

9B
7

Fiskeridirektoratets
Bibliotek

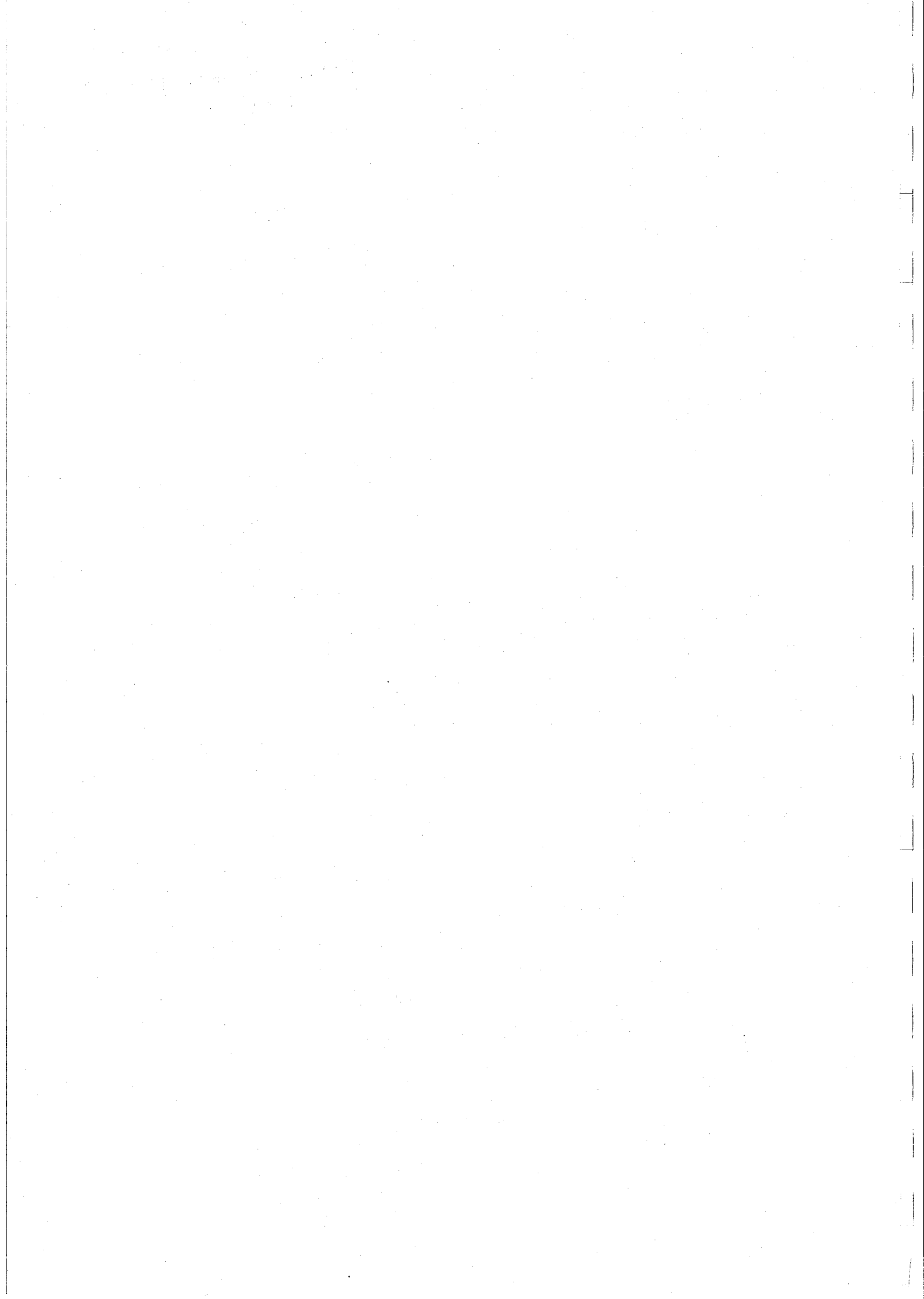
VURDERING AV PRØVETAKINGEN FOR LOFOTFISKET
MED SPESIELL VEKT PÅ PRESISJON AV ESTIMERT
FANGST I ANTALL VED ALDER

HOVEDFAGSOPPGAVE I FISKERIBIOLOGI

AV

TERJE JØRGENSEN

INSTITUTT FOR FISKERIBIOLOGI
UNIVERSITETET I BERGEN
HØSTEN 1982



INNHOLD

1.	INNLEDNING	3
1.1.	Norsk-arktisk torsk	3
1.2.	Hensikten med oppgaven	3
2.	MATERIALE OG METODER	5
2.1.	Kort historisk overblikk over metoder	5
2.2.	Virkning av feil i fangstdata ved Cohortanalyse	7
2.3.	Egenskaper ved de mest brukte metoder	9
2.3.1.	Aldersprøver	9
2.3.2.	Alders-lengdenøkkel	11
2.4.	Estimator for fangst i antall	14
2.5.	Forholdsestimering	15
2.5.1.	Generelt om forholdsestimering	15
2.5.2.	Bruk av forholdsestimatoren i oppgaven	16
2.6.	Datagrunnlaget	19
2.6.1.	Kommersielle fangstdata	19
2.6.2.	Prøvematerialet	23
2.6.2.1.	Innsamlingen av materialet	23
2.6.2.2.	Kodingen av data	23
2.6.2.3.	Faktorer og relasjoner brukt ved omregninger	24
2.6.2.4.	Oversikt over prøvene	25
3.	RESULTATER OG DISKUSJON	29
3.1.	Forutsetninger for de utførte beregningene	29
3.2.	Stratifisering av fangsten	30
3.2.1.	Hensikt og problemstilling	30
3.2.2.	Variasjonsforhold for prøvene	31
3.2.2.1.	Innblandingen av kysttorsk	31
3.2.2.2.	Forskjeller i lengdefordeling	33
3.2.3.	Beskrivelse av stratifiseringsmetoden	41
3.2.4.	Den valgte inndeling	43
3.2.5.	Effekten av stratifisering for redskap	44
3.3.	Bruk av forholdsestimatoren	47
3.3.1.	Beregning av parametrene i lengdefunksjonen	47
3.3.2.	Parametrenes betydning	47
3.3.3.	Korrelasjonen variabel - hjelpevariabel	51

3.4.	Utførte beregninger	53
3.4.1.	Fangst i antall	53
3.4.2.	Standardavvik og variasjonskoeffisienter	56
3.4.3.	Forholdet kysttorsk/skrei	57
3.5.	Vurdering av resultatene	58
3.5.1.	Vurdering av de estimerte verdier	58
3.5.2.	Vurdering av metodene	60
3.6.	Betraktninger om samplingopplegget	64
3.6.1.	Problemstilling	64
3.6.2.	Antall og størrelse av prøvene	65
3.6.2.1.	Alders- vs. lengdeprøver	66
3.6.3.	Forslag til endringer	67
4.	SAMMENDRAG	69
5.	TAKK	71
6.	LITTERATUR	72
7.	APPENDIX A	77
8.	APPENDIX B	79
9.	APPENDIX C	87

1. INNLEDNING

1.1. Norsk-arktisk torsk

Norsk-arktisk torsk er den største bestanden av atlantisk torsk (Gadus morhua L.). Utbredelsesområdet omfatter kontinentalsokkelen fra Lofoten og nordover, Barentshavet og sokkelen ved Bjørnøya. De seinere år har det vært en vestlig forskyvning av bestanden som synes å ha sammenheng med de klimatiske forhold i Barentshavet.

Lofoten er det viktigste gyteområdet for norsk-arktisk torsk, og her foregår et betydelig fiske fra begynnelsen av februar til ut i april. Fangststatistikk for dette fisket foreligger helt tilbake til slutten av 1860-årene. Skreifisket i Lofoten kan enkelte år utgjøre en betydelig del av den norske fangsten av norsk-arktisk torsk.

Fangsten av norsk-arktisk torsk har vært oppe i 1.34 mill. tonn i 1956 (ANON. 1965). I 1975 ble fisket kvoteregulert. Norge hadde for 1980 og 1981 en kvote på henholdsvis 191000 og 152500 tonn nord for 62 N. Disse kvotene ble imidlertid betydelig overfisket, for 1981 med nærmere 100 prosent. For 1982 er kvoten av torsk nord for for 62 N 197500 tonn (ANON. 1982).

De oppførte kvoter er inklusive 40000 tonn kysttorsk, dvs. torsk av lokale kystnære bestander. Denne torsken kan skilles fra norsk-arktisk torsk på bl.a. otolittene (ROLLEFSEN 1933), men forskjellen har de seinere år blitt mer uklar, noe som kan ha sammenheng med den nevnte vestlige forskyvning.

1.2. Hensikten med oppgaven

Opgavens primære mål har vært å komme fram til et anslag for fangst i antall av de forskjellige aldersgruppene av kysttorsk og skrei fanget under Lofotfisket for årene 1973-1979. Disse

opplysningene nyttes som data for virtuell populasjonsanalyse (VPA). Av særlig interesse har det vært å komme fram til et estimat for usikkerheten til de beregnede verdier, slik at de feilforplantninger som feil i fangstdata medfører ved bruk av VPA-analyse kan vurderes.

Aldersfordelingen skulle beregnes med metoder som er beskrevet i litteraturen. I tillegg skulle en alternativ metode utprøves. Denne metoden bygger på forholdsestimering som er en generell statistisk metode.

Til slutt skulle, i den grad materialet gav muligheter for det, samplingopplegget for vedkommende fiskeri vurderes og eventuelle forslag til forbedringer beskrives.

2. MATERIALE OG METODER

2.1. Kort historisk overblikk over metoder

I fiskeriforskningen har metoder for å bestemme alder til enkeltfisk, og dermed muligheten for å kunne estimere alderssammensetningen i populasjoner, vært av stor betydning for de framskritt som er gjort. Dette gjelder særlig på populasjonsdynamikkens område, den av retningene innen fiskeriforskningen som har vært av størst betydning for en rasjonell utnyttelse av fiskeressursene.

Den eldste teknikken, den såkalte Petersen-metoden (PETERSEN 1892), ble utviklet før alder til enkeltfisk kunne bestemmes. Et plott av lengdefordelingen for en relativt stort prøve fra en fiskebestand vil ofte gi en graf med tydelige topper, særlig i nedre del av lengdeintervallet. Disse toppene representerer ofte hver sin aldersgruppe. I tillegg til informasjon om alderssammensetningen i prøven, kan lengdefordelingen også gi grunnlag for å trekke slutninger om styrken til de enkelte aldersgruppene.

Grafen kan tenkes satt sammen av mer eller mindre overlappende lengdefordelinger, en for hver aldersgruppe. Dersom lengdekurvene overlapper sterkt, vil en imidlertid ikke kunne skille ut de enkelte aldersgruppene i form av klart definerte topper. Metoden kan derfor bare nyttes på de aldersgruppene i en bestand der veksthastigheten er høy og krever dessuten at bestanden har en klart avgrenset gyteperiode. Petersen-metoden er nødvendigvis subjektiv.

Etter oppdagelsen av alderssoner på fiskeskjell og otolitter, kunne alder til enkeltfisk bestemmes relativt sikkert for de fleste arter, bl.a. for torsk (ROLLEFSEN 1933).

Aldersfordelingen i en populasjon kunne nå estimeres ved å trekke en prøve og aldersbestemme de enkelte fisk i denne.

Imidlertid er otolitt- og/ eller skjell-lesing arbeidskrevende og antall fisk som vil kunne aldersbestemmes er derfor sterkt begrenset. Dette forhold gjorde at det var vanskelig å få trukket en prøve som ga den ønskede presisjon for de beregnede størrelser. Lengde er derimot en størrelse som er enkel å måle. Lengdeprøver kan derfor være relativt store og vil følgelig i de fleste tilfeller gi et bra estimat for lengdefordelingen i populasjonen. Aldersprøver ble av denne grunn ofte kombinert med Petersen-metoden.

I 1934 redegjorde islendingen Arni Fridrikson for metoden som seinere har gått under navnet alders-lengdenøkkel (FRIDRIKSON 1934).

En større prøve trekkes og fordelingen over et valgt antall lengdeintervall beregnes. Fra denne prøven trekkes en relativt liten aldersprøve og aldersfordelingen innen hvert av de tidligere definerte lengdeintervall bestemmes. Denne siste fordelingen er den såkalte nøkkelen som så brukes sammen med lengdefordelingen for å komme fram til et estimat for aldersfordelingen i populasjonen. Dermed vil eventuelle samplingsfeil ved aldersprøven bli korrigert.

Alders-lengdenøkkelene har siden den ble introdusert vært den mest benyttede metode for å estimere aldersfordelinger i fiskepopulasjoner, men har ofte blitt brukt uten at metodens begrensninger er blitt tatt tilstrekkelig hensyn til. Særlig viktig er det at en nøkkel ikke nyttes på lengdeprøver fra en populasjon som er forskjellig fra den nøkkelen ble konstruert for.

En rekke vurderinger av alders-lengdenøkkelene og dens egenskaper er publisert, f.eks KIMURA (1977) og WESTERHEIM & RICKER(1978). En mer inngående beskrivelse av metoden er gitt i neste kapittel.

De seinere år er det blitt utviklet en rekke metoder for å beregne aldersfordelingen ut fra lengdeprøver og eventuell annen tilleggsinformasjon, særlig med tanke på de tilfeller

der aldersprøver for konstruksjon av nøkkel ikke er tilgjengelig og bruk av andre nøkler ikke er tilrådelig. Disse metodene blir ikke benyttet i oppgaven og vil derfor bare bli kort omtalt.

Metodene går ut på å splitte lengdefordelingen i de enkelte aldersgruppekomponentene. Mens alders-lengdenøkkel bygger på aldersfordelingen innen lengdegrupper, bygger disse metodene på fordeling av lengde innen aldersgrupper. Den siste fordelingen er ikke avhengig av aldersfordelingen i populasjonen.

Tre hovedretninger har vært fulgt:

i) Grafiske teknikker (CASSIE 1954). Denne teknikken bygger på antagelsen at komponentfordelingene er normalfordelte. De enkelte normalfordelingene tilpasses slik at resultantfordelingen blir mest mulig lik den empiriske lengdefordelingen. Metoden er subjektiv og nyttes trolig lite i dag.

ii) Numeriske metoder (HASSELBLAD 1966; KUMAR & ADAMS 1977). Disse metodene er svært like de grafiske, men nytter numeriske metoder for å komme fram til de ønskede estimater (vanligvis "maximum likelihood" estimater).

iii) Multippel regresjon (MACDONALD 1969, 1975 ; MACDONALD og PITCHER 1979). Disse metodene nytter iterasjon og regresjon for å finne de ønskede estimater.

2.2. Virkning av feil i fangstdata ved Cohortanalyse

Cohortanalyse (POPE 1971) er en tilnærming til virtuell populasjonsanalyse (GULLAND 1965). Virtuell populasjonsanalyse bygger på følgende ligninger:

$$(I) \quad N(i+1) = N(i)\exp(-(F(i)+M))$$

$$(II) \quad C(i) = N(i) \frac{F(i)}{F(i)+M} (1 - \exp\{-F(i)-M\})$$

Basisligningen i Cohortanalyse er:

$$(III) \quad N(i) = N(i+1)\exp(M) + C(i)\exp\left(\frac{M}{2}\right)$$

sammen med ligning 1.

I ligningene er:

- $N(i)$ - antall individer i en årsklasse ved tidspunkt i
 $N(i+1)$ - antall individer en periode seinere (som regel et år seinere)
 $C(i)$ - fangst i antall i periode i
 $F(i)$ - fiskedødelighetskoeffisient i periode i
 M - naturlig dødelighetskoeffisient

Ligning (I) og (II) kan ikke løses eksplisitt m.h.p. F . Derfor er det som regel mer hensiktsmessig å nytte Cohort- analyse som gir en bra tilnærming for de vanlige verdier av F og M . Ligningene brukes stort sett for tilbakeregning av årsklassestyrke og fiskedødelighet og bygger på følgende forutsetninger:

Det må foreligge:

- i) Enten et estimat av årsklassens styrke ved slutten av siste periode en har fangstdata for, f.eks ved et akustisk survey eller en antatt eller estimert verdi for F for den siste periode en har fangstdata for.
- ii) En beregnet eller kjent verdi for den naturlige dødelighetskoeffisienten M .
- iii) Estimerer for antall fisk fanget i hver periode for den årsklasse en ser på.

Av spesiell interesse for denne oppgaven er det siste punktet og de feilforplantninger som usikkerhet i fangstdata gir for de estimerte verdier av N og F . Ved gjentatt bruk av ligning

(I) og (III) kommer en fram til følgende formel for $N(i)$ (POPE 1972):

$$(IV) \quad N(i) = C(i)\exp(M/2) + C(i+1)\exp(3M/2) + C(i+2)\exp(5M/2) \\ + \dots + N(t)\exp((t-i)M)$$

der t er siste år det foreligger fangstdata for årsklassen. Dersom variansen til $C(i)$ er kjent kan variansen til de beregnede verdier for $N(i)$ og $F(i)$ finnes ved innsetting i uttrykkene under

$$(V) \quad \text{Var}(N(i)) = \text{Var}(C(i))\exp(M) + \text{Var}(C(i))\exp(3M) + \dots \\ + \text{Var}(C(t)) \frac{\exp\{2(t-1)M\} (F(t)+M)^2}{F^2(t) (1-\exp\{-F(t)-M\})}$$

$$(VI) \quad \text{Var}(F(i)) = \frac{\text{Var}(N(i))}{N^2(i)} - \frac{2\text{Var}(N(i+1)\exp(M))}{N(i)N(i+1)} + \frac{\text{Var}(N(i+1))}{N^2(i+1)}$$

Utleddning av disse uttrykkene finnes hos POPE(1972).

Fig. 1 gir et grovt kvantitativt anslag over variansforholdet for $N(i)$ og $F(i)$ som prosent av variansforholdet for $C(i)$. Variansforholdet for fangstdataene antas å være konstant fra år til år og fiskedødeligheten forutsettes konstant for alle år årsklassen har vært fisket på. Disse antagelsene er nok tvilsomme, men gir likevel et visst inntrykk av relasjonen mellom variansforholdene. Som det går fram av figuren konvergerer forholdet, raskere dess høyere fiskedødeligheten er.

2.3. Egenskaper ved de mest brukte metoder

2.3.1. Aldersprøver

Vi er interessert i et estimat for aldersfordelingen i en populasjon, dvs. brøkdel av populasjonen som har gitt alder.

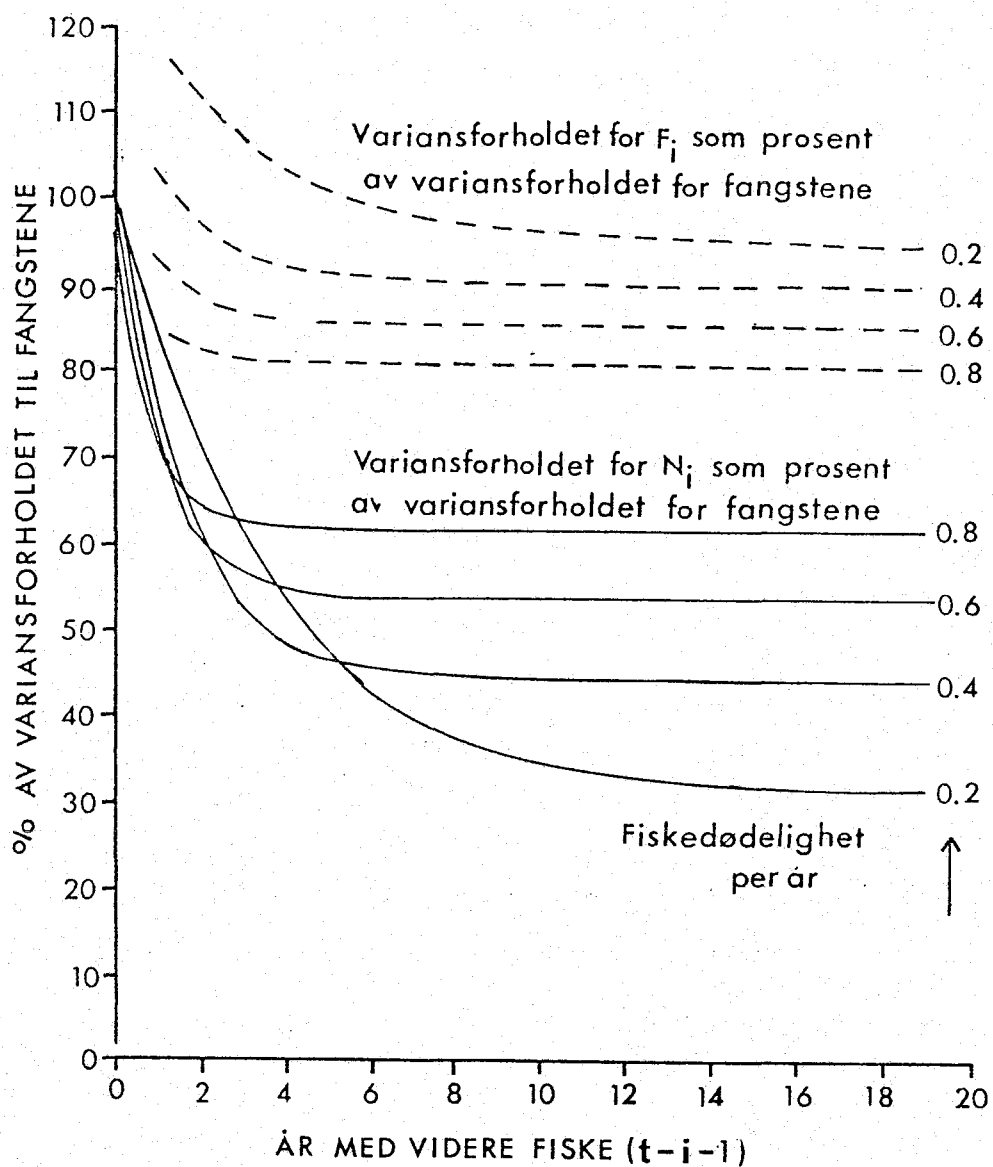


Fig. 1. Variansforholdet for $N(i)$ og $F(i)$ som prosent av variansforholdet for fangstdata ved bruk av Cohortanalyse. t er siste periode det foreligger fangstdata for, og i er den perioden $N(i)$ og $F(i)$ er beregnet for. (Etter POPE 1972).

En tilfeldig prøve trekkes .

Følgende notasjon nyttes:

n - antall fisk i prøven
 $m(a)$ - antall fisk i prøven med alder a
 N - antall fisk i populasjonen
 $A(a)$ - antall fisk i populasjonen med alder a
 $p(a)$ - brøkdelen med alder a i populasjonen

Som estimator for $p(a)$ ($= A(a)/N$) nyttes:

$$(1) \hat{p} = \frac{m(a)}{n}$$

Denne estimatoren er forventningsrett og har varians gitt ved:

$$\text{Var}(p(a)) = \frac{N-n}{N-1} \cdot \frac{p(a)(1-p(a))}{n-1}$$

Hvis $N \gg n$, får en følgende forventningsrette estimator for variansen:

$$(2) \text{Var}(\hat{p}(a)) \hat{=} \frac{p(a)(1-p(a))}{n-1}$$

Konfidensintervall estimeres ved bruk av normal- eller binomialapproksimasjon (COCHRAN 1977, kap.3).

2.3.2. Alders-lengdenøkkel

En tilfeldig lengdeprøve trekkes fra populasjonen. Fra denne trekkes igjen en tilfeldig delprøve som aldersbestemmes.

Notasjon:

N_1 = antall lengdemålte fisk
 n_1 = antall lengdegrupper (ved beregningene er 5cm lengdeintervall benyttet)
 n_a = antall aldersgrupper
 n_s = antall aldersbestemte fisk
 $n(j)$ = antall fisk av de N_1 som er i lengdegruppe j
 $n^*(j)$ = antall av de $n(j)$ som aldersbestemmes
 $l(j)$ = brøkdel av populasjonen i lengdegruppe j
 $q(a, j)$ = brøkdel av fisk i lengdegruppe j som har alder a

$m(a, j) =$ antall fisk av de $n^*(j)$ som har alder a

$p(a) =$ brøkdel i populasjonen med alder a

$p(a)$ er da gitt ved:

$$p(a) = \sum_{j=1}^{n1} l(j)q(a, j)$$

der $l(j)$ og $q(a, j)$ kan estimeres fra prøven:

$$\hat{l}(j) = \frac{n(j)}{N1}$$

$$\hat{q}(a, j) = \frac{m(a, j)}{n^*(j)}$$

En estimator for $p(a)$ får en da ved å innsette de estimerte verdier for l og q i uttrykket for $p(a)$.

Uttrykt på matriseform:

$$\begin{bmatrix} \hat{p}(1) \\ \vdots \\ \hat{p}(na) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{q}(1,1) & \cdots & \hat{q}(1,n1) \\ \vdots & & \vdots \\ \hat{q}(na,1) & \cdots & \hat{q}(na,n1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{l}(1) \\ \vdots \\ \hat{l}(n1) \end{bmatrix}$$

eller kortere:

$$(3) \quad \hat{p} = \hat{q} \hat{l}$$

Delprøven trekkes ofte fra lengdeprøven på to hovedmåter:

i) antall objekter som trekkes fra hvert lengdeintervall er det samme, såkalt "fixed" subsampling.

ii) antall objekter som trekkes fra hvert lengdeintervall er proporsjonalt med antallet i vedkommende lengdeintervall, kalt "random" subsampling.

Hvilket opplegg som gir best resultater har det vært delte meninger om. KETCHEN (1949) mente at "fixed" subsampling ga de beste resultater, mens SOUTHWARD (1976) fant at "random" subsampling var best egnet. Begge disse slutningene er trukket etter studiet av bestemte bestander. KIMURA (1977)

utledet generelle uttrykk for variansen til de estimerte størrelser ved de to samplingoppsettene:

"random" subsampling:

$$(4) \text{Var}(\hat{p}(a)) = \sum_{j=1}^{n1} \frac{l(j)q(a,j)(1-q(a,j))}{ns} + \frac{l(j)q^2(a,j)}{N1} - \frac{p^2(a)}{N1}$$

"fixed" subsampling:

$$(5) \text{Var}(\hat{p}(a)) = \sum_{j=1}^{n1} \frac{l(j)(1-l(j))}{N1} \frac{q(a,j)(1-q(a,j))}{n^*(j)} + \frac{l(j)q^2(a,j)}{N1} + \frac{l^2(j)q(a,j)(1-q(a,j))}{n^*(j)} - \frac{p^2(a)}{N1}$$

For å beregne nytten ved bruk av alders-lengdenøkkelen beregnet han

$$\text{Vartot} = \sum_{a=1}^{na} \text{Var}(\hat{p}(a))$$

for aldersprøve og de to samplingsalternativene ved bruk av alders-lengdenøkkel. Disse kan skrives på følgende form:

a) aldersprøve:

$$\text{Vartot} = \frac{a_1}{ns}$$

b) "fixed" subsampling:

$$\text{Vartot} = \frac{b_1}{N1} + \frac{b_2}{n^*(j)} + \frac{b_3}{N1}$$

c) "random" subsampling:

$$\text{Vartot} = \frac{c_1}{ns} + \frac{c_2}{N1}$$

Kimura beregnet så de asymptotiske verdiene for b) og c) når $N1$ går mot uendelig, dvs. alle fisk i populasjonen lengdemåles.

Prosentreduksjonen i Vartot mellom den asymptotiske verdien og Vartot for aldersprøven gir da et mål for verdien av nøkkelen

for den gitte populasjonen for hvert av de to samplingalternativene. Denne verdien er uavhengig av n_s , antall aldersbestemte fisk.

Uttrykkene for prosentreduksjonen er gitt ved:

"random" subsampling:

$$(6) \quad R = \frac{a_1 - n_1 \cdot b_2}{a_1} \cdot 100$$

"fixed" subsampling:

$$(7) \quad F = \frac{c_2}{a_1} \cdot 100$$

der koeffisientene er de samme som i uttrykkene for Vartot.

Disse relasjonene viser at bruk av alders-lengdenøkkel med "random" subsampling ikke kan gi dårligere resultater enn bruk av alderprøve. For "fixed" subsampling kan derimot bruk av alders-lengdenøkkel gi mindre presise estimater, selv om alle fisk i populasjonen lengdemåles.

Slutningen ovenfor er gjort på grunnlag av at forutsetningene for bruk av alders-lengdenøkkelen er oppfylt. Som nevnt tidligere er det viktig at en nøkkel ikke nyttes på lengdeprøver fra en populasjon som har en annen aldersfordeling enn den (parental)populasjonen nøkkelen er konstruert fra. Ellers vil den beregnede aldersfordelingen bli tilnæret lik den til parentalpopulasjonen (WESTERHEIM & RICKER 1978). Dette gjelder spesielt når det er stor variasjon mellom årsklassestyrker og alders-lengdekurvene overlapper mye. Resultatene vil også påvirkes av forskjellig dødelighet eller tetthetsavhengig vekst i de to populasjonene.

2.4. Estimator for fangst i antall

Når brøkdelen med gitt alder i fangsten er estimert ved en av de to metodene som er beskrevet, kan fangst i antall beregnes:

$$(8) \quad C(a) \hat{\Delta} \hat{p}(a) \frac{W}{w} = \hat{p}(a) N \frac{W}{w}$$

der

$$N = \begin{cases} N_1 \text{ når lengdeprøve nyttes} \\ n_s \text{ når kun alderprøve nyttes} \end{cases}$$

\bar{w} er middelvekten for fisk i populasjonen

w er vekten av prøven

W er vekten av fangsten

$C(a)$ er fangst i antall av aldersgruppe a

Variansen er gitt ved:

$$(9) \quad \text{Var}(\hat{C}(a)) \hat{\Delta} N^2 \left(\frac{W}{w}\right)^2 \text{Var}(\hat{p}(a))$$

Dette uttrykket er egentlig en tilnærming som vil være gyldig når prøven er stor. Variasjonen i w/N (=middelvekten i prøven) blir da liten.

2.5. Forholdsestimering

2.5.1. Generelt om forholdsestimering

Forholdsestimering er en generell statistisk metode som nytter tilleggsinformasjon gitt ved en korrelert hjelpestørrelse. Målet er også her å bedre presisjonen til de estimerte størrelser.

I det følgende er bare de helt sentrale uttrykk ved bruk av forholdsestimatoren tatt med. En mer utfyllende beskrivelse av metoden finnes hos f.eks. COCHRAN (1977), der også det følgende er hentet fra.

Parametre som nyttes:

$y(j)$ - variabel

$x(j)$ - korrelert hjelpevariabel

Y - populasjonstotalet for y

X - populasjonstotalet for hjelpestørrelsen

- n - antall objekter i prøven
 N - antall objekter i populasjonen

Som estimator for Y nyttes:

$$(10) \quad \hat{Y} = \frac{\sum_{j=1}^n y(j)}{\sum_{j=1}^n x(j)} = \hat{R}X$$

Variansanslaget estimeres med:

$$(11) \quad \text{Var}(\hat{Y}) = \frac{N(N-1)}{n(n-1)} \left(\sum_{j=1}^n y^2(j) - \hat{R}^2 \sum_{j=1}^n x^2(j) - 2\hat{R} \sum_{j=1}^n y(j)x(j) \right)$$

Estimatorene er forventningsskjeve, men bias er liten for store prøver ($n > 30$) når variasjonskoeffisientene til x og y begge er mindre enn 10% (COCHRAN, 1977 s.153).

Forholdsestimatoren kan gi bedre eller dårligere resultater enn estimatorer som bygger på prøvemiddel, avhengig av korrelasjonen (ρ) mellom variabel og hjelpevariabel og forholdet mellom variasjonskoeffisientene. Forholdsestimatoren vil gi det beste resultat dersom ulikheten under er oppfylt:

$$(12) \quad \rho > \frac{CV(x)}{2CV(y)}$$

der CV er variasjonskoeffisienten.

2.5.2. Bruk av forholdsestimatoren i oppgaven

Som tidligere er alder den variabel vi er interessert i å estimere, men det er en størrelse som er tidkrevende og vanskelig å bestemme. Lengden er derimot enkel å måle. Det er derfor naturlig å velge lengde eller en funksjon av lengden som er bra korrelert med alder som hjelpevariabel.

Når vi skal estimere antall fisk med alder a som er fanget i et fiskeri, blir dette populasjonstotalet for variabel $y(i)$ dersom denne defineres som en indikatorvariabel; 1 dersom fisken har den gitte alder, 0 ellers.

Ved valg av hjelpevariabel var det to siktemål:

- (i) Den måtte være best mulig korrelert med $y(i)$.
- (ii) Den burde være enkel å beregne.

Velges lengden som hjelpevariabel vil $y(i)=1$ oftest falle sammen med en midlere lengde ved gitte alder, mens $y(i)$ vil anta verdien 0 for både større og mindre fisk. Korrelasjonen kan ikke ventes å bli bra i dette tilfellet.

Det var derfor naturlig å velge en funksjon av lengden som hjelpevariabel. Valget falt på tetthetsfordelingen i den betingede fordeling av lengde gitt alder. (Siden lengden etter måling er en diskret størrelse nyttes egentlig den betingede sannsynlighet for at en fisk med gitt alder skal være i et lengdeintervall). I dette tilfellet vil både yngre og eldre fisk gi en lav verdi for hjelpevariabel, mens fisk med gitte alder stort sett vil ha en lengde som faller nær middellengden for gitte fordeling og følgelig få en høy verdi for hjelpevariabel. Forholdet er vist på fig. 2. Jo mindre de betingede lengdefordelinger overlapper, dess bedre kan korrelasjonen forventes å bli.

Den valgte funksjon antas å følge en normalfordeling og er derfor gitt ved parametrene middellengde og standardavvik ved gitt alder. Parametrene antas videre å være relativt konstante over tid.

En nærmere beskrivelse av hvordan metoden er benyttet er gitt nedenfor.

Parametre som nyttes:

- a - alder
- l - lengdegruppe (her: 1cm intervall)
- m - antall aldersbestemte fisk
- n - antall lengdemålte fisk ($n > m$)
- i - 1,2,...,m nummereringen av aldersbestemte fisk
- j - 1,2,...,n nummereringen av lengdemålte fisk
- l(i) - lengdegruppe for i'te fisk
- l(j) - lengdegruppe for j'te fisk

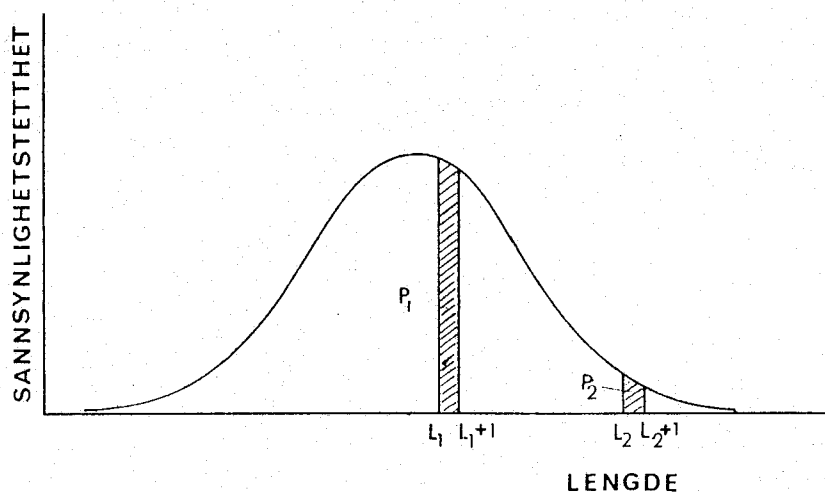


Fig. 2. Skisse av relasjonen mellom variabel og hjelpevariabel. P_1 og P_2 (arealet av de skraverte søylene) er verdien av hjelpevariabelen i to tilfeller. Fisk med gitt alder vil oftest ha en lengde nær middellengden, f.eks. L_1 og derfor få en høy verdi for hjelpevariabelen. Når fisken ikke har den gitte alder, vil lengden oftest ligge lengre fra middellengde og derfor gi lav verdi for hjelpevariabel, f.eks. L_2 .

$y_a(i)$ - indikatorvariabel gitt ved:

$$y_a(i) = \begin{cases} 1 & \text{hvis } i\text{'te fisk har alder } a \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

$P(l(i)/a)$ - sannsynligheten i den betingede fordeling av lengde gitt alder for at fisk med alder a skal være i lengdegruppe $l(i)$

Som estimator for antall fisk med alder a i lengdeprøven, $Y(i)$ har en da ved bruk av ligning (10):

$$(13) \quad \hat{Y}(a) = \frac{\sum_{i=1}^m y_a(i)}{\sum_{i=1}^m P(l(i)/a)} \quad \sum_{j=1}^n P(l(j)/a)$$

Estimator for variansen til $Y(i)$ er gitt ved ligning (11). Estimatorer for totalt antall fanget av en aldersgruppe, $C(i)$, og tilhørende varians er gitt ved:

$$(14) \quad C(a) \hat{=} Y(a) \left(\frac{W}{w}\right)$$

$$(15) \quad \text{Var}(\hat{C}(a)) \hat{=} \text{Var}(\hat{Y}(a)) \left(\frac{W}{w}\right)^2$$

der W og w er som i pkt. 2.4.

2.6. Datagrunnlaget

2.6.1. Kommersielle fangstdata

Den statistiske inndeling av område 00 og deler av område 05 er vist på fig. 3. Hvert område er delt inn i en rekke underområder, lokaliteter.

I tabell 1 er gitt oppfisket kvantum under Lofotfisket for årene 1973-1979. Under fisket er området delt inn i oppsynsdistrikter. De enkelte oppsynsdistriktene er gitt i

Tabell 1. Norsk fangst av torsk under Lofotfisket.
Rundvekt i tonn. (Etter ANON 1982; litt omarbeidet).

ÅR	GARN	LINE	SNØRE	SNURREVAD	TOTALT
1973	62523	28683	6413	6330	103949
1974	22200	12157	3192	4042	41591
1975	16562	12731	3176	5408	37877
1976	22426	18366	6717	4347	51856
1977	32616	23627	9006	8608	74857
1978	43359	30192	10438	7736	91905
1979	38597	15632	5061	10129	69419

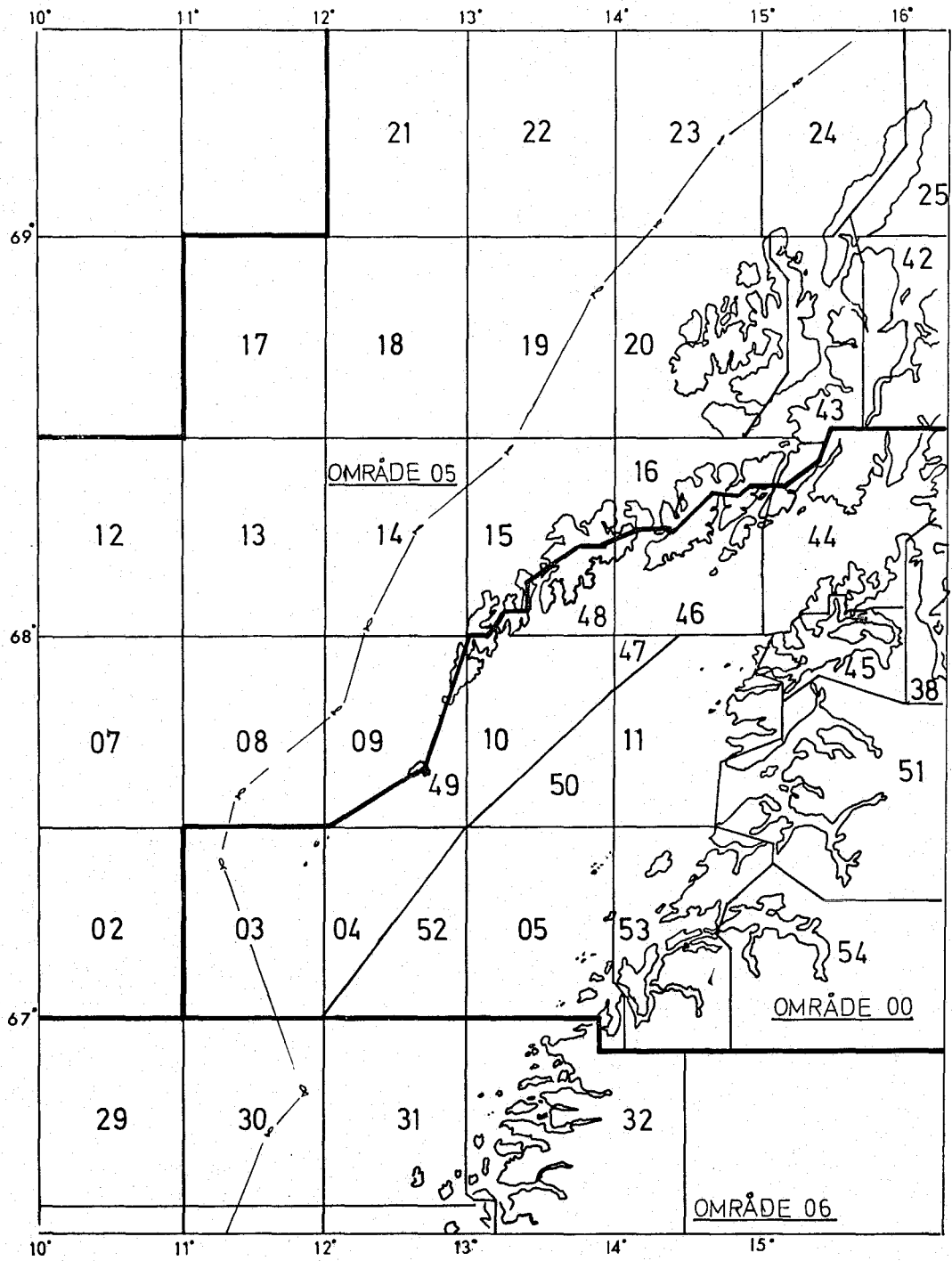


Fig. 3. Den statistiske inndeling av Lofotområdet.

Tabell 2. Oppsynsdistriktene under Lofotfisket

Oppsynsdistrikt	Lokalitet i område 00
Risvær	44
Kandstadfjorden	44
Skrova	46
Henningsvær	46
Svolvær	46
Stamsund	48
Ballstad	48
Sund	10
Sørvågen	10
Værøy	49
Røst	49

tabell 2 med opplysninger om hvilke lokaliteter de hører inn under. For hvert av de 11 oppsynsdistriktene foreligger det ukentlige fangstoppgaver for line, garn, snøre og snurrevad. Fangsten er oppgitt som antall tonn sløyd, hodekappet fisk. Oppgavene inneholder dessuten opplysninger om middelvekt (for 10 fisk), innsats (antall fiskere), antall sjøvær og lever/rognkvantum.

På fig. 4 er vist fordelingen av totalfangsten på de enkelte lokaliteter og redskapsgrupper i 1979. Figuren illustrerer betydningen av de enkelte lokaliteter og redskapsgrupper. For årene 1973-1978 var forholdene stort sett som i 1979.

For enkelte oppsynsdistrikter (særlig Værøy, Røst, Sørvågen, Stamsund og Ballstad) utgjør fangster fra Yttersiden, dvs. lokalitetene 508, 509, 515 og 516) en betydelig del av det ilandbrakte kvantum. For Ballstad var 35-40% av fangstkvantumet i årene 1973-1979 fra Yttersiden (Oppsynsbetjenten i Ballstad, pers.med.).

LOFOTFISKET 1979

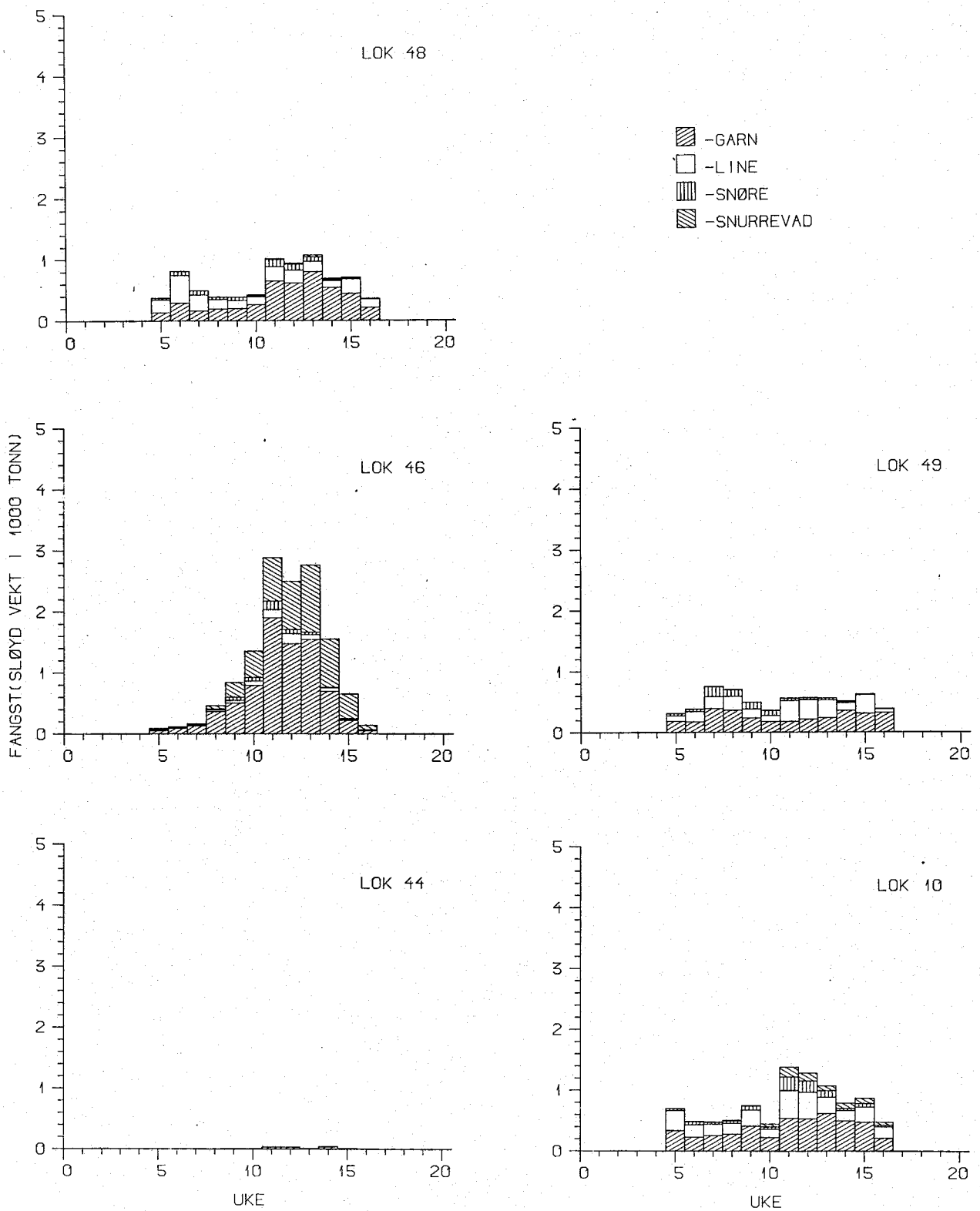


Fig. 4. Fangsten av torsk under Lofotfisket fordelt på lokaliteter og redskapsgrupper.

2.6.2. Prøvematerialet

Materialet for oppgaven består av alders- og lengdeprøver fra kommersielle fangster tatt under Lofotfisket for årene 1973-1979. For alle prøvene er område og lokalitet der fangsten er tatt oppgitt. Prøvene er samlet inn av personell ved Fiskeridirektoratets Havforskningsinstitutt (HI).

2.6.2.1. Innsamlingen av materialet

Personellet som samler inn prøver under Lofotfisket har en på forhånd oppsatt reiseplan. Prøvetakingen starter på Værøy/Røst først i februar og avsluttes i et av oppsynsdistriktene i lokalitet 46 rundt månedskiftet mars/april. Muligheten for å oppnå en god prøvedekning av området begrenses av bl.a. dårlige kommunikasjonsforhold og manglende innkvarteringsmuligheter i enkelte fiskevær.

I det enkelte fiskevær installerer prøvetakeren seg hos et fiskemottak og tar prøvene fra dette området blant de fartøyer som leverer her. Ved lossing av fangsten tas fisken opp i kar for sløyning. Prøven trekkes ved at enkeltfisk plukkes fra dette karet samtidig som sløyearbeidet pågår. I de tilfeller det tas både lengde- og aldersprøve fra samme fangst, tas disse som separate prøver. For det gitte materialet er det imidlertid kun for notfangstene at det foreligger både alders- og lengdeprøver fra samme fangst. (ÅGOTNES, pers.med.).

2.6.2.2. Kodingen av data

Det benyttes to korttyper for de innsamlede data, korttype 2 for lengdeprøver og korttype 3 for aldersprøver. Begge korttyper har rubrikker for opplysninger om bl.a. dato, område, lokalitet, redskap, fiskedyp, prøvenummer, prøvevekt og totalvekt for fangsten prøven er tatt fra.

Prøvevekt og totalfangst er vanligvis oppgitt for sløyd hodekappet fisk, og vekten kodes i nærmeste hele 10 kg, f.eks. vil 158 kg kodes som 16.

For alle målinger er de anførte lengder avrundet nedover til nærmeste hele centimeter. Altså vil to lengder på 70.1 cm og 70.9 cm begge kodes som 70cm.

Korttype 2 - lengdemålinger.

Etter at alle fisk i lengdeprøven er målt, blir antallet i hvert 1cm lengdeintervall ført opp på kortet. Hvert kort har plass for 19 lengdegrupper. Lengden til den minste lengdegruppen på kortet oppgis og lengden til alle de andre intervallene er dermed bestemt. For enkelte prøver er de oppførte lengder for hodekappet fisk, mens totallengden er oppført for andre. Opplysninger om dette er gitt ved prøvetypen.

Korttype 3 - aldersbestemmelser.

For prøver der det tas otolitter i tillegg til lengdemålinger benyttes korttype 3, et kort for hver fisk. I tillegg til alder er torsk også typebestemt, dvs. klassifisert som skrei eller kysttorsk.

2.6.2.3. Faktorer og relasjoner brukt ved omregninger

1) Omregning fra lengde hodekappet til totallengde.

I de tilfeller lengden er oppgitt for hodekappet fisk benyttes følgende empiriske relasjon for omregningen til lengde med hode (FOTLAND, pers.med.):

$$L = 1.289(1 + d) + 1.414$$

der

L = totallengde

l = lengde hodekappet

d = halve intervall- lengden (= 1/2 cm)

2) Omregning fra vekt sløyd og hodekappet til rundvekt.

$$w = w_s 1.6$$

der

w_s er vekt sløyd og hodekappet

w er rundvekt

3) Kondisjonsfaktorer.

Kondisjonsfaktoren er en proporsjonalitetsfaktor mellom vekt og en funksjon av lengden:

$$W = kL^b/10^5$$

der b ofte settes lik 3 (vekten er her i kg og lengden i cm). For et gytefiske vil kondisjonsfaktoren(k) variere betydelig gjennom sesongen. For torsk i Lofoten regner HI med at k ligger mellom 0.72 og 1.02, med en midlere verdi på 0.87. På grunnlag av kondisjonsfaktor kan den oppførte prøvevekt sammenlignes med den beregnede ut fra lengdemålingene.

2.6.2.4. Oversikt over prøvene

I tabell 3 er gitt en oversikt over omfanget av prøveinnsamlingen fra Lofotfisket for perioden 1973-1979. Prøvene fra notfangster er fra Havforskningsinstituttets eget prøvefiske, mens de resterende prøvene er samlet inn fra kommersielle fangster.

Alle prøvene kan imidlertid ikke brukes ved beregningene av fangst i antall seinere i oppgaven. Dette skyldes to forhold:

- 1) En rekke prøver mangler oppført prøvevekt (se tabell 4). I de tilfeller prøvevekt mangler, kunne denne vært beregnet fra lengdefordelingen ved hjelp av en lengde-vekt relasjon. Det er imidlertid sannsynlig at den beregnede prøvevekten ville bli svært unøyaktig fordi kondisjonsfaktoren varierer betydelig under et gytefiske. Det ble derfor valgt å la prøver uten oppført prøvevekt utgå.
- 2) Enkelte prøver har feil oppført vekt eller antall. Ved hjelp av det gitte intervall for kondisjonsfaktoren, 0.72-1.02, ble prøver som var feilkodet bestemt. Antallet er gitt i tabell 4.

Tabell 3. Prøvematerialet samlet inn fra kommersielle tatt under Lofotfisket i årene 1973-1979.

ÅR	LINE	GARN	SNØRE	SNURREVAD	SUM
Antall prøver					
1973	90	87	20	7	204
1974	73	90	8	4	175
1975	53	26	10	6	95
1976	63	65	35	9	172
1977	57	29	17	-	103
1978	27	25	17	14	83
1979	33	54	9	11	107
Antall lengdemålte fisk					
1973	15001	11165	942	1334	28442
1974	5777	7351	202	391	13721
1975	6797	1683	515	584	9579
1976	8410	5947	1799	995	17151
1977	6932	4404	897	-	12233
1978	3939	1784	760	1556	8039
1979	2471	6042	563	1205	10281
Antall aldersbestemte fisk					
1973	2841	1108	229	277	4455
1974	1184	3003	156	224	4567
1975	1377	559	239	354	2529
197	1261	1117	517	404	3299
1977	914	1266	276	-	2456
1978	1163	791	559	888	3410
1979	1572	1655	239	772	4238

Det valgte intervall for kondisjonsfaktoren fører imidlertid til at et stort antall prøver må utgå. Grensene for det gitte intervall tilsvare ca. 20% avvik fra en prøvevekt beregnet med kondisjonsfaktor 0.87. Tatt i betraktning av at prøver ofte ikke veies, men at den oppførte vekten er beregnet fra en midlere fiskevekt (TOMASSEN, pers.med.), må store avvik mellom oppført og beregnet vekt kunne forventes.

Tabell 4. Antall prøver som utgår ved forskjellige kriterier for sortering av materialet. Prøvene har en oppført vekt som ligger utenfor et intervall bestemt fra en øvre og en nedre grense for kondisjonsfaktoren eller gitt som et prosentvis avvik fra en prøvevekt beregnet med kondisjonsfaktor $(k)=0.87$ (ΔW). Nederst antall prøver som manglet oppført prøvevekt.

ÅR	LINE	GARN	SNØRE	SNURREVAD	SUM
$k \in (0.72, 1.02)$					
1973	3	5	4	1	13
1974	14	14	3	-	31
1975	14	1	1	2	18
1976	12	14	12	-	38
1977	4	9	1	-	14
1978	-	1	4	2	7
1979	5	19	5	3	32
$\Delta W=30\% (k=0.87)$					
1973	2	-	4	1	7
1974	5	7	1	-	13
1975	7	-	-	2	9
1976	4	5	5	-	14
1977	2	4	-	-	6
1978	-	-	3	2	5
1979	3	8	3	1	15
$\Delta W=40\% (k=0.87)$					
1973	1	-	2	1	4
1974	5	3	-	-	8
1975	4	-	-	1	5
1976	1	1	4	-	6
1977	1	2	-	-	3
1978	-	-	1	1	2
1979	3	3	3	-	9
Antall prøver uten oppført vekt					
1973	15	5	-	-	20
1974	1	22	-	-	23
1975	-	-	-	-	-
1976	-	-	-	-	-
1977	-	-	-	-	-
1978	3	3	3	12	21
1979	3	-	-	-	3

Tabell 5. Prøvematerialet fra Lofoten etter sortering.

ÅR	LINE	GARN	SNØRE	SNURREVAD	SUM
Antall prøver					
1973	74	82	18	6	180
1974	67	65	8	4	144
1975	49	26	10	5	90
1976	62	64	31	9	166
1977	56	27	17	-	100
1978	24	22	13	1	60
1979	27	51	6	11	95
Antall lengdemålte fisk					
1973	13142	9786	884	1315	25127
1974	5361	5755	202	391	11709
1975	6442	1683	515	478	9118
1976	8262	5904	1542	995	16703
1977	6642	4365	897	-	11904
1978	3687	1572	620	78	5957
1979	1852	5721	338	1205	9116
Antall aldersbestemte fisk					
1973	1371	1108	196	258	2933
1974	1108	1567	156	224	3055
1975	1144	559	239	248	2190
1976	1113	1074	260	404	2851
1977	914	1227	276	-	2417
1978	911	579	419	-	1909
1979	953	1519	106	772	3350

Forsøk med forskjellige prosentavvik (se tabell 4) viste at ved valg av et 40% avvik utgår alle prøver som helt tydelig er feilkodet, mens prøver med rimelig forskjell mellom oppført og beregnet vekt beholdes. Dette kriteriet er derfor brukt i oppgaven. Prøvemengden etter sortering er gitt i tabell 5.

3. RESULTATER OG DISKUSJON

3.1. Forutsetninger for de utførte beregningene

Følgende antagelser er gjort i oppgaven:

- i) Alders- og lengdeprøvene betraktes som tilfeldige prøver fra populasjonen (her: fangsten av torsk under Lofotfisket)
- ii) Otolittavlesningene er korrekte både med hensyn til aldersbestemmelse og for klassifisering som skrei eller kysttorsk
- iii) Prøveinnsamlingen betraktes som et dobbelsamlingsopplegg, dvs. aldersprøvene er delprøver av lengdeprøvene

Diskusjon:

En har lenge vært klar over at prøver som er samlet inn ved at en prøvetaker plukker ut enkeltfisk eller tar ut mindre volum ikke tilfredstiller kravene for å få en tilfeldig prøve i statistisk betydning (TOMLINSON 1971). I begrepet tilfeldig ligger at samtlige objekter i populasjonen har den samme sannsynlighet for å komme med i prøven. Dette krever igjen en populasjonsliste og bruk av tilfeldige tall (eller en tilsvarende metode). Ved definisjon av populasjonen som alle fisk i fangsten, er det i praksis ikke mulig å trekke en tilfeldig prøve med det nåværende samplingopplegg, unntatt for små fangster.

Statistiske metoder som nyttes for å estimere størrelser og tilhørende varians, forutsetter at prøvene er tilfeldige. Når denne forutsetningen ikke er oppfylt, er resultatet i de fleste tilfeller en systematisk underestimering av variansanslagene (COCHRAN, MOSTELLER & TUKEY 1954).

Feil avlesning av alder regnes imidlertid som en liten feilkilde, særlig for de yngre aldersgrupper. Dersom en kan følge svake/sterke årsklasser gjennom fisket, er dette en

indikasjon på at aldersbestemmelsen er relativt presis (GULLAND 1955). For skillet kysttorsk/skrei er klassifiseringen mer usikker. I beregningene er fisk klassifisert som usikker kysttorsk/skrei behandlet som tilhørende vedkommende gruppe.

Lengde- og aldersprøver er tatt som separate prøver. De benyttede formler for variansanslaget ved bruk av alders-lengdenøkkel eller forholdsestimatoren forutsetter at aldersprøven er trukket som en delprøve fra lengdemålingene. Ved å betrakte unionen av de separate prøvene som lengdeprøven er dette en rimelig antagelse.

3.2. Stratifisering av fangsten

3.2.1. Hensikt og problemstilling

Stratifisert sampling kan ha flere siktemål (COCHRAN 1977, s. 89-90). Et av de viktigste er muligheten for å kunne øke presisjonen til de estimerte størrelser. Dette oppnår en dersom populasjonen kan deles inn i mer homogene delpopulasjoner (strata). For hvert stratum kan så et presist estimat beregnes fra en relativt liten prøve. De enkelte estimater slås deretter sammen til et anslag for hele populasjonen.

Av overnevnte årsak ble fangsten fra Lofotfisket forsøkt delt i mindre enheter. For at en stratifisering skal være mulig, må den størrelse det stratifiseres etter være målt eller kjent for både prøvene og de kommersielle fangstene. Flere størrelser som er anført for prøvene er ikke oppgitt for fangstene, f.eks. fiskedyp og en finere redskapsinndeling. Vi kan derfor stratifisere fangsten etter verdien av følgende tre størrelser:

- i) Område - lokalitet der fangsten ble levert.
- ii) Tidspunkt - uke da fangsten ble levert.

iii) Redskapsgruppe - hvilken redskapstype fangsten ble tatt med (line, garn, snøre eller snurrevad).

Det minste stratum vi kan velge, her kalt en enhet, er følgelig fangsten tatt med en av redskapsgruppene under iii) for en gitt uke i en gitt lokalitet.

Da både aldersfordeling og forholdet kysttorsk/skrei skulle beregnes, ble to kriterier valgt for stratifisering:

1) Innblandingsprosenten av kysttorsk.

2) Lengdefordelingen.

(Prøver med lik lengdefordeling antas å ha samme aldersfordeling).

Som materiale for stratifiseringen ble alle prøver fra det gitte område og tidsrom nyttet, også prøver uten oppført prøvevekt og prøver med feil kodet antall/prøvevekt. Begrunnelsen for dette valget er at disse prøvene tross mangler representerer betydelig informasjon.

3.2.2. Variasjonsforhold for prøvene

3.2.2.1. Innblandingen av kysttorsk

I et forsøk på å avdekke systematiske forskjeller i innblandingsprosenten av kysttorsk, ble prosentandelen plottet mot lokalitet og deretter mot ukenummer. De forskjellige redskapsgruppene ble i hvert tilfelle plottet med et eget symbol. Et eksempel (resultatene for 1973) er vist på fig. 5. Samtlige plott viste at prosentandelen kysttorsk varierte betydelig mellom enkeltprøver fra fangster tatt med samme redskapsgruppe. De fleste prøvene hadde en innblanding av kysttorsk på 5-20%. Variasjonsbredden var betydelig større, fra 0 til 70%. Det var også forskjeller mellom sesonger, størst andel kysttorsk var det i 1974 og 1975.

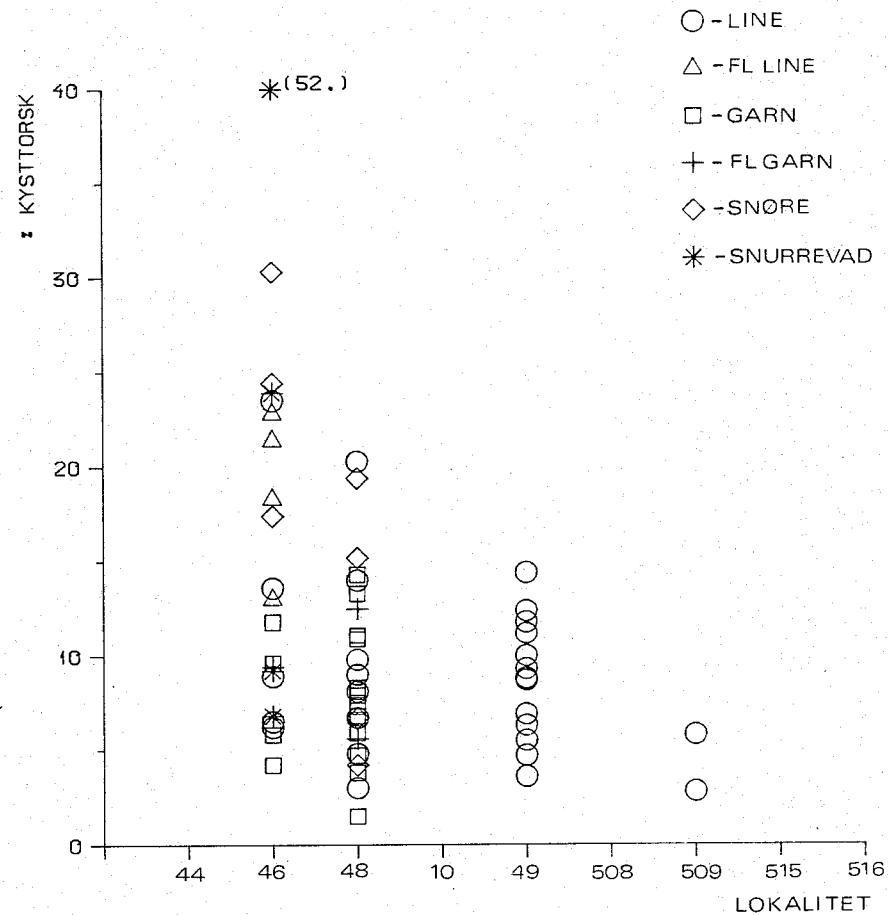
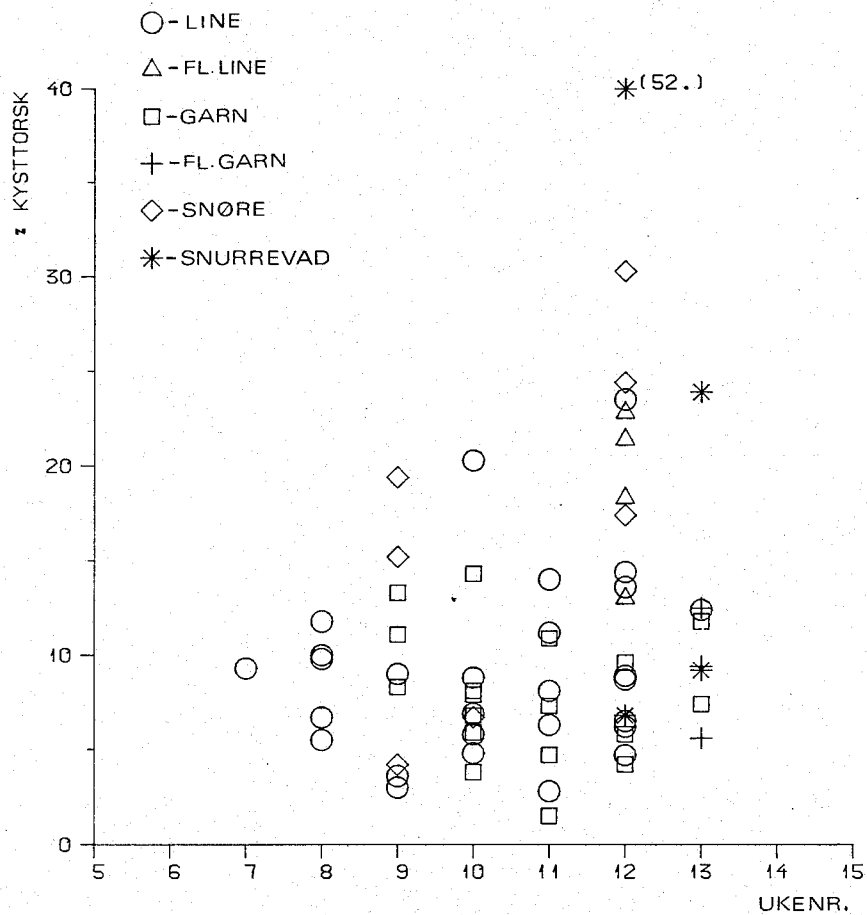


Fig. 5. Innblandingsprosenten av kysttorsk i prøver fra fangster tatt under Lofotfisket 1973. For hver prøve er verdien plottet med symbol avhengig av hvilket redskap fangsten ble tatt med. Til venstre er prøvene gruppert etter område, til høyre etter hvilken uke fangsten ble tatt i.

1) Forskjeller i tid og mellom områder.

Det synes ikke å være noen sammenheng mellom prosent kysttorsk og når i sesongen en prøve er tatt. Heller ikke synes det å være forskjeller mellom lokaliteter. Dårlig prøvedekning gjør det imidlertid vanskelig å trekke konklusjoner om systematiske forskjeller i tid/rom.

2) Forskjell mellom redskaper.

Noen klar trend i sammenhengen mellom redskapstype og prosent kysttorsk kan heller ikke trekkes ut av materialet. HYLEN (1961) fant at snurrevad hovedsakelig tok kysttorsk, mens fangstene med line og not vesentlig bestod av skrei. En mulig forklaring på dette forhold er at snurrevadfeltene ofte ligger nærmere eller lengre fra kysten enn feltene for de andre redskapstypene. På disse feltene antas det hovedsakelig å stå kysttorsk (HYLEN, pers. med.). En slik sammenheng ble ikke funnet for prøvene fra 1973-1979. For alle redskapsgrupper varierer innblandingsprosenten betydelig, og spesielt synes dette å gjelde for snurrevad.

Slutninger om faktorer som er av betydning for andelen av kysttorsk i en fangst, kan ikke trekkes fra det gitte materialet. Prosent kysttorsk i en fangst må derfor antas å variere tilfeldig under Lofotfisket.

3.2.2.2. Forskjeller i lengdefordeling

For å få en oversikt over materialet, ble lengdefordelingen til prøvene plottet som kumulative frekvespolygoner. For hver enhet ble lengdefordelingen til samtlige enkeltprøver tegnet i samme plott. Tilsvarende presentasjonsform ble brukt for å se på forskjeller mellom enheter. Samtlige prøver i en enhet ble nå slått sammen før plotting. Ut fra de genererte plott ble det forsøkt å trekke slutninger om:

a) Forskjeller mellom prøver fra samme enhet.

b) Forskjeller mellom prøver som er tatt med samme redskap og til samme tid, men i forskjellige lokaliteter.

c) Systematisk variasjon i lengdefordelingen gjennom sesongen.

d) Forskjeller mellom prøver tatt med ulike redskaper.

a) Plottene viser at det var stor forskjell mellom lengdefordelingen til enkeltprøver fra samme enhet (dvs. samme redskapsgruppe, uke og lokalitet). På fig. 6 er vist et illustrerende eksempel for hver redskapsgruppe. Forskjellen mellom enkeltprøver synes å være større for garn enn for line, men forholdet varierer fra enhet til enhet. Snøre og snurrevad er det vanskelig å trekke slutninger om fordi antall enheter med flere prøver er svært lite.

Både garn og line er selektive redskaper. Deres seleksjonsegenskaper avhenger av faktorer som maskevidde, skyting og trådtype for garn og krokstørrelse, krokform og agnstørrelse m.fl. for line. Disse faktorene vil variere i større eller mindre grad fra fartøy til fartøy. Det virker derfor rimelig at lengdefordelingen varierer fra prøve til prøve. Redskapsgruppene line og garn består dessuten av bunn- og fløytredskap. For å undersøke om forskjellene kunne tilskrives dette forhold, ble lengdefordelingen for prøver tatt med fløyt- og bunnredskap tegnet hver for seg. Variasjonen er imidlertid fremdeles stor mellom enkeltprøver (fig. 7).

Det ser heller ikke ut til å være systematiske forskjeller med hensyn til hvilken redskapstype (fløyt/bunn) som tar størst fisk eller om forskjellen mellom enkeltprøver er større for den ene enn den andre.

Også snurrevad er et selektivt redskap, men seleksjonsegenskapene for dette redskapet varierer neppe så mye fra fartøy til fartøy. Snøre er trolig den minst selektive og mest ensartede redskapsgruppe. Tross dette er forskjellen mellom enkeltprøver tatt med disse redskapene ikke mindre enn for garn og line.

Det er derfor nærliggende å trekke den konklusjon at

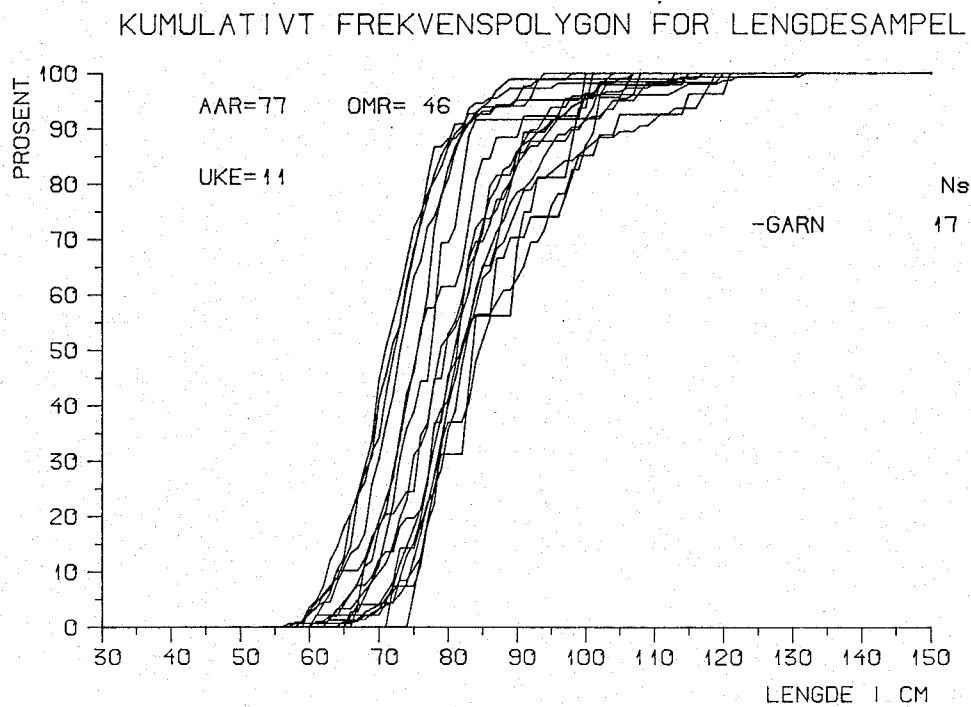
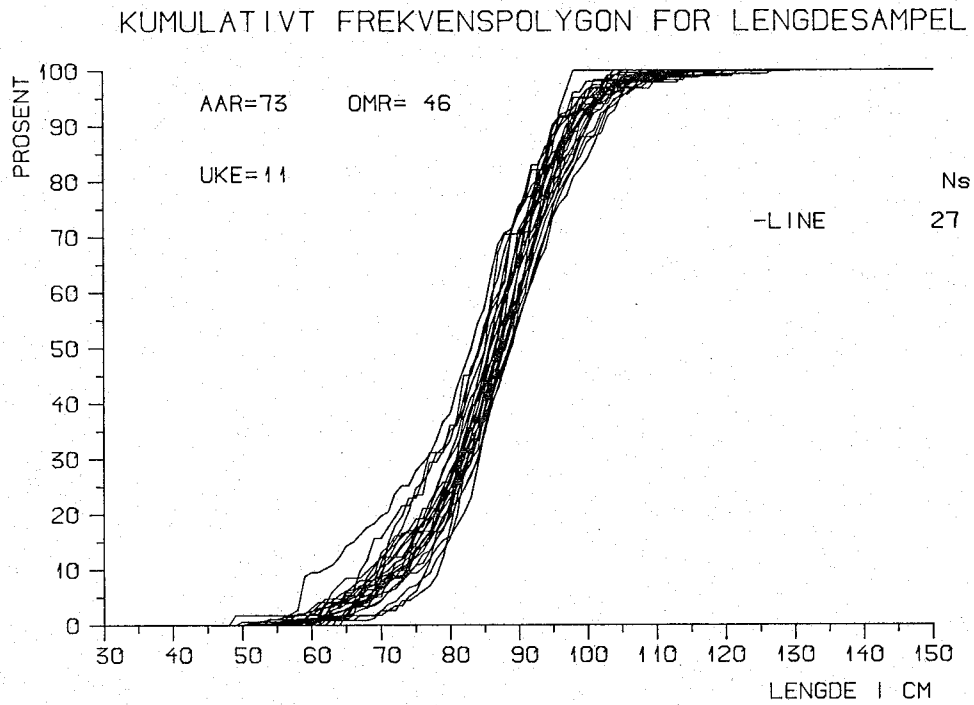


Fig. 6. Lengdefordelingen for samtlige enkeltprøver fra den lokalitet, uke og redskapsgruppe som er anført på figuren. Årstall og antall prøver (Ns) er også gitt.

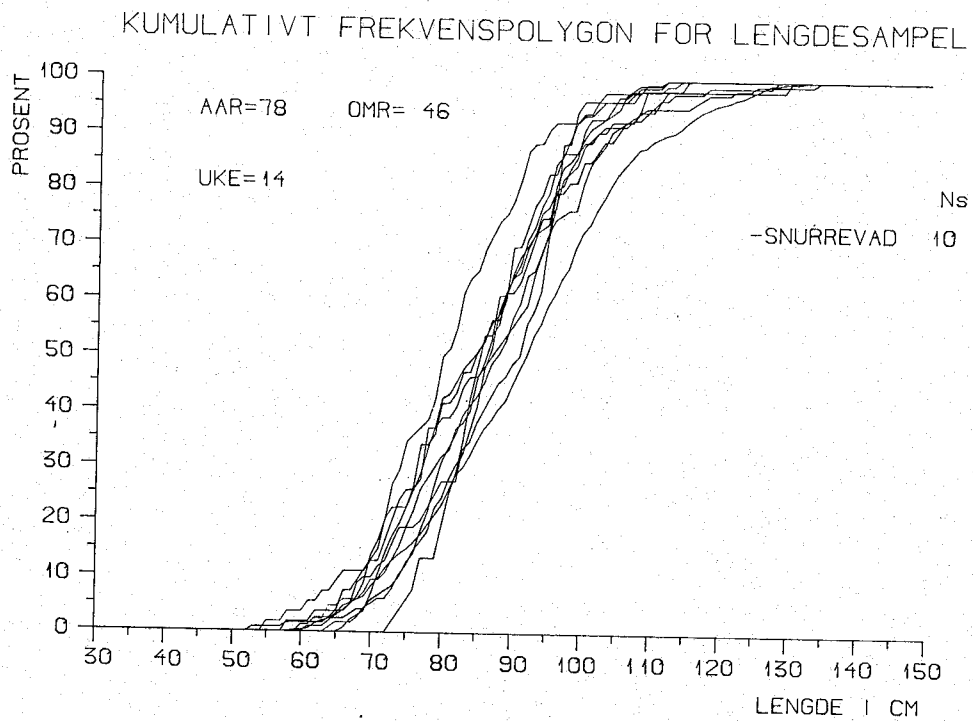
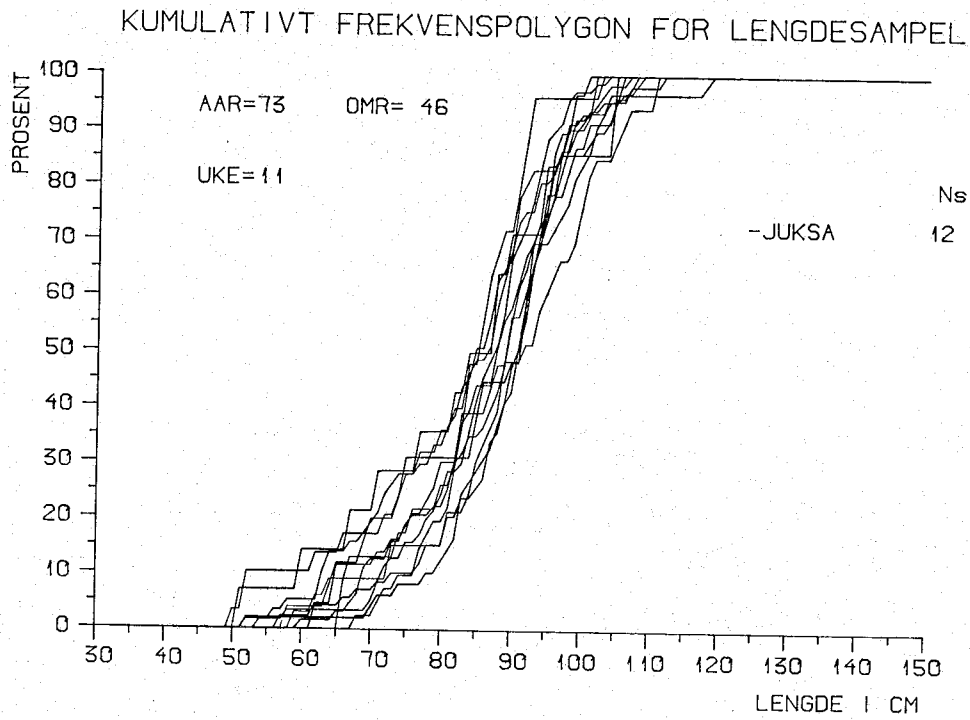


Fig. 6. (forts.)

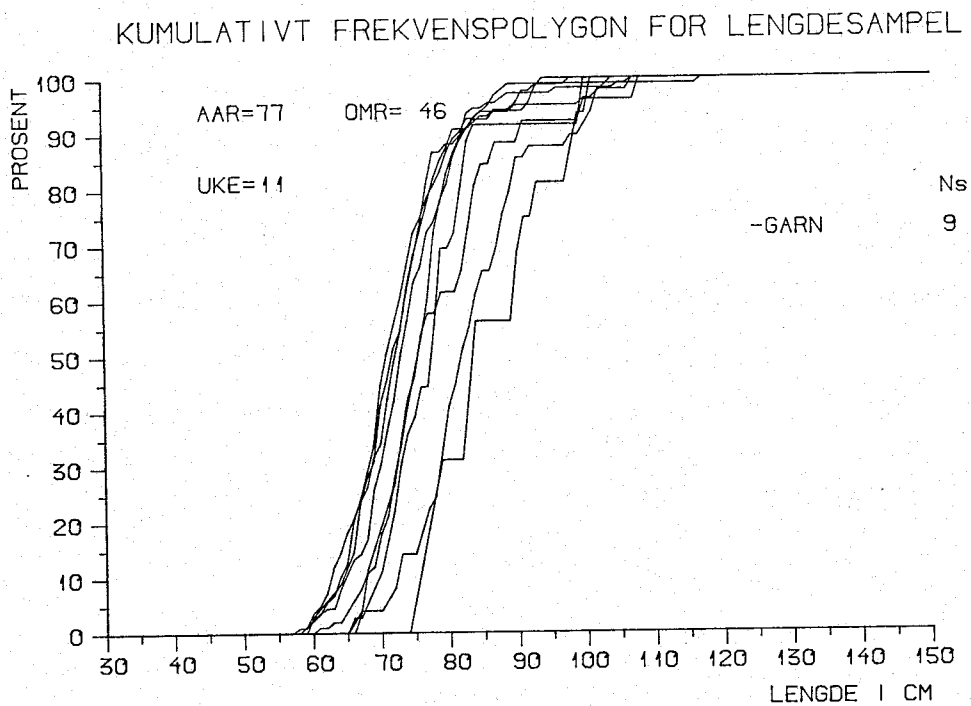
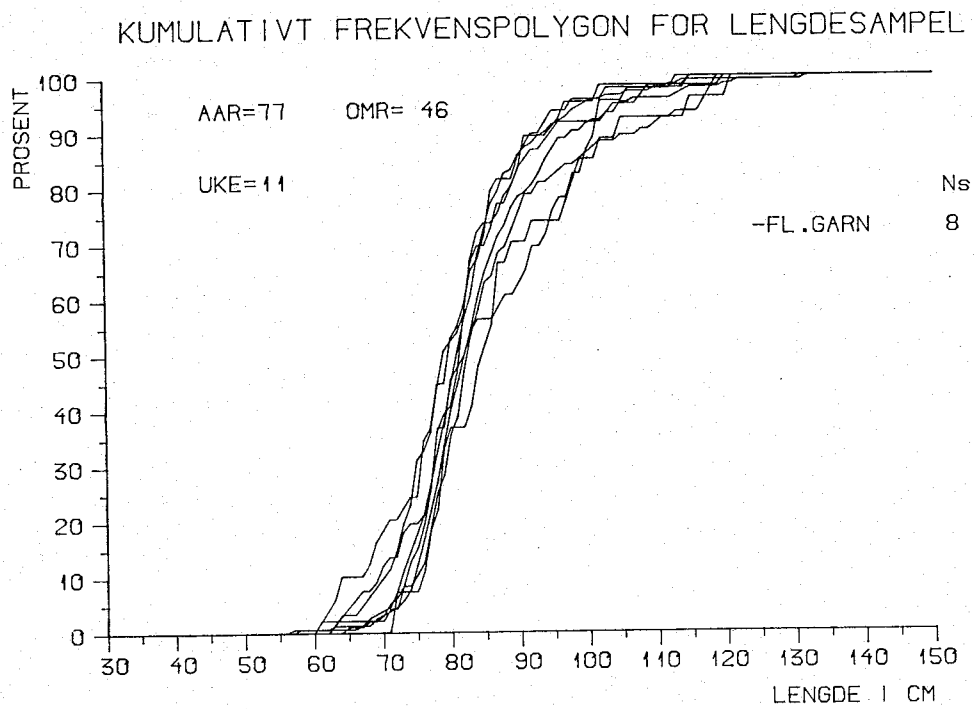


Fig. 7. Lengdefordelingen for enkeltprøver fra fangster med fløyt- og bunngarn i lokalitet 46, uke 11 i 1977. Ellers som på Fig.6.

hovedårsaken til variasjonen mellom enkeltprøver (fra forskjellige fangster) er å finne i fiskens fordeling i sjøen. Dette er i samsvar med observasjoner av at fisk svært sjelden har en tilfeldig fordeling i havet (se f.eks. TAYLOR (1953)).

Prøvedekning av flere lokaliteter for samme uke er sjelden i det gitte materialet. (se Appendix B). Det er derfor vanskelig å trekke slutninger om eventuelle systematiske forskjeller mellom områder.

I de tilfeller tilstrekkelig prøvedekning foreligger, synes forskjellene mellom områder (dvs. lokalitetene i den statistiske inndeling) å være marginale. Prøver fra linefangster tatt i 1973 i lokalitetene 46, 49 og 509 i uke 11 viser f.eks. helt ubetydelige forskjeller.

ROLLEFSEN (1940) fant derimot en betydelig forskjell mellom oppsynsdistrikter. Den største fisken var samlet ved Risvær i Øst-Lofoten. Fiskestørrelsen avtok så utover mot Røst. Kabelvåg var et unntak fra denne regelen; fisken som ble landet her var mindre enn for oppsynsdistriktene lengre ute i Vestfjorden. Tilsvarende forhold var funnet for de foregående år av SUND (1938; 1939). Avvik fra dette skjema finnes dog. I 1941 var fisken fra Værøy større enn den fra Ballstad (ROLLEFSEN 1941).

Undersøkelsene i slutten av 1930-årene bygger på et stort antall målinger, ofte ca. 20000 lengdemålinger fra et enkelt fiskevær (se SUND 1938). Det er derfor rimelig å anta at den lite tilfredstillende prøvedekning kan forklare at de forhold som er beskrevet hos RollefSEN og Sund ikke er funnet for prøvene fra 1973-1979. På den annen side kan en mulig endring av forholdene heller ikke utelukkes. Alderssammensetningen i bestanden er for eksempel forskjellig fra hva den var da Sund og RollefSEN gjorde sine observasjoner.

c) Prøvedekning av en og samme lokalitet gjennom hele sesongen er svært sjelden for årene 1973-79. I de tilfeller tilstrekkelig prøvemateriale finnes, gir dette en svak

indikasjon på at fisken blir mindre utover i sesongen, men klare avvik fra denne trenden kan også påvises. Eksempler fra materialet er vist på fig.8. For prøvene fra linefangster i lokalitet 509 i 1973 avtar fiskelengden systematisk fra uke til uke utover i sesongen, mens prøvene fra samme redskap og år i lokalitet 49 ikke viser en slik endring over tid.

Omfattende undersøkelser av fiskestørrelsens variasjon gjennom sesongen ble utført i slutten av 1930- årene av SUND (1938;1939) og ROLLEFSEN (1940; 1941; 1942). Deres konklusjon var at fisken avtok i størrelse utover i sesongen. Endringen kunne skje gradvis over tid eller mer brått, da ofte omkring midten av mars. I det siste tilfellet ble dette forklart med et nytt innsig av mindre fisk (ROLLEFSEN 1939). Forandringer gjennom sesongen kunne også være ubetydelige enkelte år (ROLLEFSEN 1942).

Som tidligere nevnt begrenser materialet mulighetene for å trekke konklusjoner om forholdene for årene 1973-1979. Imidlertid foreligger det ukentlige fangstoppgaver for hvert oppsynsdistrikt. Disse inneholder også opplysninger om gjennomsnittsvekt for fisk fanget med de fire redskapsgruppene. Middelvekten bygger kun på 10 fisk. Den er derfor ikke særlig presis, men gir tross dette en indikasjon på at fisken blir mindre utover i sesongen. Tabell 6 viser også at det er klare forskjeller mellom de enkelte oppsynsdistriktene innenfor en statistisk lokalitet. Ved den gitte gruppering av oppsynsdistriktene vil slike forskjeller ikke kunne oppdages, og kan være en mulig forklaring på at det er vanskelig å finne endringer i lengde over tid.

d) Gjennom hele sesongen er det mer eller mindre tydelige forskjeller mellom lengdefordelingen til prøver fra forskjellige redskaper. Generelt tar garn større fisk enn line og snøre (fig. 9). Snurrevadfanger ser ut til å variere på en mer usystematisk måte. Disse forhold ses også i oppgavene fra oppsynsdistriktene.

Forskjeller mellom redskapsgruppene er rimelig når en tar i

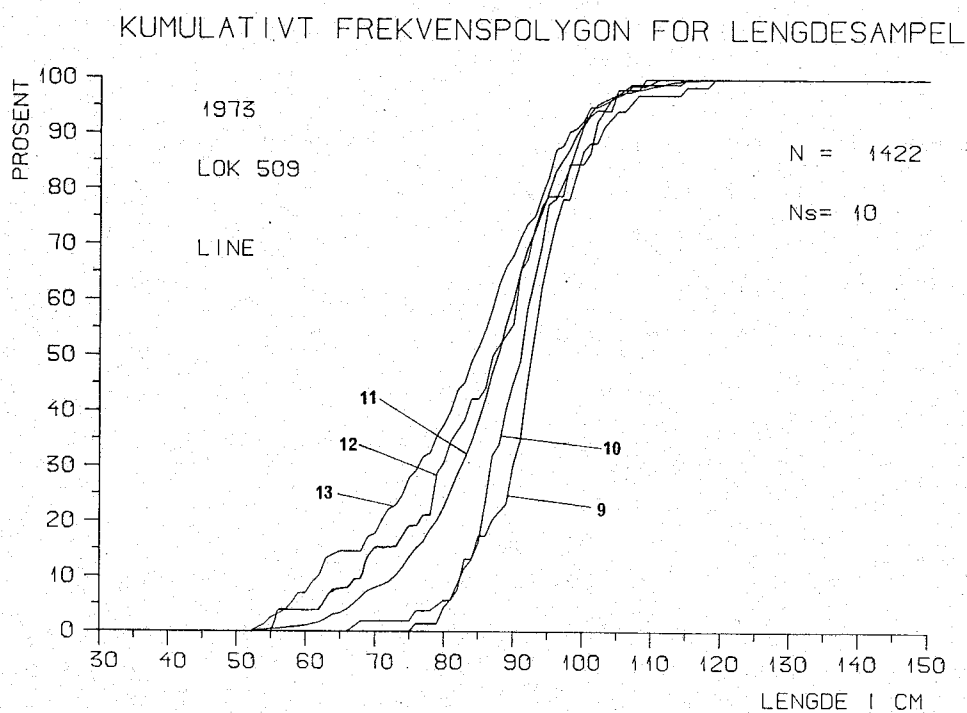
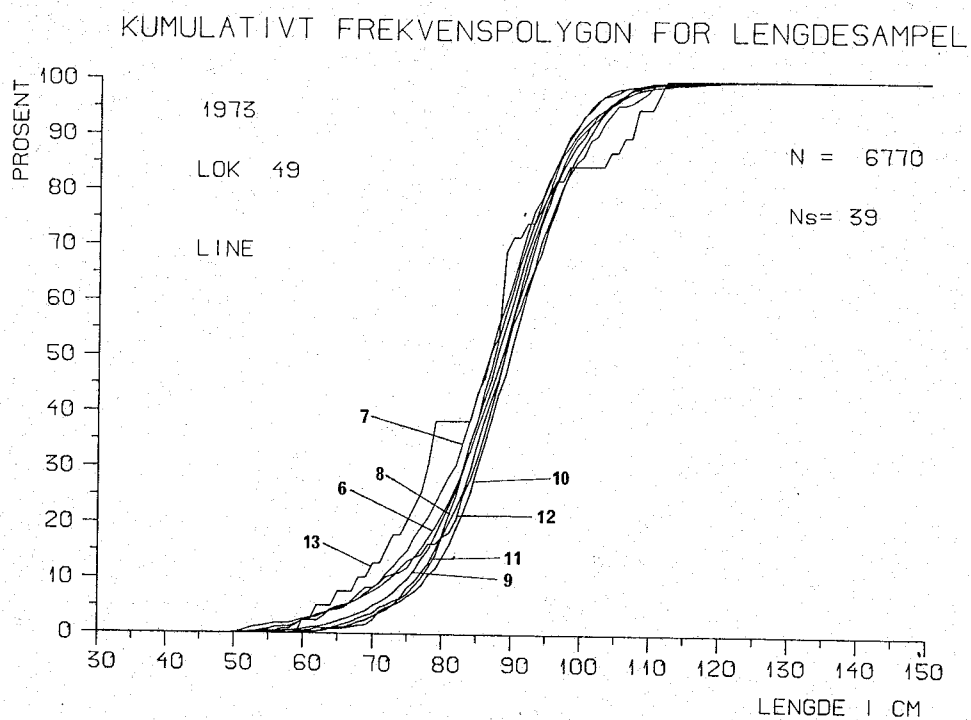


Fig. 8. Lengdefordelingen gjennom sesongen for prøver fra lokalitetene 49 og 509 i 1973. De påførte tall indikerer hvilken uke de enkelte kurver representerer. Ns er antall prøver og N er antall lengdemålte fisk.

Tabell 6. Fiskestørrelsen gjennom sesongen 1973 for de tre oppsynsdistriktene i lokalitet 46. (I tabellen går snurrevad under betegnelsen not). (Omarbeidet etter fangstoppgaver fra Lofotoppsynet).

Uka som endte den	Henningsvær				Skrova				Svolvær				
	Fiskevekt 10 stk. veier (kg)				Fiskevekt 10 stk. veier (kg)				Fiskevekt 10 stk. veier (kg)				
	Garn	Line	Sn.	Not	Garn	Line	Sn.	Not	Garn	Line	Sn.	Not	
3/2	50	40	-	-	-	-	-	-	-	46	-	-	40
11/2	45	40	35	35	50	40	40	-	-	46	-	-	44
17/2	45	40	38	40	50	40	35	-	-	45	40	40	44
24/2	45	38	38	37	50	40	35	30	-	44	40	40	42
3/3	45	40	40	42	50	40	35	-	-	46	43	43	42
11/3	45	40	40	43	50	40	35	30	-	45	41	41	43
17/3	42	38	38	40	50	40	35	35	-	45	42	42	43
24/3	40	38	36	40	49	38	31	35	-	42	38	38	42
31/3	40	36	36	40	45	36	32	35	-	40	37	37	38
7/4	36	31	31	38	42	37	35	35	-	40	36	36	38
14/4	35	30	30	36	42	37	-	35	-	44	40	42	42
21/4	35	30	30	30	-	-	-	-	-	44	40	42	42

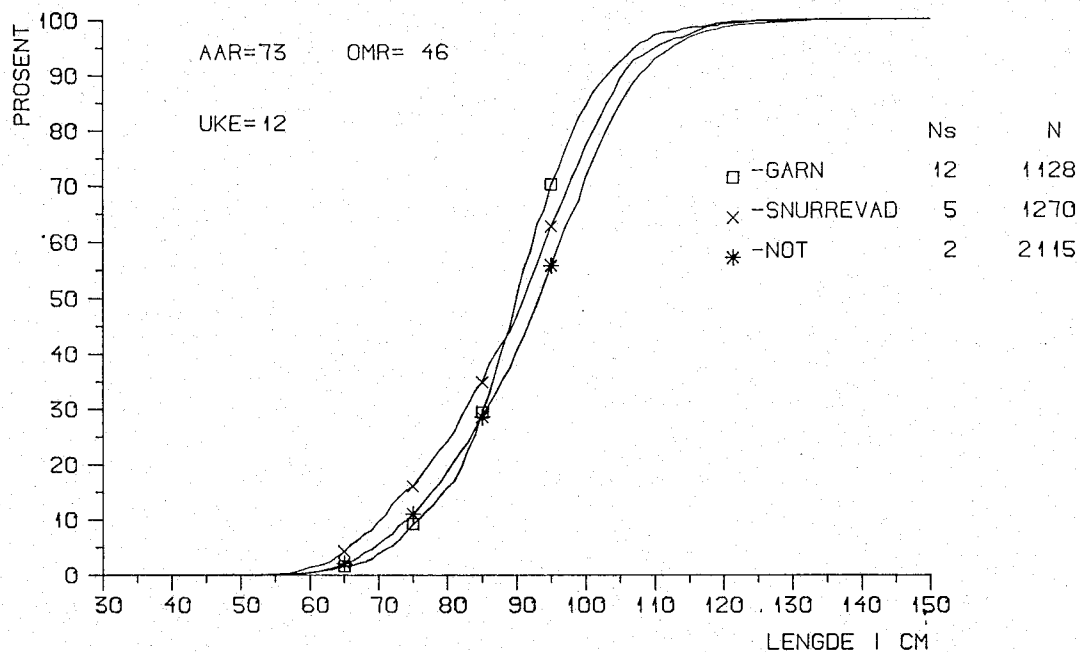
betraktning at redskapene har forskjellige seleksjons-egenskaper. Det er ellers rimelig å anta at forskjellen mellom redskapene vil påvirkes av alderssammensetningen i populasjonen og således variere fra det ene året til det andre.

3.2.3. Beskrivelse av stratifiseringsmetoden

Da innblandingen av kysttorsk ikke syntes å variere på en systematisk måte, ble kun lengdefordelingen tatt hensyn til ved stratifiseringen.

For å avgjøre om lengdefordelingen var lik i flere enheter kunne en statistisk test vært nyttet (f.eks. en Kruskal Wallis test (ZAR 1974)). En slik framgangsmåte viste seg imidlertid å

KUMULATIVT FREKVENSPOLYGON FOR LENGDESAMPEL



KUMULATIVT FREKVENSPOLYGON FOR LENGDESAMPEL

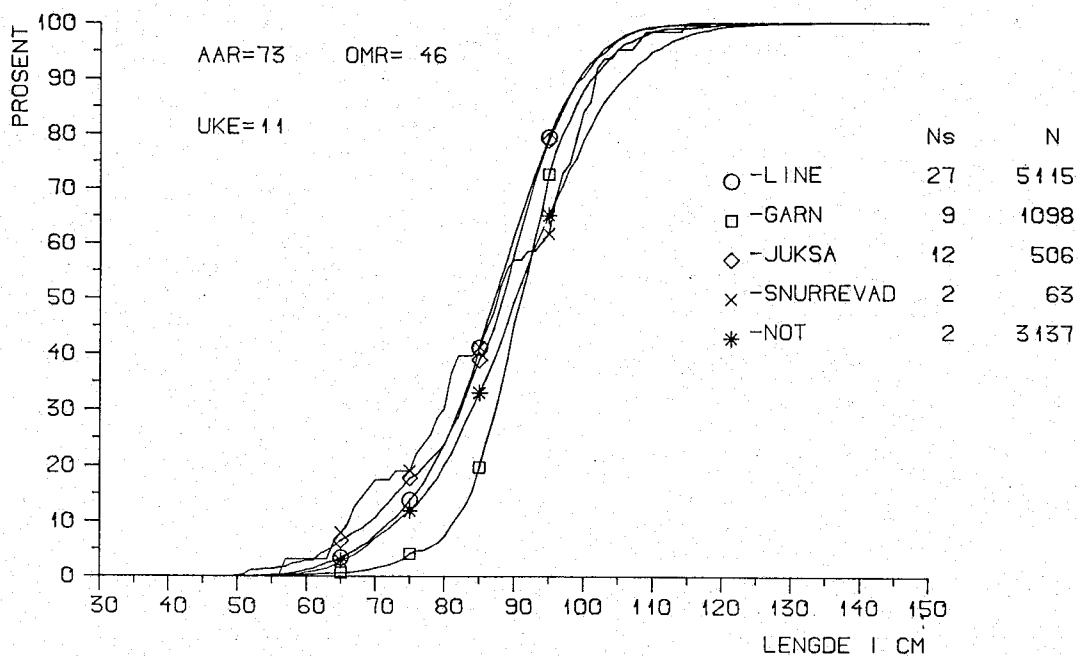


Fig. 9. Lengdefordelingen til prøver fra de enkelte redskapsgruppene. År, lokalitet (omr) og uke er gitt på figuren. Som før er Ns antall prøver og N antall lengdemålte fisk.

gi lite informasjon for en stratifisering. Dette skyldes to forhold:

i) Den mangelfulle prøvedekning.

Som tidligere nevnt mangler prøver fra en rekke enheter. Subjektive slutninger om lengdefordelingen i disse enhetene må derfor trekkes. En stringent testing for lik lengdefordeling i de resterende enhetene synes da å være lite hensiktsmessig.

ii) Det store antall målinger.

Når antall målinger er høyt, vil selv relativt små forskjeller i lengdefordeling vanskelig kunne tilskrives tilfeldigheter. Konklusjonen vil da ofte bli at hver enhet må utgjøre et stratum, selv i tilfeller der forskjellene er marginale sett fra et stratifiseringssynspunkt. Testing for lik lengdefordeling gir med andre ord lite informasjon om hvor stor forskjellen mellom enheter er.

Av overnevnte årsaker ble derfor en visuell sammenligning av de kumulative frekvenspolygoner valgt som stratifiseringsmetode.

3.2.4. Den valgte inndeling

På grunnlag av resultatene i avsnitt 3.2.2. ble det valgt å stratifisere kun etter redskap. Fangsten tatt med en av redskapsgruppene garn, line, snøre eller snurrevad i løpet av sesongen betraktes derfor som et stratum. I de tilfeller prøver fra snurrevadfangster mangler, grupperes snurrevadfangstene sammen med snørefangstene.

Den valgte inndeling begrunnes hovedsakelig med den lite dekkende prøvetaking under Lofotfisket for årene 1973-1979. Opplegget for innsamling av prøver fra fisket

1) reduserte antall mulige strata betydelig.

2) gjorde det vanskelig å trekke grenser mellom strata i tid og rom, dvs. avgjøre hvilke områder og uker som kunne grupperes.

I tillegg viste materialet at forskjellen mellom lengdefordelingen til enkeltprøver var betydelig i forhold til forskjeller mellom uker og områder. Dette forhold antyder at det er tvilsomt om en stratifisering for disse parametrene ville gi den ønskede effekt, at hvert stratum blir mer homogent enn en større enhet. Av samme årsak burde antall prøver fra hvert stratum være relativt stort dersom prøvene skulle gjenspeile forholdene ved fangsten.

3.2.5. Effekten av stratifisering for redskap

Presisjonsforbedringen ved bruk av stratifisert sampling relativt til ustratifisert sampling gir en indikasjon om hvor gunstig en valgt inndeling er.

Den teoretiske designeffekten (DEFF) er gitt ved:

$$DEFF = \frac{\text{Var}(\bar{v}_{str})}{\text{Var}(\bar{v})}$$

der

$\text{Var}(\bar{v}_{str})$ er variansen til populasjonsmiddelet ved stratifisert sampling

$\text{Var}(\bar{v})$ er variansen til populasjonsmiddelet ved ustratifisert sampling

Verdier av $DEFF < 1$ gir altså uttrykk for at stratifisering gir presisjonsforbedring, større dess lavere verdi DEFF har.

DEFF ble beregnet for tre forskjellige allokeringer:

- 1) Den gitte fordeling av prøver på de enkelte redskapsgrupper.
- 2) Proporsjonal allokering.
- 3) Optimal allokering.

Fra det gitte materialet ble verdier for populasjonsmiddel og

populasjonsvarians estimert for 5 til 10 år gammel skrei for årene 1973, 1974, 1975, 1976 og 1979 (for årene 1977 og 1978 mangler prøver fra snurrevadfanger). DEFF ble beregnet ved bruk av uttrykk A.4, A.8 og A.9 (se Appendix A). Resultatet av beregningene er gitt i tabell 7. I tabell 8 er gitt fordelingen av prøver på de enkelte redskapsgruppene relativt til proporsjonal allokering av de data som er brukt ved beregningene (aldersmaterialet etter sortering, se tabell 5).

De beregnede verdier antyder at en stratifisering for redskap vil gi svært liten presisjonsforbedring for de estimerte størrelser, selv med optimal allokering.

Den gitte fordeling av prøver på de enkelte redskapsgruppene gir i de fleste tilfeller et mindre presist estimat enn en tilfeldig ustratifisert prøve. Forskjellen mellom de forskjellige allokeringer er imidlertid små, særlig mellom optimal og proporsjonal.

De estimerte verdier for DEFF må tas som grove anslag da de estimerte populasjonsparametrene kan være beheftet med systematiske feil pga. den benyttede prøvetakingsmetode. Materialet gir ellers ikke mulighet til å vurdere om en kombinert stratifisering for område, tid og redskap vil gi vesentlig presisjonsforbedring.

Stratifisering for redskap er allikevel beholdt i oppgaven. Da betingelsene om tilfeldige prøver ikke er oppfylt, antas stratifisering under disse forhold å kunne gi mindre forventningsskjev estimat enn en ustratifisert prøve. Det antas med andre ord at prøvene fra en redskapsgruppe er mer representative for fangsten med gitte redskap enn summen av prøver er representativ for totalfangsten.

Tabell 7. Estimerte verdier for den teoretiske designeffekt ved stratifisering for redskap for henholdsvis den gitte (FAKT), proporsjonal (PROP) og optimal (OPT) allokering. Beregningene er utført for 5-10 -åringene av skrei i de angitte år.

ALDERS- GRUPPE AV SKREI	1973			1974			1975			1976			1979		
	<u>DEFF</u>			<u>DEFF</u>			<u>DEFF</u>			<u>DEFF</u>			<u>DEFF</u>		
	FAKT	PROP	OPT	FAKT	PROP	OPT	FAKT	PROP	OPT	FAKT	PROP	OPT	FAKT	PROP	OPT
5	-	-	-	1.08	.99	.80	1.07	1.00	.88	1.12	1.00	.93	-	-	-
6	.93	.99	.87	1.00	.96	.84	1.04	.98	.94	.94	.93	.89	1.07	1.00	.99
7	.96	.99	.92	1.02	.96	.92	1.14	.99	.99	1.05	1.00	1.00	1.14	1.00	.99
8	1.19	1.00	1.00	1.02	1.00	.99	1.23	.99	.99	1.04	.96	.94	1.08	1.00	.99
9	1.20	.99	.99	.98	.97	.93	1.35	.99	.94	1.10	.98	.94	1.10	.99	.99
10	1.25	1.00	.99	1.01	.99	.98	1.31	.99	.95	1.07	1.00	.99	1.00	.99	.96

Tabell 8. Fordeling av målinger (aldersbestemte fisk etter sortering) på de enkelte redskapsgrupper relativt til proporsjonal allokering for årene 1973-1976 og 1979.

ÅR	1973	1974	1975	1976	1979
LINE	1.69	1.24	1.55	1.10	1.27
GARN	.63	.96	.58	.87	.82
SNØRE	1.09	.67	1.30	.70	.43
SNURREVAD	1.44	.76	.80	1.69	1.54

3.3. Bruk av forholdsestimatoren

3.3.1. Beregning av parametrene i lengdefunksjonen

Som nevnt tidligere nyttes sannsynligheten i den betingede fordeling av lengde gitt alder som hjelpevariabel. Den betingede fordeling er gitt ved parametrene middellengde og standardavvik.

For hver aldersgruppe av kysttorsk og skrei ble middellengde og standardavvik beregnet på grunnlag av samtlige aldersbestemte fisk i perioden 1973-1979. Verdiene ble plottet mot alder og en kurve tilpasset for hånd. Resultatet er vist på fig. 10. En statistisk regresjonsmodell ble ikke benyttet fordi denne ikke tar hensyn til seleksjonsegenskaper og annen informasjon om kurvens forløp. Anslag for parametrene for de enkelte aldersgruppene ble deretter avlest på figuren.

Av figuren ser en at det er ubetydelig forskjell i lengde ved gitt alder for skrei og kysttorsk. Dessuten er standardavviket ved gitt alder betydelig større for kysttorsk enn hva det er for skrei.

Det siste forhold kan forklares dersom fangsten av kysttorsk består av fisk fra to eller flere stammer som har forskjellig vekst. GODØ (1977) har brukt samme forklaring på den store variasjonen i middellengde han observerte fra år til år for de forskjellige aldersgrupper av kysttorssk på Møre.

På fig. 11 er vist variasjon i middellengde ved gitt alder for perioden. Som det framgår av figuren er forskjellene mellom enkeltår små, særlig for skrei. For de eldste årsklassene av skrei og for kysttorsk er den større, men her er antall fisk lite samtidig som aldersbestemmelsen blir mer usikker.

3.3.2. Parametrenes betydning

For å undersøke hvilken virkning en endring av verdiene til parametrene i lengdefunksjonen hadde på de estimerte verdier

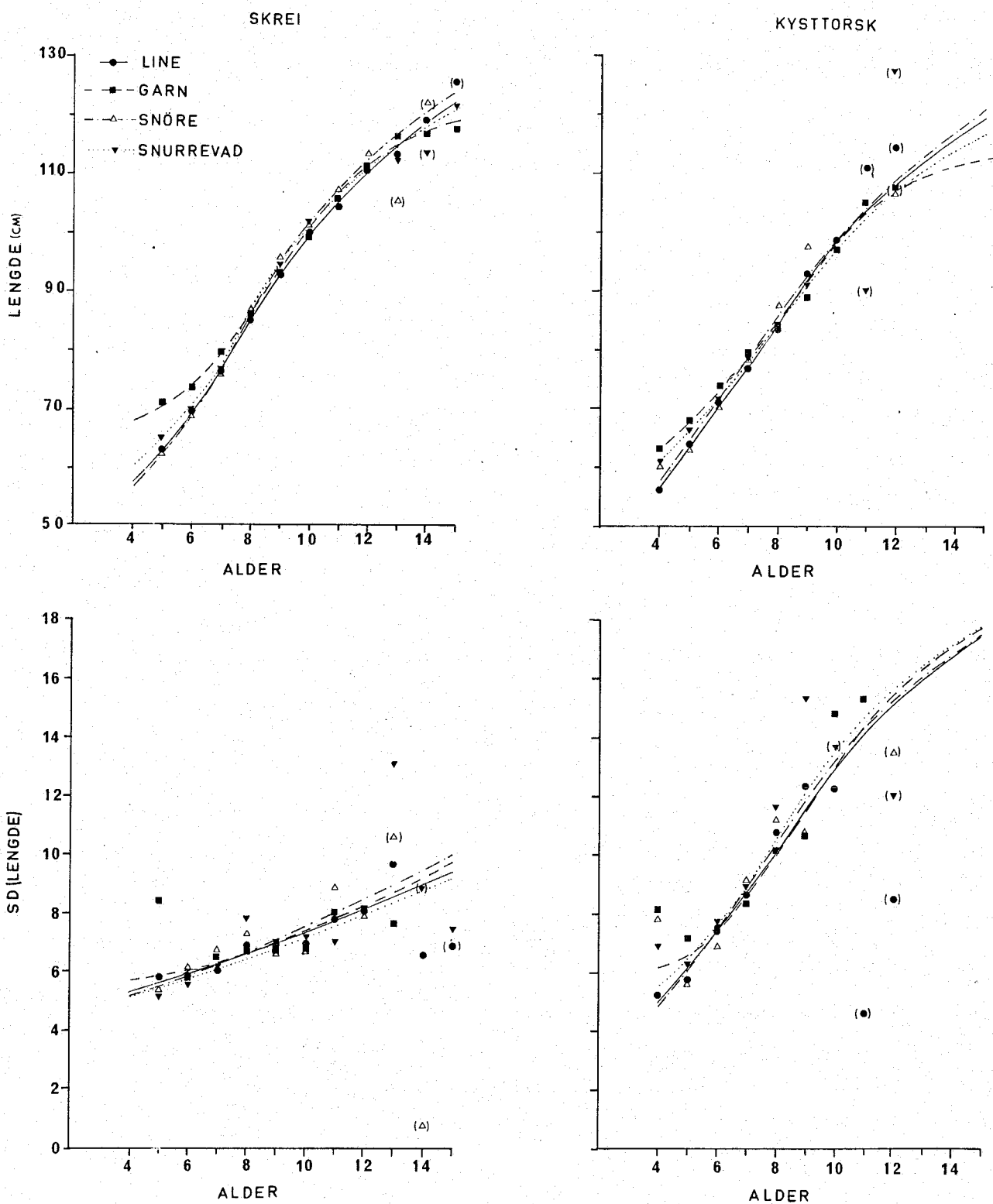


Fig. 10. Middellengde og standardavvik ved gitt alder for kysttorsk og skrei. Beregningene bygger på samtlige aldersbestemte fisk fra Lofotfisket for perioden 1973-1979. Symboler i parentes representerer mindre enn 10 observasjoner.

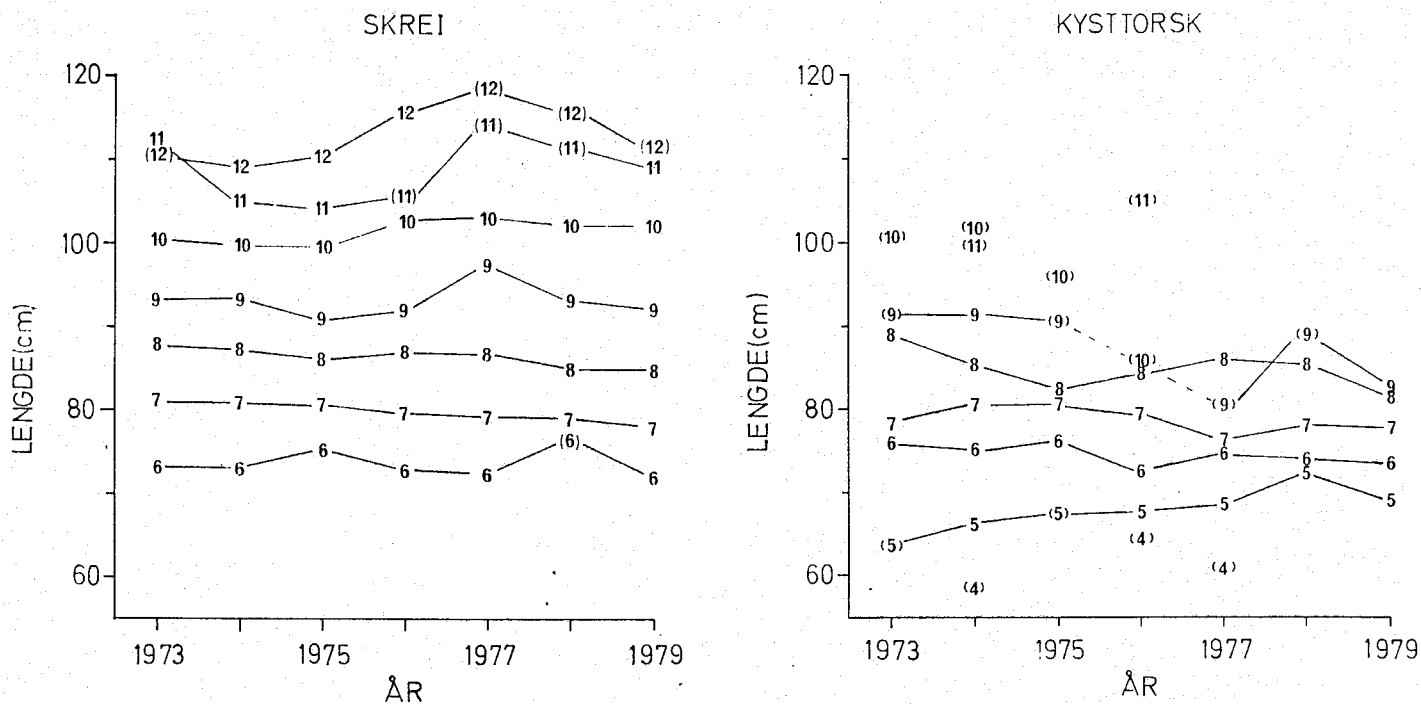


Fig. 11. Variasjon i middellengde ved gitt alder for skrei og kysttorsk fanget med garn under Lofotfisket i perioden 1973-1979. Symboler i parentes representerer mindre enn 10 observasjoner.

av fangst i antall og tilhørende standardavvik, ble garnfangstene fra lokalitet 46 for 1973 benyttet som testmateriale. En av de best representerte aldersgruppene, 9-åringene, ble valgt og forandringer relateres til parameterverdiene middellengde (m)=92.5 cm og standardavvik $s=7.0$ cm. Disse verdiene antas så å være de korrekte for denne aldersgruppen. Resultatene er gitt i tabell 9.

1) Endring av middellengde.

Standardavviket ble i dette tilfellet holdt konstant, mens m varierte. En endring av m med 2 cm forandret ikke den

beregnete verdi for N nevneverdig ($<1\%$). Selv en endring av m med 5 cm ga kun en 2% feilestimering. Hvorvidt en feil valgt middellengde vil resultere i en over- eller underestimering av N avhenger av den relative styrke til de tilstøtende aldersgrupper. Når alders-lengdekurvene overlapper betydelig, som tilfellet var her, vil fisk fra tilstøtende aldersgrupper gi bidrag til totalen for hjelpevariabelen, større jo sterkere aldersgruppen er. En endring av m mot den sterkeste gruppen vil følgelig overestimere N .

Korrelasjon og grenseverdi for denne (konf. lign 7), og særlig forholdet mellom dem, endres imidlertid betydelig når m endres.

Standardavviket til estimert antall øker med avtagende korrelasjon.

2) Endring av standardavvik.

Middellengden ble nå holdt konstant, mens s varierte. Som det går fram av tabell 9, vil en for lav verdi for s gi en underestimering av N , mens en for høy verdi for standardavviket gir en overestimering. Også i dette tilfellet endres korrelasjon og grenseverdi når s varierer. Anslagene for standardavviket til N er imidlertid tilnærmet konstant når ligning 7 er oppfylt. Feilestimeringen er også nå liten, for alle de utprøvde verdier mindre enn 2%.

En feilberegning av både middellengde og standardavvik gir en feilestimering som er summen av virkningen for hver parameter for seg. Dette er vist for $m=90.0$ cm og $s=10.0$ cm.

Små avvik for middellengde og standardavvik endrer altså de estimerte anslag ubetydelig. Forutsatt at forskjellen mellom de beregnede parameterverdiene for hvert år og verdiene for perioden under ett er av samme størrelsesorden som nevnt over, skulle det være forsvarlig å nytte samme parametersett for hele perioden. Resultatene i pkt. 3.3.1. antyder at dette er tilfellet for den perioden vi ser på.

Tabell 9. Virkningen av endringer i parameterverdiene for lengdefunksjonen. m er middellengde og s er standardfor gitt alder, N og $sd(N)$ er estimert antall og tilhørende standardavvik, ρ er korrelasjonen mellom variabel og hjelpevariabel, ρ_c grensen for korrelasjonen gitt ved lign. 12 og ΔN er prosentvis feilestimering av N relativt til referanseverdien. For ytterligere forklaring se teksten.

m	s	N	$sd(N)$	ρ	ρ_c	ΔN
92.5	7.0	1196	55	.37	.27	referanse
97.5	"	1186	58	.33	.33	-0.8
87.5	"	1221	64	.15	.32	2.0
94.5	"	1190	55	.39	.29	-0.5
90.5	"	1204	58	.30	.28	0.6
92.5	4.0	1174	65	.32	.46	-1.8
"	8.0	1200	54	.38	.24	0.3
"	10.0	1210	54	.38	.19	1.2
"	12.0	1219	54	.38	.16	1.9
90.0	10.0	1219	54	.31	.20	1.9

3.3.3. Korrelasjonen variabel - hjelpevariabel

Med det valgte parametersett ble korrelasjonen mellom variabel og hjelpevariabel beregnet for hver aldersgruppe. Tilhørende grenseverdi gitt ved ligning (12) ble også bestemt. Eksempler fra beregningene er gitt i tabell 10.

Beregningene viste at ulikheten i ligning (12) i de fleste tilfeller er oppfylt. De empiriske verdier for korrelasjonen var imidlertid lave, for bra representerte aldersgrupper av størrelsesorden 0.3-0.4. For svake grupper, særlig av kysttorsk, var den vesentlig lavere og i enkelte tilfeller ikke signifikant forskjellig fra null (på 1% nivå).

Disse lave verdier skyldes den store overlapping av alderslengdekurvene.

Tabell 10. Korrelasjonen mellom variabel og hjelpevariabel (ρ) og grenseverdien for korrelasjonen dersom forholdsestimatoren skal gi et mer presist estimat enn en tilfeldig aldersprøve (ρ_C). De beregnede verdier er basert på prøvene fra linefangstene i 1974 og 1975 (nederst).

ALDER	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
SKREI													
ρ	-	-	.28	.45	.44	.28	.33	.53	.38	.24	.23	-	.22
ρ_C	-	-	.12	.24	.24	.17	.18	.30	.22	.10	.07	-	.08
KYSTORSK													
ρ	.16	-	.36	.19	.17	.04	-	-	-	-	-	-	-
ρ_C	.14	-	.18	.12	.10	.04	-	-	-	-	-	-	-
SKREI													
ρ	-	-	.16	.27	.38	.39	.31	.38	.46	.35	.21	-	.35
ρ_C	-	-	.08	.17	.23	.21	.15	.19	.22	.15	.10	-	.11
KYSTORSK													
ρ	-	.19	.24	.20	.08	.03	.02	-	-	-	-	-	-
ρ_C	-	.08	.10	.13	.08	.03	.02	-	-	-	-	-	-

3.4. Utførte beregninger

Ved bruk av de tre metodene som er beskrevet tidligere og den valgte stratifisering, ble fangst i antall med tilhørende standardavvik beregnet for de enkelte aldersgruppene av kysttorsk og skrei. Resultatet av beregningene er gitt i Appendix C. For skrei betraktes fisk eldre enn 14 år som en plussgruppe. Denne inndelingen brukes bl.a. i ICES' arbeidsgrupperapporter (ANON 1981). For kysttorsk ble fisk eldre enn 13 år valgt som plussgruppe. Denne verdien ble valgt av praktiske hensyn ved skriving av programmet som utfører beregningene. (Kysttorsk eldre enn 13 år ble ikke funnet i prøvene, så i praksis er plussgruppe ikke nyttet).

3.4.1. Fangst i antall

En oversikt over fangst i antall for de enkelte aldersgruppene av kysttorsk og skrei i den gitte periode er vist på fig. 12. De beregnede feilgrenser er ikke indikert på figuren fordi den valgte målestokk var lite egnet for å vise disse, særlig for de svakere representerte aldersgruppene.

For skrei kan enkelte sterke årsklasser følges i fisket fra år til år. Dette gjelder 1964-årsklassen som var den dominerende aldersgruppen i 1973 og også i 1974, da som 10-åring. Den neste sterke årsklassen som kan følges er 1970. Denne gav et betydelig bidrag til fisket allerede som 6-åring da den utgjorde ca. 1/3 av antall fisk som ble fanget. I de tre påfølgende år utgjorde 70-årsklassen over halvparten av fangsten; i 1978 gav årsklassen hele 10.3 millioner av en totalfangst på 15.7 millioner skrei.

Årsklassene 1965-1969 gav derimot lite utbytte under Lofotfisket. Særlig var 1966- og 1967-årsklassene fåtallige. Disse skulle ha vært de bærende årsklasser i fisket i 1974 og 1975. Oppfisket kvantum disse år ble derfor lite.

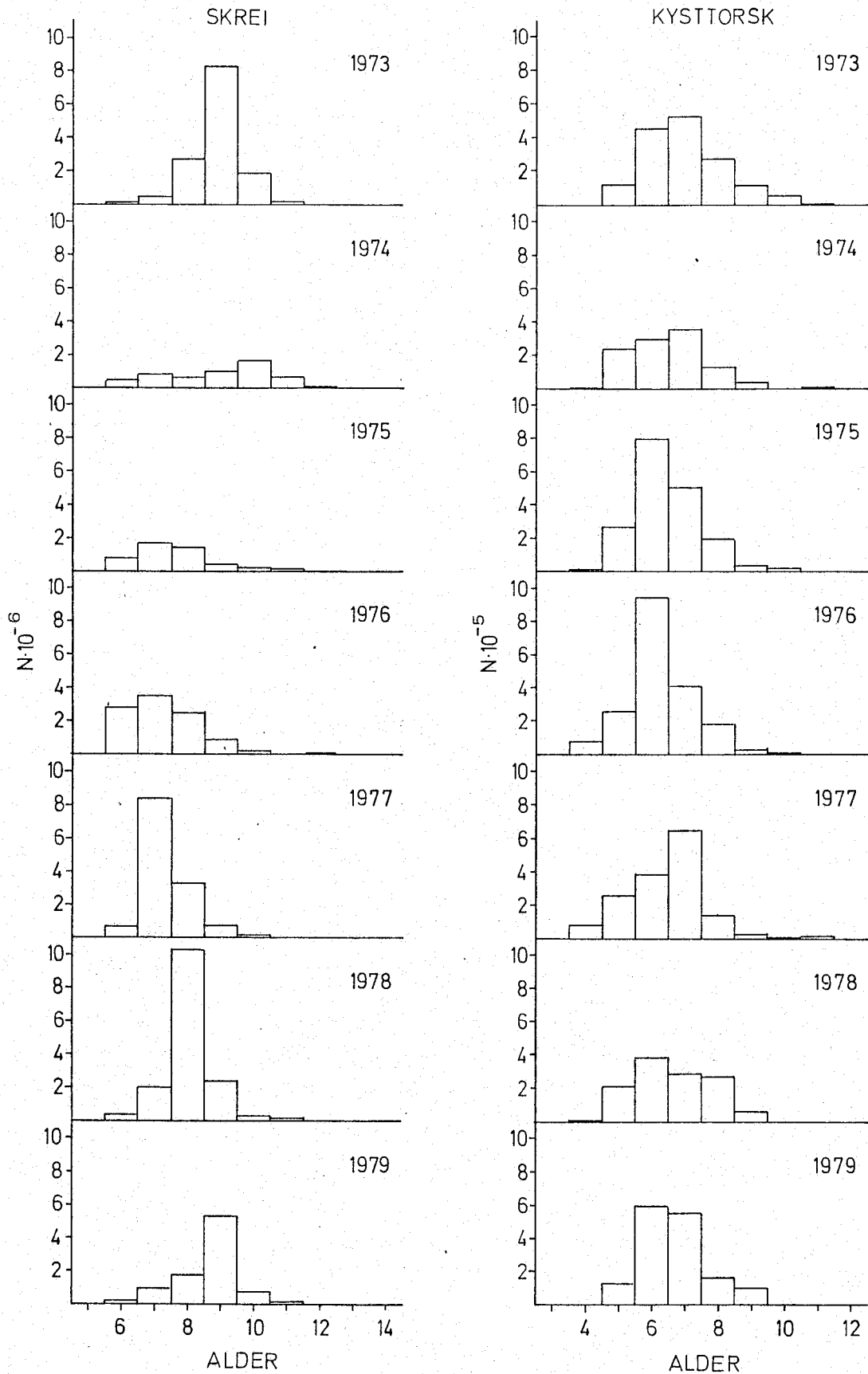


Fig. 12. Fangst i antall av de enkelte aldersgruppene av kysttorsk og skrei under Lofotfisket for årene 1973-1979.

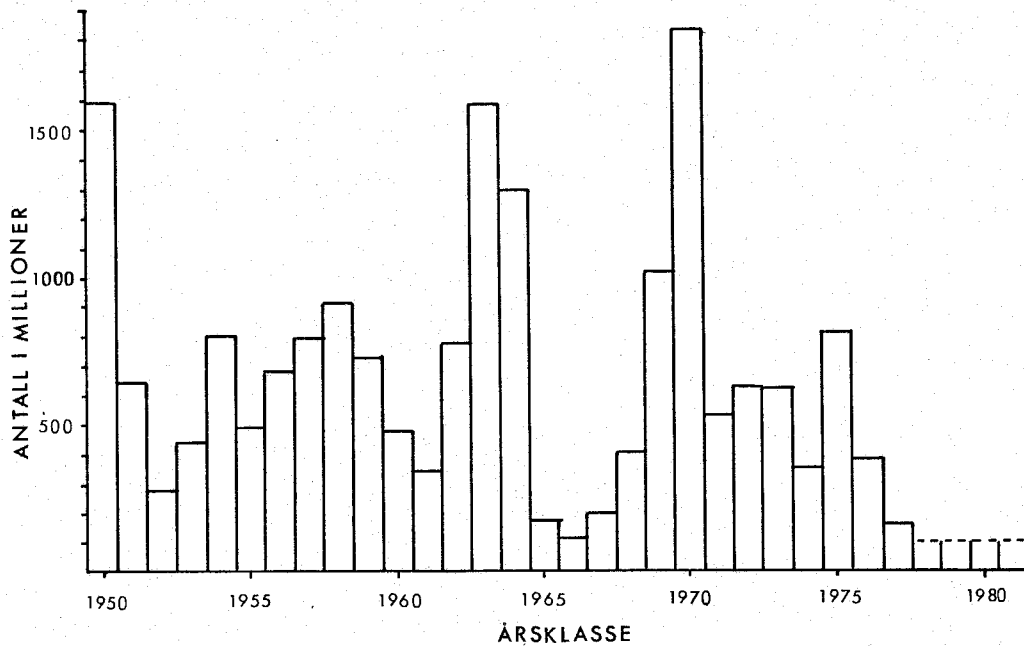


Fig. 13. Beregnet årsklassestyrke på 3-årsstadiet for norsk-arktisk torsk. (Etter ANON 1982).

En sammenligning av oppfisket antall under Lofotfisket og årsklassens tallrikhet som 3-åringer (fig. 13) viser bra samsvar, med unntak for 1969-årsklassen. Årsklassene 1963, 1964 og 1970 var sterke, 1969-årsklassen middels tallrik, mens årsklassene 1965-1968 alle var svake. Årsaken til at 1969-årsklassen gav lite utbytte under Lofotfisket i forhold til årsklassens tallrikhet som 3-åringer kan være flere. Den kan ha vært utsatt for sterk beskatning som ungfisk og/eller ha hovedgytefelt utenfor Lofot-området, f.eks. på Møre (GODØ 1977).

Mens aldersgruppene 7-10 år er de mest tallrike i fangsten av skrei, domineres fangsten av kysttorsk av 5-8 år gammel fisk. Hovedtyngden av kysttorsk synes å rekruttere til fisket som 6-åringer, med unntak av 1968-årsklassen som gav størst bidrag

til fisket som 7-åring. For kysttorsk synes spesielt 1970-årsklassen å ha vært sterk, men også 1969-årsklassen var tallrik. Disse to årsklassene kan følges gjennom fisket. I motsetning til forholdene for skrei, er det ingen spesielt svake årsklasser av kysttorsk. Det er imidlertid vanskelig å trekke slutninger om årsklassestyrken ut fra hvor mye en årsklasse har avgitt til et bestemt fiskeri. For at slike slutninger skal kunne trekkes, må en anta at årsklassen er tilgjengelig for vedkommende fiskeri og dessuten at hovedbeskatningen skjer under dette fiskeriet.

Ellers synes årsklassestyrken av kysttorsk i Lofoten å variere mindre enn hva tilfellet er for skrei i den aktuelle perioden.

Punkttestimatene for fangst i antall varierer alt etter hvilken metode som er benyttet. Imidlertid er de prosentvise forskjeller små. Systematiske forskjeller mellom metodene var ikke mulig å finne.

3.4.2. Standardavvik og variasjonskoeffisienter

Med den benyttede innsamlingsmetode for aldersprøvene vil antall av en aldersgruppe i prøven være proporsjonalt med aldersgruppens tallrikhet i fangsten. Det er derfor å vente at presisjonen til estimert anslag for fangst i antall øker jo bedre representert en aldersgruppe er (konf. lign. 2). Resultatene i Appendix C illustrerer tydelig dette forhold.

For 7-10 åringer av skrei var variasjonskoeffisienten av størrelsesorden 5-10%. For sterke årsklasser var den ofte lavere, for 9-åringene i 1973 og 1979 ca. 2%. Nesten utfiskede eller svakt rekrutterende aldersgrupper hadde betydelig høyere variasjonskoeffisienter, ofte mellom 30 og 60%.

For de mest tallrike aldersgruppene av kysttorsk var presisjonsnivået av størrelsesorden 10-20%. For de andre aldersgruppene av kysttorsk var variasjonskoeffisienten av samme størrelse som for de svakt representerte gruppene av

skrei.

Som det framgår av Appendix C, var det betydelig forskjell i presisjonsnivå fra år til år. Dette kan skyldes to forhold:

- i) Det er stor variasjon i årsklassestyrke.
- ii) Prøvemengden varierer fra år til år (se tabell 5).

De gitte verdier er derfor grove anslag for perioden sett under ett.

Variasjonskoeffisientens størrelse avhenger også av hvilken metode som er benyttet ved estimeringen. Generelt gir forholdsestimatoren lavere verdier enn alders-lengdenøkkel som igjen gir mer presise estimater enn bruk av kun aldersprøve. Forskjellene er minst for de mest tallrike aldersgruppene.

3.4.3. Forholdet kysttorsk/skrei

I tabell 11 er gitt totalfangsten av skrei og kysttorsk fra Lofotfisket for perioden 1973-1979. Som det går fram av verdiene, varierer den prosentvise innblandingen av kysttorsk i fangsten fra 7.7% i 1978 til 26.0% i 1975. For de resterende år i perioden er den av størrelsesorden 10-20%.

Tabell 11. Totalfangsten av skrei og kysttorsk under Lofotfisket for årene 1973-1979.

ÅR	ANTALL · 10 ⁻⁶		%KYST-TORSK
	SKREI	KYSTTORSK	
1973	13.7	1.5	9.9
1974	5.7	1.1	16.2
1975	5.4	1.9	26.0
1976	10.3	2.0	16.3
1977	14.0	1.6	10.3
1978	15.7	1.3	7.7
1979	9.3	1.6	14.7

Fangst i antall varierer imidlertid betydelig mindre fra år til år for kysttorsk enn hva tilfellet er for skrei. Dette forhold skyldes trolig at det er større variasjon i årsklassestyrke av skrei enn hva tilfellet er for kysttorsk. Da fangsten av kysttorsk hovedsakelig består av 5-8 år gammel fisk, mens 7-10 åringene dominerer i fangsten av skrei, vil de beregnede brøkdeler være betydelig mindre når det gjelder fangst i vekt enn hva tilfellet er for fangst i antall.

3.5. Vurdering av resultatene

3.5.1. Vurdering av de estimerte verdier

Påliteligheten til de beregnede verdier avhenger av to forhold:

- 1) Prøvene må gjenspeile forholdene i fangstene.
- 2) Forutsetningene for bruk av de gitte metoder for estimering må være oppfylt.

Pkt. 1 er tidligere berørt i avsnitt 3.1. Forutsatt at det ikke er forskjeller i tid eller rom, burde denne antagelsen være oppfylt for de strata der antall prøver er stort, dvs. for garn og line. Mer tvilsomt blir det for snøre og snurrevad der prøveantallet ofte er lite. Særlig viktig er det at antall prøver er stort dersom estimatene for forholdet kysttorsk/skrei skal bli presise. Dette fordi innblandingsprosenten varierte mye fra prøve til prøve.

Dersom reelle forskjeller i tid/rom finnes, er muligheten til stede for feilestimering, særlig når prøveinnsamlingen er konsentrert til en del av sesongen eller til bestemte områder. Dette er tilfellet for prøveinnsamlingen under Lofotfisket (se Appendix B).

Ved beregningene ble samtlige prøver i et stratum slått sammen

til en. Denne prøven ble så betraktet som en tilfeldig prøve fra vedkommende stratum. En slik gruppering av enkeltprøver resulterer i at de benyttede estimatorer formelt sett ikke lenger vil være forventningsrette. Slik metodene er beskrevet antas det at kun en prøve trekkes.

Sammenslåingen vil ikke påvirke punkttestimatet for fangst i antall i særlig grad, estimatoren vil være ubetydelig forventningsskjev (COCHRAN 1977, s.66). Variansanslagene vil derimot kunne bli betydelig feilestimert (COCHRAN 1977, s.68). Variansen er nå sammensatt av to ledd, et for variasjonen innen en prøve og et for variasjonen mellom prøver. Når flere prøver betraktes som en, tar en ikke hensyn til det siste leddet.

Gyldigheten av å slå sammen flere prøver til en er diskutert for bruk av alders-lengdenøkkel hos HAMRE et al. (1974). Deres konklusjon var at kun når prøvene er relativt homogene kan en se bort fra varianskomponenten som skyldes forskjeller mellom enkeltprøver og derfor betrakte summen av prøvene som en. I motsatt fall underestimeres variansen.

Det gitte opplegg for innsamling av prøver kan betraktes som en totrinns-sampling:

- a) Først velges ut de fartøyer som det skal tas prøver fra.
- b) Deretter trekkes prøven fra den valgte fangst.

For at variansen ved et slikt opplegg skal være mulig å beregne, må generelt antall objekter på hvert trinn være kjent, dvs. antall fartøyer og antall fisk i fangsten (COCHRAN 1977, s.303).

For det gitte materialet foreligger ikke en slik informasjon. En sammenslåing av prøver var derfor nødvendig for å kunne estimere variansen. Tatt i betraktning at forskjellen mellom enkeltprøver var stor, er det rimelig å anta at de gitte variansanslag er underestimerte.

I tillegg kommer den underestimering som skjer dersom prøvene ikke trekkes tilfeldig. WEST (1978) fant denne under-

estimeringen til å være av størrelsesorden 15%. Feil alders- og/eller typebestemmelse og feil som skyldes de benyttede omregningsrelasjoner bidrar også til en ytterligere reduksjon av presisjonen.

Få undersøkelser av presisjonsnivået ved beregning av fangst i antall fordelt på aldersgrupper finnes i litteraturen. JOHNSTON et al. (1975) utførte et simuleringsforsøk der et dobbelsamplingopplegg (alders-lengdenøkkel) ble nyttet. Fisken var sortert i tre størrelseskategorier før 'prøvetaking'. Resultatene av forsøket viste at variasjonskoeffisienten for den best representerte aldersgruppen var ca. 6%. For andre aldersgrupper var variasjonskoeffisienten av størrelsesorden 20-25%, unntatt for de svakeste aldersgruppene der den var betydelig høyere.

GULLAND (1955) undersøkte presisjonsnivået for fangster av rødspette (Pleuronectes platessa) i Nordsjøen. Antall aldersbestemte fisk var her ca. 700. Opplegget var ellers som beskrevet av Johnston. Gulland fant at variasjonskoeffisienten for den best representerte aldersgruppen var ca. 6%, for de andre aldersgruppene 10- 20%.

Vurdert i forhold til disse undersøkelsene må presisjonen til de beregnede verdier for Lofotfisket i perioden 1973-1979 kunne sies å være på et tilfredstillende nivå, med unntak for de svakest representerte aldersgruppene. De tidligere nevnte forhold tilsier imidlertid at den faktiske presisjon sannsynligvis er vesentlig lavere.

3.5.2. Vurdering av metodene

Bruk av dobbelsampling, dvs. at en større lengdeprøve trekkes fra en populasjon og at det fra denne igjen trekkes en delprøve som aldersbestemmes, nyttes ofte i fiskeriforskningen for å beregne aldersfordeling, men uten at nytten av et slikt opplegg er vurdert.

Tabell 12. Prosentreduksjon i totalvariansen (Vartot) ved bruk av alders-lengdenøkkel for "fixed" (F) og "random" (R) subsampling relativt til bruk av kun aldersprøve.

ÅR		LINE	GARN	SNØRE	SNURREVAD
1973	F	-155	-229	-111	-80
	R	19	15	32	20
1974	F	-74	-126	-51	-113
	R	19	15	31	21
1975	F	-156	-149	-181	-185
	R	14	13	14	15
1976	F	-164	-157	-145	-180
	R	18	13	21	21
1977	F	-198	-158		-125
	R	16	17		22
1978	F	-145	-188		-110
	R	18	16		26
1979	F	-92	-105	-102	-87
	R	23	20	36	25

For det gitte materialet er en slik undersøkelse foretatt ved bruk av metoden som er beskrevet av KIMURA (1977) og er omtalt i avsnitt 2.3.2. For hvert stratum ble de beregnede verdier for $p(a)$ og $q(a,j)$ antatt å være de sanne. Koeffisientene i ligning 6 og 7 ble deretter bestemt. De beregnede faktorer for de to samplingoppleggene, F og R, er gitt i tabell 12.

Resultatene viser:

1) Totalvariansen (summen av variansen over alle aldersgruppene) reduseres med 15-20% når alders-lengdenøkkel nyttes og aldersprøvene er tatt ved at antallet som trekkes fra hvert lengdeintervall er proporsjonalt med totalt antall fisk i vedkommende lengdeintervall.

2) Dersom såkalt "fixed subsampling" nyttes, dvs. at antall som trekkes fra hvert lengdeintervall er det samme, vil totalvariansen øke med en faktor på 2-3.

De beregnede endringer i totalvariansen er relatert til anslagene vi får når kun aldersprøven nyttes, og er beregnet for tilfellet at samtlige fisk i populasjonen lengdemåles. De gir derfor uttrykk for den maksimale effekt av lengdemålinger.

Verdiene for R antyder at lengdeprøvene er av liten betydning for presisjonen. Lengdemålingene inneholder med andre ord lite informasjon om aldersfordelingen. Dette kan synes rimelig av to årsaker:

i) Populasjonen består av eldre fisk der spredningen i lengde ved gitt alder er stor.

ii) Skrei og kysttorsk av samme alder betraktes som forskjellige aldersgrupper. Lengdeforskjellen mellom disse gruppene er liten (se fig. 14).

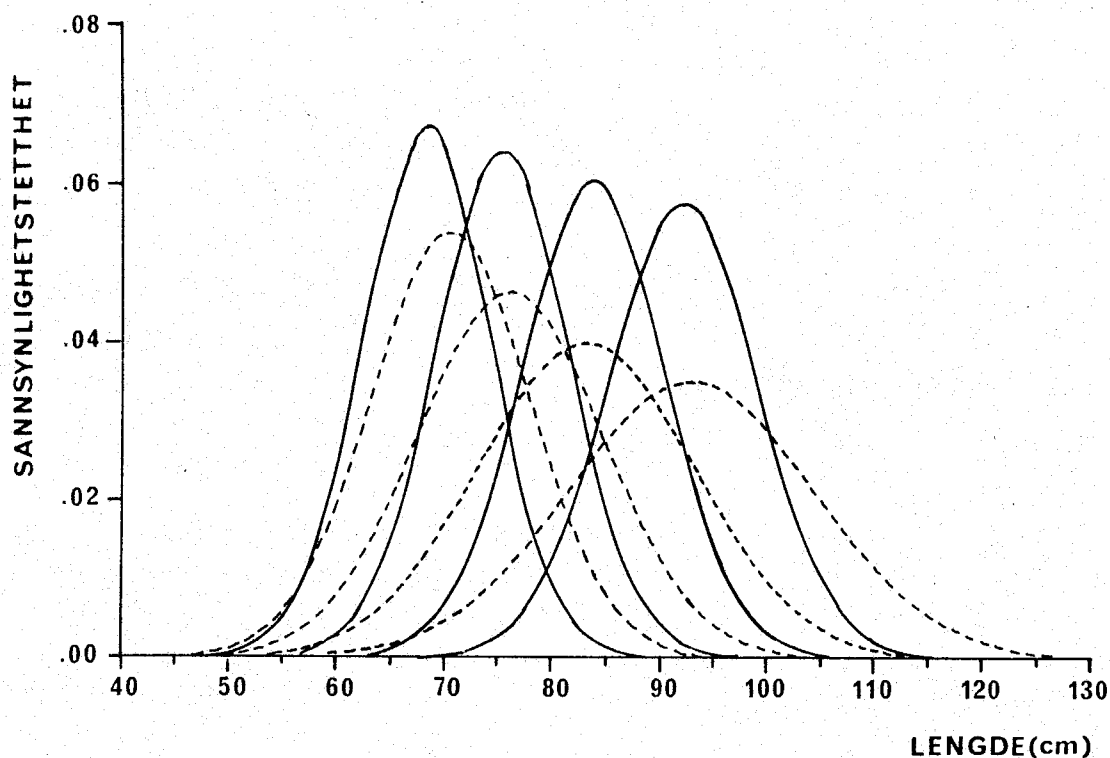


Fig. 14. Lengdefordeling gitt alder for 6-9 -åringene av skrei (heltrukket kurve) og kysttorsk (stiplet kurve).

At F er negativ synes også rimelig. Når det tas samme antall fisk fra hvert lengdeintervall, vil variansen for de sterke aldersgruppene øke, mens den vil reduseres for svakt representerte grupper. Men siden bidraget til totalvariansen er størst fra de mest tallrike aldersgruppene, vil totalvariansen i dette tilfellet øke.

Bruk av alders-lengdenøkkel er altså av begrenset verdi for å beregne aldersfordeling i fangster fra Lofotfisket. Det samme gjelder for forholdsestimatoren og avspeiles i de lave korrelasjonsverdiene. Dette forhold går også fram av resultatene i Appendix C. For andre fiskerier kan nytten ved bruk av dobbelsampling-opplegg være betydelig, se f.eks. GULLAND (1955).

Slik metodene er nyttet i oppgaven, beregnes først aldersfordelingen i lengdeprøven. Et rimelig krav til metoden bør være at det beregnede antall (fordelt på de enkelte aldersgruppene) tilsvarer det faktiske antall i prøven. Ved bruk av alders-lengdenøkkel er dette kravet oppfylt i de fleste tilfeller. Når kravet ikke er oppfylt, skyldes dette at den valgte lengdegruppering resulterer i at en eller flere lengdegrupper som er representert i lengdeprøvene ikke er det i aldersprøvene. For forholdsestimatoren er imidlertid forskjellen mellom beregnet og faktisk antall større, se tabell 13. Årsaken til dette forhold er neppe at en felles nøkkel er benyttet, men skyldes trolig den dårlige korrelasjon mellom variabel og hjelpevariabel. De estimerte verdier kunne relativt enkelt vært korrigeret slik at kravet ovenfor ble oppfylt (f.eks. ved en multiplisering av samtlige estimater med en felles korreksjonsfaktor). Avvikene var imidlertid ikke større enn at de tillot en vurdering av forholdsestimatoren relativt til de to andre metodene. Da beregningene dessuten viste at metoden gav liten presisjonsforbedring i forhold til bruk av kun aldersprøve, ble de ukorrigerede estimater beholdt.

Tabell 13. Prosentavvik mellom beregnet antall ved bruk av forholdsestimatoren og faktisk antall i lengdeprøven.

ÅR	LINE	GARN	SNØRE	SNURREVAD
1973	-0.9	1.1	1.6	-0.5
1974	-2.0	-0.3	-2.5	-9.5
1975	-1.3	0.5	-2.9	-1.7
1976	0.0	-4.6	5.4	-3.6
1977	-2.4	-0.5		-1.3
1978	2.9	-0.8		-3.0
1979	2.3	-0.9	-0.9	-0.7

3.6. Betraktninger om samplingopplegget

Hensikten med denne del av oppgaven er ikke et forsøk på å gi en fullstendig beskrivelse av et egnet sampling-opplegg. Til det er emnet alt for omfattende og kjennskapet til vedkommende fiskeri for dårlig. Det følgende er derfor bare generelle betraktninger fra arbeidet med det gitte materialet fra årene 1973-1979.

3.6.1. Problemstilling

WEST (1978) setter opp følgende liste over forhold som må avklares før et samplingopplegg kan fastsettes:

- i) Hvilke størrelser skal estimeres?
- ii) Hvilken presisjon kreves for de estimerte størrelser?
- iii) Hvilke ressurser (personell, økonomiske rammer) er tilgjengelig?
- iv) Hvilke praktiske begrensninger settes av flåte og mottakerapparat?

Deretter må spørsmål om variasjonsforhold besvares (etter POPE (1978)):

v) Hvor stor er variasjonen mellom prøvene fra en og samme fangst?

vi) Hvor stor er variasjonen mellom fangster tatt med samme redskap?

vii) Hvor stor er variasjonen mellom fangster tatt med forskjellige redskaper?

viii) Er det forskjeller mellom områder og/eller forskjeller i tid?

For det gitte fiskeri er pkt. ii) ikke besvart. Fastsetting av presisjonsnivået som kreves er av avgjørende betydning for å bestemme hvilken innsats som er nødvendig.

Spørsmålene om variasjonsforholdene er forsøkt belyst i avsnitt 3.2.2.

3.6.2. Antall og størrelse av prøvene

For å kunne vurdere forholdet mellom antall prøver og størrelsen av hver enkelt prøve, må størrelsen av variasjonen innen en fangst, V_w , og variasjonen mellom fangster, V_b , beregnes.

For det gitte materialet synes variasjonen mellom fangster å være stor. Slutninger om variansen innen en fangst kunne ikke trekkes fra det gitte materialet.

SOUTHWARD(1976) fant ved sampling fra fangster av stillehavskveite (Hippoglossus stenolepis) at variansen innen en fangst var betydelig større enn mellom fangster. Disse fangstene bestod imidlertid av flere delfangster. Ellers i litteraturen går de fleste konklusjoner ut på at variansen mellom fartøyer er den helt dominerende av varianskomponentene (GULLAND 1955; POPE 1963; TOMLINSON 1971).

Dersom varianskomponenten V_b er den dominerende, bør antall

prøver være stort, mens størrelsen til hver enkelt prøve er av mindre betydning. I motsatt fall, når $V_w \gg V_b$, bør størrelsen av enkeltprøver økes på bekostning av antallet prøver.

Generelt gir imidlertid en økning av antall prøver større gevinst enn en økning av prøvestørrelsen. Dette ses av følgende uttrykk for variansen til middelveidien for en prøve der n_1 er antall objekter på første samplingstrinn og n_2 er antall objekter i prøven på annet trinn (etter POPE 1978):

$$V_b/n_1 + V_w/n_1n_2$$

En økning av n_1 gir altså reduksjon i alle ledd, mens en økning i n_2 bare har betydning for siste ledd. Dette forhold er vist tydelig hos HAMRE et al. (1975). Jo mindre V_w er i forhold til V_b , dess mindre reduseres variansen ved en økning av n_2 .

For å kunne trekke slutninger om et optimalt forhold mellom antall prøver og prøvestørrelsen, bør derfor et opplegg nyttes slik at de enkelte varianskomponenter kan bestemmes.

3.6.2.1. Alders- vs. lengdeprøver

Beregningene i avsnitt 3.5.3. viste at lengdeprøvene gav lite informasjon om aldersfordelingen. En økning av antall aldersprøver på bekostning av antall lengdeprøver ville derfor gi bedre presisjon.

Aldersprøver krever imidlertid betydelig større arbeidsinnsats, både under selve innsamlingen og ved den seinere bearbeidelse av materialet. Uten lengdeprøver ville derfor den totale prøvemengde måtte reduseres betydelig. Presisjonsforbedringen må derfor vurderes i relasjon til kostnadsforholdene for de to prøvetypene. Dersom lengdeprøver kan tas uten vesentlige merutgifter, bør lengdeprøver samles inn.

SPARRE et al. (1977) fant imidlertid i et simuleringsforsøk at selv når prisen på en aldersbestemmelse er betydelig større enn for en lengdemåling, vil aldersprøver være å foretrekke.

Kun når lengdemålingskostnadene er svært lave og fisken vokser raskt, kan bruk av alders-lengdenøkkel være hensiktsmessig.

Formålet med prøvetakingen er uten tvil videre enn å estimere aldersfordelingen i fangsten. Fisken i aldersprøven bør derfor også alltid lengdemåles.

3.6.3. Forslag til endringer

1. Innføring av en totrinns-samplingplan

Det nåværende opplegg for innsamling av prøver har to vesentlige mangler:

- i) Tilfeldige prøver er svært vanskelig å trekke.
- ii) En tilfredstillende variansanalyse er ikke mulig.

Bruk av totrinns-sampling ville rette på begge disse forhold. Beskrivelse av slike oppsett er gitt av TOMLINSON (1971) og WEST (1978). Forskjeller i organisering av fiskemottak og i flåtestruktur gjør at disse samplingplanene ikke direkte kan overføres til Lofotfisket, men må tilpasses de spesielle forhold og de tilgjengelige ressurser. Innføring av en slik plan ville kreve en betydelig omlegging av prøveinnsamlingen slik den er i dag og forutsetter godt kjennskap til vedkommende fiskeri.

2. Endringer i det nåværende opplegg

Enkelte forbedringer kan imidlertid foretas uten særlige forandringer av opplegget:

- i) Det bør tas aldersmateriale fra samtlige prøver, samtidig som store lengdeprøver bør unngås.

Dette punktet er diskutert under pkt. 3.5.2. og 3.6.3.

- ii) Det bør tas flere prøver fra garn-, snøre- og snurrevadfangster relativt til antall prøver fra linefangster.

Dersom det ikke er forskjell i variasjon mellom

Tabell 14. Prøvedekning (totalt antall lengdemålinger) for de enkelte redskapsgrupper relativt til proporsjonal allokering (dvs. prøvemengden er proporsjonal med fangstkvantum).

ÅR	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
LINE	1.91	1.44	2.11	1.38	1.80	1.49	1.07
GARN	.65	1.00	.40	.80	.83	.47	1.06
SNØRE	.54	.19	.64	.81	.61	.83	.75
SNURREVAD	.77	.29	.43	.69	0	2.30	.80

redskaper, bør prøvemengden fra hvert redskap være proporsjonal med fangstkvantumet (MACER et al. 1979). For Lofotfisket er linefangstene gjennomgående overrepresentert i forhold til fangstkvantum, mens garn, snøre og snurrevad er underrepresenterte (se tabell 14).

iii) Den enkelte prøve må veies.

For at prøvene skal kunne brukes i beregningene må prøvevekten være kjent (se pkt. 2.4.). En prøvevekt beregnet fra en midlere fiskevekt og antall i prøven blir ofte unøyaktig. Det samme gjelder for prøvevekter beregnet fra lengdefordeling og en lengde-vekt relasjon.

4. SAMMENDRAG

Oppgavens hensikt var å undersøke presisjonsnivået for de beregnede verdier av fangst i antall ved gitt alder basert på prøver samlet inn under Lofotfisket for årene 1973-1979. Dessuten skulle samplingopplegget vurderes. Materialet ble stilt til rådighet av Fiskeridirektoratets Havforskningsinstitutt.

Beregningene ble utført ved bruk av kun aldersprøver og ved bruk av alders- og lengdeprøver (alders-lengdenøkkel). Dessuten er bruk av forholdsestimering for å beregne aldersfordeling beskrevet og utprøvd.

For det gitte materialet synes de beregnede variansanslag å være på et tilfredstillende nivå relativt til andre undersøkelser. Det er imidlertid sannsynlig at presisjonsnivået er betydelig lavere enn det de beregnede verdier antyder. Hovedårsaken til dette er at varianskomponenten mellom prøver måtte ignoreres ved beregningene pga. mangler ved det gitte materialet.

Nytten av dobbelsampling ble vurdert som reduksjon i varians for de beregnede verdier relativt til bruk av kun aldersprøver. For det gitte materialet synes lengdeprøvene å gi lite informasjon om aldersfordelingen.

Det nåværende samplingopplegg har klare mangler, spesielt med hensyn til muligheten for å trekke tilfeldige prøver og for å kunne foreta en tilfredstillende variansanalyse. Prøvedekningen i rom og tid er dessuten dårlig. Disse forhold begrenset muligheten for en skikkelig vurdering av prøveinnsamlingen.

Enkelte endringer av nåværende opplegg er foreslått.

1) Det bør tas aldersmateriale fra samtlige prøver, og store lengdeprøver bør unngås.

2) Prøvene bør veies for å redusere antall prøver som må utgå pga. manglende eller feil oppført vekt.

3) Garn, snøre og snurrevad må få en bedre prøvedekning relativt til line.

På lengre sikt bør innføring av et totrinns-samplingopplegg vurderes.

5. TAKK

Jeg vil med dette få takke alle dem som har bidratt til å få denne oppgaven vel i havn:

Forskningsjef Arvid Hysten som kom med idéen til oppgaven, stilte materialet til disposisjon og kom med nyttige tips ved gjennomlesing av oppgaven.

Hovedfagsveilederen, amanuensis Magnar Aksland som gav mange gode råd underveis.

Havforskerassistent Per Ågotnes som svarte på spørsmål om prøvematerialet.

Universitetsstipendiat Knut Sunnanå som hjalp til å løse problemer som oppstod ved databehandlingen av materialet.

Ellers vil jeg få rette en takk til alle ansatte og medstudenter ved IFB.

5. LITTERATUR

- ANON 1966. Arctic Fisheries Working Group. Report of Meeting in Hamburg, 18-23 January 1965. Cooper. Res. Rep. int. Coun. Explor. Sea, 1965 (Ser. B):15-32.
- ANON 1981. Report of the Arctic Fisheries Working Group. Coun. Meet. int. Coun. Explor. Sea, 1981 (G:2):1-32. [Mimeo.]
- ANON 1982. Ressursoversikt for 1981-1982. Fisken Hav., 1982 (Særnummer 1):1-119.
- CASSIE, R.M. 1954. Some uses of probability paper in the analysis of size frequency distributions. Aust. J. mar. Freshwat. Res., 5(3):513-522.
- CLARK, W.G. 1981. Restricted least-squares estimates of age composition from length composition. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 38:297-307.
- COCHRAN, W.G. 1977. Sampling techniques, third edition. John Wiley & Sons, Inc., New York. 413 pp.
- COCHRAN, W.G., MOSTELLER, F. and TUKEY, J.W. 1954. Principles of sampling. J. Amer. Stat. Assoc., 49:13-35.
- FRIDRIKSON, A. 1934. On the calculation of age distribution within a stock of cod by means of relatively few age determinations as key to measurements on a large scale. Rapp. P.-v. Reun. Cons. int. Explor. Mer, 86:1-14.
- GODØ, O.R. 1977. Ei ressursbiologisk gransking av torsken på Møre og i Borgundfjorden. Cand. real. thesis Univ. Bergen. 109 s. [Uubbl., mimeo.]

- GULLAND, J.A. 1955. Estimation of growth and mortality in commercial fish populations. Fish. Invest., Lond., Ser. 2, 18(9):1-46.
- GULLAND, J.A. 1965. Estimation of mortality rates. Annex to Arctic Fisheries Working Group Report. Coun. Meet. int. Coun. Explor. Sea, 1965(3): 1-9. [Mimeo.]
- HAMRE, J., ULLTANG, Ø. and ØSTVEDT, O.J. 1974. Report on the Norwegian sampling programme for industrial catches of herring, mackerel and capelin. Coun. Meet. int. Coun. Explor. Sea, 1974 (H:27):1-13. [Mimeo.]
- HASSELBLAD, V. 1966. Estimation of parameters for a mixture of normal distributions. Technometrics, 8(3): 431-444.
- HYLEN, A. 1964. Coastal cod and skrei in the Lofoten area. FiskDir. Skr. Ser. HavUnders., 13(7):27-42.
- JOHNSTON, C., NICHOLSON, M.D. and POPE, J.A. 1975. The precision of estimated age compositions. Coun. Meet. int. Coun. Explor. Sea, 1975 (F:31):1-6. [Mimeo.]
- KETCHEN, K.S. 1949. Stratified subsampling for determining age distributions. Trans. Am. Fish. Soc., 79: 205-212.
- KIMURA, D.K. 1977. Statistical assesment of the age-length key. J. Fish. Res. Board Can., 34:317-324.

- KUMAR, K.D. and ADAMS, S.M. 1977. Estimation of age structure of fish populations from length frequency data, p. 256-281. In W. Van Winkle [ed.] Proceedings of the conference on assessing the effects of power-plant-induced mortality on fish populations. Pergamon Press, Oxford. 380 pp.
- MACDONALD, P.D.M. 1969. FORTRAN programs for statistical estimation of distribution mixtures: Some techniques for statistical analysis for length-frequency data. Fish. Res. Board Can. Tech. Rep., 129: 45 pp.
- MACDONALD, P.D.M. and PITCHER, T.J. 1979. Age-groups from size-frequency data: A versatile and efficient method of analyzing distribution mixtures. J. Fish. Res. Board Can., 36:987-1001.
- MACER, C.T., JONES, B.W. and BANNISTER, R.C.A. 1979. Factors affecting the accuracy of catch predictions in some demersal fish stocks. Coun. Meet. int. Coun. Explor. Sea, 1979 (G:34):1-12. [Mimeo.]
- PETERSEN, C.G.J. 1892. Fiskenes biologiske Forhold i Holbæk Fjord 1890-(91). Beretning fra Den danske biologiske Station 1890-(91), 1:121-183.
- POPE, J.A. 1978. A review of sampling methods in fishery research. Coun. Meet. int. Coun. Explor. Sea, 1978 (D:8):1-9. [Mimeo.]
- POPE, J.G. 1972. An investigation of the accuracy of virtual population analysis using cohort analysis. Res. Bull. Int. Comm. Northw. Atl. Fish., 9:65-75.

- ROLLEFSEN, G. 1933. The otoliths of the cod. FiskDir. Skr. Ser. HavUnders., 4(3):1-14.
- ROLLEFSEN, G. 1940. Skreibestanden 1939. Årsberetning vedkommende Norges Fiskerier 1939, 2:98-112.
- ROLLEFSEN, G. 1941. Skreibestanden 1940. Årsberetning vedkommende Norges Fiskerier 1940, 2:100-112.
- ROLLEFSEN, G. 1942. Skreien 1941. Årsberetning vedkommende Norges Fiskerier 1941, 2:120-130.
- SOUTHWARD, G.M. 1976. Sampling landings of halibut for age composition. Int. Pac. Halibut Comm. Sci. Rep., 58: 31 pp.
- SPARRE, P., KNUDSEN, H. and MUNCH-PETERSEN, S. 1977. Optimization of sampling programs for estimation of age distribution and fishing mortality. Coun. Meet. int. Coun. Explor. Sea, 1977 (F:43): 1-12. [Mimeo.]
- SUND, O. 1938. Torskebestanden i 1937. Årsberetning vedkommende Norges Fiskerier 1937, 2:101-108.
- SUND, O. 1939. Torskebestanden i 1938. Årsberetning vedkommende Norges Fiskerier 1938, 2:87-94.
- TAYLOR, C.C. 1953. Nature of variability in trawl catches. U.S. Fish. Wild. Serv., Fish. Bull., 54: 145-166.
- TOMLINSON, P. 1971. Some sampling problems in fishery work. Biometrics, 27:631-641.

- WEST, I.F. 1978. The use in New Zealand of multilevel clustered sampling designs for the sampling of fish at market for year-class. Coun. Meet. int. Coun. Explor. Sea, 1978 (D:5):1-9. [Mimeo.]
- WESTERHEIM, S.J. and RICKER, W.E. 1978. Bias in using an age-length key to estimate age-frequency distributions. J. Fish. Res. Board Can., 35:184-189.
- ZAR, J.H. 1974. Biostatistical analysis. Prentice-Hall Inc. Englewood Cliffs, N.J. 620 pp.

APPENDIX A

Utleddning av uttrykk for beregning av presisjonsforbedringen ved stratifisering relativt til ustratifisert sampling.

Følgende parametre nyttes:

- \bar{V} - populasjonsmiddelet for størrelsen v
- \bar{v} - estimator for \bar{V}
- \bar{v}_{str} - estimator for \bar{V} ved stratifisert sampling
- V_i - populasjonsmiddelet i stratum i
- τ^2 - populasjonsvariansen for v
- τ_i^2 - populasjonsvariansen i stratum i
- N - antall objekter i populasjonen
- N_i - antall objekter i stratum i
- n - antall objekter i prøven
- n_i - antall objekter i prøven fra stratum i
- L - antall strata

Følgende relasjoner kan utledes (COCHRAN 1977, kap. 5):

$$(A.1) \quad \text{Var}(\bar{v}) = \frac{\tau^2}{n} = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^L \frac{N_i}{N} [\tau_i^2 + (\bar{V}_i - \bar{V})^2] \right)$$

$$(A.2) \quad \text{Var}(\bar{v}_{str}) = \sum_{i=1}^L \left(\frac{N_i}{N} \right)^2 \frac{\tau_i^2}{n_i}$$

Designeffekten (DEFF) er gitt ved:

$$(A.3) \quad \text{DEFF} = \frac{\text{Var}(\bar{v}_{str})}{\text{Var}(\bar{v})}$$

Innsetting av A.1 og A.2 i A.3 gir:

$$(A.4) \quad \text{DEFF} = \frac{\sum_{i=1}^L \left(\frac{N_i}{N} \right)^2 \frac{\tau_i^2}{n_i}}{\frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^L \frac{N_i}{N} [\tau_i^2 + (\bar{V}_i - \bar{V})^2] \right)}$$

Designeffekten ved den gitte allokering finnes ved å sette inn de aktuelle verdier for n_i i A.4.

Ved proporsjonal allokering gjelder:

$$(A.5) \quad n_i \propto N_i$$

og ved optimal allokering:

$$(A.6) \quad n_i \propto N_i \tau_i$$

Ved valg av proporsjonalitetsfaktor må følgende krav være oppfylt:

$$(A.7) \quad \sum_{i=1}^L n_i = n$$

Velges $n_i = \frac{N_i}{N} n$ ved proporsjonal allokering og $n_i = k \frac{N_i}{N} \tau_i$

(der k er en konstant slik at A.7 er oppfylt) ved optimal allokering, får en ved innsetting i A.4:

$$(A.8) \quad \text{DEFF}_{\text{OPT}} = \frac{\left(\sum_{i=1}^L \frac{N_i}{N} \tau_i \right)^2}{\sum_{i=1}^L \frac{N_i}{N} [\tau_i^2 + (\bar{V}_i - \bar{V})^2]}$$

$$(A.9) \quad \text{DEFF}_{\text{PROP}} = \frac{\sum_{i=1}^L \frac{N_i}{N} \tau_i^2}{\sum_{i=1}^L \frac{N_i}{N} [\tau_i^2 + (\bar{V}_i - \bar{V})^2]}$$

8. APPENDIX B

Fordeling av prøver på de enkelte lokaliteter under Lofotfisket for årene 1973-1979. De gitte verdier er totalt antall prøver etter sortering. Tallene i parentes er antall aldersprøver.

APPENDIX C

I det følgende er gitt estimater for fangst i antall samt tilhørende standardavvik og variasjonskoeffisienter for de enkelte aldersgrupper av kysttorsk og skrei fanget under Lofotfisket i perioden 1973-1979.

Beregningene er utført ved bruk av tre metoder:

- 1) aldersprøver
- 2) alders-lengdenøkkel
- 3) forholdsestimering

1973: SKREI

ALDER	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV	XV+
ALDERSPRØVE												
ANTALL · 10 ⁻³	-	10	139	444	2724	8214	1832	176	62	48	28	22
SD. AV. · 10 ⁻³	-	6	26	46	117	152	101	34	22	18	13	12
VAR. KOEFF.	-	59.0	18.5	10.4	4.3	1.9	5.5	19.0	35.2	36.9	46.6	56.6
ALDERS-LENGDENØKKEL												
ANTALL 10 ⁻³	-	8	145	439	2706	8254	1815	164	49	36	23	12
SD. AV. 10 ⁻³	-	4	27	45	111	141	91	28	17	13	10	4
VAR. KOEFF.	-	47.4	18.5	10.3	4.1	1.7	5.0	16.8	34.2	35.0	41.5	35.8
FORHOLDSESTIMATOR												
ANTALL 10 ⁻³	-	7	134	433	2708	8293	1875	182	62	51	31	25
SD. AV. 10 ⁻³	-	5	23	42	103	134	92	31	20	17	12	12
VAR. KOEFF.	-	71.2	17.4	9.7	3.8	1.6	4.9	17.1	32.5	32.5	39.6	46.0

1973: KYSTORSK

ALDER	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV+
	ALDERSPRØVE											
ANTALL · 10 ⁻³	-	6	116	454	524	269	106	49	7	-	-	-
SD. AV. · 10 ⁻³	-	5	24	49	53	40	26	18	8	-	-	-
VAR. KOEFF.	-	73.9	20.9	10.8	10.2	14.7	24.1	36.8	110.4	-	-	-
	ALDERS-LENGDENØKKEL											
ANTALL 10 ⁻³	-	2	112	467	532	275	109	46	4	-	-	-
SD. AV. 10 ⁻³	-	1	22	45	51	41	26	17	3	-	-	-
VAR. KOEFF.	-	60.8	19.7	9.7	9.6	14.8	24.1	36.8	98.1	-	-	-
	FORHOLDSESTIMATOR											
ANTALL 10 ⁻³	-	5	114	458	514	269	107	49	7	-	-	-
SD. AV. 10 ⁻³	-	3	22	43	49	37	24	17	8	-	-	-
VAR. KOEFF.	-	64.8	18.9	9.3	9.5	13.8	22.6	34.5	104.1	-	-	-

1974: SKREI

ALDER	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV	XV+
ALDERSPRØVE												
ANTALL · 10 ⁻³	2	72	490	801	625	1019	1697	717	139	42	23	33
SD.AV. · 10 ⁻³	2	14	33	42	36	43	54	39	19	10	7	10
VAR.KOEFF.	123.5	20.0	6.8	5.2	5.8	4.2	3.2	5.4	13.5	24.1	30.3	31.0
ALDERS-LENGDENØKKEL												
ANTALL 10 ⁻³	2	123	575	827	581	954	1597	668	127	38	24	24
SD.AV. 10 ⁻³	2	20	37	41	33	39	47	34	17	9	7	7
VAR.KOEFF.	100.0	16.0	6.5	5.0	5.6	4.0	2.9	5.0	13.1	22.9	29.0	28.2
FORHOLDSESTIMATOR												
ANTALL 10 ⁻³	2	101	554	822	579	957	1589	658	122	37	25	27
SD.AV. 10 ⁻³	2	10	23	28	27	33	38	29	14	8	6	7
VAR.KOEFF.	105.9	9.8	4.1	3.4	4.7	3.5	2.4	4.4	11.0	21.1	23.4	25.2

1974: KYSTORSK

ALDER	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV+
	ALDERSPRØVE											
ANTALL · 10 ⁻³	10	16	243	298	357	128	39	6	14	2	2	-
SD.AV. · 10 ⁻³	5	8	25	26	28	18	10	5	6	2	2	-
VAR.KOEFF.	53.5	47.1	10.2	8.7	7.9	13.7	24.4	76.3	45.0	121.5	121.5	-
	ALDERS-LENGDENØKKEL											
ANTALL 10 ⁻³	8	33	318	317	374	127	43	7	17	1	2	-
SD.AV. 10 ⁻³	4	14	30	28	29	17	10	4	7	1	2	-
VAR.KOEFF.	56.6	41.2	9.6	8.7	7.9	13.6	23.9	59.5	40.2	96.4	99.6	-
	FORHOLDSESTIMATOR											
ANTALL 10 ⁻³	16	28	298	316	357	121	39	6	14	2	2	-
SD.AV. 10 ⁻³	4	5	17	20	22	14	8	3	5	2	2	-
VAR.KOEFF.	24.4	17.5	5.8	6.3	6.2	11.5	20.5	56.8	35.6	108.3	108.2	-

1975: SKREI

ALDER	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV	XV+
	ALDERSPRØVE											
ANTALL · 10 ⁻³	-	68	804	1788	1347	436	295	392	234	49	10	14
SD.AV. · 10 ⁻³	-	16	50	69	64	40	33	39	31	14	7	7
VAR.KOEFF.	-	23.2	6.2	3.9	4.8	9.3	11.3	9.9	13.3	29.5	69.6	48.1
	ALDERS-LENGDENØKKEL											
ANTALL 10 ⁻³	-	83	843	1776	1315	410	267	387	219	48	7	16
SD.AV. 10 ⁻³	-	18	51	67	59	37	29	35	27	14	5	5
VAR.KOEFF.	-	22.2	6.0	3.8	4.5	9.1	10.8	9.0	12.4	28.5	63.4	30.7
	FORHOLDSESTIMATOR											
ANTALL 10 ⁻³	-	77	835	1787	1330	417	273	371	223	46	7	14
SD.AV. 10 ⁻³	-	12	39	54	49	32	26	28	22	11	5	6
VAR.KOEFF.	-	16.1	4.6	3.0	3.7	7.8	9.5	7.5	9.7	24.9	70.1	41.5

1975: KYSTTORSK

ALDER	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV+
	ALDERSPRØVE											
ANTALL · 10 ⁻³	2	19	275	799	512	200	44	24	-	-	10	-
SD.AV. · 10 ⁻³	2	9	31	50	43	29	14	11	-	-	7	-
VAR.KOEFF.	112.9	47.2	11.4	6.3	8.4	14.3	31.4	44.5	-	-	69.6	-
	ALDERS-LENGDENØKKEL											
ANTALL 10 ⁻³	3	27	318	835	528	195	44	25	-	-	8	-
SD.AV. 10 ⁻³	3	11	34	51	44	28	13	11	-	-	6	-
VAR.KOEFF.	93.7	39.1	10.6	6.1	8.3	14.3	30.7	45.2	-	-	67.3	-
	FORHOLDSESTIMATOR											
ANTALL 10 ⁻³	3	23	299	817	515	194	44	20	-	-	7	-
SD.AV. 10 ⁻³	2	7	23	40	35	23	11	7	-	-	5	-
VAR.KOEFF.	82.8	30.7	7.8	4.9	6.8	11.6	24.8	42.5	-	-	70.2	-

1976: SKREI

ALDER	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV	XV+
ALDERSPRØVE												
ANTALL · 10 ⁻³	-	26	2889	3524	2445	926	251	71	130	38	13	17
SD. AV. · 10 ⁻³	-	11	97	106	92	62	34	17	23	13	7	9
VAR. KOEFF.	-	43.8	3.3	3.0	3.8	6.7	13.4	24.6	17.9	34.0	58.4	51.5
ALDERS-LENGDENØKKEL												
ANTALL 10 ⁻³	-	26	3123	3577	2201	781	205	62	100	36	7	14
SD. AV. 10 ⁻³	-	11	94	103	80	50	26	15	15	12	3	8
VAR. KOEFF.	-	42.1	3.0	2.9	3.6	6.4	12.5	23.9	14.6	34.1	47.6	52.3
FORHOLDSESTIMATOR												
ANTALL 10 ⁻³	-	28	3080	3573	2196	777	207	61	114	32	9	14
SD. AV. 10 ⁻³	-	10	82	91	78	53	30	16	19	11	7	8
VAR. KOEFF.	-	35.8	2.7	2.5	3.6	6.8	14.3	25.7	16.9	35.1	73.0	55.7

1976: KYSTTORSK

ALDER	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV+
	ALDERSPRØVE											
ANTALL · 10 ⁻³	14	77	256	946	415	180	34	17	9	7	-	-
SD. AV. · 10 ⁻³	8	18	33	63	42	28	12	9	6	7	-	-
VAR. KOEFF.	55.6	23.4	12.9	6.6	10.1	15.5	35.7	51.5	70.7	98.7	-	-
	ALDERS-LENGDENØKKEL											
ANTALL 10 ⁻³	14	105	318	1068	428	160	29	15	11	7	-	-
SD. AV. 10 ⁻³	7	25	38	69	44	25	10	8	8	7	-	-
VAR. KOEFF.	46.3	23.9	11.9	6.4	10.2	15.6	34.8	51.7	69.0	96.3	-	-
	FORHOLDSESTIMATOR											
ANTALL 10 ⁻³	15	96	293	1000	417	171	30	15	7	6	-	-
SD. AV. 10 ⁻³	6	16	29	57	38	25	11	8	6	6	-	-
VAR. KOEFF.	40.7	16.7	10.0	5.7	9.1	14.8	37.8	54.1	78.0	107.4	-	-

1977: SKREI

ALDER	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV	XV+
	ALDERSPRØVE											
ANTALL · 10 ⁻³	-	36	730	8415	3374	781	198	19	69	24	34	9
SD. AV. · 10 ⁻³	-	18	79	170	139	76	39	10	27	11	20	7
VAR. KOEFF.	-	50.4	10.8	2.0	4.1	9.7	19.7	52.0	38.9	45.2	59.2	73.6
	ALDERS-LENGDENØKKEL											
ANTALL 10 ⁻³	-	39	717	8369	3503	788	184	17	39	21	18	8
SD. AV. 10 ⁻³	-	19	76	157	132	69	31	8	12	7	9	6
VAR. KOEFF.	-	48.4	10.6	1.9	3.8	8.7	16.9	49.6	31.7	40.7	49.3	70.1
	FORHOLDSESTIMATOR											
ANTALL 10 ⁻³	-	35	720	8265	3438	831	205	22	57	27	23	11
SD. AV. 10 ⁻³	-	16	67	139	115	63	32	8	22	9	15	6
VAR. KOEFF.	-	44.5	9.3	1.7	3.3	7.6	15.8	38.9	37.8	33.0	63.3	53.4

1977: KYSTORSK

ALDER	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV+
	ALDERSPRØVE											
ANTALL · 10 ⁻³	-	79	261	385	650	143	27	11	18	-	-	-
SD. AV. · 10 ⁻³	-	28	44	52	72	32	16	9	11	-	-	-
VAR. KOEFF.	-	35.9	17.0	13.4	11.1	22.3	58.5	77.2	61.0	-	-	-
	ALDERS-LENGDENØKKEL											
ANTALL 10 ⁻³	-	97	247	391	638	143	26	16	11	-	-	-
SD. AV. 10 ⁻³	-	24	41	52	71	30	14	11	5	-	-	-
VAR. KOEFF.	-	24.6	16.5	13.2	11.1	21.0	54.7	67.9	49.7	-	-	-
	FORHOLDSESTIMATOR											
ANTALL 10 ⁻³	-	83	249	373	648	143	27	11	17	-	-	-
SD. AV. 10 ⁻³	-	23	38	45	63	28	13	8	10	-	-	-
VAR. KOEFF.	-	28.0	15.1	12.0	9.7	19.4	49.1	70.0	58.7	-	-	-

1978: SKREI

ALDER	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV+
ALDERSPRØVE												
ANTALL · 10 ⁻³	-	11	360	2031	10323	2424	352	170	23	16	19	16
SD.AV. · 10 ⁻³	-	10	55	134	204	148	59	42	16	15	11	15
VAR.KOEFF.	-	91.8	15.2	6.6	2.0	6.1	16.9	24.8	72.3	92.3	58.4	92.3
ALDERS-LENGDENØKKEL												
ANTALL 10 ⁻³	-	18	433	2265	10422	2087	285	121	12	16	13	16
SD.AV. 10 ⁻³	-	12	62	142	193	125	46	29	7	12	7	12
VAR.KOEFF.	-	70.4	14.4	6.3	1.8	6.0	16.0	23.5	58.1	73.9	54.3	79.4
FORHOLDSESTIMATOR												
ANTALL 10 ⁻³	-	17	422	2236	10327	2226	305	139	20	13	13	13
SD.AV. 10 ⁻³	-	7	40	103	153	112	46	32	14	12	9	12
VAR.KOEFF.	-	42.5	9.5	4.6	1.5	5.1	15.2	23.3	68.8	91.1	72.0	92.2

1978: KYSTTORSK

ALDER	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV+
ALDERSPRØVE												
ANTALL · 10 ⁻³	-	10	213	389	289	276	64	-	-	11	-	-
SD. AV. · 10 ⁻³	-	14	46	62	57	53	27	-	-	10	-	-
VAR. KOEFF.	-	136.1	21.6	15.9	19.6	19.1	42.7	-	-	91.8	-	-
ALDERS-LENGDENØKKEL												
ANTALL 10 ⁻³	-	15	250	447	320	270	65	-	-	14	-	-
SD. AV. 10 ⁻³	-	15	51	69	62	51	29	-	-	10	-	-
VAR. KOEFF.	-	99.6	20.3	15.4	19.2	19.0	44.4	-	-	73.8	-	-
FORHOLDSESTIMATOR												
ANTALL 10 ⁻³	-	15	246	438	312	274	58	-	-	9	-	-
SD. AV. 10 ⁻³	-	11	36	49	44	43	22	-	-	7	-	-
VAR. KOEFF.	-	72.3	14.6	11.2	14.2	15.5	38.0	-	-	78.8	-	-

1979: SKREI

ALDER	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV	XV+
	ALDERSPRØVE											
ANTALL · 10 ⁻³	-	-	209	951	1767	5330	767	168	71	18	10	30
SD.AV. · 10 ⁻³	-	-	27	58	73	101	48	25	16	8	6	9
VAR.KOEFF.	-	-	12.9	6.1	4.1	1.9	6.3	14.9	23.2	42.6	60.7	30.2
	ALDERS-LENGDENØKKEL											
ANTALL 10 ⁻³	-	-	222	918	1720	5336	787	182	79	24	11	29
SD.AV. 10 ⁻³	-	-	29	55	68	89	48	25	17	10	6	8
VAR.KOEFF.	-	-	13.1	6.0	4.0	1.7	6.1	13.7	21.7	41.6	58.7	27.5
	FORHOLDSESTIMATOR											
ANTALL 10 ⁻³	-	-	200	900	1743	5358	775	171	70	19	11	30
SD.AV. 10 ⁻³	-	-	21	44	56	69	37	20	13	6	5	6
VAR.KOEFF.	-	-	10.6	4.9	3.2	1.3	4.8	11.8	18.0	31.0	45.1	21.3

1979: KYSTTORSK

ALDER	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV+
ALDERSPRØVE												
ANTALL · 10 ⁻³	3	-	136	597	558	168	107	7	1	1	-	-
SD. AV. · 10 ⁻³	3	-	24	45	46	24	19	5	2	2	-	-
VAR. KOEFF.	97.3	-	17.5	7.6	8.3	14.6	18.2	71.6	156.2	156.2	-	-
ALDERS-LENGDENØKKEL												
ANTALL 10 ⁻³	1	-	154	604	549	163	102	7	2	1	-	-
SD. AV. 10 ⁻³	1	-	26	43	45	24	17	4	2	1	-	-
VAR. KOEFF.	100.0	-	16.7	7.2	8.2	14.6	17.2	60.3	100.4	100.0	-	-
FORHOLDSESTIMATOR												
ANTALL 10 ⁻³	3	-	148	563	537	164	107	7	1	1	-	-
SD. AV. 10 ⁻³	1	-	19	35	38	20	15	4	1	1	-	-
VAR. KOEFF.	54.6	-	12.9	6.3	7.0	12.1	14.3	55.9	93.7	93.7	-	-

