

# Randomisierte Ähnlichkeitsanalyse von Lebensgemeinschaften am Beispiel von Mesokosmos-Versuchen in der Ökotoxikologie

Marita Engels und Hans Toni Ratte

## Synopsis

By means of two mesocosm studies, the statistical test method of SMITH (1986) for investigating structural differences between communities is explained. The test procedure uses a similarity measure for pairwise comparison of samples drawn from the same and from different communities. The quotient of mean between-similarity and within-similarity serves as statistical measure which is tested using a probability distribution derived by a randomized permutation procedure. The method is seen as appropriate for many problems in community ecology.

*multispecies system, similarity, statistical test, plankton community, randomized permutation procedure*

## 1. Einleitung

Viele Fragestellungen in der Ökologie verlangen, Veränderungen in Lebensgemeinschaften in Raum oder Zeit kausal zu analysieren und deren statistische Signifikanz aufzuzeigen. Im Sinne der Statistik sind Lebensgemeinschaften Untersuchungseinheiten, die viele Merkmale (= Organismenarten) besitzen, deren Ausprägungen (= z. B. Abundanzen) von mehreren Faktoren, biotischen, abiotischen oder auch xenobiotischen, abhängen. Um auf diese Art multivariater Daten Standardschätz- und Testverfahren anzuwenden, z. B. eine multivariate Varianzanalyse (MANOVA) oder Faktorenanalyse, bedarf es mindestens so vieler Replikate, wie Arten oder systematische Taxa betrachtet werden (SMITH & MERCANTE 1989, WEBER 1980). Statistische Schätzungen und Testungen erweisen sich daher in der Regel als kaum durchführbar, da eine entsprechende Zahl von Replikaten in den seltensten Fällen vorliegt. Hinzu kommt, daß Häufigkeiten einzelner, insbesondere seltener Arten meist nicht normalverteilt sind.

Als Ausweg werden dann oftmals nur einzelne Arten berücksichtigt und hierbei univariate parametrische Schätz- und Testmethoden angewendet (z. B. Varianzanalyse: GIDDINGS & al. 1984, BOYLE 1980, CROSSLAND & BENNETT 1984, STEPHENSON & al. 1986; t-Test: LAY & al. 1985). Häufig wird angenommen, Varianzanalyse und t-Test seien robust gegenüber Abweichungen von der Normalverteilung (HELSEL 1987), was mit dem zentralen Grenzwertsatz der Statistik begründet wird. Dieser trifft aber nur für große Stichproben zu, deren Umfang mindestens 30 beträgt. Darüberhinaus zeigten MONTGOMERY & LOFTIS (1987), daß z. B. der t-Test nur solange robust gegenüber Abweichungen von der Normalverteilung ist, wie die übrigen Voraussetzungen gegeben sind: Varianzhomogenität und gleicher Stichprobenumfang. Abweichungen von diesen Voraussetzungen führen aber zu einer Einbuße an Teststärke (HELSEL 1987). Die Anwendung nichtparametrischer Verfahren (z. B. WILCOXON-Rang-Test für zwei Stichproben (HURLBERT & al. 1972) oder KRUSKAL-WALLIS-Test (STACEY & MARCOTTE 1987)) setzen zwar nicht die Normalverteilung der Daten voraus, doch berücksichtigen sie nur einzelne Arten. Je komplexer jedoch eine Lebensgemeinschaft strukturiert ist, desto weniger aussagekräftig dürften Tests sein, die nur einzelne Arten berücksichtigen.

Schätz- und Testverfahren zur Absicherung von Veränderungen in Lebensgemeinschaften sollten folgenden Anforderungen genügen:

- Sie sollten eine zusammenfassende Aussage erlauben darüber, ob sich die Struktur von Lebensgemeinschaften zu zwei verschiedenen Zeitpunkten oder an zwei verschiedenen Orten signifikant unterscheidet,
- sie sollten parameterfrei sein, da Normalverteilung der Abundanz-Daten oftmals nicht gegeben ist,
- sie sollten stark genug sein, um trotz des oftmals geringen Stichprobenumfangs und der Streuung von Replikaten auftretende Veränderungen abzusichern und
- sie sollten auch eine Prüfung erlauben, welche Arten am meisten zur Strukturveränderung beigetragen haben.

Für die genannten Anforderungen und Fragestellungen hat SMITH (1986) ein Testverfahren vorgeschlagen, das - soweit wir übersehen - noch keinen Eingang in Lehrbücher der Statistik gefunden hat. Es soll am Beispiel einer ökotoxikologischen Fragestellung vorgestellt werden, weil es von allgemeinem Interesse für jene Ökologen sein dürfte, die sich mit der Analyse und dem Vergleich von Lebensgemeinschaften beschäftigen.

## 2. Mesokosmos-Experimente als Beispiel

Um das Testverfahren der randomisierten Ähnlichkeitsanalyse zu erläutern, werden die Daten von zwei Mesokosmos-Experimenten benutzt, die in je drei künstlichen Teichen (Edelstahlbecken von 5m<sup>3</sup> Volumen) auf dem Gelände der Fa. Bayer AG, Leverkusen durchgeführt wurden. Die Versuche dienen einer Eignungsprüfung derartiger Systeme für ökotoxikologische Tests (eingehend beschrieben in HEIMBACH & al. 1992). Die drei Systeme sind vor einem Versuch über Schleusen miteinander verbunden, so daß identische Startbedingungen hergestellt werden können. Für die Versuche werden die Systeme durch Schließen der Schleusen voneinander abgetrennt.

Ein erster Jahresgang diente der Prüfung, inwieweit und wie lange sich die Lebensgemeinschaften in den drei gleich behandelten Mesokosmen gleich entwickeln, wenn keine Prüfsubstanz appliziert wird (Versuch "Gleichentwicklung"). Nur, wenn sich die Systeme über die Länge einer Testperiode gleich entwickeln, kann bei einer Substanzprüfung ein System als Kontrolle dienen, während in den beiden übrigen auf Substanzeffekte geprüft werden kann. Mit ca. 10 Wochen wurde im ersten Versuch eine für den angestrebten Zweck genügend lange Gleichentwicklung nachgewiesen, so daß im zweiten Versuch der Wirkstoff Cyfluthrin (Insektizid) appliziert werden konnte (zwei Teiche in unterschiedlicher Dosis, dritter Teich als Kontrolle; Versuch "Insektizidapplikation").

Tab. 1: Erfasste Zooplanktontaxa in den Modellsystemen.

Cladocera:	Copepoda:
<i>Daphnia magna</i>	Cyclopoidea
<i>Daphnia spec.</i>	Nauplii
<i>Bosmina longirostris</i>	Copepodid-Stadien
<i>Chydorus sphaericus</i>	
<i>Alona affinis</i>	Ostracoda
<i>Pleuroxus spec.</i>	
Rotatoria:	Insecta:
<i>Keratella quadrata</i>	Chironomidae
<i>Polyarthra spec.</i>	Chaoboridae
<i>Lecane lunaris</i>	
<i>Lepadella spec.</i>	
<i>Asplanchna spec.</i>	
<i>Synchaeta spec.</i>	

In mindestens wöchentlichen Intervallen wurden Phyto- und Zooplankton-, sowie Benthosproben ausgewertet. Die Ähnlichkeitsanalyse soll jedoch nur für das Zooplankton demonstriert werden, das in 18 Taxa (system. Einheiten) unterschieden wurde (Tab. 1).

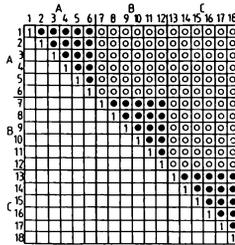
## 3. Auswertung

Um zu prüfen, inwieweit sich unbelastete Systeme in Struktur und Dynamik gleich entwickeln oder Abweichungen auftreten, war zunächst ein quantitatives Maß zu wählen, das Gleichheit oder Unterschiedlichkeit von Lebensgemeinschaften adäquat repräsentiert. Als geeignetes summarisches Vergleichsmaß erwies sich der Similaritätsindex nach STANDER (Gleichung 1, STANDER 1970, zitiert in SMITH 1986), in den relative Häufigkeiten eingehen:

$$SIMI = \frac{\sum (P_{ij} * P_{in})}{\sqrt{(\sum P_{ij}^2 * \sum P_{in}^2)}} \quad (1)$$

wobei P<sub>ij</sub>: relative Häufigkeit von Art i in Probe j; P<sub>in</sub> relative Häufigkeit von Art i in der Vergleichsprobe.

Die Ähnlichkeitsanalyse ist in Anlehnung an varianzanalytische Methoden (ANOVA) entwickelt worden. Sie bewertet die Variabilität des gewählten Maßes *zwischen* den verschiedenen Systemen auf der Basis der Variabilität desselben Maßes *innerhalb* der Systeme. Im vorliegenden Beispiel wird die mittlere Ähnlichkeit von Proben aus verschiedenen Systemen (between-similarity, B) mit der Ähnlichkeit von Proben innerhalb eines Systems (within-similarity, W) verglichen. Für die drei Biozönosen wird hierfür zunächst eine Ähnlichkeitsmatrix erstellt, indem alle Proben paarweise über den Ähnlichkeitsindex verglichen werden (Abb. 1). Bei Ungleichheit der Biozönosen sollten Proben aus einunderselben Lebensgemeinschaft im Mittel eine höhere Ähnlichkeit aufweisen als jene aus verschiedenen Systemen (d. h.  $W > B$ )



**Abb. 1:** Similarity-Matrix für die drei Mesokosmen A, B und C; offene Kreise: Between-Similarity W; gefüllte Kreise: Within-Similarity B.

Als Teststatistik wird der Quotient aus den beiden mittleren Similarities,  $L_{data} = \bar{B}/\bar{W}$ , verwendet. Bei Ungleichheit der Biozönosen sollte  $L_{data} < 1$  sein. Dagegen ist bei nahezu Gleichheit der Biozönosen im Mittel  $\bar{B}$  gleich  $\bar{W}$  und  $L_{data} \approx 1$ . Entsprechend lauten die Test-Hypothesen (2):

Nullhypothese:  $\bar{B} = \bar{W}$  (2)

$$L = \bar{B}/\bar{W} = 1$$

Alternativhypothese:  $B < W$

$$L = \bar{B}/\bar{W} < 1$$

Die Wahrscheinlichkeitsverteilung für L unter Gültigkeit der Nullhypothese wird empirisch über ein Permutationsverfahren bestimmt: alle Proben werden zufallsgemäß den drei Lebensgemeinschaften zugeordnet. Für die Prüfverteilung reichen um die 1000 Permutationen aus. Die Gesamtzahl der möglichen Permutationen ergibt sich aus (3).

$$P = N! / (n_1! \dots n_i! \dots n_k!) \tag{3}$$

wobei P: Zahl der Permutationen; N: Gesamtzahl der Proben aus allen Systemen;  $n_i$ : Proben pro System; k: Anzahl der Systeme, die verglichen werden

Für jede dieser Permutationen wird  $\bar{B}$  und  $\bar{W}$  sowie ihr Verhältnis L berechnet (im folgenden bezeichnet:  $B_{permute}$ ,  $W_{permute}$  und  $L_{permute}$ ). Die auf diese Weise erzeugte Verteilung von  $L_{permute}$  dient der Bewertung des beobachteten  $L_{data}$ . Dabei wird geprüft, ob der Mittelwert der  $L_{permute}$  durch dieses Verfahren deutlich größer wird als  $L_{data}$ , d. h. ob die Ähnlichkeit der Systeme durch das Permutationsverfahren größer wird. Treten durch Permutation keine bedeutenden Änderungen ein, so müssen die Systeme schon vor der Permutation gleich gewesen sein; dann ist die Nullhypothese richtig. Bei einem Signifikanzniveau von z. B. 5% muß hierfür das beobachtete  $L_{data}$  im 95%-Bereich (= Annahmehereich der Nullhypothese) der Verteilung der  $L_{permute}$  liegen. Wenn sich jedoch  $L_{permute}$  deutlich in Richtung 1 vergrößert hat und  $L_{data}$  im 5%-Bereich der Verteilung (= Ablehnungsbereich der Nullhypothese) liegt, so sind die Systeme erst durch die Permutation "gleich gemacht" worden, waren also vorher verschieden. Dies führt zur Annahme der Alternativhypothese. Die kritische Signifikanzgrenze  $L_{krit}$ , anhand derer  $L_{data}$  bewertet wird, ist bei einem Signifikanzniveau von 5% und 1000 durch Permutation erzeugten und aufsteigend geordneten  $L_{permute}$  der 50ste Wert.

Es kann das Verständnis der Ergebnisse erhöhen, zu wissen, welchen Einfluß die einzelnen Arten auf das Ergebnis der Ähnlichkeitsanalyse haben. Sie können die mittlere Between-Similarity erhöhen oder senken. Dazu

berechnet man die Ähnlichkeitsmatrix (Abb. 1) ohne die betreffende Art und berechnet deren relativen Einfluß  $inf_i$  nach Gleichung (4).

$$inf_i = 100 \cdot (B_{-i} - B) / B \quad (4)$$

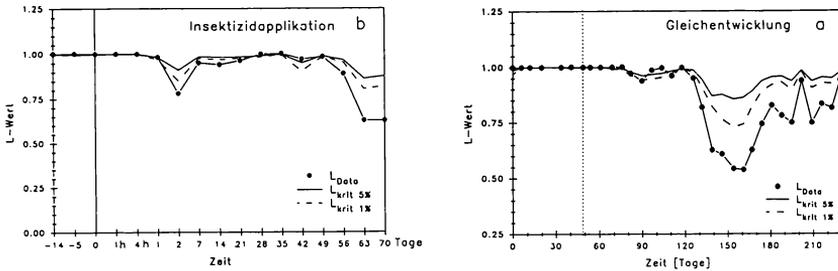
wobei  $inf_i$ : relativer Einfluß der Art  $i$ ;  $B_{-i}$ : mittlere Between-Similarity ohne Art  $i$ ;  $B$ : mittlere Between-Similarity aller Arten

#### 4. Ergebnisse

Für die hier zu vergleichenden Systeme standen pro Meßzeitpunkt insgesamt 18 Proben, 6 aus jedem System, zur Verfügung ( $n_i = 6$ ,  $N = 18$ ). Nach Formel 3 ergeben sich damit 17153136 mögliche Permutationen, von denen jedoch nur 1000 zufällig ausgewählte für das Verfahren erforderlich waren. Abb. 2a zeigt für den Versuch "Gleichtentwicklung" die Werte  $L_{data}$  und  $L_{krit}$  für die Signifikanzniveaus von 5% und 1%, die Abb. 2b entsprechende Werte für den Versuch "Insektizidapplikation".

Unbelastet entwickelten sich die Systeme bis ca. 8 Wochen nach Schießen der Schleusen nahezu gleich. Mit Ausnahme von 2 Terminen lag  $L_{data}$  über den Werten von  $L_{krit}$  und somit innerhalb des Annahmereichs der Nullhypothese. Etwa 70 Tage nach Abtrennung der Systeme kam es zu hochsignifikanten Abweichungen der Struktur, die bis zum Schluß des Experiments bestehen blieben.

Die Insektizidapplikation führte nach 2 Tagen zu einem signifikanten Abfall der Between-Similarity der Systeme. Nach etwa 3 Wochen zeigten die Systeme wiederum Übereinstimmung im Zooplankton. Nach ca. 40 Tagen entwickelten sich die Systeme deutlich auseinander.



**Abb. 2:** Werte der Teststatistik  $L_{data}$  (Symbole) und  $L_{krit}$  (5%, durchgezogene Linie; 1%, gestrichelte Linie). Die Nullhypothese gilt, wenn  $L_{data}$  oberhalb der kritischen Grenze liegt.

- a) Versuch "Gleichtentwicklung"; senkrechte gestrichelte Linie: Zeitpunkt der Abtrennung der Systeme.  
 b) Versuch "Insektizidapplikation"; senkrechte Linie: Zeitpunkt der Abtrennung der Systeme und der Insektizidapplikation.

#### 5. Diskussion

Zunächst muß darauf hingewiesen werden, daß die Signifikanzaussagen des Tests strenggenommen nur für den jeweils betrachteten Probenzeitpunkt gelten. Bei einer Aussage über den Gesamtzeitraum des Experiments anhand des vorgestellten Tests würde die gewählte Irrtumswahrscheinlichkeit überschritten. Die Erweiterung auf einen multiplen Test würde bedeuten, daß bei einem multiplen Signifikanzniveau von z. B. 5% sich das Niveau für die Einzelvergleiche auf Werte  $< 5\%$  erniedrigen würde. Hierdurch würden die Einzeltests konservativer reagieren, d. h. es würde die Gleichheitshypothese (Nullhypothese) länger beibehalten. Diese Betrachtung hat jedoch keine negativen Auswirkungen auf die im Folgenden gezogenen Schlüsse.

Weiterhin könnten Probleme darin gesehen werden, inwieweit nicht die Wahl des Ähnlichkeitsmaßes das Testergebnis beeinflusst. Natürlich hängt die *biologische Interpretation* der Ergebnisse von der Wahl des Similarity-Index ab. Die Anwendung und Eignung der verschiedenen Maße kann hier jedoch nicht diskutiert werden (vgl. hierzu z. B. SNEATH & SOKAL 1973, HELLAWELL 1978, LAMONT & GRANT 1979, HADJU 1981, oder Anwendungsbeispiele von TUCHMAN & BLINN 1979, JOHNSON & MILLIE 1982, SMITH 1986). Die *statistische Interpretation* durch den Test dürfte allerdings davon weniger betroffen sein: Anlage des Tests und die gewählte Teststatistik lassen vermuten, daß der Test relativ robust sein dürfte und unabhängig vom Similaritätsindex

zu nahezu gleichen Aussagen kommt, denn die Testgröße  $L$  wird immer aus dem Verhältnis der gewählten Indices ( $B/W$ ) gebildet und es gehen keine absoluten Differenzen ein. Als Bestätigung dieser Annahme kann eine Testung derselben Daten mit dem STEINHAUS-Index (LEGENDRE & LEGENDRE 1987) angesehen werden, der absolute Häufigkeiten benutzt. Der Wert dieses Index unterlag zwar deutlicheren Schwankungen, da die absoluten Häufigkeiten seltenerer Arten stärker schwanken als die relativen. So fielen die Werte der Within-Similarity mit etwa 0,6 bis 0,8 gegenüber 0,8 bis 1,0 beim STANDER-Index deutlich niedriger aus, Tests mit dem STEINHAUS-Index führten jedoch zu den selben Schlüssen wie die vorgestellten Tests. Entsprechendes war auch bei der Verwendung von Biomassen, die mit dem STANDER-Index ebenfalls berechnet werden können, festzustellen. Hierbei trat der Effekt auf, daß Organismen relativ hoher Biomasse (in unserem Fall *Daphnia magna*) wegen ihrer allgemein geringeren Häufigkeit und des damit verbundenen Stichprobenfehlers eine deutliche Reduktion der Within-Similarity hervorrufen. Generell bewirken jene Maße, welche die Within-Similarity erniedrigen, daß biotische oder xenobiotische Effekte statistisch schwieriger abzusichern sind, da die Between-Similarity auf der Basis der Within-Similarity bewertet wird. Ein Nachteil der Permutationsmethode besteht allerdings darin, daß die Größe des Unterschieds zwischen mittlerer Between- und Within-Similarity nicht mit bewertet werden kann. Dies kann dazu führen, daß unwichtige kleine Unterschiede in der Similarität genau so stark bewertet werden wie große Unterschiede. In jedem Fall sollte der Betrag des Unterschieds zwischen Between- und Within-Similarity bei einer Interpretation mitberücksichtigt werden.

Wie alle statistischen Tests, so beweist auch dieser Test nichts: die als signifikant ausgewiesenen Systemunterschiede müssen nicht durch biologisch signifikante Kausalitäten hervorgerufen worden sein. Dies muß eine Interpretation der Ergebnisse berücksichtigen. So messen wir den Unterschieden am 85. und 105. Tag im Versuch "Gleichentwicklung", wo jeweils einmalig eine Signifikanz aufgezeigt wurde (Abb. 2a), keine biologische Bedeutung zu (vgl. die Betrachtung zu Beginn dieses Abschnitts). Bei mehrmaliger Anwendung des Test kann das seltener Ereignis auftreten, daß die Testgröße im Ablehnungsbereich der Wahrscheinlichkeitsverteilung liegt, obwohl die Nullhypothese richtig ist ( $\alpha$ -Fehler). Andererseits können unerhebliche Gangunterschiede der Populationsdynamik, wie sie bei nicht exakt zeitgleichen exponentiellen Anwuchsphasen nach Populationszusammenbrüchen auftreten, dazu führen, daß zu einem betrachteten Zeitpunkt gelegentlich größere Abundanzunterschiede festgestellt werden. Diese sind aber meist nur kurzzeitig und müssen nicht auf grundsätzlichen Strukturunterschieden der Lebensgemeinschaften beruhen.

Im Gegensatz dazu sind die Strukturunterschiede nach dem 120. Tag hochsignifikant und über den Rest der Versuchszeit nachweisbar. Die biologische Ursache lag in einer unkontrollierten und ungleichen Entwicklung von Makrophyten, die aus dem Sediment keimten. Als für diese Systeme zu große Organismen beeinflussen sie offenbar das Milieu für die Algen - und sekundär die Nahrungsgrundlage für die Zooplankter - in den drei Systemen unterschiedlich. Dies führte zu dem Schluß, daß bei Einsatz dieser Systeme in ökotoxikologischen Tests Makrophyten ausgeschaltet oder kontrolliert werden müssen.

Im Versuch "Insektizidapplikation" (Abb. 2b) ließen sich für etwa drei Wochen signifikante Strukturunterschiede aufzeigen. Durch eine selektive Dezimierung der Crustaceen kam es zu einer Dominanz der Rotatorien. Nachdem die Wirkstoffkonzentrationen infolge von Abbauvorgängen die für die Crustaceen kritischen Effektkonzentrationen unterschritten hatten, stellte sich die alte Strukturübereinstimmung wieder ein. Nach dem 50. Tag riefen unterschiedlich aufkeimende Makrophyten wiederum Divergenzen hervor.

Zusammenfassend erfüllt die randomisierte Ähnlichkeitsanalyse die eingangs genannten Anforderungen an ein für die Analyse von Strukturveränderungen in Lebensgemeinschaften geeignetes Testverfahren. Auch der Einfluß einzelner Arten kann untersucht werden (siehe Gleichung 4). Das Verfahren bietet außerdem den Vorteil der Einfachheit und guten Durchschaubarkeit. Der Permutationsalgorithmus läßt sich einfach auf jedem PC programmieren. Das Verfahren kann sowohl für Biomasse- als auch für Strukturdaten angewendet werden, deren Veränderungen z. B. infolge biotischer und xenobiotischer Einflüsse statistisch abgesichert werden sollen.

## **Danksagung**

Wir danken Dr. F. Heimbach, Bayer AG, für die gute Zusammenarbeit.

## **Literatur**

BOYLE, T. P., 1980: Effects of the aquatic herbicide 2,4-D DMA on the ecology of experimental ponds.- Environm. Pollution (Series A) 21: 35-49.

- CROSSLAND, N. O. & D. BENNETT, 1984: Fate and biological effects of Methyl-Parathion in outdoor ponds and laboratory aquaria. I. Fate. - *Ecotox. & Environm. Savety* 8: 471-481.
- GIDDINGS, J. M., FRANCO, P. J., CUSHMAN, R. M., HOOK, L. A., SOUTHWORTH, G. R. & A. J. STEWART, 1984: Effects of chronic exposure to coal-derived oil on freshwater ecosystems, II Experimental Ponds. - *Env. Tox. & Chem.* 3: 465-488.
- HADJU, L. J., 1981: Graphical comparison of resemblance measures in phytosociology. *Vegetatio* 48: 47-59.
- HEIMBACH, F., RATTE, H. T. & W. PFLÜGER, 1992: Use of small artificial ponds for assessment of hazards to aquatic ecosystems. - *Env. Tox. & Chem* 11: 27-34.
- HELLAWELL, J. M., 1978: Biological Surveillance of Rivers: A Biological Monitoring Handbook. - Water Research Centre, Stevange Englan.
- HELSEL, D. R., 1987: Advantages of nonparametric procedures for analysis of water quality data. *Hydrological Sciences* 32: 179-189.
- HURLBERT, St. H., MULLA, M. S. & H. R WILLSON, 1972: Effects of an organophosphorous insecticide on the phytoplankton, zooplankton and insect populations of fresh water ponds. *Ecol. Monographs* 42: 269-299.
- JOHNSON, B. E. & D. F. MILLIE, 1982: The estimation and applicability of confidence intervals for Stander's similarity index (SIMI) in algal assemblage comparisons. *Hydrobiologia* 89: 3-8.
- LAMONT, B. & K. J. GRANT, 1979: A comparison of twenty measures of site dissimilarity. In: L. ORLOCI & C. L. RAO & W. M. STITELER (eds.): *Multivariate Methods in ECOLOGICAL Work*. International Cooperative Publishing House, Fairland, Maryland, S. 101-126.
- LAY, J. P., SCHAUERTE, W., PEICHL, L., KLEIN, W. & F. KORTE, 1985: Influence of Benzene on the phytoplankton and on *Daphnia pulex* in compartments of an experimental pond. - *Ecotox. & Envirom. Savety* 10: 218-227.
- LEGENDRE, L. & P. LEGENDRE, 1983: *Numerical Ecology (Developments in environmental modelling, 3)*. - Elsevier, Amsterdam, Oxford, New York, 585 S.
- MONTGOMERY, R. H. & J. C. LOFTIS, 1987: Applicability of the t-Test for detecting trends in water quality variables. - *Water Resources Bulletin* 23: 653-661.
- SMITH, E. P., 1986: Randomized similarity analysis of multispecies laboratory and field experiments. - In: A. H. EL-SHAARAWI & R. E. KWIATKOWSKI (eds.): *Statistical Aspects of Water Quality Monitoring*, Elsevier, New York: 261-272.
- SMITH, E. P. & D. MERCANTE, 1989: Statistical concerns in the design and analysis of multispecies microcosm and mesocosm experiments. - *Toxicity Assessment* 4: 129-147.
- SNEATH, P. H. A. & R. R. SOKAL, 1973: *Numerical Taxonomy: the Principals and Practices of Numerical Classification*. Freeman, Publishing Company, San Francisco.
- STACEY, B. M. & B. M. MARCOTTE, 1987: Chronic effects of No 2 fuel oil on population dynamics of harpactoid copepods in experimental marine mesocosms. - *Marine Ecology Progress Series* 40: 61-86.
- STEPHENSON, G. L., KAUSHIK, N. K., SOLOMON, K. R. & K. DAY 1986: Impact of Methoxychlor on freshwater communities of plankton in limnocorrals. - *Env. Tox. & Chem.* 5:587-603.
- TUCHMANN, M. & D. W. BLINN, 1979: Comparison of attached algal communities on natural and artificial substrata along a thermal gradient. - *Brit. Physiol. J.* 14: 243-254.
- WEBER, E., 1980: *Grundriß der biologischen Statistik*. - Gustav Fischer Verlag, Stuttgart, New York, 652 S.

## Adresse

Marita Engels  
 Hans Toni Ratte  
 Lehrstuhl für Biologie V (Ökologie, Ökotoxikologie, Ökochemie)  
 Rhein. Westf. Technische Hochschule Aachen  
 Worringerweg 1

W-5100 Aachen

# ZOBODAT - [www.zobodat.at](http://www.zobodat.at)

Zoologisch-Botanische Datenbank/Zoological-Botanical Database

Digitale Literatur/Digital Literature

Zeitschrift/Journal: [Verhandlungen der Gesellschaft für Ökologie](#)

Jahr/Year: 1992

Band/Volume: [21\\_1992](#)

Autor(en)/Author(s): Ratte Hans Toni, Engels Marita

Artikel/Article: [Randomisierte Ähnlichkeitsanalyse von Lebensgemeinschaften am Beispiel von Mesokosmos-Versuchen in der Ökotoxikologie 303-308](#)