

# Über das Auszählen von Planktonschöpfproben

Von Max Gillbricht

Aus der Biologischen Anstalt Helgoland

(Mit 10 Abbildungen im Text)

Während die Meeresphysik immer mehr dazu übergeht, durch registrierende Messungen die hierdurch erst voll erkannte Heterogenität des Wassers exakt zu erfassen und durch Mittelbildung weitgehend auszugleichen, ist dies in dieser Form bei den chemischen und biologischen Bestimmungen nicht möglich. Wir sind also wohl in der Lage, in einer einzelnen Schöpfprobe die verschiedenen Komponenten so genau wie methodisch möglich zu bestimmen, wissen zunächst aber noch nicht, inwieweit diese Werte den mittleren Verhältnissen zwischen den Beobachtungspunkten entsprechen.

Geht es gar nicht um das Problem der Integration, sondern wird z. B. versucht, die Beziehung zwischen verschiedenen Größen zu ermitteln, so ist diese Frage natürlich gegenstandslos. Dann gelten nur die Meßfelder der verschiedenen Verfahren. HOLMES und WIDRIG (1956) und E. HAGMEIER (1960) konnten zeigen, daß mehrere aus einem Netzfang oder Schöpfer entnommene Planktonproben sich lediglich im Rahmen der Zufallsstreuung unterscheiden. Dies fand auch KUTKUHN (1958) für die gesamte Population, bei einzelnen Arten beobachtete er jedoch größere Schwankungen (auch durch Umschütteln nicht zu zerstörende Zusammenballung in stärker konzentrierten Proben?). Es kann folglich als sicher gelten, daß es leichter ist, die Werte einer einzelnen Wasserprobe als die Mittelwerte eines Areals zu bestimmen. Es dürfte daher günstiger sein, Vergleiche zwischen verschiedenen Methoden wirklich auf Grund von Messungen im gleichen Wasser durchzuführen, selbst wenn dies in anderweitiger Hinsicht von Nachteil sein sollte.

Zumeist wird jedoch im Grunde genommen nur ein Mittelwert gesucht sein. Die Frage ist also, mit welcher Genauigkeit läßt sich ein Meßwert durch verschiedene im freien Wasser genommene Proben reproduzieren. Zur Klärung dieses Problems wurden im Sommer 1961 (27. 6. bis 11. 8.) bei Untersuchungen in der Deutschen Bucht mit FK „Uthörn“ aus zwei unmittelbar hintereinander durchgeführten Vertikalserien Planktonproben entnommen. Eine Serie wurde mit dem bekannten Pettersson-Isolierwasserschöpfer durchgeführt und die andere mit dem für mikrobiologische Untersuchungen bestimmten ZoBell-Wasserschöpfer (ZOBELL 1941).

Diese Arbeitstechnik bringt die Gefahr systematischer Unterschiede aus zwei Gründen mit sich:

<sup>1)</sup> Die Schöpfer arbeiten verschieden. Dies dürfte sich vor allem auf den Fang beweglicher Organismen auswirken. Der Pettersson-Schöpfer hängt längere Zeit als dunkle Röhre mit ausgesprochenem Lichtgradienten offen im Wasser, während der ZoBell-Schöpfer das Wasser durch eine enge Glasröhre einsaugt.

<sup>2)</sup> Es sind systematische Tiefenunterschiede vorhanden, da der ZoBell-Schöpfer stets über dem dann als Grundgewicht benutzten Pettersson-Schöpfer angebracht wurde. An der

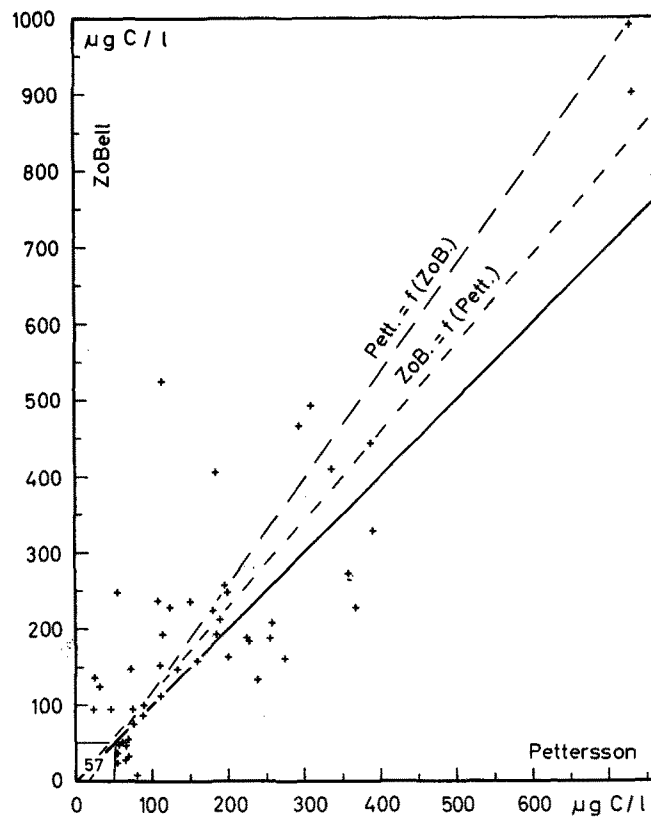


Abb. 1. Zusammenhang zwischen Parallelbestimmungen des Phytoplanktons ( $\mu\text{g C/l}$ ) mit dem Pettersson- und dem ZoBell-Wasserschöpfer. Eingetragen sind die Meßpunkte, die theoretische Gerade (—) und die beiden aus dem Korrelationskoeffizienten folgenden Regressionsgeraden (---). 57 Meßpunkte liegen bei geringerem Planktongehalt so dicht zusammen, daß sie nicht einzeln dargestellt werden können.

Oberfläche wurden die normalen Proben mit der Schlagpütz genommen, während die mikrobiologischen in 0,5 bis 1 m Tiefe mit dem Schöpfer gewonnen wurden. Dieser Meßfehler dürfte sich in erster Linie bei Organismen mit starkem Tiefengradienten bemerkbar machen.

Beide Punkte betreffen nach den vorliegenden Messungen hauptsächlich die Peridineen, während die Diatomeen unbeweglich sind und keine so ausgeprägte Schichtung besitzen. Bei den weiteren Überlegungen werden Unterschiede zwischen beiden Schöpfern als systematisch bedingt angesehen; sie können aber natürlich wenigstens z. T. auch zufällig sein.

Zur Bestimmung der Planktonmenge wurden nur wenige Gesichtsfelder einer Planktonkammer unter dem Utermöhl-Mikroskop ausgewertet, wie dies bereits früher beschrieben wurde (GILLBRICHT 1959). Es ergab sich jedoch die Schwierigkeit, daß der ZoBell-Schöpfer nicht immer (besonders in der Nähe der Oberfläche) die geforderten 240 ml lieferte, so daß dann von geringerer Menge ausgegangen und entsprechend mehr Gesichtsfelder gezählt werden mußten.

Die so erhaltenen Doppelwerte kann man wohl als die praktisch erreichbare Grenze der Reproduzierbarkeit ansehen. Daß das Schiff etwas treibt, daß sich die Wasserschichten gegeneinander verschieben, daß zur Einhaltung der Position aufgedampft werden muß usw., sind Fehler, die sich in See eben nicht vermeiden lassen. Die freie Natur ist kein Laboratorium, und wer in ihr zu Ergebnissen kommen will, muß eine starke Streuung der Meßwerte in Rechnung stellen, wie dies auch Abb. 1 zeigt. Die Korrelation zwischen den Paral-

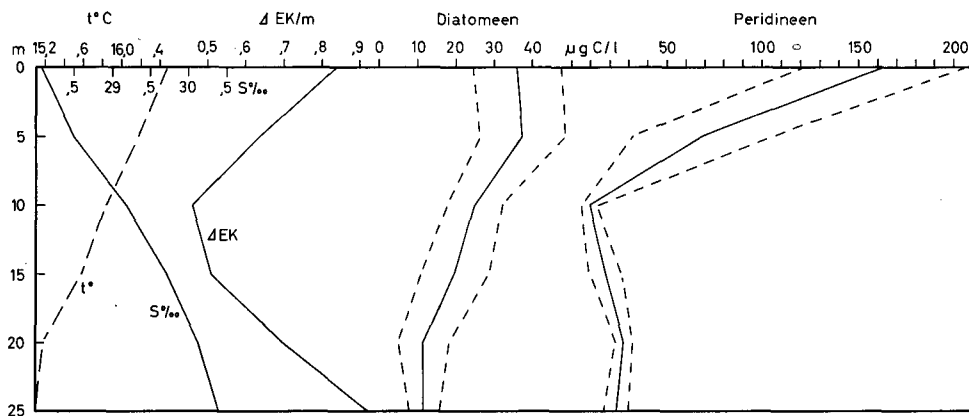


Abb. 2. Mittlere Vertikalverteilungen (9 Stationen) von  $t^\circ$ ,  $S \text{ ‰}$ ,  $\Delta EK/m$  (6 Stationen) und den Doppelbestimmungen von Diatomeen und Peridineen in der Deutschen Bucht im Sommer 1961. Beim Plankton sind neben den mittleren Kurven auch die Kurven der höheren und der niederen Werte der Doppelbestimmungen (unterbrochen) eingetragen.

lbestimmungen ist in Anbetracht der Tatsache, daß die Daten eigentlich gleich sein sollten, mit  $r = + 0,909$  (bei  $n = 107$  und  $p \ll 0,1\%$ ) nicht sonderlich gut. Die Regressionsgeraden zeigen außerdem, daß der ZoBell-Schöpfer im Durchschnitt etwas höhere Planktonwerte liefert. Entscheidend für unsere weiteren Überlegungen ist aber die wolkenartige Verteilung der Meßwerte.

Zunächst einmal soll jedoch die hydrographisch-biologische Situation mit der Hilfe der neun verfügbaren Vertikalkurven gezeigt werden (Abb. 2). Aus der Verteilung von Temperatur und Salzgehalt ergibt sich eine für dieses Seegebiet relativ hohe Stabilität des Wassers. So weicht denn auch die Kurve der Trübung ( $\Delta EK$ ) mit Maximalwerten am Boden und an der Oberfläche von Beobachtungen zu anderer Jahreszeit ab (GILLBRICHT 1962). Entsprechend finden wir eine deutliche Plankton- (besonders Peridineen-) Schichtung. Abb. 2 soll vor allem zeigen, daß diese Vertikalverteilung auch erhalten bleibt, wenn eine Streubreite eingetragen wird, die durch die Mittelwerte der höheren und der niedrigeren Parallelbestimmungen gegeben wird. Mittlere Vertikalkurven dürften also als in den Grundzügen reell anzusehen sein.

Wenden wir uns jedoch jetzt wieder den streuenden Meßwerten zu. Wir können von der Annahme ausgehen, daß sich die zu beobachtende Gesamtstreuung aus zwei Teilkomponenten zusammensetzt:

$$1) \quad s_1 = \text{Zufallsstreuung} = \sqrt{m}$$

$m$  = mittlerer Gehalt der untersuchten Wassermenge an Einheiten. Da

die gezählten Zellen z. T. zusammenhängen (Ketten), muß die gezählte Anzahl (N) mit einem entsprechenden Kopplungsfaktor (c) versehen werden:

$$s_1 = \sqrt{c \cdot N}$$

$$2) \quad s_2 = \text{Heterogenität der Planktonverteilung} = \sqrt{a \cdot m} = \sqrt{a \cdot N},$$

da in diesem Falle der Gruppenbildung keine Bedeutung zukommt.

$$\text{Heterogenität in \% des Mittelwertes (H \%)} = 100 \cdot \frac{s_2}{m} = 100 \cdot \sqrt{a} \quad (1)$$

Sind beide Streuungen unabhängig voneinander, so gilt:

$$s = \sqrt{s_1^2 + s_2^2} = \sqrt{c \cdot N + a \cdot N^2}$$

$$s^2 = c \cdot N + a \cdot N^2 \quad (2)$$

Gleichung (2) sagt also aus, daß das Quadrat der Streuung eine Funktion zweiten Grades der mittleren Planktonmenge ist, indem man das konstante Glied fortgelassen hat, da natürlicherweise zum Mittelwert 0 auch die Streuung 0 gehört. Eine Gleichung dieser Art würde man also auch zur Beschreibung einer Streuung in Abhängigkeit von der Menge ohne derartige theoretische Überlegungen entwickeln.

Mit dieser Bemerkung ist schon das Problem bei der weiteren Berechnung aufgezeigt. Wenn ich über eine hinreichende Anzahl von Werten für s und N verfüge, bereitet es keine Schwierigkeiten, die Konstanten in Gleichung (2) zu bestimmen. Sie entsprechen dann jedoch nicht meiner theoretischen Forderung, sondern nehmen vielmehr den Wert an, der die Verteilung der vorhandenen Wertepaare optimal beschreibt. Es besteht mithin zwischen beiden Konstanten eine gewisse Abhängigkeit, und kleine Abweichungen bei den Meßdaten mögen u. U. die beiden Ergebnisse erheblich beeinflussen, da dann die Summe der Teilkurven zwar etwa konstant bleibt, während sich jede einzelne erheblich ändern kann. Die Bestimmung des uns interessierenden Wertes a ist entsprechend schwierig und dürfte wohl überhaupt nur näherungsweise möglich sein. Als Beispiel soll hier die Streuung der Meßdaten bei *Ceratium furca* dienen (Abb. 3). Die Bedingungen sind schlecht: N ist relativ klein, und der systematische Unterschied zwischen beiden Schöpfnern ist sehr hoch (Abweichung vom Mittel =  $\pm 43\%$ ). Da außerdem die Kurve ihrem Wesen nach einen abstrakten Mittelwert darstellt, ist so kein besonders günstiges Ergebnis zu erhoffen. Die optimale Kurve 1 ist dann auch mit  $c = 3,45$  und einer negativen (!) Heterogenität von  $26\%$  von den theoretischen Überlegungen ausgehend völlig unsinnig. Nun ist der angenäherte Wert für c aber bekannt: *Ceratium* liegt in der Zählkammer einzeln und nicht zu drei bis vier vereinigt vor. Rechnen wir zunächst einmal noch mit Zweier-Aggregaten (Kurve 2), so resultiert eine Heterogenität von  $+30\%$ , während bei Annahme von Einzelindividuen (Kurve 3) sich eine solche von  $45\%$  ergibt. Aus diesem Wert folgt formal für die Heterogenität der Verteilung im Wasser:

$$\text{Heterogenität} = \sqrt{45^2 - 43^2} \quad \% = 13 \quad \%$$

Hier liegen die Verhältnisse zwar besonders ungünstig, aber es dürfte wohl stets schwer sein, auf Grund streuender biologischer Daten mehrere Konstanten anders denn als reine Rechengrößen zu bestimmen. Die drei Kurven in Abb. 3 verlaufen im Meßbereich etwa gleich, aber c und a haben sehr ver-

schiedene Werte. Ein sinnvolles Ergebnis für  $a$  ist also nur zu erhalten, wenn  $c$  etwa bekannt, aber  $a$  so natürlich keinesfalls vertrauenswürdig ist. Nun ist die ganze Zählweise nicht auf einzelne Arten, sondern mehr auf ganze Gruppen abgestellt, und durch Zusammenfassung sollte bei größerem  $N$  ein besseres Ergebnis zu erzielen sein. Die Verwendung der auf Kohlenstoff umgerechneten Planktondaten (Abb. 1) ist für diese Zwecke ungeeignet, da dann  $c$

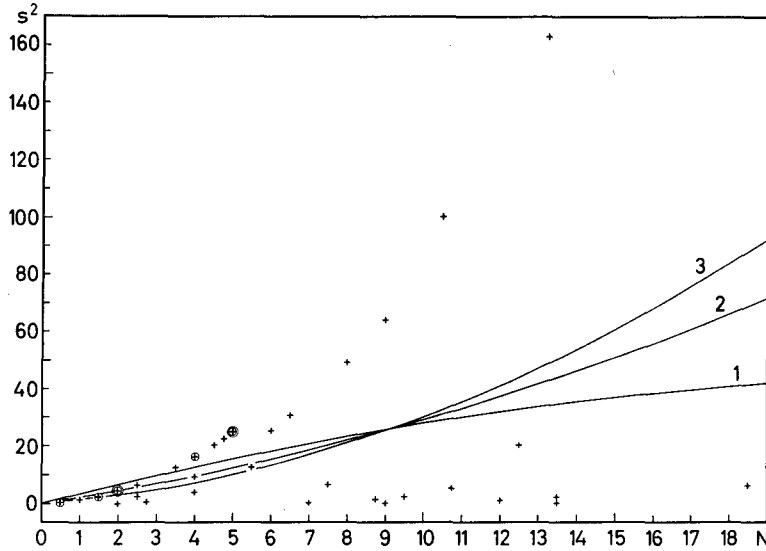


Abb. 3. Beziehung zwischen  $N$  und  $s^2$  für *Ceratium furca*. Kurve 1:  $c = 3,45$  (optimal); Kurve 2:  $c = 2$ ; Kurve 3:  $c = 1$ .

nicht bekannt, die Umrechnung unsicher und für verschiedene Organismen verschieden ist, und vor allem bei großen Mengen auch größere Formen nur in einer kleinen Wassermenge gezählt werden. Eine aus solchen Daten abgeleitete Funktion kann also lediglich beschreibenden Wert haben.

Deshalb werden nur die tatsächlich gezählten Individuen verglichen, und zwar bei den Doppelbestimmungen, bei denen auch aus dem ZoBell-Schöpfer die volle Wassermenge zur Verfügung stand. Falls bei einzelnen Arten in den Parallelproben verschiedene Volumina ausgezählt wurden, müssen diese Werte verworfen werden.  $N$  ist unter diesen Bedingungen zur Auswertung hinreichend bei den Diatomeen und den Peridineen. Die Rechnung liefert hierfür folgende Ergebnisse (Abb. 4):

(Da die direkt bestimmte Heterogenität auch den systematischen Unterschied beider Schöpfer enthält, muß dieser eliminiert werden, um so erst die gesuchte Heterogenität im Wasser zu ermitteln.)

Organismengruppe	Probenzahl	Systematischer Unterschied zwischen beiden Schöpfern %	$c$	Heterogenität % im Wasser	Heterogenität %
Diatomeen	42	4,4	1,92	21,5	21,0
Peridineen	42	24,5	1,32	34,4	24,2
Diatomeen + Peridineen	42	9,2	3,89	5,6	—
(Diatomeen + Peridineen)	42	9,2	1,5	20,8	18,7)

Während Diatomeen und Peridineen vertretbare Werte liefern, sind  $c$  und Heterogenität bei der Addition von beiden sicher nicht richtig; dies ist ein weiterer Beweis für die Schwierigkeit derartiger Berechnungen. Nehme ich  $c$  mit 1,5 an, dann ergibt sich für das Wasser eine ähnliche Heterogenität wie in den beiden anderen Fällen, jedoch dürfte dieser Wert unsicherer sein.

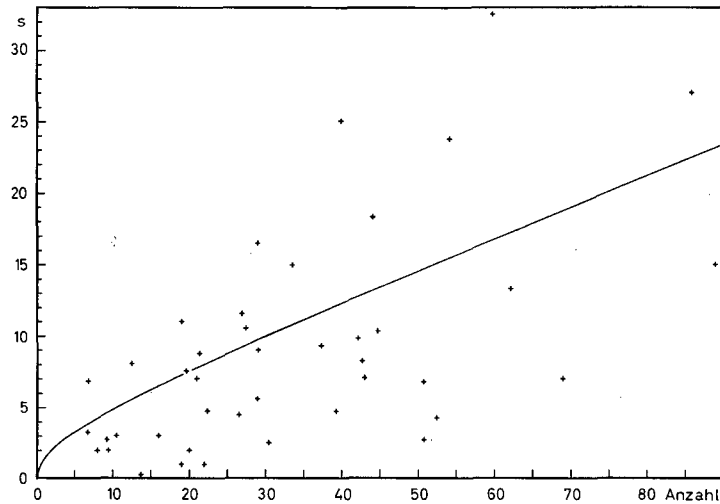


Abb. 4. Beziehung zwischen  $N$  (Anzahl) und  $s$  bei den Diatomeen.

Entsprechende Mehrfachbestimmungen finden sich auch in der Literatur und liefern folgende Ergebnisse:

$c$  wird stets als 1 angenommen, oder die Zufallsstreuung kann bei einer sehr großen Anzahl von ausgezählten Individuen überhaupt vernachlässigt werden (HENSEN). Bei einigen Autoren ist nicht zuverlässig zu ermitteln, ob der gesamte Fang ausgezählt oder aus Teilproben berechnet wurde. Der hierdurch bedingte mögliche Fehler kann jedoch nicht groß sein.

Tabelle 1

(Für die Überlassung der notwendigen Literaturangaben danke ich Herrn Dr. AURICH)

Schöpfproben	Heterogenität
WULFF (1926): Doppelbestimmungen (Phytoplankton) aus bei Helgoland geschöpften und gut durchmischten Proben (Glasballon), also nicht aus dem freien Wasser:	15 %
Bei Berücksichtigung der systematischen Unterschiede zwischen beiden Proben:	12 %
STEEMANN NIELSEN (1935): Zooplankton bei Island:	12 %
HASLE (1954): Oberflächenproben (Peridineen) jeweils über eine Strecke von 250 m (4 Proben) im Oslo-Fjord genommen:	32 %
Unter Annahme und Berücksichtigung einer gleichmäßigen Änderung über die Beobachtungsstrecke:	17 %
Der erste Wert dürfte zu hoch und der zweite zu niedrig sein, wahrscheinlicher ist wohl der Mittelwert:	24 %
Quantitative Vertikalfänge	
HENSEN (1887): Zooplankton, Diatomeen und Peridineen in der Kieler Bucht:	17 %
Nur die Proben bei Bülk, also fraglos im besonders heterogenen Wasser, ergeben:	35 %

HENSEN (1892): Absetzvolumen von zwei gleichzeitig in einem Rahmen benutzten Netzen (Atlantik). Es ist nicht bekannt, ob zwischen beiden Netzen ein systematischer Unterschied bestand. Das Ergebnis muß unter diesen Bedingungen für unsere Überlegungen zu günstig werden:	7 %
EHRENBAUM und STRODTMANN (1904), EHRENBAUM (1908), STRODTMANN (1906, 1908, 1918): Fischeier in Nord- und Ostsee:	16 %
HERDMAN (1921): Copepoden, Diatomeen und Peridineen bei Port Erin (Isle of Man):	23 %
Wird bei diesem Material von jeder Gruppe nur eine Art betrachtet ( <i>Pseudocalanus elongatus</i> , <i>Coscinodiscus radiatus</i> , <i>Ceratium tripos</i> ), so ergibt sich:	33 %
KÜNNE (1929, 1933): Größeres Zooplankton bei Helgoland. Es wurde zum Vergleich der Fängigkeit verschiedener Netze nur unter optimalen Bedingungen (sehr ruhiges Wetter, treibendes Schiff) gearbeitet. Daher wird so nicht der Mittelwert des Wasserkörpers, sondern der an einer Stelle tatsächlich vorhandene Bestand erhalten. Das Ergebnis ist für unsere Überlegungen also zu günstig:	10 %
WINSOR und CLARKE (1940): Zooplankton im Vineyard Sound:	21 %
Nicht berücksichtigt wurde bei diesem Mittelwert eine offensichtlich an einer Wassergrenze durchgeführte Meßreihe ( <i>Centropages typicus</i> und <i>Sagitta elegans</i> ):	56 %
SILLIMAN (1946): Fischeier an der Kalifornischen Küste:	23 %
MARSHALL (1949): Copepoden im Loch Striven:	17 %
Bei Auswertung der einzelnen Arten:	22 %
MOTODA und ANRAKU (1955): Zooplankton in den Japanischen Gewässern:	22 %
Bei Auswertung einzelner Arten oder Gruppen:	22 %
Nicht berücksichtigt wurde bei diesem Mittelwert eine offensichtlich an einer Wassergrenze durchgeführte Meßreihe:	58 %

Es ergibt sich also zusammenfassend, daß die Streuungen der Mehrfachbestimmungen bei Schöpfproben und bei Netzfängen in gleicher Größenordnung liegen und den selber beobachteten entsprechen. Man kann daher annehmen, daß die Integration durch das Netz sicherlich zum Teil durch die nicht exakt konstant zu haltenden Fangbedingungen wieder aufgehoben wird. Es ist nicht verwunderlich, daß in engen Seegebieten einzelne Meßreihen erheblich mehr streuen, da sie offenbar gerade an einer Grenze durchgeführt wurden. Unter Vernachlässigung dieser Ausreißer ergibt sich als Mittelwert für die Daten der gesamten Population (in der Tabelle sind die betreffenden Einzelwerte fettgedruckt) 19 %.

Diese zahlreichen Untersuchungen über die bei Mehrfachbestimmungen zu beobachtenden Schwankungen sind seit HENSEN (1912) immer wieder Gegenstand theoretischer Erörterungen gewesen. Nach heutiger Auffassung handelt es sich zur Hauptsache um Änderungen in der Dichte der gesamten Population, denn die Streuungen einzelner Gruppen liegen in der gleichen relativen Größe wie die der ganzen Bevölkerung, während bei völlig unabhängiger Verteilung die relativen Schwankungen bei Zusammenfassung kleiner werden müßten. Dies scheint auch im geringen Maße der Fall zu sein (Tabelle 1), da natürlich die verschiedenen Arten nicht absolut gleich verteilt sind, jedoch erlaubt das vorliegende Material zu diesem Problem keine exakten Angaben. Es muß aber damit gerechnet werden, daß einzelne Arten Verteilungsformen aufweisen, die zu erheblich größeren oder kleineren Schwankungen führen. Werden jedoch ganze Gruppen betrachtet, so dürfte in unseren Gewässern mit einer Heterogenität von 20 bis 25 % zu rechnen sein. Für freie Seegebiete wird bei Mehrfachbestimmungen eine Streuung von 15 % angenommen.

Nun ergibt sich aus Gleichung (2) für  $s = f(m)$ :

$$s = \sqrt{m + a \cdot m^2} \quad ,$$

das heißt also, wir gehen bei den weiteren Überlegungen vom mittleren Gehalt der untersuchten Wassermenge in Einheiten aus. Es interessiert jedoch in erster Linie die relative Streuung (‰):

$$p = 100 \cdot \frac{s}{m} = 100 \cdot \sqrt{\frac{1}{m} + a} \quad (3),$$

$p$  nähert sich also mit zunehmendem  $m$  als Grenzwert der Heterogenität. Abb. 5 zeigt entsprechend, wie groß  $m$  gewählt werden muß, um bei gegebener

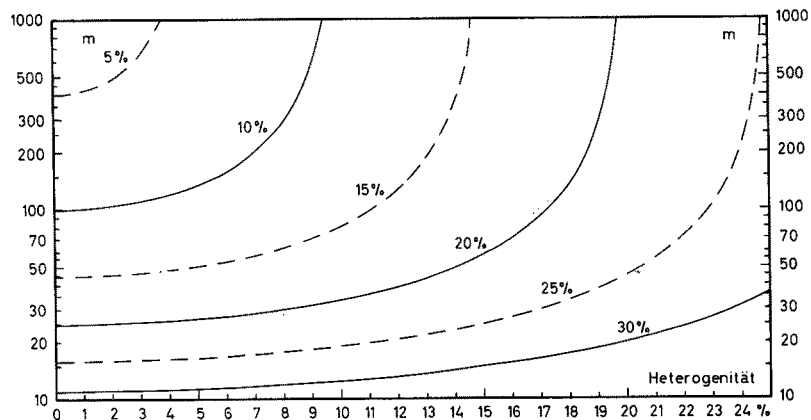


Abb. 5. Die Abhängigkeit bestimmter  $p$ -Werte (Genauigkeit der Zählung) von Heterogenität und  $m$ .

ner Heterogenität eine bestimmte Genauigkeit (‰) zu erzielen. Im zu erwartenden Streubereich (15 bis 25 ‰) ist also auch bei großem Zählaufwand kein sonderlich guter Wert zu erhalten, während bei kleiner Heterogenität sich bequem im Bereich von  $p = 10$  bis 15 ‰ arbeiten läßt.

Gleichung (3) stellt jedoch den Sonderfall dar, daß eine Probe ausgewertet wird, liegen aber von einem Wasserkörper mehrere ( $n$ ) einzeln entnommene, gleich große Proben vor, dann gilt:

$$p = 100 \cdot \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{a}{n}} \quad (4),$$

wobei  $m$  die mittlere Zahl der Einheiten in der gesamten ausgezählten Wassermenge bedeutet. Folglich ist die bei Zusammenfassung von  $n$  Proben zu

beobachtende Heterogenität (‰) =  $\frac{H^{\circ/\circ}}{\sqrt{n}}$ ,

das heißt zum Beispiel: Heterogenität im Wasser = 20 ‰,  $n = 4$ , dann ist die bei Auswertung der Abb. 5

in Ansatz zu bringende Heterogenität =  $\frac{20}{\sqrt{4}}$  ‰ = 10 ‰.

Aus Gleichung (4) folgt also, daß  $n$  möglichst groß gehalten werden sollte. Dem stehen in der Praxis jedoch mehrere Schwierigkeiten gegenüber:

1. Die Zahl der aus einem als „einheitlich“ anzusehenden Wasserkörper wirklich zu erhaltenden Proben ist naturgemäß beschränkt, wobei hinzukommt,



daß sich die Planktongrenzen in See möglicherweise auch mit Hilfe registrierender physikalischer Geräte (z. B. Trübung) vielleicht nicht immer zuverlässig werden erkennen lassen, so daß eine gezielte Probennahme auf Schwierigkeiten stößt.

2. Sowohl die Entnahme als auch die Aufarbeitung einer größeren Probenzahl erfordert gegenüber einer Einzelprobe erhebliche Mehrarbeit, selbst

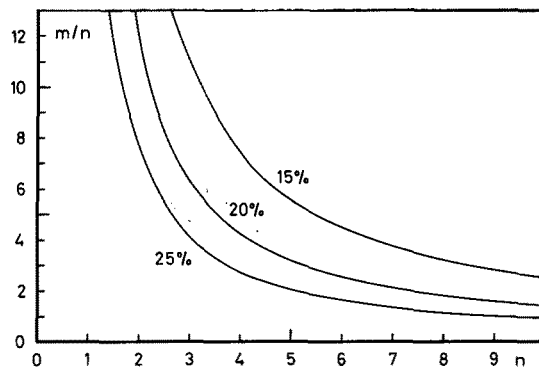


Abb. 6. Darstellung der Funktion  $\frac{m}{n} = \frac{1}{2 a \cdot (n-1)}$  für verschiedene Heterogenitäten (15, 20 und 25 %); nähere Erklärung im Text.

wenn  $m$  als in beiden Fällen gleich angesehen wird. Nun ist es bei Schöpfproben allerdings so, daß wenigstens bei größeren Expeditionen die Hydrographen in einem Ausmaße Messungen durchführen, dem kein Planktologe folgen kann. Wenn also von jeder Probe hinreichend Wasser übrig bleibt, so liegt auf der Fahrt die Arbeit lediglich im Abfüllen und Protokollieren, während für das Schiff kein Zeitverlust entsteht. Allerdings muß diese Erklärung eingeschränkt werden, da u. U. für Planktonuntersuchungen der Probenabstand in der Nähe der Oberfläche enger als für hydrographische Beobachtungen sein muß.

Der einfachste Weg, die bei der Aufbereitung von mehr Proben entstehende zusätzliche Arbeit weitgehend zu vermeiden, besteht darin, zusammengehörige Einzelproben zu vermischen und dann erst zu zählen (BANSE 1956, HOLMES und WIDRIG 1956), wobei allerdings die unter 1. gemachte Einschränkung gilt. Will man dieses Verfahren nicht anwenden, so ist es lohnend, sich zu überlegen, wie unter den tatsächlichen Arbeitsbedingungen am rationellsten gezählt werden kann. Betrachten wir zunächst einmal  $n$ -Proben und vergleichen sie jeweils mit einer Einzelprobe, in der gerade doppelt soviel Einheiten ausgezählt worden sind wie in allen  $n$ -Proben zusammen, in der Annahme, daß beide Zählungen gleiche Zeit erfordern. Ist  $m$  sehr klein, so ist die Zufallsstreuung entscheidend und folglich die Einzelmessung im Vorteil, da bei ihr  $2 m$  gezählt werden. Ist  $m$  groß, so überwiegt die Heterogenität bei der Gesamtstreuung, und die Mehrfachbestimmung ist günstiger. Als Grenze errechnet sich aus (4):

$$\begin{aligned} \text{Einzelbestimmung} &= 2 m \\ \text{Mehrfachbestimmung} &= m \end{aligned}$$

$$\text{Anzahl in jeder Teilprobe bei der Mehrfachbestimmung} = \frac{m}{n} = \frac{1}{2 a \cdot (n-1)} \quad (5).$$

Diese Funktion ist in Abb. 6 graphisch dargestellt. Sie zeigt, von wie wenigen Einheiten ab die Mehrfachbestimmungen im Vorteil sind.

Natürlich läßt sich in dieser Form gar nicht definieren, bei welcher Probenzahl die Arbeitszeit für  $m$ -Einheiten bei der Mehrfachbestimmung gerade der für 2  $m$  bei der Einzelprobe entspricht. Das hängt u. a. von  $m$  selber, von der Zähltechnik, von der Art des Planktons usw. ab. Entscheidend ist auch, daß zum Vorbereiten der Proben weitgehend angelernte Kräfte genommen werden können, wodurch der Zeitverlust bei Mehrfachbestimmungen für den Zähler selbst vermindert wird. Wenn auch die weiteren Rechnungen naturgemäß mit exakten Zahlen durchgeführt werden müssen, so können sie auch unter vertretbaren aber eben immer  $\pm$  fragwürdigen Annahmen nur näherungsweise die wirklichen Verhältnisse wiedergeben, das liegt in der Natur der Sache.

Die Gleichung (5) stellt nun insofern eine Vereinfachung dar, als sie nur eine Einzelbestimmung mit der „Halbwerts“-Mehrfachbestimmung vergleicht. Soll jedoch  $n$  unabhängig von der „Halbwertszahl“ variiert werden können, dann wird die Rechnung umständlicher:

$h$  = der Wert für  $n$ , bei dem in gleicher Zeit  $m$  gerade halb so groß ist wie beim Auszählen einer einzelnen Probe.

$M$  =  $m$  einer Einzelprobe bei gleicher Arbeitszeit wie für  $n$  Teilproben;  $M$  ist also ein Maß, das die Arbeitszeit bei Variationen von  $n$  und  $h$  vergleicht, d. h.,  $M$  ist direkt proportional der Arbeitszeit, folglich:

$M$  = Arbeitszeit.

Nun gilt:

$$h^x = n$$

$$x = \frac{\lg n}{\lg h}$$

$$\text{dann ist: } m = M \cdot 0,5^x = M \cdot 10^{\frac{\lg 0,5}{\lg h} \cdot \lg n}$$

setzen wir nun:  $\frac{\lg 0,5}{\lg h} = b$ , so folgt:

$$m = M \cdot n^b$$

Nummehr nimmt Gleichung (4) folgende Form an:

$$p = 100 \cdot \sqrt{\frac{1}{M \cdot n^b} + \frac{a}{n}} \quad (6)$$

Diese Gleichung ist differenzierbar, d. h., es lassen sich optimale Arbeitsbedingungen ermitteln. Entsprechend wird  $p$  bei gegebenem  $M$  bei einem ganz

bestimmten  $n$  ein Minimum ( $\frac{dp}{dn} = 0$ ):

$$n = \left( -\frac{b}{a \cdot M} \right)^{\frac{1}{b-1}} \quad (7)$$

Durch Umformung von (7) erhält man:

$$\frac{m}{n} = -\frac{b}{a} \quad (8)$$

Die optimale Anzahl je Teilprobe ist also nur von  $b$  (bzw.  $h$ ) und  $a$  (Heterogenität) abhängig.

Es erscheint jedoch zweckmäßiger, bei den weiteren Überlegungen lieber von einer geforderten Meßgenauigkeit ( $p$ ) auszugehen, da dies den praktischen Belangen zumeist mehr entsprechen dürfte. So ergibt sich aus (6), wenn

$$\frac{P}{100} = P:$$

$$M = \frac{n^{(1-b)}}{P^2 \cdot n - a} \quad \text{bzw.} \quad m = \frac{n}{P^2 \cdot n - a} \quad (9)$$

Die optimale Arbeitszeit liegt bei folgendem  $n$  ( $\frac{dM}{dn} = 0$ ):

$$n = a \cdot \frac{b-1}{P^2 \cdot b} \quad (10)$$

Aus (9) und (10) erhält man im Optimalfalle wiederum (8):  $\frac{m}{n} = -\frac{b}{a}$ .

Abb. 7 bringt ein Beispiel für den Zusammenhang zwischen  $M$  und  $n$  gemäß (9) für  $h = 5$ ,  $h = 10$  und  $h = \infty$  ( $M = m$ ). Mit  $h = 5$  und  $h = 10$

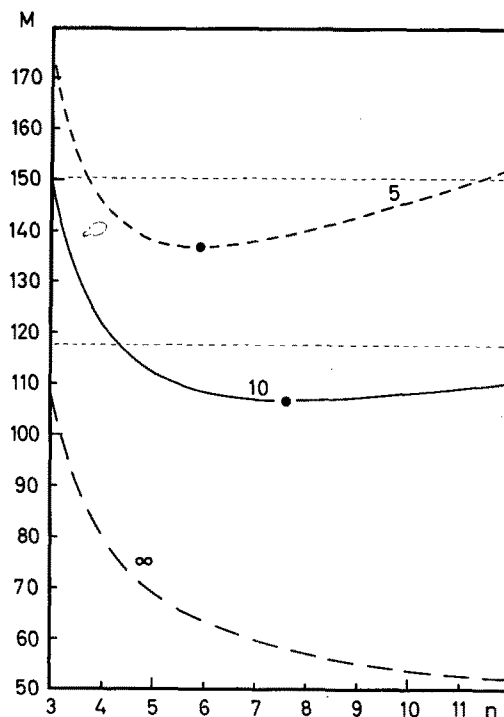


Abb. 7.  $M$  als Funktion von  $n$  bei einer Heterogenität von 20 % und einer geforderten Genauigkeit von 15 % für  $h = 5$ ,  $h = 10$  und  $h = \infty$  ( $M = m$ ). Die Waagerechten grenzen den Bereich ab, in dem  $M$  bis zu 10 % vom Minimalwert abweicht.

dürfte der praktisch zu erwartende Bereich wohl etwa umschrieben sein.  $h = \infty$  ist  $\pm$  theoretisch. Diese Annahme gilt bedingt, wenn die Proben vor der Zählung vermischt werden (s. S. 211). Bei den beiden anderen Kurven interessiert weniger der Tiefpunkt, dem wegen der Fragwürdigkeit der Annahmen ohnehin keine sonderliche Bedeutung zukommt, als vielmehr der flache Verlauf in der Nähe des Optimums. Sehen wir es als erträglich an, daß  $M$  bis zu

10% vom Minimum abweicht, so sollten die Messungen innerhalb des durch die punktierten Waagerechten von den Kurven abgeteilten Bereichs liegen. Hierbei kommt es vor allem auf das Gebiet  $n < \text{Optimum}$  an, da es natürlich sinnlos ist, mit Hilfe einer großen Probenzahl nur eine Genauigkeit zu erzielen, die bei einer kleineren mit gleichem oder sogar geringerem Arbeitsaufwand möglich wäre. Nach Abb. 7 läßt sich also unter den angenommenen

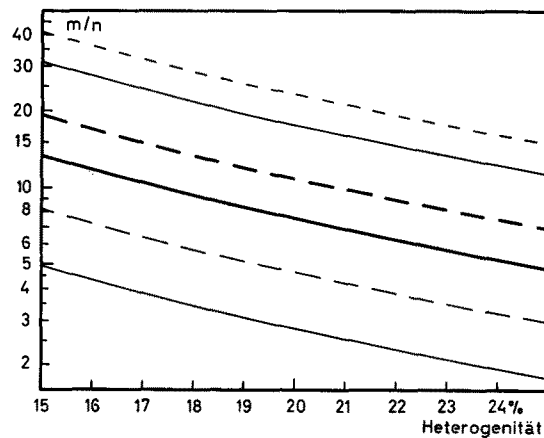


Abb. 8.  $\frac{m}{n}$  als Funktion der Heterogenität.  $h = 5$ : - - - -,  $h = 10$ : ——. Die Optimumkurven sind stark ausgezogen, während die Kurven, die den Bereich  $1,1 M_{\text{Minimum}}$  umschreiben, schwächer sind.

Voraussetzungen (Heterogenität = 20% und Genauigkeit = 15%) für  $h$  von 5 bis 10 zwischen  $n = 4$  und  $n = 8$  rationell arbeiten. Natürlich wird mit zunehmendem  $n$   $\frac{m}{n}$  kleiner bzw. umgekehrt. Soll also  $\frac{m}{n}$  als Funktion von Heterogenität und  $h$  gebracht werden (Abb. 8), so ist es zweckmäßig, auch hier die Variationsbreite einzutragen, die sich unter der Annahme ergibt, daß  $M$  maximal  $1,1 \cdot M_{\text{Minimum}}$  wird. Wie Abb. 8 zeigt, laufen die Begrenzungslinien parallel zu den Optimumkurven. Da  $\frac{m}{n}$  logarithmisch aufgetragen ist, bedeutet dies, daß  $\left(\frac{m}{n}\right)_{\text{Variation}} = \left(\frac{m}{n}\right)_{\text{Optimum}} \cdot L$  ist; die Begrenzung des zulässigen Bereichs erhält man also, indem man  $\left(\frac{m}{n}\right)_{\text{Optimum}}$  mit zwei Faktoren ( $L_1$  und  $L_2$ ) multipliziert. Zur Berechnung dieser Faktoren wird zunächst  $K$  für die Gleichung  $n_{\text{Variation}} = n_{\text{Optimum}} \cdot K$  bestimmt. Unter der Annahme, daß  $M_{\text{Variation}} = 1,1 \cdot M_{\text{Optimum}}$  ist, ergibt sich aus (9) und (10) für

$$K = \frac{K^{(1-b)}}{1,1 \cdot (1-b)} + \frac{1}{1-b} \quad (11)$$

Unter Einsetzen von  $K$  läßt sich dann für  $\left(\frac{m}{n}\right)_{\text{Variation}}$  aus (9) und (10) bestimmen:

$$\left(\frac{m}{n}\right)_{\text{Variation}} = \frac{b}{a} \cdot \frac{1}{K \cdot (1-b) + b}$$

Da  $\left(\frac{m}{n}\right)_{\text{Optimum}} = \frac{b}{a}$  (8) und der Rest der Gleichung nach Bestimmung von  $K$  bekannt ist, ergibt sich:

$$\left(\frac{m}{n}\right)_{\text{Variation}} = \left(\frac{m}{n}\right)_{\text{Optimum}} \cdot L$$

K und L sind nur von b (also h) abhängig und unabhängig von der Heterogenität, wie dies auch Abb. 8 zeigt. Der gesamte Variationsbereich errechnet sich aus  $L_1 : L_2$  und ist recht groß, und zwar ist bei  $h = 5$  das Verhältnis  $L_1 : L_2 = 5,02 : 1$ , und bei  $h = 10$  ist das Verhältnis  $L_1 : L_2 = 6,36 : 1$ .

Abb. 9 bringt entsprechend  $n_{\text{Optimum}}$  als Funktion von Heterogenität, h und

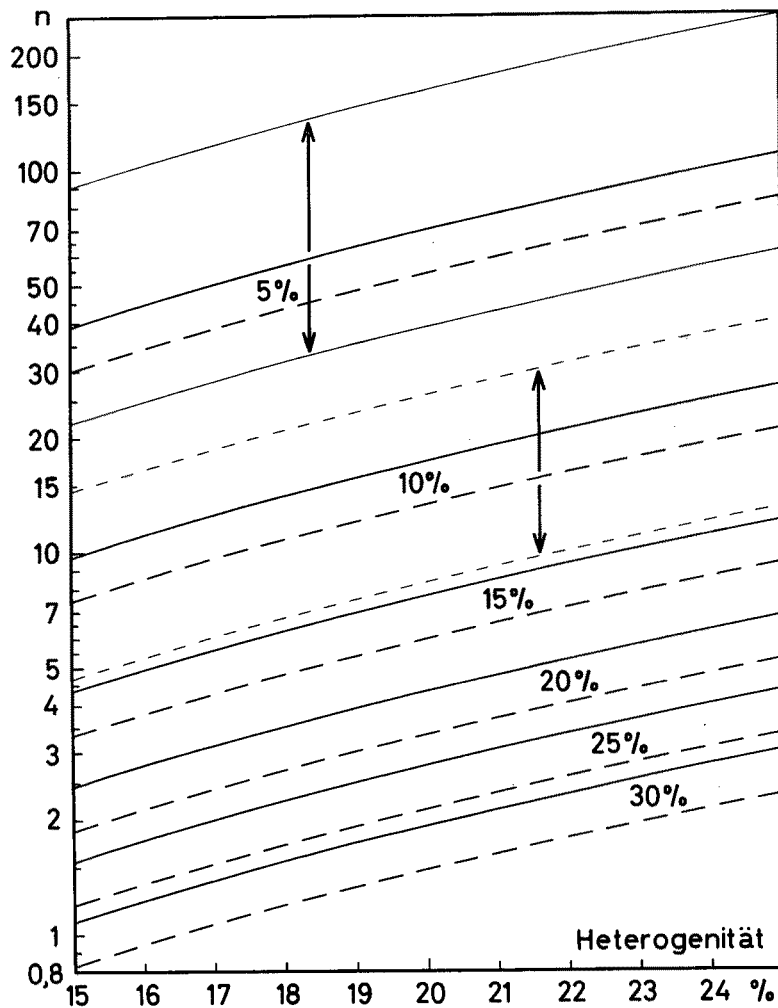


Abb. 9. n als Funktion der Heterogenität für  $h = 5$  (-----) und  $h = 10$  (—) und für verschiedene p-Werte (%). Die Optimumkurven sind stark ausgezogen, während die Beispielskurven, die den Bereich 1,1  $M_{\text{Minimum}}$  umschreiben (für  $h = 10$  bei  $p = 5\%$  und für  $h = 5$  bei  $p = 10\%$ ) schwächer sind.

p. Da n logarithmisch aufgetragen ist, ist die Variationsbreite auf der Abb. für alle p-Werte gleich groß. Sie ist deshalb für  $h = 10$  nur bei  $p = 5\%$  und für  $h = 5$  nur bei  $p = 10\%$  eingetragen worden. Für  $h = 5$  ist  $K_1 : K_2 = 1 : 3,09$  und für  $h = 10$  entsprechend  $K_1 : K_2 = 1 : 4,14$ . Es ist aus der Darstellung unschwer zu erschen, daß mit einer vertretbaren Probenzahl rationell nur eine Genauigkeit von 10 bis 15% zu erzielen ist.

Die optimale Arbeitszeit ( $M$ ) als Funktion von Heterogenität,  $h$  und  $p$  wird in Abb. 10 gebracht. Bei  $p = 10\%$  ist für  $h = 10$  auch die Kurve für  $1,1 M_{\text{Optimum}}$  eingetragen.

### Diskussion der Ergebnisse

Es erhebt sich jetzt die Frage, ob die errechneten günstigsten Arbeitsbedingungen realisierbar sind. Nun interessiert vor allem, welche maximale Genauigkeit sich aus einem Minimum an Proben mit einem Minimum an Arbeit herausholen läßt. Man ersieht aus Abb. 8, daß sich unabhängig von der Probenzahl ein ganz bestimmter Variationsbereich ergibt, dessen obere Grenze die maximale ökonomische Meßgenauigkeit bei gegebenem  $n$  anzeigt. Dieser rationelle Höchstwert von  $\frac{m}{n}$  liegt demnach in Abhängigkeit von der Hetero-

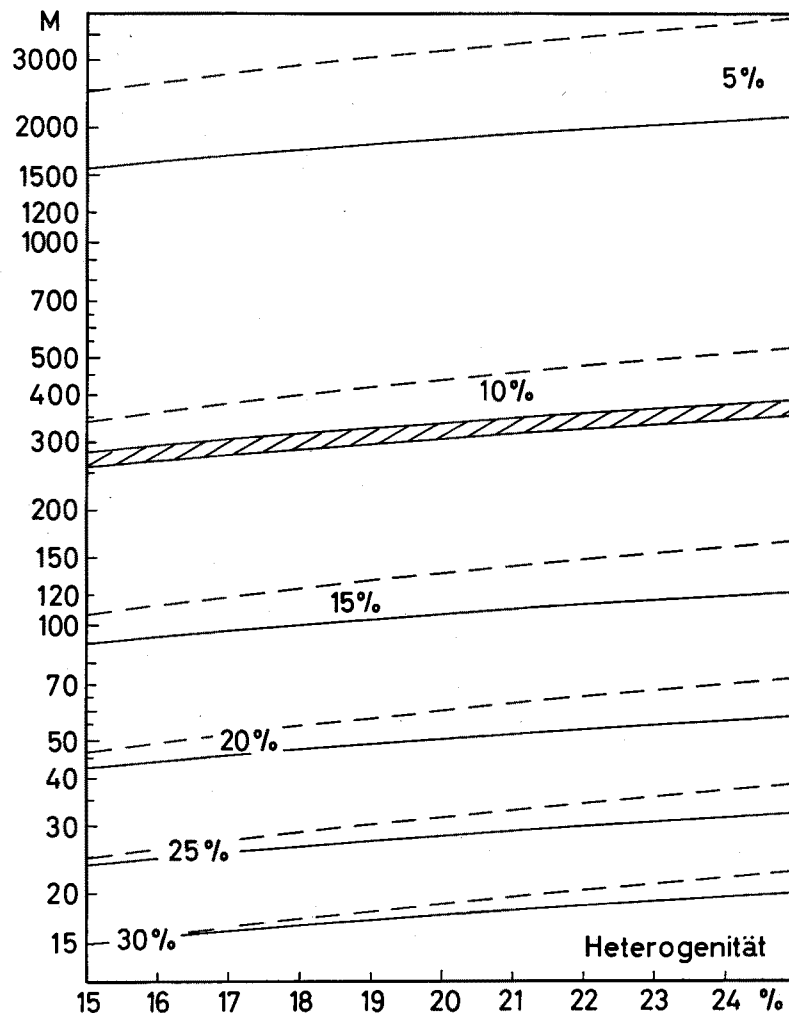


Abb. 10. Optimale Arbeitszeit ( $M$ ) als Funktion der Heterogenität für  $h = 5$  (----) und  $h = 10$  (—) und für verschiedene  $p$ -Werte (%). Bei  $p = 10\%$  ist als Beispiel für  $h = 10$  auch die Kurve für  $1,1 M_{\text{Minimum}}$  eingetragen.

genität etwa zwischen 35 und 15, so daß bei einer solchen Arbeitsweise die Zählung gegenüber der indirekten Methoden (Chlorophyll usw.) hinsichtlich des Zeitbedarfs nicht im Nachteil sein dürfte. Die Zahlen gelten je nach Untersuchungsziel für das Gesamtplankton oder für ganze Gruppen; bei einzelnen Arten mögen die Dinge u. U. anders liegen (s. S. 209). Wie groß muß nach diesen Überlegungen  $n$  entsprechend der Heterogenität mindestens werden, um eine bestimmte Genauigkeit zu erzielen (Abb. 9)?

Genauigkeit	$n$
5 %	20 bis 55
10 %	5 bis 14
15 %	2 bis 6
20 %	1 bis 4
25 %	< 1 bis 2
30 %	≪ 1 bis 2

Nach der obigen Tabelle dürfte sich unter normalen Umständen eine Genauigkeit von 10 bis 15% erzielen lassen. Bei 5% wird nicht nur  $n$  sondern auch  $M$  sehr groß (Abb. 10). Die Annahmen, unter denen diese Berechnungen durchgeführt wurden, mögen im einzelnen falsch sein, sie zeigen aber auf jeden Fall, daß es nicht zweckmäßig ist, Einzelproben ein zu großes Gewicht beizumessen. Es ist unrationell, in einer Probe wesentlich mehr als die oben angegebene Menge auszuzählen.

Diese ganzen Überlegungen gelten grundsätzlich auch für Netzfänge. Die Streuung bei Mehrfachbestimmungen dürfte bei ihnen ähnlich sein (s. S. 209); es ist aber zu bedenken, daß jeder Netzfang das Forschungsschiff aufhält.  $n$  wird daher nicht beliebig gewählt werden können, sondern dürfte zumeist recht klein sein.

### Zusammenfassung

1. Auf Grund von eigenen Beobachtungen, Literaturangaben und Überlegungen ist zu erwarten, daß eine einzelne Planktonprobe im Durchschnitt um 15 bis 25% um den mittleren Planktongehalt des betreffenden Wasserkörpers streuen dürfte.

2. Unter der Voraussetzung, daß in einer gegebenen Zeit in 5 oder 10 Proben zusammen gerade halb so viele Einheiten gezählt werden können wie in einer einzelnen, lassen sich optimale Arbeitsbedingungen berechnen.

3. In jeder einzelnen Probe sollten je nach Heterogenität maximal nur 35 bis 15 Einheiten gezählt werden.

4. Unter diesen Bedingungen ist mit vertretbarem Aufwand eine Genauigkeit von 10 bis 15% zu erzielen.

### Summary

1. As a result of my own observations and data in the literature my conclusion is that a single plankton sample would be expected to scatter in the range of 15 to 25% around the mean value of the plankton content of the water body.

2. Assuming that in a given time in 5 or 10 samples taken together, half

as many individuals can be counted as in one single sample, optimum working conditions can be determined.

3. In every single sample there should be counted only a maximum of 35 to 15 individuals differing with the heterogeneity.

4. Under these conditions it is possible with a reasonable expense to achieve 10 to 15% accuracy.

### Schrifttum

- B a n s e, K., 1956: Produktionsbiologische Serienbestimmungen im südlichen Teil der Nordsee im März 1955. Kieler Meeresf. **12**, 2.
- E h r e n b a u m, E., 1908: Über Eier und Jugendformen der Seezunge und anderer im Frühjahr laichender Fische der Nordsee. Wissensch. Meeresunt. Abt. Helgoland N. F. **8**, 9.
- und S t r o d t m a n n, S., 1904: Eier und Jugendformen der Ostseefische. I. Bericht. Wissensch. Meeresunters. Abt. Helgoland N. F. **6**, 1.
- G i l l b r i c h t, M., 1959: Das Phytoplankton im nördlichen Nordatlantischen Ozean im Spätwinter und Spätsommer 1958. Dtsche. Hydr. Ztschr. Erg. H. Reihe B, **3**.
- 1962: Die Frühjahrswucherung des Phytoplanktons in einem flachen Gezeitenmeer. Kieler Meeresf. (im Druck).
- H a g m e i e r, E., 1960: Untersuchungen über die Menge und die Zusammensetzung von Seston und Plankton. Dissertation, Kiel.
- H a s l e, G., 1954: The Reliability of Single Observations in Phytoplankton Surveys. Nytt Magasin for Botanikk **2**.
- H e n s e n, V., 1887: Über die Bestimmung des Planktons. V. Bericht der Commission zur wissenschaftl. Unters. d. deutsch. Meere in Kiel.
- 1892: Einige Ergebnisse der Expedition. aus K r ü m m e l: Reisebeschreibung der Plankton-Expedition der Humboldt-Stiftung. Kiel und Leipzig.
- 1912: Zur Feststellung der Unregelmäßigkeiten in der Verteilung der Planktonen. Wissensch. Meeresunters. Abt. Kiel N. F. **14**.
- H e r d m a n n, W., 1921: Variations in successive vertical Plankton Hauls at Port Erin. Proc. and Transact. of the Liverpool Biol. Society **35**.
- H o l m e s, R., und W i d r i g, T., 1956: The Enumeration and Collection of Marine Phytoplankton. J. du Conseil **22**, 1.
- K ü n n e, C., 1929: Vergleich der Fangfähigkeit verschiedener Modelle von Plankton-Netzen. Rapp. et Procès-Verb. **59**.
- 1933: Weitere Untersuchungen zum Vergleich der Fangfähigkeit verschiedener Modelle von vertikal fischenden Plankton-Netzen. Rapp. et Procès-Verb. **83**.
- K u t k u h n, J., 1958: Notes on the Precision of Numerical and Volumetric Plankton Estimates from Small-sample Concentrates. Limnology and Oceanography **3**, 1.
- M a r s h a l l, S., 1949: On the biology of the small Copepods in Loch Striven. J. Mar. Biol. Ass. **28**.
- M o t o d a, S., und A n r a k u, M., 1955: The variability of catches in vertical plankton hauls. Bull. Faculty Fish. Hokkaido Univ. **6**, 2.
- S i l l i m a n, R., 1946: A study of variability in plankton tow-net catches of pacific pilchard (*Sardinops caerulea*) eggs. J. Mar. Res. **6**, 1.
- S t e e m a n n N i e l s e n, E., 1935: Eine Methode zur exakten quantitativen Bestimmung von Zooplankton. Mit allgemeinen Bemerkungen über quantitative Planktonarbeiten. J. du Conseil **10**, 3.
- S t r o d t m a n n, S., 1906: Laichen und Wandern der Ostseefische. II. Bericht. Wissensch. Meeresunters. Abt. Helgoland N. F. **7**, 4.
- 1908: Eier und Larven der im Winter laichenden Fische der Nordsee. Wissensch. Meeresunters. Abt. Helgoland N. F. **8**, 7.
- 1918: Weitere Untersuchungen über Ostseefische. III. Bericht. Wissensch. Meeresunters. Abt. Helgoland N. F. **14**, 1.
- W i n s o r, C., und C l a r k e, G., 1940: A statistical study of variation in the catch of plankton nets. J. Mar. Res. **3**, 1.
- W u l f f, A., 1926: Nannoplankton-Untersuchungen in der Nordsee. Wissensch. Meeresunters. Abt. Helgoland N. F. **15**, 3.
- Z o b e l l, C., 1941: Apparatus for collecting water samples from different depths for bacteriological analysis. J. Mar. Res. **4**.