

Fordelingsmønster og dødelegghet av loddelarver,  
samt berekning av gytebestand, basert på  
larveundersøkelsane langs Troms- og Finnmarks-  
kysten 1972-1976.

Hovedfagsoppgåve i fiskeribiologi  
av  
Anne Gro Vea Salvanes

Institutt for fiskeribiologi  
Universitetet i Bergen  
Våren 1984

## INNHALD

1.	INNLEIING	1
	1.1. Loddas biologi.	1
	1.2. Fiskerihistorie.	5
	1.3. Føremåla med oppgåva.	8
2.	MATERIALE OG METODE	10
	2.1. Oversikt over larvematerialet.	10
	2.1.1. Feilkjelder ved prøvetaking.	14
	2.2. Berekningsmetodar.	15
	2.2.1. Berekning av antal larver pr. m <sup>2</sup> overflate.	15
	2.2.2. Metode for estimering av larvemengde.	15
	2.2.2.1. Feilkjelder til mengdeestimat.	19
	2.2.3. Berekning av klekkjekurver.	19
	2.2.4. Berekning av dødeleghet av plommeseckklarver.	20
	2.2.5. Berekning av gytebestand ut frå egg og larve data.	21
	2.2.5.1. Feilkjelder til berekningsmetodane.	24
	2.3. Anvendte statistiske metodar.	25
	2.3.1. Modell for larvefordelinga.	25
	2.3.1.1. Null-trunkert frekvensfordeling.	28
	2.3.2. Konfidensintervall til parametrane i modell.	30
	2.3.3. Kolmogrov-Smirnov test.	31
	2.4. Vertikalt fordelingsmønster.	32
3.	RESULTATER OG DISKUSJON	33
	3.1. Tilpasning av modell for horisontalt fordelingsmønster.	33
	3.1.1. Berekning av parametrane i modell.	33
	3.1.2. Test for negativ binomial fordeling.	35
	3.1.2.1. Variasjonskoeffisient til fordelingane.	42
	3.1.3. Konfidensintervall til parametrane i modell.	43
	3.1.4. Faktorar som påverkar aggregering av fiskelarver.	45

3.2.	Vertikalfordeling av loddelarver.	46
3.3.	Estimert larvemengde og berekna klekkjeforløp.	52
3.3.1.	Beskriving av klekkjekurvane 1972-1976.	54
3.3.2.	Samanlikning med andre populasjonar.	57
3.4.	Dødelegheit av plommesekklarver.	59
3.4.1.	Kritisk periode før biologisk rekruttering?	62
3.5.	Gytebestandsberekningar.	63
3.5.1.	Feilkjelder til metodane for estimering av gytebestand.	67
3.5.2.	Samanlikning med andre bestandsestimat.	68
4.	SAMANDRAG	70
5.	TAKK	71
6.	REFERANSAR	72
-	OVERSIKT OVER INNHOLD I APPENDIKS	86
7.	APPENDIKS A	87
8.	APPENDIKS B	102
9.	APPENDIKS C	107

## 1. INNLEIING

### 1.1. LODDAS BIOLOGI

Lodda (Mallotus villosus) er ein laksefisk og høyrer til familien Osmeridae saman med krøkle (Osmerus eperlanus). Den er pelagisk stimfisk og har sirkumpolar utbreiing. Bestandar finns i Barentshavet, ved Island, Vest-Grønland, New-Foundland og i Stillehavet (JANGAARD 1974). Det er også observert lokale populasjonar av lodde i fjordane langs Troms og Finnmark, blant anna ein populasjon av strandgytande lodde i Balsfjorden.

Lodda er viktig næring for torskefisk i Barentshavet (WINTERS 1969, PROKHOROV 1968). Under lodda si gytevandring sørover om vinteren og våren, fordeler torsken seg i same området. Ungtorsken fylgjer delvis etter loddestimen mot kysten samstundes med at gytetorsken er på vei mot Lofoten (WINTERS 1969, SMEDSTAD 1975). Mageprøvar av torsk viser at lodda berre representerar ein liten del av dietten sommar og haust, medan den er ein av hovedkomponentane vinter og vår (SMEDSTAD 1975).

DRAGESUND et. al. (1973) og HAMRE og TJELMELAND (1982) viser kart over utbreiingsområder for ulike aldersgrupper av lodde, og for gytevandringa i Barentshavet: To og tre-åringar vert vanlegvis funnen langs grensa mellom kaldt arktisk vatn og varmt atlantisk vatn. Null- og eitt-åringar finns same tida litt lengre sør og vest i området, og i noko varmare vatn. På denne tida beitar lodda intensivt, og kan ha eit feittinnhald på opp til 20%, og er ellers i god kondisjon og av god kvalitet (WINTERS 1969, PROKHOROV 1968). Dietten består hovedsakleg av euphausider (krill), amphipoder (marflo), copepoder (spesielt Calanus finmarchicus) og reker.

Seinhaustes, når isen legg seg i Barentshavet, vandrar alle årsklassane mot sør etter kvart som isen trekk sørover. Den umodne del av bestanden stoppar opp ute i havet om vinteren, og drar nordover på beitevandring igjen om våren (april-juni).

den kjønnsmodne delen fortset mot kysten for å gyta (LOENG, NAKKEN OG RAKNES 1983). Eine del av bestanden går mot kysten i ei vestleg lei, medan andre delen tek ei meir austleg.

Sidan 1971 har Fiskeridirektoratets Havforskningsinstitutt kvar haust kartlagt utbreiinga av lodda i Barentshavet. Resultatene frå desse undersøkelane viser at utbreiingsområdet for lodda i september-oktober er blitt vesentleg forflytta i perioden 1971-1982. LOENG et. al. (1983) viste at denne forflytninga fall saman med tilsvarande forflytning av isotermene. Lodda fordeler seg meir sør og vestleg i perioden 1977-1980 enn i åra 1971-1976. Det same gjeld for utbreiinga av atlantisk vatn.

Lodda føretar ei døgningleg vertikalvandring (LOENG, NAKKEN og RAKNES 1983). Eitt-åringane i sør er stort sett heile døgnet i vatnmassar mellom overflata og hundre meter, der temperaturen er over ei grad, medan dei eldre gruppene er i varmare vatn enn 0. °C berre om natta. Om dagen er denne eldre lodda i betydeleg kaldare vatn, og under oppvandring og nedvandring om morgon og kveld, passerer den temperaturminimumet som i store delar av Barentshavet er mellom -1.5 og -1.8 °C.

Lodda i Barentshavet gyt ved ein alder av 3-6 år (DRAGESUND, GJØSÅTER OG MONSTAD 1971), og 4 år gammal fisk dominerar i gytebestanden. Hannane blir lengre på gytefeltene enn hoene (PROKHOROV 1968). Mesteparten av lodda døyr etter gyting. Gytefeltene strekkjer seg frå Kvitsjøområdet i aust og til Lofotområdet i vest, og hovedgytinga varierar både i område og tid frå år til år. Hovedgytinga føregår mars-april, men ein del lodde gyt også mai-juli. Dei siste åra har størstedelen av gytinga føregått på Finnmarkskysten.

Observasjonar av type botnsubstrat og straummålingar viser at lodda i Barentshavet helst gyt på stadar med sterk straum (BJØRKE, GJØSÅTER og SÅTRE 1972). Det same gjeld for New-Foundland lodda (WINTERS 1969). Gytinga føregår på grus og sandbotn ved 8-250 meters dybde og ved temperaturar mellom 2. og 6. °C. Flora og fauna er sparsomleg på gytefeltene. Egga blir

blanda med substratet opp til eit omlag 15 cm. tjukt lag, og dette blir liggjande i dyner orientert loddrett på den dominerande straumretningen. Tidevatnstraumane er truleg årsak til desse formasjonane.

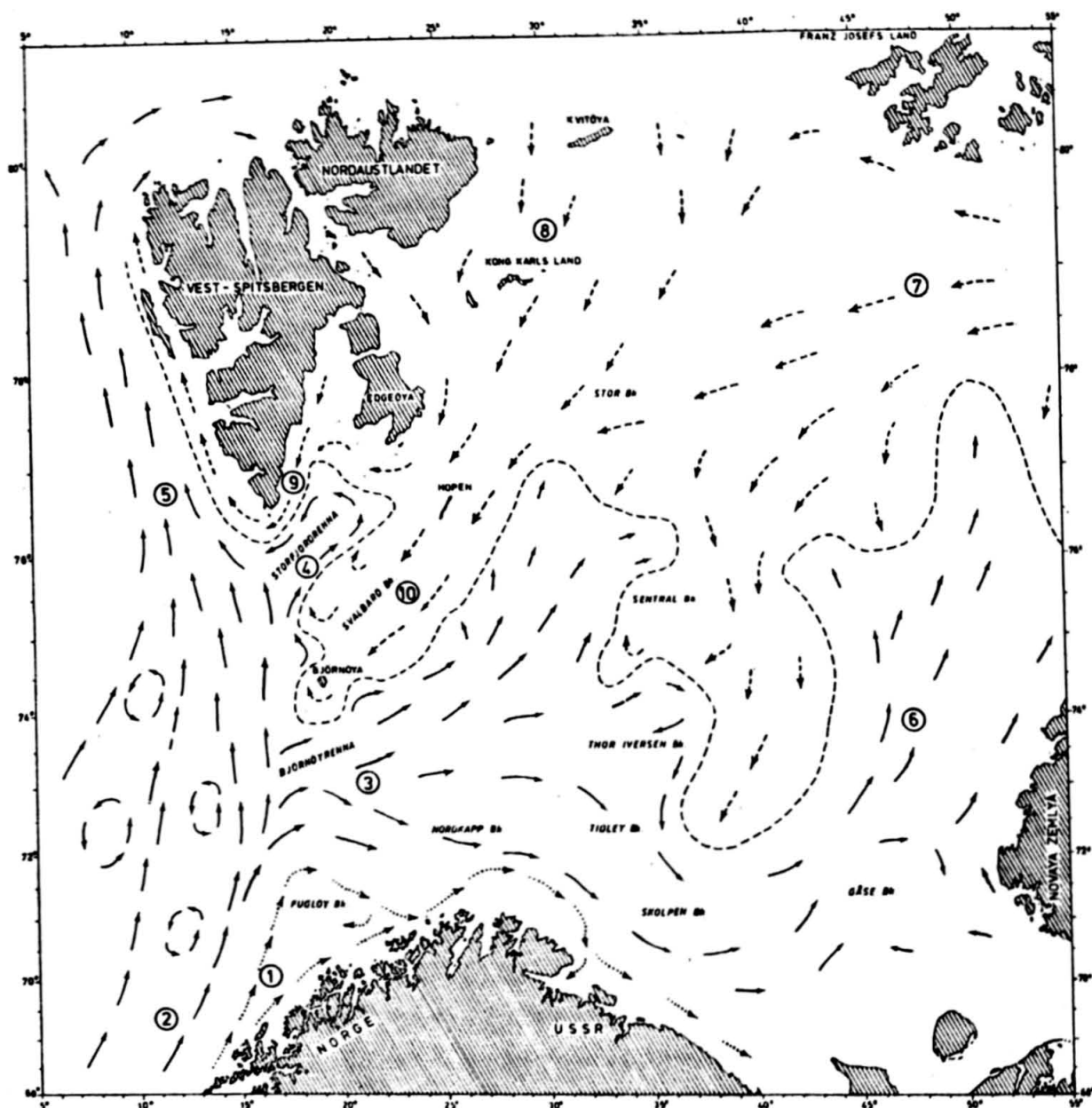
Dødelegheit av egga under inkubasjonsperioden kan ha ulike årsakar som befruktningsrate, drift og predasjon. Befruktinga synes å vera opp mot 100 % (SÆTRE OG GJØSÅTER 1975). Lite er kjent om drift av egga, men LILLELUND (1961) viste at egga til den nært beslekta krøkla (Osmerus eperlanus) overlevde sjølv om dei dreiv fritt i vatnmassane.

Hyse er ein viktig predator på loddeegg, det same er dykkender, og då artane praktærfugl (Somateria spectabilis), vanleg ærfugl (S. mollissima) og havelle (Clangula hyemalis). Endene predaterar mellom 2 og 3 % av totale eggproduksjon (GJØSÅTER OG SÆTRE 1975), men mengden hysa predaterar er ikkje anslått i litteraturen.

Inkubasjonstida for loddeegg er 40-50 døgn ved 2.8 °C, og 30 døgn ved 5 °C (GJØSÅTER OG SÆTRE 1975). Det er ikkje gjort undersøkelser på dødelegheit ved klekkjing for lodda i Barentshavet, og heller ikkje for dødelegheit på larvestadiet.

Nyklekte er larvene ca. 5 mm lange, og har ein plommesekk med lengde opptil 0.6 mm (målt på innsamla materiale 1972-1976 etter konservering på 4% formalin) som blir absorbert over ein 15-18 døgns periode (HELGESEN 1977). Truleg varierar lengden på plommesekken for nyklekte larver, men dette vil eg koma tilbake til. Etter klekkjing driv larvene nord og austover med overflatevatnet, Fig. 1.1. viser straumforholda i Barentshavet. Sjølv fordelinga av larvene varierar frå år til år (HOGNESTAD 1973).

Rekrutteringa, og dermed fiskeria, har veksla i periodar, og dette har truleg samanheng med varierande forhold for larvene frå år til år, noko eg vil koma tilbake til.



Figur 1.1. Midlare straumforhold i overflatelaget i Barentshavet. Den lange stipla linja viser den omtrentlege posisjon til Polarfronten. 1) Den norske kyststraumen, 2) Den norske Atlanterhavs straumen, 3) Nordkappstraumen 4) Sør-Spitsbergenstraumen, 5) Vestspitsbergenstraumen 6) Novaya Zemlja straumen, 7) Perseystraumen, 8) Aust-Spitsbergen straumen, 9) Sørkappstraumen, 10) Bjørnøystraumen. (LOENG 1983).

## 1.2. FISKERIHISTORIE

Fiske etter gytelodde har føregått i fleire generasjonar blant lokalbefolkningen langs Finnmarkskysten. Landnot var reiskapen som blei brukt, og fangstane blei nytta til fiskeagn, mat og gjødsel (NITTER-EGENÅS 1967).

I midten av femtiåra blei det også tatt i bruk snurpenøter, feitsildnøter og spesielle loddenøter, og båtar frå andre område blei med i fiskeriet.

Fiske etter lodde med flytetral starta fyrst i 1961, og dette året var det også eit rikt fiske med ein totalfangst på over det doble av året før. Ein venta at fisket året etter skulle bli like godt, men då slo det diverre heilt feil ved at lodda ikkje kom inn til kysten for å gyta. Dette hadde truleg samanheng med endra hydrografiske forhold i Barentshavet det året (OLSEN 1968).

Frå midten av 60-åra tok fisket seg opp att, og auka betrakteleg. Dette skjedde samstundes med at ringnotflåten blei med. Norske fangstar auka frå 20 tusen tonn i 1964 og opp til 1.5 millionar tonn i 1972 og 1975, Fig. 1.2., og fisket var dermed det viktigaste industrifisket for den norske fiskeflåten.

Fram til 1974 fiska Norge meir enn 95 % av den totale fangsten, men sidan den tid har også Sovjet auka innsatsen og fangsten.

Loddefisket føregjekk berre på gytelodde om vinteren fram til 1968, då haustfisket byrja i oppvekst og beiteområdene i Barentshavet. Dette fisket føregjekk hovudsakleg mellom Bjørnøya og Hopen, men også ved Spitsbergen og sentrale og nordaustre delar av Barentshavet.

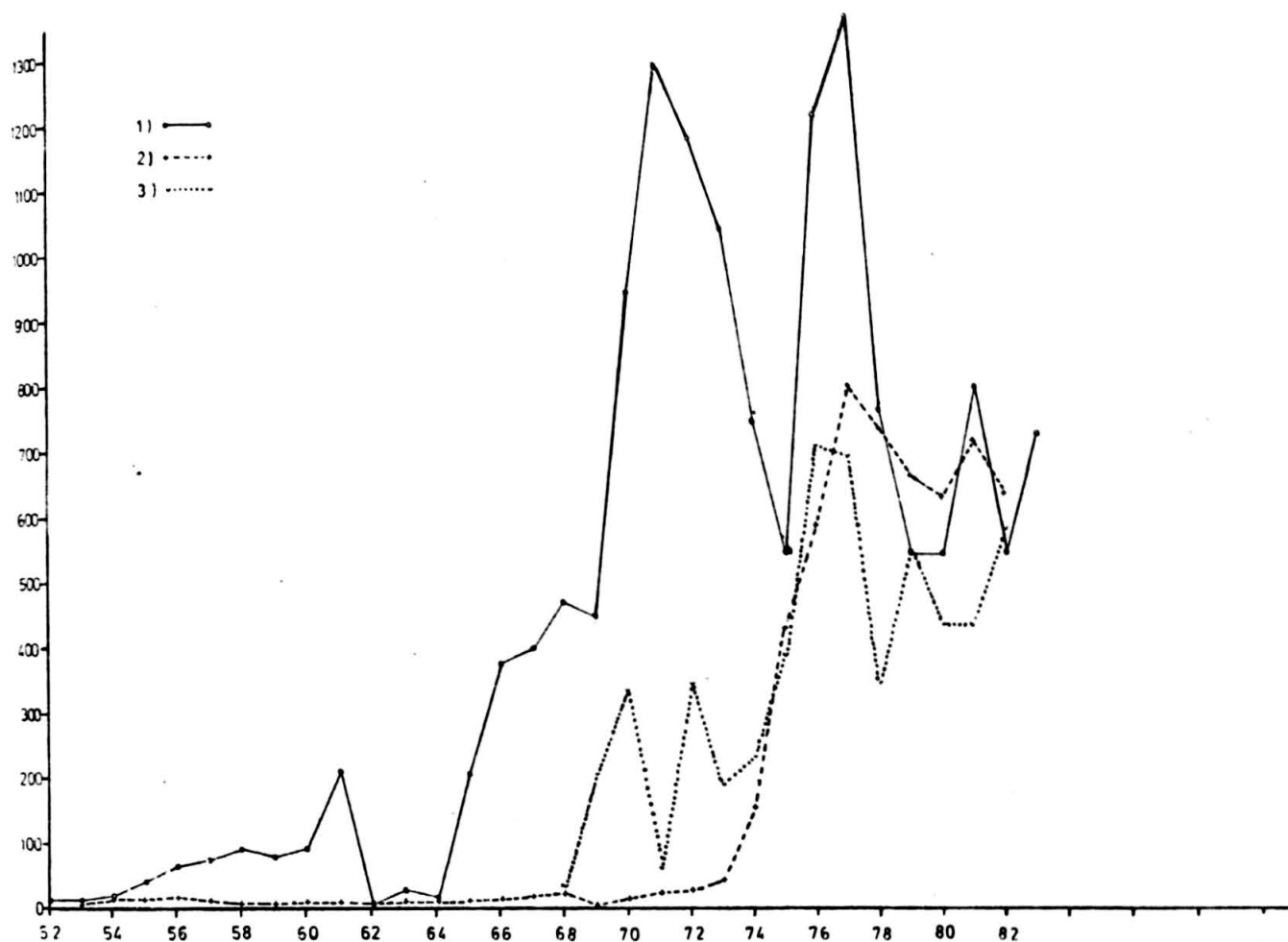
Ei følgje av haustfisket var at også umoden og modnande del av bestanden blei beskatta. Difor kom spørsmålet opp om reguleringar av fisket etter lodda for å sikra best muleg utnyttelse av bestanden sitt vekstpotensiale. Etterpå byrja



ein også å tenkja på reguleringstiltak for å halda gytebestanden oppe på forsvarleg nivå for å sikra framtidig rekruttering.

Frå 1979 er fisket regulert med fangstkvoter der Norge sin del er 60 % og Sovjet sin er 40%. I 1983 er totalkvoten på 1.1 mill. tonn om vinteren og 1.2 mill. om hausten. Norge sin andel er henholdsvis 730 og 720 tusen tonn etter avtale med Sovjet.

Sidan 1980 har den berekna gytebestanden vore mindre enn det ein reknar med er nødvendig for å sikra rekrutteringa, og situasjonen synes etter kvart å vera kritisk ANON (1983). Siste meldingar går ut på at anbefalt kvote for 1984 er halvert i forhold til 1983.



Figur 1.2. Fangststatistikk, i tusen tonn, frå 1952-1982 for lodde i Barentshavet. 1) Norsk vinterfiske, 2) Russisk fiske, 3) Norsk sommarfiske.

### 1.3. FØREMÅLA MED OPPGÅVA

Oppgåva byggjer på data samla inn under loddelarveundersøkelsane i Barentshavet 1972-1976, og det har vore fleire føremål.

1) I naturlege populasjonar av planktonorganismar er det vanleg å observera aggregering (CASSIE 1962, FASHAM 1978), det vil seia at individene fordeler seg ujamnt i rommet. Det har difor vore eit føremål å tilpassa ein teoretisk modell for frekvensfordelingane av antal plommesekklarver pr. m<sup>2</sup> overflate, og å undersøkje om desse fordeler seg ulikt ved forskjellig alder. Plommesekklengden blir brukt som alderskriterium då laboratorieundersøkingar har vist at det er tilnærma lineær samheng mellom lengden på plommesekken og alderen på loddelarva (HELGESEN 1977). Eit like godt alderskriterium for loddelarver utan plommesekk er ikkje kjend.

2) Det andre føremålet har vore å undersøkje om vertikalfordelinga av larvene avhengjer av størrelsen på individene, av tid på døgnet og tid på året. Standard lengde, SL, er brukt som størrelseskriterium for loddelarvene.

3) Rekrutteringa av lodde har veksla i periodar, og noko av årsaken til dette må truleg vera dødelegheit på larvestadiet. Sidan det berre er kjend eit alderskriterium for plommesekklarver, har det tredje føremålet vore å berekna dødelegheit på plommesekkstadiet. For å kunna gjera dette, trengs eit estimat av mengde plommesekklarver av forskjellig alder til forskjellig tid. Difor har det også vore eit mål å utvikla ein metode, tilrettelagt for bruk av EDB, til å estimera mengde plommesekklarver av forskjellig alder som er i området kvart tokt undersøker. Mengde nyklekte larver på kvar hovuddekning av utbreiingsområdet vil då gi grunnlag for berekning av midlare klekkjekurver for kvart år. Dødelegheit på plommesekkstadiet kan bereknast ved bruk av midlare klekkjekurve og estimert mengde eldre plommesekklarver.

4)-Det er ynskjeleg å få så mange estimat av gytebestanden som muleg, og berekning av gytebestand ved bruk av egg- og larvedata er ein metode som kan brukast. Difor har det fjerde føremålet vore å anslå mengde lodde som fekk gyta langs Finnmarkskysten ved bruk av denne metoden.

## 2. MATEFIALE OG METODE

## 2.1. OVERSIKT OVER LARVEMATERIALET

Tabell 2.1. toktoversikt for loddelarveundersøkelsane.

ÅR			TIDSPERIODE
1972	st. 1- 92	hovedsurvey I	24.4- 5.5
	st. 93-177	hovedsurvey II	5.5-12.5
	st. 178-272	detaljsurvey I	13.5-16.5
	st. 273-383	hovedsurvey III	23.5- 3.6
	st. 384-462	hovedsurvey IV	6.6-13.6
	st. 463-473	ekstrasurvey	
1973	st. 1- 90	hovedsurvey I	5.5-12.5
	st. 91-169	detaljsurvey I	12.5-16.5
	st. 170-289	hovedsurvey II	18.5-25.5
	st. 290-371	hovedsurvey III	27.5- 2.6
	st. 372-450	detaljsurvey II	2.6- 5.6
	st. 451-540	hovedsurvey IV	6.6-12.6
	st. 541-550	ekstrasurvey	12.6-13.6
1974	st. 1- 67	hovedsurvey I	1.5- 6.5
	st. 68-168	detaljsurvey I	7.5-11.5
	st. 169-222	hovedsurvey II	12.5-15.5
	st. 223-295	hovedsurvey III	20.5-24.5
	st. 296-388	detaljsurvey II	25.5-29.5
	st. 389-490	hovedsurvey IV	28.5- 7.6
	st. 491-591	hovedsurvey V	8.6-15.6
1975	st. 1- 36	hovedsurvey I	23.4-25.5
	st. 37- 82	hovedsurvey II	27.4-30.4
	st. 83-117	hovedsurvey III	30.4- 5.5
	st. 118-168	detaljsurvey I	6.5- 9.5
	st. 169-210	detaljsurvey II	9.5-10.5
	st. 211-226	hovedsurvey IV	10.5-12.5
	st. 227-285	hovedsurvey V	13.5-20.5
	st. 286-369	hovedsurvey VI	21.5-28.5
1976	st. 1- 47	hovedsurvey I	30.4- 3.5
	st. 48-128	hovedsurvey II	4.5-12.5
	st. 129-216	hovedsurvey III	19.5-26.5
	st. 217-319	hovedsurvey IV	28.5- 5.6

Materialet til denne oppgåva er samla inn av Dr. JAKOB GJØSÅTER og ROALD SÅTRE i tida mars-juni i åra 1972-1975, medan HERMAN BJØRKE var ansvarleg for innsamlinga av 1976-materialet. Det blei føretatt fleire tokt kvart år, og Tab. 2.1. viser ei oversikt over desse. Med st. meinast stasjonsnummer, hovedsurvey ei dekning av heile utbreiingsområdet og detaljsurvey ei dekning av eit lokalt gytefelt.

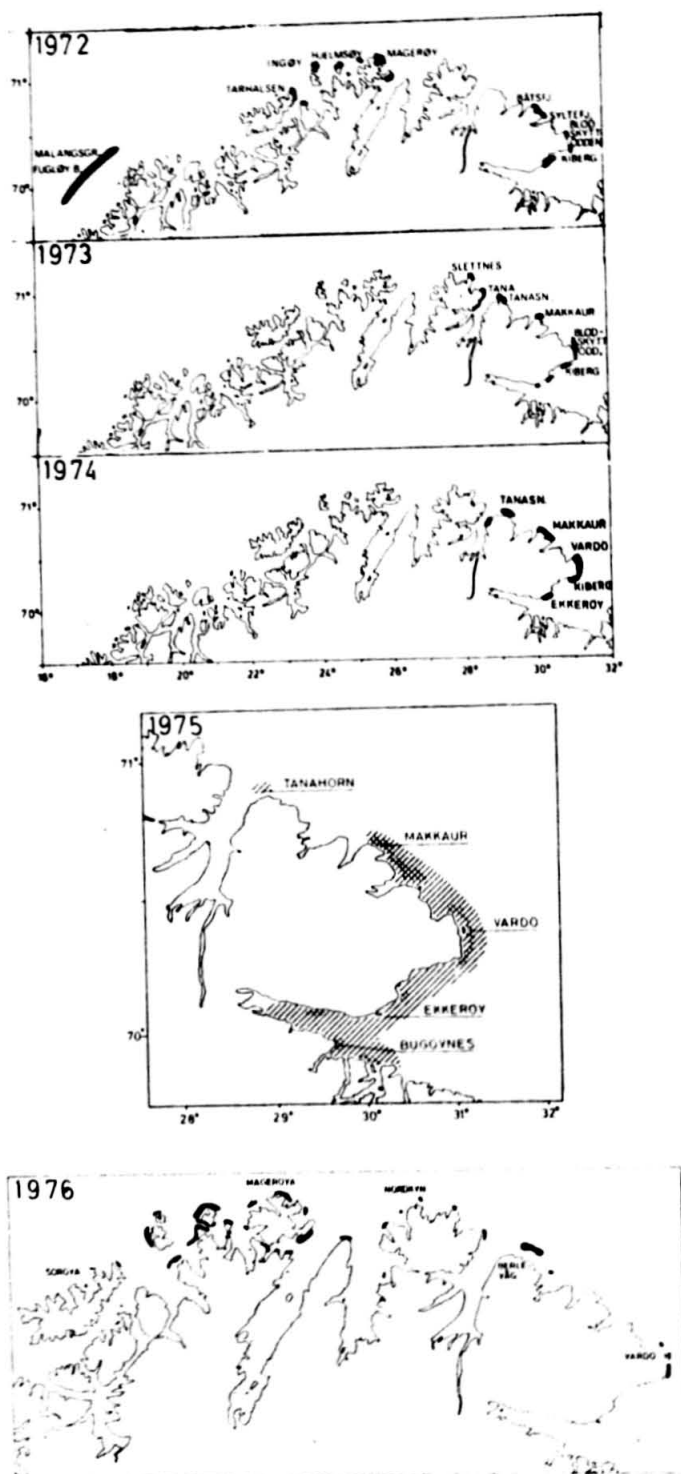
Kartleggjing av gyteområda føregjekk i ein tidlegare tidsperiode enn larveundersøkelsane, og Tab. 2.2. viser ei oversikt over desse for kvart av åra.

Tabell 2.2.: Oversikt over tidsperiodar der kartleggjing av gyteområda føregjekk.

ÅR	TIDSPERIODE	REFERANSE
1972	20.3-24.4	BJØRKE, GJØSÅTER og SÅTRE 1972.
1973	27.2-14.4	GJØSÅTER og SÅTRE 1973.
1974	15.3- 6.4	GJØSÅTER, HANSEN, SÅTRE og WESTERGAARD 1974.
1975	1.4-19.4	GJØSÅTER og MARTINSEN 1975.
1976	10.1- 3.4	HAMRE og SÅTRE 1976.

Tidsperioden i 1976 var vesentleg lengre enn dei andre åra på grunn av at kartleggjing av gyteområda føregjekk på same tokt som undersøkelse av gyteinnsiget.

Fig. 2.1. viser ei oversikt over gytefeltene for lodda i åra 1972-1976. Med bakgrunn i denne kartleggjinga av gytefeltene, blei det bestemt eit omtrentleg stasjonsnett for larveundersøkelsane. Meir presist stasjonsnett blei bestemt under kvart tokt med tette stasjonar der det såg ut til å vera mykje larver, som oftast nær land, og meir spreidde stasjonar der det syntes å vera færre larver (Dr. JAKOB GJØSÅTER pers. med.). Kart som viser stasjonsnettet for kvart av tokta fins i APPENDIX A.



Figur 2.1. Oversikt over gyteområda for lodde i Barentshavet 1972-1976. Lokaliserte gytefelt er mørklagt 1972, 1973, 1974 og 1976, og dobbeltskravert 1975 (BJØRKE et. al. 1972, GJØSETER og SÆTRE 1973, GJØSETER et. al. 1974, GJØSETER og MARTINSEN 1975, HAMRE og SÆTRE 1976).

Dr. JAKOB GJØSÆTER har personleg meddelt framgangsmåten som blei brukt under innsamling av larvematerialet. Alle tokta blei føretatt med F/F "M. YTTERSTAD" og F/F "ASTERIAS". Posisjonen til kvar stasjon blei bestemt med DECCA-navigator, og det blei registrert overflatetemperatur og saltholdighet på kvar stasjon i tillegg til innsamling av loddelarver med planktonreiskap. Loddelarvene blei samla i adskilte trekk med Clark-Bumpus, CB, planktonreiskap alle år untatt 1972 då Bongo-20, B-20, blei brukt. Lengden på nettet i begge planktonreiskapane var 60 cm., og maskestørrelsen 0.5 mm. B-20 og CB var utstyrt med flowmeter, og det blei tatt tre parallelle trekk i forskjellige dybdeintervall. Dybdeintervalla var 0-25 m, 25-50 m, og 50-75 m, og tauetida 20 minutt på kvar stasjon. Eit lodd på 28 kg. var festa til enden av wiren som då blei halden i 50 graders vinkel til overflata ved ein tauefart mellom 1.5-2.0 knop. På grunn av vanskelegghetar med lukkemekanismane til CB i dårleg vær, så blei den alltid halden open.

Alle prøvane blei konservert på 4% formalin før undersøkelse. Skrumping av materialet er påvist av HELGESEN (1977) å vera 20 % på total lengden, og 10 % på lengden av plommesekken etter 4 mnd. Ein talte antalet av larver i kvar prøve, og dersom det var 50 eller færre blei alle larvene og plommesekkane deira lengdemålt, ellers blei det tatt ut ein prøve på 50 som blei målt. Lengdemålet på larvene er standard lengde, SL, og på plommesekken avstanden mellom framste og bakerste posisjon, PL.

Koda datamateriale for 1972-1975 låg lagra på magnetbånd hjå Fiskeridirektoratets Havforskningsinstitutt, HI. Dette blei overført til lagerplass på EDB-anlegget ved HI før bearbeiding. Datamaterialet for 1976 låg også på magnetbånd, men saman med data frå andre undersøkelser og dermed koda på ein annan måte. Eg måtte difor utvikla eit EDB-program som sorterte ut det materialet eg hadde bruk for, og koda det på nytt på same måte som resten av datamengden.

For kvar stasjon inneheld det koda datamaterialet:



stasjonsnr., tidspunkt då stasjonen blei tatt, posisjon, overflatetemperatur. Og for kvart av dybdeintervalla filtrert vatnmengde, totalt antal larver, lengdefordeling i mm. og plommesecklengde-fordeling.

#### 2.1.1. FEILKJELDER VED PROCVETAKING

Planktonreiskapar er selektive, og det tidlege larvestadiet vert vanlegvis underrepresentert ved maskeseleksjon (AHLSTRØM 1954, SAVILLE 1959, LENARZ 1972), og seinare stadier underrepresentert på grunn av unnvikelse av reiskapen (AHLSTRØM 1954, MURPHY OG CLUTTER 1972, BARKLEY 1972). Unnvikelsen er som oftast størrelsesavhengig, og størst ved dagslys (THEILACKER og DORSEY 1980).

BJØRKE, DRAGESUND og ULLTANG (1974) samanlikna CB og B-20 planktonreiskap med hensyn på fangsteffektivitet for loddelarver. Dei konkluderte med at CB og B-20 ikkje var signifikant forskjellige med hensyn på fangsteffektivitet, og at loddelarver syntes å unnvika begge reiskapane. Dei kunne ikkje ut frå lengdefrekvensfordelinga av larvene forklara denne unnvikelsen.

## 2.2. BEREKNINGSMETODAR

### 2.2.1. BEREKNING AV ANTAL LARVER PR. M<sup>2</sup> OVERFLATE

Antal larver pr. m<sup>2</sup> overflate er berekna for kvar stasjon ved bruk af fylgjande likning:

$$(1) \quad N_{ij} = \frac{P_{ij} \cdot 1000 \cdot D_i}{V_i}$$

Med  $i=1$  meinast dybdeintervallet 0-25 m,  $i=2$  dybdeintervallet 25-50 m og  $i=3$  dybdeintervallet 50-75 m.

For  $j=1$  meinast berekningar for larver med 0.1 mm lengde på plommesekken, PL,  $j=2$  berekningar for larver med 0.2 mm PL..... og  $j=6$  berekningar for larver med 0.6 mm PL.

$D_i$  :dybden for lag nr.  $i$ .

$V_i$  :antal liter gjennomført av planktonreiskap i dybdeintervall  $i$ .

$P_{ij}$  :antal larver med PL= $j/10$  mm. funnen ved gjennomføring av  $i$  dybdeintervall  $i$ .

$N_{ij}$  :antal larver pr. m<sup>2</sup> overflate i dybdeintervall  $i$  og for larver med PL= $j/10$  mm.

### 2.2.2. METODE FOR ESTIMERING AV LARVEMENGDE

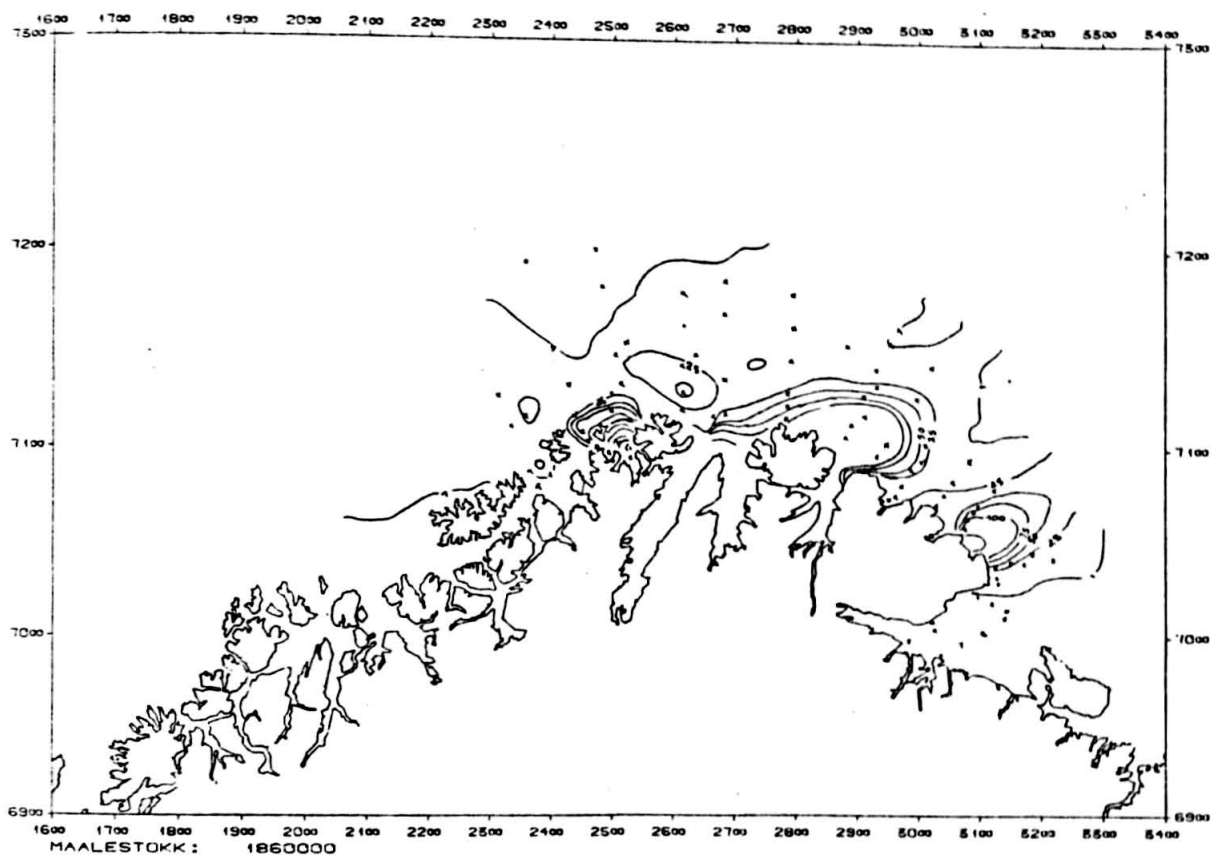
For å få eit bilde av utbreiinga av loddelarver med plommesekk, utvikla eg eit EDB-program ved blant anna å modifisera fleire delprogram som finns på Havforskningsinstituttet sitt EDB-anlegg. Programmet teiknar eit kart for kvar aldersgruppe av plommesekklarver for kvart tokt. Målestokk for kart over heile utbreiingsområdet er 1:1860000, medan kartet frå detaljundersøkte området er forstørra til målestokk 1:490000.

Antal larver pr. m<sup>2</sup> overflate er berekna med likning 1 side 15, summert for alle dybdeintervalla på kvar stasjon, og avmerkt i posisjonen til stasjonen. Frå larvemengden på kvar stasjon blir det generert isolinjer, og ved å integrera mellom desse gir programmet eit estimat av total mengde larver i området kvart tokt dekkar. Fig. 2.2. viser eit isolinjekart frå ei hovuddekning.

Generering av isolinjer ut frå posisjonsdata er beskriven av TAYLOR (1976), og går kort ut på:

Det blir lagt eit rektangulært rutenett over kartflata, og ein reknar at ein stasjon pr. rute gir beste størrelsen på rutenettet. I mitt tilfelle synes 30 ruter både langs lengde og bredde på kartet å vera mest tilnærma det optimale.

Kvart krysspunkt i rutenettet blir tildelt verdi på grunnlag av den stasjonen i dei tilgrensande 4 rutene som ligg nærmast. Dersom fleire har same avstand til krysspunktet, blir middelveirdien av desse brukt, og dersom ingen av dei fire tilgrensa rutene inneheld stasjonar, blir det interpolert ein verdi til krysspunktet ut frå stasjonar som befinn seg lengre frå. Isolinjene blir så generert ut frå verdiane i krysspunkta. Det er ikkje ynskjeleg å få generert isolinjer utanfor området som er dekkja av undersøkelane. Ein kan difor bestemma at dersom eit visst antal ruter som ligg etter kvarandre ikkje inneheld stasjonar, så skal krysspunkta deira nullstillast. Dersom stasjonane ligg svært nær land, så er ikkje dette tilstrekkeleg, og det må leggjast eit polygon med kjende hjørner rundt undersøkelingsområdet, og krysspunkt utanfor må bli nullstilt.



Figur 2.2. Stasjonsnett og fordeling av larvemengde pr.  $m^2$  overflate basert på data frå ein hovuddekning av utbreiingsområdet. Kartet er teikna ved bruk av EDB program.

Stasjonane i mitt materiale låg svært nær land, og eg benytta difor kartkoordinatane til Finnmarkskysten, som ligg lagra på EDB-anlegget på Havforskningsinstituttet, til hjørner i eit polygon. Ved nærare ettersyn viste det seg at kartkoordinatane for Varangerhalvøya var feil, og difor brukte eg eit DECCA kart kjede 7E/MP(FINNMARK) med målestokk 1:200.000 til å ta ut meir nøyaktige kartkoordinatar som då blei brukt til hjørner i polygonet.

Arealintegreringa føregår ved å multiplisera krysspunktverdiane, KP, med arealet til ruta som KP er nederste venstre hjørne av, og summera alle rutene på kartet. Sidan kartet er teikna i merkator-projeksjon, og rutenettet er rektangulært, vil dette medføra at arealet av rutene vil avta mot nord. Det blei difor brukt EDB-rutiner laga av Gunnar Helle på Havforskningsinstituttet for å berekna eksakt geografisk posisjon til kvart krysspunkt.

Geometriske betraktningar viser at arealet av ei rute, A, kan finnast ved :

$$(2) \quad A = R^2 \cdot DX \cdot DY \cdot \cos(\bar{Y})$$

R : jordradius.

DY : breddegradsavstand over ei rute (radianer).

DX : lengdegradsavstand over ei rute (radianer).

$\bar{Y}$  : breddegradsvinkel midt i ei rute.

Kvart kart illustrerar eit øyeblikksbilde for utbreiing av plommesekkclarver av lodde.

### 2.2.2.1. FEILKJELDER TIL MENGDEESTIMAT

Mengdeestimatet blir påverka av to hovedgrupper av feilkjelder:

- 1) Måten dataene er blitt samla på.
- 2) Måten dataene er behandla på.

Til den føre kan nemnast eigenskapen til planktonreiskapen, som nemnd i Kap. 2.1.1. side 14, og korleis dekninga av utbreiingsområdet er i rom og tid.

Til den andre gruppa kan nemnast oppløysinga av runettet som blir lagt over kartet, og som generering av isolinjene byggjer på (TAYLOR 1976). Gjennomsnittleg eit datapunkt blir rekna som optimalt. I tillegg kan nemnast at estimert larvemengde i kvar rute er basert på gjennomsnittlege verdiar bestemt av få stasjonar.

For å få eit datapunkt pr. rute må dekninga av utbreiingsområdet vera jamn, men dette er vanskeleg fordi loddelarvene er spreidd over eit stort område, og også fordi plommesekklarver resorberar heile plommesekken på 15-18 dagar. Difor er det nødvendig med god dekning både i tid og område. Dekninga blir difor eit kompromiss mellom dekning i tid og dekning av område for å få mest muleg representativt bilde av utbreiinga.

### 2.2.3. BEREKNING AV KLEKKJEKURVER

Klekkjekurver blei berekna ut frå totalmengde loddelarver i kvar hovuddekning av utbreiingsområdet, og bygd på nyklekte larver med lengde på plommesekken på 0.4, 0.5 og 0.6 mm. Midlare klekkjekurver blir teikna kvart år 1972-1976, og med kumulativ prosent på Y-akse og tid på X-akse. I 1972 blei det gjort undersøkelser på to lokale gytefelt, det eine eit typisk vestleg, Ingøy/Hjelmsøy, og det andre eit typisk austleg, Blodskyttodden. GJØSATER og SÆTRE (1973) konstruerte

klekkjekurver for desse områda.

Åra 1973-1975 var det berre austleg gyting, og difor blei berre områdene rundt Varangerhalvøya undersøkt med hensyn på larver. I 1975 blei larvene registrert nærare land enn det som var vanleg, og difor blei det gjort detaljundersøkelsar både ved Makkaur og Vardø (Dr. JAKOB GJØSÅTER pers. med.).

#### 2.2.4. BEREKNING AV DØDELEGHET AV PLOMMESEKKLARVER

Lengden på plommesekken blir rekna som eit betre alderskriterium for loddelarver enn totallengden av larva (HELGESEN 1977), og blir difor brukt i denne oppgåva.

Ved berekning av dødelegheit ved forskjellig alder av plommesekklarver blir det tatt utgangspunkt i klekkjekurva for kvart år som viser tilført mengde loddelarver til ei kvar tid under klekkjeperioden, og mengdeestimata for kvar aldersgruppe av plommesekklarver frå hovuddekringane av utbreiingsområdet.

Dødelegheit,  $D_{t_1, t_2}$ , mellom klekkjing og eit seinare plommesekkestadium er gitt ved likninga:

$$(3) \quad D_{t_1, t_2} = 1 - N_{t_1} / N_{t_2}$$

der  $N_{t_1}$  er antal larver som er klekt ved tidspunkt  $t_1$ , og  $N_{t_2}$  mengden av desse som har overlevd fram til tidspunkt  $t_2$ . Plommesekklengden, PL, blir rekna å avta lineært med alderen på loddelarva (HELGESEN 1977). På dette materialet blir det brukt at PL avtar med 0.1 mm på 3 døgn, noko som eigentleg avhengjer av temperaturen, og som gjeld for ein temperatur på 4 °C, men som i dette tilfellet truleg ikkje gir for stor feil sett i forhold til andre feilkjelder.

Det er ein viss variasjon i lengde på plommesekken og alder av larva, som er avhengig av faktorar eg vil komma tilbake til i resultat- og diskusjonskapitlet. Alder null dagar blir, ved

dødeleghetsberegningane, brukt for larver med PL=0.5 mm. Dette er gjennomsnittslengden av plommesekken til mengde larver som er grunnlaget for berekning av klekkjekurva. Dødeleghet blir så berekna mellom PL=0.5 og PL=0.4 mm., noko som tilsvarar dødeleghet over 3 døgn. Vidare mellom klekkjing og PL=0.3, 0.2 og 0.1 mm., som tilsvarar dødeleghet over henholdsvis 6, 9 og 12 døgn. Parallele berekningar blir gjort for hovudsurveya kvart år.

#### 2.2.5. PEREKNING AV GYTEESTAND UT FRÅ EGG OG LARVEDATA

GJØSATER OG SÆTRE (1973) viser fleire metodar for å berekna gytebestanden ut frå egg og larvedata. For å estimera størrelsen på gytebestanden i antal, P, er det nødvendig å vita forholdet mellom antal foreldre og antal egg og larver som er produsert. Fylgjande likning gjeld for P ved bruk av eggdata:

$$(4) \quad P = \frac{E}{F \cdot S \cdot (1 - k_1 \cdot d_1 / I)}$$

der E: totalt antal levande egg på gytefeltet under sampling.

F: midlare individuell fekunditet, med andre ord antal egg gytt av kvar ho-lodde.

S: kjønnsforhold i gyteperioden.

$d_1$ : antal døgn mellom gyting og sampling.

I: inkubasjonstid i døgn.

$k_1$ : eggdødeleghet over inkubasjonstida.

Forutsetningen for at denne likninga gjeld er at antal levande egg avtar lineært over inkubasjonstida, I.



Ved bruk av larvedata vil fylgjande likning gi eit estimat av P:

$$(5) \quad P = \frac{L}{F \cdot S \cdot (1 - k_1)(1 - k_2)(1 - k_3)}$$

der L: totalt antal levande larver ved sampling.

$k_2$ : klekkjedødelegheit.

$k_3$ : larvedødelegheit fram til sampling.

Berekning av størrelse på gytebestanden ved bruk av likning 4 krev estimat av totalt antal egg som blei gytt på heile gyteområdet. Dette er vanskeleg å gjennomføra fordi gytefeltene er spreidd over eit stort område, og det ville dermed krevast stor innsats i undersøkelsen. Larvemengden er også spreidd over eit stort område, og vil også krevast stor innsats for å dekkja heile utbreiingsområdet dersom likning 5 skal brukast i estimat av størrelse på gytebestanden. Difor blei det utvikla to nye metodar:

1) Den første metoden krev at fylgjande blir bestemt for både egg og larver.

-Lokalisering av dei forskjellige gytefeltene.

-Antal egg, e, gytt på eit av desse feltene, B.

-Antal nyklekte larver, l, klekt på B ved bestemt tidspunkt  $t_1$ .

-Antal nyklekte larver, L, frå alle gytefeltene ved tidspunkt  $t_2$ .

-Kumulativ klekkjekurve for B og heile gyteområdet.

Antal egg gytt på B kan bli uttrykt ved likning:

$$(6) \quad e = \frac{100 \cdot l}{a_1 \cdot (1 - k_1)(1 - k_2)(1 - k_3)}$$

der  $a_1$  er forholdet mellom  $l$  og totalt antal larver klekt frå B.

Totalt antal egg,  $E$ , gytt på heile gyteområdet kan bli uttrykt med likning:

$$(7) \quad E = \frac{100 \cdot L}{a_2 \cdot (1 - k_1)(1 - k_2)(1 - k_3)}$$

der  $a_2$  er forholdet mellom  $L$  og totalt antal larver klekt på heile gyteområdet.

Forholdet mellom eggmengden som er gytt på heile gyteområdet og mengden gytt på felt B blir uttrykt ved likning:

$$(8) \quad \frac{E}{e} = \frac{L \cdot a_1}{l \cdot a_2}$$

og eit mengdeestimat av gytebestanden kan ein få ved likning:

$$(9) \quad P = \frac{L \cdot e \cdot a_1}{F \cdot S \cdot l \cdot a_2}$$

2) Den andre metoden for estimering av størrelsen på gytebestand i antal,  $P$ , er hovudsakleg basert på larvedata. Heile gyteområdet blir delt inn i delområder, og fylgjande må bestemast for kvart av desse:

-Totalt antal nyklektelarver,  $l_1, l_2, \dots, l_n$ , ved tidspunkta  $t_1, t_2, \dots, t_n$ .

-Kumulativ klekkjekurve.

Dei kumulative klekkjekurvane blir brukt på same måte som under første metode, og forholda  $a_1, a_2, \dots, a_n$  må finnast for kvart av delområda. Dersom ein ser bort frå

dødelegghetsfaktorane, kan foreldrebestanden estimerast frå likning:

$$(10) \quad P = \frac{100}{F \cdot S} (l_1/a_1 + l_2/a_2 + \dots + l_n/a_n)$$

#### 2.2.5.1. FEILKJELDER TIL BEREKNINGSMETODANE

I den første metoden er berekningane basert på forholdet  $L/l$ , og det er antatt at dødeleggheten for egg og larver på lokalområdet,  $B$ , er det same som for heile gyteområdet. Sjølv om antakelsen ikkje held fullt ut, vil metoden redusera feilen i estimatet som har årsak i dødeleggheta, og konsekvensen av samplingsfeil blir redusert ved at ein betraktar  $L/l$ .

Delar av klekkjekurva er tilnærma lineær. Dersom ein i tid er i det lineære området, og dersom kumulative klekkjekurver for gytefelt  $B$  og for heile området har same form, vil  $a_1$  vera tilnærma lik  $a_2$ , og bestemmelsen av  $l$  vera største feilkjelde fordi det er vanskeleg å skilja larver frå felt  $B$  frå larver frå tilgrensa gyteområder.

Den andre metoden krev absolutt måling av antal larver, og ein ser bort frå dødelegghet på egg og larvestadiet. Kvart tokt gir uavhengige mål på mengde larver slik at tidsvariasjon blir unngått.

Materialet som denne oppgåva byggjer på består av ein til to dekingar av eit lokalt gytefelt, og 4-7 dekingar av heile gyteområdet, og dette gir grunnlag for at likning 9 blir brukt til å estimera gytebestand.

## 2.3. ANVENDTE STATISTISKE METODAR

### 2.3.1. MODELL FOR LARVEFORDELINGA

I naturlege populasjonar er det vanleg å observera aggregering, det vil seia at individene fordeler seg ujamnt i rommet. Denne aggregeringa i naturlege populasjonar gjenspeglar seg når ein undersøker populasjonen med planktonreiskap eller trål ved at variansen i observasjonane er mykje større enn middelet. Difor treng ein mange stasjonar for å estimera middelet presist. Denne mangel på tilfeldighet er observert for larver av ansjos og hestmakrell (HEWITT 1981), for botnfisk (PENNINGTON OG GROSSLEIN 1978, JONES 1956, TAYLOR 1953), pelagisk fisk (BECKER OG CORTEN 1974), O-gruppefisk i nordsjøen (ANON 1974b, DAAN et al. 1975), og alle desse arbeida konkluderar med at negativ binomial modell beskriv fordelingsmønsteret til populasjonane.

Negativ binomial modell blir ofte brukt til å beskriva den observerte frekvensfordelinga av individ i naturlege populasjonar. Den er ein to-parameter modell med  $m$  som sentrum i modellen, og  $k$  som beskriv kor aggregert populasjonen er. Liten  $k$  tydar på stor grad av aggregering.

Ulike antakelsar kan leda til ei frekvensfordeling som kan beskrivast av negativ binomial modell (ANSCOMBE 1950). Blant anna har BLISS og FISHER (1953) gitt eit eksempel der same modell beskriv den observerte frekvensfordelinga ut frå to motstridande hypoteser.

Ein av antakelsane er heterogen poisson sampling (PENNINGTON og GROSSLEIN 1978). Denne er utgangshypotesa i bearbeidinga av mitt datamateriale, og går ut på:

Ein antar at populasjonen er tilfeldig fordelt i eit område som er større enn sampelvolumet, men mykje mindre enn det totale utbreiingsområdet for larvepopulasjonen, slik at sampel frå dette området vil vera poissonfordelt med middel  $L$ . Relatert til observerte data blir dette at kvart trekk med planktonreiskap er tatt frå ein populasjon av loddelarver som er tilfeldig fordelt, og at mengden i planktontrekket omrekna til antal pr.  $m^2$  overflate gir eit estimat for middel,  $L$ , i larvepopulasjonen. Men ein må vera merksam på at variansen generelt er avhengig av størrelsen på gjennomsøkt volum i dei enkelte planktontrekk, slik at ei omrekning kan føra til feil estimat av  $L$ .

Vidare dersom  $L$  varierar frå område til område, og variasjonen kan beskrivast med ei gammafordeling, vil den resulterande fordelinga vera negativ binomial (TAYLOR 1953). Relatert til observerte data blir dette at berekna antal larver pr.  $m^2$  overflate for kvar stasjon er uavhengig av berekna antal på alle andre stasjonar. Det vil seia at gjennomsøkt volum for alle planktontrekk er uavhengig av einannan, og ikkje overlappande.

Negativ binomial fordeling er ei diskret fordeling med punktsansynlighet:

$$(11) \quad P(X=x) = \binom{k+x-1}{x} \cdot \left(\frac{m-2}{m-1}\right)^x \cdot \left(\frac{1}{m-1}\right)^k \quad (\text{LINDGREN 1968})$$

$$\text{der } \binom{k+x-1}{x} = \frac{(k+x-1)!}{x! \cdot (k-1)!}$$

$X$ : tilfeldig variabel.

$x$ : bestemt utfall av  $X$ .

$k$ : faktoren som beskriv kor aggregert den naturlege populasjonen er.

Det er samanheng mellom middel, og varians, og samanhengen kan beskrivast med fylgjande likning:

$$(12) \quad \sigma^2 = m^2 + m^2/k \quad (\text{BLISS og FISHER 1953})$$

der  $\sigma^2$ : teoretisk varians i populasjonen.

$m$ : teoretisk middel i populasjonen.

Parametrane i modellen kan estimerast ut frå data. Middelet kan estimerast som aritmetisk middel (ANSCOMBE 1950), eller ut frå positive sampel (BLISS 1971). Det siste vil eg koma tilbake til i Kap. 2.3.1.1. side 28. Parameteren  $k$  kan estimerast på fleire måtar (BLISS og FISHER 1953). Ein av dei går ut på at dersom meir enn tredjeparten av verdiane i eit sampel er lik null, kan  $k$  estimerast ved:

$$(13) \quad \hat{k} \cdot \ln(1 - \bar{x}/\hat{k}) = \ln(N/N_0)$$

der  $\hat{k}$ : estimator for  $k$ .

$\bar{x}$ : aritmetisk middel av observerte frekvensar.

$N$ : antal observasjonar i frekvensfordelinga.

$N_0$ : antal nullobservasjonar i frekvensfordelinga.

Likninga må løysast iterativt. Variansen til  $k$  er gitt ved:

$$(14) \quad \text{var}(\hat{k}) = \frac{(1 - R)^{-\hat{k}} - 1 - \hat{k} \cdot R}{N \cdot (-\ln(1 - R) - R)^2}$$

$$\text{der } R = \frac{\bar{x}}{\hat{k} + \bar{x}}$$

$k$  og  $\text{var}(k)$  kan også estimerast med maximum-likelihood metode (BLISS og FISHER 1953, SAMPFORD 1955, BRASS 1958), men denne er svært arbeidskrevjande i forhold til den som er skissert ovanfor. Og oftast gir den forenkla metoden god nok nøyaktighet i estimata (BRASS 1958).

Ved tilpasning av negativ-binomial modell som horisontalt fordelingsmønster til ein populasjon, så byggjer ein berre på frekvensfordelinga, i dette tilfellet av mengde plommeseckklarver av lodde pr.  $\text{m}^2$  overflate. Ein ser såleis bort frå dei hydrografiske forholda i vatnmassane og innbyrdes posisjon av stasjonane. Difor kan ein ikkje seia noko om årsakane til aggregering ut frå modellen, og det er dermed viktig å betrakta negativ-binomial modell som ei empirisk beskriving av ei frekvensfordeling, og ikkje som noka spesielt adferdsmønster for populasjonen, eller spesielle årsakar som fører til aggregering av loddelarvene.

#### 2.3.1.1. NULL-TRUNKERT FREKVENSFORDELING

Når ein samplar frå naturlege populasjonar kan det oppstå situasjonar der ein ikkje kan bestemma frekvensen av stasjonar utan larver, eller at mange stasjonar utan larver ikkje høyrer til utbreiingsområdet for larvepopulasjonen. Dette kan føra til at observert fordeling ikkje kan beskrivast av negativ binomial modell på vanleg måte (SAMPFORD 1955, BRASS 1958, BLISS 1971). For denne situasjonen beskriv BLISS (1971) ein forenkla metode til å estimera parametrane og forventa frekvensar for negativ binomial modell ved bruk av null-trunkert observert frekvensfordeling. Med null-trunkert frekvensfordeling meinast at ein ser bort frå null-observasjonar når ein estimerar parametrane i modell. Ved bruk av denne metoden, kan negativ binomial modell likevel beskriva den observerte frekvensfordelinga.

Den forenkla metoden BLISS (1971) beskriv går ut på følgjande:  
 $p$ , proporsjon av frekvensar med ei larve pr.  $m^2$  overflate er  
 gitt ved likning:

$$(15) \quad p = \frac{f_1}{\sum f_i}$$

der  $f_1$ : frekvens av ei larve pr.  $m^2$  overflate.

$\sum f_i$ : frekvens av stasjonar med ei eller fleire larver  
 pr.  $m^2$  overflate.

Vidare ved bruk av hjelpevariabel  $R_1$ :

$$(16) \quad R_1 = \frac{\bar{u} \cdot (1 - p)}{s_u^2}$$

der  $\bar{u}$ : middel i null-trunkert frekvensfordeling.

$s_u^2$ : varians til middel i nulltrunkert frekvensfordeling.

Estimat for parametrane i negativ binomial modell får ein av  
 følgjande likningar:

$$(17) \quad \hat{m} = \bar{u} - p/R_1$$

$$(18) \quad \hat{k} = \frac{\hat{m} \cdot R_1}{1 - R_1}$$



Estimert antal observasjonar som høyrer til frekvensfordelinga,  $\hat{N}$ , er gitt ved uttrykket:

$$(19) \quad \hat{N} = \sum f_i + \hat{\phi}_0$$

der  $\hat{\phi}_0$  er estimator for sansynligheten for utfall null i negativ binomial fordeling, og er gitt ved likninga:

$$(20) \quad \hat{\phi}_0 = \frac{\sum f_i}{(1/R_1)^k - 1}$$

Estimat for frekvensane,  $\hat{\phi}_{i+1}$ , for  $i=1,2,3,\dots,n$  er gitt ved likninga:

$$(21) \quad \hat{\phi}_{i+1} = \frac{\hat{\phi}_i \cdot P \cdot (k+1)}{i+1}$$

$$\text{der } R = \frac{\hat{m}}{\hat{m} + \hat{k}}$$

Og variansen til middelet i negativ binomial modell blir estimert ved likning:

$$(22) \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{\hat{m} \cdot (\hat{m} + \hat{k})}{\hat{k} + 1/N}$$

### 2.3.2. KONFIDENSINTERVALL TIL PARAMETRANE I MODELL

Negativ binomial modell er, som tidlegare nemnd, ein to-parameter modell. Generelt for denne type av modellar gjeld at det er ein samanheng mellom parametrane. Og i negativ binomial modell er det også samanheng mellom parametrane og variansen gitt ved likning 12 side 27. Difor vil størrelsen på konfidensintervalla til parametrane vera avhengig av

kvarandre, og variasjon i  $m$  og  $k$  vil kunna beskrivast av eit konfidensområde, som ikkje er gitt eksplisitt i litteraturen. Difor veljer eg å bruka ein tilnærma metode for å estimera tilnærma 95% konfidensintervall til  $m$  gitt ved uttrykket:

$$(23) \quad P(\hat{m} - 2 \cdot \sqrt{\hat{\sigma}^2/N} \leq m \leq \hat{m} + 2 \cdot \sqrt{\hat{\sigma}^2/N}) \approx 0.95$$

der uttrykket under rot-teiknet er standardfeil til  $\hat{m}$ . Likning 23 gir eit godt estimat for konfidensintervallet til  $m$  ved stort antal observasjonar, men er lite nøyaktig for få (ZAR 1974).

### 2.3.3. KOLMOGROV-SMIRNOV TEST

Denne testen brukar eg for å testa om observasjonane kan koma frå ei negativ binomial fordeling. For frekvensar  $\leq 5$  er denne testen rekna å vera nøyaktig (ZAR 1974). Nullhypotesa som blir testa er:

Observert fordeling er ikkje forskjellig frå berekna negativ binomial fordeling med estimerte verdiar for parametrane  $m$  og  $k$ .

Testobservator,  $D$ , er maksimal avstand mellom kumulativ observert frekvensfordeling og fordeliga spesifisert av nullhypotesa. Dersom  $D$  er mindre enn teoretisk verdi på gitt signifikansnivå, blir nullhypotesa ikkje forkasta (ZAR 1974). Men det er viktig å vera klar over at dersom observasjonsmaterialet inneheld nokre få stasjonar der antal larver pr.  $m^2$  overflate er mykje større enn for resten av materialet, så vil ikkje denne testen kunna avdekka forskjellen mellom observert fordeling og fordelinga spesifisert av null-hypotesa. Dermed kan det oppstå tilfeller der nullhypotesa ikkje blir forkasta når den eigentleg skulle ha vore forkasta.

## 2.4. VERTIKALT FORDELINGSMØNSTER

Det er undersøkt om vertikalfordelinga av loddelarver avhengjer av størrelsen på individene, tid på døgnet og tid på året. Standardlengde, SL, er brukt som størrelsesmål på larvene. Datamaterialet er inndelt i fire lengdegrupper, 5-8 mm som reknast å vera plommesekkklarver, 9-12 mm, 13-16 mm og 17-19 mm.

Om vertikalfordelinga generelt avhengjer av størrelsen på individene, blir undersøkt ved å samanlikna prosentfordelingane av larvene i dybdeintervalla 0-25 m, 25-50 m og 50-75 m. Dette illustrerast med histogrammer der ein samanliknar desse prosentfordelingane kvart år for seg.

Om vertikalfordelinga for kvar av lengdegruppene avhengjer av tid på døgnet, blir undersøkt ved å slå saman alle stasjonar tatt i same to- timars intervall på døgnet alle tokt alle år. Og deretter illustrera vertikalfordelinga med prosentfordeling for dei tre dybdeintervalla for kvart to-timars intervall.

Om vertikalfordelinga for kvar av lengdegruppene avhengjer av tid på året, blir undersøkt ved å bruka same datagrupperinga som i avsnittet ovanfor, men i tillegg å dela det inn i tre tidsperiodar relatert til lengden av døgnleg fotoperiode:

I) Inneheld alle stasjonane alle år som er tatt i april, der døgnleg fotoperiode aukar frå 15-18 timar.

II) Den andre tidsperioden inneheld alle stasjonane tatt i mai alle år, der døgnleg fotoperiode aukar frå 18-24 timar, med midnattsol 15. mai ved Nordkapp.

III) Den tredje tidsperioden inneheld alle stasjonane tatt i juni alle år der døgnleg fotoperiode er 24 timar heile tida.

Vidare blir det konstruert histogram med vertikal prosentfordeling for kvart av to-timars intervalla for alle fire lengdegruppene, men for kvar av dei tre tidsperiodane for seg.

### 3. RESULTATER OG DISKUSJON

#### 3.1. TILPASNING AV MODELL FOR HORIZONTALT FORDELINGSMØNSTER

##### 3.1.1. BEREKNING AV PARAMETRENE I MODELL

Parametrene i negativ binomial modell blei estimert ved hjelp av null-trunkert observert frekvensfordeling som beskriven i Kap. 2.3.1.1. side 29.

Frekvensfordelingane for kvart tokt hadde for få observasjonar til at det var muleg å tilpassa horisontalt fordelingsmønster. Det blei difor antatt at loddelarvene med same lengde på plommesekken var omtrent likt fordelt i sjøen under heile toktperioden april-juni, og alle frekvensfordelingane for eitt år blei slått saman. Om denne antakelsen er forsvarleg, kan diskuteras. Loddelarver på plommesekkstadiet har liten eigenbevegelse (ERLEND MOKSNESS pers. med.), og fordeling av desse er dermed hovudsakleg underlagt ytre faktorar der overflatestraumar og turbulens i vatnmassene er dei viktigaste. Overflatestraumane spreier dei nyklekte larvene frå gytefeltene, og dess eldre dei er, dess større område er dei spreidd over. Dersom ein kunne sjå bort frå turbulens i vatnmassene, ville truleg antakelsen om lik fordeling av plommesekklarver med same PL halda. Kor viktig denne faktoren er på spreiding av larver er vanskeleg å sei, men vindretning og styrke kombinert med tidevatnstraumar vil påvirka denne faktoren, og vil variera uforuseibart. Likevel er truleg perioden april-juni meir stabil enn tidlegare på året, og eg veljer difor å tru at antakelsen heldt.

Det blei berre estimert parametrar for åra 1973, 1975 og 1976 av den grunn at dei andre åra sine frekvensfordelingar ikkje hadde observasjonar mellom 1 og 10 larver pr.  $m^2$  overflate. Teoretisk skulle det gå an å trunkera ei frekvensfordeling kor som helst oppad og nedad (BRASS 1958), men dette synes å vera for omfattande å gå inn på i denne oppgåva.

Tab. 3.1.1. viser dei estimerte parametrene i negativ binomial

Tabell 3.1.1. Parametrane i negativ binomial modell estimert ved bruk av null-trunkert observert frekvensfordeling, og estimerte verdiar for varians og antal observasjonar som ligg innaføre utbreiingsområdet til larvepopulasjonen. Beregningar er gjort for frekvensfordelingar av larver med PL mm. lengde på plommesekken.

ÅR	PL	$\hat{m}$	$\hat{\sigma}^2$	$\hat{k}$	$\hat{N}$
1973	0.1	66.39	11563	0.3794	250
	0.2	82.02	19374	0.3451	273
	0.3	45.58	5661	0.3657	238
	0.4	32.18	1855	0.5601	127
	0.5	17.85	623	0.5144	87
	0.6	12.96	184	0.9559	45
	nyklekt	21.92	1096	0.4433	279
1975	0.1	3.32	4	52.2846	6
	0.2	2.27	238	0.0021	546
	0.3	13.63	1591	0.1128	186
	0.4	11.11	1150	0.1017	126
	0.5	-----	-----	-----	---
	0.6	1.90	7	0.5669	13
	nyklekte	-----	-----	-----	---
1976	0.1	40.50	8901	0.1779	134
	0.2	41.78	17802	0.0943	240
	0.3	9.74	2707	0.0323	296
	0.4	35.65	36796	0.0319	352
	0.5	-----	---	-----	---
	0.6	7.22	1060	0.0447	166
	nyklekte	-----	-----	-----	---

modell når denne blei brukt til å beskriva fordelinga av loddelarver 1973, 1975 og 1976. Ved estimering av parametrane, blir det sett bort frå stasjonar utan larver fordi det er grunn til å anta at desse ikkje representerer

larvepopulasjonen, sjå nedanfor.

For 1973 viser Tab. 3.1.1. estimerte parametrar for alle aldersgruppene av plommesecklarver, og også gruppa 'nyklekte' som byggjer på samanslåtte frekvensfordelingar av larver med 0.4, 0.5 og 0.6 mm lengde på plommesecken, PL.

For 1975 var det ikkje muleg å estimera parametrar for loddelarver med 0.5 mm lengde på plommesecken. Ved bruk av frekvensfordelinga av denne gruppa i berekningsmetoden som BLISS (1971) beskriv, så gir dette ein negativ  $\hat{m}$ , og dette tyder på at metoden ikkje kan brukast på frekvensfordelinga for denne gruppa. Det kan også nemnast at denne fordelinga for 1975 berre inneheld 19 observasjonar med larver, og dette kan gjera materialet for spinkelt. Heller ikkje for 'nyklekte' var det muleg å estimera parametrane dette året.

For 1976 blei det ikkje estimert parametrar for larver med 0.5 mm PL på grunn av mangel av observasjon med ei larve pr.  $m^2$  overflate som BLISS (1971) sin metode krev. For gruppa 'nyklekte' 1976 kunne ikkje parametrane estimerast av same grunn som for 1975 materialet.

Ut frå resultatene i Tab. 3.1.1. kan ein ikkje seia at dei ulike aldersgruppene av plommesecklarver fordeler seg ulikt.

### 3.1.2. TEST FOR NEGATIV BINOMIALFORDELING

Det er fleire måtar å testa om den observerte fordelinga passar med den teoretiske. Den vanlegaste metoden er å rekna ut frekvenane av antal larver pr.  $m^2$  overflate i negativ binomial modell, og samanlikna med observerte med ein CHI-KVADRAT test. Det siste blir ikkje anbefalt av BLISS og FISHER (1953) fordi denne er avhengig av ein viss størrelse på datamaterialet. Dette er ikkje Kolmogrov-Smirnov test avhengig av, og denne er også nøyaktig for frekvensar  $\leq 5$ . Difor er Kolmogrov-Smirnov test brukt til å testa null-hypotesa.

I fyrste omgong blei negativ binomial fordeling berekna ved også å ta med null-frekvensane. Og ei samanlikning av observert fordeling og fordelinga spesifisert av null-hypotesa med Kolmogrov-Smirnov test, gav ei forkasting på 5%

Tabell 3.1.2. Resultat av Kolmogrov-Smirnov test av nullhypotesa,  $H_0$ : observert fordeling er ikkje forskjellig frå berekna negativ binomial med estimerte verdiar for  $k$  og  $m$ . Testobservator er maksimal avstand mellom kumulativ observert fordeling og fordelinga spesifisert av  $H_0$ .

ÅR	PL	TESTOBSERVATOR	TEORETISK-5%	$\hat{N}$
1973	0.1	0.084	0.086	250
	0.2	0.048	0.082	273
	0.3	0.052	0.088	238
	0.4	0.110	0.121	127
	0.5	0.098	0.146	87
	0.6	0.100	0.202	45
	nyklekt	0.076	0.081	279
1975	0.1	0.170	0.554	6
	0.2	0.005	0.045	546
	0.3	0.038	0.095	186
	0.4	0.033	0.110	126
	0.5	-----	-----	---
	0.6	0.075	0.329	13
	nyklekt	-----	-----	---
1976	0.1	0.085	0.116	134
	0.2	0.082	0.086	240
	0.3	0.031	0.073	296
	0.4	0.051	0.071	352
	0.5	-----	-----	---
	0.6	0.027	0.093	166
	nyklekt	-----	-----	---

signifikansnivå. Ved å berekna frekvensane i negativ binomial modell ved bruk av null-trunkert observert frekvensfordeling blei resultatet av testen at observert og berekna ikkje va signifikant forskjellige på 5% signifikansnivå, Tab. 3.1.2..

Antakelsen som blei gjort for å kunna estimera parametrar og frekvensar i negativ binomial modell, var at nokre null-observasjonane ikkje representerte larvepopulasjonen, noko som ikkje er uvanleg når ein tar prøvar i naturlege populasjonar (BLISS 1971). Dette kan anskueleggjerast for mitt materiale på fylgjande måtar:

For det første blei det i undersøkelane dekkja eit område som såg ut til å vera større enn det loddelarvene var fordelt i. Denne påstanden synast å bli bekrefta av kart med totalt antal larver merkt av for kvar stasjon som viser mange nullstasjonar spesielt i utkanten av dekningsområdet. Dette skulle då underbyggja valg av null-trunkert frekvensfordeling som utgang for estimering av parametrane i negativ binomial modell.

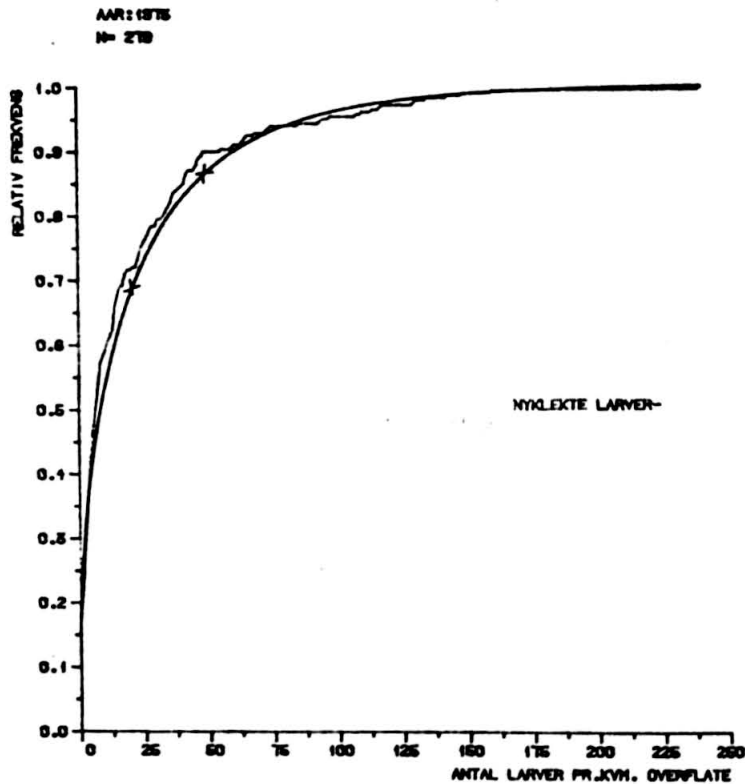
Det er sortert ut larver med plommesekk frå datamaterialet og laga forskjellige frekvensfordelingar for loddelarver med frå 0.1 til 0.6 mm lengde på plommesekken. Sidan larvene etter klekkjing på gytefelta blir spreidd med overflatestraumane, vil det vera ein tendens i datamaterialet at stasjonane nærast gytefelta inneheld flest yngre larver, og stasjonane lengre frå inneheld få yngre larver. Dette er også med og underbyggjer valg av null-trunkert frekvensfordeling ved estimering av parametrane i negativ binomial modell.

Kumulative frekvenspolygon for antal larver pr.  $m^2$  overflate er illustrert på Fig. 3.1.2., 3.1.3., 3.1.4. og 3.1.1. for henholdsvis åra 1973, 1975, 1976 og 'nyklekte' 1973. Sidan estimering av parametrane i modellen byggjer på null-trunkert frekvensfordeling, har eg valgt å gi null-frekvensane i observert fordeling same verdi som estimert antal,  $N$ . Dette fordi eg antar at estimert antal null-observasjonar i negativ binomial modell gir eit mål på antal null-frekvensar som eigentleg høyrer til larvepopulasjonen. Det gode samsvaret mellom observert fordeling og berekna negativ binomial synes å bli bekrefta av dei kumulative frekvenspolygona.

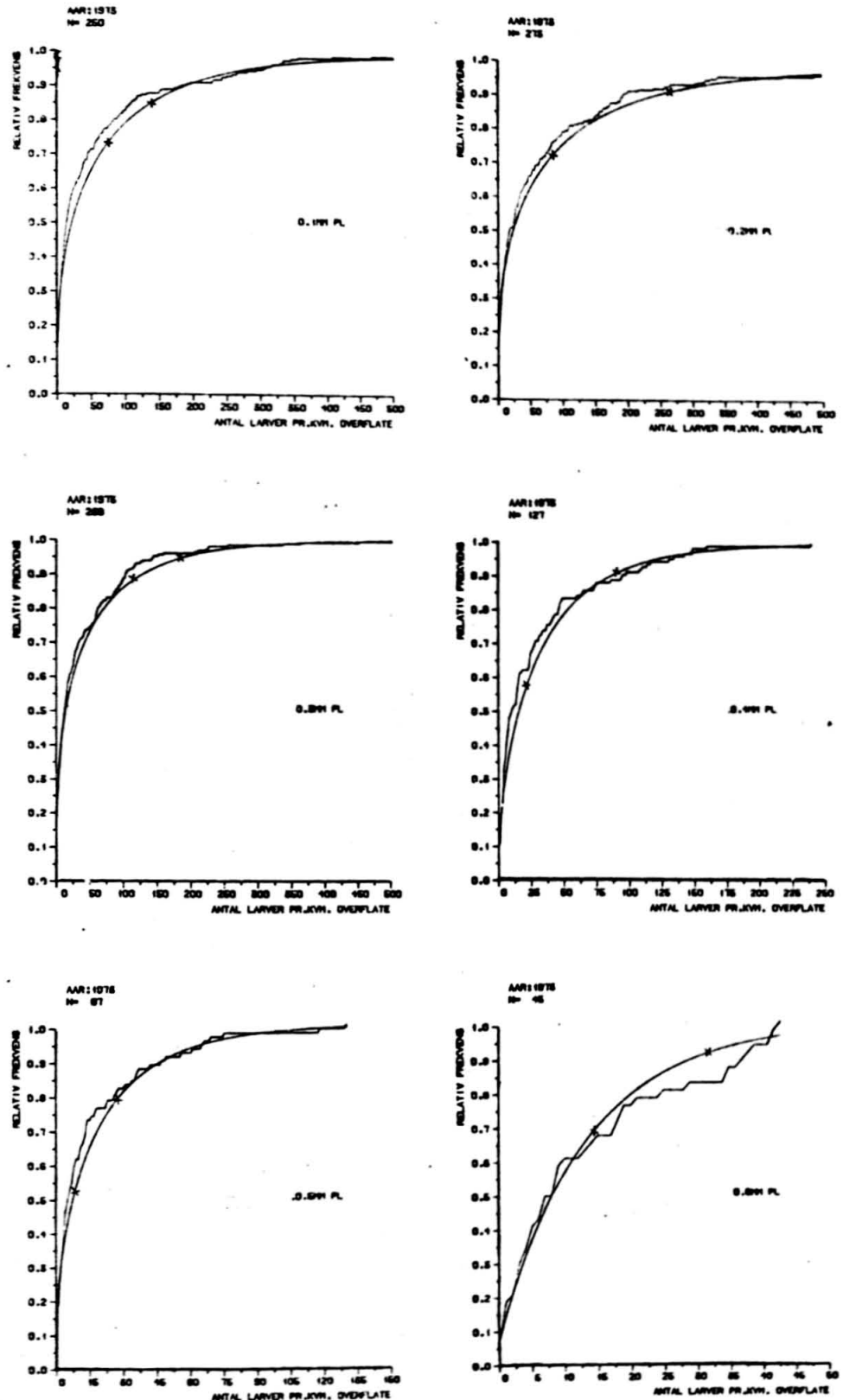
Som kommentar til at kurvene for gruppe 0.2 og 0.4 mm på Fig. 3.1.4. ikkje kryssar kvarandre lengst mot høgre, er at nokre



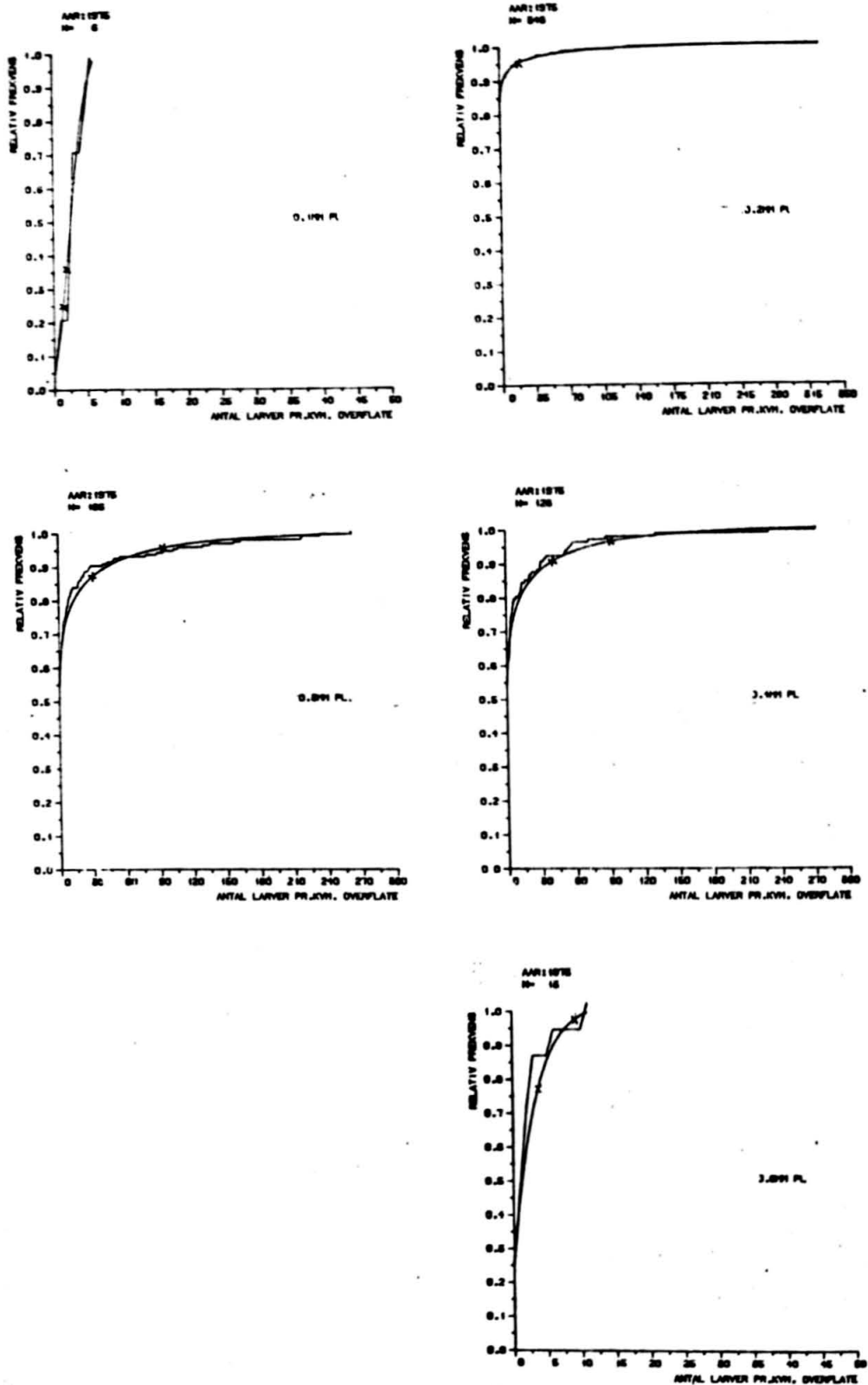
få observasjonar i datamaterialet har eit mykje større antal larver pr. m<sup>2</sup> overflate enn resten av materialet, og Kolmogrov-Smirnov test er ikkje følsom for slike avvik. Difor er det muleg at nullhypotesa eigentleg skulle vore forkasta for desse gruppene 1976.



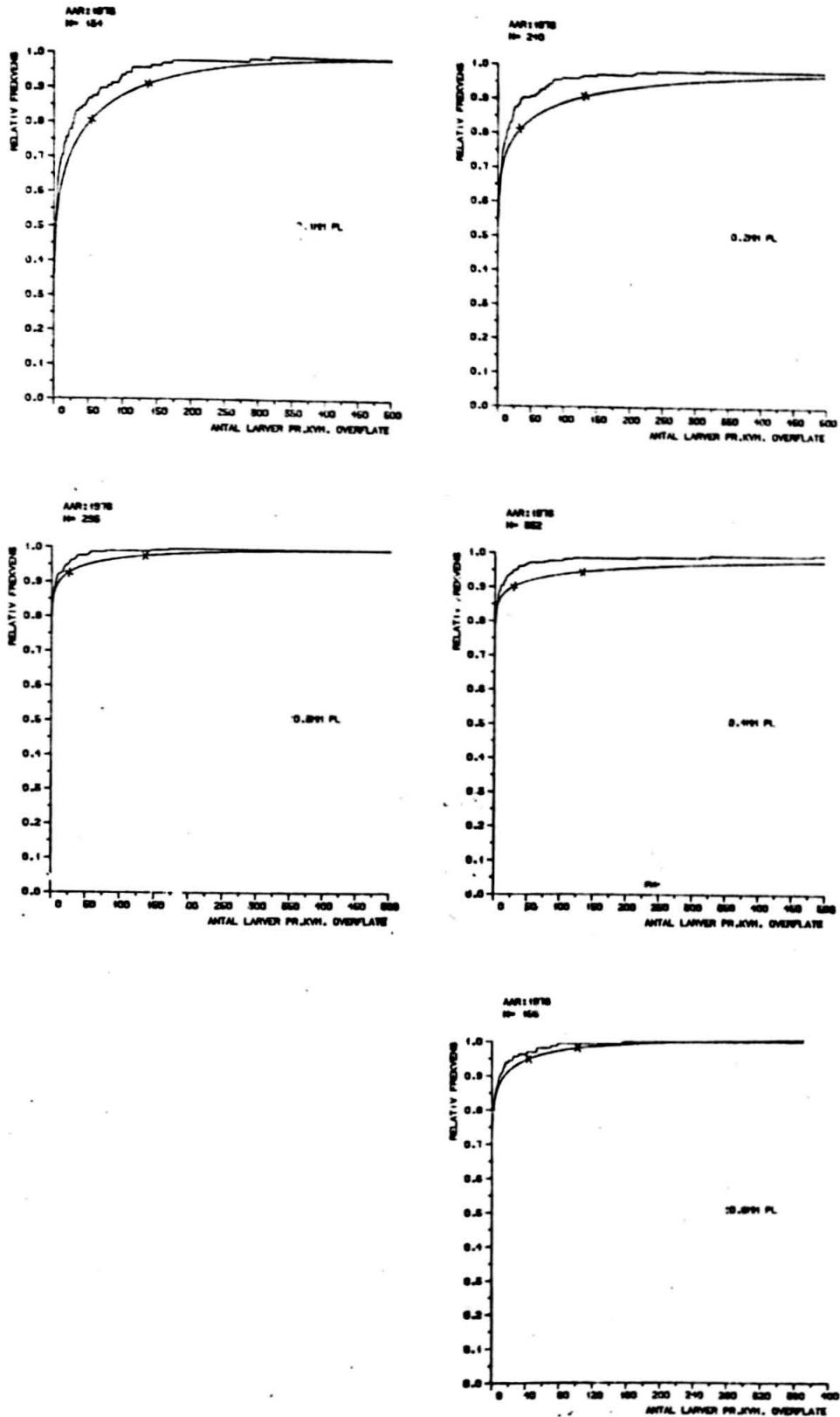
Figur 3.1.1. Kumulativt frekvenspolygon for antal nyklekte loddelarver pr. m<sup>2</sup> overflate 1973. X-markering for kurva til berekna negativ binomial, medan kurva for observerte frekvensar er umerka.



Figur 3.1.2. Kumulative frekvenspolygon for antal plommesekklarver av lodde pr.  $m^2$  overflate for 1973. PL er lengden på plommesekken, og er mellom 0.1 og 0.6 mm. X-markering for kurva til berekna negativ binomial, medan kurva for observerte frekvensar er umerka.



Figur 3.1.3. Kumulative frekvenspolygon for antal plommesekklarver av lodde pr.  $m^2$  overflate for 1975. PL er lengden på plommesekken, og er mellom 0.1 og 0.6 mm. X-markering for kurva til berekna negativ binomial, medan kurva for observerte frekvensar er umerka.



Figur 3.1.4. Kumulative frekvenspolygon for antal plommeseklarver av lodde pr. m<sup>2</sup> overflate for 1976. PL er lengden på plommesekken, og er mellom 0.1 og 0.6 mm. X-markering for kurva til berekna negativ binomial, medan kurva for observerte frekvensar er umerka.

## 3.1.2.1. VARIASJONSKOEFFISIENT TIL FORDELINGANE

I Tab. 3.1.1. ser ein at middelveidiane i berekna frekvensfordeling varierar frå år til år, og for plommeseekklarver av forskjellig alder. Det er også samanheng mellom middel og varians i negativ-binomial fordeling.

Tab. 3.1.3. viser variasjonskoeffisient for observert og berekna fordeling. Observert variasjonskoeffisient,  $\hat{C}_{obs}$ , er gitt av uttrykket:

$$(24) \quad \hat{C}_{obs} = s_o / \bar{o}$$

der observert fordeling omfattar alle observerte frekvensar med ei eller fleire larver pr.  $m^2$  overflate, og same nullfrekvens som berekna negativ binomial fordeling.  $s_o$  er standardavviket i observert fordeling.

$\bar{o}$  er middel i observert fordeling.

Variasjonskoeffisient for berekna negativ binomial modell,  $\hat{C}_{nb}$ , er gitt av uttrykket:

$$(25) \quad \hat{C}_{nb} = \sqrt{1/\hat{k} + 1/\hat{m}}$$

der  $\hat{k}$  og  $\hat{m}$  er estimerte verdier for parametrane  $k$  og  $m$  i modellen.

Resultatene i Tab. 3.1.3 viser at for åra 1973 og 1975 er variasjonskoeffisienten for observert og berekna negativ binomial fordeling ganske lik. Dette underbyggjer dermed konklusjonen om at observasjonane av loddelarver pr.  $m^2$  overflate er tatt frå ein negativ binomialfordelt larvepopulasjon. I 1976 er det større forskjell mellom variasjonskoeffisientane, og det kan då tyda på at nullhypotesa i Kap. 2.3.3., side 31, eigentleg skulle vore forkasta, og at observasjonane for 1976 ikkje kan koma frå ein negativ binomial fordelt larvepopulasjon. Nokre få av observasjonane i fordelingane for 1976 har eit stort antal

Tabell 3.1.3. Variasjonskoeffisient for observert frekvensfordeling, og for berekna negativ binomial fordeling for kvart av åra 1973, 1975 og 1976 for plommeseklarver av lodde med forskjellig lengde på plommesekken, PL.

PL	1973		1975		1976	
	$\hat{C}_{obs}$	$\hat{C}_{nb}$	$\hat{C}_{obs}$	$\hat{C}_{nb}$	$\hat{C}_{obs}$	$\hat{C}_{nb}$
0.1	1.76	1.63	0.50	0.57	2.99	2.38
0.2	1.82	1.71	6.98	6.97	4.59	3.26
0.3	1.79	1.66	2.99	2.99	7.70	5.57
0.4	1.44	1.35	3.31	3.15	9.24	5.61
0.5	1.50	1.41	-	-	-	-
0.6	0.98	1.06	1.48	1.51	5.50	4.75

larver pr. m<sup>2</sup> overflate, og dette kan då vera årsaken til at nullhypotesa ikkje blei forkasta med ein Kolmogrov-Smirnov test, då denne ikkje er sensitiv for slike avvik som nemnd i Kap. 2.3.3. side 31. Dette er også kommentert i Kap. 3.1.2., side 35, der kumulative frekvenspolygon for fordelingane blir vurdert, og der dei også indikerar at nullhypotesa skulle vore forkasta for 1976.

### 3.1.3. KONFIDENSINTERVALL TIL PARAMETRANE I MODELL

Eit tilnærma 95% konfidensintervall er estimert for middelet,  $m$ , i negativ binomial modell ved å bruka likning 23 side 31, Tab. 3.1.4.. Det er ikkje estimert konfidensintervall for  $k$  av den grunn at BLISS (1971) ikkje gir berekningsmetode for variansen av  $\hat{k}$ ,  $\text{var}(\hat{k})$ , når ein benyttar null-trunkert observert frekvensfordeling.

Når frekvensfordelinga inneheld mange observasjonar, er estimert størrelse på konfidensintervall ganske nøyaktig (ZAR 1974), men dette er ikkje tilfelle når datamaterialet inneheld få observasjonar.

Tabell 3.1.4. Tilnærma 95% konfidensintervall for middel,  $m$ , berekna negativ binomial fordeling.

ÅR	PL	$\hat{m}$	$\hat{\sigma}^2$	$\hat{N}$	KONF-INTVALL
1973	0.1	66.39	11563	250	52.79,79.99
	0.2	82.02	19374	273	65.17,98.87
	0.3	45.58	5661	238	35.83,55.33
	0.4	32.18	1855	127	24.54,39.82
	0.5	17.85	623	87	12.50,23.20
	0.6	12.96	184	45	8.92,17.00
	nyklekt	21.92	1096	279	17.96,25.88
1975	0.1	3.32	4	6	1.69, 4.95
	0.2	2.27	238	546	0.95, 3.59
	0.3	13.63	1591	186	7.78,19.47
	0.4	11.11	115	126	9.20,13.02
	0.5	--	--	--	----
	0.6	1.90	7	13	0.43, 3.37
	nyklekt	--	--	--	----
1976	0.1	40.50	8901	134	24.20,56.80
	0.2	41.78	17802	240	24.56,59.00
	0.3	9.47	2707	296	3.42,15.52
	0.4	35.65	36796	352	15.20,56.10
	0.5	--	--	--	----
	0.6	7.22	1060	166	2.17,12.27
	nyklekt	--	--	--	----

Variansen til  $m$ ,  $\sigma^2$ , er avhengig av størrelsen på  $m$ , av  $k$  og av antal observasjonar,  $N$ . Dermed vil også breidden av estimert konfidensintervall vera avhengig av det same. Dessutan vil breidden av konfidensintervalla til dei to parametrane i negativ binomial modell vera avhengig av einannan, og variasjonen i parametrane vil vera beskriven av eit konfidensområde ein ikkje kjenner forma på. Difor kan ein ikkje konstruera eit eksakt intervall for  $m$  åleine, og resultatet i Tab.3.1.4. må difor betraktast som eit grovt

anslag for intervall om m.

#### 3.1.4. FAKTORAR SOM PÅVERKAR AGGREGERING AV FISKELARVER

Faktorar som verkar inn på aggregering av fiskelarver kan generelt delast inn i to hovedgrupper; biotiske og fysiske.

1) Biotiske faktorar kan generelt inndelast i tre hovudårsakar i fylgje LONGHURST (1981).-A: Aggregert foreldrebestand fører til aggregering av gyteprodukt.-B: Sosial aktivitet som sverming og stiming.-C: Trofisk interaksjon mellom predator og bytedyr.

2) Fysiske faktorar kan generelt beskrivast ved hydrografi, botntopografi, vind og bevegelser i vatnmassene. For planktonorganismar nemner FASHAM (1978) langmuirsirkulasjon i vatnmassene som i rolege værforhold fører til aggregering i lange belter langs vindretningen.

Turbulens er ein annan sirkulasjon som blant anna fører til horisontale og vertikale virvlar i vatnmassene som igjen aggregerar planktonorganismar. NIHOUL (1980) gir ei inndeling av dette fenomenet i fleire grupper. Kort kan turbulens seiast å vera forårsaka av tidevatnstraumar, permanente og temporære lokale og globale straumssystem og vindens retning og styrke. SUNDBY (1983) fann samanheng mellom desse bevegelserne av vatnmassene og topografien til kontinentalsokkelen langs kysten av Nord-Norge. BJØRKE og SUNDBY (1983) fann i tillegg at fordelinga av torske- og hysepostlarver fell saman med denne sirkulasjonen av vatnmassene og er dermed indirekte påverka av botntopografien.

Loddelarvematerialet som denne oppgåva byggjer på er samla inn i dei øverste 75 metrane av vatnmassene langs Troms- og Finnmarkskysten, og er dermed underlagt atmosfærisk påverknad.

Gytepopulasjonen av lodde opptrer aggregert på gytefeltene, og gyt konsentrert på meir eller mindre avgrensa gytefelt. Dette vil då føre til at nyklekte larver blir aggregert i



vatnmassene over gytefeltene, og ein kan dermed seia at faktor A under biotiske faktorar truleg er viktigaste årsak til aggregering av nyklekte larver. Plommesekkklarver av lodde er lite aktive (ERLEND MOKSNESS pers. med.), og denne faktoren er difor truleg viktig både i liten og stor skala for nyklekte larver. Men larvene er også underlagt påverknad frå vatnmassene både i liten og stor skala, og dess eldre larvene er, dess lengre tid har dei vore i det pelagiske miljø, og fysiske faktorar er truleg blitt viktigare årsak til aggregering enn aggregert foreldrepopulasjon.

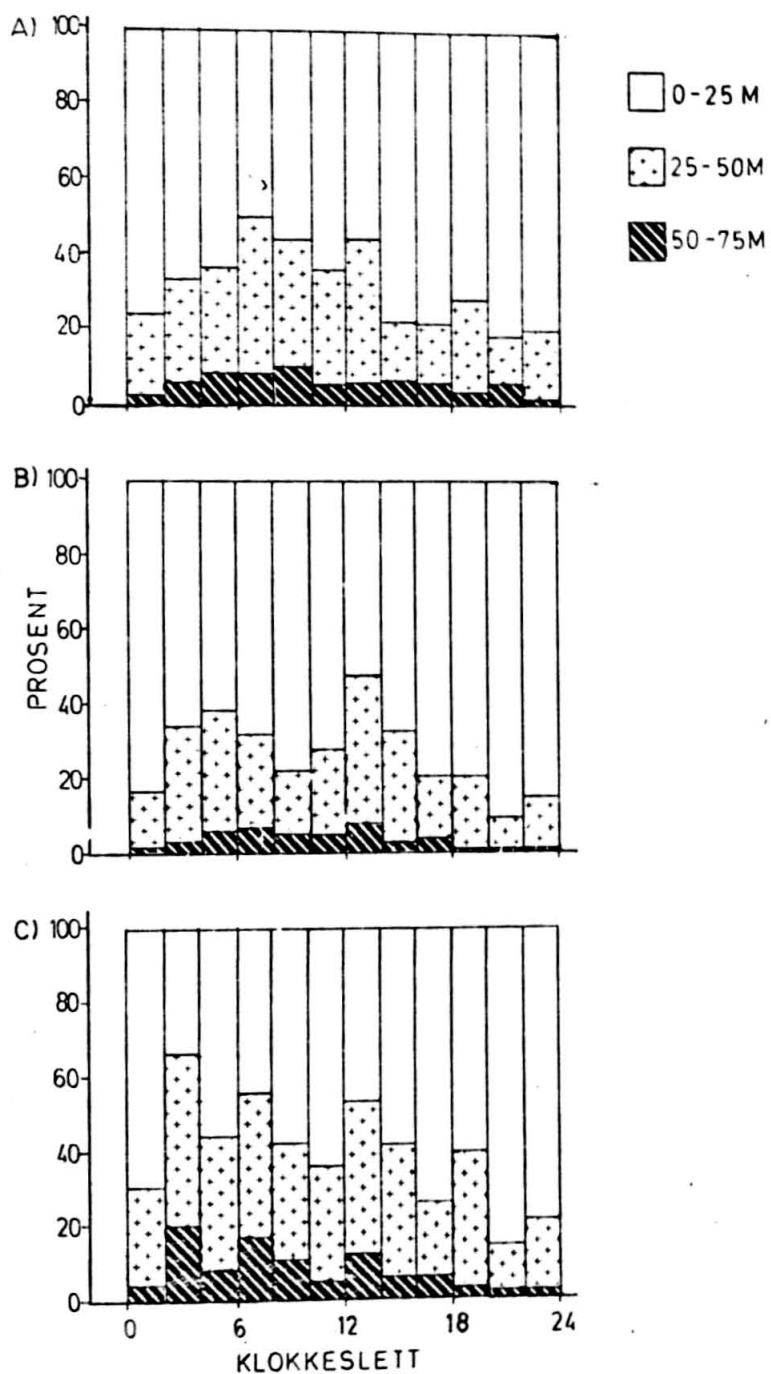
Generelt aukar aktiviteten til fiskelarver med alderen (HUNTER 1981), og biotiske faktorar som sosial aktivitet og trofisk interaksjon blir viktige årsakar til aggregering spesielt i liten skala. Men det er viktig å vera klar over at faktorar som synes viktige når ein betraktar aggregering i liten skala nødvendigvis ikkje er like viktige i stor skala.

### 3.2. VERTIKALFORDELING AV LODDELARVER

Undersøkelse av vertikalt fordelingsmønster er gjort på måten som er skissert i Kap. 2.4. side 32 for lengdegruppene 5-8 mm, 9-12 mm, 13-16 mm og 17-19 mm. Fordelingsmønsteret er illustrert med histogram som i Fig. 3.2.1. og 3.2.2. viser korleis dybdeprosentfordelinga i tre dybdeintervall, 0-25 m, 25-50 m og 50-75 m, fordeler seg over døgnet når datamaterialet er slått saman for alle år, og er henholdsvis ikkje delt inn i, og delt inn i tidsperiodar. Fig. 3.2.3. samanliknar dybdeprosentfordelinga for lengdegruppene kvart år når ein ser bort frå ei døgleg forandring i vertikalt fordelingsmønster.

Når ein betraktar heile undersøkelsesperioden april-juni i eitt synes alle lengdegruppene å vera litt høgare i vatnmassene om natta enn om dagen, Fig. 3.2.1., når det blir sett bort frå lengdegruppa 17-19 mm som det blei observert få larver av.

Når undersøkelsesperioden blir inndelt i tre tidsperiodar, april, mai og juni, ser det ut til at lengdegruppene 5-8 mm og



Figur 3.2.1. Døgnleg vertikalfordeling for lengdegrupper av loddelarver. Kvar søyle representerer vertikal prosentfordeling av larvemengden i tre dybdeintervall, 0-25 m, 25-50 m og 50-75 m, i eit to-timars intervall. Datamateriala frå åra 1972-1975 er slått saman. A) lengdegruppe 5-8 mm., B) 9-12 mm., C) 13-16 mm.

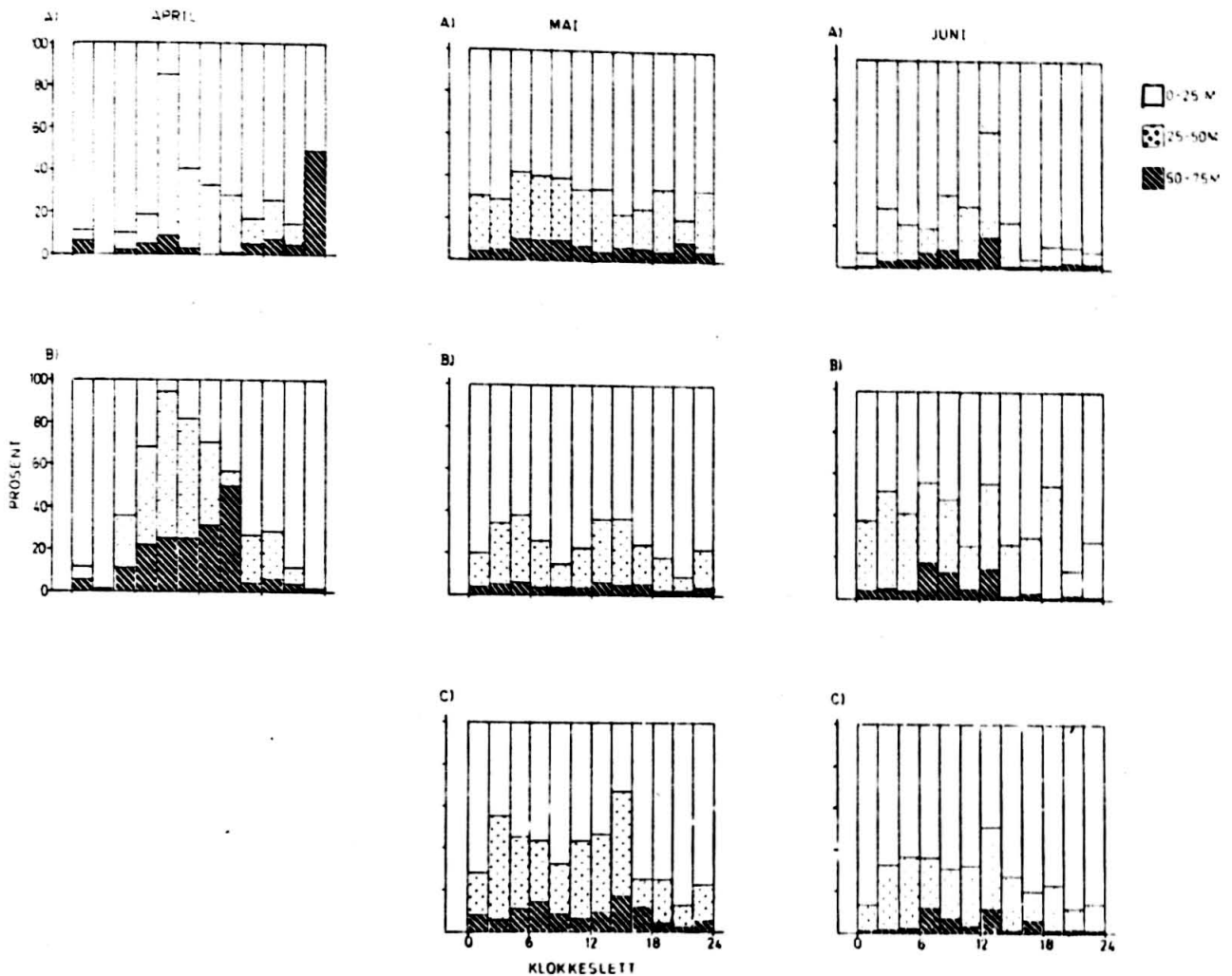
9-12 mm har ei markert forskjellig dybdeprosentfordeling dag og natt, Fig. 3.2.2.. Det blei observert få larver i dei to andre lengdegruppene, og det er difor ikkje muleg å vurdere dybdeprosentfordeling over døgnet for dei. Forskjellen i prosentfordeling ser ut til å vera tilnærma utviska for dei andre to tidsperiodane.

Ved samanlikning av dybdeprosentfordeling til lengdegruppene når ein ser bort frå døgleg forandring, ser det ut til at større loddelarver befinn seg djupare i vatnmassene i 1973 og 1975 enn dei mindre, Fig. 3.2.3.. I 1972 er dybdeprosentfordelinga lik for alle lengdegruppene, medan største og minste lengdegruppe står djupare enn dei andre i 1974.

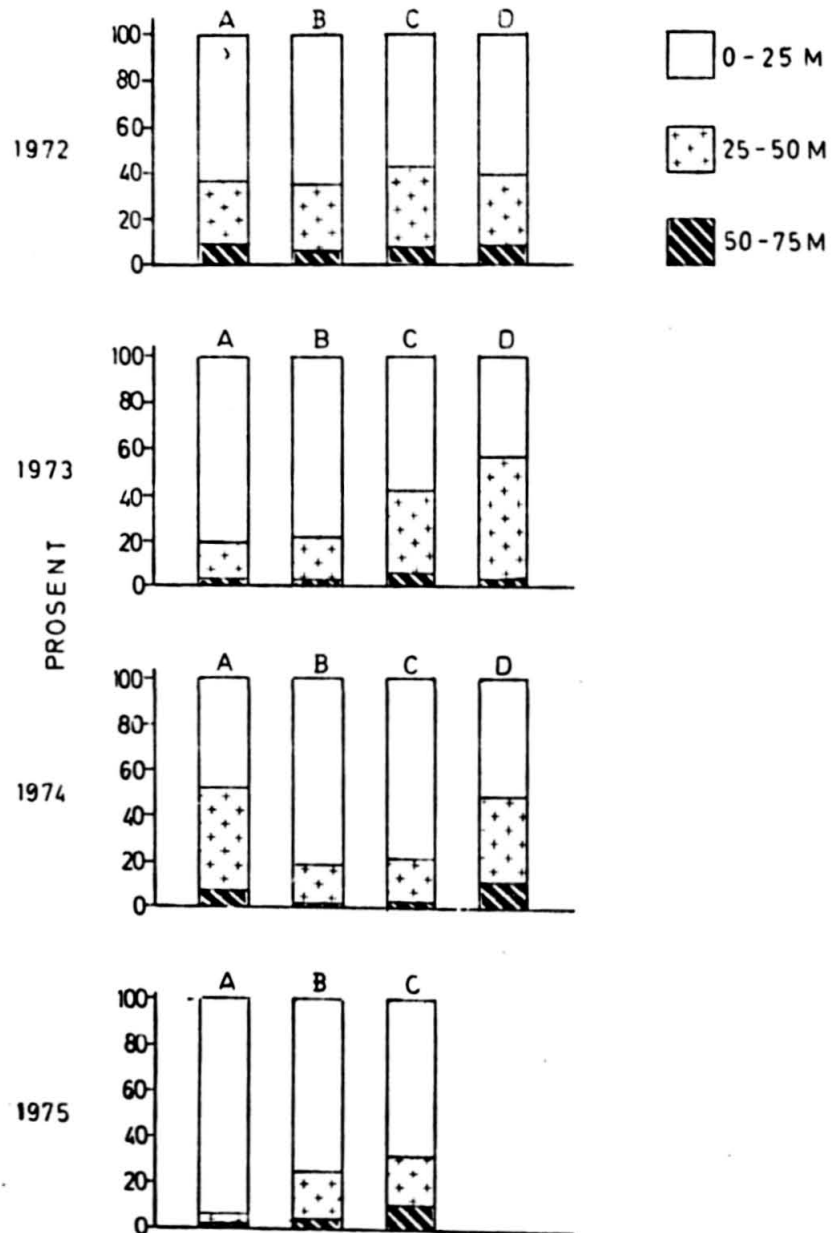
Like etter klekkjing i sedimentet startar loddelarver å stiga mot overflata. Sidan dei forskjellige gytefeltene er på ulike djup, vil nyklekte larver fordela seg i heile vatnsøyla med dei som er klekt frå dei djupaste felte lengst nede, og larver klekt frå grunnaste øverst i vatnsøyla. Ei forklaring på at lengdegruppa 5-8 mm i 1974 står djupt i vatnsøyla i forhold til dei andre lengdegruppene, kan altså vera at ein stor del av dei nyklekte larvene ikkje har nådd overflata før sampling.

Døgleg variasjon i vertikalfordeling av fiskelarver blir ofte knytt saman med søkjing etter næringsorganismer i fylgje HUNTER (1981), men han viser også til eit arbeid som konkluderar med at vertikalfordeling ikkje er relatert til næringsopptak hjå "yellowtail" flyndre.

Generelt for yngre fiskelarver gjeld at næringsopptak er avhengig av ein viss lysintensitet, og for larver av sild, rødspette og ansjos er det påvist mangel på stavar i augene dei første vekene, slik at dei ikkje er istand til å sjå i mørke (BLAXTER 1968a, 1968b, O'CONNEL 1981). Feltundersøkelser på loddelarver viste at fødeopptak starta ved daggry og avtok i skumringa (BJØRKE 1976), og at egg og nauplier av copepoder dominerte blant næringsorganismene. Desse undersøkelser viste også at loddelarver starta næringsøk alt på



Figur 3.2.2. Døgnleg vertikalfordeling for lengdegrupper av loddelarver. Kvar søyle representerer vertikal prosentfordeling av larvemengden i tre dybdeintervall, 0-25 m, 25-50 m og 50-75 m, i eit to-timars intervall. Det samla datamaterialet for 1972-1975 er delt inn i tre tidsperiodar, april mai og juni. Lengdegruppene er A) 5-8 mm., B) 9-12 mm., C) 13-16 mm.



Figur 3.2.3. Vertikalfordeling til lengdegrupper av loddelarver. Kvar søyle representerar vertikale prosentfordeling i tre dybdeintervall 0-25 m, 25-50 m og 50-75 m, av mengde larver for ei lengdegruppe. Lengdegruppene er A) 5-8 mm., B) 9-12 mm., C) 13-16 mm., D) 17-19 mm.

plommesekkstadiet, noko som også er registrert i bassengforsøk (MOKSNESS 1982).

Det er ikkje gjort undersøkelser på vertikalfordeling av copepode nauplier i Barentshavet seinare år, men eldre russisk litteratur (ZENKEWITCH 1963) meiner at dei vandrar vertikalt, påverka av lengden på fotoperioden. Naupliene prøver å halda seg innaføre same lysintensitet heile døgnet, og vandrar difor ned om dagen og opp om natta, og dess eldre nauplier dess større amplitude på vandringa. Dessutan observerte dei at det ikkje var vertikalvandring i perioden med midnættsol. Loddelarver synes dermed å ha samanfallande vertikalfordeling med næringsorganismene, Fig. 3.2.2.. Det same er også funnen for sildelarver utanfor norskekysten (SELIVERSTOV 1974) og for sildelarver i Lindåspollen (ARNE JOHANNESSEN pers. med.).

Vertikalturbulens i vatnmassene, forårsaka av kraftig vind, kan forstørra vertikalfordelinga til små planktonorganismer. Dette er påvist for copepodenauplier og torskelarver i Vesterålen (ELLERTSEN et. al., til trykkjing), men dette er undersøkelser gjort i liten skala, og ein slik samanheng er vanskeleg å påvisa for mine data fordi mange stasjonar frå fleire år er slått saman, og dermed vurderar eg vertikalfordeling i stor skala.

Det blei funnen få store larver i heile undersøkelsesperioden, truleg på grunn av unnvikelse av planktonreiskapen, og dette er ikkje uvanleg å observera (THEILACKER og DORSEY 1980).

## 3.3. ESTIMERT LARVEMENGDE OG BEREKNA KLEKKJEFORLØP

Tabell 3.3.1 Estimert mengde plommeseckklarverav lodde, i  $10^{11}$  av ulik alder for kvart survey, S, kvart år. Plommeseckklengde er alderskriterium, og T er dato midt i surveyet, S.

ÅR	S	T	0.6 mm	0.5 mm	0.4 mm	0.3 mm	0.2 mm	0.1 mm
1972	1	30.4	1.177	5.521	11.993	40.376	56.119	19.946
	2	9.5	2.367	2.192	5.404	7.477	10.449	5.711
	3	29.5	0.215	0.885	2.327	3.308	5.674	3.767
	4	10.6	0.400	0.359	0.841	0.948	1.888	1.012
1973	1	8.5	0.111	0.265	0.697	1.169	0.877	0.393
	2	21.5	0.018	0.031	0.032	0.592	1.158	1.031
	3	30.5	0.014	0.001	0.006	0.024	0.453	0.691
	4	9.6	0.006	0.003	0.023	0.044	0.052	0.023
1974	1	3.5	0.112	0.249	0.749	0.848	0.374	0.083
	2	13.5	1.652	1.683	9.168	22.511	16.299	0.137
	3	22.5	0.194	0.538	1.281	2.096	3.224	0.876
	4	2.6	---	0.033	0.205	0.234	0.716	0.320
	5	11.6	0.094	0.047	0.227	0.579	1.024	0.590
1975	1	24.4	0.002	-----	0.001	0.002	0.004	0.000
	2	28.4	0.005	0.004	0.038	0.028	0.019	0.000
	3	2.5	0.031	0.009	0.081	0.133	0.032	0.0008
	4	11.5	0.000	0.000	0.000	0.016	0.018	0.002
	5	16.5	0.000	0.000	0.002	0.085	0.083	0.000
	6	24.5	0.004	0.032	0.037	0.086	0.224	0.009
1976	1	2.5	0.258	0.000	0.137	0.002	0.091	0.000
	2	8.5	0.211	0.060	0.493	0.315	0.574	0.088
	3	22.5	0.581	0.018	3.270	3.430	2.818	5.836
	4	1.6	0.322	0.091	0.136	0.643	0.454	0.971

Tab. 3.3.1. og 3.3.2. viser estimert larvemengde for

henholdsvis alle hovud- og alle detalj-undersøkelsane. Måten mengda er berekna på er vist i Kap. 2.2.2. side 15. Det ser ut til å vera mest larver 1972, og minst 1975.

Tabell 3.3.2. Estimert mengde plommesekkklarver av lodde av ulik alder, i  $10^{10}$ , for kvart detaljsurvey, D. Plommesekkklengde er brukt som alderskriterium og T er dato midt i surveyet, D.

ÅR	D	T	0.6mm	0.5mm	0.4mm	0.3mm	0.2mm	0.1mm
1972	1	14.5	13.848	30.700	71.738	191.974	326.811	197.611
1973	1	14.5	0.619	0.953	2.446	9.583	19.800	39.729
	2	3.6	0.000	0.266	0.042	0.919	1.599	3.636
1974	1	9.5	10.547	55.110	75.856	80.093	31.917	6.017
	2	27.5	3.179	8.840	10.832	20.114	29.640	15.492
1975	1	7.5	0.000	0.018	0.556	2.685	1.225	0.000
	2	9.5	0.007	0.071	0.165	0.188	0.078	0.009
1976 : ingen detaljsurvey.								

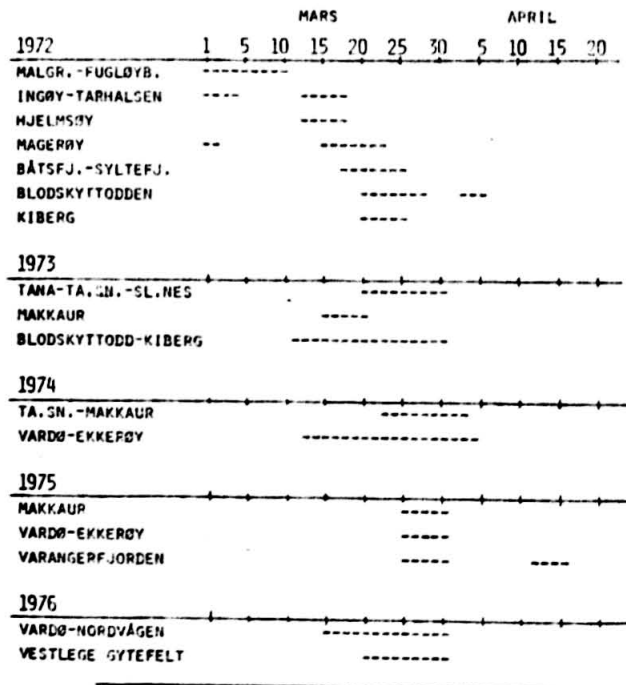


## 3.3.1. BESKRIVING AV KLEKKJEKURVENE 1972-1976

Tabell 3.3.3. Hydrografiske forhold på gytefeltene, målt i sedimentet.

ÅR	T <sup>0</sup> C	S <sup>0</sup> /o <sub>o</sub>	REFERANSAR
1972	2.5-6.5	34.1-34.6	SÆTRE og GJØSÆTER 1975
1973	2.0-4.0	34.4-34.6	" " "
1974	2.5-4.0	34.4-34.6	" " "
1975	2.8-4.3	33.5-34.3	GJØSÆTER og MARTINSEN 1975
1976	1.8-3.5	34.1-34.3	HAMRE og SÆTRE 1976

Det er berekna midlare klekkjekurve for heile gyteområdet for kvart av åra 1972-1976, Fig. 3.3.2. Det er viktig å merka seg at klekkjekurvane byggjer på få datapunkt, og desse kjenner ein heller ikkje usikkerheten til. Berekna klekkjekurve må difor betraktast som eit grovt anslag for det verkelege klekkjeforløpet. Tab. 3.3.3. viser dei hydrografiske forholda på gytefeltene, og Fig. 3.3.1. start og lengde av gyteperiode på forskjellige gytefelt for åra 1972-1976.



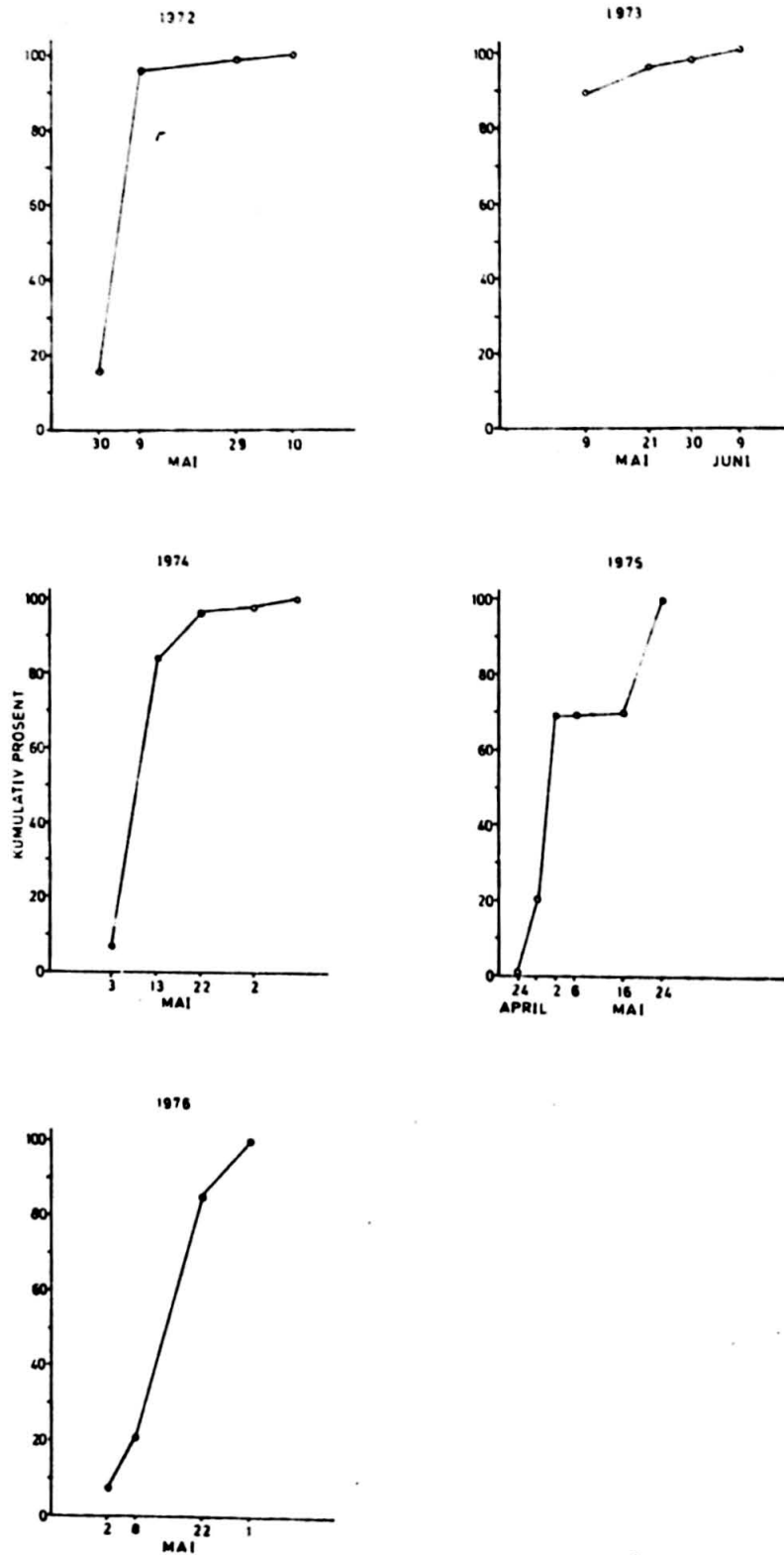
REFERANSE 1972-1974: SÆTRE OG GJØSÆTER (1975)  
 " 1975 : GJØSÆTER OG MARTINSEN (1975)  
 " 1976 : HAMRE OG SÆTRE (1976)

Figur 3.3.1. Oversikt over gyteperiodane for lodde på dei viktigast gytefelta 1972-1976.

I 1972 starta gytinga rundt 1. mars, fyrst i det vestlege området og litt seinare lengre aust, og den strekte seg til rundt 30. mars. Sedimenttemperaturen på gytefelta låg mellom 2.5 og 6.5 °C, noko som reknast å vera over middelet. Dei høgaste temperaturane blei registrert lengst vest, og dei lågaste ved Blodskyttodden. I seg sjøl er dette svært interessant med hensyn på dødelegheit av larvene. Loddelarvene lengst vest vil truleg møte eit anna predasjonspress enn larvene lengre aust. Blant anna for E. mordax er det funne at symje- og fødeopptaksaktiviteten auka med temperaturen (HUNTER 1981), noko som ofte fører til auka veksthastighet og mindre sårbarheit overfor predatorar.

Sidan det er klar samanheng mellom klekkjeforløp og inkubasjonstemperaturen (JEFFERS 1931, PITT 1958, HELGESEN 1977), skulle dette tilseia raskare klekkjing enn om temperaturen hadde vore lågare, og dette gjenspeglar seg i ei bratt klekkjekurve for 1972.

I 1973 starta gytinga runit 10. mars, først ved Kiberg-Blodskyttodden og noko seinare ved Makkaur og Tana-Slettnes, og varte ut månaden. Inkubasjonstemperaturen på gytefelta låg mellom 2.0 og 4.0 °C, og middeltemperaturen noko høgare enn året før. Dette skulle tilseia ei bratt klekkjekurve for 1973, men dette er ikkje tilfelle på grunnlag av desse undersøkelane, Fig. 3.3.2.. Berekna klekkjekurve kan tyda på at ein ikkje har fått med seg starten av klekkjinga under tokta etter loddelarver, men heller har treft direkte på hovudklekkjinga.



Figur 3.3.2. Midlere berekna klekkjekurver for loddeegg på Finnmarks- kysten åra 1972-1976. Berekingane er basert på estimert mengde nyklekte larver til ulike tidspunkt.

I 1974 føregjekk gytinga mellom 10. og 30. mars, Fig. 3.3.1., i området Tana-Ekkerøy. Temperaturen på gytefeltet låg mellom 2.5 og 4.0 °C, middelet omtrent på same nivå som 1972. Dette skulle føra til rask klekkjing, noko som gjenspeglar seg i forma på klekkjekurva.

I 1975 føregjekk det gyting dei siste to vekene av mars i området Vardø-Varangerfjorden, men i tillegg eit seinare innsig i midten av april i Varangerfjorden. Inkubasjonstemperaturen på gytefeltet låg mellom 2.8 og 4.3 °C, og middeltemperaturen for desse områda var vesentleg høgare enn dei tre føregåande åra. Dette skulle føra til ei rask klekkjing og ei bratt klekkjekurve. Fig. 3.3.2. viser at klekkjekurva for 1975 stig bratt mellom 24. april og 2. mai, deretter flatar den seg ut til 15. mai for deretter å stige bratt. Fyrste stigning kan forklarast med klekkjing av larvene frå fyrste innsig. Det at kurva stig bratt igjen etter to vekers opphold kan forklarast ved at egga som blei gytt i midten av april byrjar å klekkja, og at andre gyteinnsig var av ein viss størrelse. Dermed skulle ikkje forma på midlare klekkjekurve for 1975 vera urimeleg.

I 1976 føregjekk gytinga dei to siste vekene i mars. Det var to innsig, først eit austleg og så eit vestleg, noko som var motsatt rekkefylgje av det som skjedde i 1972, då det sist var to gyteinnsig. Temperaturen på gytefeltene varierte mellom 1.8 og 3.5 °C, og det var lågt i forhold til dei 4 føregåande åra, og skulle tilseia ein lang klekkjeperiode. Dette gjenspeglar seg i klekkjekurva for 1976 ved at den er mykje slakare enn for dei andre åra, med unnatak av 1973, Fig. 3.3.2..

### 3.3.2. SAMANLIKNING MED ANDRE POPULASJONAR

Tab. 3.3.4. viser ei oversikt over andre loddepopulasjonar og temperaturane på deira gytefelt. Populasjonar av lodde i ulike farvatn gyt til forskjellig tid, og har også forskjellige temperaturpreferansar på gytefeltene. Det synes

som om temperaturane på gytefeltene ved Grønland og Newfoundland Grand Bank er ganske likt som observert i Barentshavet. Men gyting føregår juni-juli på Grand Bank og mai-juli ved Grønland. Strandgytaren ved Newfoundland gyt også juni-juli, men ved høgare temperatur enn Grand-Bank lodda. Ved Island strekkjer gyteperioden seg frå mars til september, først i sør og vest, og deretter nord og austover ettersom vatnmassane får ein temperatur mellom seks og sju grader. I nord-austre del av Stillehavet gyt lodda mars-april ved ein temperatur mellom 10.0 og 11.0 °C.

På grunn av temperaturen sin inflytelse på klekkjeforløp (JEFFERS 1931, PITT 1958), skulle ein venta at klekkjeforløp for lodda på Grand Bank, Grønland og i Barentshavet skulle under ellers like forhold vera ganske likt, og at for dei populasjonane som gyt ved høgare temperatur skulle klekkjing skje raskare.

Tabell 3.3.4. Temperaturar på gytefelt for andre populasjonar av lodde.

OMRÅDE	GYTETEMPERATUR	REFERANSE
Newfoundland, strandgytar	2.5-10.8	FRANK og LEGGETT 1981
Newfoundland, Grand Bank	2.8-4.2	PITT 1958
British-Columbia	10.0-11.0	HART og MCHOUGH 1944
Island	6.0-7.0	JESPERSEN 1920, MAGNUSSON 1966
Grønland	1.9-6.6	KANNEWORF 1968

## 3.4. DØDELEGHET AV PLOMMESEKKLARVER

Tabell 3.4.1. Dødelegheit mellom klekkjing og ulike aldrar av plommesekklarver for fleire deknningar av utbreiingsområdet kvart år. DATO er datoen midt i surveyet.

ÅR	DATO	0.4MM	0.3MM	0.2MM	0.1MM
1972	9.5	0.94	0.90		
	29.5	0.98	0.97	0.95	0.97
	10.6	0.99	0.99	0.99	0.99
1974	13.5	0.06	---		
	22.5	0.91	0.85	0.76	0.91
	2.6	0.99	0.99	0.95	0.98
	11.6	0.99	0.96	0.94	0.96
1975	28.4	---	---		
	2.5	---	---	---	---
	11.5	---	0.91	0.89	0.99
	16.5	0.99	0.50	0.51	---
	24.5	0.83	0.55	---	0.95
1976	8.5	0.41	0.19		
	22.5	0.19	---	---	---
	1.6	0.97	0.87	0.90	0.76

Metode for berekning av dødelegheit av plommesekklarver er beskriven i Kap. 2.2.4. side 20, og resultatene frå berekningane er vist i Tab. 3.4.1. Året 1973 er utelatt frå berekningane fordi berekna midlare klekkjekurve det året ikkje synes å vera representativ for klekkjeforløpet, ved at kurva ikkje startar i null.

Dødelegheit mellom klekkjing og slutten av plommesekkstadiet tilsvarar dødelighet over ein to vekers periode.

For 1972 ligg denne dødelegheten på 97 og 99 % berekna frå to forskjellige dekningar av utbreiingsområdet. Ved å betrakta Fig. 2.1. side 12 som viser gytefelta 1972, og samanlikna med stasjonskarta for det året, APPENDIX A, så synes dekning av område å vera god i og med at stasjonsnett er tett på gytefeltene.

For 1974 synes også dekning av område å vera god av same grunn som for 1972. For tre forskjellige dekningar av utbreiingsområdet er estimert dødeleghet mellom klekkjing og slutten av plommesekkstadiet henholdsvis 91, 98 og 96 %.

I 1975 blei det funne lite loddelarver totalt sett, og larvene var dessutan konsentrert nærare land enn tidlegare år. Midlare klekkjekurve for det året hadde også ei uvanleg form, Fig. 3.3.2 side 56, noko som truleg kom av to klart adskilte gyteinnsig. Frå to av dekningane kunne det bereknast estimat for dødeleghet på henholdsvis 99 og 95 %, for dei to andre dekningane var ikkje dette muleg fordi mengde larver på slutten av plommesekkstadiet oversteig berekna mengde som var klekt to veker tidlegare. Året 1975 var det svært hyppig pålandsvind med styrke over kuling under heile klekkjeperioden langs Varangerhalvøya (ANON 1977), og dette kan ha verka inn på fordelinga av loddelarver og på innsamlinga av data.

For 1976 blei det berekna dødelighet mellom klekkjing og slutten på plommesekkstadiet for ein av dekningane av utbreiingsområdet, og den var på 76 %. Dekninga av utbreiingsområdet for loddelarver var ikkje optimal dette året ved at undersøkelane hadde som mål å undersøkje utbreinga til larver av forskjellige artar.

Det er ikkje muleg å berekna konfidensintervall til dødeleghetsestimata fordi metoden larvemengden er estimert med, ikkje tillet det. Og dette er truleg ein av årsakane til at estimat av dødeleghet i Tab. 3.4.1. ikkje aukar med aukande alder som generelt gjeld ved betraktning av dødeleghet for ein kohort. Berekning av larvemengde byggjer også på midlare arealtetthet av populasjonen, og kan vera ei viktig feikjelde

då larvepopulasjonen eigentleg er aggregert. Likevel indikerar resultatene dødeleghet på plommesekkstadiet.

Ein årsak til dødeleghet kan vera underestimert av eldre larver ved at dei unnvik planktonreiskapen, men truleg ikkje for plommesekkklarver av lodde då dei er lite aktive (ERLEND MOKSNESS pers. med.). Fysiske faktorar som bølgebryting og stranding i fjæra kan også vera viktige dødeleghets-faktorar, men den viktigaste faktoren er truleg predasjon.

Mulege predatorar til plommesekkklarver av lodde er sei, vaksen lodde, maneter, andre fiskelarver, kammaneter, amfipoder og større copepoder. Men det er ikkje gjort direkte feltundersøkingar på fordeling og artsamansetning av desse i relasjon til bytedyr.

Når det gjeld sei, så fann MIRONOVA (1961) loddeyngel i mageprøvar, men ikkje larver, og konkluderte med at sei føretrakk yngel og ikkje larver av lodde. Ein kommentar til dette kan vera at seien også predaterte loddelarver, men at desse ikkje blei registrert i mageprøvane på grunn av at små fiskelarver er lett fordøyelege.

Når det gjeld lodda sjølv, så er det ikkje gjort undersøkingar på beiting under gytesesongen. Men ein del lodde overlever gytinga, og denne kunne vera ein aktuell predator på egg og larver.

Predasjonsforsøk på loddelarver er utført av ERLEND MOKSNESS (upubl.) med brennmaneter, Sarsia spp., silde og torskelarver. Alle desse viste at dei var i stand til å bruka loddelarver som næring. For larver av vårgytande sild i Kiel-bukta påviste MØLLER (1980) samanheng mellom mengde larver og størrelse av bestanden av glasmaneta Aurelia aurita.

Av kammaneter er Bollinopsis den som dominerar i Barentshavet (ZENKEWITCH 1963), og denne er i stand til å beita store mengder både av copepoder og fiske-egg og -larver (FRASER



1970), og kan ved store konsentrasjonar vera ein viktig predator på loddelarver.

Store copepoder kan også vera ein aktuell predator, blant anna Euchaeta elongata er registrert å beita på plommesecklarver av stillehavs-lysing (Merluccius productus) (BAILEY og YEN 1982), og beslektta artar fins i Barentshavet.

### 3.4.1. KRITISK PERIODE FØR BIOLOGISK REKRUTTERING?

I Barentshavet varierar innstrøyming av atlantisk vatn (BLINDHEIM OG LOENG 1981), og omrøring i øvre vatnlag varierar med styrke og retning av vind. I tillegg fører varierende isdanning frå vinter til vinter til at temperatur og saltholdighet varierar. Dette fører til at vekstforholda varierar, og ALDONOV og SEREBRYOV (1982) fann samanheng mellom spesielt dårlege vekstforhold og mengde fiskelarver i området. Dessutan er det vanleg at mengde og samansetning av predatorar varierar frå år til år.

Mange meiner at larve og yngelstadiet hjå pelagiske fisk gir viktig informasjon om variasjon i rekrutteringa (LASKER 1981). Denne hypotesa blei først føreslått av HJORT (1914), som meinte at årsklassane av atlanto-scandisk sild samvarierte med mengde næringsorganismer. Han meinte at høg dødelegheit kunne ha sin årsak i mangel på næringsorganismer når larva skulle søkja etter næring sjøl, eller at overflatestraumane transporterte dei til områder med dårlege vilkår for vidare utvikling.

HUNTER (1981) viser til eit arbeid som omhandlar E. mordax der resultatet var at dødelegheten ikkje auka etter at plommesekken var resorbert, og dermed er HJORT (1914) si hypotese forkasta for denne arten. Han viser også det same for larver av rødspette. Dette skulle dermed tyda på at predasjon står for ein stor del av larvedødelegheten både på plommesekkstadiet og etter at plommesekken er resorbert, og dette er også konklusjon i andre undersøkelser (MURPHY 1961, HEMPEL 1965, DEKHNİK et. al. 1970), sjøl om svoltfaktoren også

blir gjeldande etter resorbsjon av plommesekken.

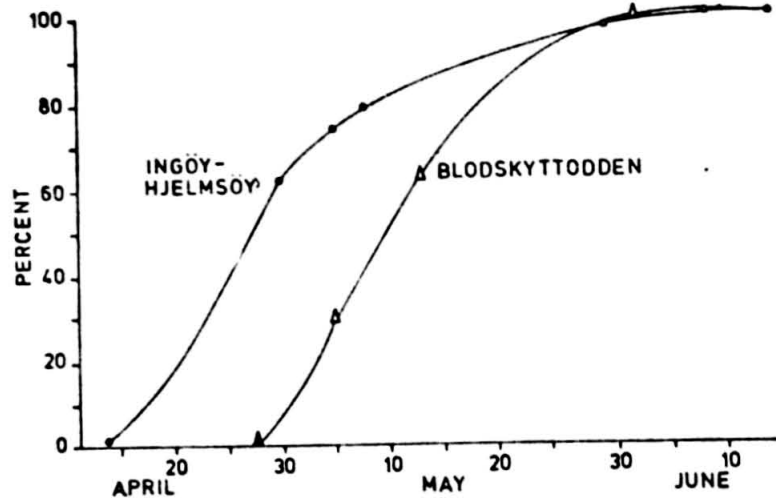
For å estimera overlevelse av larver ut frå dataene treng ein eit alderskriterium. Laboratorieundersøkelser har vist at det er lineær samanheng mellom lengden av plommesekken, PL, og alderen av loddelarver (HELGESEN 1977). GJØSÅTER og MONSTAD (1982) prøvde å bruka antal soner på otolittane som alderskriterium, men kom fram til at individ som voks hurtig danna fleire ringar enn dei som voks seint. Konklusjonen på arbeidet blei dermed at antal otolitt-soner ikkje kunne brukast som alderskriterium for loddelarver, og ein manglar dermed eit alderskriterium for larver som har resorbtert plommesekken.

Svult er ein dødeleghetsfaktor som truleg først blir viktig etter resorbsjon av plommesekken. Den fører generelt til at fiskelarver kjem i dårleg fysiologisk tilstand ved blant anna dårleg kondisjon, låg vekstrate og blir lettare bytte for predator (HUNTER 1981, FRANK og LEGGETT 1982). Dårleg individuell vekst fører til at larvene befinn seg lengre i predatorfeltet.

VLADIMIROV (1970) argumenterar for at arvelege forskjellar av gyteprodukt verkar inn på overlevelse av egg og larver, og BLAXTER og HEMPEL (1963) fann blant anna klar samanheng mellom eggstørrelse og plommesekkstørrelse og dermed levedyktigheten for sildelarver.

### 3.5. GYTEBESTANDSBEREKNINGAR

Berekning av gytebestand ut frå egg og larvedata blei gjort for 1972 Formel 9 side 23 blei brukt med  $F=10.000$ ,  $S=0.5$ ,  $e=4.5 \cdot 10^{12}$ , og at det er 30.000 lodde pr. tonn. GJØSÅTER og SÅTRE (1973) berekna eggmengden for detaljsurveya 1972, og GJØSÅTER og MARTINSEN (1975) for 1975, men det blei berre laga klekkjekurver for lokalt gytefelt i 1972, Fig. 3.5.1., då  $a_1$  var 0.7, og  $a_2$  0.96 under dei aktuelle dekningane av utbreiingsområdet. GJØSÅTER OG SÅTRE (1973) kom fram til at mellom fem og seks hundretusen tonn lodde fekk gyta langs



Figur 3.5.1. Kumulative klekkjekurver for to lokale gytefelt 1972 (GJØSÆTER og SÆTRE 1973).

Finnmarkskysten 1972, men då antok dei at  $a_1 = a_2$  utan å kjenna til midlare klekkjekurve for heile utbreiingsområdet. Det viste seg at denne antakelsen ikkje haldt fullt ut, og mine berekningar gav ein gytebestand på 180.000 tonn. Men dette kan ikkje vera heile årsaken til den store forskjellen mellom berekningane. Det ligg truleg også store feilkjelder i estimering av larvemengde og berekning av midlare klekkjekurver.

Sidan klekkjekurvane for detaljundersøkte områder i 1975 mangla, og i tillegg at forma på gjennomsnittleg klekkjekurve er noko spesiell, har det sansynlegvis ikkje noko føre seg å estimera gytebestand for 1975 på same måte som for 1972.

Diverre manglar estimat av både eggmengde og klekkjekurve for detaljundersøkte områda for dei resterande åra, og det blei dessutan ikkje utført undersøkelser på lokale gytefelt i 1976. Likevel er det muleg å få eit anslag for mengden, om enn på ein noko spekulativ måte:

-Ein bereknar gytebestand for eit år, i mitt tilfelle for 1972, med likning 9 side 23.

-Veljer ut ein dekning av eit lokalt gytefelt for same året som ser ut til å vera representativ for larvepopulasjonen.

-Antar eit konstant forhold,  $R$ , mellom eggmengde og antal larver klekt frå dette lokale gytefeltet.

-Antar at  $R$  gjeld for heile utbreiingsområdet.

-Antar at  $R$  for heile utbreiingsområdet gjeld for kvart år. I denne antakelsen ligg at dødelegheit på eggstadiet og ved klekkjing er den same kvart år, noko som truleg ikkje stemmer sidan varierende forhold i miljøet vil påverka overlevinga av gyteprodukta.

-I tillegg må ein anta at det på lokale gytefelt ikkje er innblanding av larver frå tilgrensa felt under

larveundersøkelsane. Om denne antakelsen er gyldig kan sansynleggjerast med fylgjande resonnement:

R er estimert av data frå 1972 for gytefelt ved Blodskyttodden. Ved å betrakta Fig. 2.1. side 12 som viser kart med markerte gytefelt, og Fig. 1.1. som viser straumforholda, ser ein at ingen andre felt ligg så nær at nyklekte larver frå desse skulle kunna førekomma i noka særlege mengder under detalj-undersøkelsane på Blodskyttodden. Difor er det rimeleg å tru at denne antakelsen skulle halda.

Vidare brukar ein mengden av nyklekte larver frå ein hovuddekning av utbreiingsområdet ein trur er mest representativt, og multipliserar med R, og får då eit estimat av gytebestanden, P, ved likning:

$$(26) \quad P = \frac{R \cdot L}{F \cdot S}$$

Tabell 3.5.1. Mengdeestimat av gytebestand basert på egg og larveundersøkingar, gitt i tonn. P er mine berekingar og P<sup>1</sup> er berekingar gjort av GJØSÅTER og SÅTRE (1973, og upublisert)

ÅR	1972	1973	1974	1975	1976
P	180.000	30.000	30.000	300	10.000
P <sup>1</sup>	5-600.000	2-300.000	30-40.000	-	-

Tab. 3.5.1. viser resultatene frå estimering av mengde lodde som fekk gyta langs Finnmarkskysten dei forskjellige åra. Estimert gytebestand for 1972 er berekna ved bruk av formel 9 side 23, medan estimata for dei andre åra er funnen ved bruk av formel 26 ovanfor.

Forskjellen mellom mine berekingar og berekingane gjort av

GJØSÅTER og SÅTRE er størst for 1973. For 1974 er berekningane omtrent like. Årsaken til den store forskjellen i 1973 ligg truleg i at forutsetningane til R ikkje held. Det vil seia at det kan vera stor dødelighet på eggstadiet slik at R blir underestimert. R er forholdet mellom gytt eggmengde og mengde larver som blir klekt, og er antatt å vera konstant kvart år.

Estimatet for 1975 synes å vera usannsynleg lågt, og årsaken til dette må truleg finnast i det som tidlegare er nemnd; nemleg at værforholda var dårlege, og at det totalt sett blei funne få larver. Det vil seia at datamaterialet for 1975 truleg er for dårleg til at ein kan få eit rimeleg estimat av mengde lodde som fekk gyta.

Fangststatistikk, Fig. 1.2. side 7, viser nedgong i oppfiska kvantum i vintersesongane frå 1972-1975, og indikerar dermed nedgong i gytebestand, og ei auke mellom sesong 1975 og 1976. Det same viser resultatene i Tab. 3.5.1., og bekreftar dermed tendensen, men om forskjellane eigentleg er av same størrelsesorden som tabellen viser, kan ikkje avgjerast på grunnlag av mine data.

### 3.5.1. FEILKJELDER TIL METODANE FOR ESTIMERING AV GYTEBESTAND

Eit av hovedproblemene er å estimera konfidensintervall til P (ENGLISH 1964, SAVILLE 1964). Kap. 2.1.1. side 14 tek føre seg feilkjelder ved prøvetaking med planktonreiskap, og Kap. 2.2.2.1. side 19 tek føre seg feilkjelder til metoden for berekning av mengde larver. Ellers vil faktorar som bestemmelse av fekunditet, kjønnsforhold, dødeleghet og dekning av gyteområdet i rom og tid påverka estimata. I tillegg må det nemnast at sidan estimert larvemengde byggjer på midlare arealtetthetar, kan dette vera ei feikjelde i og med at innsamlinga av dataene er gjort frå ein aggregert populasjon. Men det er vanskeleg å vurdera størrelsen på denne feilkjelda.

Tilgjengelege data (POZDNYAKOV 1957, GJØSÅTER og MONSTAD 1973) tydar på at fekunditet til lodda i Barentshavet er stabil frå år til år. For det meste er kjønnsforholdet antatt å vera 1:1 sett over heile gytesesongen (PROKHOROV 1965, MONSTAD 1971).

PROKHOROV hevdar også at hannar dominerar i gytebestandar som inneheld større mengde eldre lodde.

Hjå demersale artar reknar ein at alle egg blir befrukta, og dødelegheit på eggstadiet er vanlegvis lågt, under 10% reknast for vanleg (RUNNSTRØM 1941, BAXTER 1974, DRAGESUND et. al. 1973).

Sildeegg ligg som eit teppe over botn, og dette kan føra til oksygenmangel lengst nede i laget (ALDERDICE et. al. 1958), og tjukkelsen på egglaget er for sild funnen å påverka egg og klekkje-dødelegheit (TAYLOR 1971). Loddeegga er blanda med substratet på botn, og blir dermed lufta litt. Oksygen treng difor ikkje vera begrensande faktor for eggutvikling, og det er ikkje påvist samanheng mellom tjukkelsen av egglag og dødelegheit på eggstadiet og ved klekkjing for lodde (DRAGESUND et. al. 1973, BJØRKE et. al. 1972). Dette kan forklara forskjell i eggdødelegheit hjå lodde og sild.

Predasjon er truleg betydelegaste årsak til eggdødelighet. For ekserpel hyse beitar på loddeegg (ZENKEVITZH 1963, TEMPLEMAN 1965, BJØRKE et. al. 1972). Årfugl er også blitt observert beitande på lodde-egg (GJØSELER og SETRE 1974).

Larvedødelegheit kan ein sjå bort frå dersom ein nyttar mengde nyklekte larver i formelen for berekning av gytebestand.

### 3.5.2. SAMANLIKNING MED ANDRE BESTANDSESTIMAT

Ved samanlikning av forskjellige bestandsestimat, legg ein til grunn at fangst er absolutt minstemål på gytebestand. Dessuten viser resultatene frå egg og larveundersøkelsane at ein del lodde unngår fisket og får gyta langs Finnmarkskysten. I tillegg må ein vera klar over at ein del lodde også gyt langs Murman kysten i områder som ikkje er tilgjengelege for

Tabell 3.5.2. Anslag for gytebestand i mill. tonn ved bruk av akustisk, merkeforsøk, egg og larve, og fangst. Referanse for alle estimat untatt egg og larve, som er mitt estimat av mengde lodde som fekk gyta lagt til mengden som blei oppfiska, er ULLTANG (1977).

ÅR	AKUSTISK	MERKEFORSØK	EGG-LARVE	FANGST
1972	1.70	---	1.38	1.20
1973	3.70	2.2,4.1	1.13	1.10
1974	1.0-1.5	1.1,1.9	0.78	0.75
1975	0.80	1.1,1.1	0.56	0.56
1976	1.9-2.3	---	1.11	1.10

norske fiskerier.

Om hausten blir det føretatt akustiske undersøkelser for å estimera totale bestand av lodde. Samstundes blir det tatt trålprøvar for å kunna bestemma aldersfordeling og størrelsen på neste vinters gytebestand. Modningsrata av holoadda blir bestemt ved bruk av ein modningsskala for gonadane. Dei siste åra er denne tatt opp til ny vurdering og FORBERG (1982) fann ut at den gir eit underestimat av gytebestanden.

Merkeforsøk blir også brukt for å estimera størrelsen på neste vinters gytebestand, og gir vanlegvis for høge estimat (ULLTANG 1977). Tab. 3.5.2. viser at det ikkje er særleg forskjell mellom dei ulike bestandsestimata 1972, 1974 og 1975. I 1973 derimot, gir akustisk og merkeforsøk langt større estimat enn egg-larve. Dette kan då tyda på at ein stor del av gytebestanden gyte lengre aust langs Murman kysten, og ikkje var tilgjengeleg for norske fiskerier. I 1976 synes det same å ha skjedd om enn ikkje i så stor grad. Det er ikkje muleg å få dette bekrefta ut frå fiskeristatistikk, fordi ein ikkje kjenner korleis det russiske fiskeriet er i forhold til størrelsen på gyteinnsiget langs Murman.



## 4. SAMANDRAG

Materialet som denne oppgåva byggjer på er samla inn i tidsperioden april-juni 1972-1976. Heile gyteområdet til lodda blei dekkja 3-6 gongjer kvart år. I 1972 blei det brukt Bongo-20 planktonreiskap, og Clark-Bumpus dei andre åra. Det blei tatt tre parallelle trekk i 0-25, 25-50 og 50-75 meters dybde på kvar stasjon.

Lengden på plommesekken blei målt og brukt som alderskriterium for larvene då laboratorieforsøk hadde vist at dette var eit betre kriterium enn andre morfologiske karakterar (HELGESEN 1977).

Frekvensfordelingane av mengde plommesekklarver pr. m<sup>2</sup> overflate er svært skjeive, og har også svært stor varians. Negativ binomial modell er tilpassa dei ulike aldersgruppene sine fordelingar ved bruk av null-trunkert frekvensfordeling. Dei forskjellige aldersgruppene er ikkje funnen å fordela seg ulikt.

Vertikalfordeling er undersøkt for ulike lengdegrupper, og synes å vera avhengig av individstørrelse, tid på døgnnet og året, truleg samanfallande med næringsorganismefordeling.

Det er utvikla ein metode, tilrettelagt for bruk av EDB, som føretekk arealintegrering og estimerer totalmengde loddelarver i utbreiingsområdet som er dekkja av kvart tokt. Basert på mengdeestimata frå denne integreringa er det berekna midlare klekkjekurver for kvart av åra, og dødelegheit på plommesekkstadiet. Dødelegheit mellom klekkjing og slutten av plommesekkstadiet ser ut til å vera høg.

Ved bruk av estimata for nyklekte larver er det også gitt anslag av mengde lodde som fekk gyta langs Finnmarkskysten kvart av åra.

## 5. TAKK

Denne oppgåva er gjennomført med god hjelp frå mange. Spesielt vil eg retta ein takk til:

Veileदारar dr. Jakob Gjørøter og Roald Sætre for å ha stilt datamaterialet til disposisjon, og for gode råd undervegs, spesielt ved utforming av manuskriptet.

Odd Aksel Bergstad for kritisk gjennomlesing av oppgåva, og for gode tips til den biologiske delen.

Magnar Aksland for kritisk gjennomlesing av oppgåva og for gode tips til den statistiske behandlingen av datamaterialet.

Knut Sunnanå for god hjelp til å løysa alle problemene som oppsto under skriving av oppgåva på tekstbehandling.

Wenche Vadseth, biblioteket HI, for den gode hjelpa til å leita fram litteratur.

Alle ansette og medstudentar på institutt for Fiskeribiologi for hjelp og råd undervegs.

Dei ansette på Havforskningsinstituttet som av og til hjelpte med tekniske og programmeringsproblem under EDB-behandling av datamaterialet.

## 6. REFERANSAR

- AHLSTROM, E. H., 1954. Distribution and abundance of egg and larval populations of the Pacific sardine. Fish. Bull. U. S., 56: 83-140.
- ALDERDICE, D. F., WICKETT, W., P. and BRETT, J. R., 1958. Some effects of temporary exposure to low dissolved oxygen levels on Pacific salmon eggs. J. Fish. Res. Bd. Can., 15: 229-249.
- ALDONOV, V. K. and SEREBRYOV, V. P., 1982. Changes in the species diversity of ichthyoplankton from the Barents and Norwegian Seas during the period from 1959 to 1980. Coun. Meet. int. Coun. Explor. Sea. 1982 (G:20): 1-22. (Mimeo.)
- ANON, 1974 b. Report of the working group on North Sea young herring surveys. Coun. Meet. int. Coun. Explor. Sea. 1974 (H:6): 1-18. (Mimeo.)
- ANON, 1977. Norsk meteorologisk årbok 1975. Utgitt av Det norske meteorologiske institutt, Oslo, 171 pp.
- ANON, 1983. Ressursoversikt for 1982-1983. Rapport og meldinger fra Fiskeridirektoratets Havforskningsinstitutt, Bergen, Særnr. 1, 65 pp.
- ANSCOMBE, F. J., 1950. Sampling theory of the negative binomial and logarithmic series distribution. Biometrika 37: 358-382.
- BAILEY, K. M. and YEN, J., 1982. Predation by a carnivorous marine copepod, *Euchaeta elongata* easterly, on eggs and larvae of the pacific hake, *Merluccius productus*. Journal of Plankton Research Vol. 5, No. 1: 71-82, 1983.

- BANNISTER, R. C. A., HARDING, D. and LOCKWOOD, J. H. S., 1974. Larval mortality and subsequent year-class strength in the plaice. In: Blaxter, J. H. S. (ed.) 1974. The early life history of fish. Springer Verlag, Berlin, New York, pp 21-37.
- BARKLEY, R. A., 1972. Selectivity of towed-net samplers. Fish. Bull. U. S. 70: 799-820.
- BAXTER, I. G., 1974. Development rates and mortalities in Clyde Herring eggs. Rapp. P.-v. Reun. Cons. Int. Explor. Mer, 160: 27-29.
- BECKER, H. B. and CORTEN, A., 1974. The precision of abundance estimates from young herring surveys in the North Sea. Coun. Meet. int. Coun. Explor. Sea, 1974 (H:19): 1-6. (Mimeo.)
- BERGE, G., BJØRKE, H., PALMORK, K. H., AAS, E. og MONSTAD, T., 1970. Lodda og dens miljøforhold i Barentshavet med vedlegg I og II., Intern Rapp. fra "G. O. SARS", Tokt no. 3, 1. til 18. juli 1970.
- BJØRKE, H., 1976. Some preliminary results on food and feeding of young capelin larvae. Coun. Meet. int. Coun. Explor. Sea., 1976 (H:37): 1-12. (Mimeo.)
- BJØRKE, H., GJØSÆTER, J. og SÆTRE, R. 1972. Undersøkelse på loddas gytefelt 1972. Fiskets Gang 58: 710-716.
- BJØRKE, H., DRAGESUND, O. and ULLTANG, Ø., 1974. Efficiency test of four high-speed plankton samplers. In: Blaxter, J. H. S. (ed.) 1974. The early life history of fish. Springer Verlag, Berlin, New York, pp: 184-200.

- BJØRKE, H. and SUNDBY, S., 1983. Distribution and abundance of postlarval northeast arctic cod and haddock. PINRO/HI Symposium, Leningrad, (in press).
- BLAXTER, J. H. S., 1968 a. Visual threshold and spectral sensitivity of herring larvae. J. Exp. Biol., 48: 39-53.
- BLAXTER, J. H. S., 1968b. Light intensity, vision, and feeding in young plaice. J. Exp. Mar. Biol. Ecol., 2: 293-307.
- BLAXTER, J. H. S. and HEMPEL, G., 1963. The influence of egg size on herring larvae (Clupea harengus). J. Cons. Int. Explor. Mer. 28: 211-240.
- BLAXTER, J. H. S., 1969. Development: eggs and larvae. In: Hoar, W. S. and Randall, D. J. (eds.) Fish Physiology, Vol. 3, Academic press, New York, pp: 178-248.
- BLINDHEIM, J. and LOENG, H., 1981. On the variability of atlantic influence in the Norwegian and Barents sea. Fisk. Dir. Skr. Ser. HavUnders., 17: 161-189.
- BLISS, C. I., 1971. The aggregation of species within spatial units. Statist. Ecol., Vol. 1: 311-335.
- BLISS, C. I. and FISHER, R. A., 1953. Fitting the negative binomial distribution to biological data, and note on the efficient fitting of the negative binomial. Biometrics 9: 176-200.

- BRASS, W., 1958. Simplified methods of fitting the truncated negative binomial distribution. Biometrika 45: 59-68.
- CASSIE, R. M., 1962. Frequency distribution models in the ecology of plankton and other organisms. J. Anim. Ecol. Ent. 49: 65-91.
- COCHRAN, W. G., 1977. Sampling techniques. Third edition, John Wiley Sons, Inc., New York, 413 pp.
- DAAN, N., HISLOP, J. R. G., HOLDEN, M. J. and LAHN-JOHANNESSEN, J., 1975. Report of the pelagic O-group gadoid survey in the North Sea in 1975. Coun. Meet. int. Coun. Explor. Sea. 1975 (F:33): 1-21. (Mimeo.)
- DEKHNİK, T. V., DUKA, L. A. and SINKOVA, V. I., 1970. Food supply and the causes of mortality among the larva of some common Black sea fishes. Prob. Ichtyol. 10: 304-310, Transl from Vopr Ikhtiol.
- DEKHNİK, T. V., 1964. Changes in the abundance of Black Sea mackerel eggs and larvae during the development period. Transl. Sevastopolsk. Biol. Stc. Acad. Nauk., USSR 15: 292-301.
- DRAGESUND, O., GJØSÆTER, J. and MONSTAD, T., 1971. Preliminary results of the Norwegian capelin investigations during winter and spring 1971. Coun. Meet. int. Coun. Explor. Sea, 1971 (H:24): 8-10. (Mimeo.)

- DRAGESUND, O., GJØSÆTER, J. and MONSTAD, T., 1973.  
Estimates of stock size and reproduction of the  
Barents Sea capelin in 1970-1972. Fisk. Dir. Skr.  
Ser. HavUnders. 16: 105-119.
- ELLERTSEN, P., FOSSUM, P., SOLEMDAL, P., SUNDBY, S. and  
TILSETH, S. (in press) A case study on the  
distribution of cod larvae and availability of prey  
organisms in relation to physical processes in  
Lofoten. In: Dahl, E., Danielssen, D. S., Moksness,  
E. and Solemdal, P. (eds.). The propagation of cod,  
Gadhus morhua L., Flødevigen Rapportser. 1 (1984).
- ENGLISH, S. T., 1964. A theoretical model for estimating  
the abundance of planctonic fish egg. Rapp. P.-v.  
Reun. Cons. int. Explor. Mer. 155: 174-184.
- FASHAM, M. J. R., 1978. The statistical and mathematical  
analysis of plankton patchiness. in: Barnes, H. ed  
Oceanogr. Mar. Biol. Ann. Rev., Vol. 16, Aberdeen  
Univ. Press, U. K., pp: 43-79.
- FORBERG, K. G., 1982. Maturity classification and growth of  
capelin, Mallotus villosus (M), oocytes. J. Fish.  
Biol. (1983), 22: 485-496.
- FRANK, K. T. and LEGGETT, W. C., 1981. Wind regulation of  
emergency times and early larval survival in  
capelin (Mallotus villosus) Can. J. Fish. Aquat.  
Sci., 38: 215-223.
- FRANK, K. T. and LEGGETT, W. C. 1982. Environmental  
regulation of growth rate, efficiency and swimming  
performance in larval capelin (Mallotus villosus),  
and its application to the match mismatch hyp.  
Can. J. Fish. Aquat. Sci., 39: 691-699.

- FRASER, J. H., 1970. The role of ctenophores and salps in zooplankton production and standing crop. J. Cons. Int. Explor. Mer. 33 (2): 121-123.
- GJØSÅTER, J., HANSEN, K., SÅTRE, R. og WESTERGAARD, T., 1974. Undersøkelser på loddas gytefelt i 1974. Fiskets Gang 41: 740-744.
- GJØSÅTER, J. og MARTINSEN, O., 1975. Undersøkelser på loddas gytefelt 1975. Fiskets Gang No. 3, 1976: 30-32.
- GJØSÅTER, J. and MONSTAD, T., 1973. Fecundity and egg size of spring spawning Barents Sea capelin. Fisk. Dir. Skr. Ser. HavUnders. 16: 98-104.
- GJØSÅTER, J. and MONSTAD, T., 1982. Primary growth rings in otoliths of the Barents sea capelin. Coun. Meet. int. Coun. Explor. Sea. 1982 (H:9): 1-13. (Mimeo.)
- GJØSÅTER, J. og SÅTRE, R., 1973. Undersøkelser på loddas gytefelt i 1973. Fiskets Gang 42: 745-748.
- GJØSÅTER, J. and SÅTRE, R., 1973. The use of data on eggs and larvae for estimating spawning stock of fish population with demersal eggs. In: Elaxter, J. H. S. ed. The early lifehistory of fish., Springer Verlag, Berlin, Heidelberg, New York, pp: 139-149.



- GJØSÆTER, J. and SÆTRE, R., 1974. Predation of eggs of capelin (Mallotus villosus) by diving ducks. Astarte 7: 83-89.
- HAMRE, J. og SÆTRE, R., 1976. Gyteinnsiget av lodde vinteren 1976. Fisken. Hav., 1976(2): 43-51.
- HAMRE, J. and TJELMELAND, S., 1982. Sustainable yield estimates of the Barents Sea capelin stock. Coun. Meet. int. Coun. Explor. Sea., 1982 (H:45): 3-21. (Mimeo.)
- HART, J. L. and Mc HOUGH, J. L., 1944. The Smelts (Osmeridae) of British Columbia. Bull. Fish. Res. Bd. Can., 64: 1-27.
- HELGESEN, I., 1977. Aldersbestemmelse og utvikling av loddelarver (Mallotus villosus Müller) i plommesekk-stadiet. Hovedoppgave i Fiskeribiologi Institutt for Fiskeribiologi, Univ. i Bergen, 93 pp.
- HEMPEL, G., 1965. On the importance of larval survival for the population dynamics of marine food fish. Calif. Coop. Oceanic. Fish. Invest. Rep. 10: 13-23.
- HEWITT, R., 1981. The value of pattern in the distribution of young fish. Rapp. P.-v. Reun. Cons. int. Explor. Mer, 178: 229-236.
- HJORT, J., 1914. Fluctuation in the great fisheries of Northern Europe viewed in the light of biological research. Rapp. P.-v. Reun. Cons. int. Explor. Mer, 20: 1-228.

- HOGNESTAD, P. T., 1973. Registrering av fiskelarver i Nord Norske kyst og bank farvann våren 1972. Fiskets Gang 59(15): 313-317.
- HUNTER, J. R., 1981. Feeding ecology and predation of marine fish larvae. In: Lasker, R. ed. Marine fish larvae, morphology, ecology and relation to fisheries. Washington Sea Grant Prog. Univ. of Wash. Press Seattle and London, pp: 33-77.
- HUNTER, J. R. and KIMBRELL, L. A., 1980. Egg cannibalism in the Northern Anchovy, Engraulis Mordax. Fish. Bull. U. S. 78: 811-816.
- JANGAARD, P. M., 1974. The capelin (Mallotus villosus), biology, distribution, exploration and composition. Bull. of the Fish. Res. Bd of Canada, pp: 1-86.
- JEFFERS, G. W. MS, 1931. The life history of capelin, Mallotus villosus (O. F. Müller). Ph. D. Thesis, Univ. of Toronto, (MAY 1974, ref.).
- JESPERSEN, P., 1920. On the occurrence of the postlarval stages of the herring and the "lodde" (Clupea harengus and Mallotus villosus) at Iceland and the Faroes. Meddr. Kommn. Hav. Unders. Ser. Fish., 6(1): 1-24.
- JONES, R., 1956. The analysis of trawl statistics with particular reference to the estimation of survival rates. Rapp. P.-v. Reun. Cons. int. Explor. Mer, 140 (1): 30-39.
- LASKER, R., 1981. The role of a stable ocean in larval fish survival and subsequent recruitment. In: Lasker, R. ed. Marine fish larvae, morphology, ecology, and relation to fisheries. Washington Sea Grant Program Univ. of Wash. press, Seattle and London, p: 80-85.

- KANNEWORFF, P., 1968. Preliminary results and some problem concerning capelin investigation in Greenland. Rapp. P.-v. Reun. Cons. int. Explor. Mer., 158: 38-40.
- LENARZ, W. H., 1972. Mesh retention of larvae of Sardinops caerulea and Engraulis mordax by plankton nets. Fish. Bull. U. S. 70: 839-848.
- LINDGREN, B. W., 1968. Statistical theory. Sec. edition, The Macmillian Company, Collier-Macmillian Limited, London, 521 pp.
- LOENG, O., 1981. Nordlig utbredelse av lodde og temperatur forholdene i Barentshavet om høsten. Fisken Hav., 1981(1): 1-10.
- LOENG, H., 1983. Klimavariasjoner i tre hydrografiske snitt i Barentshavet i perioden 1977-1982. Fisken Hav., 1983 (in press).
- LOENG, O., NAKKEN, O. og RAKNES, O., 1983. Loddas utbredelse i Barentshavet i forhold til temperatur feltet i perioden 1974-1982. Fisken Hav., 1983(1): 1-17.
- LONGHURST, A. R., 1981. Significance of spatial variability. In: LONGHURST, A. R. (ed.) Analysis of marine ecosystem. Academic Press, London, New-York, pp: 415-442.
- MAGNUSSON, J., 1966. On capelin larvae (Mallotus villosus) in Icelandic waters during the years 1960-1964, with some notes on other fish larvae. Rit. Fiskid. 4(4): 1-36.

- MAY, R. C., 1974. Larval mortality in marine fishes and the critical period concept. In: Blaxter, J. H. S. ed. The early life history of fish. Springer Verlag Berlin, New York, pp: 3-19.
- MAYO, C. A., 1973. Rearing, growth and development of the eggs and larvae of seven scombroid fishes from the straits of Florida. Ph. O. Diss., Univ. Miami, 127 pp. (ref. HUNTER 1981).
- MIRONOVA, N. V., 1961. Biology of the Barents sea Saithe, Pollachius virens. Int. Revue gs hydrobiol. 46, pp: 447-459.
- MOKSNESS, E., 1982. Food uptake, growth and survival of capelin larvae (Mallotus villosus M.) in an outdoor constructed basin. Fisk. Dir. Skr. Ser. HavUnders. 17: 267-285.
- MONSTAD, T. 1971. Alder, vekst og utbredelse av lodde (Mallotus villosus), i Barentshavet og ved kysten av Nord-Norge 1968-1970. Hovedoppg. marinbiologi, Univ. . Bergen, 80 pp.
- MURPHY, G. I., 1961. Oceanography and variations in the pacific sardine populations. Calif. Coop. Oceanic Fish. Invest., rep. 8: 55-64.
- MURPHY, G. I. and CLUTTER, R. I., 1972. Sampling anchovy larvae with a plankton purse seine. Fish. Bull. U. S. 70: 789-798.
- MØLLER, H., 1980. Schypomedusae as predators and food competitors of larval fish. Meersforschung 28(1980) ,2/3 pp: 90-100.

- NIHOUL, J. C. J., 1980. The turbulent ocean. In: Nihoul, J. C. J. ed. Marine turbulence proceedings of the 11 th. international liege colloquium on ocean hydrodynamic., pp: 1-19.
- NITTER-EGENÅS, W., 1976. The capelin fishery. Norw- Fish. Mar. News 14 (1): 11-15.
- O'CONNEL, C. P., 1976. Histological criteria for diagnosing the starving condition in early post yolk-sack larvae of the northern anchovy, Engraulis mordax. Girard. J. Exp. Mar. Biol. Ecol. 25: 285-312.
- OLSEN, S., 1968. Some results of the Norwegian capelin investigation 1960-1965. Rapp. P.-v. Reun. Cons. int. Explor. Mer, 158: 11-18.
- PENNINGTON, M. R. and GROSSLEIN, M. D., 1978. Accuracy of abundance indices based on stratified random trawl surveys. Coun. Meest. int. Coun. Explor. Sea. 1978 (D:31): 1-35. (Mimeo.)
- PITT, T. K., 1958. Age and growth of the capelin (Mallotus villosus Müller), from New Foundland and Grand Bank areas. J. Fish. Res. Board. Can. 15: 295-311.
- POZDNYAKOV, Y. U. F., 1957. O plodovitosti moivy Baretseva morya. (The fekundity of capelin in the Barents sea.) Dokl. Akad. Nauk. USSR, 112:777-778 (russ.) (MAY 1974, ref.).
- PROKHOROV, V. S., 1965. Ecology of the Barents sea capelin (Mallotus villosus) and prospects for its commercial utilization. Fish. Res. Bd. Can. Trans Ser., (813): 1-131. (Mimeo.)

- FROKHOROV, V. S., 1968. Materials on the ecology of capelin in the Barents sea. Rapp. P.-v. Reun. Cons. Perm. int. Explor. Mer, 1581: 23-31.
- RUNNSTRØM, S., 1941. Quantitative investigation on herring spawning and its yearly fluctuation at the west coast of Norway. Fisk. Dir. Skr. Ser. HavUnders. 6(8): 1-71.
- SAMPFORD, M. R., 1955. The truncated negative binomial distribution. Biometrika 42: 58-69.
- SAVILLE, A., 1959. Mesh selection in plankton nets. J. Cons. int. Explor. Mer, 23: 192-201.
- SAVILLE, A., 1964. Estimation of the abundance of a fish stock from egg and larval surveys. Rapp. P.-v. Reun. Cons. int. Explor. Mer, 155: 164-170.
- SELIVERSTOV, A. S., 1974. Vertical migrations of larvae of the Atlanto-Scandian herring (Clupea harengus L.). In: BLAXTER, J. H. S. (ed.) The early lifehistory of fish., Springer Verlag Berlin, Heidelberg, New York pp: 253-262.
- SMEDSTAD, O. M., 1975. Some notes about the influence of capelin fishery on the food supply of Arcto-Norw. cod. ICNAF Res. Doc. 75/8 ser. No. 3436.
- SUNDBY, S., 1983. Influence of bottom topography on the circulation at the continental shelf of Northern-Norway. Fisk. Dir. Skr. Ser. HavUnders. (in press).

- SÆTRE, R. and GJØSÆTER, J., 1975. Ecological investigations on the spawning grounds of the Barents sea capelin. Fisk. Dir. Skr. Ser. HavUnders., 16: 203-227.
- TAYLOR, C. C., 1953. Nature of variability in trawl catches. Fish. Bull., U. S., 54: 145-166.
- TAYLOR, F. H. C., 1971. Variation in hatching success in Pacific herring (Clupea harengus) eggs with water depth, temperature, salinity and egg mass thickness. Rapp. P.-v. Reun. Cons. int. Explor. Mer, 160:34-39.
- TAYLOR, J., 1976. CONMAP, a computer program for contouring oceanographic data. Techn. note no 12. Environm. Can. Fish. and Mar. Ser., pp: 1-32.
- TEMPLEMAN, W., 1948. The life history of capelin (Mallotus villosus) in New Foundland water. Res. Bull. New Foundl. Governm. Lab. No. 17, 150 pp.
- TEMPLEMAN, W., 1965. Some instances of cod and haddock behavior and concentrations in the New Foundland and Labrador area in relation to food. ICNAF spec. publ. 6: 449-461.
- THEILACKER, G. and DORSEY, K., 1980. Larval fish diversity, a summary of laboratory and field research. FAO Workshop Report no. 28, Lima, Peru, pp: 106-142.
- ULLTANG, Ø., 1978. A note on the confidence limits of the egg production estimates from the mackerel egg surveys in the western area. Work. doc. ICES mackerel work. gr., febr. 1978. 1-11 (upubl.)

- ULLTANG, Ø., 1977. Methods for measuring stock abundance other than by the use of commercial catch and effort data. FAO, Fisheries techn. paper. no. 176 pp: 1-23.
- VLADIMIROV, V. I., 1970. Ontogenetic qualitative differences as one factor in the dynamics of a fish population (research tasks). Hydrobiol. J. 6: 7-18 Transl. from Hidrobiol. Zh.
- WIEBE, P. H., 1970. Small scale spatial distribution in oceanic zooplankton. Limnol. Oceanogr. 15: 205-217.
- WINTERS, G. H., 1969. Capelin. in: Firth, F. E. ed. The encyclopedia of marine resources. Van Nostram Reinhold Company, London, New York, pp: 94-101.
- WOOD, R. J., 1971. Some observations on the vertical distribution of herring larvae. Rapp. P.-v. Reun. Couns. int. Explor. Mer, 160: 60-64.
- ZAR, J. H., 1974. Biostatistical analysis. Prentice hall inc. Engelwood Cliffs New York, 620 pp.
- ZENKEVITCH, L., 1963. Biology of the USSR. Allen and Unwin, London, 995 pp.



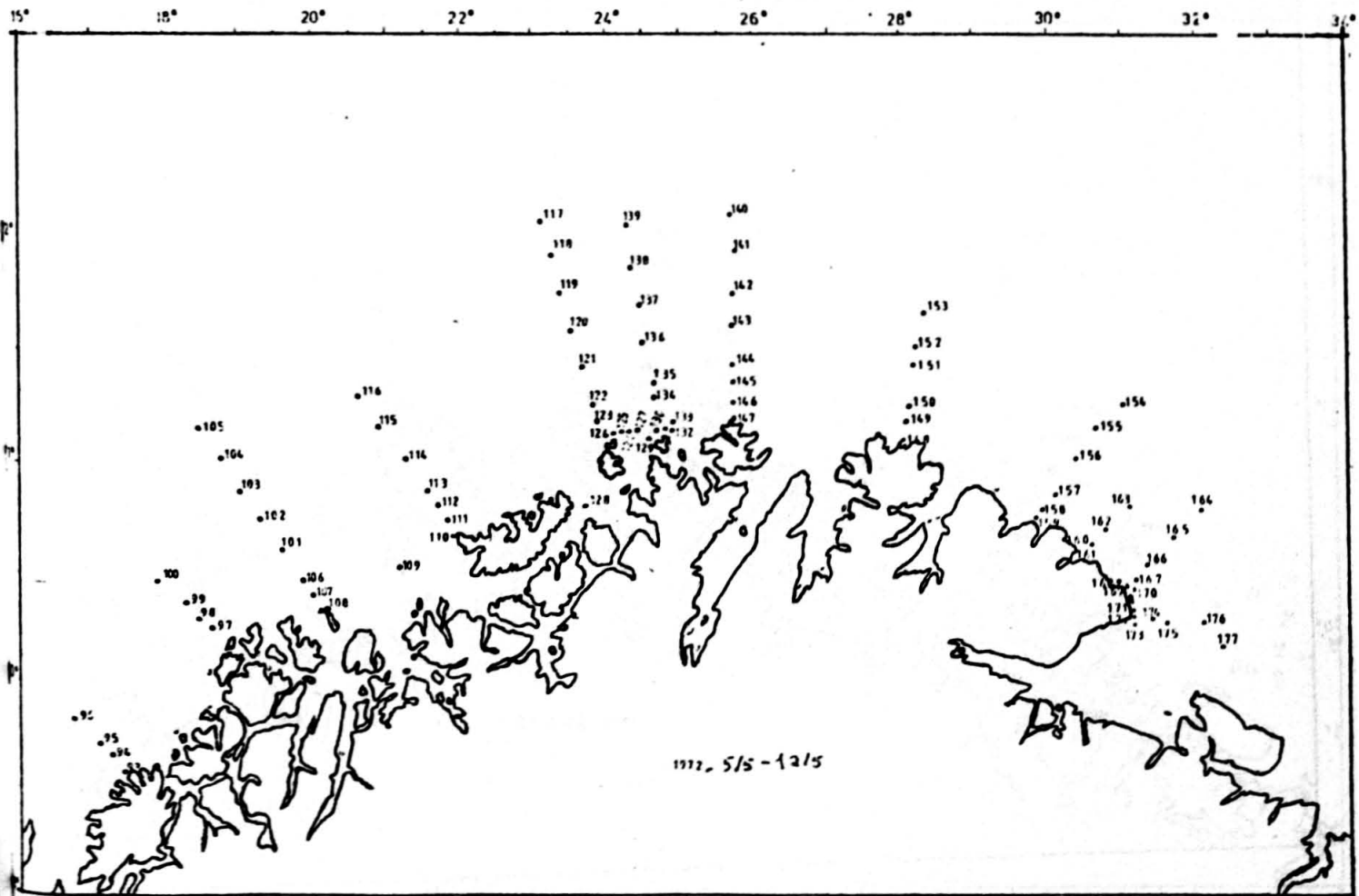
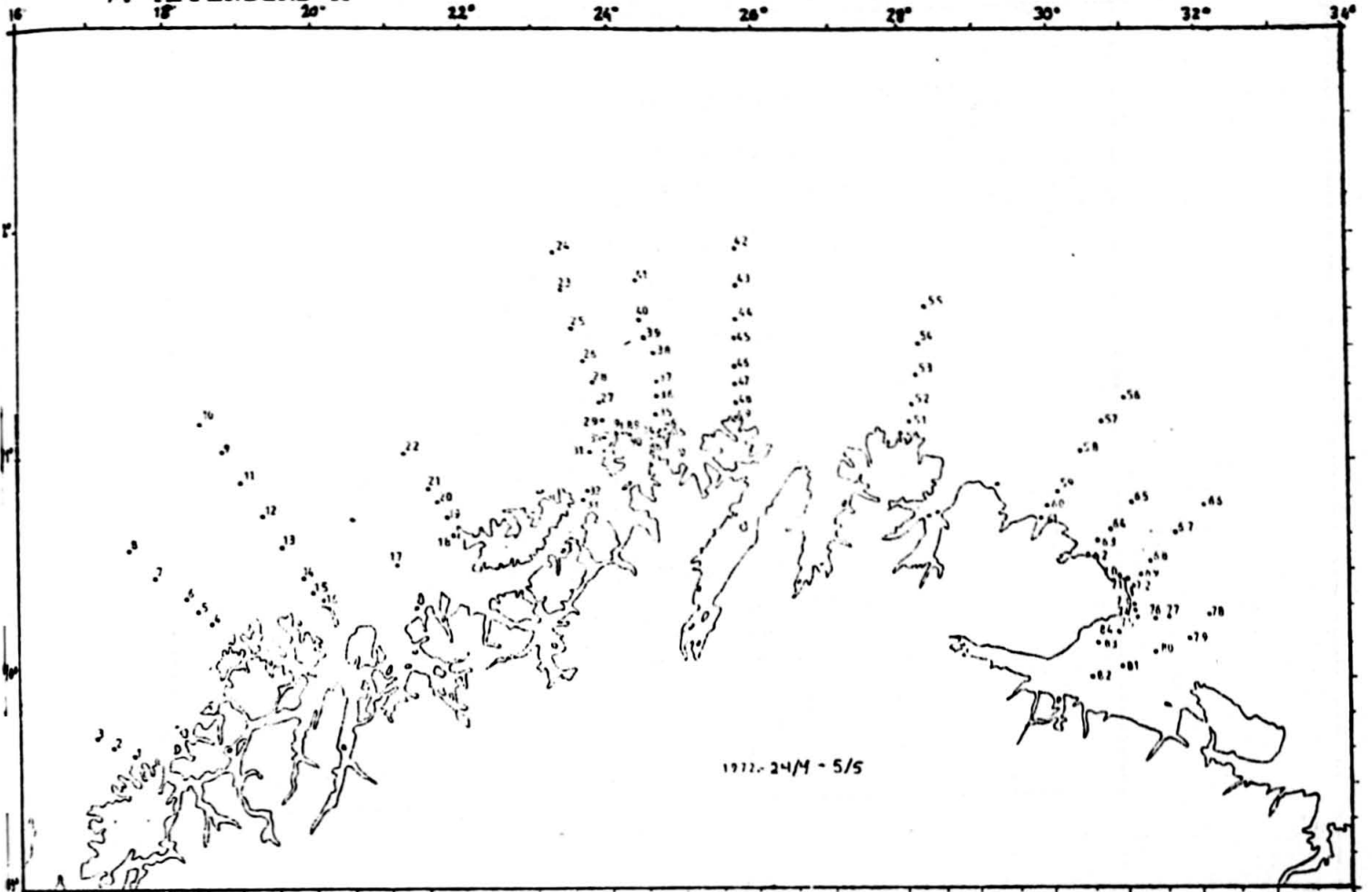
## OVERSIKT OVER INNHOLD I APPENDIKS:

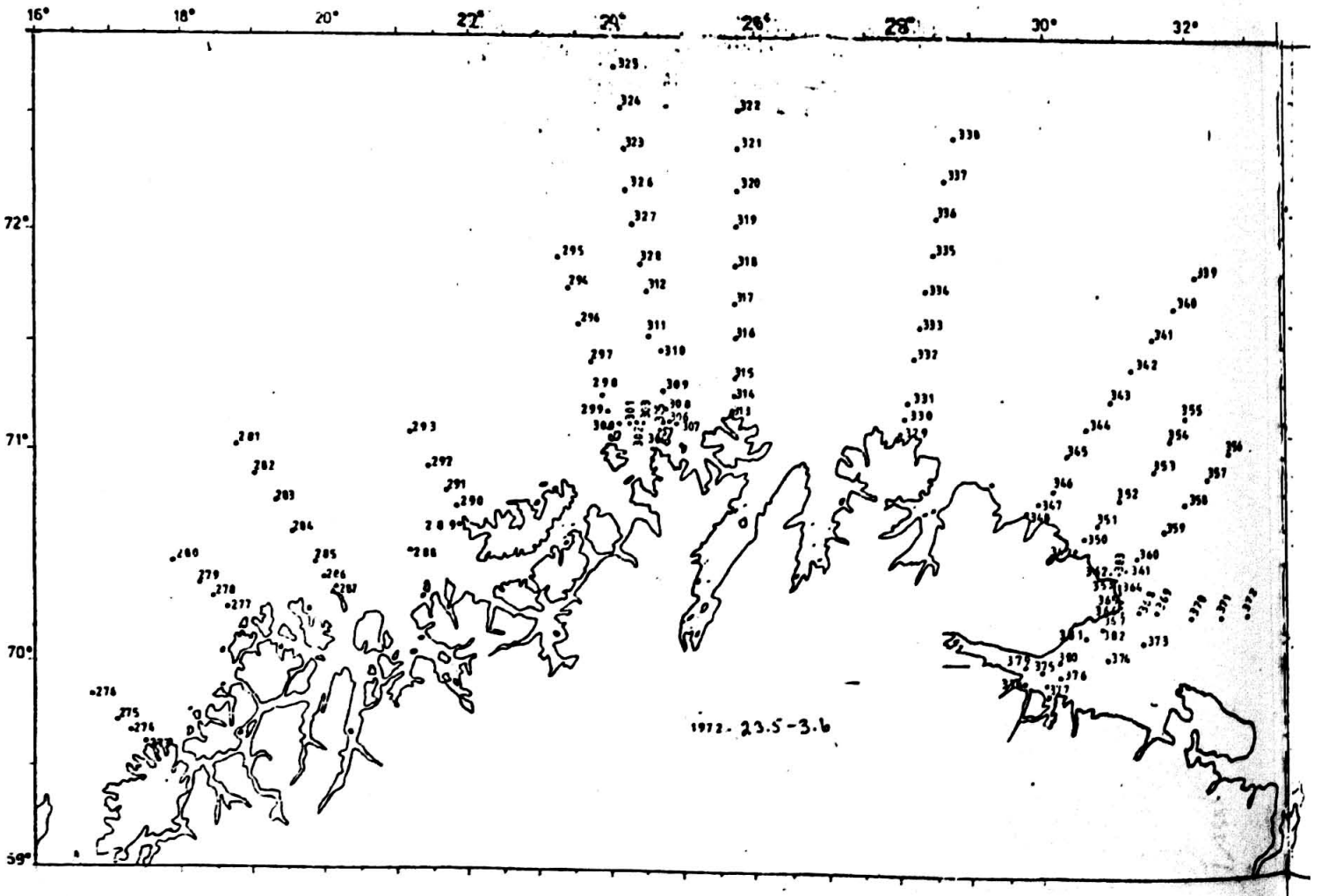
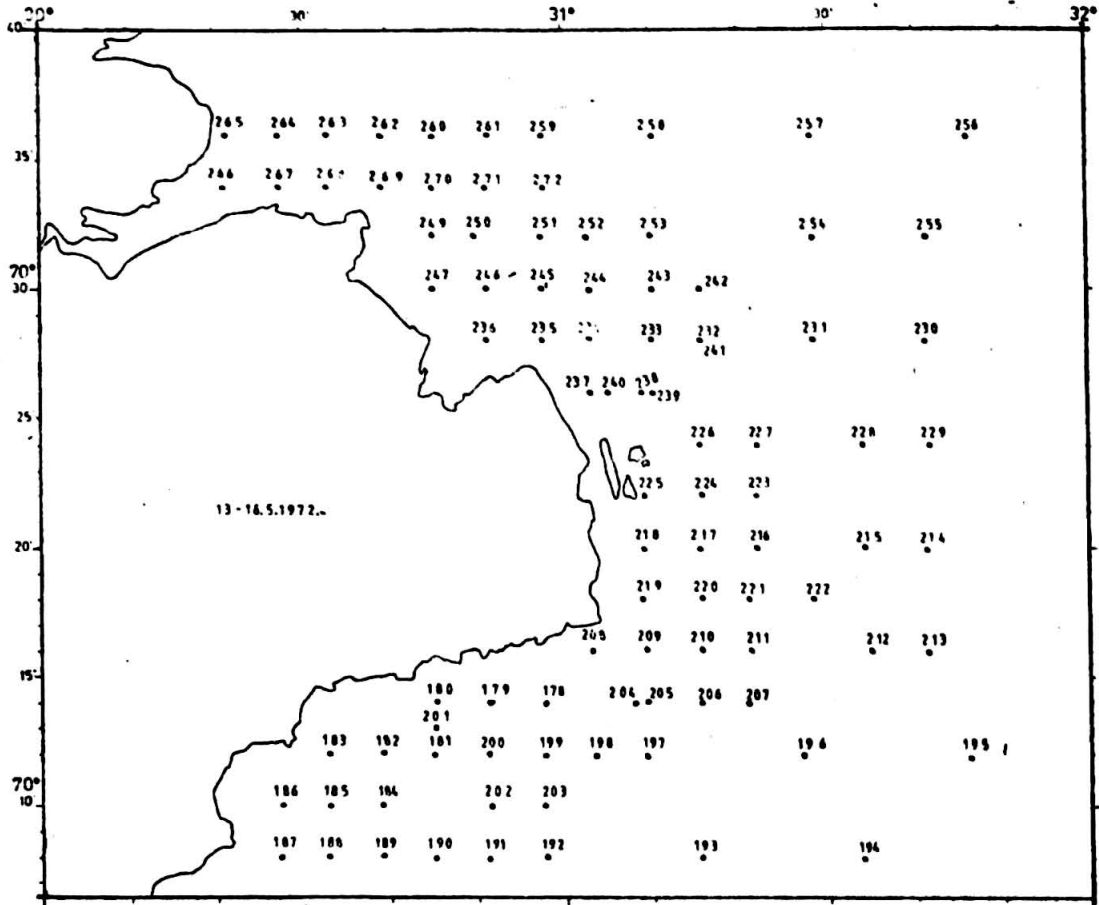
APPENDIKS A, side 87-101, inneheld stasjonskart for kvart av tokta som er føretatt i åra 1972-1976, med unnatak av ekstrasurvey. Tidsperiode og år er markert på kvart av karta, og er i samsvar med det som er oppgitt i Tab. 2.1. side 10.

APPENDIKS B, side 102-106, inneheld EDB-programmet som estimerar mengde plommesekklarver lodde av forskjellig alder for kvart tokt.

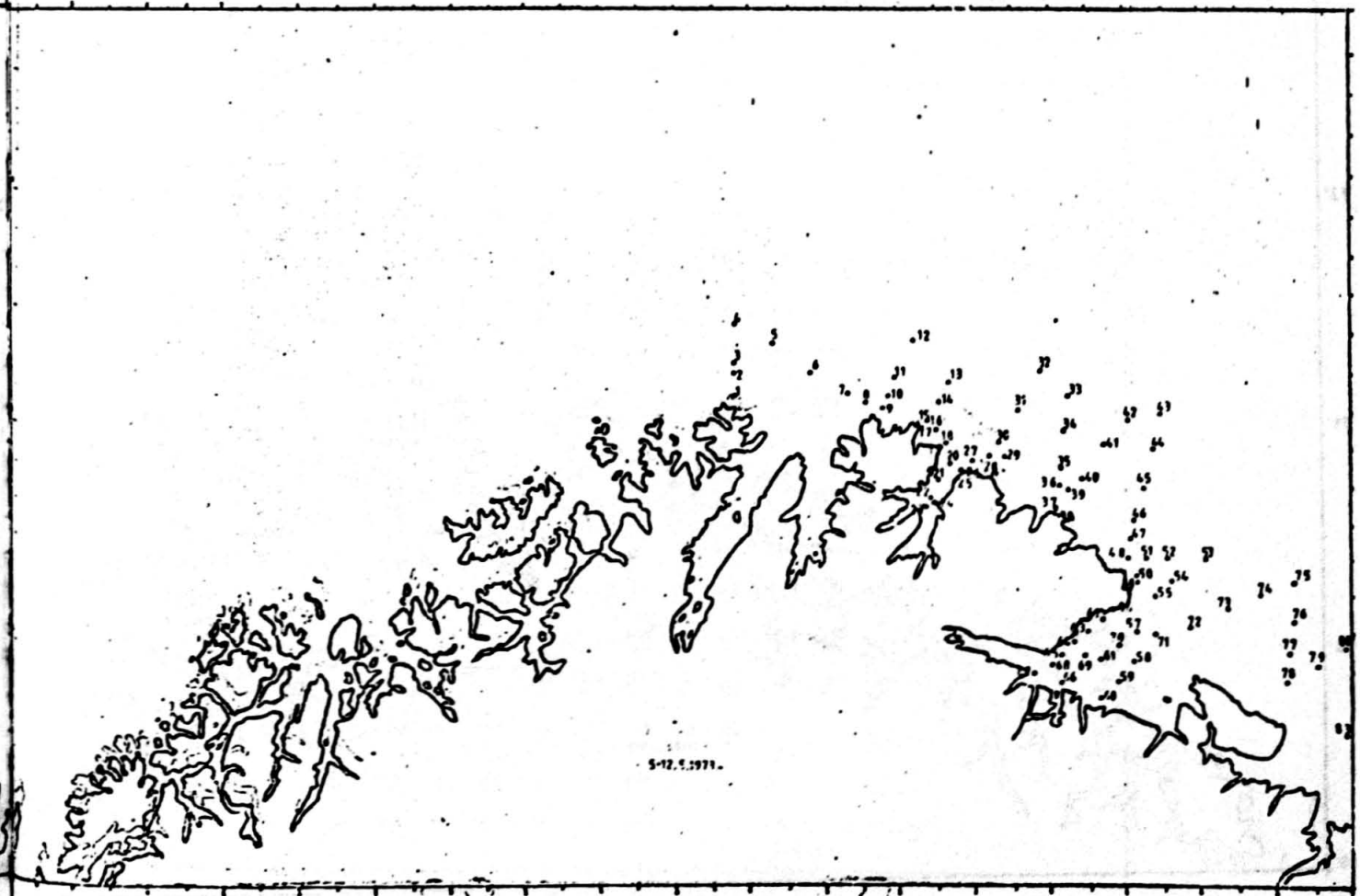
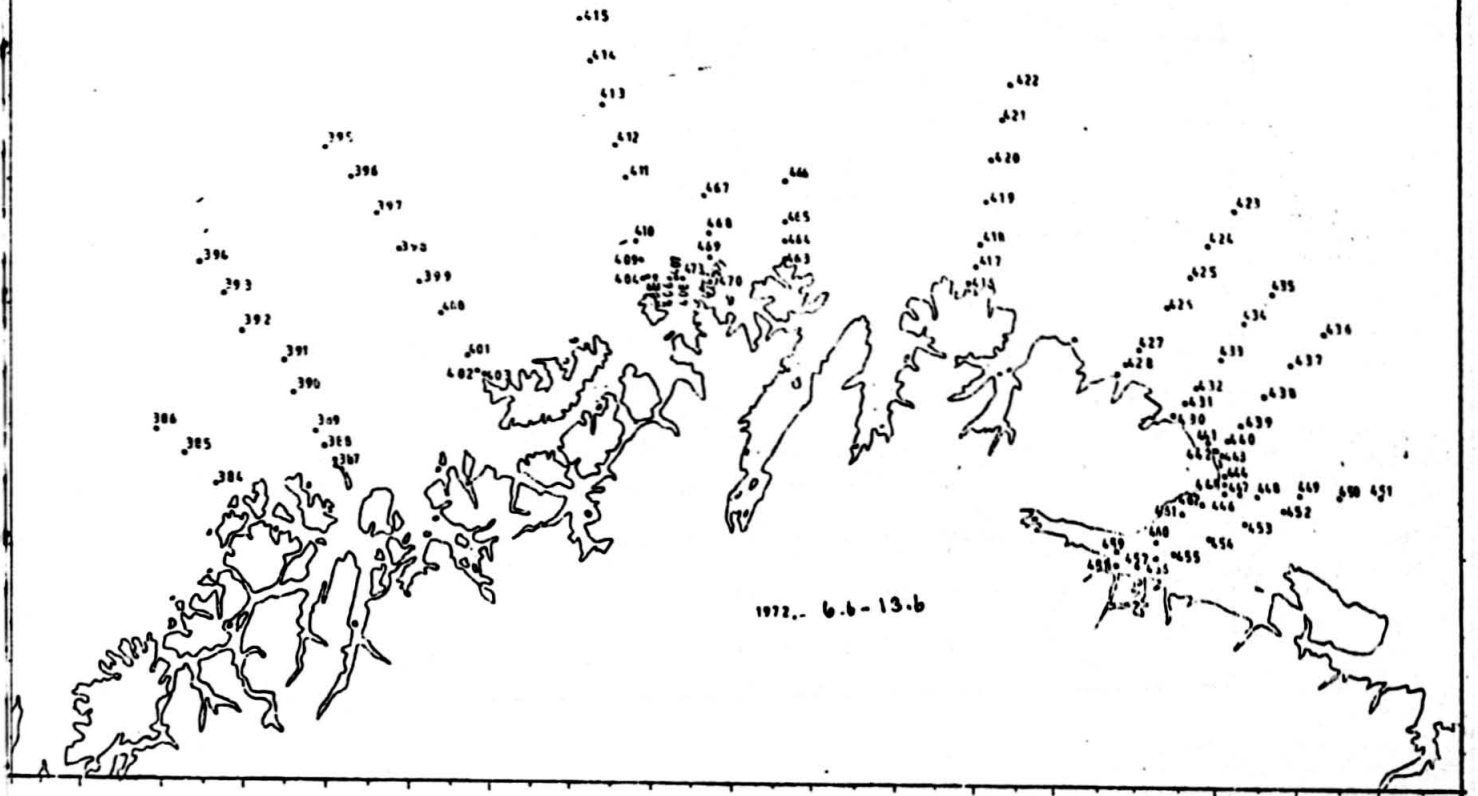
APPENDIKS C, side 107-111, inneheld EDB-programmet som estimerar parametrane i negativ binomial modell ved bruk av null-trunkert frekvensfordeling, samt teikning av kumulative frekvenspolygon for ulike aldersgrupper av plommesekklarver på HP-plottar. Dessutan samanliknar programmet kumulative frekvensar for observert fordeling og berekna negativ binomial fordeling med ein Kolmogrov-Smirnov test.

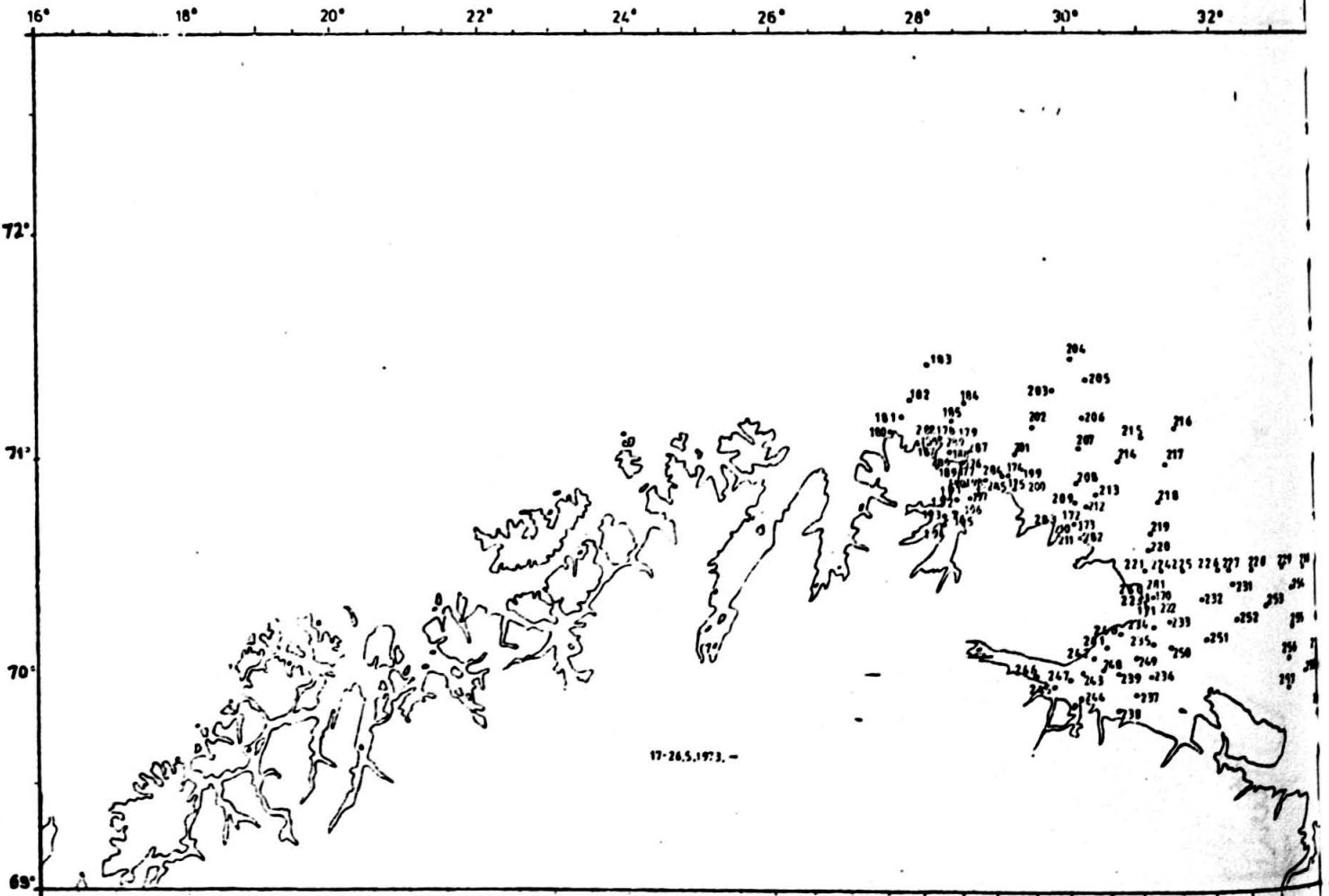
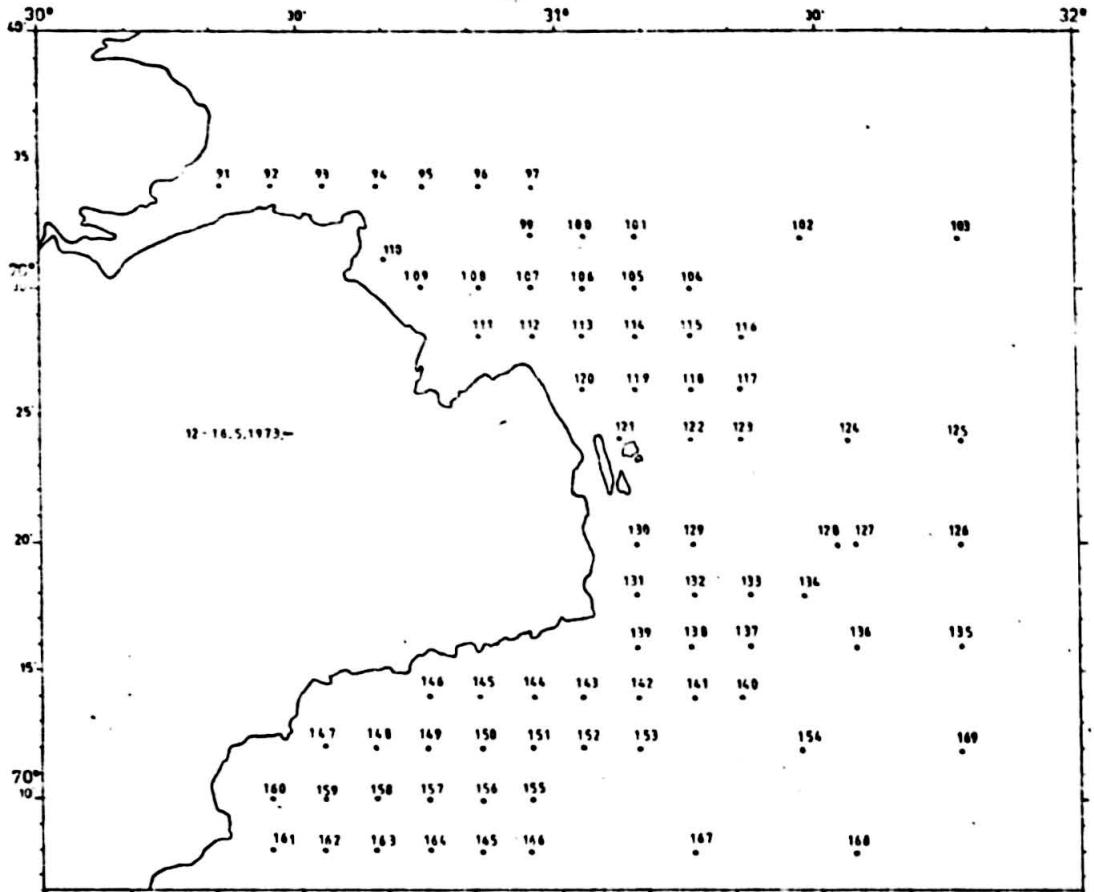
7. APPENDIKS A

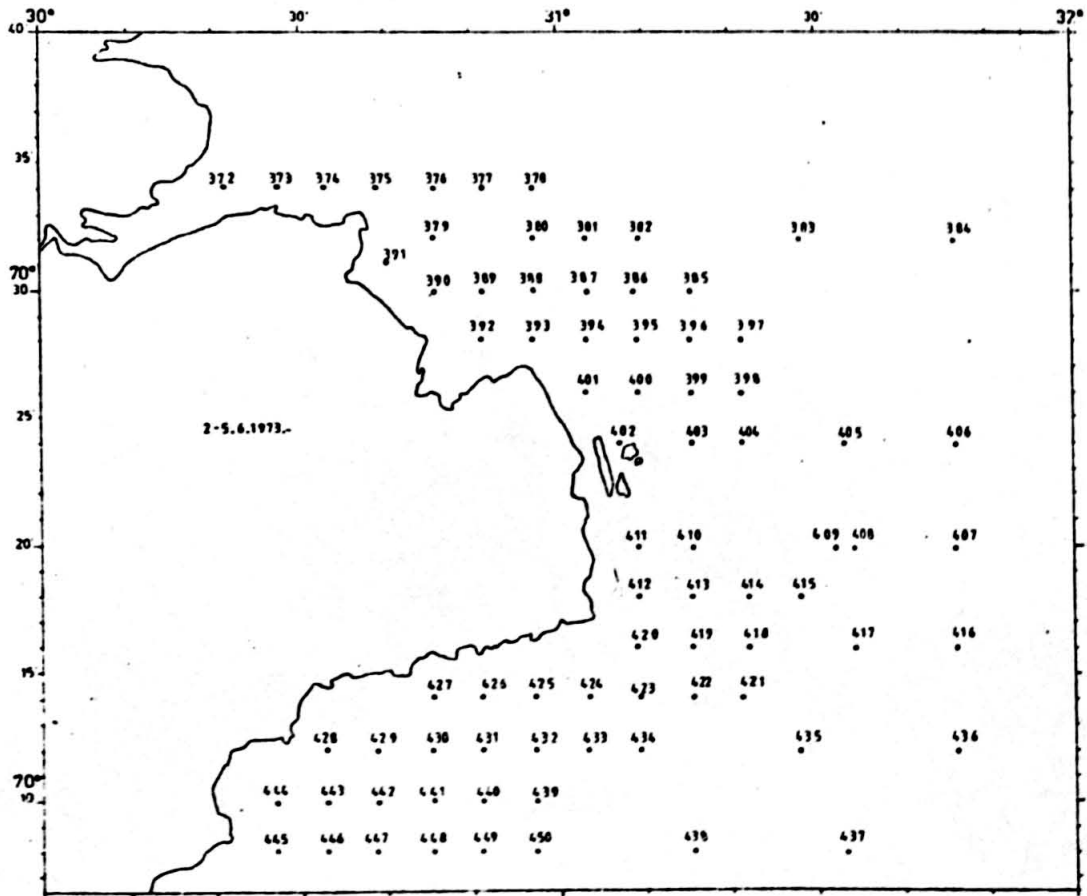
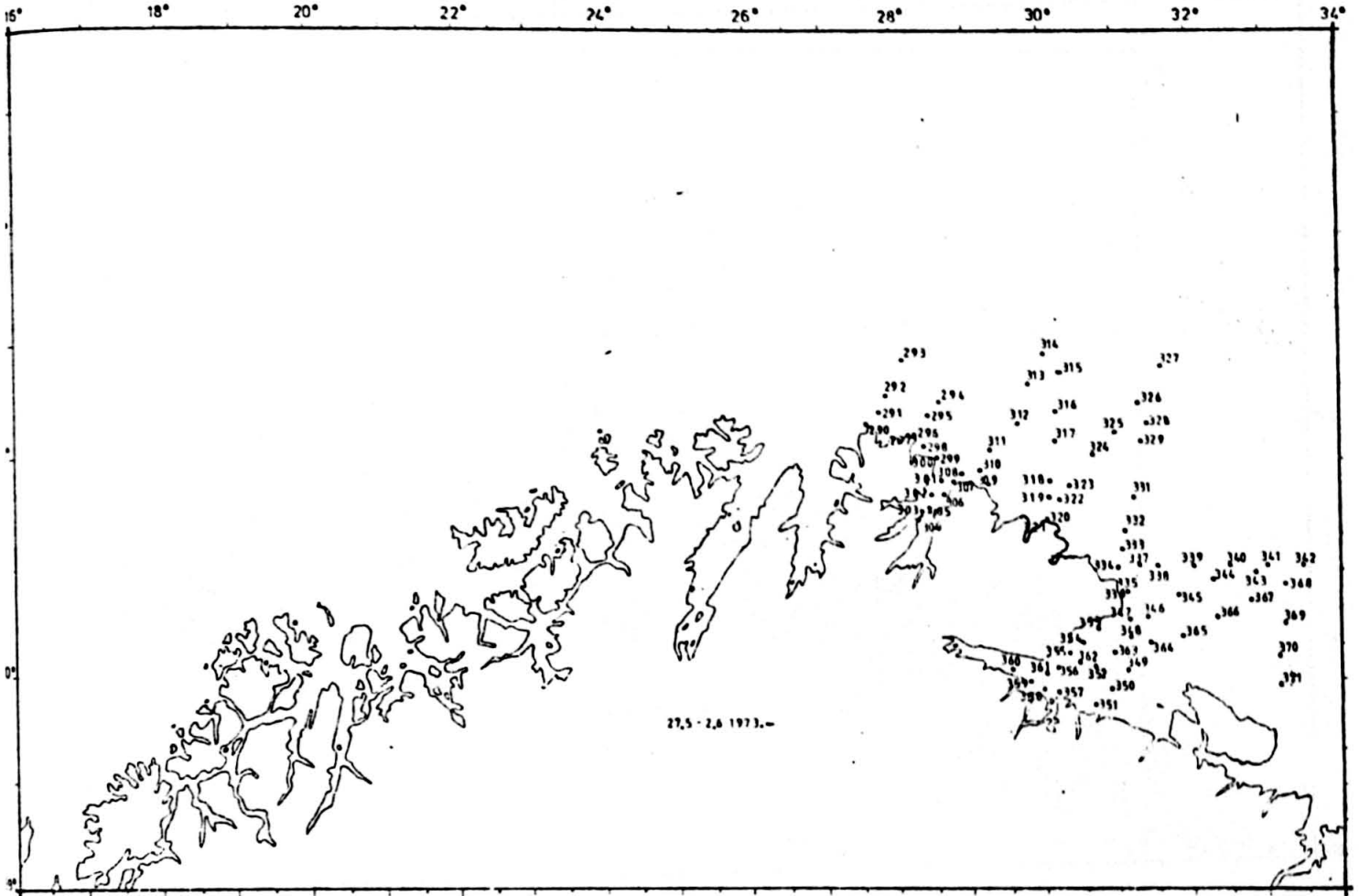


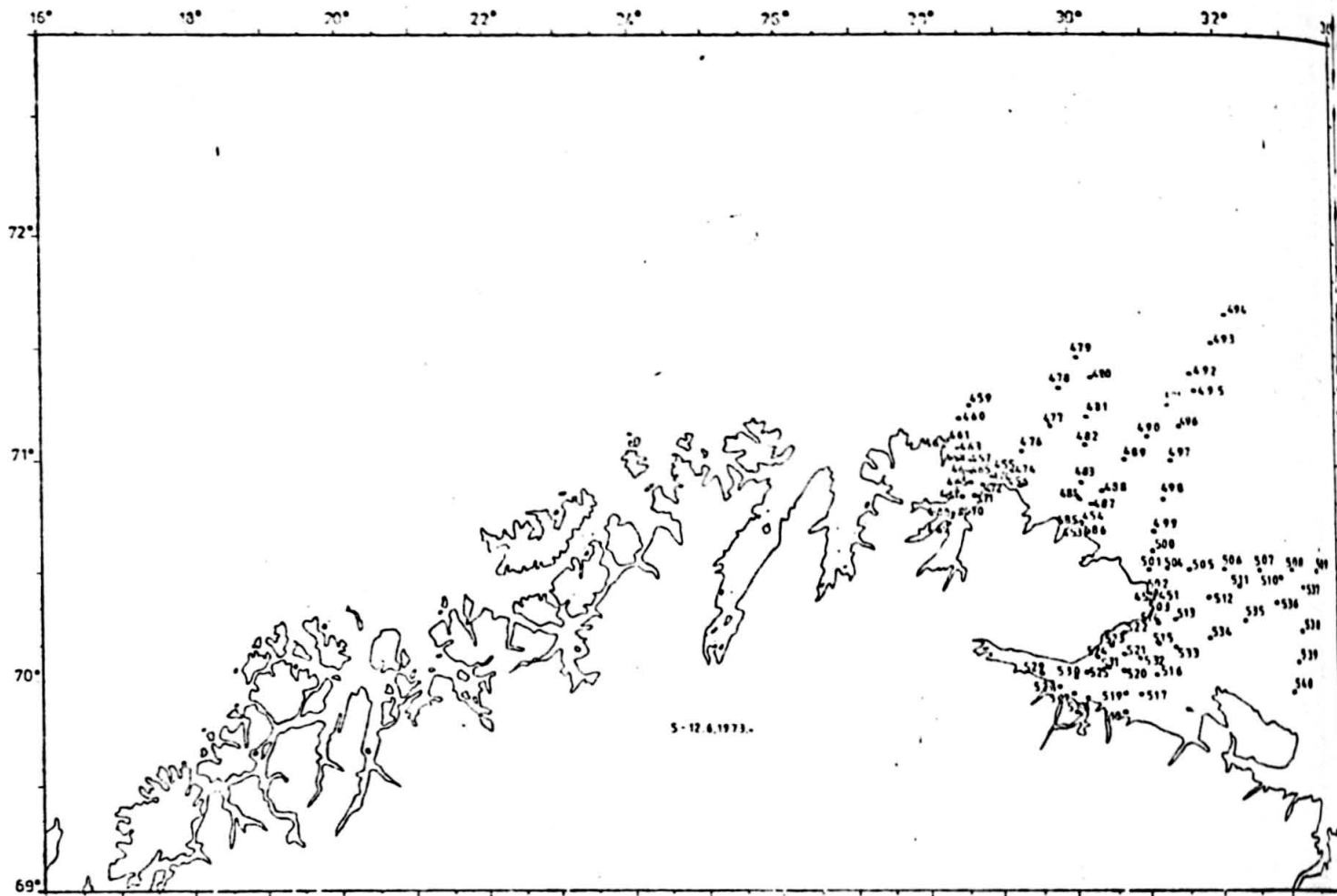


18° 20° 22° 24° 25° 26° 30° 32° 34°



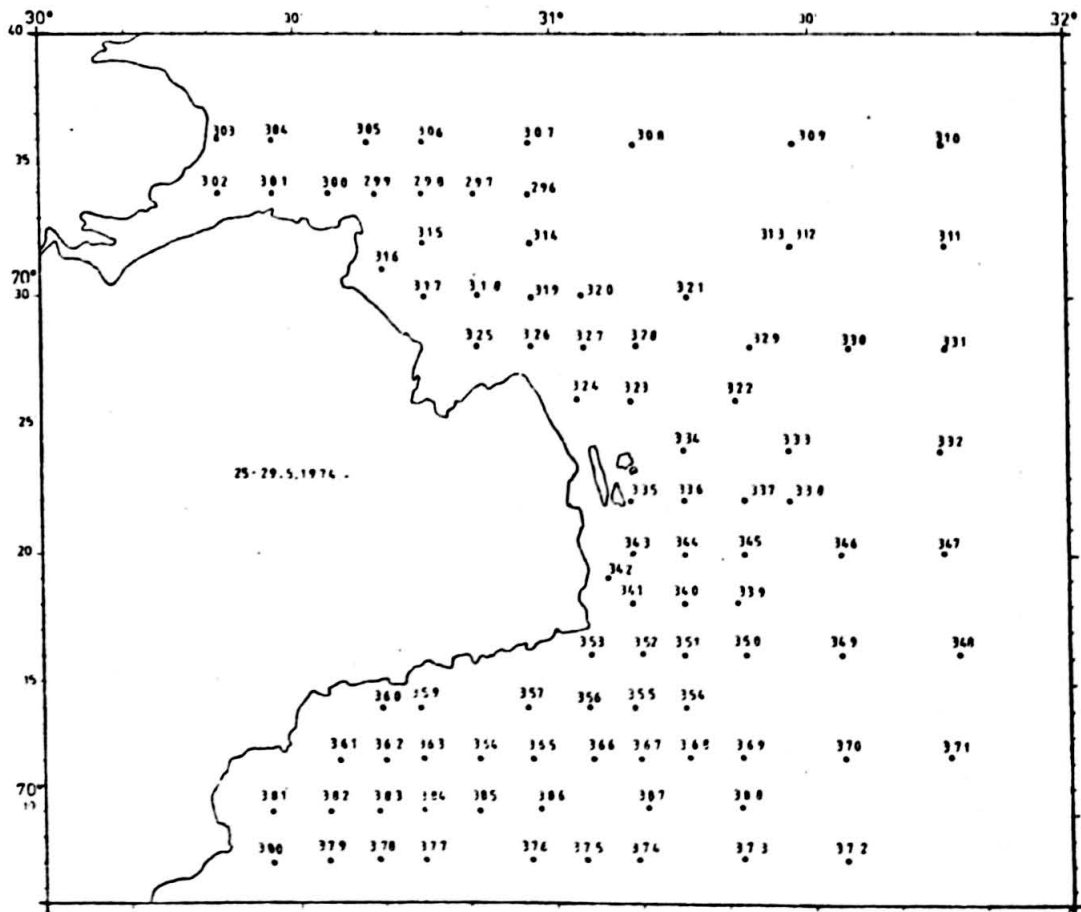




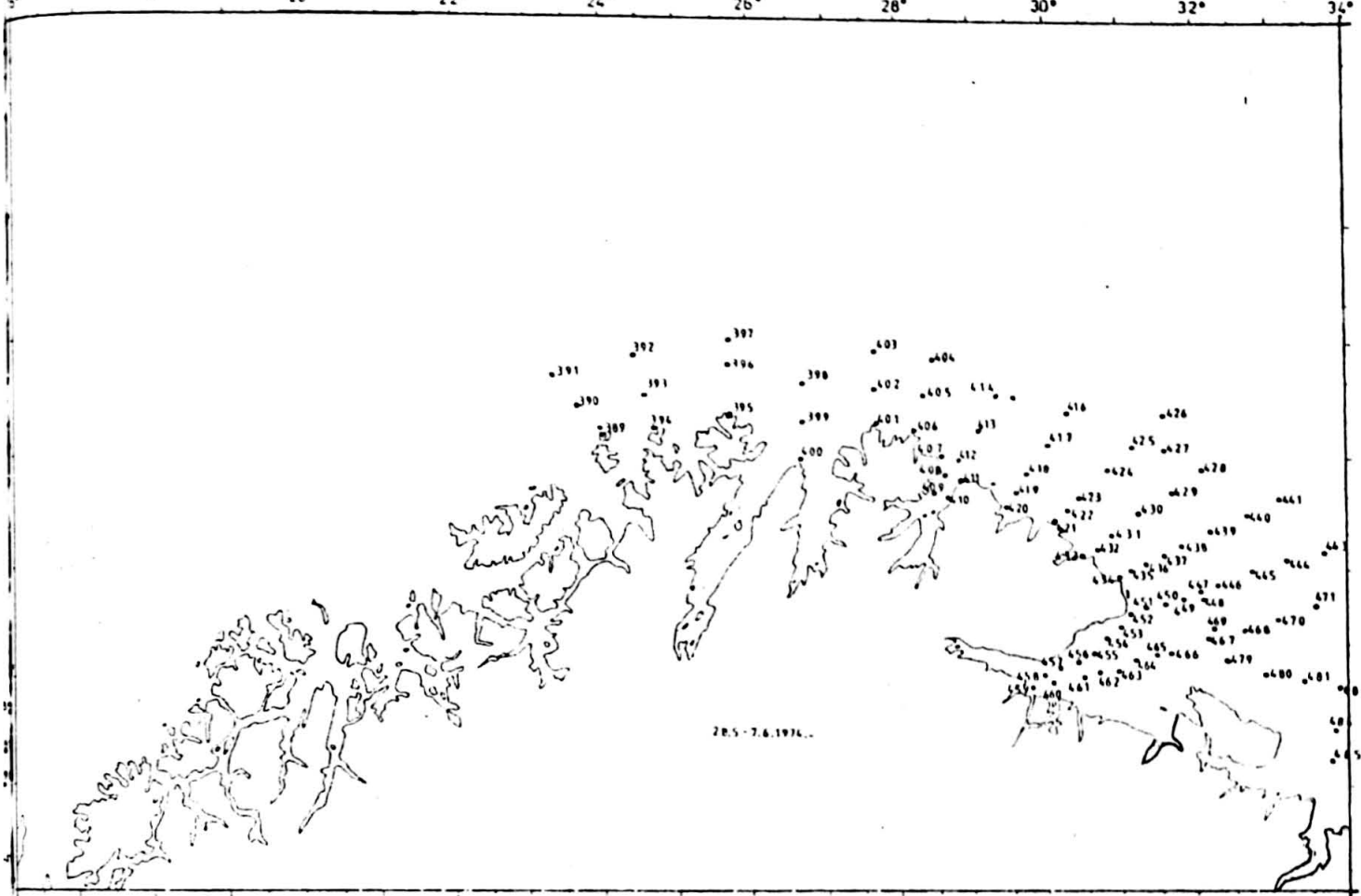




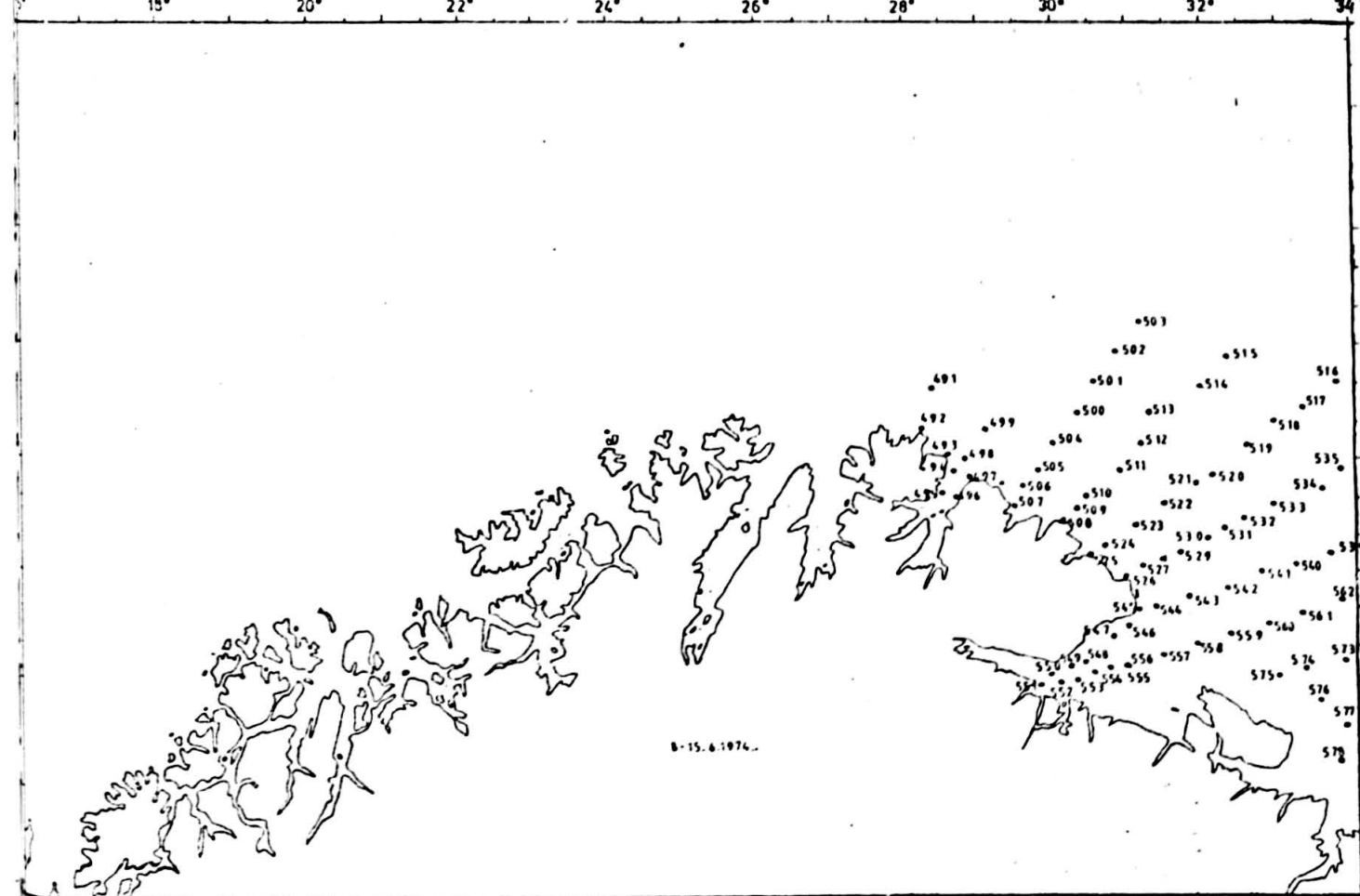


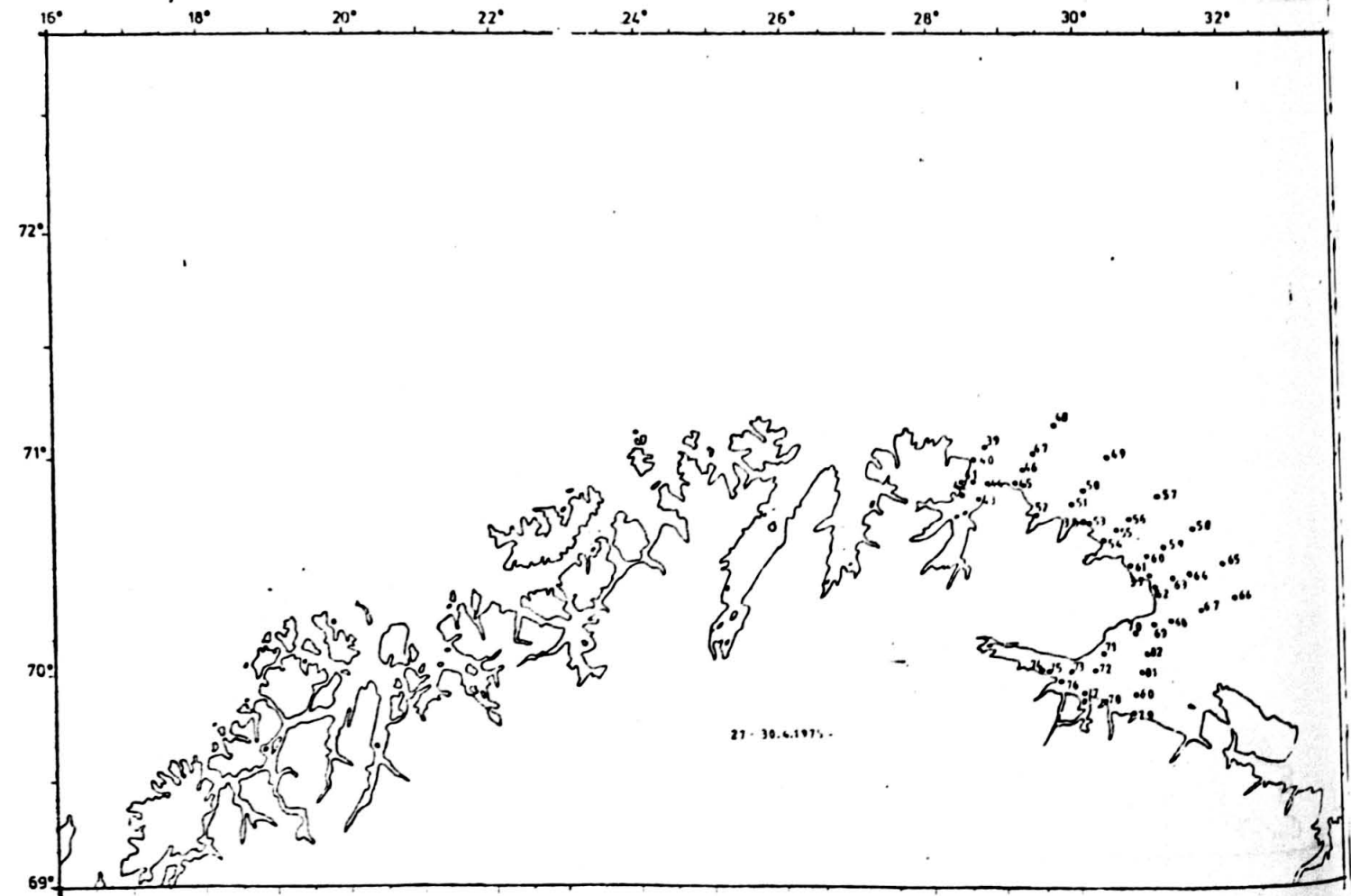
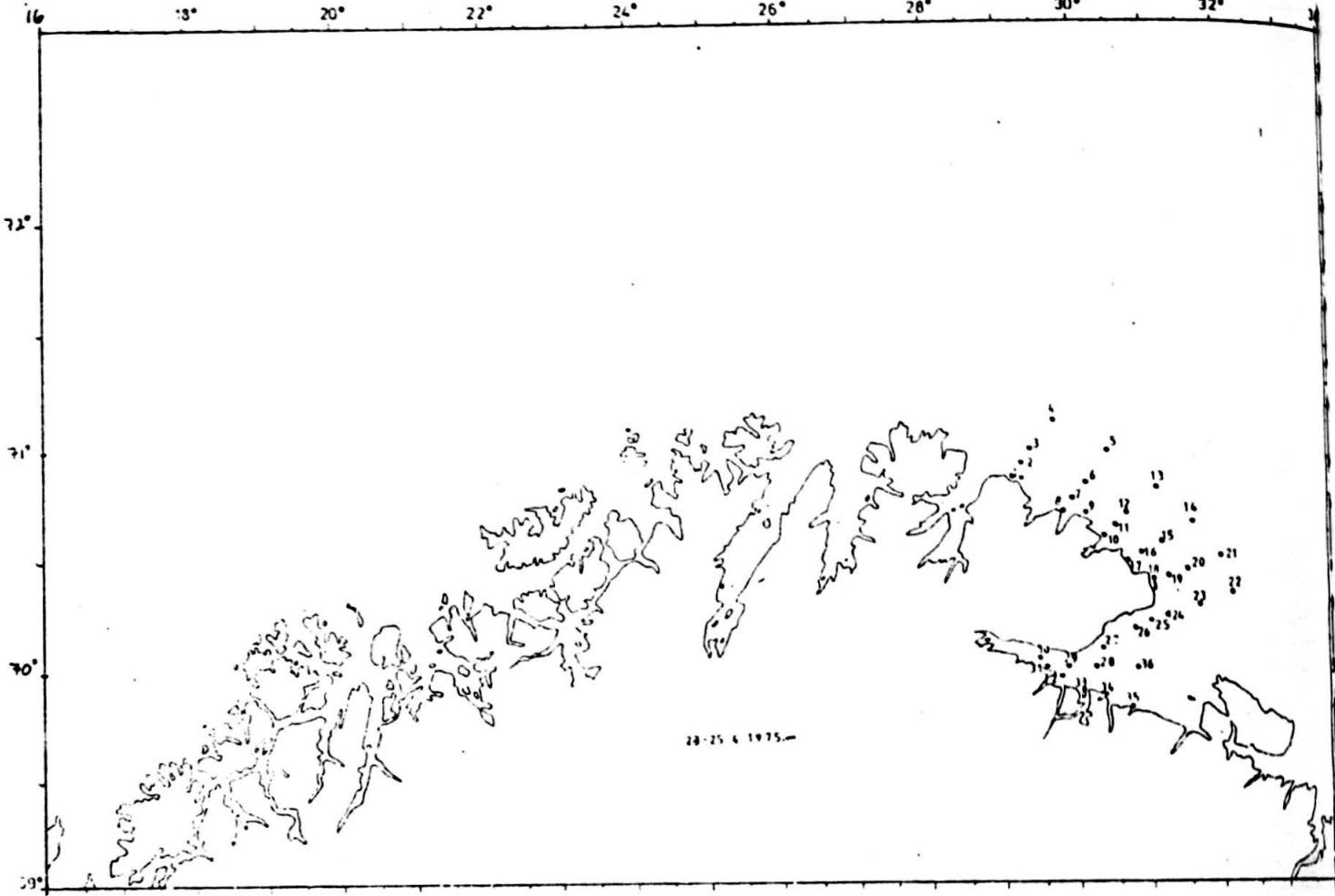


18° 20° 22° 24° 26° 28° 30° 32° 34°

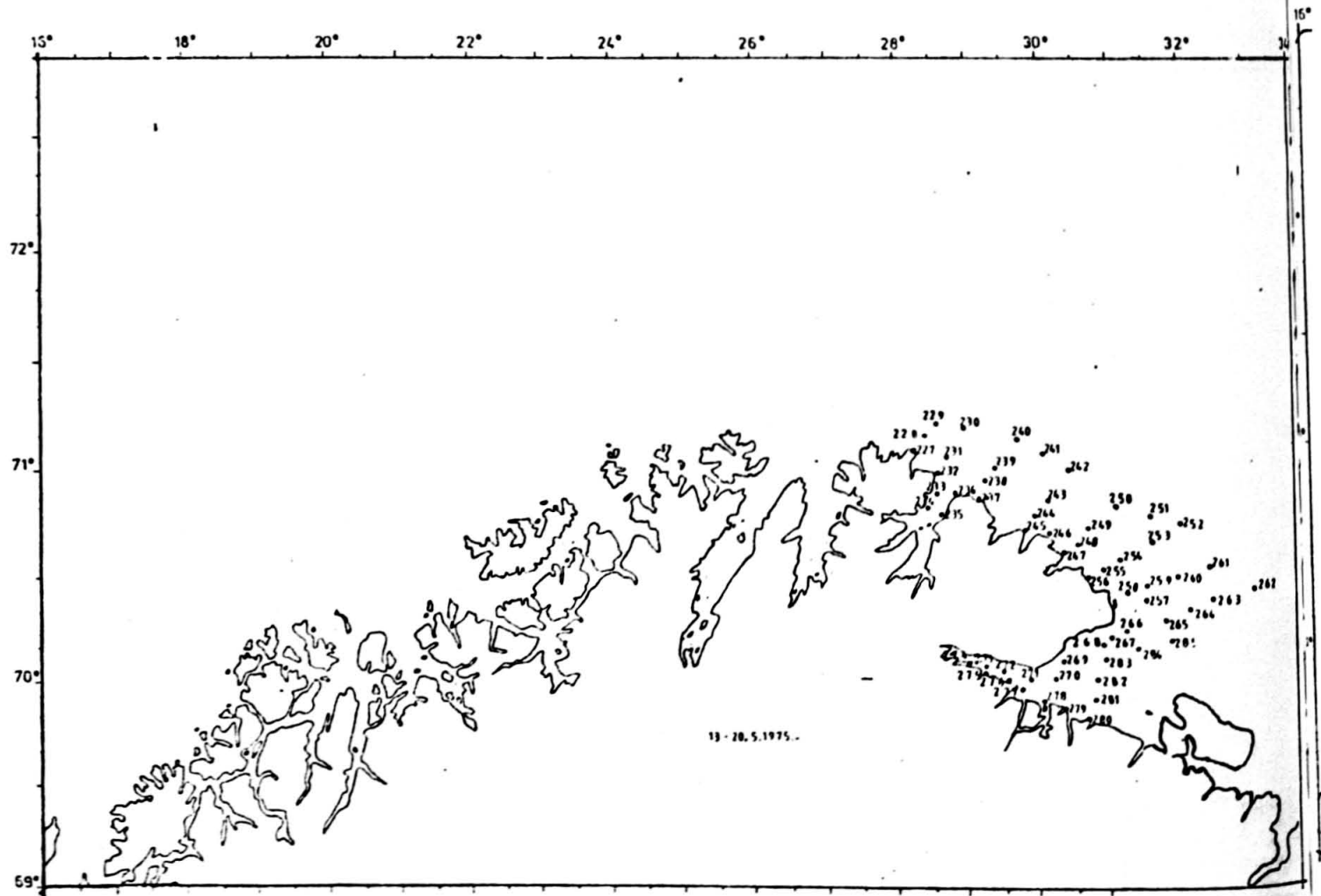
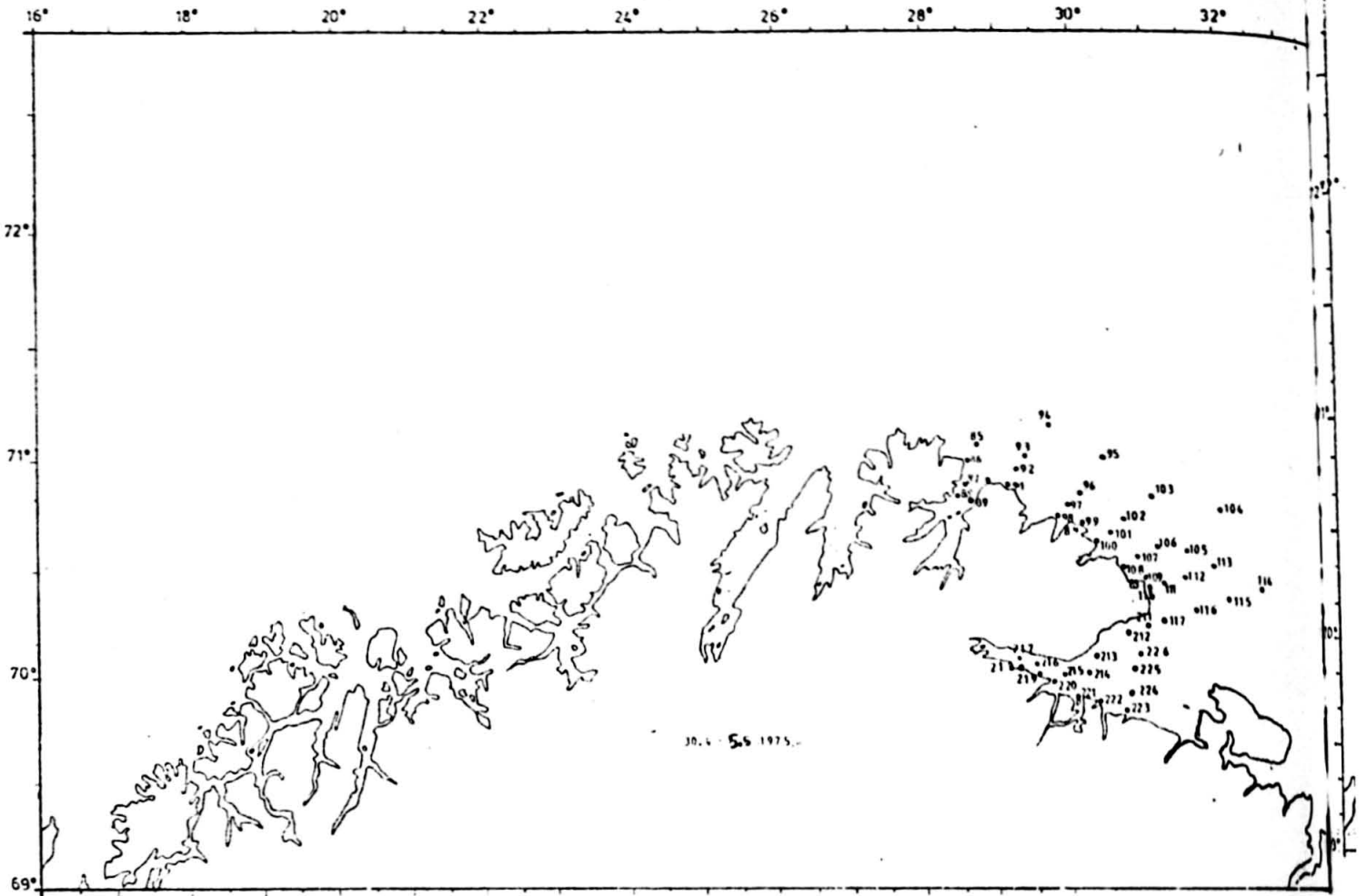


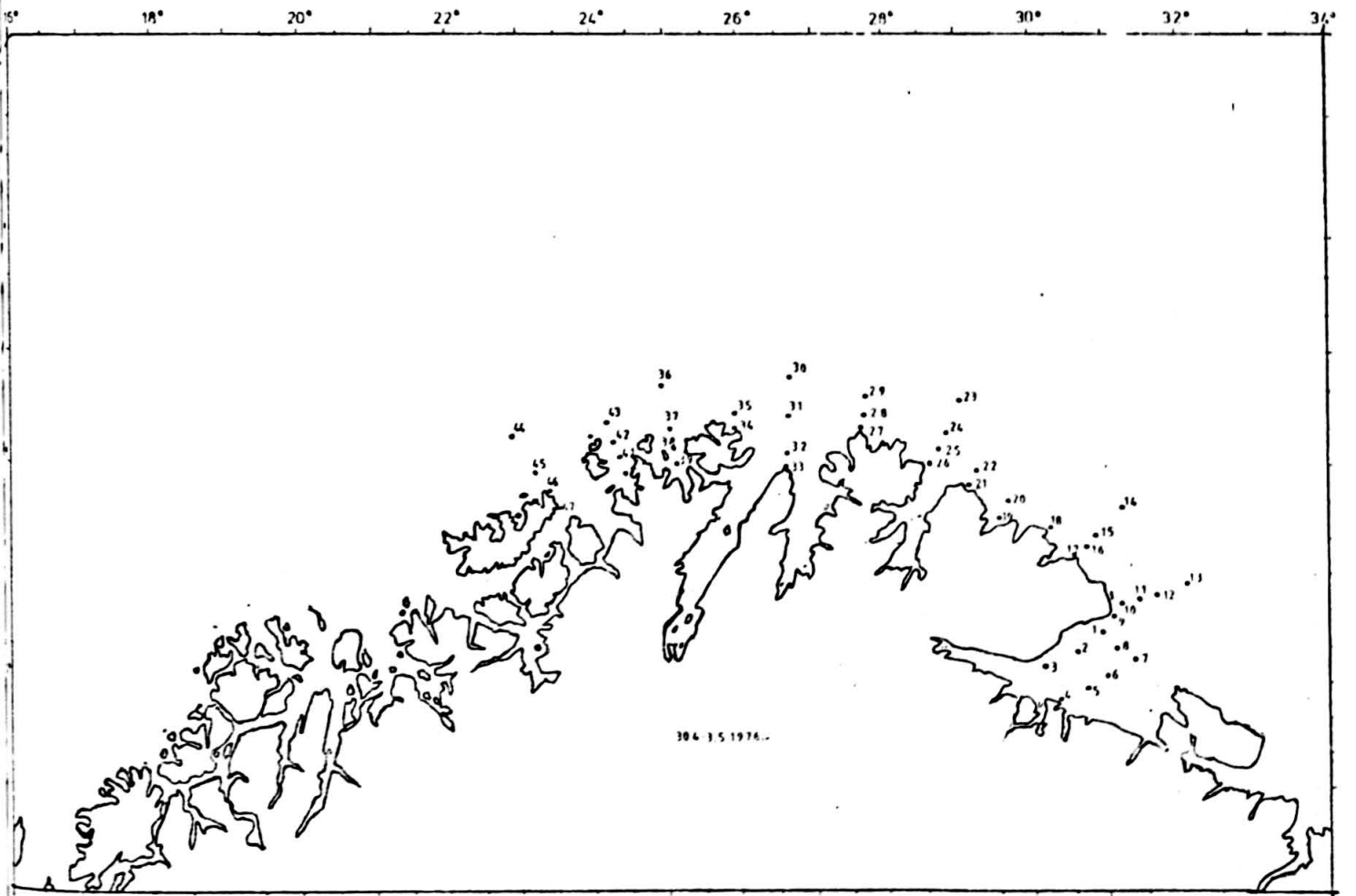
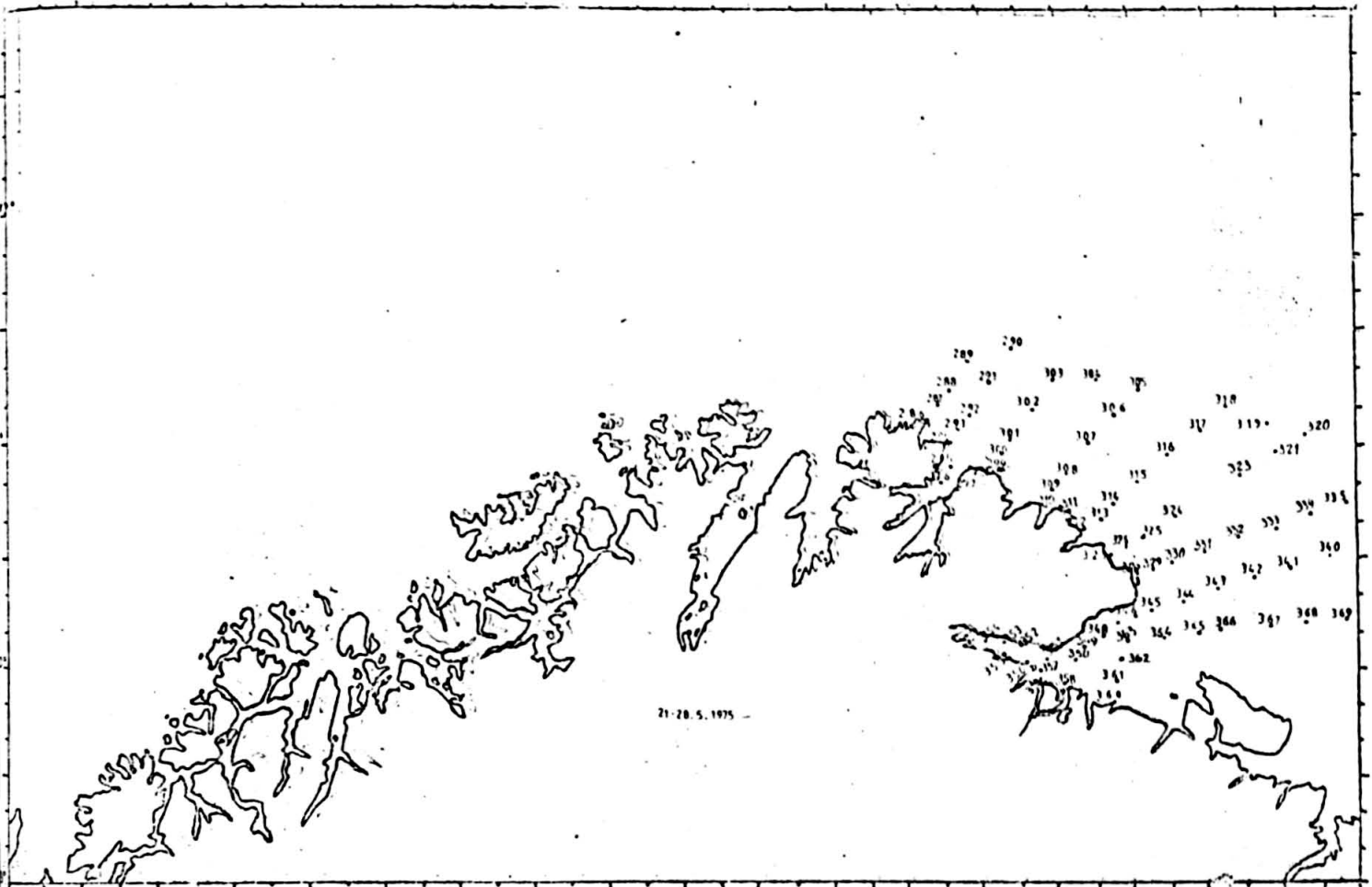
18° 20° 22° 24° 26° 28° 30° 32° 34°



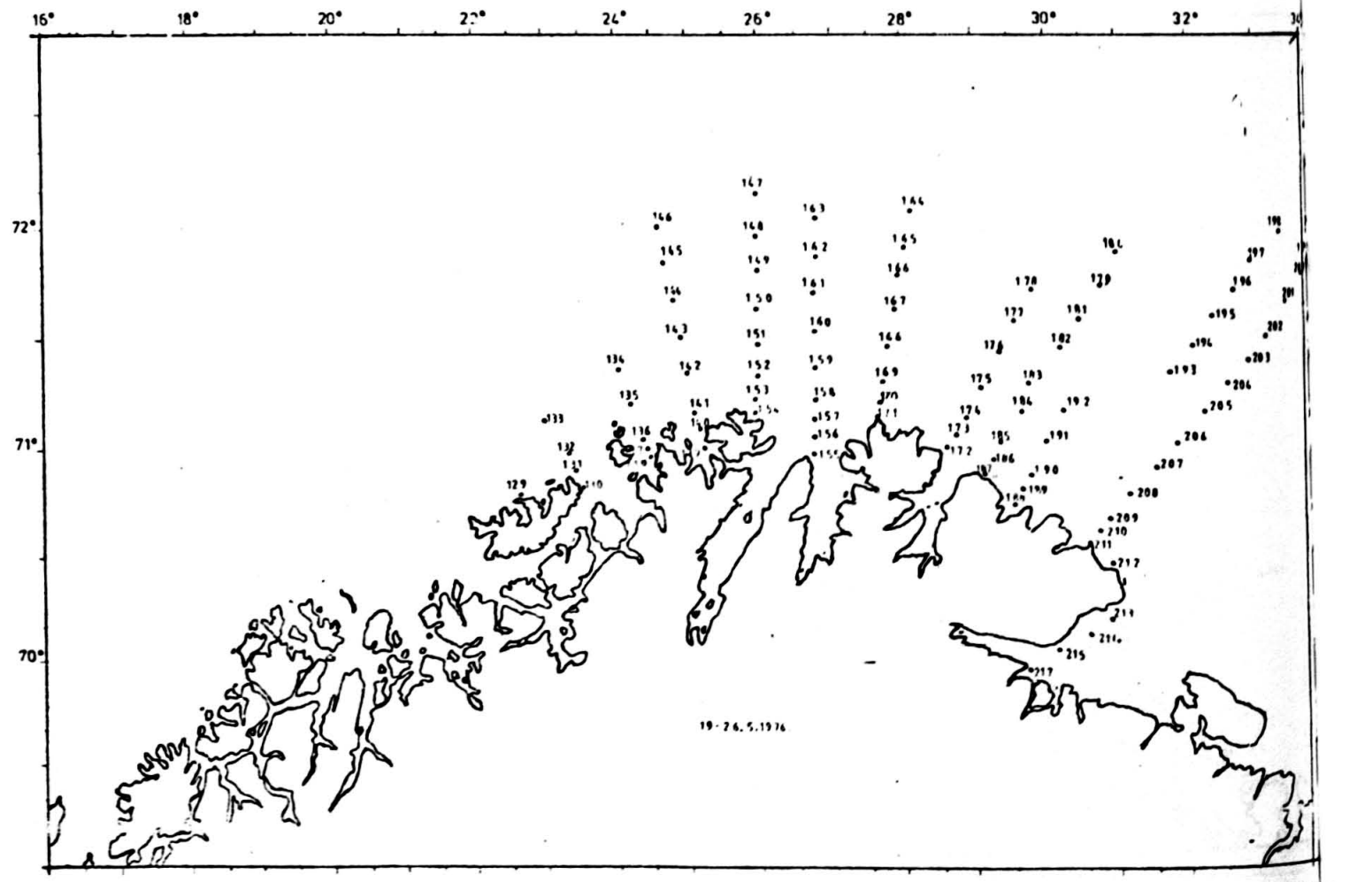
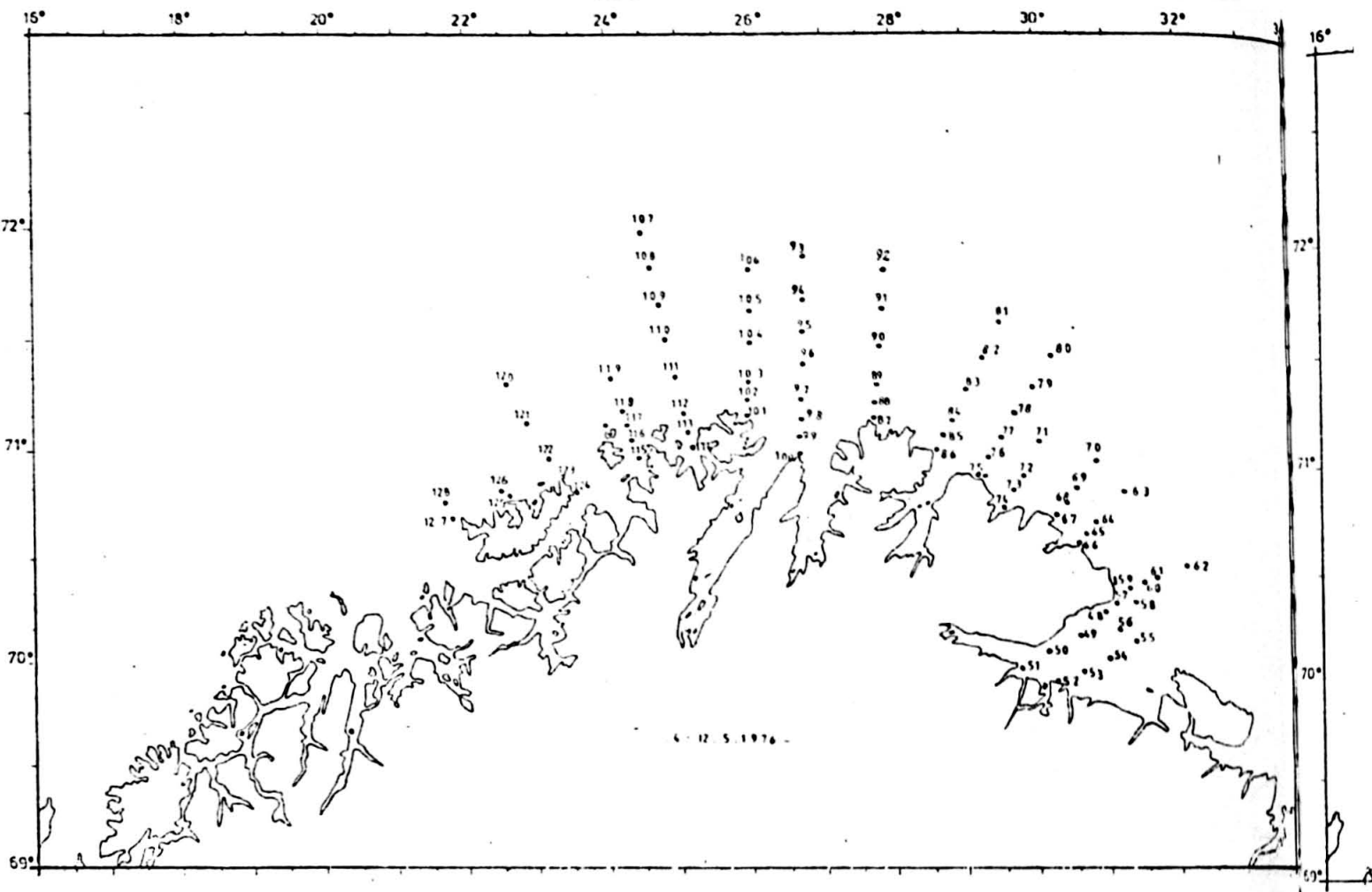


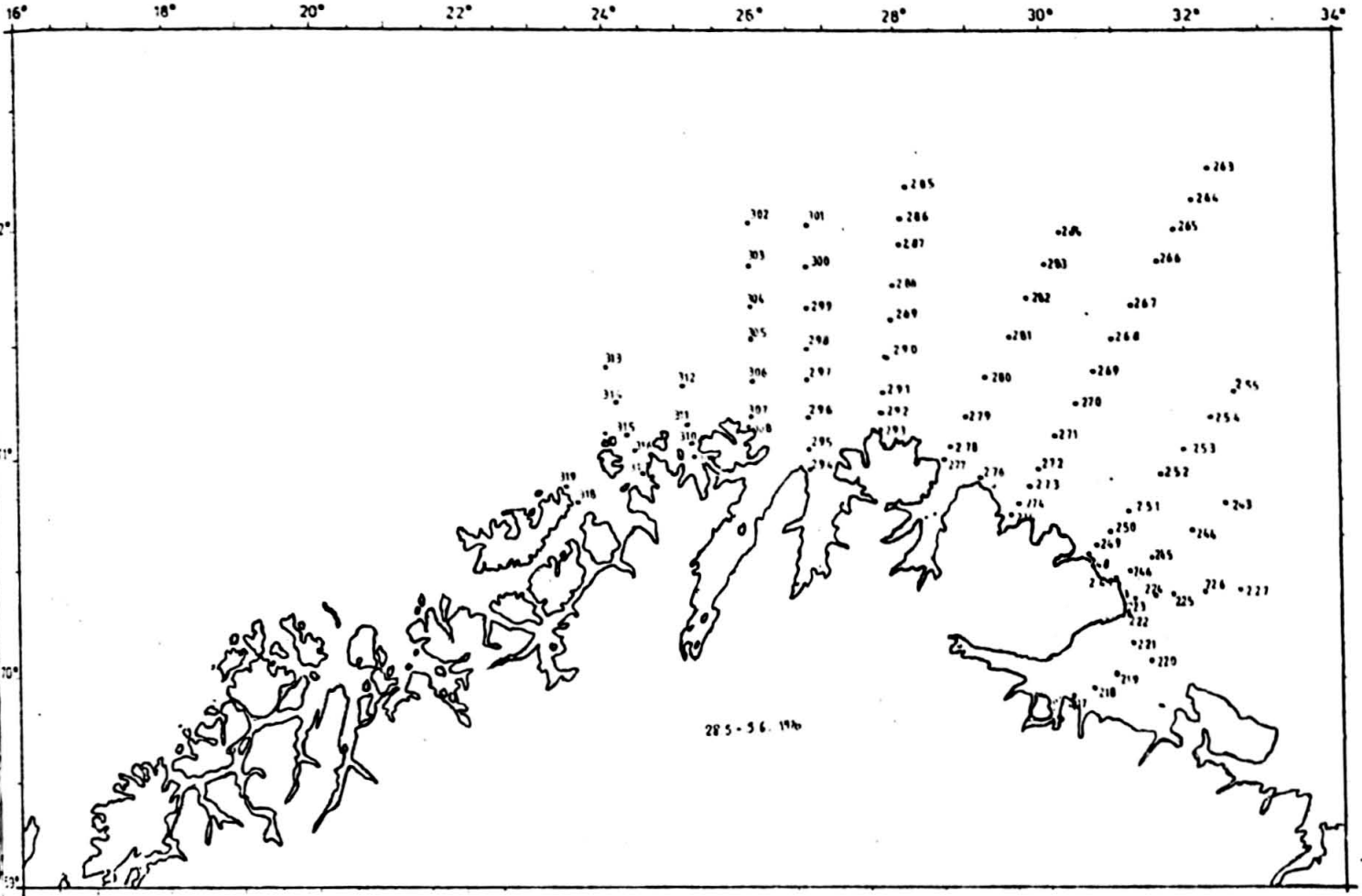






18° 20° 22° 24° 26° 28° 30° 32° 34°







## 8. APPENDIKS B

```
*****
*   Programmet les inn dataene for eit tokt om qongjen, bereknar
*   antal larver pr. kvadratmeter overflate for plommesekklarver med
*   0.1, 0.2...og 0.5 mm. lengde paa plommesekken for kvar stasjon.
*   Datapunkta for kvar stasjon blir deretter plassert paa eit kart,
*   og det blir generert isolinjer i planet ut fraa desse. Omraadet
*   som er dekket av toktet blir avgrensa av eit polygon, og det blir
*   estimert total mengde larver for plommesekklarver med forskjellige
*   lengde paa plommesekken.
*****
```

```
*****
DIMENSION K(20)
CHARACTER A*13,B*23,C*22,NESTE*1,D*40,STREK*1
EQUIVALENCE (K(1),D)
OPEN(5,FILE='L-P-1',ACCESS='W')
100  FORMAT(2F9.4)
200  FFORMAT(1H$, 'SKAL DU PLOTTE MEIR? SVAR J/N')
300  FORMAT(A1)
400  FORMAT(A40)
500  FORMAT(130A1)
OPEN(7,FILE='LARVE-ESTIMAT',ACCESS='W')
DATA STREK/'-'/
B='(P-SI:C)LUDDLARV-B05 '
C='(P-SI:C)LUDDLARV- -76'
RMS=10000.
1  CALL XYPOS(7030,2900,7000,2900,X1,Y1,RMS)
   CALL XYPOS(7030,2900,7100,3200,X2,Y2,RMS)
   IF(ABS(X1)+ABS(X2).GT.33.)THEN
     RMS=RMS*(ABS(X1)+ABS(X2))/32.9
     GO TO 1
   ENDIF
   IF(ABS(Y1)+ABS(Y2).GT.23.)THEN

RMS=RMS*(ABS(Y1)+ABS(Y2))/22.9
GO TO 1
ENDIF
X0=ABS(X1)+1.0
Y0=ABS(Y1)+1.
C  CALL HPSTAR(U.,U.)
   DO 5 I=15,48
     IF(I.NE.3.AND.I.NE.8.AND.I.NE.11.AND.I.NE.15.AND.I.NE.18.AND.I.NE.
S44.AND.I.NE.45)GO TO 5
     IF(I.GT.20.AND.I.LT.41)THEN
       I=41
     ENDIF
     B(22:22)=CHAR(I/10+48)
     B(23:23)=CHAR(MOD(I,10)+48)
     WRITE(1,*)B
     OPEN(9,FILE='OVERSKRIFT',ACCESS='R')
2  READ(9,400,END=3)D
     IF(D(1:2).NE.'(22:23)')GO TO 2
     WRITE(5,400)D
     WRITE(5,500)(STREK,J=1,130)
3  CLOSE(9)
     OPEN(9,FILE=B,ACCESS='R')
     CALL SUB1(RMS,X0,Y0,X1,Y1,X2,Y2,D)
     CLOSE(9)
5  CONTINUE
   CLOSE(5)
   CLOSE(7)
   STOP
END
```

```
*****
* Rutina genererer isolinjer i planet og kan ved litt modifisering *
* plotta ut disse paa eit kart. *
*****
```

```
SUBROUTINE SUB1(RMS,X0,Y0,X1,Y1,X2,Y2,D)
DIMENSION XP(200),YP(200)
DOUBLE PRECISION PKT(0:7,1:200)
DIMENSION Z(30,30),ZP(200)
DIMENSION ZLEV(17),NDECL(30),LWGTL(30),V(4),W(4)
DIMENSION VERTX(200),VERTY(200),XXP(200),YYP(200)
COMMON /X/VF(4),WF(4)
DIMENSION XPOS(200),YPOS(200)
INTEGER NVERT,NX,NY,NRNG,I,NP
REAL CAYIN
DATA NX,NY,CAYIN,NRNG/30,30,5.,5/
DATA NDECL,LWGTL/30*-1,30*1/
```

```
DATA HGX,HGY/2*0.25/
DATA LABPT/-1/
DATA MARCH/4/
DATA ZLEV/1.,25.,50.,75.,100.,250.,500.,750.,1000.,1250.,1500.,
S1750.,2500.,5000.,10000.,20000.,25000./
DATA NLEV/17/
```

```
C
C LES INN POLYGONET OG GJER OM TIL CM
C
100 OPEN(10,FILE='DET-POLY',ACCESS='R')
FORMAT(F7.4,1X,F7.4)
I=0
1 I=I+1
READ(10,100,END=5)XPOS(I),YPOS(I)
GO TO 1
5 CLOSE(10)
NVERT=I-1
C
C FINN ANTAL LARVAR PR. M2
C
CALL LARM2(XP,YP,PKT,RMS,NP)
DO 12 I=0,7
DO FOR N=1,NP
XXP(N)=XP(N)
YYP(N)=YP(N)
ENDDO
DO FOR N=1,NVERT
CALL XYPOSA(+70.5,+29.0,+YPOS(N),+XPOS(N),VERTX(N),VERTY(N),RMS)
ENDDO
DO 13 J=1,NP
IF(PKT(I,J).GT.31999.)PKT(I,J)=32000.
ZP(J)=(SHGL(PKT(I,J)))
13 CONTINUE
C
C SKALERING
W(1)=X1
W(2)=X2
W(3)=Y1
W(4)=Y2
V(1)=(X1+X0)/25.
V(2)=(X2+X0)/25.
V(3)=(Y1+Y0)/25.
V(4)=(Y2+Y0)/25.
CALL CONVERT(W,V,11,Z,NX,NY,XXP,YYP,NP,HGX,HGY,VERTX,VERTY,NVERT)
```

```

C
C KALLAR OPP ZGRI FOR OPPFYLLING AV PKTA I Z(I,J)

```

```

C
CALL ZGRI(Z,NX,NY,XXP,YYP,ZP,NP,CAYIN,NRNG)
DO FOR K=1,NX
DO FOR L=1,NY
IF(Z(K,L).LT.0.)Z(K,L)=0.
ENDDO
ENDDO

```

```

C
C GLATTAR DATAENE I Z
C
CALL SMOOTH(Z,NX,NY,S)
C
STARTAR INTEGRERING
C

```

```

CALL INTEGR(NX,NY,Z,D,RMS,1)
12 CONTINUE
DO 17 M=0,7
DO 18 N=1,200
PKT(M,N)=0.
18 CONTINUE
17 CONTINUE
RETURN
END

```

```

*****
* Rutina berekner antal larver pr. kvadratmeter overflate, etter aa *
* ha lest inn data fraa fil, for kvar stasjon. *
*****

```

```

SUBROUTINE LARM2(X,Y,PLM2,RMS,NP)
** PLM2(I,K): Antal larver pr kvadratmeter av pl.sekk str. i paa
** stasjon K.
DIMENSION X(200),Y(200)
DOUBLE PRECISION VOL,PLM2(0:7,1:200)
DOUBLE INTEGER DJUP,P(0:6),TOTANT
100 FORMAT(I1,11X,I4,I5)
200 FORMAT(I1,7X,F5.0,3X,I4,35X,7I2,I1)
INTEGER TYP,BREDD(200),LENGD(200),NP
DO 5 I=0,6
P(I)=0
5 CONTINUE
DO 6 I=0,7
DO 7 J=1,200
PLM2(I,J)=0.
7 CONTINUE
6 CONTINUE
NP=0
K=J

1 K=K+1
2 READ(9,100,END=4)TYP,BREDD(K),LENGD(K)
IF(TYP.NE.1)GO TO 2
IF(BREDD(K).LT.7050.OR.BREDD(K).GT.7100)GO TO 2
IF(LENGD(K).LT.2900.OR.LENGD(K).GT.3200)GO TO 2
CALL XYPOS(7050,2900,BREDD(K),LENGD(K),X(K),Y(K),RMS)
NP=NP+1
5 READ(9,200,END=4)TYP,VOL,TOTANT,(P(I),I=6,0,-1),DJUP
IF(TYP.NE.2)THEN
BACKSPACE 9
GO TO 1
ENDIF
ENDIF

```

```

      IF(TOTANT.GT.50)THEN
        DO 8 I=0,6
          P(I)=(P(I)*TOTANT)/50
8      CONTINUE
      ENDIF
      DJUP=DJUP*25
      IF(VOL.NE.0.)THEN
        DO 9 I=0,6
          PLM2(I,NP)=PLM2(I,NP)+P(I)*DJUP*(1000./VOL)
9      CONTINUE
          PLM2(7,NP)=PLM2(7,NP)+TOTANT*DJUP*(1000./VOL)
        ENDIF
      GO TO 5
4     RETURN
      END

```

```

*****
* Rutina estimerar total mengde larver i eit omraade avgrensa av *
* eit polygon. *
*****

```

```

SUBROUTINE INTEGR(NX,NY,Z,D,RMS,K)
** YGR: Avstand nord-s/r over ei rute oppgitt i radianar.
** XGR :Avstand aust-vest over ei rute oppgitt i radianar.
** A : lengdegradsvinkel (o9) i radianar.
** R : Jordradius
DOUBLE PRECISION PI,TOTAR,AREAL(30),YGR(30),XGR,R,ANT
REAL XSTEG,YSTEG,CMIDY,BMIDY,L1IDX,BMIDX,CMIDX,RMS
DIMENSION Z(30,30),BPO(30),LPO(30),X(30),Y(30)
CHARACTER D*40
INTEGER NX,NY,K,r
100  FORMAT(1X,A13,E16.3,2X,A7,I1,1X,A2,1X,A4,E16.8,1X,A5)
200  FORMAT(1X,A20,1X,E16.8,1X,A4,E16.8,1X,A5)
PI=3.1415926535
R=6376368.**2

```

```

TOTAR=0.
ANT=0.
BPO(1)=70.*(SINGL(PI))/180.)
LPO(1)=29.*(SINGL(PI))/180.)
CALL XYPOS(7030,2900,7100,3200,X(NX),Y(NY),RMS)
XSTEG=X(NX)/(FLOAT(NX-1))
YSTEG=Y(NY)/(FLOAT(NY-1))
XGR=(3./(DBLE(NX-1)))*(PI/180.)
X(1)=J.
Y(1)=0.

```

```

Summerar opp antal larver og totalareal **
DO 10 J=2,NY
Y(J)=Y(J-1)+YSTEg
CMIDY=Y(J-1)+YSTEg/2.
CALL GEOPUS(70.5.29.0,BMIDY,LMIDX,XSTEg,CMIDY,RMS)
BMIDY=BMIDY*((SNGL(PI))/180.)
CALL GEOPUS(70.5.29.0,BPO(J),LPO(2),XSTEg,Y(J),RMS)
BPO(J)=BPO(J)*((SNGL(PI))/180.)
YGR(J)=(DBLE(BPO(J)))-(DBLE(BPO(J-1)))
AREAL(J)=R*(YGR(J)*(DCOS(BMIDY))*XGR)
  DO 11 I=1,NX-1
    IF(Z(I,J).LT.10.**32)THEN
      ANT=ANT+(DBLE(Z(I,J)))*AREAL(J)
      TOTAR=TOTAR+AREAL(J)
    ELSE
      GO TO 11
    ENDIF
  CONTINUE
CONTINUE
Sjer om arealet til kvadratkilometer.
TOTAR=TOTAR/1000000.
IF(K.EQ.7)THEN
WRITE(5,200)'TOTALT ANTAL LARVER:',ANT,'OVER',TOTAR,'KM2'
ELSE
WRITE(5,100)'ANTAL LARVER:',ANT,'PLSEKK:',K,'MM','OVER',TOTAR,'KM2
5'
ENDIF
RETURN
END

```

## 9. APPENDIKS C

```

*****
*   FILNAVN: KØL-S1
*   Programmet finn parametrane negativ binomial modell ved bruk
*   av null-trunkert frekvensfordeling av antal larver
*   pr. kvadratmeter overflate.
*   Programmet samanliknar cumulative frekvensar for observert og
*   berekna negativ binomialfordeling med ein
*   Kolmogrov-Smirnov test.
*   Dessutan kan ein velja aa ta ut plott av kumulative frekvens-
*   polygon for plommesekklarver med forskjellig lengde paa
*   plommesekken.
*****
*
*   PS:  5%-verdi for Kolmogrov-Smirnov (kritisk verdi).
*   HELPX(J):hjelpevariabel for X(I,J),sender inn ein I om gongjen.
*   HELPY(J):Tilsvarende for Y.
*   EY(J): relativ berekna frekvensar 0-500.
*   NYJ(J): observerte relative frekvensar 0-500.
*   N(I): antal innlesne grupper.
*   K:   parameter i N-B-modell.
*   M:   estimert middel i negativ binomial modell.
*   R:   naar R>=0.05 er sikkerhet for estimat ca.95%.
*   VAR: variansen i den fullstendige fordelinga.
*   DMAX: maksimale avstand mellom to "trapper" i kurvene til
*         observert og venta cum. rel. frekvenspolygon.
*   ENP: forventta antal observasjonar som h/yrer til fordelinga.
*****
      INTEGER X(6,0:250),Y(6,0:250),AAR, NP,HELPM(0:250),HELPMY(0:250),MAX
      INTEGER ENP,N(6),W,MAXX
      CHARACTER B*13,F*8,SVAR*1
      REAL ET(0:500),K,M,R,RTT(0:500),DMAX,PS,R1

      DOUBLE PRECISION VAR
100  FORMAT(I4,4X,I3)
200  FORMAT(5(I3,1X))
300  FORMAT(6(I6,10,1X))
400  FORMAT(1X,A4,1X,I4)
500  FORMAT(1X,A,3X,A,3X,A,5X,A,9X,A,9X,A,9X,A,7X,A)
600  FORMAT(1X,A2,I1,A3,1X,2(E12.4,2X),5(E12.4,1X))
600  FORMAT(95(' '))
      OPEN(5,FILE='L-P-1',ACCESS='W')
      B='FREKVENNS-197 '
      CALL DEVICE(IDEV)
      CALL GPGS
      CALL NITDEV(IDEV)
      W=1
1   W=W+1
      IF(W.GT.6)GO TO 20
      B(13:13)=CHAR(48+W)
      WRITE(1,*)B
      OPEN(7,FILE=B,ACCESS='R')
      READ(7,100)AAR, NP
      READ(7,200)(N(I),I=1,6)
      MAX=0
      DO 2 I=1,6
          IF(N(I).GT.MAX)MAX=N(I)
2   CONTINUE
      DO 3 J=0,MAX-1
          READ(7,300)(X(I,J),Y(I,J),I=1,6)
3   CONTINUE

```

```

CLOSE(7)
WRITE(5,700)'AAR:',AAR
WRITE(5,400)'PL.STR','MIDDEL','VARIANS','K-VERDI','R','P-VERDI',5
5%-VERDI','R1'
WRITE(5,600)
** Finn parametrane i trunkert sampel ,og forventa relative frekvensa
DO 4 I=1,6
    DO 5 J=0,N(I)-1
        HELPX(J)=X(I,J)
        HELPY(J)=Y(I,J)
    CONTINUE
CALL SUB1(HELPM,HELPM,NP,K,M,R,EY,NYY,VAR,ENP,N(I),MAXX,R1)
** Kolmogorov-smirnov test.
IF(MAXX.GT.0)THEN
CALL SUB2(EY,NYY,DMAX,MAXX)
P5=1.558/(SQRT(FLOAT(ENP)))
ENDIF
IF(M.EQ.0.)THEN

    DMAX=-1.
    P5=-1.
    R1=-1.
    R=-1.
ENDIF
WRITE(5,500)'U.',I,'MM ',M,VAR,K,R,DMAX,P5,R1
WRITE(1,*)'Ynskjer du grafisk framstilling? Svar J/N'
WRITE(1,*)' '
READ(1,*)SVAR
IF(SVAR.EQ.'J'.AND.M.NE.0.)THEN
    CALL SUB3(EY,NYY,I,MAXX,AAR,ENP,IDEV)
ENDIF
4 CONTINUE
GO TO 1
20 CONTINUE
CALL RLSDEV(IDEV)
STOP
END

```

```

*****
* Rutina reknar ut parametrane og relative frekvensar i negativ *
* binomial modell. *
*****
* N: antal stasjonar med larver. *
* MID: middel i null-trunkert frekvensfordeling. *
* S2: varians i null-trunkert frekvensfordeling. *
* P: andel av observasjonar med ei larve pr. kvm. overflate. *
* MAX: maksimalt antal larver paa ein stasjon. *
* NI: antal grupper i HELPM og HELPY. *
*****

```

```

SUBROUTINE SUB1(HELPM,HELPM,NP,K,M,R,EY,NYY,VAR,ENP,NI,MAXX,R1)
INTEGER HELPM(0:250),HELPM(0:250),NP,ENP,N,MAXX,NI,L
REAL K,M,R,EY(0:500),NYY(0:500),P,R,R1
DOUBLE PRECISION VAR,MID,S2
DO 1 J=0,500
    EY(J)=0.
    NYY(J)=0.
CONTINUE
N=NP-HELPM(0)
MAXX=0
MID=0.

```

```

DO 2 J=1,NI-1
    MID=MID+(DBLE(HELPMX(J)))*(DBLE(HELPMY(J)))
2 CONTINUE
MAX=HELPMX(NI-1)
MID=MID/(DBLE(N))

S2=0.
DO 4 J=1,NI-1
    S2=S2+(((DBLE(HELPMX(J)))-MID)**2)*(DBLE(HELPMY(J)))
4 CONTINUE
S2=S2/(DBLE(N-1))
** Finn hjelpeparametrene.
P=(FLOAT(HELPMY(1)))/(FLOAT(N))
R=(SNGL(MID)*(1.-P))/SNGL(S2)
** Estimerar parametre og forventede frekvensar for den fullstendige
** fordelinga.
M=SNGL(MID)-(P/R)
IF(M.GT.0.)THEN
K=(M*R)/(1.-R)
EY(0)=(REAL(N))/(((1./R)**K)-1.)
ENP=N+(INT(EY(0)))
R1=M/(M+K)
VAR=(DBLE(M)*DBLE((M+K)))/(DBLE(K)+(1./(DBLE(ENP))))
IF(MAX.GT.500)MAX=500
DO 6 J=1,MAX
    EY(J)=(EY(J-1)*R1*(K+(REAL(J-1))))/(REAL(J))
6 CONTINUE
** Lagar ny frekvensvektor for observerte data 0-MAX.
NYX(0)=EY(0)
DO 7 J=1,MAX
    NYX(J)=0.
    DO 77 L=1,NI-1
        IF(HELPMX(L).EQ.J)THEN
            NYX(J)=(FLOAT(HELPMY(L)))
            GO TO 77
       ENDIF
77 CONTINUE
7 CONTINUE
** Gjer om frekvensane til relative frekvensar.
N=ENP
WRITE(1,*)'N',N
DO 8 J=0,MAX
    EY(J)=EY(J)/(FLOAT(ENP))
    NYX(J)=NYX(J)/(FLOAT(N))
8 CONTINUE
ELSE
VAR=0.
M=0.
K=0.
MAX=0
ENDIF
RETURN

END

```



```
*****
* Rutina bereknar kolmogrov-Smirnov test-observator. *
*****
```

```

SUBROUTINE SUB2(EY,NYY,DMAX,MAX)
REAL EY(0:500),NYY(0:500),DMAX,D,CUMEY,CUMY
INTEGER MAX
CUMY=0.
CUMEY=0.
D=0.
DMAX=0.
DO 1 J=1,MAX
  CUMY=CUMY+NYY(J)
  CUMEY=CUMEY+EY(J)
  D=ABS(CUMY-CUMEY)
  IF(D.GT.DMAX)DMAX=D
CONTINUE
RETURN
END
```

```
*****
* Rutina plottar ut frekvenspolygon for cumulative relative *
* frekvensar. *
*****
```

```

SUBROUTINE SUB3(EY,NYY,I,MAX,AAR,N,IDEV)
REAL CUMEY(0:500),CUMNYY(0:500),EY(0:500),NYY(0:500)
REAL INT,MA,XF(0:500),RMS(4)
INTEGER IOVER(32),IAAR(5),IANTAL(4),ITEXT(17),IPIC,N
INTEGER AAR,MAX,I,MAXXF
CHARACTER C*6,TOVER*64,TAAR*10,TANTAL*8,TTEXT*34
EQUIVALENCE (TOVER,IOVER(1)),(TAAR,IAAR(1)),(TANTAL,IAANTAL(1))
EQUIVALENCE (TTEXT,ITEXT(1))
DATA IPIC,RMS,SIZE/1,0.0,20.0,0.0,20.0,0.20/
TAAR='AAR: *.'
TOVER='OBSERVERT OG VENTA CUM. FREK. FOR ALDERSGRUPPER AV LODDELAR
$VER*.'
TANTAL='N= *.'
TTEXT='-- :0. MM PL.SEKKLENGDE *.'
WRITE(TAAR(5:8),1)AAR
MAXXF=MAX
1 FORMAT(I4)
WRITE(TTEXT(15:15),2)I
WRITE(TANTAL(3:6),1)N
2 FORMAT(I1)
DO 3 J=0,500

  CUMEY(J)=0.
  CUMNYY(J)=0.
  XF(J)=0.
3 CONTINUE
C CALL DEVICE(IDEV)
C CALL GPGS
C CALL NITDEV(IDEV)
CALL NYPN(1)
CALL RAHME(RMS,IPIC)
CALL CHARSZ(SIZE)
```

```

IF (MOD(MAX,50).NE.0) THEN
  MAX=(MAX+50)/50
  MAX=MAX*50
  MA=FLOAT(MAX)
  INT=MA/10.
ELSE
  MA=FLOAT(MAX)
  INT=MA/10.
ENDIF
CALL AXER(0.0,1.0,0.1,2,2,"RELATIV FREKVENNS*.",1,0,1,0)
CALL AXER(0.0,MA,INT,2,1,"ANTAL LARVER PR.KVM. OVERFLATE*.",0,J,1,
5))
CALL LINE(3.5,19.0,0)
CALL CHARS(1OVER(1))
CALL LINE(3.5,18.5,0)
CALL CHARS(1AAR(1))
CALL LINE(3.5,18.0,0)
CALL CHARS(1ANTAL(1))
TTEXT(3:11)='OBSERVERT'
XF(0)=0.
CUMEY(0)=EY(0)
CUMNYY(0)=NYY(0)
DO 4 J=1,MAXXF
  XF(J)=(FLOAT(J))
  CUMEY(J)=CUMEY(J-1)+EY(J)
  CUMNYY(J)=CUMNYY(J-1)+NYY(J)
CONTINUE
CALL PLOTAB(XF,CUMNYY,MAXXF+1,1)
CALL LINE(10.0,10.0,0)
CALL CHARS(1TEXT(1))
CALL NYPN(2)
TTEXT(3:11)='FORVENTA'
CALL PLOTAB(XF,CUMEY,MAXXF+1,1)
CALL LINE(10.0,9.5,0)
CALL CHARS(1TEXT(1))
CALL NYPN(0)

CALL ENDPIC
CALL RLSDEV(IDEV)
RETURN
END

```