

Interne notater

STATISTISK SENTRALBYRÅ

85/44

17. desember 1985

EN PRODUKTFUNKSJON FOR BANKLINEFISKE

av

Ludvig Tjelmeland

INNHOOLD:

	Side
1 INNLEDNING.....	1
Formål og metode.....	1
2 DATA.....	3
Kort om lønnsomhetsundersøkelsen.....	3
Kort om banklinebåter.....	3
Datamassen.....	4
3 FISKE SOM PRODUKSJONSPROSESS.....	7
Produktfunksjon for fiske.....	9
4 TESTER FOR ENDRET PRODUKTFUNKSJON.....	13
5 TEST FOR STORDRIFTSFORDELER.....	19
Signifikanstest for ϵ	23
6 OPPSUMMERING.....	24
Referanser.....	25

Statistisk sentralbyrå



018445VL0

1 INNLEDNING.

Notatet er blitt skrevet i forbindelse med et engasjement ved Gruppe for ressurs- og miljøanalyser. Engasjementet omfattet enkle analyser av kostnadsstrukturen i fiskeflåten, og arbeid i forbindelse med fiskebestandenes størrelse og utvikling. Notatet er en naturlig forlengelse av dette arbeidet, og er godkjent som spesialoppgave til sosialøkonomisk embetsseksamen.

Formål og metode.

Formålet med notatet er å undersøke trekk ved produksjonsstrukturen ombord på banklinefartøy. Utgangspunktet for drøftingen er en produktfunksjon av generalisert CES - type anvendt på tverrsnittsdata. Vi begrenser oss til å studere det enkelte fartøys tilpasning i motsetning til næringens tilpasning under ett. Siden stadig flere båter blir utrustet med autolineutstyr er det interessant å undersøke hvilke konsekvenser dette får for produktfunksjonen. Blir koeffisientene i funksjonen endret? Og i tilfellet hva innebærer disse endringene? Kan vi si noe om lønnsomheten blant autolinebåter kontra lønnsomheten blant håndlinebåter? Vi har valgt å konsentrere oss om følgende problemstillinger.

a) Fører bruk av autolineutstyr til substitusjon i retning av mer kapitalintensiv drift, og skjer dette i tilfelle på bekostning av arbeidskraften? Det er rimelig å forvente et slikt resultat i og med at autolineutstyret i stor grad erstatter manuelle arbeidsoppgaver som ellers utføres av fiskerne. Dette er da også et hovedpoeng i utstyrproducentenes markedsføring av autolineutstyr.

b) Fører bruk av autolineutstyr til at substitusjonselastisiteten endres? Eller sagt på en annen måte: Viser autolinebåtene en annen følsomhet overfor endringer i faktorprisforholdet enn håndlinebåtene? Dersom vi finner at det kan være forskjeller mellom båttypene er det ikke intuitivt klart hvilken båttypen som kan forventes å ha størst substitusjonselastisitet. Vi må bare undersøke hva slags utsagn datamaterialet gir grunnlag for.

Begge disse forholdene søkes belyst gjennom å stille opp tilpasningsbetingelsene under flere alternative (nestede) hypoteser med hensyn til spesifisering av produktfunksjonen, for så å teste ved hjelp av restleddene hvilken av hypotesene det er mest rimelig å bruke ut fra den informasjonen som ligger i datamassen. Denne metoden er brukt bl.a. av Bye (1984) og Hendry (1974). Metoden kan oppfattes som en serie signifikans-

tester på de parametrene som inngår i produktfunksjonen, og vil dermed kunne gi svar på problemstillingene ovenfor.

c) En mulig årsak til utviklingen i retning av stadig større fartøyer med mer avansert utstyr er at større fartøyer er mer lønnsomme enn mindre fartøyer. Dette kalles gjerne stordriftsfordeler. Den økonomiske tolkningen av begrepet er at dersom alle innsatsfaktorene gis et lite proporsjonalt tillegg så vil produktmengden øke mer enn proporsjonalt, dvs. at produktfunksjonen har en homogenitetsgrad (skalaelastisitet) som er større enn én. Ved å sette estimatene ovenfor inn i produktfunksjonen sammen med data over produktmengde, arbeids- og kapitalinnsats, er det mulig å estimere skalaelastisiteten. På samme måte som ovenfor kan man ved nestede hypoteser teste om autoline- og håndlinebåter kan sies å ha forskjellige skalaelastisiteter, og ved en såkalt t-test kan det testes om den (ev. de) er større enn én.

2 DATA

Kort om lønnsomhetsundersøkelsen.

Budsjettnemnda for fiskenæringen utfører hvert år en lønnsomhetsundersøkelse for helårsdrevne fiskefartøyer på 13 meter lengste lengde og over¹). Grunnlaget for undersøkelsen er regnskapsskjema som blir sendt til alle båteiere. Svarprosenten for undersøkelsen lå i 1982 og 1983 på ca. 35 prosent. Innkomne regnskapsskjema som ikke var tilfredsstillende er ikke tatt med i denne prosenten. Undersøkelsen slik den blir presentert bygger da på ca. 600 regnskaper hvert år, og av disse er ca. 40 fra banklinebåter (se Lønnsomhetsundersøkelsen). Vi har fått tilgang på data fra banklinebåter for årene 1982 og 1983, og det er disse som ligger til grunn i estimeringene.

Kort om banklinebåter.

Flåten av banklinebåter på Vestlandet omfatter vel 70 fartøyer på rundt 200 brt. Båtene driver fiske etter pigghå, torsk og torskeartet fisk i Nordsjøen, Norskehavet og enkelte deler av Atlanterhavet. Banklinebåtene er den fartøygruppa i lønnsomhetsundersøkelsen som viser størst lønnsomhet²). I 1982 var gjennomsnittet pr. årsverk i denne gruppa 176 000 kr., mens gjennomsnittet for hele massen var 97 000 kr.

De siste 10 år har det vært en tendens til å bygge stadig større fartøyer. Samtidig har rederne valgt å anskaffe autolineutstyr, både i nybygg og ved ombygging av eldre fartøyer. Autolineutstyr er maskiner som dels egner og setter liner, dels trekker, renser og klargjør dem for ny setting. Utstyret effektiviserer fisket betraktelig ved å gjøre setting og trekking raskere, og dermed arbeidet ombord lettere.

1) Lønnsomhetsundersøkelsen for fiskefartøyer 13 meter lengste lengde og over. Årlig publikasjon utarbeidet av Budsjettnemnda for Fiskenæringen til bruk i forhandlingene mellom fiskarlaget og staten.

2) Lønnsomhet er et begrep brukt i Lønnsomhetsundersøkelsen. Det angir den del av inntekten som kan fordeles på fiskerne etter at alle driftskostnader, avskrivninger, gjeldsrenter og en rimelig avkastning på egenkapital er trukket fra.

Datamassen.

Til å gjennomføre en analyse av dette slaget, har vi behov for følgende data på fartøynivå:

- X - produktmengde
- L - arbeidsinnsats
- K - kapitalinnsats
- w - pris på arbeid
- r - pris på kapital

Som produktmengde har vi valgt å bruke fangstmengde i tonn. Arbeidsinnsatsen måles i antall utførte årsverk. Som mål på kapitalinnsatsen bruker vi gjenanskaffelsesverdi på fartøy med utstyr. Dette er i overensstemmelse med vanlig praksis. Prisen på arbeid finner vi som arbeidsgodtgjørelse pr. årsverk. Som pris på kapital bruker vi den såkalte brukerprisen. Den finner vi som summen av overskudd, gjeldsrenter og avskrivninger dividert på kapitalinnsatsen.

Av en flåte på ca. 70 banklinefartøyer har vi fått oppgaver fra 40 i 1982 og 42 i 1983. Selv om en del fartøyer opptrer i begge årene blir alle observasjonene betraktet som uavhengige. Dette hviler på den forutsetning at det ikke er noen avhengighet mellom et fartøys resultat det ene året og det samme fartøyet resultat det neste. Videre antas det at det ikke skjer noen teknisk utvikling fra det ene året til det andre. For å kunne bruke dataene fra begge år samlet, har vi regnet verditallene fra 1983 om til 1982-priser ved hjelp av konsumprisindeksen. Dermed har vi i alt 82 observasjoner som vi betrakter som uavhengige. Av disse var 61 fra fartøyer med autolineutstyr ombord (autolinebåter). De øvrige 21 fartøyene kaller vi håndlinebåter for enkelthetsskyld. For hvert fartøy har vi fått følgende oppgaver:

- Fangstmengde i tonn (bare fra 42 båter)
- Antall årsverk utført ombord
- Gjenanskaffelsesverdi på fartøy med utstyr
- Inntekter i alt
- Kostnadsreducerende driftstilskudd (statlig tilskudd)
- Sum kostnader
- Betalte gjeldsrenter
- Kalkulatoriske renter på egenkapital
- Arbeidsgodtgjørelse i alt.

På grunn av Budsjettnemndas mandat, som går ut på måle lønnsevnen til fiskerne, og ikke rederienes inntjeningssevne, er regnskapsføringen litt spesiell (se Lønnsomhetsundersøkelsen). Derfor krever disse størrelsene litt nærmere forklaring.

Fangstmengde i tonn er den fangstmengde som er oppgitt. Bare 42 fartøyer oppga fangstmengde.

Antall årsverk utført ombord er beregnet av Budsjettnemnda som den gjennomsnittlige bemanning ombord på fartøyene i løpet av året. Budsjettnemnda bruker driftstida for de enkelte sesonger som vokter når størrelsen beregnes.

Gjenanskaffelsesverdi på fartøy med utstyr beregnes av budsjettnemnda ut fra oppgaver over priser som blir innhentet fra verft og utstysprodusenter. Størrelsen angir prisen på et tilsvarende nytt fartøy med samme utrustning som det aktuelle fartøyet.

Inntekter i alt omfatter fangstinntekter, kostnadsreducerende driftstilskudd, renteinntekter og eventuelle andre inntekter fra drift av fartøyet. Utbetalinger fra garantikassen direkte til fiskerne er ikke tatt med her. Disse utbetalingene sikrer fiskerne en viss minstlott i tilfelle feilslått fiske, og inngår ikke i rederienes regnskap. Renter og eventuelle andre inntekter utgjør i gjennomsnitt ca. 1 % av et fartøys inntekter, så vi har sett bort fra dem når vi nedenfor deler inntekten i fangstinntekt og statstilskudd.

Kostnadsreducerende driftstilskudd omfatter de overføringene som blir avtalt i forhandlinger mellom fiskarlaget og staten. Som navnet sier skal de brukes til å redusere driftskostnadene, og inngår derfor i regnskapene som en inntektspost. Driftstilskuddet omfatter ikke utbetalinger fra garantikassen.

Sum kostnader omfatter alle kostnader unntatt arbeidsgodtgjørelse i alt. Derimot er avskrivninger, betalte gjeldsrenter og kalkulatoriske renter tatt med som kostnader. Dette er gjort slik fordi det lønnsomhetsbegrepet Budsjettnemnda bruker er et mål på en rimelig utbetaling til fiskerne.

Betalte gjeldsrenter er det beløp rederne har oppgitt til dette formål.

Kalkulatoriske renter på egenkapital er Budsjettnemndas mål på en rimelig forrentning på rederiets egenkapital, og kan oppfattes som forventet avkastning ved en alternativ plassering av kapitalen (alternativkostnaden). Budsjettnemnda beregner denne størrelsen fordi de ikke får oppgitt rederienes overskudd. Egenkapitalen er differansen mellom fartøyets gjenanskaffelsesverdi og gjeld. Rentesatsen som brukes er differansen mellom den effektive rente på 5 prosent statsobligasjoner 1961

serie II og inflasjonstakten beregnet på bakgrunn av konsumprisindeksen. Rentesatsen var 2 % i 1982 og 4,5 % i 1983 (Se Lønnsomhetsundersøkelsen).

Vi ser at tre av de størrelsene vi trenger kan hentes rett fra datamassen. De tre er arbeids- og kapitalinnsats, og prisen på arbeid. Arbeidsinnsatsen (L) måles i antall årsverk, kapitalinnsatsen (K) i mill. 1982-kroner, og prisen på arbeid (w) i 1982-kroner pr. årsverk.

Som produkt (X) har vi brukt fangstmengde i tonn for de 42 fartøyene som oppga denne. For de øvrige 40 har vi brukt en beregnet fangstmengde. Denne ble beregnet ved å dividere fangstinntekten deres (sum inntekt minus statstilskudd) på en gjennomsnittspris. Denne gjennomsnittsprisen ble beregnet som gjennomsnittlig fangstinntekt pr. tonn for de fartøyene som oppga fangstmengde.

Størst problemer har vi hatt med å finne fram til prisen på kapital (r). Gjeldsrentene har vi fått oppgitt, men overskudd og avskrivninger mangler. Derimot har vi fått oppgitt en alternativkostnad på kapitalen, dvs. kalkulatoriske renter på egenkapital. Denne størrelsen er som nevnt Budsjettnemndas definisjon på en rimelig forrentning på egenkapitalen. Vi har funnet det rimelig å bruke denne som mål på overskuddet fordi det ikke vil være rasjonelt å plassere kapital i fiskefartøyer dersom forrentningen er lavere enn i økonomien forøvrig. Siden det er høy investeringsvillighet i banklinefisket kan det tenkes at forrentningen er høyere enn alternativkostnaden. I så tilfelle er det vanlig å anta at forrentningen vil avta over tid, og på den måten nærme seg alternativkostnaden, som her er representert ved den effektive realrente på statsobligasjoner.

I Lønnsomhetsundersøkelsen oppgis gjennomsnittlig bokført avskrivning og gjennomsnittlig gjenanskaffelsesverdi på fartøy. Dette gir oss en gjennomsnittlig avskrivningsprosent som vi har brukt til å anslå avskrivningene med. Avskrivningene utgjorde i gjennomsnitt 3,6 % av gjenanskaffelsesverdien på fartøy med utstyr i 1982, og 3,0 % i 1983. Kapitalprisen regnes da som summen av betalte gjeldsrenter, kalkulatoriske renter på egenkapital og 3,6 hhv. 3,0 % av gjenanskaffelsesverdien på fartøy med utstyr, dividert på gjenanskaffelsesverdien på fartøy med utstyr. Den får dermed enheten "1982-kroner pr. mill. 1982-kroner".

3 FISKE SOM PRODUKSJONSPROSESS.

En produktfunksjon viser sammenhengen mellom produktmengden og mengden av de innsatsfaktorene som inngår i produksjonen på et gitt tidspunkt. Når produktfunksjonen og prisene på innsatsfaktorene er kjent, kan man angi et område i faktorrommet som gir optimale faktorkombinasjoner. Dette området kalles substitumalen, og angir de faktorkombinasjoner som er slik at det ikke er mulig å øke produktmengden uten samtidig å øke kostnadene ved å foreta en substitusjon mellom faktorene. Kjenner man i tillegg produktprisen, og antar at produsenten maksimerer profitten, så kan det angis en faktorkombinasjon som gir maksimal profitt. Det må da forutsettes at produktfunksjonen oppfyller ultra-passum loven (se Frisch 1971).

Før denne teorien anvendes på en produksjonsprosess må det vurderes om de forutsetningene som teorien bygger på også gjelder for denne produksjonsprosessen. Viktige forutsetninger er

- Det produseres et homogent produkt.
- Produksjonen skjer momentant.
- Det er full kapasitetsutnyttelse av alle faktorer.
- Det skjer ingen teknisk endring.

For banklineflåten vil kravet om homogent produkt være oppfylt. De fisker torsk og torskeartet fisk, og produksjonsmetoden er den samme uansett hva slags fisk som går på kroken. Videre vil prisen på de enkelte artene som kommer inn under karakteristikken bare vise neglisjerbare forskjeller.

Forutsetningen om momentan produksjon vil her som i de aller fleste tilfeller ikke være perfekt oppfylt. Det tar tid å anvende arbeids- og kapitalinnsats til å få fangsten ombord og iland. Det kreves også innsats til å sette linene, slik at det er en viss uoverensstemmelse mellom tidspunktet for innsats og tidspunktet for produksjon. Når vi likevel antar at forutsetningen er oppfylt er det fordi "produksjonstida", dvs. tida fra starten på et tokt og til fangsten leveres, er så kort at produsentene ikke behøver ta hensyn til framtidige priser under tilpasningen.

Spørsmålet om full kapasitetsutnyttelse er i seg selv et interessant emne som det blir ofret mye plass på i litteraturen. Vi kommer ikke nærmere inn på dette, men antar at Budsjettnemndas utvelgelseskriterier ("velutrustede og godt drevne fartøyer som brukes til fiske året rundt", se Lønnsomhetsundersøkelsen) bare medfører små avvik fra full kapasitetsutnyttelse, og at dette ikke har konsekvenser for våre

hovedkonklusjoner. Denne forutsetningen må være oppfylt for at vi i det hele tatt skal kunne operere med begrepet produktfunksjon.

Ingen teknisk endring innebærer at det ikke forekommer ny produksjonsteknikk som fører til at tilpasningen endres. Det er rimelig å anta at dette er oppfylt siden vi bruker tverrsnittsdata.

Selv om alle disse forutsetningene var oppfylt ville vi likevel kunne observere forskjeller mellom "like" fartøyer. Selv om utrustning og teknikk er de samme for to fartøyer kan såkalte eksterne virkninger gi seg utslag i forskjellig fangstmengde. Med eksterne virkninger menes her tilfeldige forhold som ikke kan knyttes til aktørenes adferd i økonomisk forstand, men som likevel har betydning for produksjonen. Vårforhold er et typisk eksempel. Det er klart at vårforhold kan ha avgjørende betydning for utfallet av fisket. Det samme gjelder forhold vedrørende fiskebestandenes størrelse og utbredning. Disse forholdene vil sannsynligvis vise seg som ganske stor variasjon mellom fartøyene, og dermed svekke utsagnskraften i våre utsagn. På den annen side må det pekes på at fartøyene bygges for å kunne minske effekten av slike eksterne virkninger. Fartøyene bygges større og mer sjødyktige og det investeres i leteutstyr som gjør det lettere å finne fisken.

En måte å redusere innslaget av eksterne virkninger på er å måle produktmengden som fiskeinnsats i stedet for som fangstmengde. Fiskeinnsatsen kunne f.eks. måles i antall satte liner. Fiskeinnsatsen er det egentlige produktet ombord på fiskebåtene, mens fangsten er et resultat av denne igjen. Ved å bruke denne innfallsvinkelen ville vi kunne eliminere en del eksterne virkninger som skyldes varierende fiskelykke ol. Desverre har det vist seg praktisk umulig å innhente data for fiskeinnsats, så vi er avskåret fra å benytte denne muligheten.

I den modellen som presenteres nedenfor blir det forutsatt at rederne søker å maksimere profitten, og at de tilpasser seg optimalt i faktormarkedene. Det antas videre at de forutsetningene som er nevnt innledningsvis er oppfylt. Alle eksterne virkninger antas å være tilfeldige og slik at de slår ut i begge retninger. Eksempelvis vil det være slik at dersom ett fartøy rammes av dårlig vær, så betyr ikke det at alle de andre også gjør det. Analogt at dersom ett fartøy har ekstrem fiskelykke, så øker ikke fangstmengden hos de andre av den grunn. Disse forutsetningene bygger på at banklinebåtene bare i liten grad driver sesongbetont fiske. Båtene opererer over store områder og på flere bestander slik at hvert fartøys fangst er uavhengig av de andres.

Produktfunksjon for fiske.

Vi har valgt å spesifisere produktfunksjonen som en generalisert CES-funksjon (se f.eks. Thonstad 1964).

$$(3.1) \quad X = A \cdot [\alpha L^{-\gamma} + (1-\alpha)K^{-\gamma}]^{-\varepsilon/\gamma}$$

der X = fangstmengde i tonn

L = arbeidsinnsats målt i årsverk

K = kapitalinnsats målt i 1000 kr.

A = effektivitetsparameter

α = delingsparameter

γ = en parameter som er en enkel transformasjon av substitusjonselastisiteten

ε = homogenitetsgraden.

Funksjonsformens navn er en forkortelse for "Constant Elasticity of Substitution", og det kan vises at substitusjonselastisiteten, σ , har formen

$$(3.2) \quad \sigma = \frac{1}{1+\gamma}$$

Vi vet fra produksjonsteorien at homogenitetsgraden, ε , er identisk med skalaelastisiteten. Funksjonsformen tilsier at ε er konstant. Dette er i strid med ultra-passum loven, som sier at passuskoeffisienten avtar monotont ved en bevegelse utover langs substitumalen (se Frisch 1971). Når denne tilnærmingen likevel brukes er det fordi det er rimelig å anta at ε er tilnærmet konstant innenfor det variasjonsområdet vi ser på. dersom vi antar at rederne er prisfaste kvantumstilpassere og at de maksimerer profitten, vet vi fra produksjonsteorien at 1. ordensbetingelsen for optimum kan skrives

$$(3.3) \quad \frac{\frac{\partial X}{\partial L}}{\frac{\partial X}{\partial K}} = \frac{w}{r}$$

der w er pris på arbeid, og r er pris på kapital.

Før vi går videre er det nødvendig å si noen ord om avlønning. I fisket praktiseres overskuddsdeling. Dette betyr at delingsfangsten (brutto fangstverdi minus nærmere definerte fellesutgifter) fordeles med λ prosent til mannskapet (mannskapslott) og resten til fartøyeierne (båtlott). Spørsmålet er om dette er forenlig med en tilpasningsbetingelse lik (3.3)?

Overskuddsdeling kan framstilles slik:

$$(3.4) \quad w \cdot L = \lambda(pX - (C_f - S))$$

$$(3.5) \quad \rho \cdot K + C_r = (1 - \lambda)(pX - (C_f - S))$$

der p = førstehandspris på fisken

S = kostnadsreduserende driftstilskudd

ρ = overskuddsrate

C_f = fellesutgifter (drivstoff, vedlikehold på redskap, proviant osv.)

C_r = rederikostnader (avskrivninger og gjeldsrenter)

Vi lar rederikostnadene inngå som del av kapitalavkastningen, og får dermed følgende uttrykk:

$$(3.6) \quad w \cdot L = \lambda(pX - (C_f - S))$$

$$(3.7) \quad r \cdot K = (1 - \lambda)(pX - (C_f - S))$$

Den relative faktoravlønningen vil derfor være gitt slik:

$$(3.8) \quad \frac{w L}{r K} = \frac{\lambda}{1 - \lambda}$$

Dersom λ er konstant har det ingen mening å analysere tilpasningen ut fra vanlige økonomiske optimalitetskriterier. Det ser vi dersom vi deriverer (3.6) mhp. L og (3.7) mhp. K og finner substitusjonsforholdet:

$$(3.9) \quad \frac{\partial(w L)}{\partial L} = w = \lambda p \frac{\partial X}{\partial L}$$

$$(3.10) \quad \frac{\partial(r K)}{\partial K} = r = (1 - \lambda) p \frac{\partial X}{\partial K}$$

$$(3.11) \quad \frac{\frac{\partial X}{\partial L}}{\frac{\partial X}{\partial K}} = \frac{w}{r} \frac{1 - \lambda}{\lambda}$$

Forholdet mellom de partielle deriverte av (3.1) kan settes inn på venstre side i (3.11), og vi får:

$$(3.12) \quad \frac{\alpha}{1 - \alpha} \left[\frac{K}{L} \right]^{\gamma + 1} = \frac{w}{r} \frac{1 - \lambda}{\lambda}$$

Ved å omforme (3.8) og sette inn på høyre side i (3.12) får vi:

$$\frac{\alpha}{1-\alpha} \left[\frac{K}{L} \right]^{\gamma+1} = \frac{K}{L}$$

$$(3.13) \quad \frac{K}{L} = \left[\frac{1-\alpha}{\alpha} \right]^{1/\gamma}$$

Vi ser at i tilfellet med konstant λ så vil ikke faktorforholdet, og dermed heller ikke tilpasningen, være avhengig av faktorprisene w og r . Tilpasningen bestemmes kun ut fra koeffisientene i produktfunksjonen.

I realiteten er ikke λ konstant. I tariffavtalen mellom fiskerne og fiskebåtrederne er λ fastsatt slik at den øker med antall fiskere, men ikke mer enn at λ / L avtar med økende antall fiskere. λ er også avhengig av størrelsen på fartøyet, og av om fartøyet har autolineutstyr ombord eller ikke. Avhengigheten er slik at λ er lavere for større fartøy, og lavere for autolinebåter enn for håndlinebåter. Tariffen gjelder stort sett bare som minimumsgrense. Den egentlige lotten fastsettes i markedet og er større enn den i tariffen. Det ville føre for langt å foreta en nøye analyse av hvordan λ bestemmes, men vi synes det er rimelig å anta at markedet fungerer slik at det genereres en λ som er slik at w forventes å være konstant. Det er flere grunner til dette. For det første kan ikke w synke under alternativkostnaden. En fisker som søker hyre vil vite hvor mye han kan forvente å tjene, altså w . Dersom w er lavere enn det han kan forvente å tjene andre steder, vil han ikke ta hyre. For det andre er det rimelig å anta at de fiskerne som allerede har hyre ikke vil godta at deres forventede inntekt w skulle synke som følge av en ny fisker. Kan de tjene bedre andre steder vil de ønske å flytte over. Rederen må altså justere λ når han hyrer en ny fisker slik at λ sammen med grenseproduktiviteten ikke senker w . Det er altså ikke urimelig å anta at w bestemmes i markedet som mannsloften i et normalår, og at λ da kan oppfattes som en funksjonell parameter som sikrer at inntektsfordelingen mellom fiskere og reder er den samme som i et normalår uansett hvordan fangstinntekten blir. Rederne bruker altså w i sin tilpasning, og vi kan bruke tilpasningsbetingelsen gitt ved (3.3).

Ved å derivere (3.1) og sette inn i (3.3) og ordne får vi:

$$(3.14) \quad \frac{K}{L} = \left[\frac{1-\alpha}{\alpha} \right]^{\sigma} \cdot \left[\frac{w}{r} \right]^{\sigma}$$

der $\sigma = \frac{1}{1+\gamma}$, som er uttrykket for substitusjonselastisiteten. Ved å ta logaritmen av (3.1) kommer vi fram til et lineært uttrykk som er vel egnet til estimering av σ og α (og dermed $\gamma = \frac{1-\sigma}{\sigma}$) ved lineær regresjon.

$$(3.15) \quad \ln \left[\frac{K_i}{L_i} \right] = c + \beta \ln \left[\frac{w_i}{r_i} \right] + u_i$$

$$\text{der } c = \sigma \ln \left[\frac{1-\alpha}{\alpha} \right]$$

$$\beta = \sigma$$

u_i = stokastisk restledd som antas å ha følgende egenskaper:

$$E(u_i) = 0 \quad \text{for alle } i$$

$$\text{var}(u_i) = \sigma_u^2 \quad \text{for alle } i$$

$$E(u_i u_j) = 0 \quad \text{for alle } i, j \text{ slik at } i \neq j$$

Når vi antar at fartøyene tilpasser seg optimalt, kan (3.15) danne basis for de estimeringer og tester som er skissert i innledningen. Estimerer på koeffisientene finner vi slik:

$$\hat{\sigma} = \beta$$

$$\hat{\gamma} = \frac{1 - \beta}{\beta}$$

$$i \begin{cases} = 1 \text{ for autoline} \\ = 2 \text{ for håndline} \end{cases}$$

$$\hat{\alpha} = \frac{1}{1 - \exp(c/\beta)}$$

4 TESTER FOR FORSKJELLIG PRODUKTFUNKSJON.

Som nevnt innledningsvis er det mulig å teste om autoline- og håndlinebåter har forskjellige koeffisienter i produktfunksjonen. Dette gjøres ved å stille opp nestede hypoteser om formen på tilpasningsbetingelsen. Med utgangspunkt i restleddene kan man så teste hvilken av dem som tar best vare på den informasjonen som finnes i datamaterialet, samtidig som man tar hensyn til at spesifikasjonen ikke skal være unødig komplisert. Formålet er altså å teste om man går glipp av uforholdsmessig mye informasjon ved å innføre restriksjoner på formen på spesifikasjonen.

Først stiller man opp en hypotese (H_0). Ved å innføre restriksjoner på denne får vi utledet en alternativ hypotese (H_1) som er en forenkling av H_0 . Dersom man ikke kan påvise at H_1 er en dårligere spesifikasjon enn H_0 , er det rimelig å velge H_1 som spesifikasjon. Ved å innføre en restriksjon på H_1 får vi nok en hypotese som på samme måte kan testes mot H_1 . På denne måten kan det bygges opp et helt nettverk av avledede hypoteser med tilhørende tester, og man velger til slutt den hypotesen som er slik at en avledning av denne igjen er klart dårligere. Det kan vises at (se f.eks. Hendry (1974))

$$(4.1) \quad F = n \cdot \ln \left[\frac{SSR_1}{SSR_0} \right] \sim \chi^2_v$$

der n er antall observasjoner i utvalget, SSR_i er summen av de kvadrerte avvik i regresjonen av hypotese i , og v er antall frihetsgrader lik antall restriksjoner en overgang fra H_0 til H_1 innebærer. Dersom F er større enn $(1 - \delta)$ - fraktilen i χ^2 - fordelingen med v frihetsgrader (der δ er et valgt nivå, f.eks. 0.05) så kan H_1 forkastes til fordel for H_0 (H_1 er klart dårligere enn H_0). Vi stiller opp følgende hypoteser:

$$(4.2) \quad H_0 : \ln \left[\frac{K}{L_i} \right] = D_1 \cdot c_1 + D_1 \cdot \beta_1 \cdot \ln \left[\frac{w_i}{r_i} \right] + D_2 \cdot c_2 + D_2 \cdot \beta_2 \cdot \ln \left[\frac{w_i}{r_i} \right] + u_i$$

$$(4.3) \quad H_1 : \ln \left[\frac{K}{L_i} \right] = D_1 \cdot c_1 + \beta \cdot \ln \left[\frac{w_i}{r_i} \right] + D_2 \cdot c_2 + u_i$$

$$(4.4) \quad H_2 : \ln \left[\frac{K}{L_i} \right] = c + \beta \cdot \ln \left[\frac{w_i}{r_i} \right] + u_i$$

der $D_1 = 1$ for båter med autoline,
 $= 0$ ellers,
 $D_2 = 1$ for båter med håndline,
 $= 0$ ellers,

mens de øvrige symbolene er definert før. Estimat på α , σ , og γ finner vi slik:

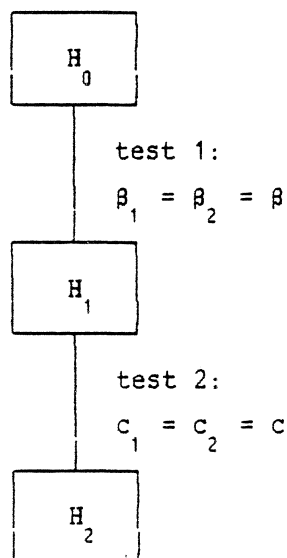
$$\hat{\sigma}_i = \beta_i$$

$$\hat{\gamma}_i = \frac{1 - \beta_i}{\beta_i} \quad i \begin{cases} = 1 \text{ for autoline} \\ = 2 \text{ for håndline} \end{cases}$$

$$\hat{\alpha}_i = \frac{1}{1 - \exp(c_i/\beta_i)}$$

Hypotesene er nestet slik at H_1 representerer en restriksjon på H_0 , og H_2 en restriksjon på H_1 . I figur 1 er dette illustrert i et skjema der hver overgang representerer pålegging av en restriksjon.

Figur 1. Testskjema for nestede hypoteser for spesifikasjon av tilpasningsbetingelsen. Jfr. (4.2) - (4.4).



Ut fra dette kan vi stille opp følgende testprosedyre.

Test 1: H_1 mot H_0 .

Er det slik at autoline- og håndlinebåter har lik substitusjonselastisitet σ , men forskjellig fordelingsparameter α ? Vi forkaster H_1 til fordel for H_0 dersom testvariabelen F_1 er større enn 95 % fraktilen i $\chi^2(1)$ -fordelingen. Dersom vi får forkastning, velger vi H_0 som spesifikasjon. Får vi ikke forkastning går vi videre til test 2.

Test 2: H_2 mot H_1 .

Er det slik at autoline- og håndlinebåter har lik fordelingsparameter α når vi ikke kan påstå at de har forskjellig substitusjonselastisitet σ ? Vi forkaster H_2 til fordel for H_1 dersom testvariabelen F_2 er større enn 95 % fraktilen i $\chi^2(1)$ -fordelingen. Dersom vi får forkastning velger vi H_1 som spesifikasjon. Får vi ikke forkastning velger vi H_2 som spesifikasjon.

Dersom vi ikke får forkastet H_2 innebærer det at vi ikke kan påvise at autolineutstyret har noen innvirkning verken på koeffisienter eller tilpasning. En slik hypotese ville være sterkt i strid med den utviklingen vi har sett, med stadig flere som velger å anskaffe autolineutstyr. Et utfall av testene som førte til at denne spesifikasjonen ble valgt, ville være et tydelig tegn på at datamaterialet ikke egner seg til analyser av denne typen.

H_1 innebærer at produktfunksjonen stort sett er lik for begge typer fartøy. Forskjell i konstantleddet i regresjonen tilsier at fordelingsparameteren, α , er forskjellig, mens substitusjonselastisiteten, σ , ikke påvirkes av om fartøyet bruker autoline eller ikke. Dersom vi finner at α er lavere for autolinebåter enn for håndlinebåter, så betyr det at det kreves mindre arbeidskraft pr enhet kapital ombord på autolinefartøyene enn ombord på de andre. Dette er et rimelig resultat, og vil eventuelt støtte opp om utstyrproduzentenes påstand om redusert arbeidskraftsbehov.

Dersom vi får forkastet H_1 og må velge H_0 som spesifikasjon betyr det at σ og mest sannsynlig også α begge er forskjellige. Av (3.15) ser vi at α -ene er like dersom forskjellen mellom c -ene kan tilskrives forskjellen mellom σ -ene. Vi har imidlertid påpekt ovenfor at det er rimelig å forvente at fordelingsparameteren er lavere for autolinebåtene.

Forskjellig σ innebærer at tilpasningen (substitutalbetingelsen) er mer følsom overfor endringer i faktorprisforholdet for den båttypen som har størst σ . Eller sagt på en annen måte vil den båttypen som har størst σ

Tabell 4.1. Resultater fra regresjon av H_0 , H_1 og H_2 .

Hypo- tese	c_1	β_1	c_2	β_2	n	r^2	SSR	DW
H_0	-0.2886 (0.0632)	0.2783 (0.0663)	-0.3760 (0.0984)	0.1753 (0.1243)	82	0.4678	2.1917	1.8933
H_1	-0.2681 (0.0565)	0.2555 (0.0583)	-0.4350 (0.0563)	-	82	0.4641	2.2068	1.9370
H_2	-0.3530 (0.0564)	0.3047 (0.0616)	-	-	82	0.2343	2.6206	1.5932

Tall i parentes angir standardavviket.

ha større muligheter til substitusjon mellom faktorene enn den andre typen. Vi kan ikke umiddelbart si hva som er rimelig å forvente i denne sammenheng.

Resultatet fra estimeringene av de tre hypotesene er vist i tabell 4.1. Vi ser at med unntak av β_2 i H_0 ga alle tre regresjonene signifikante koeffisienter. Tallene under DW angir størrelsen på en testvariabel som ble utviklet av Durbin og Watson. Formålet med testen er å undersøke restleddene er avhengige eller ikke. Testen går ut på å stille opp en hypotese om at restleddene er uavhengige ($E(u_i u_j) = 0$). Denne hypotesen forkastes til fordel for positiv avhengighet dersom DW-observatoren er mindre enn en nedre grense (d_1) som er avhengig av antall observasjoner og antall variable som inngår i regresjonen. Dersom observatoren er større enn d_1 men mindre enn en tilsvarende øvre grense

Tabell 4.2. Durbin-Watson test på H_0 , H_1 og H_2 .

Hypotese	DW	d_1	d_2
H_0	1.8933	1.53	1.74
H_1	1.9270	1.56	1.72
H_2	1.5932	1.59	1.69

(d_2) gir ikke testen grunnlag for noe utsagn. Dersom observatoren er større enn d_2 skal man unnlate å forkaste hypotesen om uavhengighet (se Johnston 1972). Grenseverdiene d_1 og d_2 varierer som sagt med antall variable og antall observasjoner i materialet. Disse er godt tabulert, og vi har hentet dem fra Johnston (1972). Tabell 4.2 viser resultatene fra denne testen på regresjonene ovenfor.

For H_0 og H_1 får vi ikke forkastning, mens vi for H_2 får ingen konklusjon. Dette betyr at for de to første kan det ikke påvises avhengighet i restleddene.

Ved å sette inn for summen av de kvadrerte avvikene (SSR) i 4.1 finner vi verdien på testvariabelen F:

$$F_1 = 0.5630 \quad (\chi^2(1; 0.95) = 3.84)$$

$$F_2 = 14.0925 \quad (\chi^2(1; 0.95) = 3.84)$$

der fotskriften referer seg til testene som er nevnt ovenfor. Vi ser at vi får ikke forkastet H_1 i test 1, mens vi får forkastet H_2 i test 2. Resultatet blir at vi velger H_1 som spesifikasjon av tilpasningsbetingelsen. Dette innebærer at fordelingsparameteren α avhenger av valg av utstyr, mens substitusjonselastisiteten σ ikke antas å bli påvirket. I tabell 4.3 angis estimat på de koeffisienter som kan beregnes ut fra regresjon av H_1 .

Vi ser som ventet at fordelingsparameteren er lavere for autoline- enn for håndlinebåter. Dette antyder at kapitalintensiteten er større blant autolinebåter enn blant håndlinebåter. I de data vi har fått er

Tabell 4.3. Estimat på α , σ og γ .

Koeffisient	Estimat	
	autoline	håndline
α	0.7406	0.8458
σ	0.2555 (0.0583)	0.2555 (0.0583)
γ	2.9134	2.9134

Tall i parentes angir standardavviket.

gjennomsnittlig antall årsverk likt for de to båttypene. Siden α er lavere for autolinebåter tyder det på at det har foregått en substitusjon i retning av større kapitalintensitet. Mer interessant er det at det ikke er noe i vårt materiale som tyder på at substitusjonen har skjedd på bekostning av arbeidskraft. Gjennomsnittlig bemanning ombord på autolinebåtene var 11.3 årsverk, mens det tilsvarende for håndlinebåtene var 11.1. Dette tyder på at substitusjonen har skjedd i form av ren kapitalutvidelse og ikke ved at kapitalen har erstattet arbeidskraft.

Substitusjonselastisiteten er forholdsvis lav, noe som tilsier at endringer i faktorprisforholdet bare får små virkninger på tilpasningen. Formen på produktfunksjonen vil da være slik at isokvantene er hyperbler med positive isokvanter i faktordiagrammet. Dette innebærer at substitusjonsområdet har positive grenser for begge faktorene. Det er altså slik at dersom én av faktormengdene er gitt, så må den andre være større enn en viss minimumsgrense for at det skal kunne bli positiv produksjon (se Thonstad (1964)).

5 TEST FOR STORDRIFTSFORDELER

Stordriftsfordeler defineres som økende utbytte mhp. skalaen. I følge Frisch (1971) er da tilpasningspunktet på det teknisk under-optimale området av substitumalen. Dette området kjennetegnes av en passuskoeffisient som er større enn én. Passuskoeffisienten (skalaelastisiteten) viser den relative endringen i produktmengden som en følge av en liten proporsjonal økning i begge faktormengdene. Det kan vises at ε i (3.1) viser skalaelastisiteten til den funksjonsformen vi har valgt for produktfunksjonen. Ved å sette de estimatene vi fant i foregående kapittel inn i (3.1), og ta logaritmen på begge sider, får vi et uttrykk som er lineært i logaritmene.

$$X = A \left[\hat{\alpha} L^{-\hat{\gamma}} + (1-\hat{\alpha}) K^{-\hat{\gamma}} \right]^{-\varepsilon/\hat{\gamma}}$$

$$\ln X = \ln A - \varepsilon/\hat{\gamma} \ln \left[\hat{\alpha} L^{-\hat{\gamma}} + (1-\hat{\alpha}) K^{-\hat{\gamma}} \right]$$

$$(5.1) \quad \ln X = \ln A + \varepsilon \left[-1/\hat{\gamma} \ln \left[\hat{\alpha} L^{-\hat{\gamma}} + (1-\hat{\alpha}) K^{-\hat{\gamma}} \right] \right]$$

På samme måte som i foregående kapittel, kan vi neste hypoteser om spesifisering av produktfunksjonen, gitt at fordelingsparameteren er forskjellig for de to båttypene.

$$(5.2) \quad H_0: \ln X_i = D_1 B_1 + \varepsilon_1 \text{COR}_1 + D_2 B_2 + \varepsilon_2 \text{COR}_2 + u_i$$

$$(5.3) \quad H_1: \ln X_i = B_1 + \varepsilon_1 \text{COR}_1 + \varepsilon_2 \text{COR}_2 + u_i$$

$$(5.4) \quad H_2: \ln X_i = D_1 B_1 + D_2 B_2 + \varepsilon \text{COR} + u_i$$

$$(5.5) \quad H_3: \ln X_i = B + \varepsilon \text{COR} + u_i$$

$$\text{der } \text{COR}_1 = -1/\hat{\gamma} \ln \left[\hat{\alpha}_1 L_i^{-\hat{\gamma}} + (1-\hat{\alpha}_1) K_i^{-\hat{\gamma}} \right] \cdot D_1$$

$$\text{COR}_2 = -1/\hat{\gamma} \ln \left[\hat{\alpha}_2 L_i^{-\hat{\gamma}} + (1-\hat{\alpha}_2) K_i^{-\hat{\gamma}} \right] \cdot D_2$$

$$\text{COR} = \text{COR}_1 + \text{COR}_2$$

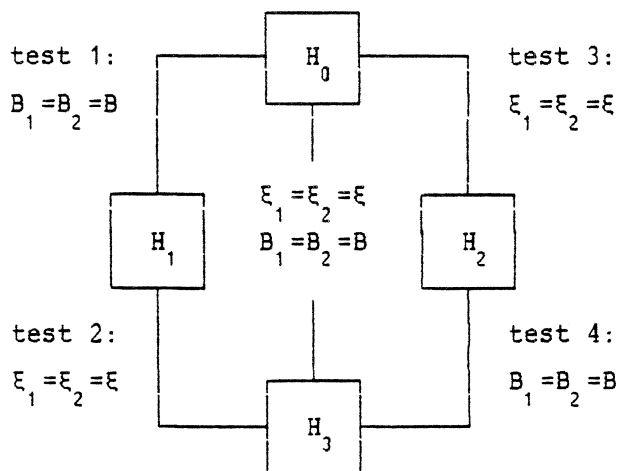
$$\begin{aligned} \xi_j &= \varepsilon_j & j & \begin{cases} = 1 \text{ for autoline} \\ = 2 \text{ for håndline} \end{cases} \\ B_j &= \ln A_j \\ D_1 &= 1 \text{ for autolinebåter, og } 0 \text{ ellers} \\ D_2 &= 1 \text{ for håndlinebåter, og } 0 \text{ ellers} \\ u_i &= \text{stokastisk restledd med samme egenskaper som før.} \end{aligned}$$

Estimater for effektivitetsparameteren A og passuskoeffisienten ε finnes da slik:

$$\begin{aligned} \hat{\varepsilon}_j &= \xi_j & j & \begin{cases} = 1 \text{ for autoline} \\ = 2 \text{ for håndline} \end{cases} \\ \hat{A}_j &= \exp(B_j) \end{aligned}$$

Hypotesene er nestet slik at både H_1 og H_2 representerer en restriksjon på H_0 , og H_3 en restriksjon på hver av H_1 og H_2 , og to restriksjoner på H_0 . I figur 2 er dette vist i et skjema der de aktuelle restriksjonene er oppført ved hver overgang fra en hypotese til en annen med høyere fotskrift.

Figur 2. Testskjema for nestede hypoteser for spesifikasjon av produktfunksjonen. Jfr. (5.2) - (5.5).



Dermed kan vi stille opp følgende tester:

Test 1. H_1 mot H_0 .

Er det slik at båttypene har lik effektivitetsparameter A , men forskjellig passuskoeffisient ϵ ? Vi forkaster H_1 dersom testvariabelen E_1 er større enn 95 % fraktilen i $\chi^2(1)$ -fordelingen. Dersom vi får forkastet H_1 går vi videre til test 3. Får vi ikke forkastning går vi videre til test 2.

Test 2. H_3 mot H_1 dersom H_1 ikke forkastes i test 1.

Er det slik at båttypene har lik passuskoeffisient ϵ , når vi ikke kan påstå at de har forskjellig effektivitetsparameter A ? Vi forkaster H_3 dersom testvariabelen E_2 er større enn 95 % fraktilen i $\chi^2(1)$ -fordelingen. Dersom vi får forkastet H_3 kan vi velge H_1 som spesifikasjon. Får vi ikke forkastning velger vi H_3 som spesifikasjon.

Test 3. H_2 mot H_0 dersom vi får forkastning i test 1.

Er det slik at båttypene har lik passuskoeffisient ϵ , men forskjellig effektivitetsparameter A ? Vi forkaster H_2 dersom testvariabelen E_3 er større enn 95 % fraktilen i $\chi^2(1)$ -fordelingen. Dersom vi får forkastet H_2 velger vi H_0 som spesifikasjon. Får vi ikke forkastning går vi videre til test 4.

Test 4. H_3 mot H_2 dersom vi ikke får forkastning i test 3.

Er det slik at båttypene har lik effektivitetsparameter A , når vi ikke kan påstå at de har forskjellig passuskoeffisient ϵ ? Vi forkaster H_3 dersom testvariabelen E_4 er større enn 95 % fraktilen i $\chi^2(1)$ -fordelingen. Dersom vi får forkastet H_3 kan vi velge H_2 som spesifikasjon. Får vi ikke forkastning velger vi H_3 som spesifikasjon.

Resultatene fra regresjonene av de fire hypotesene er vist i tabell 5.1. Vi ser at alle fire regresjonene ga koeffisienter som er signifikant forskjellig fra null. Durbin-Watson testen tydet ikke på autokorrelasjon for noen av hypotesene.

Ved innsetting i (4.1) fant vi følgende verdier for testvariablene (fotskrift refererer seg til nummer på testene ovenfor):

$$E_1 = 1.5873 \quad (\chi^2(1; 0.95) = 3.84, \chi^2(1; 0.90) = 2.71)$$

$$E_2 = 18.8956 \quad (\chi^2(1; 0.95) = 3.84, \chi^2(1; 0.90) = 2.71)$$

Tabell 5.1. Resultater fra regresjon av H_0 , H_1 , H_2 og H_3 .

Hypo- tese	B_1	B_2	ξ_1	ξ_2	n	r^2	SSR	DW
H_0	1.9024 (0.6885)	3.0372 (0.5970)	1.9508 (0.2904)	1.3686 (0.2546)	82	0.9990	3.5710	1.9948
H_1	2.5582 (0.4554)	-	1.6783 (0.1895)	1.5723 (0.1946)	82	0.5915	3.6408	1.9662
H_2	2.6935 (0.4646)	2.4459 (0.4536)	1.6216 (0.1930)	-	82	0.9989	3.6750	1.9609
H_3	2.1714 (0.4987)	-	1.8138 (0.2087)	-	82	0.4857	4.5843	1.9790

Tall i parentes angir standardavviket.

$$E_3 = 2.3540 \quad (\chi^2(1; 0.95) = 3.84, \chi^2(1; 0.90) = 2.71)$$

$$E_4 = 18.1289 \quad (\chi^2(1; 0.95) = 3.84, \chi^2(1; 0.90) = 2.71)$$

Vi ser at verken test 1 eller test 3 ga forkastning av hhv. H_1 og H_2 til fordel for H_0 . Derimot ble H_3 forkastet både i test 2 og test 4. Vi står derfor igjen med et valg mellom H_1 og H_2 som vår spesifikasjon. Dessverre kan ikke disse to testes mot hverandre (det ville innebære å løse

Tabell 5.2. Estimer på A og ε .

Koeffisient	Estimat	
	autoline	håndline
A	12.9126 -	12.9126 -
ε	1.6783 (0.1895)	1.5723 (0.1946)

Tall i parentes er standardavvik.

opp en restriksjon og innføre en ny, altså ingen forskjell i antall restriksjoner i forhold til H_0). Vi har valgt å bruke H_1 som spesifikasjon av to grunner. Først fordi at ved et lavere testnivå ville vi fått forkastet H_2 i test 3, men ikke H_1 i test 1. Videre er det mer interessant å undersøke passuskoeffisienten enn effektivitetsparameteren, og H_1 er bedre egnet til dette formål enn H_2 . Estimerer på koeffisientene ved bruk av H_1 som spesifikasjon er vist i tabell 5.2.

Signifikanstest for ϵ .

Formålet med dette avsnittet er å teste om ϵ altså passuskoeffisienten kan være større enn en. Dersom vi antar at produktmengdene er uavhengige og normalfordelte med samme forventning og varians, vil i følge H.T.Amundsen (1978) variabelen

$$(5.6) \quad T = \frac{\epsilon - E(\epsilon)}{S} \cdot \sqrt{(n - k)} \sim t(n - k - 1)$$

der S = standardavviket for ϵ

n = antall observasjoner

k = antall variable i regresjonen

$E(\epsilon)$ = forventningen til ϵ .

Denne kan vi bruke til å utføre følgende test:

$$(5.7) \quad H_0 : E(\epsilon) \leq 1 \quad \text{mot} \quad H_1 : E(\epsilon) > 1$$

Dersom H_0 gjelder vil T ligge nær null eller være negativ. I motsatt fall vil T anta store verdier, og vi velger å forkaste H_0 dersom T blir større enn 0.95 fraktilen i t -fordelingen med $n - k - 1$ frihetsgrader. Ved å sette inn i (5.6) fant vi følgende verdier for T :

$$\begin{aligned} T_1 &= 31.8146 & (t(80; 0.95) = 1.67) \\ T_2 &= 26.1399 & (t(80; 0.95) = 1.67) \end{aligned}$$

Som vi ser er ϵ signifikant større enn en både for autoline- og for håndlinebåter. Dette tyder på at det er stordriftsfordeler i banklinefisket uansett hva slags redskaper som benyttes.

6 OPPSUMMERING.

Vår målsetting var dels å teste eventuelle forskjeller i koeffisientene i produktfunksjonen for håndline- og autolinebåter, og dels å teste for stordriftsfordeler. Det synes klart at en av koeffisientene, fordelingsparameteren α , er lavere for autolinebåter enn for håndlinebåter. Dette leder oss til den konklusjon at ved overgang fra håndline- til autolinedrift så skjer det en substitusjon i retning av relativt mer kapital. Som nevnt er dette et rimelig resultat.

Substitusjonselastisiteten σ endres derimot ikke i påviselig grad av en slik overgang. Den er lavere enn ϵ , noe som gjør at substitusjonsområdet ikke omfatter hele det området der faktorene er positive. Det kreves altså innsats av både arbeid og kapital for å få positiv produktmengde. Dette tyder også på at rederne er forholdsvis lite følsomme overfor endringer i faktorprisforholdet.

Passuskoeffisienten ϵ er ikke signifikant forskjellig for autoline- og håndlinebåter. Det synes likevel som om autolinebåtene har en noe høyere ϵ enn håndlinebåtene uten at vi kan legge særlig vekt på det. En mer interessant konklusjon er at uansett båttype så er ϵ større enn ϵ . Det tyder på at det er stordriftsfordeler i linefisket uansett redskap. En slik konklusjon tilsier at den bedriftsøkonomiske lønnsomheten for et fiskefartøy ville bedres dersom fartøyet ble bygget større og ble drevet med flere fiskere ombord. Denne konklusjonen gjelder under forutsetning av at økt kapasitet for et enkelt fartøy ikke har nevneverdig innvirkning på samlet fangstkapasitet. Dersom fisket drives på en allerede hardt beskattet bestand, ville det på lang sikt ikke lønne seg å øke fiskeinnsatsen. Den samlede beskatningen av en bestand må ikke overskride reproduksjonsevnen til bestanden.

Vi har ikke i denne sammenheng sett på eventuelle virkninger av en generell økning i fartøystørrelsen, slik at den samlede fiskeinnsatsen øker. En slik analyse ville kreve data om fiskebestandenes størrelse og utvikling, og angrepsmåten ville bli noe anderledes. Men våre resultater tyder på at med en gitt samlet fangstkapasitet ville det være lønnsomt for banklineflåten dersom fisket ble drevet med et lavere antall fartøy som alle er større enn de eksisterende. Hvor store fartøyene burde være kan vi desverre ikke si noe om ut fra vår modell.

Referanser:

Amundsen, H. T. (1978): Statistisk metodelære, en elementær innføring. Oslo.

Bye, T. (1984): Energisituasjonen i næringssektorene i en makromodell.
Rapport 84/2, Statistisk sentralbyrå.

Cramer, J. S. (1971): Empirical Econometrics. Amsterdam.

Frisch, R. (1971): Innledning til produksjonsteorien. Oslo.

Hannesson, Røgnvaldur (1975): Fisheries Economics. Universitetet i Tromsø.

Hannesson, Røgnvaldur (1980): Frontproduktfunksjoner i torskefisket.
Økonomiske skrifter nr. 28, Universitetet i Bergen.

Hendry, David F. (1974): Stochastic Specification in an Aggregate Demand
Model of the United Kingdom. Econometrica No. 3, mai 1974.

Johnston, J. (1972): Econometric Methods. Kogakusha.

Lønnsomhetsundersøkelsen for fiskefartøyer 13 m.lengste lengde og over
(1968 - 1983): Budsjettneemnda for fiskerinæringen, Bergen.

Thonstad, Tore (1964): To eksempler på analytiske produktfunksjoner.
Memorandum fra Sosialøkonomisk institutt, Universitetet i Oslo.

Walters, A. A. (1963): Productin and Cost Functions, an Economic Survey.
Econometrica nr. 1 - 2 1963.