DET KGL. NORSKE VIDENSKABERS SELSKAB, MUSEET

rapport

ZOOLOGISK SERIE 1975-13

Statistiske beregninger av kvantitativt zooplanktonmateriale. Datamaskinprogram med brukerveiledning

Arne J. Jensen

Universitetet i Trondheim

K. norske Vidensk. Selsk. Mus. Rapport Zool. Ser. 1975-13

Statistiske beregninger av kvantitativt zooplanktonmateriale

Datamaskinprogram med brukerveiledning

av

Arne J. Jensen

Universitetet i Trondheim

Det Kgl. Norske Videnskabers Selskab, Museet

Laboratoriet for ferskvannsøkologi og innlandsfiske (rapport nr. 30)

Trondheim, oktober 1975

Kort nr.	Kolonne nr.	Antall kolonner	Forklaring
			plass til å skille mellom 22 dyregrupper (arter, stadier), og programmet krever like mange subsamplingsfaktorer.
4			På dette kortet skal det dyp hver enkelt prøve er tatt på oppgis. Det er fire kolonner til disposisjon for hver prøve, og dypet oppgis med én desimal. Dypene brukes bare til å regne korrelasjon mellom hver enkelt art og dyp. Er ikke dyp for prøvene tilgjengelig (f. eks. ved håvtrekk) kan man sette null i alle kolonnene, men da gjelder ikke nevnte korrelasjonskoeffisienter. Det skal være oppgitt like mange dyp som antall prøver (dvs. samme antall som oppført på parameterkort 1, kolonne 35-37). Er det flere enn 20 prøver, fortsetter man på et nytt parameterkort.

Fig. 2 viser eksempel på utfylling av skjema for datakort.

Datautskrift

Datautskrift for en prøveserie består av sju sider.

Side 1 skriver ut innleste data. Dette er gjort av to grunner. Det er mulig å kontrollere at datamaskinen har mottatt riktige data, og i de tilfellene der primærdata skal være med i en rapport, går det an å kopiere denne utskriften.

Sidene 2, 3 og 4 omhandler de samme statistiske parametre. Side 2 gjelder første del av datamaterialet (i eksemplet, prøver tatt i

ISBN 82-7126-087-1

REFERAT

Jensen, Arne J. 1975. Statistiske beregninger av kvantitativt zooplanktonmateriale. Datamaskinprogram med brukerveiledning. K. norske Vidensk. Selsk. Mus. Rapport Zool. Ser. 1975-13.

Rapport og EDB-program er utarbeidet etter behov fra en gruppe zoologer ved Museet som arbeider med kvantitative beregninger av zooplankton.

Rapporten inneholder en diskusjon om hvilke matematiske frekvensfordelinger som beskriver fordelingen av de enkelte zooplanktonartene i ferskvatn. Poissonfordelingen (tilfeldig fordeling) er ikke brukbar. Det vanlige er at zooplanktonet har en mer eller mindre klumpet fordeling. Av endel slike fordelinger er Diskret log-normalfordelingen bedre egnet enn de øvrige til å dekke vårt behov.

En metode til å beregne konfidensnivå bygd på denne fordelingen er referert.

Et EDB-program som beregner 90% og 95% konfidensnivå basert på diskret log-normalfordelingen, er beskrevet. EDB-programmet beregner dessuten aritmetisk middelverdi, standard avvik, standard feil, en klumpingsfaktor (c) for hver art, korrelasjonskoeffisienter mellom de forskjellige artene og mellom art og prøvenes dyp. Brukerveiledning til EDB-programmet er også gitt i rapporten.

Arne J. Jensen, Universitetet i Trondheim, Det Kgl. Norske Videnskabers Selskab, Museet, Zoologisk avdeling, N-7000 Trondheim.

INNHOLD

Innledning 4
Noen grunnleggende begreper 4
Frekvensfordelinger 5
Test for overensstemmelse med Poissonfordelingen ... 7
Funksjoner for klumpet fordeling 9
En middelverdis nøyaktighet 12
Eksempel. Bruk av log (x + 1) transformasjonen til å beregne 95% konfidensgrenser 13
EDB-programmet 14
Innledning 14
Brukerveiledning 15
Datautskrift 18
Kjøring av dataprogrammet 20
Litteratur 28

INNLEDNING

Denne rapporten er utarbeidet i nært samarbeide med Laboratoriet for ferskvannsøkologi og innlandsfiske, DKNVS, Museet, Universitetet i Trondheim. Blant ferskvannszoologer ved Museet er det økende interesse for kvantitative zooplanktonundersøkelser. Slikt materiale krever ikke bare gjennomsnittlige verdier for planktonmengden i et vatn, men også et mål for spredningen av materialet. Det vanlige er å finne 95% konfidensgrenser. Men før dette kan beregnes, må vi vite hvilken matematisk fordeling materialet følger, og bruke denne matematiske fordelingen ved beregning av konfidensgrensene. En vanlig måte å beregne dette på,er å beregne aritmetisk middelverdi ($\bar{x}$) og standard feil (SE). Uttrykket $\bar{x} \pm 2SE$ gir 95% konfidensnivå bare dersom fordelingen tallmaterialet er bygd på er normalfordelt. Dette er ikke tilfelle for fordeling av dyr i naturen, og metoden er ikke brukbar.

I rapporten er det vist, med støtte i litteratur og ved testing av eget tallmateriale, at zooplankton i ferskvatn vanligvis har klumpet ("contagious") fordeling. Flere slike matematiske fordelinger er behandlet, og en av dem er bedre egnet enn de øvrige til vårt bruk. Denne fordelingen er brukt til å beregne konfidensnivå, belyst med et eksempel. Metoden er svært arbeidskrevende. Forfatteren har derfor utarbeidet et EDB-program bl.a. til disse beregningene. En veiledning til bruk av dette programmet er gitt til slutt i rapporten.

NOEN GRUNNLEGGENDE BEGREPER

I det følgende er vist noen viktige formler som er benyttet i beregningene. x_i er antall individer av arten x i enkeltprøve nr. i og n er antall enkeltprøver.

Middelverdi
$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n} \qquad (1)$$

Varians
$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (\bar{x} - x_i)^2}{n - 1} \qquad (2)$$

Standard avvik $\quad SD = s = \sqrt{s^2} \quad$ (3)

Standard feil $\quad SE = \frac{s}{\sqrt{n}} \quad$ (4)

FREKVENSFORDELINGER

Kjente matematiske frekvensfordelinger kan brukes som modeller for å beskrive vesentlige egenskaper hos en populasjon. Hvis prøvene fra en prøveserie kan tilpasses en av disse modellene, kan følgende oppnås (Elliott 1971):

1) Populasjonens spredning i rommet kan beskrives matematisk.
2) Feil i populasjonens parametre kan estimeres.
3) Forandringer i rom og tid i tetthet kan sammenlignes.
4) Omgivelsesfaktorenes effekt kan vurderes.

Den enkleste måten å beskrive en populasjon av organismer som opptar et visst volum på, er å anta at de er tilfeldig fordelt, dvs. at ethvert punkt i rommet har like stor sannsynlighet for å være okkupert av en organisme. For et gitt prøvevolum er den forventede fordelingen av prøver med 0, 1, 2, 3 osv. individer gitt av leddene i binomialutviklingen

$$(q + p)^k \qquad (5)$$

der k er maksimalt antall individer en prøve kan inneholde, p er sannsynligheten for at et gitt punkt vil være okkupert av en organisme, og $q = 1 - p$ (Cassie 1962).

Middelverdien μ og variansen σ^2 av binomialfordelingen er

$$\mu = kp \qquad (6)$$

$$\sigma^2 = kpq \qquad (7)$$

$$\sigma^2 = \mu - \frac{\mu^2}{k} \qquad (8)$$

Når vi f.eks. arbeider med små planktonorganismer i sitt naturlige miljø, vil sannsynligheten (p) for at et gitt punkt er okkupert av en organisme være svært liten, og $q \longrightarrow 1$. Og siden planktonorganismene er små, vil ved tilstrekkelig store prøvevolum $k \longrightarrow \infty$. Dermed vil variansen være lik middelverdien

$$\sigma^2 = \mu \tag{9}$$

Antall individer i prøvene vil da være Poissonfordelt, og fordelingen vil være fullt ut beskrevet av en eneste parameter, middelverdien μ.

Poissonmodellen er imidlertid bare et spesialtilfelle av den mer generelle binomialmodellen, som også har en tilfeldig fordeling. Det er mulig å definere tre typer av fordelinger basert på forholdet mellom varians og middelverdi (Cassie 1962, 1971, Elliott 1971).

1. Positiv binomial: $\sigma^2 < \mu$
2. Poissonfordeling: $\sigma^2 = \mu$
3. Negativ binomial: $\sigma^2 > \mu$

Positiv binomialfordeling ($\sigma^2 < \mu$) oppstår når organismene er jevnere fordelt enn Poissonmodellen tilsier. Comita & Comita (1957) påviste at da de enkelte utviklingsstadiene til copepoden Eudiaptomus siciloides ble talt opp hver for seg, ble prøveseriens varians signifikant mindre enn middelverdien. Dette ble forklart med at individer av samme stadium beiter på samme slags mat, og at hvert individ holder andre individ av samme stadium borte fra sitt territorium. Cassie (1971) mener imidlertid at denne fordelingen er så sjelden innen naturlige populasjoner at man kan se bort fra den.

Poissonfordelingen ($\sigma^2 = \mu$) oppstår når organismene er tilfeldig fordelt. Poissonfordeling er relativt sjeldent i naturen (Odum 1971).

En negativ binomialfordeling ($\sigma^2 > \mu$) beskriver en populasjon med en klumpet fordeling. McEwan (1930) var den første som viste at marint plankton har en klumpet fordeling. Han antok at planktonorganismene opptrer i svermer, og at disse svermene framfor individene er tilfeldig fordelt. Ricker (1937) tok hensyn til over- og underdispersjon idet han brukte data fra vertikale håvtrekk, og Langford (1938) brukte Rickers test med suksess til kvantitative undersøkelser i ferskvatn. Disse var dermed de første som viste at også ferskvannsplankton vanligvis viser overdispersjon (Cassie 1963).

Langeland & Rognerud (1974) fant i fire sjøer med forskjellig tetthet av phytoplankton at for de fleste prøveseriene avvek zooplanktonet signifikant fra Poissonmodellen og viste forskjellige grader av klumping.

Både Cassie (1962) og Odum (1971) mener at klumping av forskjellig grad representerer den vanligste fordelingen, nesten regelen, i naturen.

TEST FOR OVERENSSTEMMELSE
MED POISSONFORDELINGEN

Elliott (1971) refererer en måte å teste en prøveseries overensstemmelse med Poissonfordelingen som bygger på forholdet mellom varians og middelverdi. Forholdet mellom varians og middelverdi, eller dispersjonsindeksen (I), vil være tilnærmet lik 1 hvis det er overensstemmelse med Poissonfordelingen.

$$I = \frac{\text{prøveseriens varians}}{\text{teoretisk varians}} = \frac{s^2}{\bar{x}} = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{\bar{x}(n - 1)} \qquad (10)$$

der s^2 = varians, $\bar{x}$ = aritmetisk middelverdi og n = antall prøveenheter.

Denne dispersjonsindeksen vil ofte avvike fra 1. Om dette avviket er signifikant, avgjøres ved hjelp av en tabell for χ^2 (chi squared). Uttrykket $I(n - 1)$ gir en god tilnærmelse til χ^2 med $n - 1$ frihetsgrader, og derfor:

$$\chi^2 = I(n - 1) = \frac{s^2(n - 1)}{\bar{x}} = \frac{\sum (x - \bar{x})^2(n - 1)}{\bar{x}(n - 1)} = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{\bar{x}} \qquad (11)$$

Overensstemmelse med Poissonfordelingen godtas ved 95% sannsynlighetsnivå ($P > 0.05$) hvis verdien for χ^2 ligger mellom 5% signifikansnivåene for $n - 1$ frihetsgrader. Hvis overensstemmelsen er perfekt er $I = 1$ og $\chi^2 = n - 1$.

Av tabell (Studentlitteratur 1972) finner vi at for $n = 10$ må χ^2 ligge mellom 2.70 og 19.0 for at fordelingen skal overensstemme med Poissonfordelingen. Er $\chi^2 < 2.70$ er $\sigma^2 < \mu$ (jevn fordeling) og er $\chi^2 > 19.0$ er $\sigma^2 > \mu$ (klumpet fordeling). For $n = 20$ må χ^2 ligge mellom 8.91 og 32.9 for at fordelingen skal overensstemme med Poissonfordelingen.

I Tabell 1 er χ^2 regnet ut for en serie prøver tatt i Målsjøen, Klæbu, 25. august 1975. (Se beskrivelse av EDB-program s.21).

Tabell 1. χ^2-verdier for forskjellige zooplanktonarter i Målsjøen, Klæbu, 25. august 1975, i littoralsone, pelagisk sone og totalt, og artenes matematiske fordeling ifølge χ^2-test

	Littoralsone		Pelagisk sone		Totalt	
Art	χ^2	fordeling	χ^2	fordeling	χ^2	fordeling
Bosmina	1771	klumpet	193	klumpet	5740	klumpet
Holopedium	167	klumpet	63	klumpet	217	klumpet
Heterocope N	17.6	poisson	-		36	klumpet
Heterocope C	1020	klumpet	60	klumpet	2592	klumpet
Heterocope Ad	16.1	poisson	21	klumpet	42	klumpet
Diaptomus N	46	klumpet	76	klumpet	125	klumpet
Diaptomus C	84	klumpet	32	klumpet	134	klumpet
Diaptomus Ad	59	klumpet	10.7	poisson	61	klumpet
Cyclops N	3974	klumpet	2934	klumpet	10352	klumpet
Cyclops C	3.0	poisson	90	klumpet	374	klumpet
Cyclops Ad	47	klumpet	36	klumpet	82	klumpet
Copepode IV N	-		-		-	
Copepode IV C	8.1	poisson	8.1	poisson	169	poisson
Copepode IV Ad	-		-		-	
Art A	8.1	poisson	7.7	poisson	16.1	poisson
Art B	66	klumpet	0		142	klumpet
Art C	129	klumpet	86	klumpet	217	klumpet
Art D	275	klumpet	42	klumpet	1354	klumpet
Art E	669	klumpet	17.2	poisson	1659	klumpet
Art F	8.1	poisson	-		18.8	poisson
Art G	8.1	poisson	-		18.8	poisson
Art H	-		-		-	

Tabell 1 viser at de fleste artene har klumpet fordeling. Men dette kunne ikke påvises for enkelte arter. Testen kan ikke påvise tilfeldig fordeling, men samsvar med Poisson betyr at hypotesen om tilfeldig fordeling ikke kan motbevises (Cassie 1963, Elliott 1971). Felles for alle arter, som ifølge Tabell 1 er poissonfordelt er at artene i denne prøveserien bare forekom i små mengder. Størst tetthet av disse hadde nauplier av Heterocope, med bare 3.9 individer i gjennomsnitt pr. prøve i littoralsonen. Arter i få antall blir ofte betraktet som mer tilnærmet Poisson enn vanligere arter. Men bl. a. Cassie (1963) mener at det kommer av at det for sjeldnere arter er vanskeligere å påvise avvik fra Poisson på grunn av små tall. Dette viser at de fleste artene som utgjør biomassen i Målsjøen har en klumpet fordeling ($\sigma^2 > \mu$). Dette er i overensstemmelse med, som tidligere nevnt, både Cassie (1962) og Odum (1971), som mener at klumping av forskjellig grad representerer den vanligste fordelingen, nesten regelen, i naturen.

FUNKSJONER FOR KLUMPET FORDELING

I forrige avsnitt ble det vist at de fleste planktonartene i eksemplet hadde forskjellige grader av klumping. Den frekvensfordelingen for klumpet fordeling som hittil er nevnt, er negativ binomialfordeling.

For negativ binomialfordeling er populasjonens varians (Elliott 1971):

$$\sigma^2 = kpq = \mu q = \mu\left(1 + \frac{\mu}{k}\right) = \mu + \frac{\mu^2}{k} \qquad (12)$$

Ut fra den teoretiske varians kan $\hat{k}$ for en prøveserie estimeres:

$$\hat{k} = \frac{\bar{x}^2}{s^2 - \bar{x}} \qquad (13)$$

der $\bar{x}$ er aritmetisk middelverdi og s^2 er prøvens varians. For store prøveserier er $\bar{x}$ et godt estimat for populasjonens middelverdi μ, men ikke for små prøveserier. For små prøveserier ($n < 50$) blir

$$\hat{k} = \frac{\bar{x}^2 - \frac{s^2}{n}}{s^2 - \bar{x}} \qquad (14)$$

der n er antall prøver i prøveserien (Elliott 1971).

Det finnes også bedre estimater for k, men de er alle langt mer arbeidskrevende (Anscombe 1949, Bliss & Fisher 1953, Elliott 1971).

Den inverse verdien til eksponenten k

$$c = \frac{1}{k} = \frac{s^2 - \bar{x}}{\bar{x}^2 - \frac{s^2}{n}} \qquad (15)$$

er et mål for klumping av individene i populasjonen (Elliott 1971). Hvis c nærmer seg null og k uendelig, konvergerer fordelingen til Poisson-fordelingen ($\sigma^2 \longrightarrow \mu$). Omvendt, hvis klumpingen øker ($c \longrightarrow \infty$, $k \longrightarrow 0$) vil fordelingen konvergere til den logaritmiske serien (Fisher & al. 1943). Det finnes mange andre viktige matematiske fordelinger med forskjellig grad av klumping.

Faktoren c forteller hvor stor klumpingen er, og er en rettesnor for hvilken matematisk fordeling som egner seg best.

Det er sammenheng mellom graden av klumping og frekvensfordelingens skjevhet. Anscombe (1950) rangerte følgende klumpete fordelinger med hensyn til økende skjevhet: Thomas (1949), Neyman (1939), Type A, Polya Aeppli (Polya 1931), negativ binomial, og diskret lognormal. Grundy (1951) har dessuten utledet en Poisson - log - normal fordeling som har en skjevhet mellom negativ binomial og diskret log - normal. Denne fordelingen har Bulmer (1974) tilpasset biologiske data.

Thomas- og Neyman -fordelingene er veldig like. De har begge to topper i frekvensfordelingen, og egner seg best der det er behov for å beskrive både polymodale- og unimodale frekvensfordelinger (Elliott 1971).

Polya - Aeppli -fordelingen ligner den negative binomialfordelingen, men har ikke den samme generelle anvendelsen som denne (Elliott 1971).

Poisson - log - normal -fordelingen egner seg til bl. a. zooplankton, men er vanskelig tilgjengelig. Vi ble derfor nødt til å se bort fra den.

Dermed er det to aktuelle frekvensfordelinger, negativ binomial og diskret log - normal, igjen. Negativ binomialfordeling kan relativt greit tilpasses data (Bliss & Fisher 1953) dersom antall individer pr. prøve er lavt (Bliss mener et maksimum på tretti). Ved store prøver, som i planktonøkologi, har denne metoden sin begrensning. Det er derfor nødvendig å transformere datamaterialet slik at det tilnærmes normalfordeling.

Den beste normaliserende transformasjonen for negativ binomial er det hyperbolske uttrykket:

$$y = \sinh^{-1} \left[(x + \frac{3}{8})(k - \frac{3}{4})\right]^{-\frac{1}{2}} \qquad (16)$$

der x er antall dyr i prøven og y er det fransformerte tallet. Hvis $2 < k < 5$ er det mulig å benytte den enklere formen:

$$y = \log_{10} (x + \frac{k}{2}) \qquad (17)$$

Uttrykkene ble utviklet av Anscombe (1949).

Begge disse uttrykkene krever at k er estimert på forhånd, og blir arbeidskrevende.

I praksis blir ikke unøyaktighetene stort større om transformasjonen blir forenklet til:

$$y = \log_{10} x \qquad \text{(Anscombe 1949)} \qquad (18)$$

Ved denne transformasjonen antas det at de transformerte dataene vil bli normalfordelt, mens de utransformerte tallene sies å følge en diskret log - normalfordeling. Diskret log - normalfordelingen er skjevere enn negativ binomialfordeling.

Dersom det forekommer prøver uten dyr, må transformasjonen

$$y = \log_{10} (x + 1) \qquad (19)$$

brukes i stedet. I dette tilfellet må man etter å ha tatt antilog av middelverdien subtrahere med én. Den middelverdien man kommer fram til ved logaritmetransformasjon, er ikke sammenlignbar med middelverdien man får ved direkte beregninger. For å oppnå samsvar må 1.15 ganger variansen av de transformerte tallene først legges til middelverdien, før man transformerer tilbake til antilog.

Diskret log - normalfordelingen, representert ved transformasjonen $y = \log x$, eller dens variant $y = \log (x + 1)$, er god frekvensfordeling å bruke når $k \approx 2$ ($c \approx 0.5$) i negativ binomialfordelingen. Den er også tilnærmet god for de fleste små prøveserier med klumpet fordeling, og er brukt når andre transformasjoner ikke kan nyttes (Elliott 1971).

EN MIDDELVERDIS NØYAKTIGHET

En vanlig måte å uttrykke variasjoner omkring middelverdien for en prøveserie på, er å bruke konfidensgrenser. Disse grensene definerer øvre og nedre verdier for det området der den virkelige middelverdi ligger. 95% konfidensgrenser indikerer at oddsene er 95 mot 5 (eller 19 mot 1) for at populasjonens middelverdi ligger mellom disse grensene.

Det vil her bli vist hvordan disse konfidensgrensene beregnes når man benytter diskret log - normal -fordeling som grunnlag

Middelverdien for transformerte data er gitt av:

$$\bar{y}_1 = \frac{\sum \log x}{n} \tag{20}$$

der n er antall prøver i prøveserien.

Antilogaritme av $\bar{y}_1$ tilsvarer prøveseriens geometriske middel, og er alltid lavere enn dens aritmetiske middelverdi ($\bar{x}$). For å få et forventningsrett estimat av populasjonens middelverdi, må 1.15 ganger variansen (s_t^2) for de transformerte tallene legges til den transformerte middelverdi $\bar{y}_1$, før den transformeres tilbake til antilog (Elliott 1971).

Estimatoren

$$\text{antilog}\,(\bar{y}_2) = \text{antilog}\left[\bar{y}_1 + 1.15 \cdot s_t^2\right] \tag{21}$$

er da en forventningsrett estimator for populasjonens middelverdi.

95% konfidensgrenser for populasjonens middelverdi (transformerte tall) er:

$$\bar{y}_2 \pm t \sqrt{\frac{\text{transformerte tall varians}}{n}} \tag{22}$$

der t finnes i student's t fordelingen (Arkin & Colton 1970, Tab. 12).

Antilogaritmer av disse grensene gir 95% konfidensnivå for populasjonens gjennomsnittstetthet. Konfidensgrensene gis som antilogaritmer, og $\pm$ på logaritmeskalaen blir $\overset{\times}{:}$ på aritmetisk skala.

Konfidensgrensene oppgitt i (22) er ikke helt korrekte. For å få middelverdien forventningsrett, måtte et korreksjonsledd adderes til de transformerte talls middelverdi. Et lignende korreksjonsledd skal også føyes til i rotuttrykket i (22). Dette korreksjonsleddet blir imidlertid ubetydelig når de forutsetninger disse beregningene bygger på, er oppfylt. Korreksjonsleddet er ikke nevnt i noe kjent litteratur om emnet. Det er her valgt å se bort fra korreksjonsleddet.

Eksempel. Bruk av log (x + 1) transformasjonen til å beregne 95% konfidensgrenser

Tallene som blir brukt her er hentet fra talleksemplet brukt til beskrivelse av EDB-programmet som følger. De viser antall Bosmina longispina Leydig som ble fanget i littoralsonen (prøvene 221-230) i Målsjøen, Klæbu, 28. august 1974 (se side 21).

	Antall dyr	Transformerte tall
Prøve nr. 221	798	2.9025
Prøve nr. 222	411	2.6149
Prøve nr. 223	60	1.7853
Prøve nr. 224	480	2.6821
Prøve nr. 225	216	2.3365
Prøve nr. 226	111	2.0492
Prøve nr. 227	126	2.1038
Prøve nr. 228	36	1.5682
Prøve nr. 229	285	2.4564
Prøve nr. 230	248	2.3962

Aritmetisk middelverdi for transformerte tall: $\bar{y}_1 = 2.2895$

Transformerte talls varians: $s_t^2 = 0.17155$

Verdi av t (95% konfidensnivå, 9 frihetsgrader) = 2.26

95% konfidensgrenser:

$$(\bar{y}_1 + 1.15 \cdot s_t^2) \pm \sqrt{\frac{s_t^2}{n}}$$

$$= 2.2895 + 0.1973 \pm 2.26 \sqrt{\frac{0.17155}{10}}$$

$$= 2.4868 \pm 0.2961$$

$$= \langle 2.1907,\ 2.7829 \rangle$$

Antilog av disse grensene er:

155.2 og 606.6

Fra disse tallene trekkes verdien 1. Konfidensgrensene blir dermed:

$< 154.2, 605.6 >$

og middelverdien 305.8 individer pr. felle. Fella rommer 25 liter. Omregnet til antall individer pr. liter blir 95% konfidensintervall:

nedre grense:	6.17
middel:	12.23
øvre grense:	24.22

Dette er i samsvar med datautskriftens side 2, 1. linje (se side 22).

Dersom vi som konfidensintervall ville bruke aritmetisk middelverdi $\pm$ 2 x standard feil, vil konfidensintervallet i dette eksemplet bli snevrere, men da tallmaterialet ikke er normalfordelt, vil dette ikke være 95% konfidensintervall.

EDB - PROGRAMMET

Innledning

Å beregne en prøveseries konfidensgrenser etter de metodene som er nevnt, er en svært arbeidskrevende arbeidsoperasjon. Det er derfor utarbeidet et EDB-program som blant annet utfører disse beregningene. Programmet er skrevet i språket NU-Algol (Computing Centre NTH, 1969) og kjørt under driftssystemet Exec-8 (Bratsbergsengen 1970) på datamaskinen Univac 1108 ved RUNIT, Regnesentret ved Universitetet i Trondheim.

Beregning av konfidensgrenser bygger på diskret log - normalfordeling, representert ved transformasjonen y = log (x + 1) (Se side 11).

Man kan se publikasjoner der variasjoner i zooplanktonmaterialet er uttrykt ved varians og standard feil. Disse beregningene bygger på normalfordeling av planktonet, en forutsetning som ikke holder. Disse uttrykkene kan derfor ikke brukes hvis det er behov for å fastslå et materiales konfidensnivå. Da mange likevel bruker disse parametrene, er de utregnet i dataprogrammet. Videre beregner det en faktor (c) som indikerer grad av klumping i materialet. Deretter beregnes konfidensgrensene som nevnt ovenfor. Til slutt beregner programmet korrelasjonskoeffisienter mellom artene, og mellom arter og det dyp der dyrene er tatt.

Planktonet i en innsjø har forskjellig sammensetning i epi- og hypolimnion. Det er derfor en fordel å beregne prøver tatt i de to delene av sjøen, både hver for seg og sammenslått, da større antall prøver gir sikrere tall. Et lignende forhold gjelder hvis noen prøver er tatt i littoralsonen og andre i pelagisk sone. Man kan ikke ukritisk blande slike prøver sammen.

Dataprogrammet er derfor bygd på prinsippet om "stratified sampling", dvs. en prøver å dele opp undersøkelsesområdet i mindre, men mer homogene områder (strata), f.eks. epilimnion og hypolimnion i en innsjø.

Programmet er spesielt bygd for zooplankton, men kan uten store vanskeligheter tilpasses andre data.

Brukerveiledning

Fig. 1 viser eksempel på utfylling av skjema for parameterkort. Alle parameterkortene må være med, og rekkefølgen må være som vist nedenfor. Alle tall er høyrejustert, dvs. at de må plasseres til høyre i de kolonnene som skal benyttes (i rubrikken for lokalitet kan bokstavene plasseres hvor som helst).

Kort nr.	Kolonne nr.	Antall kolonner	Forklaring
1	1-20	20	Vatnets navn plasseres hvor som helst i rubrikken.
	21-22	2	Dag.
	23-24	2	Måned, skrives med tall.
	25-28	4	Årstall.

DATASKJEMA / Zooplankton

Parameterkort

Kort nr. 1

Lokalitet	D	M	År	Ant. pröver			Volum
MÅLSJØEN	25	8	1974	10	10	20	25.0

1 3 5 7 9 11 13 15 17 19 21 23 25 27 29 31 33 35 37 39 41 43

Kort nr. 2

Subsamplingsfaktorer for artene.

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

1 5 9 13 17 21 25 29 33 37 41 45 49 53 57 61 65 69 73 77

Kort nr. 3

Subsamplingsfaktorer forts.

21	22
1.00	1.00

4 8

Kort nr. 4

Prövenes dyp.

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
0.5	1.0	1.0	1.0	1.0	1.5	2.0	2.0	2.0	2.5	1.0	4.0	6.0	6.0	7.0	7.0	7.0	8.0	8.0	10.0

1 5 9 13 17 21 25 29 33 37 41 45 49 53 57 61 65 69 73 77

Kort nr.	Kolonne nr.	Antall kolonner	Forklaring
	29-31	3	Prøvene kan spaltes opp i to deler, og programmet beregner statistiske data for disse to prøvene hver for seg og sammenlagt. I kolonnene 29-31 angis hvor mange prøver som skal være med i del 1.
	32-34	3	Antall prøver som skal være med i del 2.
	35-37	3	Antall prøver totalt. Dette tallet skal være summen av de to foregående tall. Er man bare interessert i datautskrift for samtlige data under ett, skrives antall datakort både i kolonnene 29-31 og 35-37, mens kolonnene 32-34 står åpne.
	38-43	6	Her angis hvor stort vannvolum prøvene er filtrert fra, med endesimal. Programmet angir resultatene i antall dyr pr. liter.
2 og 3			Dersom det er svært mange dyr av én art i en prøve, sparer en mye arbeide ved å ta ut f. eks. 1/10 av prøven, og telle den (subsampling). Programmet tar hensyn til dette, men da må alle prøvene for dyrearter det gjelder være subsamplet (og med samme subsamplingsfaktor). I programmet er det plass til å subsample ned til 1/100 av prøvene. De fire første kolonnene på parameterkortet er beregnet på subsamplingsfaktoren for første art i Fig. 2 (Bosmina), kolonnene 5-8 for art nr. 2 (Holopedium), 9-12 for nr. 3 (Heterocope N) osv. I Fig. 2 er det

Kort nr.	Kolonne nr.	Antall kolonner	Forklaring
			plass til å skille mellom 22 dyregrupper (arter, stadier), og programmet krever like mange subsamplingsfaktorer.
4			På dette kortet skal det dyp hver enkelt prøve er tatt på oppgis. Det er fire kolonner til disposisjon for hver prøve, og dypet oppgis med én desimal. Dypene brukes bare til å regne korrelasjon mellom hver enkelt art og dyp. Er ikke dyp for prøvene tilgjengelig (f. eks. ved håvtrekk) kan man sette null i alle kolonnene, men da gjelder ikke nevnte korrelasjonskoeffisienter. Det skal være oppgitt like mange dyp som antall prøver (dvs. samme antall som oppført på parameterkort 1, kolonne 35-37). Er det flere enn 20 prøver, fortsetter man på et nytt parameterkort.

Fig. 2 viser eksempel på utfylling av skjema for datakort.

Datautskrift

Datautskrift for en prøveserie består av sju sider.

Side 1 skriver ut innleste data. Dette er gjort av to grunner. Det er mulig å kontrollere at datamaskinen har mottatt riktige data, og i de tilfellene der primærdata skal være med i en rapport, går det an å kopiere denne utskriften.

Sidene 2, 3 og 4 omhandler de samme statistiske parametre. Side 2 gjelder første del av datamaterialet (i eksemplet, prøver tatt i

DATASKJEMA/Zooplankton

Vatn: Målsjøen   Volum: 25.0 l.   Dato: 25. aug. 1974   Merknader: Se baksiden

Nr.	Bosmina	Holopedium	Heterocope			Diaptomus			Cyclops			Copepode nr. 4			Andre							
			N	C	Ad.	N	C	Ad.	N	C	Ad.	N	C	Ad.	A	B	C	D	E	F	G	H
221	798	1	2	394	8	0	19	12	25	2	20	0	0	0	0	2	20	156	4	0	1	0
222	411	2	0	63	4	1	20	5	58	2	20	0	0	0	0	0	7	25	10	0	0	0
223	60	26	0	112	2	4	42	0	83	3	15	0	1	0	0	0	34	188	11	0	0	0
224	480	1	0	46	2	0	2	0	3	0	2	0	0	0	0	0	2	129	62	0	0	0
225	216	1	0	39	3	0	13	0	15	2	6	0	0	0	0	0	7	81	92	0	0	0
226	111	36	0	109	9	0	38	1	53	3	22	0	0	0	0	9	34	170	20	1	0	0
227	126	2	0	55	4	12	21	0	823	2	21	0	0	0	1	0	35	20	4	0	0	0
228	36	12	0	62	4	6	21	2	151	2	11	0	0	0	0	0	32	103	9	0	0	0
229	285	0	0	71	1	2	1	0	10	2	1	0	0	0	0	0	3	84	162	0	0	0
230	248	4	0	47	2	7	12	2	160	2	8	0	0	0	0	0	57	97	2	0	0	0
231	33	22	0	18	0	0	22	1	1491	6	20	0	0	0	0	0	51	21	2	0	0	0
232	46	5	0	30	0	0	17	2	944	1	23	0	0	0	1	0	24	14	3	0	0	0
233	15	26	0	2	2	16	40	6	1463	17	25	0	0	0	0	0	27	3	0	0	0	0
234	8	26	0	6	3	3	36	5	1123	40	8	0	0	0	0	0	41	4	0	0	0	0
235	2	10	0	6	0	0	35	4	307	29	5	0	0	0	1	0	14	5	0	0	0	0
236	5	8	0	7	4	5	42	1	313	33	15	0	0	0	0	0	23	1	0	0	0	0
237	17	25	0	7	5	14	45	6	871	12	21	0	0	0	0	0	67	13	0	0	0	0
238	8	2	0	7	0	3	16	4	234	36	7	0	0	0	0	0	20	5	0	0	0	0
239	8	5	0	13	0	0	36	1	207	46	6	0	1	0	0	0	18	8	1	0	0	0
240	4	8	0	6	4	1	24	4	606	44	15	0	0	0	0	0	20	7	0	0	0	0

Punchet dato: Av:

littoralsonen), side 3 gjelder resten av datamaterialet (i eksemplet, prøver tatt i pelagisk sone) og side 4 gjelder for samtlige prøver (i eksemplet, både littoralsonen og pelagisk sone).

For hver art er beregnet aritmetisk middelverdi (formel 1, side 4), standard avvik (3) og standard feil (4), oppgitt som antall pr. prøve (i eksemplet, antall pr. Schindlerfelle).

Deretter beregnes en faktor c (15). Faktoren c er et mål for hvor stor klumpingen er. (Stor klumping gir stor c, se side 10).

Beregning av konfidensgrenser bygger på diskret log - normal -fordeling, representert ved transformasjonen $y = \log(x + 1)$, (19). Datamaskinen beregner både 90% og 95% konfidensgrenser. Det er opp til brukeren av programmet å avgjøre hvilke grenser han vil bruke. Det vanlige er å bruke 95% konfidensgrenser, mens 90% konfidensgrenser gir snevrere intervall.

Konfidensgrensene er beregnet som i eksempel 1 og deretter omregnet til antall dyr pr. liter.

Sidene 5, 6 og 7 omhandler alle korrelasjonskoeffisienter mellom artene og mellom arter og dyp. Side 5 gjelder første del av prøveserien, side 6 andre del og side 7 gjelder for hele prøveserien.

Kjøring av dataprogrammet

En ber om at alle interesserte henvender seg direkte til DKNVS, Museet for nærmere opplysninger og bistand til kjøring av programmet.

∇XQT
BEGIN EXECUTION. NU ALGOL LIBRARY LEVEL 7.0, JANUARY 27 ,1975

LOKALITET : MALSJØEN DATO : 25 8 1974 UTSKRIFT AV INNLESTE DATA

NR	BOS-MINA	HOLO-PED.	HET. N	HET. C	HET. AD	DIA. N	DIA. C	DIA. AD	CYCL. N	CYCL. C	CYCL. AD	C.IV N	C.IV C	C.IV AD	ART A	ART B	ART C	ART D	ART E	ART F	ART G	ART H
221	798	1	2	394	8	0	19	12	25	2	20	0	0	0	0	2	20	156	4	0	1	0
222	411	2	0	63	4	1	20	5	58	2	20	0	0	0	0	0	7	25	10	0	0	0
223	60	26	0	112	2	4	42	0	83	3	15	0	1	0	0	0	34	188	11	0	0	0
224	480	1	0	46	2	0	2	0	3	0	2	0	0	0	0	0	2	129	62	0	0	0
225	216	1	0	39	3	0	13	0	15	2	6	0	0	0	0	0	7	81	92	0	0	0
226	111	36	0	109	9	0	38	1	53	3	22	0	0	0	0	9	34	170	20	1	0	0
227	126	2	0	55	4	12	21	0	823	2	21	0	0	0	1	0	35	20	4	0	0	0
228	36	12	0	62	4	6	21	2	151	2	11	0	0	0	0	0	32	103	9	0	0	0
229	285	0	0	71	1	2	1	0	10	2	1	0	0	0	0	0	3	84	162	0	0	0
230	248	4	0	47	2	7	12	2	160	2	8	0	0	0	0	0	57	97	2	0	0	0
231	33	22	0	18	0	0	22	1	1491	6	20	0	0	0	0	0	51	21	2	0	0	0
232	46	5	0	30	0	0	17	2	944	1	23	0	0	0	1	0	24	14	3	0	0	0
233	15	26	0	2	2	16	40	6	1463	17	25	0	0	0	0	0	27	3	0	0	0	0
234	8	26	0	6	3	3	36	5	1123	40	8	0	0	0	0	0	41	4	0	0	0	0
235	2	10	0	6	0	0	35	4	307	29	5	0	0	0	1	0	14	5	0	0	0	0
236	5	8	0	7	4	5	42	1	313	33	15	0	0	0	0	0	23	1	0	0	0	0
237	17	25	0	7	5	14	45	6	871	12	21	0	0	0	0	0	67	13	0	0	0	0
238	8	2	0	7	0	3	16	4	234	36	7	0	0	0	0	0	20	5	0	0	0	0
239	8	5	0	13	0	0	36	1	207	46	6	0	1	0	0	0	18	8	1	0	0	0
240	4	8	0	6	4	1	24	4	606	44	15	0	0	0	0	0	20	7	0	0	0	0

LOKALITET : MALSJØEN DATO : 25 8 1974 STATISTISKE PARAMETRE FOR PRØVENE 1 - 10

ART	MIDDEL-VERDI	STANDARD AVVIK	STANDARD FEIL	C	90 % KONF. INTERVALL NEDRE	90 % KONF. INTERVALL MIDDEL	90 % KONF. INTERVALL ØVRE	95 % KONF. INTERVALL NEDRE	95 % KONF. INTERVALL MIDDEL	95 % KONF. INTERVALL ØVRE
	ANTALL PR. PRØVE				ANTALL PR. LITER					
BOSMINA	277.100	233.514	73.844	0.761	7.026	12.231	21.269	6.167	12.231	24.219
HOLOPEDIUM	8.500	12.563	3.973	2.645	0.153	0.350	0.748	0.123	0.350	0.890
HETEROCOPE N	0.200	0.632	0.200	0.000	-0.001	0.007	0.018	-0.003	0.007	0.021
HETEROCOPE C	99.800	106.346	33.630	1.270	2.571	3.804	5.620	2.344	3.804	6.159
HETEROCOPE AD	3.900	2.644	0.836	0.213	0.108	0.158	0.225	0.098	0.158	0.244
DIAPTOMUS N	3.200	4.050	1.281	1.535	0.060	0.139	0.279	0.048	0.139	0.325
DIAPTOMUS C	18.900	13.320	4.212	0.467	0.493	0.915	1.673	0.424	0.915	1.925
DIAPTOMUS AD	2.200	3.795	1.200	3.588	0.034	0.085	0.171	0.025	0.085	0.199
CYCLOPS N	138.100	246.990	78.105	4.692	2.627	6.437	15.690	2.125	6.437	19.336
CYCLOPS C	2.000	0.816	0.258	-0.339	0.058	0.083	0.113	0.053	0.083	0.122
CYCLOPS AD	12.600	8.086	2.557	0.347	0.330	0.573	0.975	0.289	0.573	1.102
COPEPODE IV N	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
COPEPODE IV C	0.100	0.316	0.100	0.000	-0.001	0.004	0.010	-0.002	0.004	0.011
COPEPODE IV AD	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ART A	0.100	0.316	0.100	0.000	-0.001	0.004	0.010	-0.002	0.004	0.011
ART B	1.100	2.846	0.900	17.500	0.008	0.036	0.078	0.004	0.036	0.091
ART C	23.100	18.211	5.759	0.617	0.576	1.088	2.024	0.494	1.088	2.339
ART D	105.300	56.765	17.951	0.290	2.956	4.591	7.119	2.665	4.591	7.890
ART E	37.600	52.865	16.717	2.431	0.731	1.643	3.631	0.602	1.643	4.370
ART F	0.100	0.316	0.100	0.000	-0.001	0.004	0.010	-0.002	0.004	0.011
ART G	0.100	0.316	0.100	0.000	-0.001	0.004	0.010	-0.002	0.004	0.011
ART H	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

LOKALITET : MALSJØEN DATO : 25 8 1974 STATISTISKE PARAMETRE FOR PRØVENE 11 - 20

ART	MIDDEL-VERDI	STANDARD AVVIK	STANDARD FEIL	C	90 % KONF. INTERVALL NEDRE	90 % KONF. INTERVALL MIDDEL	90 % KONF. INTERVALL ØVRE	95 % KONF. INTERVALL NEDRE	95 % KONF. INTERVALL MIDDEL	95 % KONF. INTERVALL ØVRE
I	ANTALL PR. PRØVE		I	I	ANTALL PR. LITER					
BOSMINA	14.600	14.238	4.502	0.975	0.352	0.603	1.014	0.309	0.603	1.144
HOLOPEDIUM	13.700	9.810	3.102	0.463	0.358	0.582	0.933	0.318	0.582	1.041
HETEROCOPE N	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
HETEROCOPE C	10.200	8.244	2.607	0.594	0.272	0.412	0.616	0.246	0.412	0.676
HETEROCOPE AD	1.800	2.044	0.646	0.843	0.034	0.077	0.148	0.026	0.077	0.169
DIAPTOMUS N	4.200	5.959	1.884	2.222	0.075	0.180	0.379	0.059	0.180	0.448
DIAPTOMUS C	31.300	10.615	3.357	0.084	1.016	1.266	1.576	0.965	1.266	1.659
DIAPTOMUS AD	3.400	2.011	0.636	0.058	0.093	0.140	0.204	0.084	0.140	0.222
CYCLOPS N	755.900	496.383	156.970	0.449	20.514	31.912	49.630	18.490	31.912	55.055
CYCLOPS C	26.400	16.256	5.141	0.355	0.708	1.309	2.391	0.611	1.309	2.752
CYCLOPS AD	14.500	7.576	2.396	0.210	0.422	0.597	0.838	0.388	0.597	0.907
COPEPODE IV N	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
COPEPODE IV C	0.100	0.316	0.100	0.000	-0.001	0.004	0.010	-0.002	0.004	0.011
COPEPODE IV AD	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ART A	0.200	0.422	0.133	-1.000	0.000	0.008	0.017	-0.001	0.008	0.019
ART B	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ART C	30.500	17.070	5.398	0.290	0.917	1.224	1.629	0.857	1.224	1.742
ART D	8.100	6.136	1.941	0.478	0.212	0.338	0.529	0.189	0.338	0.586
ART E	0.600	1.075	0.340	2.273	0.007	0.023	0.047	0.003	0.023	0.053
ART F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ART G	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ART H	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

LOKALITET : MALSJØEN DATO : 25 8 1974 STATISTISKE PARAMETRE FOR PRØVENE 1 - 20

ART	MIDDEL-VERDI	STANDARD AVVIK	STANDARD FEIL	C	90 % KONF. INTERVALL NEDRE	90 % KONF. INTERVALL MIDDEL	90 % KONF. INTERVALL ØVRE	95 % KONF. INTERVALL NEDRE	95 % KONF. INTERVALL MIDDEL	95 % KONF. INTERVALL ØVRE
	ANTALL PR. PRØVE				ANTALL PR. LITER					
BOSMINA	145.850	209.902	46.935	2.303	4.112	8.007	15.557	3.578	8.007	17.860
HOLOPEDIUM	11.100	11.290	2.525	0.996	0.309	0.494	0.776	0.280	0.494	0.852
HETEROCOPE N	0.100	0.447	0.100	0.000	-0.000	0.004	0.008	-0.001	0.004	0.009
HETEROCOPE C	55.000	86.614	19.367	2.810	1.407	2.317	3.802	1.267	2.317	4.212
HETEROCOPE AD	2.850	2.540	0.568	0.462	0.080	0.121	0.176	0.073	0.121	0.189
DIAPTOMUS N	3.700	4.985	1.115	1.699	0.089	0.153	0.247	0.079	0.153	0.272
DIAPTOMUS C	25.100	13.337	2.982	0.246	0.819	1.146	1.597	0.763	1.146	1.711
DIAPTOMUS AD	2.800	3.019	0.675	0.855	0.075	0.116	0.172	0.068	0.116	0.186
CYCLOPS N	447.000	496.036	110.917	1.310	15.841	31.019	60.705	13.772	31.019	69.805
CYCLOPS C	14.200	16.798	3.756	1.429	0.368	0.622	1.034	0.329	0.622	1.147
CYCLOPS AD	13.550	7.688	1.719	0.252	0.430	0.582	0.782	0.403	0.582	0.832
COPEPODE IV N	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
COPEPODE IV C	0.100	0.308	0.069	-1.000	0.000	0.004	0.008	-0.000	0.004	0.008
COPEPODE IV AD	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ART A	0.150	0.366	0.082	-1.000	0.002	0.006	0.011	0.001	0.006	0.012
ART B	0.550	2.038	0.456	38.056	0.005	0.015	0.029	0.003	0.015	0.032
ART C	26.800	17.594	3.934	0.402	0.842	1.180	1.647	0.784	1.180	1.765
ART D	56.700	63.486	14.196	1.319	1.619	2.870	5.065	1.436	2.870	5.698
ART E	19.100	41.044	9.178	5.936	0.348	0.690	1.331	0.300	0.690	1.524
ART F	0.050	0.224	0.050	0.000	-0.001	0.002	0.005	-0.001	0.002	0.005
ART G	0.050	0.224	0.050	0.000	-0.001	0.002	0.005	-0.001	0.002	0.005
ART H	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

LOKALITET : MALSJØEN DATO : 25 8 1974 KORRELASJONER MELLOM ARTENE OG MELLOM ARTER OG DYP FOR PRØVENE 1 - 10

	DYP	BOSM	HOLO	HET N	HET C	HET AD	DIA N	DIA C	DIA AD	CYC N	CYC C	CYC AD	CIV N	CIV C	CIV AD	ART A	ART B	ART C	ART D	ART E	ART F	ART G
BOSMINA	-0.42																					
HOLOPEDIUM	0.09	-0.73																				
HETEROCOPE N	-0.52	0.52	-0.24																			
HETEROCOPE C	-0.50	0.23	0.15	0.86																		
HETEROCOPE AD	-0.34	0.02	0.37	0.50	0.56																	
DIAPTOMUS N	0.73	-0.55	0.17	-0.35	-0.29	-0.33																
DIAPTOMUS C	-0.16	-0.48	0.74	0.12	0.33	0.65	0.17															
DIAPTOMUS AD	-0.28	0.39	-0.03	0.71	0.62	0.59	-0.19	0.31														
CYCLOPS N	0.51	-0.55	0.41	-0.15	-0.05	0.25	0.80	0.65	0.09													
CYCLOPS C	0.17	-0.45	0.48	0.05	0.32	0.31	0.28	0.66	0.18	0.55												
CYCLOPS AD	-0.19	-0.24	0.55	0.28	0.43	0.77	0.15	0.93	0.50	0.68	0.57											
COPEPODE IV N	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00										
COPEPODE IV C	-0.25	-0.43	0.51	-0.11	0.20	-0.26	0.21	0.38	-0.28	0.12	0.31	0.17	0.00									
COPEPODE IV AD	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00								
ART A	0.30	-0.16	-0.13	-0.11	-0.17	0.10	0.55	0.15	-0.28	0.64	0.05	0.30	0.00	-0.11	0.00							
ART B	-0.21	0.04	0.46	0.35	0.57	0.77	-0.49	0.38	0.31	-0.05	0.31	0.43	0.00	-0.15	0.00	-0.15						
ART C	0.37	-0.54	0.67	0.08	0.24	0.41	0.55	0.78	0.24	0.82	0.63	0.71	0.00	0.26	0.00	0.27	0.28					
ART D	-0.24	-0.10	0.41	0.27	0.43	0.06	-0.40	0.02	0.02	-0.45	-0.01	-0.18	0.00	0.36	0.00	-0.66	0.42	0.09				
ART E	-0.18	0.13	-0.35	-0.32	-0.32	-0.43	-0.51	-0.64	-0.57	-0.76	-0.32	-0.75	0.00	-0.09	0.00	-0.32	-0.09	-0.81	0.16			
ART F	0.03	-0.20	0.60	-0.11	0.19	0.58	-0.35	0.35	-0.01	0.02	0.31	0.32	0.00	-0.11	0.00	-0.11	0.89	0.26	0.31	0.06		
ART G	-0.52	0.52	-0.24	1.00	0.86	0.50	-0.35	0.12	0.71	-0.15	0.05	0.28	0.00	-0.11	0.00	-0.11	0.35	0.08	0.27	-0.32	-0.11	
ART H	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

LOKALITET : MALSJØEN DATO : 25 8 1974 KORRELASJONER MELLOM ARTENE OG MELLOM ARTER OG DYP FOR PRØVENE 11 - 20

	DYP	BOSM	HOLO	HET N	HET C	HET AD	DIA N	DIA C	DIA AD	CYC N	CYC C	CYC AD	CIV N	CIV C	CIV AD	ART A	ART B	ART C	ART D	ART E	ART F	ART G
BOSMINA	-0.74																					
HOLOPEDIUM	-0.39	0.20																				
HETEROCOPE N	0.00	0.00	0.00																			
HETEROCOPE C	-0.50	0.56	-0.35	0.00																		
HETEROCOPE AD	0.38	-0.22	0.49	0.00	-0.54																	
DIAPTOMUS N	0.23	0.00	0.42	0.00	-0.71	0.71																
DIAPTOMUS C	0.22	-0.35	0.59	0.00	-0.55	0.58	0.51															
DIAPTOMUS AD	0.36	-0.19	0.34	0.00	-0.67	0.41	0.58	0.18														
CYCLOPS N	-0.61	0.64	0.77	0.00	-0.01	0.27	0.26	0.02	0.29													
CYCLOPS C	0.73	-0.86	-0.11	0.00	-0.63	0.30	0.18	0.40	0.17	-0.56												
CYCLOPS AD	-0.43	0.69	0.42	0.00	0.09	0.37	0.39	-0.02	0.03	0.73	-0.66											
COPEPODE IV N	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00										
COPEPODE IV C	0.23	-0.09	-0.30	0.00	0.23	-0.33	-0.34	0.18	-0.45	-0.49	0.29	-0.42	0.00									
COPEPODE IV AD	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00								
ART A	-0.19	0.04	-0.24	0.00	0.39	-0.49	-0.51	-0.26	-0.02	-0.07	-0.49	-0.12	0.00	-0.17	0.00							
ART B	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00						
ART C	-0.50	0.58	0.70	0.00	0.08	0.40	0.42	0.20	0.17	0.70	-0.35	0.55	0.00	-0.29	0.00	-0.41	0.00					
ART D	-0.48	0.63	0.09	0.00	0.66	-0.40	-0.44	-0.44	-0.12	0.36	-0.61	0.25	0.00	0.10	0.00	0.19	0.00	0.43				
ART E	-0.69	0.74	-0.16	0.00	0.89	-0.61	-0.64	-0.51	-0.63	0.25	-0.77	0.30	0.00	0.25	0.00	0.37	0.00	0.10	0.68			
ART F	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		
ART G	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
ART H	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

LOKALITET : MALSJØEN DATO : 25 8 1974 KORRELASJONER MELLOM ARTENE OG MELLOM ARTER OG DYP FOR PRØVENE 1 - 20

	DYP	BOSM	HOLO	HET N	HET C	HET AD	DIA N	DIA C	DIA AD	CYC N	CYC C	CYC AD	CIV N	CIV C	CIV AD	ART A	ART B	ART C	ART D	ART E	ART F	ART G
BOSMINA	-0.87																					
HOLOPEDIUM	0.26	-0.55																				
HETEROCOPE N	-0.26	0.39	-0.28																			
HETEROCOPE C	-0.83	0.84	-0.39	0.50																		
HETEROCOPE AD	-0.27	0.37	0.10	0.34	0.38																	
DIAPTOMUS N	0.20	-0.17	0.26	-0.24	-0.29	0.27																
DIAPTOMUS C	0.40	-0.59	0.75	-0.01	-0.36	0.15	0.23															
DIAPTOMUS AD	0.40	-0.27	0.23	0.45	-0.29	0.15	0.11	0.42														
CYCLOPS N	0.55	-0.69	0.62	-0.26	-0.64	-0.23	0.41	0.67	0.39													
CYCLOPS C	0.89	-0.89	0.39	-0.17	-0.79	-0.24	0.15	0.56	0.41	0.56												
CYCLOPS AD	0.01	-0.11	0.53	0.18	-0.01	0.35	0.25	0.72	0.41	0.59	0.05											
COPEPODE IV N	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00										
COPEPODE IV C	0.06	-0.14	0.17	-0.08	0.11	-0.25	-0.08	0.26	-0.30	-0.05	0.16	-0.06	0.00									
COPEPODE IV AD	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00								
ART A	0.06	-0.15	-0.09	-0.10	-0.05	-0.33	-0.08	0.08	-0.08	0.32	-0.10	0.12	0.00	-0.14	0.00							
ART B	-0.29	0.28	0.20	0.39	0.47	0.49	-0.32	0.16	0.10	-0.26	-0.19	0.28	0.00	-0.10	0.00	-0.13						
ART C	0.21	-0.38	0.72	-0.01	-0.20	0.12	0.45	0.73	0.33	0.76	0.30	0.68	0.00	0.07	0.00	0.05	0.12					
ART D	-0.82	0.81	-0.25	0.30	0.89	0.34	-0.24	-0.44	-0.38	-0.70	-0.81	-0.17	0.00	0.11	0.00	-0.21	0.41	-0.21				
ART E	-0.75	0.76	-0.50	0.01	0.69	0.17	-0.33	-0.71	-0.65	-0.83	-0.77	-0.46	0.00	0.00	0.00	-0.15	0.20	-0.65	0.77			
ART F	-0.19	0.12	0.35	-0.05	0.26	0.37	-0.24	0.18	-0.10	-0.16	-0.12	0.21	0.00	-0.08	0.00	-0.10	0.90	0.14	0.31	0.21		
ART G	-0.26	0.39	-0.28	1.00	0.50	0.34	-0.24	-0.01	0.45	-0.26	-0.17	0.18	0.00	-0.08	0.00	-0.10	0.39	-0.01	0.30	0.01	-0.05	
ART H	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

EXECUTION TIME 2.233 SECONDS

LITTERATUR

Anscombe, F.J. 1949. The statistical analysis of insect counts based on the negative binomial distribution. Biometrics 5: 165-173.

— 1950. Sampling theory of the negative binomial and logarithmic series distributions. Biometrika 37: 358-382.

Arkin, H. & R.R. Colton. 1970. Tables for staristicians. Barnes & Noble, inc., New York. 168 s.

Bliss, C.I. & R.A. Fisher. 1953. Fitting the negative binomial distribution to biological data. Biometrics 9: 176-200.

Bratsbergengen, K. 1970. Exec - 8. - En håndbok. Tapir, Trondheim. 119 s.

Bulmer, M.G. 1974. On fitting the poisson lognormal distribution to species - abundance data. Biometrics 30: 101-110.

Cassie, R.M. 1962. Frequency distribution models in the ecology of plankton and other organisms. J. Anim. Ecol. 31: 65-92.

— 1963. Microdistribution of plankton. Oceanogr. Mar. Biol. Ann. Rew. 1: 223-252.

— 1971. Sampling and statistics. IBP - Handbook No. 17: 174-209.

Comita, G.W. & J.J. Comita. 1957. The internal distribution patterns of a Calanoid Copepod population, and a description of a modified Clarke - Bumpus plankton sampler. Limnol. Oceanogr. 2: 321-332.

Computing Centre, N.T.H. 1969. The NU-Algol programming system for UNIVAC 1107/1108. Programmers guide and reference manual. Tapir, Trondheim. 161 s.

Elliott, J.M. 1971. Some methods for the statistical analysis of samples of benthic invertebrates. Freshw. Biol. Ass., Sci. Publ. 25: 148 s.

Fisher, R.A., A.S. Corbet & C.B. Williams. 1943. The relation between the number of species and the number of individuals in a random sample of an animal population. J. Anim. Ecol. 12: 42-58.

Grundy, R.M. 1951. The expected frequencies in a sample of an animal population in which the abundances of species are log-normally distributed. Biometrika 38: 427-434.

Langeland, A. & S. Rognerud. 1974. Statistical analyses used in the comparison of three methods of freshwater zooplankton sampling. Arch. Hydrobiol. 73: 403-410.

Langford, R.R. 1938. Diurnal and seasonal changes in the distribution of the limnetic Crustacea of Lake Nipissing Ontario. Ontario Fish. Res. Lab. Publ. 56: 1-142.

McEwan, G.F. 1930. Statistical evidence of the tendency of marine plankton to occur in "Swarms". Proc. 4th Pacif. Sci Congr. 3: 547-548.

Neyman, J. 1939. On a new class of "contagios" distributions, applicable in entomology and bacteriology. Ann. math. Statist. 10: 35-57.

Odum, E.P. 1971. Fundamentals of ecology. W.B. Saunders Co., Philadelphia. 574 s.

Polya, G. 1931. Sur quelques points de la théorie des probabilités. Annls Inst. Henri Poincaré 1: 117-161.

Ricker, W.E. 1937. Statistical treatment of sampling processes useful in the enumeration of plankton organisms. Arch. Hydrobiol. 31: 68-84.

Studentlitteratur. 1971. Tabeller över statistiska fördelningar. Lund. 31 s.

Thomas, M. 1949. A generalization of Poisson's binomial limit for use in ecology. Biometrika 36: 18-25.