpasning i analyseperioden er sannsynlig. Uten å ha å prioru informasjon kan man vanskelig vurdere realismen i forutsetningen, men jeg tror at den er såvidt dristig at resultatene ved bruk av plasskm bare kan brukes som mulig støtte for konklusjoner trukket på grunnlag av vognkm som produksjonsmål.

## 6. OBSERVASJONSMATERIALET

Analysen er basert på tverrsnittsdata, og observasjonsmaterialet er tatt fra primærstatistikken for rutebiler i 1967. Tellingen er total og omfatter ca. 1 080 selskaper som utfører både persontransport og godstransport. Målsettingen er å analysere persontransportselskapene og jeg vil utelukke selskap hvor godstransporten utgjør mer enn 20 prosent av det samlede transportarbeid målt med vognkm. Grensen på 20 prosent er satt ut fra behovet for observasjoner og geografisk spredning, som er av avgjørende betydning for analysemetoden. Jeg må samtidig forutsette at inntil 20 prosent godsarbeid ikke skaper noen systematisk forskjell mellom subsidierte og ikke-subsidierte m.h.t. kostnadsnivået. Jeg kan ikke se at det er noen grunn til en systematisk forskjell av betydning, men jeg har ingen undersøkelse å legge til grunn for denne forutsetning.

Videre vil jeg utelukke selskaper med bare skolekjøring fordi disse neppe kan utnytte vognpark og sjåfører effektivt i samme grad som andre, fordi de blir bundet i de perioder på dager da etterspørselen er størst.\* Dette medfører at selskapet må ha en større vognpark og flere ansatte enn det er behov for til den ordinære trafikk.

Jeg vil utelukke selskap etter følgende kriterier:

- a) Selskap med mer enn 20 prosent godsarbeid målt ved kjørte vognkm.
- b) Selskap med bare skolebarnkjøring.
- c) " " " melkekjøring.
- d) " " " bytrafikk.
- s) Selskap som har gitt mangelfulle etter selvmotsigende opplysninger.

Disse utelukkingskriteriene førte til at jeg "stod igjen" med 110 observasjoner hvorav 47 hadde mottatt subsidier i analyseperioden. Den geografiske spredning er meget god, og jeg fikk observasjoner av både subsidierte og

\* S. Blindheim [5] s. 99.

ikke-subsidierte selskaper innen hvert enkelt fylke, men den relative hyppighet av subsidierte er størst i nord- og vestlandsfylkene. Det er viktig å ha observasjoner av begge kategorier i hvert enkelt fylke, så en får tatt bort effekten av at noen fylker har dårligere trafikkgrunnlag, dårligere veistandard osv. som kan være årsak til en systematisk forskjell i trafikkvilkårene mellom de to grupper.

Siden jeg også benytter plasskm som produksjonsmål, må jeg bruke en "tommelfingerregel" for den del av transportarbeidet som utføres med godsvogner. Jeg har da valgt "å gjøre godsvogner om til busser" ved å fastsette at en godsvogn har like mange plasser som den gjennomsnittlige størrelse på bussene. I de tilfeller hvor forskjellen på størrelsen mellom et selskaps godsvogner og busser har vært stor, har jeg foretatt en skjønsmessig tilpasning av dette prinsippet.

## 7. DEFINISJONER OG DRØFTING AV FAKTORPRISER

I analysen trengs følgende input-data for hvert enkelt selskap:

Produksjon i: 1) vognkm, 2) plasskm

Totalkostnad i kroner

Faktorpriser pr. faktormengdeenhet

Def. av produktmengde:

Vognkm (plasskm) på konsesjonerte ruter pluss vognkm (plasskm) utenfor rute for person- og inntil 20 prosent godstrafikk. Kjøring med leide vogner er inkludert.

Nå kan det innvendes at kjøring utenfor rute ikke er eksogen, men denne del av produktmengden er ikke særlig stor. Dessuten utgjør turbil- kjøring den største andel, og denne virksomheten var sterkt offentlig regulert.

Def. av kostnadsbegrepet:

1) Utgifter til produksjonsfaktoren arbeid:

Lønn til administrasjon, ekspedisjon, sjåførere, bilmannskap, verksted og garasje samt sosiale utgifter.

2) Utgifter til produksjonsfaktoren drivstoff:

Utgifter til bensin, dieseloilje og smøleoilje.

3) Utgifter til produksjonsfaktoren realkapital:

Reparasjoner og vedlikehold, gummi, avskrivninger på vognpark og andre realkapitalgjenstander (bygninger og faste anlegg er ikke inkludert fordi disse

ikke kan tilpasses i en så kort periode), renter (her føres de renter som er påløpet i året. De rentekostnader som oppgis i primærstatistikken omfatter alle rentekostnader og ikke bare de som har tilknytning til vognparken), leie av vogn og assurance.

#### Drøfting av faktorprisene

I hvilken grad oppfatter selskapene faktorprisene som gitte størrelser som de ikke kan påvirke?

Lønnen kan man sikkert gå ut ifra at selskapene betrakter som gitt fordi sysselsettingen i næringen bare utgjør en liten del av den totale sysselsetting.

I hvilken grad prisen på drivstoff avhenger av forbruket til det enkelte selskap er svært vanskelig å få rede på. Jeg har henvendt meg både til rutebilselskaper og oljeselskaper og har fått en del generelle opplysninger. Rutebilselskapene kan oppnå til dels betydelige kvantumsrabatter, men det er ikke mulig å finne frem til noen funksjonssammenheng mellom pris og kvantum. Rabatten avhenger også av hvordan leveringene passer inn i oljeselskapenes transportnett og hvilket oljeselskap som er leverandør. Hensynet til lokale forhandlere blir også nevnt som en medvirkende faktor. Den blir gitt i forskjellige former og ikke bare som avslag i pris pr. l; men f.eks. ved at oljeselskapene investerer i faste anlegg hos rutebilselskapene. Ved hjelp av opplysninger fra bransjehold har jeg dannet meg et tilnærmet bilde av den direkte rabatt som gis. Disse opplysningene tyder på at et selskap som bruker mindre enn 40 000 liter pr. år betaler listepriis. Selskaper som bruker 40 000 liter eller mer får oppsatt pumper og oppnår forhandlerpris. Med forhandlerpris menes den nullsonepris forhandlerne betaler til oljeselskapet. I dette tilfellet blir omsetningsavgiften inkludert i prisen og innkrevd fra oljeselskapet. Nullsonepris er definert ved den pris som Prisdirektoratet har fastsatt skal gjelde i det gamle byområdet i Oslo. Selskaper som bruker mer enn 500 000 liter pr. år oppnår også rabatt på forhandlerpris etter en glideskala som foruten mengde avhenger av en rekke andre faktorer. Denne rabatten blir bestemt ved forhandlinger mellom det enkelte rutebilselskap og oljeselskap, dessverre er det ikke mulig å få oppgitt hvor stor den er, men på bransjehold betegnes 2 øre pr. liter for dieselolje å være et godt tips. Selskaper som befinner seg tett opp til disse to kvantums-grensene har da muligheter til å påvirke prisen. I mitt observasjonsmateriale er det ca. 8 prosent som er i en slik posisjon, så noen stor betydning har ikke dette forholdet. Jeg vil derfor forutsette at hvert enkelt selskap oppfatter drivstoffprisen som en eksogen variabel.

Det er også spredning i drivstoffprisen på grunn av geografisk betingede frakttillegg. Dette tillegget er begrenset oppover til 4 øre pr. liter på forhandlerpris minus omsetningsavgift. For større frakttillegg har Prisdirektoratet en nedskrivningsordning slik at maksimalt tillegg som brukerne må betale er 4 øre pr. liter.

Produksjonsfaktoren realkapital består hovedsakelig av vognparken, og også her er det visse muligheter for selskapene til å påvirke prisen. Men å finne noen funksjonssammenheng mellom pris og mengde er like vanskelig her som for drivstoff. Jeg må bare forutsette at som en brukbar tilnærming oppfatter hvert enkelt selskap prisen på realkapital som en eksogen variabel.

#### Faktorprisdefinisjoner:

Prisen på arbeid,  $q_1$ , defineres som utgift til produksjonsfaktoren arbeid dividert med totalt antall dagsverk. Jeg ser bort fra at sammenstillingen av forskjellig slags arbeidskraft kan bety noe for den utregnede pris.

#### Prisen på drivstoff, $q_2$

Jeg benytter bare priser på dieselolje fordi en sammenveining av pris på diesel og pris på bensin vil være vanskelig å få til på en god måte, da det er tvilsomt om det finnes noen særlig god ekvivalent målefaktor. I 1967 var 92,7 prosent av rutebilselskapenes vognpark dieseldrevne (Bil- og veistatistikk 1968), slik at feilen ved å se bort ifra prisforskjellen mellom bensin og diesel ikke er av betydning.

Jeg vil benytte følgende nullsonepriser eksklusiv omsetningsavgift:

Selskap med mindre enn 40 000 liter pr. år: 31,5 øre pr. liter

" med eller mellom 40 000 og 500 000 liter pr. år: 22,5 øre pr. l

" med mer enn 500 000 liter pr. år: 20,5 øre pr. liter

Dette er priser fra 1. halvår 1967 (som er et år som kjennetegnes med stor prisøkning siste halvår på grunn av Suez-krigen). Prisen på bruk av kapital,  $q_3$ , er meget vanskelig å fastlegge på en meningsfull måte. Ut fra den tilgjengelige statistikk har Terje Ruud foreslått en mulig metode\* som jeg vil benytte.

Metoden går ut på at man oppfatter et motorkjøretøy som kapitalenhet uavhengig av størrelsen, og at man så beregner en gjennomsnittlig verdi pr. buss for hvert enkelt selskap. Denne beregnes på grunnlag av vognparkens innkjøpsverdi, og en ser da bort ifra problemer som oppstår ved summering av beløp med forskjellig prisbasis. Jeg synes det er rimelig å tro at den pris selskapene tilpasser seg er den de faktisk betaler. For selskap som

\* [4] s. 28.

mottar subsidier til innkjøp av vognmateriell, er det innkjøpspris minus subsidier som er den relevante pris. Innkjøpsverdien reduseres med en faktor som skal dekke den såkalte kalkulerte avskrivning som skal tilsvare verireduksjon på grunn av fysisk slitasje. Denne reduksjonsfaktoren er avhengig av vognparkens gjennomsnittlige alder og er beregnet på grunnlag av forutsetninger om årlig utkjørt distanse pr. år, vedlikehold m.v. En tabell med reduksjonsfaktorer er utarbeidet av Norges Rutebileieres Forbund (N.R.F.). Det er klart at en felles reduksjonstabell for alle vogner betyr en svært "grov" måling av prisen på bruk av kapital, men jeg vil anta at den er en brukbar tilnærming. N.R.F. har nå utarbeidet en betydelig mer "raffinert" metode for beregning av kalkulatorisk avskrivning, der de tar hensyn til en rekke kjennetegn ved den enkelte vogn. Denne metoden har jeg imidlertid ikke benyttet meg av fordi regnearbeidet ville blitt uforholdsmessig stort.

#### Prisindeks for busser

Det er viktig å kunne sammenligne selskapenes priser på realkapital, og for at det skal være mulig å sammenligne to selskaper med forskjellig gjennomsnittsalder på vognparken er det nødvendig å justere kapitalprisen opp til en felles prisbasis. På grunn av at det ikke foreligger noen prisindeks for busser, har jeg beregnet en indeksserie for buss-chassiser for perioden 1957-1967 med basisår i 1965. Jeg forutsetter at prisutviklingen på buss-chassiser er en tilfredsstillende indikator for prisutviklingen på busser. Valget av basisår er bestemt ut fra mulighetene for å finne vekter for sammenveining av priser på ulike bilmerker og størrelser. Vektene er beregnet ut ifra opplysninger i Bil- og Veistatistikk 1966 og består av vognparkens fordeling mellom to bilmerker som til sammen har 67 prosent av bussparken i 1965, samt to typiske størrelsesklasser (målt ved antall plasser) som det er mulig å få prisdata for i hele perioden. Prisene har jeg fått oppgitt i Opplysningsrådet for biltrafikken. Indeksen har selvsagt de samme svakheter som de fleste andre prisindekser i og med at jeg ikke får tatt hensyn til tekniske forandringer på bussene. Den ville sannsynligvis blitt bedre med et basisår mer midt i perioden, men jeg har ikke funnet adekvate vekter for tidligere år enn 1965. Et alternativ er importprisindeksen for motorkjøretøyer hvor også personbiler inngår. Men på grunn av at vi har progressive avgiftssatser, samt at det ikke er usannsynlig at personbilene har hatt en litt annen prisutvikling, tror jeg at den beregnede indeks gir et riktigere bilde av prisutviklingen.

Prisindeks for buss-chassiser

1965 = 100

|      |    |    |    |    |    |    |    |     |     |     |
|------|----|----|----|----|----|----|----|-----|-----|-----|
| 1957 | 58 | 59 | 60 | 61 | 62 | 63 | 64 | 65  | 66  | 67  |
| 75   | 75 | 86 | 87 | 87 | 87 | 88 | 93 | 100 | 103 | 110 |

Prisen på bruk av realkapital,  $q_3$ , defineres som:

$$q_3 = \frac{1}{I} \cdot P_3$$

$$P_3 = \frac{1}{V} [a + p \cdot \delta + r]$$

$V$  = antall vogner i selskapet

$a$  = avskrivninger på vognpark m.v. i 1967 (unntatt bygninger og faste anlegg)

$p$  = vognparkens innkjøpspris fratrukket offentlige tilskudd

$\delta$  = faktor for verdireduksjon

$r$  = rentesats, satt konvensjonelt til 5 prosent pro anno

$I$  = prisindeks for buss-chassiser

Utslag i faktorprisene som skyldes geografisk lokalisering, dårligere veistandard og vanskeligere rutestruktur er tatt vare på i disse definisjonene. Spesielt er  $q_1$  og  $q_2$  godt dekket i og med at  $q_1$  er beregnet ut ifra de opplysninger selskapet gir om sine utgifter til produksjonsfaktoren arbeid, og frakttilleggene tar vare på effekten av ugunstig lokalisering på drivstoffprisen. Realkapitalprisen  $q_3$  har imidlertid svakheter på grunn av den tvilsomme posten avskrivninger (som jeg skal kommentere nærmere i neste kapittel). Det er imidlertid samme avskrivningsbeløp som er inkludert i kapitalkostnadene og i kapitalprisen, så selv om ikke  $q_3$  er den "riktige" pris på grunn av "feil" i avskrivningene, så vil ikke det innbyrdes forhold mellom kostnader og pris på bruk av kapital påvirkes. En felles reduksjonstabell er som nevnt en svakhet, men noen store konsekvenser for analyseresultatet vil den neppe få i og med at begge kategorier av selskap er representert i hvert fylke. Et selskap som på grunn av dårligere veistandard får økte kapitalkostnader på grunn av relativt høyere vedlikeholdsutgifter og reparasjonsutgifter og derav kortere teknisk levetid på den enkelte buss, vil også få en høyere kapitalpris på grunn av lavere gjennomsnittlig alder på vognparken som fører til en lavere verdireduksjon ut fra den felles reduksjonstabell. Et selskap med kortere teknisk levetid på bussene, vil ved at de må skiftes ut oftere, oppnå den fordel at de oftere kan korrigere vognparkens størrelse til den optimale. I og med at den

gjennomsnittlige alder er nesten ett år lavere i de subsidierte selskaper (6,3 år og 7,2 år)<sup>x</sup>, er dette en fordel som går i de subsidierte selskapers favør. Noen stor betydning har det imidlertid ikke, fordi den optimale størrelse på vognparken vil forandres svært lite i løpet av ett år.

Reduksjonstabell:

| Vognparkens gjennomsnittlige alder i år | Vognparkens verdi i prosent av innkjøpsverdi |
|---|--|
| 0                                       | 100  |
| 1                                       | 78   |
| 2                                       | 62   |
| 3                                       | 50   |
| 4                                       | 40   |
| 5                                       | 33   |
| 6                                       | 27   |
| 7                                       | 23   |
| 8                                       | 20   |
| 9                                       | 17   |
| 10                                      | 15   |

K i l d e : Norges Rutebileieres Forbund.

Tabellen bygger på forutsetninger om kjørelengde (ca. 50 000 km pr. år) vedlikehold m.v.

#### 8. KOMMENTARER TIL KOSTNADSBEGREPET

Definisjoner og oppsplitting av kostnadsbegrepet er bestemt ut fra de opplysninger primærstatistikken gir og har en del svakheter, spesielt kapital-kostnadskomponenten som jeg vil kommentere litt nærmere.

Ifølge vanlige prinsipper defineres realkapitalen som et selskaps beholdning av faste realobjekter som har lengre levetid enn ett år. Hvis levetiden er ett år eller mindre, defineres realobjektene som vareinnsats. Ved klassifiseringen av de spesifiserte kapitalkostnader oppstår et problem ved plassering av bilgummi, hvis levetid vil være avhengig av årlig kjørelengde m.v. I samsvar med tidligere praksis vil jeg betrakte bilgummi som kapital.

<sup>x</sup> S. Blindheim [5] s. 106.



Den største svakheten knytter seg til avskrivningene som ideelt sett skulle gi et bilde av den økonomisk vurderte slitasje på den faste realkapital. Det er med andre ord de kalkulerte avskrivninger som inngår i kapitalkostnadsbegrepet. De som oppgis i primærstatistikken er imidlertid bokførte avskrivninger. Diskrepansen vil være avhengig av avskrivningenes målsetting, avskrivningsregler ved skatteligningen og av konvensjonell avskrivningspraksis som sannsynligvis varierer fra selskap til selskap.

De vanligste målsettingene for avskrivninger er følgende:

- 1) At selskapet skal få dekket innkjøpsverdien ved en lineær avskrivning av historisk kostpris.
- 2) At avskrivningene hvert år skal gi uttrykk for den faktiske bruk av realkapitalen vurdert til markedsverdi.
- 3) Å akkumulere en så stor avskrivning at denne dekker innkjøpet av en ny vogn. Denne avskrivningen vil være avhengig av det enkelte selskaps finansieringspolitikk og finansieringsmuligheter. Ved selvfinansiering må selskapet hvert år avskrive et så stort beløp at de akkumulerte avskrivninger er tilstrekkelige ifølge vognens alder. I en tid med prisstabilitet vil dette prinsipp føre til samme resultater som i pkt. 1 ovenfor. I en tid med stigende priser vil avskrivningene derimot bli større, og også større enn etter prinsipp nr. 2.

Avskrivningsprinsipp nr. 2 vil være sammenfallende med den kalkulerte avskrivning. Diskrepansen ved bruk av prinsipp nr. 1 vil avhenge av prisbevegelser og av variasjoner i bruksintensiteten fordi vognen nedskrives med et like stort beløp hvert år uavhengig av slitasjefordelingen over dens tekniske levetid. De samme momenter kommer også inn ved vurdering av prinsipp nr. 3.

Det er imidlertid mest sannsynlig at ligningsvesenets avskrivningsregler blir benyttet ved de bokførte avskrivninger. Etter disse reglene beregnes avskrivningene på grunnlag av kostpris med tillegg for senere påkostninger, som fordeles over den tid vognen kan brukes. Det forutsettes jevn slitasje, men ved unormal bruk kan et selskap oppnå en økning eller minskning av den ellers anvendte sats. Subsidier til innkjøp skal fratrekkes kostprisen ved beregning av avskrivningene. Riksskattestyret har gitt ut veiledende avskrivningssatser, og for busser som er i drift hele året er de veiledende satser satt til 20-25 prosent. For vogner som ikke er i helårsdrift er satsene 15-20 prosent. Det benyttes lineær avskrivning med mulighet for en viss justering. Slitasjen i det enkelte år vil derfor ikke reflekteres fullt ut i avskrivningene.

Som en generell konklusjon må man anta at det er tvilsomt om de bokførte avskrivninger viser den økonomisk vurderte slitasje på realkapitalen.

Utgift til assurance består av et par komponenter som ikke er relevante i denne sammenheng. Assuransen for vognmateriell blir fastsatt etter tre kriterier:

- 1) Kjøretøyets markedsverdi
- 2) Kjørelengde pr. år
- 3) Bonus etter nærmere regler for kjøring uten uhell

Det er dermed bare en del av assuranceutgiftene som blir bestemt ved kapitalverdien.

Det kostnadsbegrepet som benyttes i analysen vil være en del forskjellig fra primærstatistikkens kostnadsbegrep og av det som bransjen selv bruker. Dette kommer av at kilometeravgiften på dieselvogner og andre offentlige avgifter samt posten fergeutgifter, bomutgifter m.v. oppfattes som skatt på produktmengden i analysen. Dette begrunnes med at det er lite sannsynlig at en slik skatt vil påvirke substitumalens forløp i faktordiagrammet. Det vil derfor ikke være korrekt å oppfatte disse utgiftspostene som kostnader. Begrunnelsen for at de ikke er gjenstand for tilpasning fra selskapenes side ligger i konsesjonsbestemmelsenes fastsettelse av rutenett og rutefrekvens.

## 9. ANALYSEMODELLER

Jeg vil basere analysen på to typer av produktfunksjoner. En homogen produktfunksjon og en med optimumsforløp. Forskjellen mellom disse to typene kan vises ved hjelp av passuskoeffisienten, som litt upresist uttrykt viser hvordan produktmengden variere med proporsjonal faktorvariasjon. Den er lik forholdet mellom den brøkdelen produktmengden har økt med, og den brøkdelen som alle faktorene har økt med. Det er en sammenheng mellom passiskoeffisienten og de relative partielle tilvekstgrader  $\epsilon_i$  ( $i = 1, 2$  og  $3$ ) som viser den prosentvise endring i produktmengden ved en partiell endring på 1 prosent av produksjonsfaktormengden  $v_i$ .

$$\epsilon_i = \frac{\delta f}{\delta v_i} \cdot \frac{v_i}{x} \quad i = 1, 2 \text{ og } 3$$

Symbolene  $f$ ,  $v_i$  og  $x$  er definert i kap. 3.

Sammenhengen mellom passuskoeffisienten  $\epsilon$  og de partielle grenselastisiteter er følgende:

$$\epsilon = \sum_{i=1}^3 \epsilon_i \quad *$$

\* R. Frisch [1] s. 89.

En homogen produktfunksjon karakteriseres ved at passuskoeffisienten er konstant uavhengig av produktmengden. I en produktfunksjon med optimumsforløp vil den derimot variere systematisk med produktmengden. Terje Ruud [4] har i sin undersøkelse funnet resultater som typer på at selskapene i rutebilnæringen følger en produktfunksjon med optimumsforløp. Passuskoeffisienten synker monotont fra verdier større enn 1 til verdier mindre enn 1 når produktmengden øker.

Den homogene produktfunksjonen jeg vil benytte er den velkjente Cobb-Douglas produktfunksjonen

$$(9.1) \quad X = A v_1^{\alpha_1} \cdot v_2^{\alpha_2} \cdot v_3^{\alpha_3} \cdot u_1$$

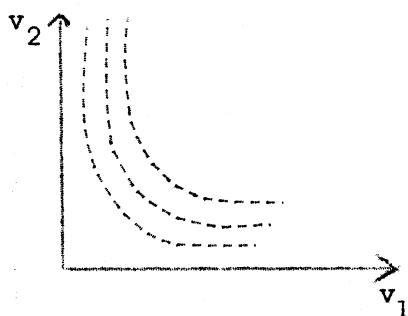
$$A > 0, \quad \alpha_i > 0 \quad i = 1, 2 \text{ og } 3$$

$u_1$  er et ikke-observerbart stokastisk restledd. Parametrene  $A$  og  $\alpha_i$  sammen med funksjonens matematiske form karakteriserer produksjonsenhetenes teknologiske struktur.

Funksjonens fremste fordeler sett fra et analysesynspunkt er:<sup>\*</sup>

- 1) Grenseproduktivitetene kan variere med faktorinnsatsene. Dersom  $\alpha_i < 1$ , vil grenseproduktiviteten til faktor nr.  $i$  være fallende med økt innsats av faktoren, og når  $\alpha_i > 1$  vil den være stigende.
- 2) Den er lineær i logaritmene til de variable som er en god egenskap for estimering av parametrene.
- 3) Den har gode føyningsegenskaper. (Høy multippel korrelasjonskoeffisient.) Dette blir tatt som en indikator på at funksjonen er en god tilnærming til den produksjonslov som ligger til grunn for produksjonen.

En vesentlig svakhet sett fra et produksjonsteoretisk synspunkt er at substitusjonselastisiteten er identisk lik 1 for en hver faktorkombinasjon.<sup>\*\*</sup> Dette innebærer at isokvantene er bundet til å ha følgende form:



\* Se f.eks. V. Ringstad [6] s. 1 og 2.

\*\* Se f.eks. A.A. Walters [9].

Jeg vil dele observasjonsmaterialet i tre like store grupper etter størrelsen på produktmengden, så jeg får tatt vare på eventuelle nivåendringer i passuskoeffisienten ved overgang fra små selskaper til større målt ved produktmengden. Det kan også tenkes at forskjeller mellom subsidierte og ikke-subsidierte er avhengig av størrelsen på selskapet. Det hadde vært en fordel om størrelseskriteriet ikke hadde inngått i modellen, men det er problematisk å finne et entydig kriterium som mål for størrelsen<sup>x</sup>.

$$\text{Passuskoeffisienten } \epsilon = \sum_{i=1}^3 \alpha_i$$

Den andre produktfunksjonen, som har optimumsforløp, er foreslått av Marc Nerlove [8], og den kan bare anvendes når produksjonsenhetenes tilpassingsatferd er kostminimalisering til gitt produktmengde.<sup>xx</sup> Jeg har tidligere i besvarelsen argumentert for at produktmengden er utenfra gitt og at en med rimelighet kan anta at faktorprisene er eksogene. Det er derfor god grunn til å forutsette at selskapenes tilpassningsformål er kostminimalisering til gitt produktmengde.

Denne produktfunksjonen er skrevet på implisitt form.

$$(9.2.) \quad X = (A_2 v_1^{a_1} \cdot v_2^{a_2} \cdot v_3^{a_3}) \frac{1}{\alpha + \beta \ln X}$$

Koeffisientene  $A_2, \alpha, \beta, a_1, a_2$  og  $a_3$  er konstanter og  $\sum_{i=1}^3 a_i = 1$

$$\text{Passuskoeffisienten: } \epsilon(X) = \frac{1}{\alpha + 2\beta \ln X} \quad \text{xxx}$$

Kostnadene defineres ved:

$$(9.3.) \quad C = \sum_{i=1}^3 q_i v_i$$

Ved minimalisering av (9.3.) med den spesifiserte produktfunksjon som bibetingelse, får man utledet den substitumale kostnadsfunksjon. Terje Ruud ([4] Bilag 1) har utledet de substitumale kostnadsfunksjoner for disse to produktfunksjonene og han fikk følgende resultat:

(Produktfunksjon nr. 1)

$$(9.4.) \quad \ln C = \ln K + \frac{1}{\epsilon} \ln X + \frac{\alpha_1}{\epsilon} \ln q_1 + \frac{\alpha_2}{\epsilon} \ln q_2 + \frac{\alpha_3}{\epsilon} \ln q_3$$

$\epsilon = \sum_i \alpha_i$  og denne betingelsen kan bygges inn i modellen

$$(9.5.) \quad (\ln C - \ln q_2) = \ln K + \frac{1}{\epsilon} \ln X + \frac{\alpha_1}{\epsilon} (\ln q_1 - \ln q_2) + \frac{\alpha_3}{\epsilon} (\ln q_3 - \ln q_2) + \eta_1$$

x V. Ringstad [6] s. 2.    xx V. Ringstad [6] s. 3.

xxx Se f.eks. Tore Thonstad [10].

$K$  er et konstantledd og  $\eta_1$  er et ikke-observerbart stokastisk restledd. Grunnen til at jeg har valgt å bruke prisen på drivstoff ved "innbygging" av betingelsen på passuskoeffisienten, er den analyseteknikk jeg vil benytte ved sammenligningen av kostnadsnivået mellom de som mottar subsidier til innkjøp av vognmateriell og de som ikke mottar denne type subsidier.

(Produktfunksjon nr. 2)

$$(9.6.) \quad \ln C = \ln K^1 + \alpha \ln X + \beta (\ln X)^2 + \sum_{i=1}^3 a_i \ln q_i + \eta_2$$

Betingelsen  $\sum_i a_i = 1$  bygges inn:

$$(9.7.) \quad (\ln C - \ln q_2) = \ln K^1 + \alpha \ln X + \beta (\ln X)^2 + a_1 (\ln q_1 - \ln q_2) \\ + a_3 (\ln q_3 - \ln q_2) + \eta_2$$

$K^1$  er et konstantledd, og  $\eta_2$  er et ikke-observerbart stokastisk restledd.

## 10. STATISTISK ANALYSETEKNIKK

Selskapene mottar to typer av direkte subsidier:

$S_1$ : Subsidier til drift

$S_2$ : Subsidier til innkjøp av vognmateriell. Jeg kan nå inndele

observasjonsmaterialet i fire kategorier.

1. Selskaper som ikke mottar subsidier
2. Selskaper som mottar  $S_1$
3. Selskaper som mottar  $S_2$
4. Selskaper som mottar  $S_1$  og  $S_2$

For å kunne utnytte den informasjon observasjonsmaterialet gir om regresjonskoeffisientene maksimalt, vil jeg ved sammenligning av kostnadsnivået i disse gruppene benytte meg av en dummy-teknikk<sup>\*</sup>. Ved en slik teknikk oppnår man flere frihetsgrader og dermed bedre testing av de estimerte regresjonskoeffisienter enn ved estimering innen hver gruppe separat. Ifølge teorien om dummy-variable skal man ha én mindre enn antall grupper som skal sammenlignes. Dette skulle da tyde på at jeg må definere tre stykker. Jeg vil legge inn dummy-variablene i modellene på en slik måte at de inngår som en sum. Dette betyr at det er tre uavhengige grupper, og det er da tilstrekkelig med to dummy-variable.

$$D_1 = \begin{cases} 1 & \text{ved mottatt } S_1 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$D_2 = \begin{cases} 1 & \text{ved mottatt } S_2 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

\* Om dummy-variable se f.eks. [3]. Bind 3 s. 184.

| Gruppe nr. | $D_1$ | $D_2$ |
|------------|-------|-------|
| 1          | 0     | 0     |
| 2          | 1     | 0     |
| 3          | 0     | 1     |
| 4          | 1     | 1     |

Modell I

$$\dots (\ln C_j - \ln q_{2j}) = \ln K + d_1 D_{1j} + \frac{1}{\epsilon} \ln X_j + \frac{\alpha_1}{\epsilon} (\ln q_{1j} - \ln q_{2j}) \\ + \left( \frac{\alpha_3}{\epsilon} + d_2 D_{2j} \right) (\ln q_{3j} - \ln q_{2j}) + \eta_{ij}$$

$$(10.1) \quad (\ln C_j - \ln q_{2j}) = \ln K + d_1 D_{1j} + \frac{1}{\epsilon} \ln X_j + \frac{\alpha_1}{\epsilon} (\ln q_{1j} - \ln q_{2j}) \\ + \frac{\alpha_3}{\epsilon} (\ln q_{3j} - \ln q_{2j}) + d_2 D_{2j} (\ln q_{3j} - \ln q_{2j}) \\ + \eta_{1j} \quad (j = 1, \dots, l)$$

Modell II

$$(10.2) \quad \ln C_j - \ln q_{2j} = \ln K^1 + d_1 D_{1j} + \alpha \ln X_j + \beta (\ln X_j)^2 \\ + a_1 (\ln q_{1j} - \ln q_{2j}) + a_3 (\ln q_{3j} - \ln q_{2j}) \\ + d_2 D_{2j} (\ln q_{3j} - \ln q_{2j}) + \eta_{2j}$$

Tolkning av  $d_1 D_1$ 

Koeffisienten  $d_1$  vil vise om det er noen forskjell på kostnadsnivået mellom selskaper som mottar og selskaper som ikke mottar subsidier til drift.

Tolkning av  $\left( \frac{\alpha_3}{\epsilon} + d_2 D_2 \right) (\ln q_3 - \ln q_2)$ 

Her har jeg lagt dummy-variabel nr. 2 på koeffisienten til prisen på realkapital for å få frem en eventuell effekt på kostnadsnivået ved subsidiering av vognmateriell. Jeg vil understreke at  $q_3$  er den kapitalpris som de faktisk betaler, og som jeg har antatt at hvert enkelt selskap tilpasser seg. For selskaper som ikke mottar  $S_2$  vil  $q_3$  være beregnet ut ifra innkjøpspris, og for de som mottar  $S_2$  vil beregningsgrunnlaget være innkjøpspris minus  $S_2$ . Dette har betydning fordi substitumalens beliggenhet i faktorrommet er bestemt av det relative faktorprisforhold.<sup>x</sup> En endring i de relative faktorpriser, som f.eks. ved overgang fra en tidsperiode hvor et selskap ikke mottar  $S_2$  til en tidsperiode hvor det mottar  $S_2$ , vil forandre beliggenheten til selskapets substitumal i

<sup>x</sup> Se R. Frisch [1] s. 172.

faktorrommet. Og det er den eksisterende substitumal selskapet til en hver tid må prøve å finne frem til dersom de skal utnytte substitusjonsmulighetene.

Dersom subsidiering av kapitalen ikke har noen effekt på kostnadsnivået vil koeffisienten  $\frac{\alpha_3}{\epsilon}$  vise den prosentvise økning på C ved 1 prosent økning av  $q_3$ . Hvis imidlertid  $S_2$  har en kostnadseffekt vil den prosentvise økning på C ved 1 prosent økning av  $q_3$  være lik  $\frac{\alpha_3}{\epsilon} + d_2$ . Koeffisienten  $d_2$  tar således vare på kostnadseffekten ved subsidiering av vognmateriell.

Etter de forutsetninger analysen bygger på er alle høyresidevariablene i de to modellene eksogene. Dette betyr at modellene er på det en i økonometrisk terminologi kaller redusert form<sup>x</sup>. Dette er en svært god egenskap fordi det da er stor sannsynlighet for at de søkte parametre kan identifiseres. Identifikasjonsproblemene oppstår hvis de observasjoner markedet genererer viser virkningen av en eller flere andre funksjoner samtidig med den vi ønsker å estimere.<sup>xx</sup>

### Tolkning av restleddet

Det er fire sannsynlige årsaker til at det er nødvendig å innføre et stokastisk restledd.

- 1) Selskapene er ikke flinke nok til å "finne" den substitutmale kostnadsfunksjon.
- 2) Selskapene har en annen produktfunksjon enn de vi bygger på.
- 3) Utelatte variable; dvs. at vi ikke har spesifisert alle forklaringsvariable.
- 4) Målefeil i den avhengige variable.

### Statistiske forutsetninger

Beregningene er foretatt ved hjelp av minste kvadraters metode på Statistisk Sentralbyrås regresjonsprogram. Nødvendige forutsetninger er:<sup>xxx</sup>

- 1) Målefeilene på de observerte variable er små sammenlignet med størrelsen på det ikke-observerbare restleddet. Det er god grunn til å anta at det er flere faktorer enn de spesifiserte som bestemmer kostnadene, og som er samlet i restleddet.
- 2) Forventningsverdien av  $\eta_{1j}$  og  $\eta_{2j}$  må være lik null for alle verdier av  $X_j$  og  $q_{ij}$  ( $i=1,2$  og  $3$   $j=1\dots l$ )  
og de må ha konstant varians  $\sigma_1$  og  $\sigma_2$ .
- 3)  $E(\eta_{1j}\eta_{1,j+\theta}) = 0$   
 $\theta \neq 0$   
 $E(\eta_{2j}\eta_{2,j+\theta}) = 0$   
 $\theta \neq 0$

<sup>x</sup> Om redusert form se f.eks. Malinvaud [2] s. 545.

<sup>xx</sup> Om identifikasjonsproblemet se f.eks. Malinvaud [2] ch. 18.

<sup>xxx</sup> Se f.eks. Malinvaud [2] ch. 3 § 2.

Disse tre sammen med en forutsetning om at gjennomsnitt og varians på de eksogene variable konvergerer mot endelige grenser gir forventningsrette og konsistente estimater på regresjonskoeffisientene.\*

For å kunne benytte signifikanstester er det vanlig å forutsette at restleddet er normalfordelt. Disse testene er imidlertid ganske robuste, så de kan benyttes selv om forutsetningen om normalfordelte restledd ikke er eksakt oppfylt, bare forutsetningen om konstant varians holder. Vanligvis fører dette til ubetydelige feil i signifikansnivået.\*\*

Videre forutsettes det at korrelasjonsmatrisen ikke er singular, eller med andre ord at det ikke er eksakt lineær sammenheng mellom de høyresidevariable (multikollinearitet). Hvis denne forutsetningen ikke er oppfylt, vil det bli avslørt ved kjøringen av regresjonsprogrammet.

Regresjonsprogrammet gir følgende output som er av interesse for analysen.

1. Korrelasjonsmatrisen
2. Regresjonskoeffisientene
3. t-verdier til testing av hypotesen  
 $H_0: \beta_j = 0$  mot  $H_1: \beta_j \neq 0$  der  $\beta_j$  er regresjonskoeffisienten til forklaringsvariabel nr. j.
4. Multippel korrelasjonskoeffisient R som er en indikator på funksjonens føyningsegenskaper.
5. F-verdi til simultan testing av regresjonskoeffisientene.
6. Kji-kvadrat-test av normalitetsforutsetningen  
 (Kji-kvadrat-observator med 13 frihetsgrader).

## 11. BEREGNINGSRISULTATER

Jeg kjørte i alt 10 regresjoner:

Prod.mengde: Vognkm: I,1 Gruppe nr. 1 i modell I, 36 obs.

I,2 " " 2 " " I, 37 "

I,3 " " 3 " " I, 37 "

I,4 Hele observasjonsmaterialet, 110 obs.

II,5 " " " " , 110 "

" " : Plasskm: I,6 Gruppe nr. 1 i modell I, 36 obs.

I,7 " " 2 " " I, 37 "

I,8 " " 3 " " I, 37 "

I,9 Hele observasjonsmaterialet, 110 obs.

II,10 " obs.mat. i modell II , 110 "

\* Malinvaud [2] s. 80.

\*\* " " s. 93.



Tabell 1a.

| Reg. nr.    | $\hat{\ln K}$ | Estimater på regresjonskoeffisientene |                               |                              |                              |                              |                                | Multipl. koeff. R             |       |
|-------------|---------------|---------------------------------------|-------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|--------------------------------|-------------------------------|-------|
|             |               | $D_1$                                 | $\ln X$                       | $(\ln X)^2$                  | $(\ln q_1 - \ln q_2)$        | $(\ln q_3 - \ln q_2)$        | $D_2$<br>$(\ln q_3 - \ln q_2)$ |                               |       |
| Vogn-<br>km | I,1           | 3,35664                               | -0,14366<br>( $\pm 0,18403$ ) | 0,80578<br>( $\pm 0,11361$ ) | -                            | 0,92640<br>( $\pm 0,28165$ ) | 0,12158<br>( $\pm 0,12499$ )   | 0,03960<br>( $\pm 0,03189$ )  | 0,908 |
|             | I,2           | 3 26784                               | 0,08138<br>( $\pm 0,15743$ )  | 0,84630<br>( $\pm 0,13309$ ) | -                            | 0,40860<br>( $\pm 0,34401$ ) | 0,23179<br>( $\pm 0,13129$ )   | -0,00029<br>( $\pm 0,02360$ ) | 0,889 |
|             | I,3           | -0,91701                              | 0,26426<br>( $\pm 0,15794$ )  | 1,07069<br>( $\pm 0,10506$ ) | -                            | 0,45424<br>( $\pm 0,34268$ ) | 0,63830<br>( $\pm 0,17968$ )   | -0,02623<br>( $\pm 0,02522$ ) | 0,899 |
|             | I,4           | 2,49922                               | 0,00841<br>( $\pm 0,09350$ )  | 0,92826<br>( $\pm 0,03834$ ) | -                            | 0,75476<br>( $\pm 0,17349$ ) | 0,20721<br>( $\pm 0,07471$ )   | 0,01215<br>( $\pm 0,01488$ )  | 0,979 |
|             | II,5          | 3,43536                               | 0,04105<br>( $\pm 0,09349$ )  | 0,53567<br>( $\pm 0,19621$ ) | 0,03191<br>( $\pm 0,01565$ ) | 0,77267<br>( $\pm 0,17114$ ) | 0,24090<br>( $\pm 0,07543$ )   | 0,00396<br>( $\pm 0,01520$ )  | 0,980 |

Tabell 1b.

|              | $\hat{\ln K}$ | Estimater på regresjonskoeffisientene |                              |                              |                              |                              |                                | Multipl. koeff. R            |       |
|--------------|---------------|---------------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|--------------------------------|------------------------------|-------|
|              |               | $D_1$                                 | $\ln X$                      | $(\ln X)^2$                  | $(\ln q_1 - \ln q_2)$        | $(\ln q_3 - \ln q_2)$        | $D_2$<br>$(\ln q_3 - \ln q_2)$ |                              |       |
| Plass-<br>km | I,6           | -0,38373                              | 0,37665<br>( $\pm 0,12226$ ) | 0,89778<br>( $\pm 0,08079$ ) | -                            | 0,97038<br>( $\pm 0,20164$ ) | 0,10372<br>( $\pm 0,08959$ )   | 0,00232<br>( $\pm 0,02273$ ) | 0,955 |
|              | I,7           | 0,97701                               | 0,17305<br>( $\pm 0,15722$ ) | 0,76265<br>( $\pm 0,12160$ ) | -                            | 0,30528<br>( $\pm 0,33730$ ) | 0,22894<br>( $\pm 0,13159$ )   | 0,02970<br>( $\pm 0,02335$ ) | 0,895 |
|              | I,8           | -3,60306                              | 0,28304<br>( $\pm 0,14630$ ) | 1,07847<br>( $\pm 0,09624$ ) | -                            | 0,35179<br>( $\pm 0,33479$ ) | 0,40695<br>( $\pm 0,16553$ )   | 0,00844<br>( $\pm 0,02306$ ) | 0,912 |
|              | I,9           | -0,67900                              | 0,24453<br>( $\pm 0,08078$ ) | 0,92845<br>( $\pm 0,03265$ ) | -                            | 0,61487<br>( $\pm 0,15275$ ) | 0,16249<br>( $\pm 0,06528$ )   | 0,01708<br>( $\pm 0,01293$ ) | 0,984 |
|              | II,10         | 0,11970                               | 0,24665<br>( $\pm 0,08106$ ) | 0,75323<br>( $\pm 0,26423$ ) | 0,00881<br>( $\pm 0,01318$ ) | 0,62325<br>( $\pm 0,15367$ ) | 0,17053<br>( $\pm 0,0665$ )    | 0,01578<br>( $\pm 0,01311$ ) | 0,984 |

Korrelasjonskoeffisienter mellom høyresidevariable:

|   | Vognkm  | Plasskm       |
|---|---------|---------------|
| $\ln X$ og $(\ln X)^2$ :                            | 0,99189 | Ikke beregnet |
| $\ln X$ og $(\ln q_1 - \ln q_2)$ :                  | 0,76821 | 0,79316       |
| $\ln X$ og $(\ln q_3 - \ln q_2)$ :                  | 0,57940 | 0,58822       |
| $(\ln X)^2$ og $(\ln q_1 - \ln q_2)$ :              | 0,74843 | 0,79316       |
| $(\ln X)^2$ og $(\ln q_3 - \ln q_2)$ :              | 0,55704 | 0,58822       |
| $(\ln q_1 - \ln q_2)$ og $(\ln q_3 - \ln q_2)$ :    | 0,54780 | 0,54780       |
| $(\ln q_3 - \ln q_2)$ og $D_2(\ln q_3 - \ln q_2)$ : | 0,10493 | 0,10493       |
| $D_1$ og $D_2(\ln q_3 - \ln q_2)$ :                 | 0,69159 | 0,69159       |

Ved å se på korrelasjonskoeffisientene mellom de høyresidevariable, kan man få et inntrykk av i hvilken grad det er multikollinearitet til stede i observasjonsmaterialet.<sup>x</sup> Som man ser er korrelasjonskoeffisienten mellom  $\ln X$  og  $(\ln X)^2$  svært høy. Dette var ventet å priori, siden det intervall  $\ln X$  beveger seg i er såvidt kort at annengradskurven er "nesten" lineær. Dette har imidlertid ikke nødvendigvis noen betydning for signifikansnivået for de respektive koeffisienter, fordi korrelasjonen mellom en transformasjon av en variabel og kvadratet av den transformerte avhenger av målestokken ved transformeringen.

Samtlige F-tester forkastet hypotesen om at den multiple korrelasjonskoeffisient er lik null med et forkastingsnivå på mindre enn 0,1 prosent. Kji-kvadrat-testene av restleddets normalitetsforutsetning førte til at denne må forkastes for regresjonene 3, 4, 5, 7 og 8 med forkastingsnivå på 1 prosent eller mer. Forutsetningen om normalfordelte restledd er dermed ganske tvilsom for disse regresjonene.

## 12. TOLKNING AV RESULTATENE

Jeg diskuterte i kap. 5 de to produktmålene jeg benytter ut fra to krav som analysemetoden setter til produktbegrepet. Jeg kom til den konklusjon at plasskm ikke oppfyller forutsetningen om eksogen produktmengde fullt ut. Det er da mulighet for at de beregnede estimater ikke er forventningsrette. Det er vanskelig å måle på en meningsfull måte i hvilken grad plasskm kan

<sup>x</sup> Om multikollinearitet se f.eks. 3 H.T.A. III s. 155.

betraktes som eksogen i analyseperioden, og det er derfor ikke mulig å tallfeste en eventuell skjevhet i estimatene. Forutsetningen om at de variable observeres uten målefeil er sjelden oppfylt i praksis, og det er vanlig å anta at minste kvadraters metode tåler en viss brist i denne forutsetningen uten at det medfører noen skjevhet av betydning. Man kan imidlertid få et inntrykk av om resultatene er sannsynlige ved å se om de er forenlige med økonomisk teori. Siden passuskoeffisienten karakteriserer produksjonsloven, kan man ved å studere den forløp med stigende verdier av produktmengden se om dette forløpet har en slik teoretisk støtte.

Passuskoeffisienten i modell I er lik den inverse verdi av regresjonskoeffisienten til produktmengden. I modell II finnes den ved følgende beregningsformel:

$$\epsilon(X) = \frac{1}{\alpha + 2\beta \ln X}$$

Jeg fant følgende estimater på passuskoeffisienten i modell I.

Tabell 2.

|         | Gruppe nr.      | Punktestimert | t-verdi |
|---------|-----------------|---------------|---------|
| Vognkm  | 1               | 1,24          | 7,093   |
|         | 2               | 1,18          | 6,359   |
|         | 3               | 0,93          | 10,191  |
|         | Hele obs.mater. | 1,08          | 24,208  |
| Plasskm | 1               | 1,11          | 11,112  |
|         | 2               | 1,31          | 6,271   |
|         | 3               | 0,93          | 11,206  |
|         | Hele obs.mater. | 1,08          | 28,430  |

t-verdien er forholdet mellom tallverdien av estimatet på regresjonskoeffisienten og dens standardavvik. Den brukes til å angi signifikansnivået for vedkommende regresjonskoeffisient. Ved et signifikansnivå på 5 prosent er  $t \approx 2,0$  når antall frihetsgrader er større enn 20. Samtlige av koeffisientene i denne tabellen har et signifikansnivå som er mindre enn 0,1 prosent.

I modell II fikk jeg følgende punktestimater på  $\hat{\alpha}$  og  $\hat{\beta}$ .

Tabell 3.

|                | Vognkm  | t-verdi | Plasskm | t-verdi |
|----------------|---------|---------|---------|---------|
| $\hat{\alpha}$ | 0,53567 | 2,73    | 0,75323 | 2,85    |
| $\hat{\beta}$  | 0,03191 | 2,04    | 0,01318 | 0,69    |

Med plasskm som produktmål er ikke  $\hat{\beta}$  signifikant. Men selv om tallverdien av estimatet på passuskoeffisienten for den enkelte produktmengde er

høyst usikker, er det likevel av interesse å se på forløpet av den estimerte passuskoeffisient.

| Produktmål | $\hat{\varepsilon}(X)$   |
|------------|--|
| Vognkm     | $\hat{\varepsilon}(X) = \frac{1}{0,53567 + 2 \cdot 0,03191 \ln X}$ |
| Plasskm    | $\hat{\varepsilon}(X) = \frac{1}{0,75323 + 2 \cdot 0,01318 \ln X}$ |

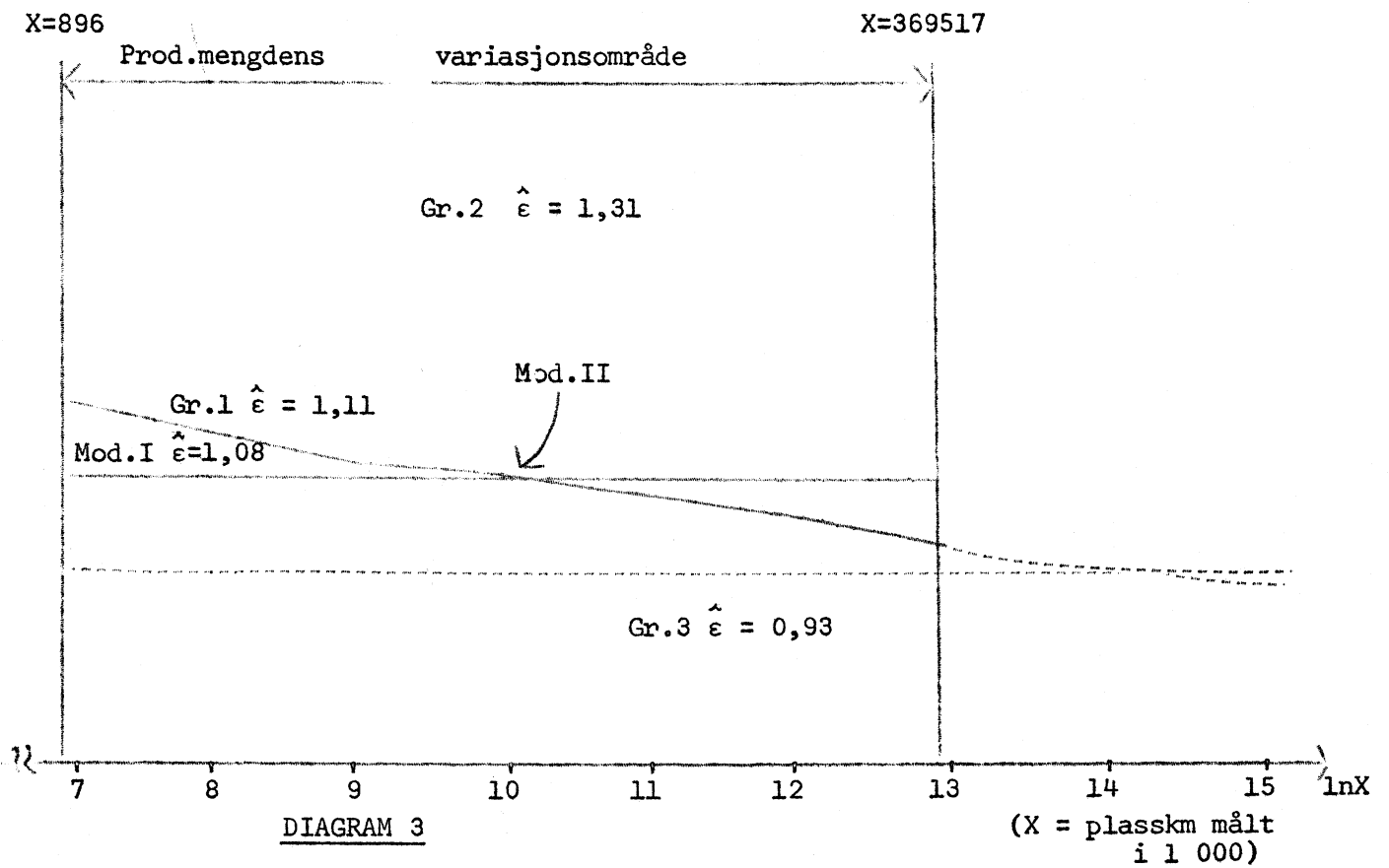
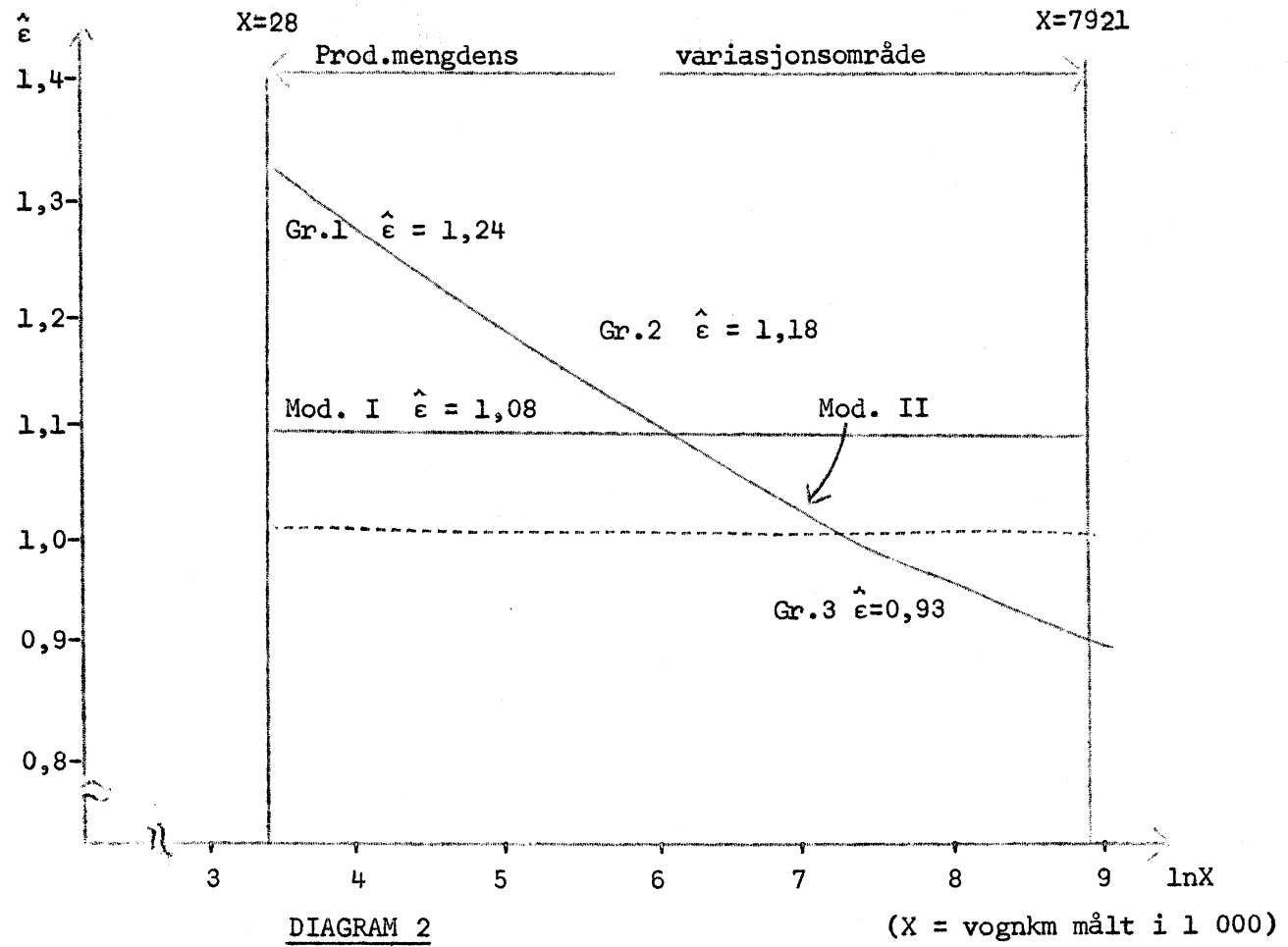
Tabell 4. Vognkm

| lnX                 | 3    | 4    | 5    | 6    | 7    | 8    | 9    |
|---------------------|------|------|------|------|------|------|------|
| $\hat{\varepsilon}$ | 1,37 | 1,26 | 1,17 | 1,09 | 1,02 | 0,96 | 0,90 |

Tabell 5. Plasskm

| lnX                 | 7    | 8    | 9    | 10   | 11   | 12   | 13   | 14   | 15   |
|---------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| $\hat{\varepsilon}$ | 1,14 | 1,11 | 1,10 | 1,08 | 1,06 | 1,04 | 1,02 | 1,00 | 0,98 |

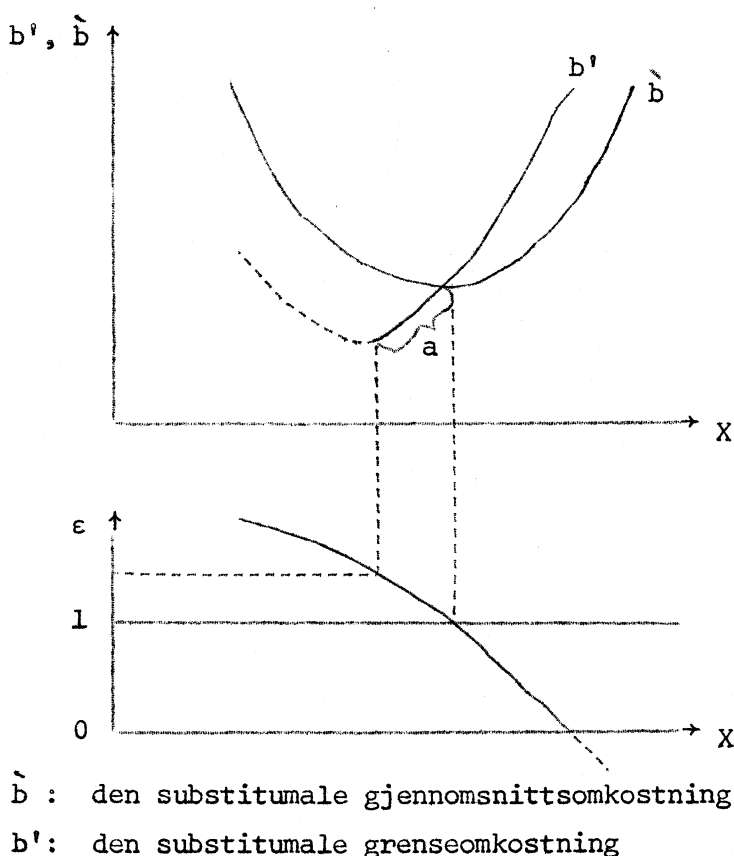
For å få en bedre oversikt vil jeg lage en grafisk beskrivelse av passuskoeffisientens variasjon med voksende produktmengde. I diagrammene på neste side har jeg ikke inntegnet hele variasjonsområdet til produktmengden innen hver enkelt gruppe i modell I, men et område som er lik 2 x standardavviket på gjennomsnittet av lnX i hver enkelt gruppe (på grunn av arbeids-tekniske årsaker ).



Kommentarer til diagram 2 (vognkm)

Samtlige koeffisienter som inngår i beregningsformlene for estimatet på passuskoeffisienten er signifikant forskjellig fra null, og modell II har den høyeste multiple korrelasjonskoeffisient ( $R = 0,980$ ), som viser meget gode føyningsegenskaper. Utviklingen av  $\hat{\epsilon}(X)$  med stigende produktmengde tyder på at selskapene følger en optimumslov, som er karakterisert ved at passuskoeffisienten synker fra verdier større enn 1 til verdier mindre enn 1. Resultatene fra gruppeberegningene i modell I gir samme konklusjon idet estimatet synker fra gruppe til gruppe, og de viser at ca. 2/3 av selskapene befinner seg i det teknisk før-optimale området.\* Dette er ikke i strid med økonomisk teori, som vanligvis antar at en prisfast kvantumstilpasser i produkt- og faktormarkedet som profittmaksimerer tilpasser seg i det teknisk etter-optimale området, siden tilpasningstypen er kostminimalisering og produktprisen fikseres av samferdselsmyndighetene.

At  $\hat{\beta}$  er positiv tyder på at den marginale grensekostnad m.h.p. produktmengden er stigende, dvs. at grensekostnadene stiger jo flere vognkm et selskap kjører. Hvordan stemmer så dette med tradisjonell produksjonsteori når ca. 2/3 av selskapene befinner seg i det teknisk før-optimale området? I sin produksjonsteori\*\* viser professor R. Frisch at vi har følgende samvariasjone mellom den substitumale grenseomkostning og passuskoeffisienten.



\* Se R. Frisch [1] s. 137.

\*\* [1] s. 185.

Ifølge teorien kan man også ha stigende grenseomkostning i en del av det før-optimale området. Dette er vist på figuren ved at linjestykket a på den stigende del av grensekostnadskurven er i det teknisk før-optimale området.

### Kommentarer til diagram 3. (plasskm)

For hele observasjonsmaterialet gir begge modellene en meget god føyning med samme multiple korrelasjonskoeffisient  $R = 0,984$ . I modell I er estimatene på passuskoeffisienten i gruppe 3 og i hele materialet like store som ved bruk av vognkm som produktmål. Gruppeberegningene gir imidlertid det merkelige resultat at den estimerte passuskoeffisient er høyere i gruppe 2 enn i gruppe 1. Litt av forklaringen ligger sannsynligvis i at gruppe 2 har dårligere føyning til data enn gruppe 1 ( $R = 0,895$  i gr. 2 og  $R = 0,955$  i gr. 1). Men resultatet gir grunn til mistanke om at det er en liten skjevhet i de estimerte regresjonskoeffisienter.

I modell II er strukturkoeffisienten  $\beta$  ikke signifikant forskjellig fra null, og man kan ikke trekke den slutning at selskapene følger en optimumslov.

Som konklusjon er det grunnlag for å si at beregningsresultatene ved bruk av vognkm som produktmål er forenlige med økonomisk teori. Ved det alternative produktmålet, plasskm, viser gruppeberegningene en slik utvikling på  $\hat{\epsilon}$  at det gir mistanke om at de estimerte regresjonskoeffisienter ikke er forventningsrette. Noen stor skjevhet er det sannsynligvis ikke, siden  $\hat{\epsilon}$  i gruppe 3 og i hele observasjonsmaterialet er like store ved begge produktmålene.

Analysens målsetting er å teste de to hypotesene:

$$H_{01}: \hat{d}_1 = 0 \quad \text{mot } H_{11}: \hat{d}_1 > 0$$

$$H_{02}: \hat{d}_2 = 0 \quad \text{mot } H_{12}: \hat{d}_2 > 0$$

Ved en slik formulering av hypotesene har man kontroll over sannsynligheten for feilaktig å konkludere med at kostnadsnivået er høyere i subsidierte selskaper enn i ikke-subsidierte gitt at metoden er riktig. Hvis man ikke kan forkaste 0-hypotesene gir ikke resultatene grunnlag for noen konklusjon. I tabell 1 har jeg satt opp en oversikt over beregningsresultatene for hver enkelt regresjon. Tabellene viser at  $\hat{d}_2$  ikke er signifikant forskjellig fra null i noen av regresjonene, samtidig kan man også merke seg at tallverdien av disse estimatene er svært små. Det er dermed ikke grunnlag for å gå ut ifra at subsidier til innkjøp av vognmateriell har en kostnadshevende effekt.

Som tidligere nevnt kan jeg av statistiske metodeårsaker ikke trekke den motsatte konklusjon, fordi jeg da ikke har kontroll over sannsynligheten for å ta feil, men tallverdien av estimatene gir en viss støtte for en slik antagelse.

Den første 0-hypotesen,  $H_{01}$ , ble forkastet i regresjon nr. 6, 9 og 10. Når vognkm blir brukt som produksjonsmål, er det ikke grunnlag for å forkaste  $H_{01}$ . Med plasskm som produksjonsmål blir  $H_{01}$  forkastet i modell I i gruppe nr. 1 som består av de 37 minste selskapene av et utvalg på 110, og ved å ta regresjon på hele observasjonsmaterialet. Likeledes blir  $H_{01}$  forkastet ved modell II. Dette kan da tyde på at det er et høyere kostnadsnivå i selskaper som mottar subsidier til drift enn i de som ikke blir subsidiert. Og at det er blant de minste selskapene (målt ved tilbudte plasskm) at det er en slik kostnadsforskjell. Som tidligere nevnt er det imidlertid en fare for at disse regresjonskoeffisientene ikke er forventningsrette, og det er derfor neppe forsvarlig å trekke en så sterk konklusjon ut fra resultater som er basert på plasskm som produktmål.

Men samtlige resultater tyder på at ca. 2/3 av selskapene (gruppe 1 og 2 i modell I) tilpasser seg i det teknisk før-optimale området ( $\epsilon > 1$ ), og de fleste driver likevel med overskudd. Økonomisk teori går ut i fra at betingelsen for å drive med overskudd er tilpasning i det teknisk etter-optimale området når produktprisen er gitt og produsenten er kvantumstilpasser i produkt- og faktormarkedet. Resultatene er en støtte til det syn at det er en fordel med større selskapsstruktur (så store at alle kan tilpasse seg i det etter-optimale området), fordi de da kan drive med overskudd ved en lavere pris på sine transportytelser. ee



Litteraturliste

- [ 1 ] Ragnar Frisch: "Innledning til produksjonsteorien". Universitetsforlaget Oslo - Bergen 1962
- [ 2 ] E. Malinvaud: "Statistical Methods of Econometrics". North-Holland Publishing Company - Amsterdam 1968
- [ 3 ] Herdis Thoren Amundsen: "Innføring i teoretisk statistikk", spesielt hefte III  
Universitetsforlaget, Oslo (år ikke oppgitt)
- [ 4 ] Terje Ruud: "Studier av passuskarakteren i norsk rutebilnæring". Transportøkonomisk Institutt. Slemdal 1968
- [ 5 ] Stein Blindheim: "Subsidier i Norsk Samferdsel". Transportøkonomisk Institutt. Slemdal 1968
- [ 6 ] Vidar Ringstad: "Økonometriske analyser basert på en produktfunksjon med optimimsforløp"  
Sosialøkonomisk Institutt ved Universitetet i Oslo. Memorandum av 23. februar 1966
- [ 7 ] Marc Nerlove: "Estimation and identification of Cobb-Douglas Production Functions". North-Holland Publishing Company - Amsterdam 1965
- [ 8 ] Marc Nerlove: "Returns to Scale in Electricity Supply". "Measurement in Economics". Stanford University Press, Stanford 1963
- [ 9 ] A.A. Walters: "Production and Cost Functions: An Econometric Survey". Econometrica, number 1-2, 1963
- [10] Tore Thonstad: "A Comment on Marc Nerlove's Returns to scale in Electricity Supply". Memorandum 19.3.1966 Sosialøkonomisk Institutt ved Oslo Universitet