

Statistische Analyse am Beispiel der Populationsökologie der Zebra-schnecke (*Zebrina detrita*)

Eine Untersuchung während des DJN-Süd-West-Pfingstlagers in Oberbergen (Kaiserstuhl) vom 29.05. - 04.06.1993

von Alfons Krismann

Vorbemerkung

Angeregt durch ein Praktikum an der Uni Zürich haben wir auf dem Pfingstlager im Kaiserstuhl populationsökologische Untersuchungen an der Zebra-schnecke (*Zebrina detrita*) durchgeführt. Ökologie kommt leider sehr oft nicht ohne Statistik aus, insbesondere dann nicht, wenn sie quantitativen (zahlenmäßigen) Charakter besitzt.

Am Beispiel der Zebra-schnecke möchte ich relativ ausführlich die Schritte und Kriterien schildern, die bei einer statistischen Auswertung nötig sind. Ich will keinen allgemeinen Überblick über statistische Verfahren geben, sondern exemplarisch zeigen, was man mit Statistik machen kann und was nicht.

Als Einleitung in die angewandte Statistik für ökologische Fragestellungen empfehle ich in folgender Reihenfolge: LAMPRECHT (1992), EHRENBURG (1986), MÜHLENBERG (1993), CAMPBELL (1971 oder eine der späteren englischen Ausgaben), KREBS (1989), SIEGEL (1985), LOZAN (1992), SACHS (1993), SACHS (1990), LUDWIG & REYNOLDS (1988), SOUTHWOOD (1978) und SACHS (1992).

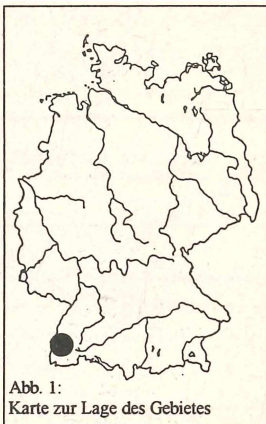


Abb. 1:
Karte zur Lage des Gebietes

1. Einleitung

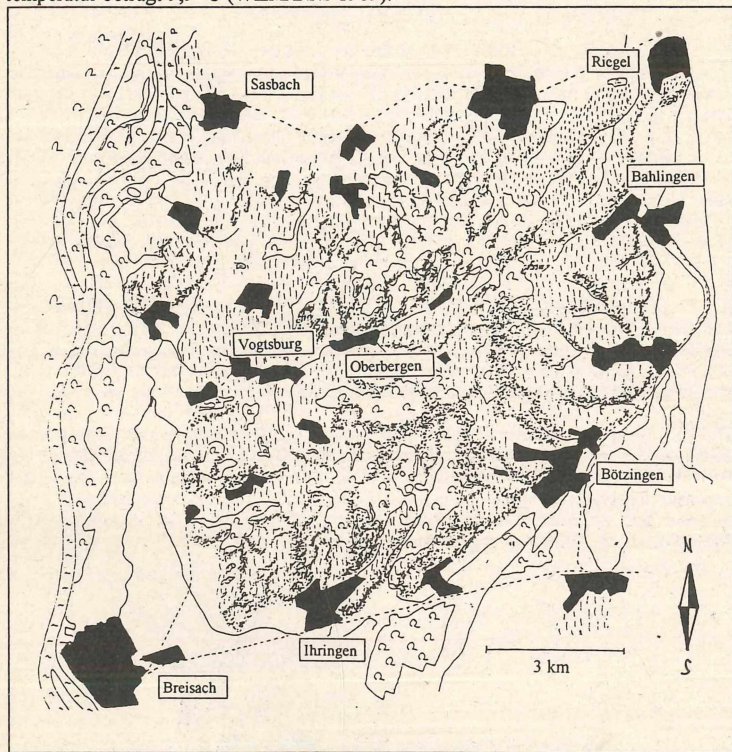
Vom 30.05. bis 02.06.93 wurde während des DJN-Pfingstlagers in Oberbergen (Kaiserstuhl, Breisgau) ein Markierungsversuch ("Fang- und Wiederfang") an der Zebra-schnecke (*Zebrina detrita*) durchgeführt. Während dieses Versuchs wurden alle Schnecken individuell markiert, wieder an ihren Fundort zurückgesetzt und ihre Standorte in den nächsten drei Tagen notiert.

Ziel der Untersuchung war herauszufinden,

- a.) ob die Schnecken sich bevorzugt in eine Richtung ausbreiten und falls ja, in welche
- b.) wie das Verbreitungsmuster der Schnecken aussieht
- c.) wie hoch ihre Populationsdichte ist

2. Das Untersuchungsgebiet

Oberbergen liegt zentral im Kaiserstuhl (Breisgau, siehe Abb. 2), der vulkanischen Ursprungs und mit einer bis zu 30 m dicken Lößschicht überdeckt ist. Das Untersuchungsgebiet, eine steile südexponierte Lößböschung (siehe Abb. 9 und 10), befindet sich auf einer Meereshöhe von 250 m. Der Jahresniederschlag ist gering (ca. 700 mm/a), die maximale Sonnenscheindauer beträgt 1858 h/a und die mittlere Jahresdurchschnittstemperatur beträgt 9,9 °C (WILMANN 1989).



Legende:



Abb. 2: Oberbergen im Kaiserstuhl

Die südexponierte Lößböschung befindet sich in einem 1978 flurbereinigten Weinberg (Anbaugebiet "Baßgeige"), ca. 100 m außerhalb der Ortschaft Oberbergen. Die Vegetation gleicht der einer nährstoffreichen, trockenen, versauften Glatthaferwiese. Die Moosschicht ist schwach ausgeprägt, so daß der trockenharte Lößuntergrund gut sichtbar ist. Einzelne Gräser erreichen eine Höhe von ca. 1,20 m. Die Versuchsfläche liegt am Fuß der Böschung, direkt neben einer asphaltierten Straße, die als Spazierweg genutzt wird.

3. Biologie der Zebraschnecke (*Zebrina detrita*)

Die Zebraschnecke, auch Große Turmschnecke genannt, gehört zu der Familie der Turmschnecken (Enidae) und ist südosteuropäisch verbreitet. Es handelt sich um eine auffallende, leicht kenntliche Art (12 bis 25 mm hoch, 8 bis 12 mm breit) sonniger, trockener und kalkreicher Standorte, die nach zwei Jahren ausgewachsen ist und vier bis fünf Jahre alt wird. Sie besiedelt Magerrasen, versteppte Grashänge, trockene Grashänge, trockene Wiesen und Weingärten, aber auch Flächen mit Schaf- und Hasenkot (MÄDER 1940, siehe auch FRÖMMING 1954). In den Alpen erstreckt sich ihr Vorkommen bis zu einer Höhe von 1600 m ü.NN. Die Tiere fressen mit Vorliebe moderne, stets etwas feuchte Pflanzenreste u. a. von *Euphorbia*- (Wolfsmilchs-) Arten, *Medicago sativa* (Luzerne) oder *Onobrychis* (Espartette), im Kaiserstuhl v. a. *Vincetoxicum* (Schwalbenwurz). Diese Arten kommen im engeren Untersuchungsgebiet nicht vor.

Bei Trockenheit findet man die Tiere in Massen im Trockenschlaf an Pflanzenstengeln angeheftet (BOGON 1990, siehe Zusammenstellung bei FRÖMMING 1954). Je höher die Schnecken am Grashalm kriechen, desto weniger sind sie dem stark aufgeheizten Boden ausgesetzt. Es ist noch nicht bekannt, ob die Höhe am Stengel während des Trockenschlafes zufällig oder direkt von der Bodentemperatur oder einem anderen Faktor abhängt.

Die Zebraschnecken sind in der Lage sich einzugraben, bevorzugen aber den Trockenschlaf (außer sehr junge Tiere). Im Untersuchungsgebiet ist der ausgetrocknete Löß so hart, daß ein Eingraben fast unmöglich ist. Laut FRANK (1983) graben sich die Schnecken nach Regenfällen sofort wieder ein. Im Untersuchungsgebiet kann dies auch der Fall gewesen sein, spezielle Beobachtungen wurden nicht gemacht. Daneben könnten einige Mäuselöcher als Zufluchtsort genutzt worden sein.

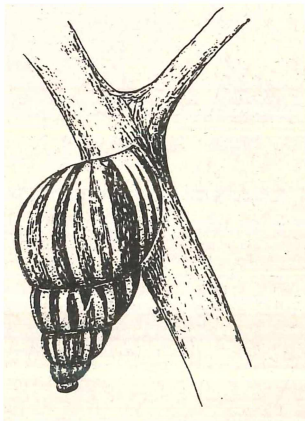


Abb. 3: Die Zebraschnecke im Trockenschlaf

Zebrina detrita ist Charakterart der *Zebrina detrita* - *Helicella obvia*-Gemeinschaft, die im Untersuchungsgebiet fragmentarisch ausgebildet ist (MILDNER 1981, KOFLER 1967).

Die Zebraschnecke ist Zwischenwirt des parasitischen Lanzettegels (*Dicrocoelium lanceatum*). Zehn bis zwanzig Prozent aller Schnecken sind nach VOGEL (1929, siehe Zusammenfassung in MALEK 1980) in Deutschland infiziert. NEUHAUS (1936) spricht gar von 25 - 65 %. An den Südhängen des Kaiserstuhls kommt eine hohe schlanke Form vor (JAECKEL & ZILCH 1962). Dies spricht für eine hohe Infizierungsrate, da nach NEUHAUS (1936) diese Form durch die Infizierung mit *Dicrocoelium lanceatum* bedingt ist (siehe Zusammenstellung in FRÖMMING 1954).

4. Methodisches Vorgehen und Ergebnisse

Die 1 m² große, quadratische Versuchsfläche wurde nach folgenden Kriterien ausgewählt:

1. Lage direkt an der Straße, um den Randeffekt der Straße mitzuerfassen
2. Möglichst homogene Pflanzenbedeckung und Untergrund

Das Quadrat wurde mit Pfählen begrenzt und sämtliche Zebraschnecken abgesammelt (siehe Abb. 3). Juvenile (junge, noch nicht geschlechtsreife) Tiere erhielten eine blaue Nummer auf ihr Schneckenhaus, adulte eine rote. Ab einer Gehäusehöhe von 1,5 cm wurden die Tiere als adult bezeichnet. Es wurden die genauen Koordinaten des Fundortes aufgeschrieben (z.B. x-Wert: 1 cm [Vertikale zum Hang], y-Wert: 99 cm [Horizontale zum Hang], z-Wert [Höhe am Stengel]: 0 cm) und die Tiere wieder zurückgesetzt. Am ersten Tag befanden sich nur sehr wenige Schnecken an einem Grashalm, diese wurden auf dem Boden gesetzt, so daß alle Schnecken bei der "Höhe" Null cm "starteten" (man kann schließlich die Schnecken nicht auf den Grashalm zurücksetzen!).

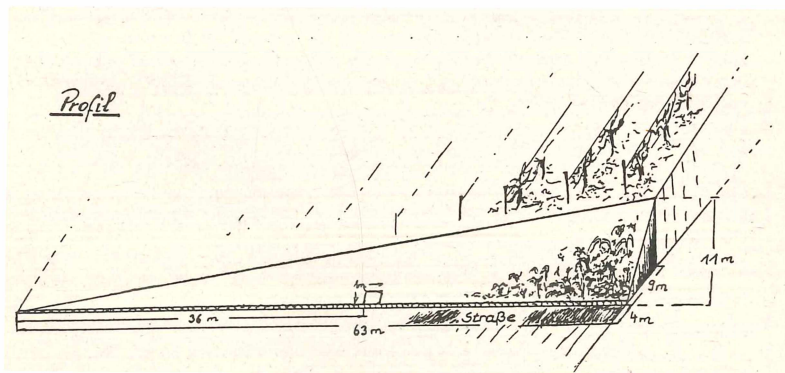


Abb. 4: Profil der Böschung mit dem Untersuchungsquadrat

An den nachfolgenden drei Tagen wurden zur selben Zeit (zwischen 17.00 und 18.00 Uhr) die markierten Schnecken im Quadrat und in einem Umfeld von ca. 8 bis 10 m gesucht. Dabei wurde die Intensität der Suche (also Suchstunden insgesamt) notiert. Ebenfalls wurden auch diejenigen Schnecken gezählt, die sich im Quadrat befanden, aber keine Nummer aufwiesen.

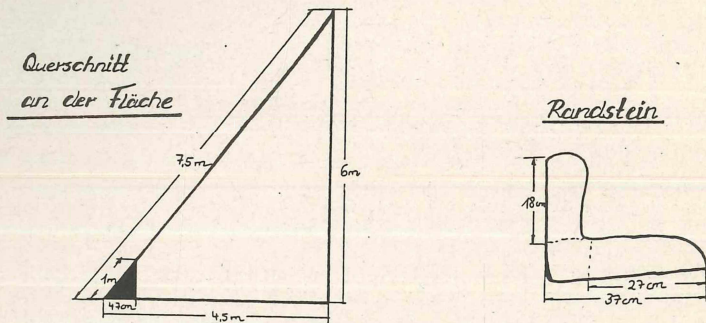


Abb. 5: Querschnitt der Böschung und Form des Straßenrandsteins auf der Höhe des Untersuchungsquadrates

4.1. Anmerkungen zu statistischen Begriffen

"Was ist Statistik?"

Statistik faßt Methoden zusammen, die uns bei Ungewißheit erlauben, vernünftige optimale Entscheidungen zu treffen. Neben der leichtverständlichen beschreibenden Statistik, die sich mit der Beschreibung einer "Grundgesamtheit" beschäftigt, versucht die beurteilende oder schließende Statistik aufgrund einer zufälligen Stichprobe auf die Grundgesamtheit zu schließen (SACHS 1992). Die beurteilende Statistik baut auf Wahrscheinlichkeitsrechnungen auf.

Eine Grundgesamtheit kann z.B. die Menschheit sein, die Bewohner einer Stadt oder alle Zebraschnecken in einem abgeschlossenen Untersuchungsgebiet. Die Abgrenzung der Grundgesamtheit hängt entscheidend von der Fragestellung ab.

"Signifikanz, Testbedingungen"

Als signifikant bezeichnet man i. d. R. diejenigen Ergebnisse, die mindestens in 95 % aller Fälle zu beobachten sind; dies kann man bzw. der Computer mit mehr oder weniger schwierigen mathematischen Formeln unter bestimmten Voraussetzungen berechnen. Diese Voraussetzungen werden oft nicht beachtet, deshalb wird z.T. zuviel Wert auf ein "signifikantes" Ergebnis gelegt. Im Falle der Methode nach HODGES und AJNE müssen u.a. folgende Voraussetzungen erfüllt sein, damit man diese Methode anwenden darf:

Testbedingte:

1. Die Daten dürfen nicht gruppiert sein. Im Falle einer axialen Verteilung (Es gibt zwei Gruppen von Schnecken, die in zwei entgegengesetzte Richtungen laufen) muß zunächst eine Transformation (Umrechnung) der Daten erfolgen.

Methodenbedingte:

2. Die markierten Schnecken sollten sich so verhalten wie unmarkierte.
3. Die Probestfläche muß zufällig ausgewählt sein.
4. Der Suchaufwand muß jeweils gleich sein.
5. Die Wiederfundrate darf nicht zu gering sein.

• Die Voraussetzungen für die Rückfangmethode (s.o.) wären:

1. Einheitliches Biotop.
2. Die Art muß zahlreich erscheinen, damit größere Fänge pro Tag möglich sind.
3. Die markierten Tiere dürfen keine größere Sterblichkeit zeigen als unmarkierte.
4. Es müssen alle Tiere gefangen werden, es darf keine Selektion (Auswahl) erfolgen.
5. Der Zeitraum zwischen den einzelnen Fängen muß groß genug sein, damit sich die markierten Tiere mit den unmarkierten mischen können.
6. Immigration (Einwanderung), Emigration (Auswanderung) und die Sterblichkeit während der Untersuchung dürfen nur sehr gering sein.

Immigration und Emigration sind in diesem Fall nicht zu vernachlässigen. Die Auswahl des Untersuchungsgebietes erfolgte nicht zufällig. Weiter ist die Größe der Versuchsfläche zu klein gewesen im Verhältnis zu der von der Gesamtpopulation besiedelten Fläche ("Konkurrenz" der Fragestellungen, siehe Fehlerquellen).

"Nullhypothese" oder was kann ich nachweisen und was nicht

Der erste Schritt bei einer statistischen Analyse ist die Formulierung der Nullhypothese (H_0). Sie besagt genau das Gegenteil meiner Arbeits- bzw. Forschungs- oder auch Alternativhypothese (H_1) aus. Wenn ich z.B. einen Unterschied zwischen zwei Mittelwerten feststellen will, ist meine Nullhypothese, daß es keinen Unterschied gibt. Wenn ich dann meinen Versuch plane, den statistischen Test, das Signifikanzniveau, und die Stichprobengröße auswähle, meinen Versuch durchführe, überprüfe, ob meine Ergebnisse den Voraussetzungen meines Testes entsprechen und schließlich den statistischen Test durchführe, erhalte ich das Ergebnis, daß ich meine Nullhypothese entweder ablehnen oder nicht verwerfen kann (d.h. akzeptieren darf). Im ersten Fall darf ich *annehmen*, daß meine Forschungshypothese stimmt (siehe SIEGEL 1985).

Falls eine Nullhypothese abgelehnt wird, heißt das nicht unbedingt, daß meine Forschungshypothese stimmt. Es kann auch bedeuten (verändert nach SACHS 1992), daß

- die Voraussetzungen meines Tests nicht eingehalten wurden;
- der gesuchte Effekt (z.B. ein Unterschied) existiert, doch nur zufällig nicht nachgewiesen wurde;
- der gesuchte Effekt (z.B. ein Unterschied) existiert, aber so gering ist, daß er biologisch irrelevant ist (z.B. bei sehr großer Stichprobengröße);
- der erhoffte Effekt tatsächlich existiert, aber aufgrund eines anderen kausalen Zusammenhanges zustande gekommen ist, als vermutet (z.B. wenn ich nachweise, daß auf einer extensiv bewirtschafteten Wiese mehr Käfer als auf einer intensiv bewirtschafteten vorkommen, muß das nicht allein mit der Bewirtschaftung zusammenhängen, sondern kann auch an dem unterschiedlichen Umfeld oder an der Größe der beiden Wiesen liegen. Eine multiple Varianzanalyse könnte in diesem Fall weiterhelfen).

Mit einem statistischen Test darf man also bei aller Vorsicht nur *annehmen*, daß die Forschungshypothese stimmen könnte. Die Beurteilung eines statistischen Tests ist mindestens so wichtig, wie seine einwandfreie Durchführung.

"Stichprobengröße"

Ein weiterer sehr wichtiger Punkt ist die Stichprobengröße bei statistischen Auswertungen. Um so größer die Stichprobe (z.B. Versuchsflächen, -objekte, Versuche), desto höher ist die Wahrscheinlichkeit, signifikante Ergebnisse zu erhalten. Die Signifikanz eines Phänomens wird dadurch natürlich nicht "größer", man kann mit einer größeren Stichprobe allerdings "schwächere" Phänomene nachweisen. Bei vielen Fragestellungen reicht eine Stichprobengröße von ca. 30.

Bei zu geringer Stichprobengröße kann man vorhandene Effekte nicht eindeutig nachweisen. Ein Beispiel gibt Abb. 14. Obwohl das Verhältnis 7 zu 0 auf den ersten Blick "hochsignifikant" erscheint (und sich wahrscheinlich auch ein signifikanter Zusammenhang dahinter verbirgt, siehe Diskussion), ergeben die statistischen Tests überhaupt keinen statistischen Zusammenhang.

Es gibt auch verschiedene Formeln, mit denen man die notwendige Stichprobengröße errechnen kann. Ich will darauf nicht näher eingehen und nur die einfachste Formel angeben (in SOUTHWOOD 1978):

$$(1) n = \left(\frac{s}{\bar{x}} \right)^2$$

s: Standardabweichung

$\bar{x}$: Durchschnitt der Werte

E: im voraus bestimmter Standardfehler als Dezimal des Durchschnittes (i.d.R. = 0,05)

Solche Formeln dürfen allerdings nur als Faustregeln angesehen werden. Mit der obigen, sehr allgemeinen, Formel erhält man i.d.R. eine eher zu große Zahl von benötigten Stichproben. Wenn wir diese Formel z.B. auf den Fall "Weisen alle Schnecken vom 1. auf den 4. Tag eine Vorzugsrichtung auf?" (HODGES' und ALNE's-Test, $p < 0,001$, $n = 47$, siehe Tab. 5) anwenden, erhalten wir eine Mindeststichprobengröße von 52, um ein Signifikanzniveau von 0,05 nachzuweisen. Im realen Fall genügte aber schon eine Stichprobengröße von 47, um ein $p < 0,001$ zu bekommen!

Beim Vergleich von zwei Gruppen gilt folgende einfache Faustformel (aus MÜHLENBERG 1993):

$$(2) n = \frac{21 \times C^2}{(K - 1)^2}$$

C: Variationskoeffizient = Standardabweichung/Mittelwert

K: Verhältnis zwischen den zwei Werten des Vergleichs (entweder im voraus bestimmt oder durch einen Vorversuch ermittelt)

Die Formel beinhaltet u.a. die Konvention, daß man die kritische Wahrscheinlichkeit einer Fehlentscheidung, eine wahre Nullhypothese abzulehnen, mit 5 % und die Wahrscheinlichkeit eine falsche Nullhypothese beizubehalten mit 10 % (= 90 % Teststärke, s.u.) annimmt.

Ein solcher Fall liegt bei der Fragestellung zu Grunde, ob sich die durchschnittliche Aufenthaltshöhe der Schnecken von einem Tag auf den anderen signifikant unterscheidet (siehe Tab. 1). Nehmen wir den Fall vom 31.05. auf den 01.06: Am ersten Tag regnete es und am zweiten Tag war es trocken, so daß die meisten Schnecken am Grashalm weiter hoch gekrochen sind (s.o.). Alle Schnecken zusammengekommen zeigen ein signikantes Verhalten hoch zu kriechen (WILCOXON-Test, $p = 0,019$, $n = 31$). Die juvenilen Schnecken verhalten sich allerdings im gleichen Zeitabschnitt nicht eindeutig (WILCOXON-Test, $p = 0,95$, $n = 9$), beziehungsweise die Stichprobengröße war zu klein, um eine eventuell vorhandene Verhaltenstendenz nachzuweisen. Wendet man die obige Formel an, so erhält man für Juvenile eine benötigte Stichprobengröße von 550, für alle Schnecken zusammen eine Anzahl von 17 Stichproben. Das heißt, daß ein viel größerer Aufwand betrieben werden müßte, um für die jungen Schnecken eine signifikantes Verhalten nachzuweisen (550 statt 9), während man etwa einen doppelt "zu großen" Aufwand betrieben hat, um ein signifikantes Ergebnis für Schnecken aller Altersklassen nachzuweisen (17 statt 31). Würde man diesen Versuch wiederholen und man interessiert sich nur für das generelle Verhalten der Schnecken, könnte man sich mit ca. 20 bis 25 Stichproben begnügen.

Schreibweise

Bei vielen ökologischen Fragestellungen ist eine statistische Untermauerung der Ergebnisse dringend notwendig. Korrekt gibt man ein solches Ergebnis nach folgendem Muster an: Ergebnis xyz (Name des statistischen Testes, n = (Stichprobengröße), p -Wert (Signifikanz)). Außer dem Namen des Testes kann es auch sinnvoll sein, den Testwert aus der Testformel anzugeben.

"p-Wert, Alpha (α)-Wert (Signifikanz-Niveau)"

Der α -Wert symbolisiert eine bestimmte geringe Wahrscheinlichkeit, daß die Nullhypothese auch dann stimmen könnte, wenn ein statistischer Test einen "p"-Wert ergibt, der kleiner ist als α . α , das Signifikanz-Niveau sollte vor dem Versuch festgelegt werden. Oft wählt man Werte von 0,05 oder 0,01 (siehe SIEGEL 1985). Es ist also nur eine Konvention ("Übereinkunft"; α mindestens gleich 0,05), die bestimmt, was noch signifikant ist und was nicht. Erhält man p-Werte zwischen 0,1 und 0,05 spricht man noch von einem "Trend".

Der p-Wert, auch empirische Irrtumswahrscheinlichkeit genannt, ist die Wahrscheinlichkeit, mit der man sich irrt, wenn man die Nullhypothese ablehnt (SACHS 1992). Ist p z.B. 0,04, dann würde man zwar sagen, daß die Forschungshypothese signifikant nicht abgelehnt werden kann, in 4 % aller Fälle (wenn man z.B. sehr oft den Versuch wiederholt) würde aber auch die Nullhypothese zutreffen.

"Stichprobenverteilungen"

Eine Stichprobenverteilung bedeutet nichts anderes als die Auftragung meiner erhaltenen Werte (z.B. Meßwerte) gegen die Häufigkeit, mit der diese Werte auftreten, in ein zweidimensionales Koordinatensystem. In einem solchen Diagramm kann ich ablesen, wie oft ein bestimmter Meßwert gemessen worden ist. Es können sich so Glockenkurven ergeben, bei denen die Kurven eingipflig und symmetrisch sind. Zu den Voraussetzungen mancher "starker" (s.u.) Tests gehört, daß die gefundene Stichprobenverteilung einer theoretischen (Prüf-)Verteilung nahekommt (z.B. Normal- oder Poisson-Verteilung; Beispiele siehe Abb. 8 und 10).

"Stärke-Effizienz und Teststärke"

Um so mehr spezifische Voraussetzungen ein Test verlangt, desto effizienter ist er, das heißt, um so konkreter können die Schlußfolgerungen bei Ablehnung der Nullhypothese sein. Kann ich z.B. zwei Tests anwenden und der eine ist bei gleicher Stichprobengröße "signifikanter" (d.h. kleinerer p-Wert), dann heißt das, dieser Test ist effizienter. Vergrößere ich die Stichprobengröße, so wird mein Test auch stärker.

Die Stärke-Effizienz ist ein relativer Wert, mit dem ich die "Effizienz" mehrerer Tests vergleichen kann. Die Effizienz ergibt sich aus dem Quotienten der Stichprobenzahl des ersten Tests und der Stichprobenzahl des zweiten Tests, die benötigt werden, um jeweils ein signifikantes Ergebnis zu erhalten (siehe SIEGEL 1985).

Die Teststärke, auch Power oder Trennschärfe genannt, ist die Wahrscheinlichkeit, die Nullhypothese abzulehnen, wenn die spezielle einfache Forschungshypothese richtig ist oder anders, die Wahrscheinlichkeit eine richtige Forschungshypothese als solche zu erkennen (SACHS 1992). Die Teststärke ist abhängig von dem Signifikanzniveau und der Stichprobengröße und sollte nicht unter 0,7, besser bei 0,8 liegen. Man berechnet die Teststärke mit 1 minus die Wahrscheinlichkeit, eine falsche Nullhypothese beizubehalten (nicht mit dem Signifikanzniveau zu verwechseln, siehe SACHS 1992).

"Vertrauensintervall"

Zur Überprüfung, ob nun die Ausbreitungsrichtungen der Schnecken mit einer hypothetischen übereinstimmen, kann man das Vertrauensintervall zu Hilfe ziehen. Für einen Vertrauenskoeffizienten $Q = 95\%$ kann man die Abweichung aus der unten stehenden Grafik ablesen. Voraussetzung ist, daß man die Länge des Mittleren Vektors kennt und die Ausbreitungsvektoren einer zu untersuchenden (Teil-) Population ungefähr der Gaußschen Normal-Verteilung entsprechen. Liegt eine hypothetische Richtung außerhalb eines solchen Vertrauensintervalles (z.B. liegt 360° nicht im Intervall $300^\circ \pm 50^\circ$), so kann man mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % sagen, daß sich die beiden Richtungen signifikant unterscheiden. Nur wenn mit dem RAYLEIGH-Test eine Vorzugsrichtung festgestellt wurde, ist es sinnvoll, das Vertrauensintervall anzugeben.

Nicht zu verwechseln ist das Vertrauensintervall mit der Standard-Abweichung. Ein Vertrauenskoeffizient von 95% bedeutet also nicht, daß 95 % aller Meßwerte innerhalb dieses Intervalles liegen.

Will man wissen, ob sich zwei Mittlere Vektoren (hier Ausbreitungsrichtungen von Schnecken) voneinander signifikant unterscheiden, kann man näherungsweise überprüfen, ob sich die Vertrauensintervalle überschneiden oder nicht. Streng genommen müßte man sich aber einer etwas komplizierteren Statistik bedienen.

Zum gleichen Resultat gelangt man i.d.R., wenn man anstatt der Vertrauensintervalle den hier nicht näher behandelten STEPHAN's Test anwendet.

4.2. Ermittlung des Klumpungsgrades

Eine Population kann entweder uniform, zufällig oder geklumpt verteilt sein (siehe Abb. 6). Es gibt die verschiedensten Klumpungstypen (siehe Abb. 7 und 8). Natürliche Tierpopulationen sind i.d.R. geklumpt.

Ich möchte im folgenden vier gängige Methoden vorstellen, wie man das Verteilungsmuster bzw. den Klumpungsgrad feststellen kann. Eine gute Einführung findet man in KREBS (1989), MÜHLENBERG (1993) oder LUDWIG & REYNOLDS (1988). Die ersten beiden vergleichen eine theoretische Verteilung mit der vorgefunden, die letzten beiden bilden spezielle Indices, die ein Maß für den Klumpungsgrad darstellen.

Die Frage ist berechtigt, was dieser ganze Rechenaufwand soll? Die Antwort ist beinahe banal. In der Wissenschaft versucht man Naturvorgänge zu beschreiben und diese dadurch besser zu verstehen. Theorien und Voraussagen können auf solche Beschreibungen aufbauen. Gesucht werden immer Beschreibungen, die möglichst unabhängig von den Versuchsbedingungen sind, so z.B. unabhängig von der Stichprobengröße. Am robustesten erweist sich in dieser Beziehung der GREEN's Index. Warum sucht man aber auf recht komplizierte Weise passende theoretische Verteilungen zur Beschreibung von Verteilungsmustern? Vereinfacht könnte man sagen, daß diese Verteilungen quasi die "Hardware" (analog zum materiellen Teil eines Computers) darstellen, die zum einen von bestimmten statistischen Tests ("Software") benötigt werden, zum anderen eben einfach die Natur möglichst exakt beschreiben wollen. Ein Beispiel für die "Software" wäre z.B. ein sogenannter t-Test, der die Mittelwerte zweier Populationen vergleicht (z.B.: Leben an der Böschung A im Durchschnitt mehr Schnecken als an Böschung B?). Dieser Test ist sehr stark (s.o. Teststärke), benötigt aber "normalverteilte" Daten, d.h. die Verteilung der Schnecken dürfte sich nicht signifikant von der einer Normal-Verteilung (Gauß'sche Glockenkurve) unterscheiden. Soweit ein Beispiel, das hoffentlich nicht mehr verwirrt, als es zu erklären versucht, daß z.T. noch etwas mehr Sinn hinter diesen Verteilungen steckt.

4.2.1. Dispersions-Index

Als Beispiel betrachten wir das Verteilungsmuster unserer Schnecken in Abb. 11. In diesem Fall habe ich die 1 m²-Probefläche nicht wie in Abb. 11 in 16, sondern 25 gleich große Quadrate unterteilt. Das ist willkürlich, erhöht aber die Stichprobe und man hat folgende Vorteile:

1. Es können genaue Schätzverfahren angewandt werden (vergl. KREBS 1989).
2. Es kann eine sinnvolle, d.h. mit genügend "Einzelmessungen" vorgenommene, Häufigkeitstabelle (siehe Tab. 2) aufgestellt werden, die es uns erlaubt die vorgefundene Schneckenverteilung mit theoretischen zu vergleichen. In einer Häufigkeitstabelle sollten die einzelnen Häufigkeitsklassen i.d.R. mindestens drei Werte besitzen (hier: jede Individuenzahl sollte in mindestens drei Quadraten gefunden werden) und, dies ist keine strenge Regel, weniger als ein Drittel aller Klassen sollten keine Werte aufweisen.

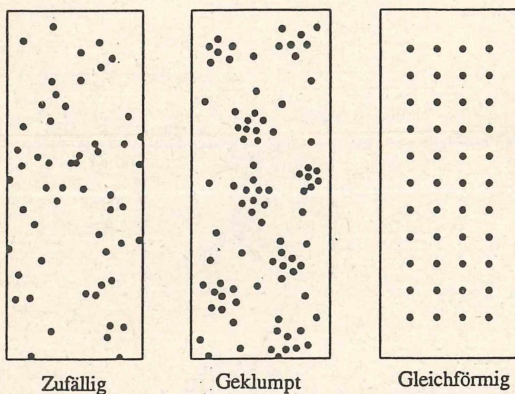


Abb. 6: Drei mögliche Verteilungsmuster von Tieren oder Pflanzen (aus KREBS 1989)

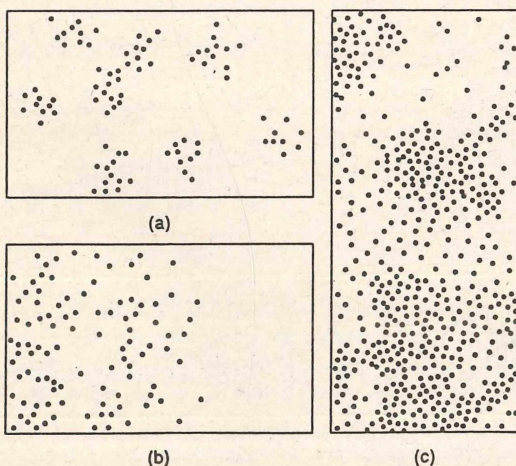
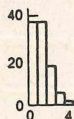
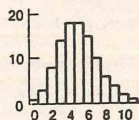
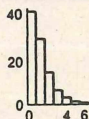
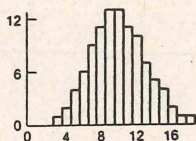
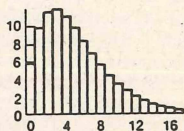
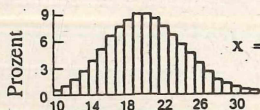
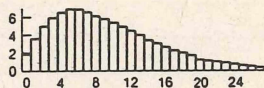
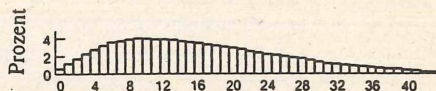


Abb. 7: Klumpungstypen: a.) kleine Haufen, b.) große Haufen mit zufälliger Verteilung in jedem Haufen, c.) große Haufen mit gleichförmiger Verteilung in jedem Haufen (aus KREBS 1989)

Poisson

 $x = 1$

Negative Binominal (NBV)

 $x = 5$  $x = 10$  $x = 20$ Individuenzahl pro Sammel-
einheit (Häufigkeitsklasse)

Individuenzahl pro Sammeleinheit (Häufigkeitsklasse)

Abb. 8: Exemplarische Häufigkeitsverteilungen als weitere Darstellungsformen von Verteilungsmustern: Vergleich von zwei theoretischen Verteilungen (Poisson und NBV) mit gleichem Mittelwert ($= x$) und einem k von 2,5.

Aus praktischen Gründen sollte man mit dem einfachen Dispersions-Index (I) beginnen:

$$(3) I = \frac{s^2}{x} = \frac{16,44}{4,12} = 4$$

s^2 : Varianz

x : Durchschnitt der Individuen/0,25 m²-Quadrat

Wenn $I = 1$ ist, kann die Verteilung als zufällig angesehen werden, wenn $I < 1$ als unigform und $I > 1$ als geklumpt. Eine theoretische Verteilung, die eine zufällige Verteilung beschreibt, ist die Poisson-Verteilung (Varianz = Mittelwert). Der einfachste Test für diesen Index ist folgender Chi-Quadrat-Test (folgende Prozedur ist in KREBS (1989) nachzulesen):

$$(4) \chi^2 = I (n - 1) = 100$$

Statt in einer Tabelle nachzuschauen, kann man die kritischen Werte aus folgender Abbildung entnehmen:

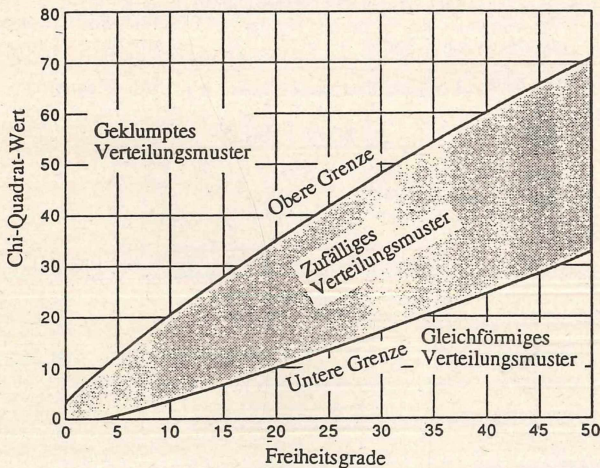


Abb. 9: Grafische Darstellung der kritischen Werte für den Chi-Quadrat-Test vom Dispersionsindex für $\alpha = 0,05$ und $n < 51$ (aus KREBS 1989, von ELLIOT 1977)

4.2.2. Die Negative Binominal-Verteilung

Oft beschreibt die sogenannte "Negative Binominal-Verteilung" (NBV) gut geklumppte Populationen (siehe Abb. 8). Sie ist wie folgt definiert:

$$(5) P_x = \left[\frac{T(k+x)}{x! T(k)} \right] \left(\frac{\mu}{\mu+k} \right)^x \left(\frac{k}{k+\mu} \right)^k$$

P_x : Wahrscheinlichkeit, daß ein Quadrat x Individuen enthält (entsprechend der NBV)

x : Quadratnummer (hier: von 1 bis 25)

μ : Mittelwert der Verteilung (wird hier nach einer allgemeinen Erwartung gleich dem Mittelwert der Schnecken/Quadrat, also 4,12, gesetzt)

k : negativer Binominal-Exponent (daher der Name "Negative")

T : Trigamma-Funktion (s.u.)

Der Parameter k bzw. dessen Kehrwert gilt als Klumpungsfaktor der NBV, über den wir den Klumpungstyp, wie wir später sehen werden, abschätzen können. Eine erste Schätzung für k erhalten wir mit:

$$(6) k \approx \frac{x^2}{s^2 - x} = 1,38$$

In KREBS (1989) kann man nachlesen, welche genauen Methoden zur Bestimmung von k man nun unter bestimmten Bedingungen anwenden kann. Einfache Computerprogramme ersparen einem dabei viel Rechenarbeit (die NBV-Gleichung muß iterativ gelöst werden). Der ideale k -Wert beträgt für die Zebra-schnecken bei dieser Quadratgröße 1,75.

Um zu testen, ob die Verteilung der Schnecken mit der NBV übereinstimmt, bedienen wir uns wieder eines Chi-Quadrat-Testes:

$$(7) \chi^2 = \sum_{x_H=0}^{\infty} \frac{(\text{Beobachtete Frequenz/Klasse} - \text{erwartete Frequenz})^2}{\text{erwartete Frequenz}}$$

Σ : Summe, hier von $x_H = 0$ bis $x_H = 9$

x_H : Häufigkeits- bzw. Frequenzklasse

Die zu erwartende Frequenz nach der NBV berechnet sich wie folgt: (8)

$$\{\text{Wahrscheinlichkeit, daß man 0 Individuen in einem Quadrat findet,} = P_{x,0}\} = \left(1 + \frac{x}{k}\right)^{-k}$$

$$" 1 (= P_{x,1}) = \left(\frac{k}{1}\right) \left(\frac{x}{x+k}\right) \left(1 + \frac{x}{k}\right)^{-k}$$

$$" 2 (= P_{x,2}) = \left(\frac{k}{1}\right) \left(\frac{k+1}{2}\right) \left(\frac{x}{x+k}\right)^2 \left(1 + \frac{x}{k}\right)^{-k}$$

$$" 3 (= P_{x,3}) = \left(\frac{k}{1}\right) \left(\frac{k+1}{2}\right) \left(\frac{k+2}{3}\right) \left(\frac{x}{x+k}\right)^3 \left(1 + \frac{x}{k}\right)^{-k}$$

usw.

$$\geq 9 \quad = 25 - \sum P_{x,i} (= \text{Rest})$$

Jetzt können wir folgende Häufigkeitstabelle aufstellen (Tab. 2):

Individuen pro Quadrat	Zahl der Quadrate	P_{xi} (Poisson)	P_{xi} (NBV)
0	3	2,3	3
1	4	4,3	3,7
2	2	5,2	3,6
3	4	4,8	3,1
4	4	3,6	2,6
5	1	2,2	2,1
6	3	1,1	1,7
7	1	0,53	1,3
8	1	0,22	1
≥ 9	2	0,12	3

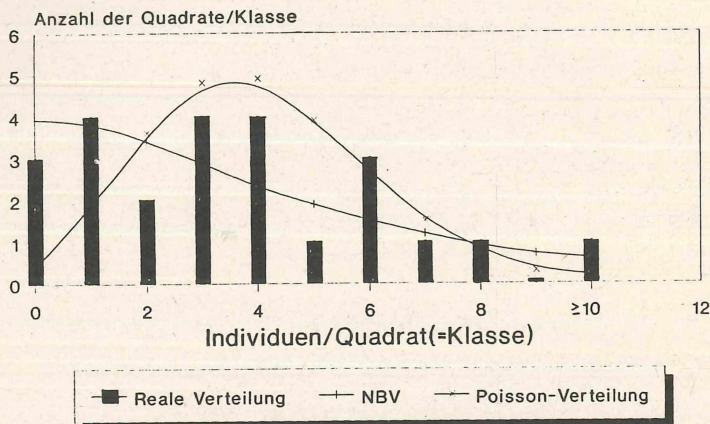
Die Poisson-Verteilung steht für eine zufällige Verteilung.

Anmerkung: Aus theoretischen Gründen sollten die erwarteten Frequenzen nicht kleiner als 1 (besser größer 5) sein. In diesem Fall ist diese Regel nicht immer erfüllt. Eine Zusammenfassung von den Frequenzklassen, die dazu führt, daß alle P_{xi} 's größer 1 sind, beeinflußt hier wesentlich das Ergebnis und wurde aus Übersichtlichkeitsgründen weggelassen.

Die Häufigkeitsverteilungen werden in Abb. 10 miteinander verglichen.

Es ist augenfällig, daß die NBV am Besten die beobachtete Verteilung widerspiegelt. Mit obigem Chi-Quadrat-Test erhalten wir ein Chi-Quadrat (= Testwert) von 3,73. Der kritische Wert für $\chi^2_{0,05}$ (einseitig, Freiheitsgrad = 7) wäre 14,07 (siehe statistische Tabelle z.B. in SIEGEL 1985). Der p-Wert ist größer 0,8. Das bedeutet, wir können unsere Schneckenverteilung nicht signifikant von einer NBV unterscheiden und nehmen daher (wie immer unter Vorbehalt) unsere Testhypothese an, die hier lautet, die NBV ist eine gute Näherung für die vorgefundene Verteilung. [Anmerkung: Die Anzahl der Freiheitsgrade wird hier durch die Anzahl der Frequenzklassen in Tab. 2 (= 10) minus den

Abb.10: Häufigkeitsverteilung Vergleich mit theoretischen Verteilungen



Anmerkung: Werte für *Zebrina detrita*-Funde in 0,25 m²-Quadraten

Tab. 1: Durchschnittliche Aufenthaltshöhe über dem Boden der *Zebrina detrita*

Wetter Datum	Regen 30.05.	Regen 31.05.	trocken 01.06.	Niesel 02.06.
ADULTE	0	11,2	19,2	1,6
Standardabw.	0	7,3	7,5	3,1
JUVENILE	0	18,4	19	3,8
Standardabw.	0	13,7	11,9	6,8
GESAMT	0	13,3	19,2	2,5
Standardabw.	0	9,2	8,2	5,1
n	102	48	47	50
VERGLEICH von	1. auf den 2. Tag	2. auf den 3. Tag	3. auf den 4. Tag	1. auf den 4. Tag
Wilcoxon (p)	<0,00005	0,0185	<0,00005	0,0004
n	102	31	32	50
t-Test (p)*		0,002		
n		48, 47		
VERGLEICH von	alle Juv. - Adulte	2. auf 3.: Juv.-Adulte	2. auf 3.: Juv.-Juv.	
Wilcoxon (p)			0,953	
K-S-Test (p)	0,038	0,356		
t-Test (p)*		0,209		
n	57, 84	29, 62	9	

*: Werte normalverteilt bzw. angepasst, nach F-Test t-Test für pooled Variance Estimate durchgeführt, nur in den Fällen in die Tabelle übernommen, falls p-Wert kleiner und die Stichprobengröße des K-S (Normal)-Testes nicht sehr klein war (kleine Stichprobengrößen lassen sich selten von einer Normalverteilung unterscheiden)

K-S: Kolmogorow-Smirnov-Test

drei statistischen Größen n , x und k bestimmt.] Im Falle der Poisson-Verteilung beträgt das Chi-Quadrat 29,3 (einseitig, Freiheitsgrad = 9). Der p -Wert ist kleiner 0,001, d.h. unsere Schneckenverteilung unterscheidet sich hochsignifikant von einer Poisson-Verteilung.

Wie gut diese Annäherung ist, läßt sich in diesem Fall (näheres siehe KREBS 1989) durch folgenden u -Test bestimmen:

(9a) u = beobachtete Varianz - erwartete Varianz

$$= s^2 - \left(x + \frac{x^2}{k} \right) = 2,6$$

Dies entspricht ungefähr dem Erwartungswert von u , der Null beträgt. Um sicher zu gehen, berechnen wir noch den Standardfehler von u :

$$(9b) \text{ Standardfehler}(u) = \sqrt{\frac{1}{n} \left\{ 2x(x+a)b \left[\frac{b^2 \cdot \ln(b) - a(1+2a)}{b \cdot \ln(b) - a} \right] + c \right\}}$$

mit $a = x/k = 2,35$

$b = 1 + a = 3,35$

$c = \frac{b \cdot a^4}{(b + \ln(b) - a)^2} \cdot [b^{(1+x/a)} - (x+b)] = 939$

Wie immer gilt auch hier: Nicht abschrecken lassen von großen Formeln, einfach ausrechnen. Wir erhalten:

Standardfehler (u) = $\pm 6,2$

Wenn $u \pm$ den doppelten Standardfehler den erwarteten Wert von $u = 0$ einschließt, wie hier, dann können wir nicht die Testhypothese zurückweisen, daß die NBV eine gute Annäherung für unsere beobachtete Verteilung ist (mit $\alpha = 0,05$). Dies gilt für eine große Stichprobe, für kleine nur näherungsweise.

Als letztes wollen wir die Vertrauensgrenzen für unseren Mittelwert bestimmen. Dazu müssen wir unsere Daten (Schneckenzahl in jedem Quadrat, nicht die Zahlen der Verteilung!) transformieren (umformen). Die Notwendigkeit dieser Umformung hat die gleichen theoretischen Gründe, wie die oben genannte Voraussetzung für einen t -Test. Wir benutzen folgende logarithmische Transformation:

$$(10a) y_i = \log\left(x_i + \frac{k}{2}\right)$$

y_i : transformierte x -Werte

Diese Transformation gilt streng genommen nur für k -Werte von 2 bis 5.

Die Vertrauensgrenzen für die transformierten Werte betragen:

$$(10b) \quad y \pm t_{\alpha} \sqrt{\frac{0,1886 \text{ Trigamma}(k)}{n}}$$

t_{α} : STUDENT's t-Wert ($\alpha = 0,05$); aus statistischen Tabellen zu entnehmen, z.B. Siegel (1985), hier 2,064

$$(10c) \quad \text{Trigamma}(k) \approx \frac{1}{k} + \frac{1}{2k^2} + \frac{1}{6k^3} + \frac{1}{30k^5} + \frac{1}{42k^7} + \frac{1}{30k^9} = 0,764$$

Daraus folgt $y = 0,58 \pm 0,16$

mit $y_{\text{untere Grenze}} (y_u) = 0,42$

$y_{\text{obere Grenze}} (y_o) = 0,74$

für 95 % Vertrauensgrenzen

Die nötige Rück-Transformation erfolgt mit:

$$(10d) \quad x_u = 10^{y_u} - k/2 = 1,76 \quad \text{und} \quad x_o = 10^{y_o} - k/2 = 4,62$$

bei $x = 4,12$ (Schnecken/0,25 m²)

Wir sehen nun, daß unsere Zählung relativ große Vertrauensgrenzen besitzt. Die Vertrauensgrenzen hängen stark von der gewählten Stichprobengröße ab (wie übrigens auch die Verteilungen). Sie geben uns ein Maß dafür, wie variabel die Verteilung der Zebra-schnecken ist, was wiederum mit dem Grad der Klumpung zusammenhängt.

4.2.3. GREEN's Index

Ein sehr guter und einfacher Index zu Klumpungsart und -grad ist der GREEN's Index (siehe MÜHLENBERG 1993, KREBS 1989 oder LUDWIG & REYNOLDS 1988):

$$(11a) \quad GI = \frac{(s^2/x) - 1}{n - 1}$$

x : mittlere Individuenzahl pro Stichprobeneinheit (z.B. Schnecken pro Quadratmeter)

s^2 : Varianz der Individuenzahl

n : Stichprobenzahl (markierte Schnecken pro Stichprobeneinheit)

Die Varianz ist definiert durch:

$$(11b) \quad s^2 = \frac{1}{n - 1} \sum_{i=1}^n (x_i - x)^2$$

$\sum_{i=1}^n$: Summe vom ersten x-Wert bis zum n-ten (letzten)

x_i : erster bis letzter x-Wert, hier Schneckenanzahl pro Quadrat

Werte nahe Null zeigen eine zufällige Verteilung an, Werte nahe 1 maximale Klumpung. Dieser Index ist unabhängig von der Gesamtindividuenanzahl im Gegensatz zum k der NVB.

Die GREEN's Indices lauten (LUDWIG & REYNOLDS 1988): $GI_1 = 0,19$, $GI_2 = 0,12$, $GI_4 = 0,23$ und $GI_{10} = 0,20$. Die GREEN - Indices liegen deutlich über Null, was ein deutlicher Hinweis auf eine geklumpete Verteilung der Schnecken ist.

Wir haben jetzt schon drei oft angewandte Methoden für die Beschreibung von Verteilungsmustern kennengelernt. Mit folgender Tabelle kann man die Bedeutung davon abschätzen (nach KREBS 1989):

Tab. 3: Grenzwerte für drei Methoden zur Bestimmung des Verteilungsmusters von Populationen, die in Quadraten ausgezählt wurden

Erwarteter Wert für:

Index/Methode	Maximum bei Uniformität	Maximum bei Zufälligkeit	Klumpung
Dispersions-Index (hier=4)	0	1	$\sum x$ (hier 100)
1/k (NBV) (hier=0,57)	$-1/x$ (hier -0,3)	0	$n - (1/x)$ (hier 25)
GREEN's Index (hier=0,12)	$\frac{1}{\sum x - a}$ (hier -0,01)	0	1

Unser Resümee lautet:

Die Population der Zebraschnecken unseres Quadrates sind schwach geklumpt und deren Verteilungsmuster stimmt in guter Näherung mit der einer Negativen Binominal-Verteilung überein.

4.2.4. Iwao-Index

Unsere letzte Frage soll sein: *Wie groß ist die Klumpungsfläche unserer Zebraschnecken-Population?*

Eine Lösung bietet der IWAQ-Index. Beim IWAQ-Index unterteilt man die Probestfläche zunächst in sehr kleine Teilflächen und dann in immer größere (hier $1 \text{ m}^2 = 10\,000 \text{ cm}^2$ in 25, 100, 400 und 2500 cm^2 ; in Abb. 11 ist die Aufteilung in mittelgroße Teilflächen gezeigt). Bei zunehmender Teilprobengröße können mittels des IWAQ-Index u.a. Aussagen darüber gemacht werden, ob die Population geklumpt oder zufällig verteilt ist und falls sie geklumpt ist, welche mittlere Größe eine Aggregation hat. Steigen die IWAQ-Indices z.B. mit zunehmender Teilprobenfläche an und sind die Werte größer als 1, so erreicht man dann die Klumpungsgröße bei derjenigen Teilprobengröße, bei der der Index wieder gegen 1 fällt. Indices kleiner 1 zeigen regelmäßige Verteilung an, größere als 1 gehäufte.

Die Formel lautet: (Beispielrechnung siehe MÜHLENBERG 1993)

$$(12) \quad p = \frac{m_{ci} - m_{ci-1}}{x_i - x_{i-1}}$$

$$\text{mit } m_{ci} = x_i + \frac{s_i^2}{x_i} - 1$$

- i: 1: Daten für die kleinste Teilfläche, 2 für die zweitkleinste, u.s.w., siehe Abb. 11
 x_i : mittlere Individuenzahl je Stichprobenfläche (Teilquadrat)
 s_i^2 : Varianz der Individuenzahlen in den jeweiligen Stichprobenflächen

Die Entwicklung der IWAQ - Indices ist folgende: $p_1 = 5,49$, $p_2 = 0,52$, $p_3 = 2,04$, $p_4 = 0,13$ und $p_5 = 1,08$. p_2 bedeutet, daß unser Untersuchungsquadrat in 2 mal 2 = 4 gleich große Teile unterteilt worden ist. Abb. 11 gibt die Unterteilung für p_4 an, die Seitenlängen der übrigen Teilquadrate sind am Rand angedeutet.

Die IWAQ-Indices zeigen keine einheitliche Entwicklung. Bei der Teilflächengröße von 0,25 m² (p_5) könnte die Klumpungsgröße erreicht worden sein

4.3. Ermittlung der Populationsdichte

4.3.1. Methodisches Vorgehen

Da es sich hier um eine fast vollständige Erfassung der Schnecken-Individuen handelt, ist eine Populationsdichte "schätzung" im Prinzip überflüssig. Als Beispiel wurde ein sogenanntes Dreiecksdiagramm (nach DOWDESWELL 1959; in ZINNERT 1966; siehe Tab. 4) aufgestellt. Die fettumrandeten Felder beinhalten das Datum, die rechte Spalte gibt die insgesamt an einem Tag gefundene Anzahl von markierten Schnecken an, in der untersten Zeile sind die Zahlen der jeweils unmarkiert gefundenen Schnecken eingetragen und in den zentralen Feldern die markiert gefundenen Schnecken (nach dem Tag ihrer Markierung geordnet). Die Individuenzahl der Gesamtpopulation kann nach einer von DOWDESWELL, FISCHER & FORD (1940) weiterentwickelten LINCOLN-Index-Methode ("recatching method", Rückfangmethode) berechnet werden. Die Formel lautet:

$$(13) P = \frac{G_m \cdot F_u}{F_m}$$

P: Gesamtpopulationszahl

G_m : Gesamtzahl der am ersten Tag markierten Schnecken

F_u : aufsummierte Gesamtzahl der am 2., 3. und 4. Tag gefundenen unmarkierten Schnecken

F_m : aufsummierte Gesamtzahl der am 2., 3. und 4. Tag wiedergefundenen Schnecken

Die Berechnung ist in diesem Fall nicht zulässig (s.u.), sie wurde nur zur Verdeutlichung der Methode durchgeführt.

4.3.2. Ergebnisse zur Populationsdichte

Eine Schätzung der Dichte der Schnecken würde sich in dem Fall erübrigen, wenn die Schnecken sich in dem trocken-harten Lößboden nicht eingraben könnten. Als grober Richtwert könnte man dann von ca. 100 *Zebrina detrita* pro Quadratmeter an dieser Böschung ausgehen. Die meisten Populationsdichteschätzungen werden mit Versuchen durchgeführt, bei denen auch die an den folgenden Tagen gefundenen Tiere erneut markiert werden (z.B. bei der JOLLY-SEBER-Methode für offene Populationen; siehe bei KREBS 1989). In diesem Fall wurde deshalb die Formel (13) nach DOWDESWELL, FISCHER & FORD (1940) angewandt, auch wenn Ein- und Auswanderung von Tieren nicht ausgeschlossen werden konnten (s.o.). Es ergibt sich eine geschätzte Populationsdichte pro Quadratmeter von 177 Schnecken (Werte aus Tab. 4).

Abb.12: Ausbreitungsrichtungen und -strecken aller *Zebrina detrita* vom 1. auf den 2. Tag

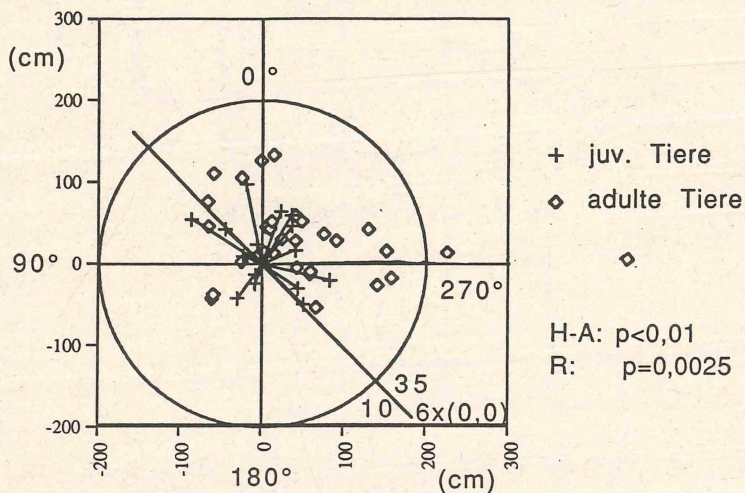


Abb.13: Ausbreitungsrichtungen und -strecken aller *Zebrina detrita* vom 1. auf den 4. Tag

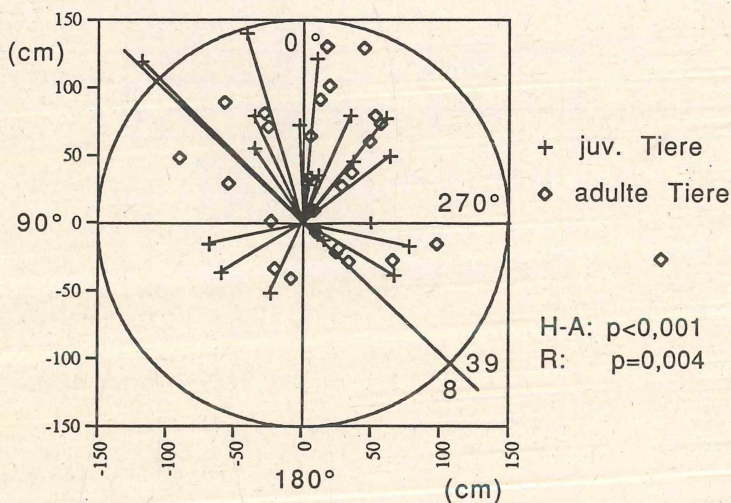
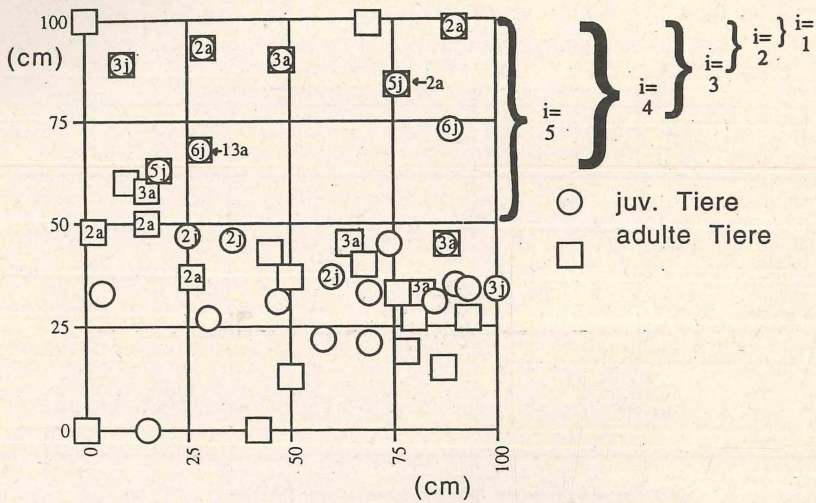


Abb.11: Zebrina detrita-Funde am 1. Tag



Tab.4: Dreiecksdiagramm nach DOWDESWELL (1959)

Mai - August 1993

			2.06	50
		1.06	0	47
	31.05	0	0	48
30.05	48	47	50	102
102	35	90	52	

Abb.14: Ausbreitungsrichtungen und -strecken der juv. *Zebrina detrita* vom 2. auf den 3. Tag

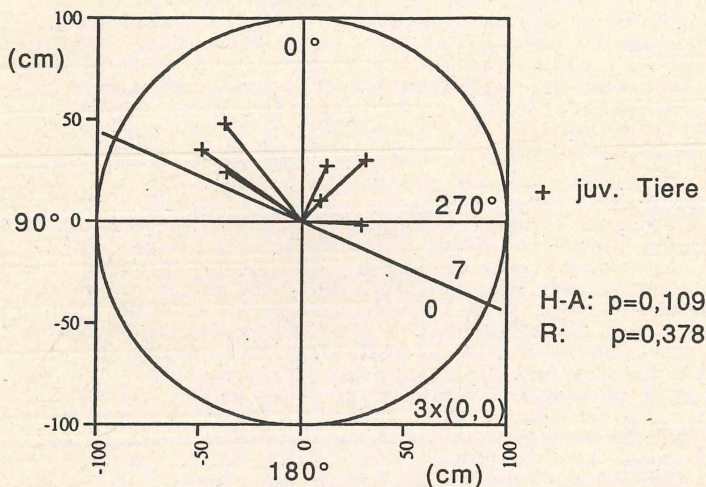
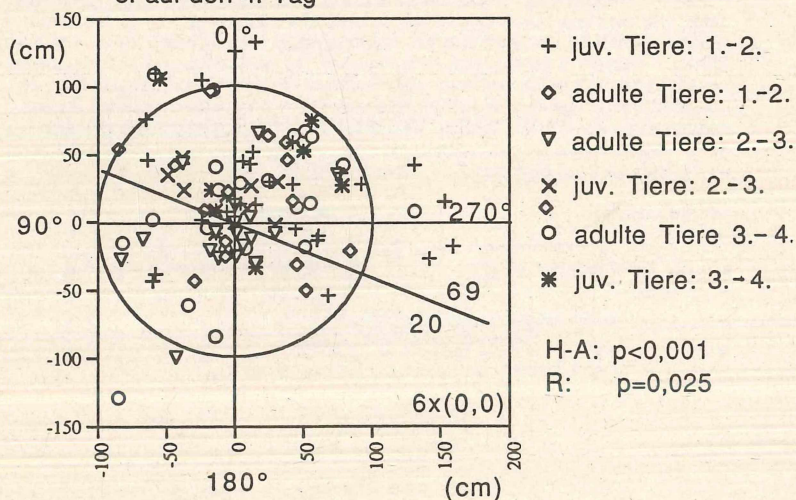


Abb.15: Ausbreitungsrichtungen und -strecken aller *Zebrina detrita* vom 1. auf den 2., vom 2. auf den 3. und vom 3. auf den 4. Tag



4.4. Ermittlung der Ausbreitungsrichtungen und -strecken

4.4.1. Methodisches Vorgehen

Kernstück der Auswertung war die Feststellung der Ausbreitungsrichtungen und -strecken der markierten Schnecken. Dazu stellt man zunächst die Ortsbewegungen der wiedergefundenen Schnecken wie in den Abb. 12 - 15 dar. Will man die Ortsbewegungen von z.B. dem 1. auf den 2. Tag ermitteln, so werden als erster Schritt die Orte, an denen sich die Schnecken am 1. Tag befanden (x_1, y_1), fiktiv zusammengelegt, d.h. sie erhalten die Koordinaten ($x^*_1 = 0 \text{ cm}, y^*_1 = 0 \text{ cm}$). Die gesuchten Koordinaten der Ortsbewegung berechnen sich dann zu ($x^*_2 = x_2 - x_1, y^*_2 = y_2 - y_1$), wobei (x_2, y_2) die Koordinaten der Schnecken vom 2. Tag sind. Analog verfährt man bei den anderen Tagen.

Nach dieser Vorarbeit erhält man eine Vielzahl von Punktescharen wie in Abb. 12-15. Dargestellt sind nur die besonders signifikanten Ergebnisse, man kann auch untersuchen, wie sich die jungen Schnecken vom 2. auf den 3. Tag, die alten Schnecken von 3. auf den 4. Tag usw. ausbreiten (Zusammenfassung in Tab. 5). Nun versucht man, eine Gerade so durch den Nullpunkt zu ziehen, daß auf der einen Seite maximal viele Punkte und auf der anderen minimal wenige liegen. Es kann auch möglich sein, daß man mit zwei unterschiedlichen Geraden das gleiche Ergebnis erzielt. Man erhält z.B. in Abb. 12 das Verhältnis 35 zu 10. Die hier beschriebene Methode stammt von HODGES und AJNE (in BATSCHELET 1981 beschrieben). Man braucht jetzt nur noch in einer statistischen Tabelle nachzuschauen (z.B. bei SIEGEL 1985) und erfährt den sogenannten p-Wert (s.u.). Dieser gibt an, ob und wie weit das Ergebnis signifikant ("abgesichert") ist. Als Ergebnis kann man allerdings nur feststellen, daß sich eine bevorzugte Ausbreitungsrichtung feststellen läßt, nicht aber welche. Zu beachten ist, daß beim HODGES' und AJNE's-Test nicht die Ausbreitungsstrecken berücksichtigt werden. Entsprechende Tests wurden u.a. deshalb nicht angewandt, weil nur ca. 50 % aller Schnecken täglich wiedergefunden wurden.

Zur weiteren Bewertung wurde der RAYLEIGH-Test angewandt. Beim RAYLEIGH-Test wird geprüft, ob sich die Schnecken in eine vorausgesagte Richtung bewegen. Zu diesem Zweck werden die Berechnungen der Länge und der Richtung des sogenannten Mittleren Vektors benötigt (siehe Abb. 16 und 17). Der Mittlere Vektor gibt an, in welche Richtung eine Gruppe von Tieren (oder die Gesamtpopulation) in einem bestimmten Zeitabschnitt im "Durchschnitt" gewandert ist. Die Länge des Mittleren Vektors ist ein Maß dafür, wie stark eine bevorzugte Ausbreitungsrichtung ausgeprägt ist. Ist die Länge gleich 1, dann wandern alle Schnecken genau in die gleiche Richtung. Ist die Länge des Mittleren Vektors dagegen gleich Null, dann sind die Ausbreitungsrichtungen zufällig verteilt und es läßt sich keine bevorzugte Richtung feststellen. In die Berechnung des Mittleren Vektors gehen lediglich die Ausbreitungsrichtungen aber nicht die Ausbreitungsstrecken ein. Soll der Mittlere Vektor für die Ortsbewegungen von z.B. dem 1. auf den 2. Tag berechnet werden, rechnet man zuerst entweder die Ausbreitungsstrecken oder -richtungen der einzelnen Schnecken aus:

am einfachsten so:

$$(14.1a) \quad l_i = \sqrt{(x^*_{2i})^2 + (y^*_{2i})^2}$$

oder auch so:

$$(14.1b) \quad \Theta_i = \arctan(y^*_{2i}/x^*_{2i})$$

l_i : Ausbreitungsstrecken der Schnecken

Θ_i : Ausbreitungsrichtungen der Schnecken

x^*_{2i}, y^*_{2i} : umgerechnete Koordinaten der Schnecken am zweiten Tag (s.o.)

Tab.5: p-Werte und Koordinaten der mittleren Vektoren

H: Hodges` und Ajne`s-Test

R: Rayleigh-Test

Gruppen	1. auf den 2. Tag			2. auf den 3. Tag		
p-Werte	ADULTE	JUVENILE	ALLE	ADULTE	JUVENILE	ALLE
p>0,9		H		H		H
p>0,1		R			H, R	R
p>0,05				R		
p<0,05						
p<0,01	H, R		H, R			
p<0,001						
Mittl. Vektor	295°	343°	311°	145°	14°	103°
Betrag vom "	0,13	0,11	0,09	0,14	0,19	0,08
N	19	16	45	20	10	30

Gruppen	3. auf den 4. Tag			1. auf den 2., 2.-3. + 3.-4. Tag			1. auf den 4. Tag		
p-Werte	ADULTE	JUVENILE	ALLE	ADULTE	JUVENILE	ALLE	ADULTE	JUVENILE	ALLE
p-Werte	H		H						
p>0,1	R	H, R	R		R			R	
p>0,05				R					
p<0,05				H	H	R	H	H	
p<0,01							R		R
p<0,001						H			H
Mittl. Vektor	330°	351°	336°	250°	267°	258°	329°	355°	336°
Betrag vom "	0,14	0,24	0,07	0,08	0,09	0,06	0,09	0,11	0,06
N	22	9	31	68	34	95	27	20	47

Abb.16: Mittlere Ausbreitungsvektoren von einem Tag auf den anderen

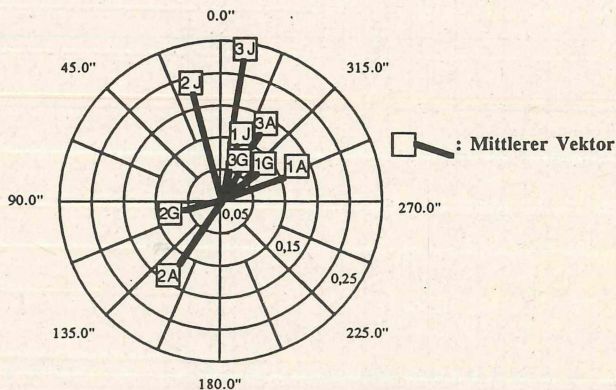
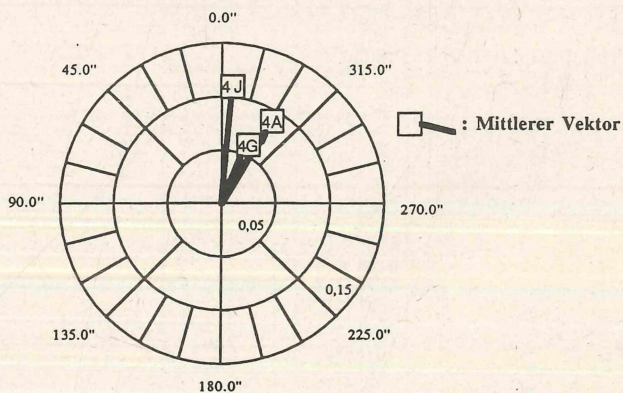


Abb.17: Mittlere Ausbreitungsvektoren von 1. Tag auf den 4. Tag



Legende :

- | | |
|--------------------------------------|-------------------|
| 1: Ausbreitung vom 1. auf den 2. Tag | A: adulte Tiere |
| 2: Ausbreitung vom 2. auf den 3. Tag | J: juvenile Tiere |
| 3: Ausbreitung vom 3. auf den 4. Tag | G: alle Tiere |
| 4: Ausbreitung vom 1. auf den 4. Tag | |
- 0,05 - 0,25: Betragsskala der mittleren Vektoren

Damit kann man dann die Koordinaten des Mittleren Vektors berechnen:

$$x_m = \frac{\sum (x_i^* \cdot l_i)}{n}$$

$$y_m = \frac{\sum (y_i^* \cdot l_i)}{n}$$

$$x_m = \frac{\sum \cos \theta_i}{n}$$

$$y_m = \frac{\sum \sin \theta_i}{n}$$

x_m, y_m : Koordinaten des Mittleren Vektors
 n : Anzahl der Schnecken

Und daraus erhält man schnell die Länge und die Richtung des Mittleren Vektors:

$$(14.2) \quad r = \sqrt{x_m^2 + y_m^2}$$

$$(14.3) \quad \theta_p = \arctan (y_m/x_m)$$

r : Länge des Mittleren Vektors
 θ_p : Richtung des mittleren Vektors

Zu dem Winkel θ_p zählt man 180° oder 360° hinzu oder zieht sie ab, so daß folgende Bedingungen für θ_p erfüllt sind:

$$\begin{aligned} x_m > 0 \text{ und } y_m > 0 \text{ dann gilt: } 0^\circ < \theta_p < 90^\circ \\ x_m < 0 \text{ und } y_m > 0 \text{ dann gilt: } 90^\circ < \theta_p < 180^\circ \\ x_m < 0 \text{ und } y_m < 0 \text{ dann gilt: } 180^\circ < \theta_p < 270^\circ \\ x_m > 0 \text{ und } y_m < 0 \text{ dann gilt: } 270^\circ < \theta_p < 360^\circ \end{aligned}$$

Ist $x_m = 0$, dann ist $\theta_p = 90^\circ$ für $y_m > 0$ bzw. $\theta_p = 270^\circ$ für $y_m < 0$.

Ist sowohl $x_m = 0$ als auch $y_m = 0$, so kann keine Richtung angegeben werden, da sich die Schnecken im Durchschnitt nicht fortbewegt haben.

Als nächstes muß die Projektion des Mittleren Vektors auf die vorausgesagte (hypothetische) Richtung berechnet werden:

$$(15) \quad v = r \cdot \cos (\theta_p - \theta_0)$$

v : Projektion des Mittleren Vektors auf die hypothetische Richtung
 r : Betrag des Mittleren Vektors
 θ_p : Richtung des Mittleren Vektors
 θ_0 : Winkel der hypothetischen Richtung

$$(16) u = \sqrt{2n \cdot v}$$

einzusetzen und den erhaltenen Wert u mit dem kritischen u -Wert für ein bestimmtes Signifikanz-Niveau α (s.u.) aus einer Tabelle für diesen Test zu vergleichen. Wenn u kleiner ist als das $u(\alpha)$, kann davon ausgegangen werden, daß die Schnecken sich nicht zufällig ausbreiten. Man kann nicht nachweisen, daß sich die Schnecken in die hypothetische Richtung bewegen, sondern darf es nur annehmen!

Ein Auszug aus dieser Tabelle: ($u(\alpha)$, zum Teil gerundete Werte, aus BATSCHELET 1981)

n	$\alpha = 0,10$	0,05	0,01	0,001
≥ 9	1,29	1,648	2,29	2,94
≥ 12	1,29	1,647	2,30	2,98
≥ 17	1,29	1,646	2,31	3,01
≥ 40	1,28	1,645	2,32	3,06
≥ 1000	1,28	1,645	2,33	3,09

4.4.2. Ergebnisse zum Ausbreitungsverhalten

Beispiele für das Ausbreitungsverhalten sind in den Abb. 12-15 grafisch dargestellt. *Zebrina detrita* zeigt eine deutliche Vorzugsrichtung vom 1. auf den 2. Versuchstag (HODGES'- und AJNES'-Test, $p < 0,01$, $n = 45$) und vom 1. auf den 4. Tag (HODGES' und AJNES'-Test, $p < 0,001$, $n = 47$, siehe Tab. 5). Vom 2. auf den 3. Tag (HODGES' und AJNES'-Test, $p > 0,9$, $n = 30$) sowie vom 3. auf den 4. Tag (HODGES' und AJNES'-Test, $p > 0,9$, $n = 31$, siehe Tab. 5) läßt sich keine Vorzugsrichtung feststellen. Die zur Verfügung stehende Stichprobengröße ist in diesen Fällen deutlich geringer (30 und 31 im Vergleich zu 45 und 47).

Unterschiede zwischen juvenilen und adulten Schnecken konnten in bezug auf eine bevorzugte Ausbreitungsrichtung gemacht werden. Adulte Schnecken krochen vor allem an nassen Tagen in eine Richtung zwischen 295° und 330° , während juvenile Schnecken Richtungen um die 0° (343° bis 14° , Abb. 17) bevorzugten. Insgesamt konnte deutlich das Phänomen bestätigt werden, daß die Schnecken den Hang hinaufkriechen (im Laufe der vier Untersuchungstage (1. auf 4. Tag) in die Richtung von 336° , Abb. 17). Sämtliche Ausbreitungsrichtungen in Tab. 5 haben ein Vertrauensintervall von $\pm \infty^\circ$. Das bedeutet, diese lassen sich nicht von der hypothetischen Richtung (360°) signifikant unterscheiden. Und weiter: Die zwischen juvenilen und adulten Schnecken registrierten unterschiedlichen Ausbreitungsrichtungen lassen sich aller Wahrscheinlichkeit nach nicht signifikant unterscheiden (auf einen speziellen Test wurde verzichtet).

Beim Vergleich der mittleren Ausbreitungsstrecken sowohl der einzelnen Tage als auch vom 1. auf den 4. Tag können keine deutlichen Tendenzen bzw. Unterschiede zwischen juvenilen und adulten Schnecken festgestellt werden. Die durchschnittliche Wegstrecke bei

den juvenilen beträgt 50 ± 7 cm, bei den adulten 61 ± 6 cm (KOLMOGOROW-SMIRNOV-Test, $p = 0,57$, $n = 28, 74$); die entsprechenden Werte für den Zeitraum vom 1. bis zum 4. Tag sind: juvenile 77 ± 8 cm und adulte 74 ± 12 cm (KOLMOGOROW-SMIRNOV-Test, $p = 0,76$, $n = 21, 29$). Damit gehört *Zebrina detrita* zu den relativ mobilen Schneckenarten (vergl. z.B. BAKER 1988).

In der Summation aller Einzelbewegungen (vom 1. auf den 4. Tag) scheinen sich die Schnecken standortstreuer zu verhalten, als die zum Teil beträchtlichen Strecken pro Tag vermuten lassen (die maximal nachgewiesene Tageswegstrecke: vom 1. auf den 2. Tag: 428 cm von einer adulten *Z. detrita*; siehe Abb. 12). Vergleicht man diejenigen 18 Zebra-schnecken, die an allen Tagen gefunden worden sind, erhärtet sich diese Vermutung. Die Mittelwerte bei dieser Stichprobe (1. auf 4. Tag: 72 ± 14 cm; die drei Einzeltagsbewegungen aufsummiert: 168 ± 15 cm) zeigen einen hochsignifikanten Unterschied (WILCOXON-Test, $p = 0,0002$, $n = 18$).

Bei der Analyse der Einzelbewegungen über alle 4 Tage ($n = 47$) konnten keine offensichtlichen Bewegungsmuster ausgemacht werden.

4.4.3. Weitere Ergebnisse: Aufenthaltshöhe am Stengel

Die mittleren Aufenthaltshöhen der *Zebrina detrita* änderten sich deutlich im Laufe der Untersuchung. Dabei ist es gleichgültig, ob man alle Schnecken oder jeweils adulte und juvenile getrennt betrachtet (siehe Tab. 1, dort sind nur die Testergebnisse für die Gesamtbewegungen angegeben). Nur die Bewegung der juvenilen Schnecken vom 2. auf den 3. Tag war nicht signifikant (WILCOXON-Test, $p = 0,95$, $n = 9$). Beziehungen zwischen Wetter und Aufenthaltshöhe konnten mit dieser Untersuchung nicht festgestellt werden. Adulte Schnecken hielten sich im Mittel höher am Stengel auf als juvenile (9,1 cm; $n = 136$, zu 5,9 cm; $n = 111$). Dieser Unterschied konnte zwar als signifikant bestätigt werden (KOLMOGOROW-SMIRNOV-Test, $p = 0,038$, $n = 57, 84$), der Vergleich zwischen den Juvenilen und Adulten vom 2. auf den 3. Tag (Mittelwerte 18,4 zu 11,2 cm) erwies sich aber als nicht signifikant (KOLMOGOROW-SMIRNOV-Test, $p = 0,36$, $n = 29, 62$).

5. Diskussion

Es konnte nach Ermittlung der IWAO-Indices keine geklumpfte Verteilung nachgewiesen werden. Dieses Ergebnis ist überraschend, wenn man bedenkt, daß die meisten Populationen in der Natur geklumpt vorkommen. Wahrscheinlich liegt die Klumpungsfläche aber über einem Viertelquadratmeter, der hier maximal ermittelbaren Teilprobenfläche. Die Berechnung des GREEN's Index ist unnötig gewesen. Die Ergebnisse deuten auf eine zufällige Verteilung hin, stimmen also mit dem Ergebnis nach IWAO überein.

Die ursprüngliche Erwartung war, daß die Schnecken senkrecht zum Hang hochkriechen, um Abdriftverluste, die durch starke Regenfälle oder Erosion entstehen, auszugleichen. Für die juvenilen Schnecken konnte dies gezeigt werden. Eine Erklärung wäre, daß aufgrund des langen und asymmetrisch getragenen Gehäuses der *Zebrina detrita* die adulten Schnecken überhaupt nicht in der Lage sind oder sehr viel Kraft aufwenden müßten, um senkrecht den Hang hochzukriechen. In einem nachträglich durchgeführten Versuch könnte man diese Vermutung bestätigen (Kriechversuch an einer Glasscheibe).

Aufgrund der großen Streuung der Werte läßt sich bisher diese Vermutung nicht signifikant bestätigen. Eine weitere Untersuchung unter konstanten Wetterbedingungen (feuchtes Wetter) mit größerer Stichprobenzahl könnte Aufschluß darüber geben.

Das Wetter während der Untersuchungszeit war leider sehr wechselhaft. Trockene, warme und sehr feuchte Abschnitte wechselten sich häufig ab. Die Angaben in Tab. 1 stehen für die vorherrschenden Wetterverhältnisse. Die Interpretation der Daten wird dadurch erschwert. Ziel war es zu zeigen, daß sich die Schnecken bei nassem Wetter fortbewegen, während sie bei trockenem Wetter Schutz auf einem Grashalm suchen und dort bleiben. Vom 2. auf den 3. Untersuchungstag fiel kaum noch Regen (die Aufnahme am zweiten Tag wurde kurz nach den letzten Schauern gemacht), so daß man vermuten konnte, daß sich die Schnecken nur unwesentlich fortbewegen würden. Wir hatten auch einen solchen (subjektiven) Eindruck am 3. Tag. Betrachtet man die mittleren Wegstrek-

ken wird dieser Eindruck bestätigt (1. auf den 2. Tag $82 \text{ cm} \pm 11 \text{ cm}$; 2. auf den 3. Tag $32 \text{ cm} \pm 5,5 \text{ cm}$; 3. auf den 4. Tag $65,3 \text{ cm} \pm 6,9 \text{ cm}$; 1. auf den 4. Tag $76 \text{ cm} \pm 6,8 \text{ cm}$). Für diese Vermutung spricht, daß sich vom 2. auf den 3. Tag sieben Schnecken praktisch nicht von der Stelle bewegten (unter Berücksichtigung einer Meßgenauigkeit von ca. zwei Zentimetern). Jeden Tag wurden allerdings "nur" knapp 50 % der markierten Schnecken wiedergefunden (an den drei Wiederfundtagen wurden 76 % aller Schnecken mindestens einmal wiedergefunden!). Die übrigen Schnecken könnten theoretisch einige Hundert Meter weit gekrochen sein und damit das Ergebnis erheblich verfälscht haben. Auf Grund der relativ hohen Wiederfundrate dürften diese Mittelwerte dennoch als relative Werte ihre Bedeutung besitzen. Wichtig ist, daß man diese mittleren Wegstrecken nicht als absolute von den Schnecken zurückgelegte Strecken ansehen darf. Innerhalb eines Tages kann eine Schnecke natürlich an den verschiedensten Orten gewesen sein und hat eventuell eine viel größere Strecke zurückgelegt. Aufgrund der Stichprobengrößen kann man die Mittelwerte aber als relatives Maß für die Unterscheidung der verschiedenen Tage auffassen. Es ist allerdings nicht zulässig nach dieser Messung auch die Schneckenaltersklassen zu unterscheiden, da es sich dann um einen systematischen Fehler handeln würde. Juvenile und adulte Schnecken könnten sich grundsätzlich verschieden in ihrer Ausbreitungstendenz verhalten und dieser Unterschied könnte sich gerade bei den weit wandernden, nicht registrierten Schnecken auswirken.

Vom 2. auf den 3. Tag und vom 3. auf den 4. Tag konnte keine Vorzugsrichtung festgestellt werden. Im ersten Fall entspricht dies wahrscheinlich der Realität, denn zum einen sind die Schnecken in diesem Zeitraum relativ gesehen am wenigstens weit gekrochen (s.o.) und zum anderen hätte man wahrscheinlich eine sehr große Stichprobengröße (hier nicht geschätzt) gebraucht, um eine signifikante Vorzugsrichtung nachzuweisen. Im zweiten Fall war vermutlich die (zufällig!) geringe Stichprobenzahl von 31 Bewegungen die Ursache, daß im Vergleich mit den anderen Tagen mit höherer Stichprobenzahl keine signifikante Vorzugsrichtung nachgewiesen werden konnte. Dafür spricht weiterhin, daß die mittleren Vektoren die erwartete Ausrichtung haben und die Schnecken relativ aktiv waren (s.o.).

Eine weitere Vermutung konnte nicht stichhaltig untermauert werden. Wir haben angenommen, daß sich die adulten Schnecken hangabwärts bewegen würden, um auf der nasen StraÙe Nahrung zu suchen, so wie wir es öfters bei adulten Tieren beobachteten. Vom 2. auf den 3. Tag verhielten sich die adulten Tiere in der erwarteten Weise. Es ist aber leider nichts genaues über die Wetterbedingungen bekannt. Theoretisch könnte auch ein kurzer starker Schauer die Schnecken den Hang hinab gespült haben. Die gleiche Tendenz ist auch bei den juvenilen Schnecken in diesem Zeitabschnitt zu beobachten. Die Untersuchung hat Indizien für die Standortstreue von *Zebrina detrita* ergeben. Es konnte festgestellt werden, daß sich die Schnecken, die wir am 4. Tag und an allen übrigen Tagen wiedergefunden haben ($n = 18$), in bezug auf die zurückgelegte Wegstrecke im Verhältnis zu den Eintagsmessungen signifikant weniger weit fortbewegt hatten. Dieses Ergebnis ist nicht überraschend. Nur im Falle einer geradlinigen Emigration wäre kein Unterschied festzustellen gewesen.

Gerichtete Bewegungen wurden bereits des öfteren bei Mollusken festgestellt (siehe Liste bei BAKER 1988). Allgemein wird angenommen, daß der Riechsinn von den Weichtieren genutzt wird, um sich zu orientieren. Die Annahme, daß sich dabei die Schnecken gegen den Wind bewegen (Anemotaxis) konnte BAKER in mehreren Untersuchungen nicht nachweisen. PEAKE (1978) hält nächtliche Silhouetten von Bäumen oder Büschen gegen den Himmel für wichtige Orientierungsmarken der Schnecken. Im Fall der Hangaufwärtsbewegung von *Zebrina detrita* liegt es nahe, dem Schweresinn die entscheidende Rolle zuzuschreiben.

Die Populationsdichte stand nicht im Zentrum der Untersuchung. Als Richtwert kann der Wert von 200 *Zebrina detrita* pro Quadratmeter gelten, also etwas mehr als die berechneten 177. In den meisten Fällen unterschätzt man die Populationsgröße, wenn man eine

an die grundlegende Formel von LINCOLN angelehnte Formel benutzt. Das ist eine für Schnecken erstaunlich hohe Dichte. MILDNER (1981) errechnete Abundanzen von 10 Exemplaren pro Quadratmeter für *Z. detrita* bzw. allgemein für Schnecken über 20 mm Gehäusehöhe (MILDNER fand zwei Populationen von *Z. detrita*).

Laut BOGON (1990) kriecht *Zebrina detrita* an Grashalmen hoch und hält dort während Trockenperioden einen Trockenschlaf. *Z. detrita* kletterte während der Untersuchung bis maximal 45 cm an Grashalmen hoch (adultes Tier). Erwartungsgemäß konnte nachgewiesen werden, daß sich die juvenilen Schnecken im Mittel signifikant niedriger am Gras aufhalten als die adulten. Sichere Ergebnisse können erst nach einer längeren Versuchsreihe gemacht werden.

Aufgrund der mangelhaften Wetterdatenaufnahme konnte kein Zusammenhang zwischen Aufenthaltshöhe über dem Erdboden und bestimmten Wetterbedingungen, z.B. Temperatur, Strahlungsintensität, Luftfeuchte, etc.) gemacht werden.

Denkbare Fehlerquellen und Hypothesen:

Einige Faktoren beeinträchtigen die Ergebnisse nicht unwesentlich:

- Einschränkung: Die Schnecken können innerhalb von 24 Stunden an unterschiedlichen Orten gewesen sein, Ausreißer erwischt man selten.
- Der Suchaufwand war an den verschiedenen Tagen unterschiedlich hoch. Eine Auswirkung auf die Wiederfundrate konnte nicht beobachtet werden. Erstaunlicherweise war die Wiederfundrate immer knapp 50 %. Auch bei einer parallelen Untersuchung von TREIBER (mündl. Mitt.) betrug die Wiederfundrate immer ca. 50 %, obwohl dort ein noch geringerer Suchaufwand betrieben wurde. Es kommen zwei Vermutungen in Frage: erstens, die nicht wiedergefundene Hälfte der Zebraschnecken sind weiter als 4 bis 5 m gewandert oder zweitens, dieser Teil war während den Suchzeiten eingegraben (nach Regenfällen wahrscheinlich, s.o.).
- Arbeitsstunden:
 2. Tag: 10,2 h (5 x 1 h 50 min + 2 x 30 min) - 48 Wiederfunde
 3. Tag: 4,5 h (3 x 1,5 h) - 47 Wiederfunde
 4. Tag: 7,3 h (3 x 2 h 25min) - 50 Wiederfunde
- Am ersten Tag befanden sich nur einige wenige Schnecken an einem Grashalm. Diese wurden nach der Markierung auf den Erdboden gesetzt. Diese Manipulation fällt allerdings massenmäßig nicht ins Gewicht.
- *Markierte Schnecken könnten aktiver oder weniger aktiv sein, als unmarkierte (Störung).* Eine deutliche Beeinflussung konnte nicht beobachtet werden. Dafür spricht, daß die Schnecken vom 1. auf den 2. Tag kein spezielles Verhalten aufwiesen. BAKER (1988) fand keine signifikanten Unterschiede zwischen markierten und unmarkierten Schnecken. Autoren, die solche Unterschiede nachwiesen, hatten die Schnecken mehrere Tage im Labor (z.B. CAMERON & WILLIAMSON 1977).
- Adulte Tiere wurden *eventuell aufgrund ihrer Größe* doppelt so häufig wiedergefunden als juvenile (93 = 63 % der theoretisch maximalen Anzahl an Wiederfunden zu 52 = 32 %). *Vielleicht sind die juvenilen Tiere im Schnitt weiter weg gekrochen*, so daß ihre Wiederfundwahrscheinlichkeit geringer war oder *die juvenilen Zebraschnecken sind empfindlicher als die adulten und graben sich bei widrigen Wetterverhältnissen eher ein*. Dagegen spricht, daß sich die an den einzelnen Tagen vollbrachten Wegstrecken der Juvenilen und Adulten nicht signifikant unterscheiden.
- Die Versuchsfläche wurde nicht zufällig ausgesucht, sondern u.a. nach Homogenität des Pflanzenbestandes. Dies könnte eine Ursache für die zufällige Verteilung der Schnecken sein.
- Das Wetter war zu uneinheitlich, um genaue Rückschlüsse zu machen.
- *Die Untersuchungszeit jeweils am späten Nachmittag fällt eventuell in eine besondere Aktivitätsphase der Schnecken.*
- Eine wesentliche Beeinträchtigung war die "Konkurrenz" der Fragestellungen. Zunächst sollte der Randeffekt der Straße beurteilt werden. Diese spezielle Fragestellung

hat sich auf die Auswahl der Untersuchungsfläche ausgewirkt und daher wahrscheinlich auch in schlecht abschätzbarem Ausmaß auf die Beurteilung der Ausbreitungsrichtungen. Auch könnte die Populationsdichte an einer deutlichen Grenzlinie wie der Straße anders als innerhalb der Population sein.

- Die geringe Flächengröße und die Auswahl von nur einer Probestfläche beeinträchtigte die Messung der Populationsdichte. Aufgrund des zufälligen Verteilungsmusters kann aber angenommen werden, daß der gefundene Dichtewert als Grobwert richtig ist.

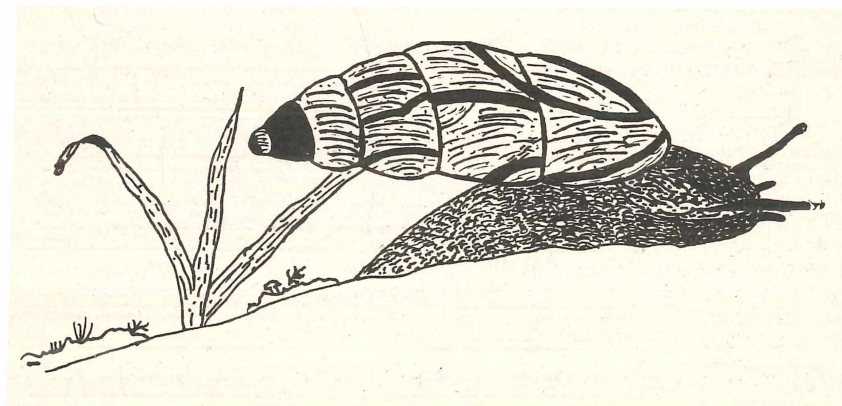
6. Literaturverzeichnis

- BAKER, G.H. (1988): The Dispersal of *Cermuella virgata* (Mollusca: Helicidae). - Aust. J. Zool. 36, S. 513-520.
- BATSCHLET, E. (1981): Circular statistics in biology. Academic Press.
- BOGON, K. (1990): Landschnecken: Biologie - Ökologie - Biotopschutz. - Naturverlag, Augsburg.
- CAMERON, R.A.D. & P. WILLAMSON (1977): Estimating migration and the effects of disturbance in mark-recapture studies on the snail *Cepaea nemoralis* L. - J. Anim. Ecol. 46, S. 173-179.
- CAMPBELL, R.C. (1971): Statistische Methoden für Biologie und Medizin. - 1. Aufl., Thieme Verlag, Stuttgart, 269 S.
- EHRENBERG, A.S.C. (1986): Statistik oder der Umgang mit Daten. - VCH, Weinheim.
- FISHER, N.J. (1993): Statistical analysis of circular data. - Ed. 1, Cambridge University.
- FRANK, C. (1983): Zwei bemerkenswerte Schneckenarten in Ostösterreich: *Zebrina detrita* (O. F. Müller 1774) und *Helicopsis striata* (O. F. Müller 1744) (Gastropoda: Euthyneura). - Z. Angew. Zool.
- FROMMING, E. (1954): Biologie der mitteleuropäischen Landgastropoden. - Duncker & Humblot, Berlin.
- GEHARDT-DUNKEL, E. (1953): Die Trockenresistenz bei Gehäuseschnecken. Zool. Jb. (Allg. Zool.) 64: 235-266.
- KERNEY, M.P., R.A.D. CAMERON & J.H. JUNGBLUTH (1983): Die Landschnecken Nord- und Mitteleuropas. - Parey-Verlag.
- KOFLER, A. (1967): Die natürlichen Landschneckenecönos im Großvenedigergebiet Osttirols. - Ber. Nat.-Med. Ver. Innsbruck 55: 125-138.
- KREBS, C.J. (1989): Ecological Methodology. - Harper & Row, New York.
- JAECKEL, S.G.A. & ZILCH, A. (1962): Mollusken. - In: Dahl: Die Tierwelt von Mitteleuropa. II. Bd.
- LAIS, R. (1933): Die Mollusken. - In: Der Kaiserstuhl. Selbstverlag Bad. Landesver. Naturk. Natursch. Freiburg. S. 366-383.
- LAMPRECHT, J. (1992): Biologische Forschung: von der Planung bis zur Publikation. - Parey Verlag, Berlin.
- LOZAN, J.L. (1992): Angewandte Statistik für Naturwissenschaften. - Parey Verlag, Berlin.
- LUDWIG, J.A. & J.F. REYNOLDS (1988): Statistical Ecology. A primer on methods and computing. - John Wiley & Sons, New York.
- MÄDER, E. (1940): Zur Verbreitung und Biologie von *Zebrina detrita*, *Hellicella ericetorum* und *Hellicella candidula*, den drei wichtigsten Überträgerschnecken des Lanzettegels (*Dicorcoelium lanceatum*). - Zool. Jb. Syst. 73: 129-200.
- MALEK, Ph.D. (1980): Snail-Transmitted Parasitic Diseases. - Vol. II. CRC Press.
- MILDNER, P. (1981): Zur Ökologie von Kärntner Landgastropoden. - Carinthia II 38, Sonderheft, Klagenfurt.
- MÜHLENBERG, M. (1993): Freilandökologie. - 3. Aufl., UTB 595.
- NEUHAUS, W. (1936): Untersuchungen über Bau und Entwicklung der Lanzettegel-Cercariae (*Cercaria vitrina*) und Klarstellung des Infektionsvorganges beim Endwirt. - Z. Parasitenkd. 8: 431 ff.

- NÖLLER, W. (1929): Befunde bei Schnecken von Thüringer Schafweiden in einem Lanzettegelgebiete. - Tierärztl. Rundsch. 35: 485 ff.
- PEAK, J. (1978): Distribution and ecology of Stylommatophora. - In: Pulmonates Vol. 2A, Systematics and Ecology: 429-526. Academic Press.
- SACHS, L. (1990): Statistische Methoden 2. - 1. Aufl., Springer Verlag. Berlin.
- SACHS, L. (1992): Angewandte Statistik. - 7. Aufl., Springer Verlag. Berlin.
- SACHS, L. (1993): Statistische Methoden. - 7. Aufl., Springer Verlag. Berlin.
- SIEGEL, S. (1985): Nichtparametrische statistische Methoden. - 2. Aufl., Fachbuchhandlung für Psychologie.
- SOUTHWOOD, T. R. E. (1978): Ecological methods. - John Wiley & Sons. New York.
- VOGEL, H. (1929): Beobachtungen über *Cercaria vitrina* und deren Beziehung zum Lanzettegelproblem. - Arch. Schiff. Trop. Hyg. 33: 474 ff.
- VOGEL, H. & FALCAO, J. (1954): Über den Lebenszyklus des Lanzettegels, *Dicrocoelium dendriticum*, in Deutschland. - Z. Tropenmed. Parasitol. 5: 275 ff.
- WILMANN, O. (1989): Der Kaiserstuhl: Gesteine und Pflanzenwelt. - 3. Aufl., Ulmer. Stuttgart.
- ZINNERT, K. D. (1966): Quantitative Untersuchungen nach der Lincoln-Index-Methode an einer Population von *Lysandra corridon* PODA im zentralen Kaiserstuhl. - Mitt. bad. Landesver. Naturk. Natursch. N.F. 9/1: 75-83.

Anschrift des Verfassers

Alfons Krismann
Tannenrauchstr. 35/215
CH-8038 Zürich



ZOBODAT - www.zobodat.at

Zoologisch-Botanische Datenbank/Zoological-Botanical Database

Digitale Literatur/Digital Literature

Zeitschrift/Journal: [Naturkundliche Beiträge des DJN](#)

Jahr/Year: 1995

Band/Volume: [30](#)

Autor(en)/Author(s): Krismann Alfons

Artikel/Article: [Statistische Analyse am Beispiel der Populationsökologie der Zebraschnecke \(Zebraquadrina\) 8-39](#)