

Räumliche Korrelation zwischen Pflanzenvorkommen und Faktoren, dargestellt am Zusammenhang zwischen vier ausgewählten Arten und einer Bodengruppe

Von **Thomas Hennig, Regine Stordeur** und **Dietrich Stoyan**

Mit 2 Abbildungen und 2 Tabellen

(Eingegangen am 14. Juni 1982)

1. Einleitung

Die Untersuchung von Korrelationen zwischen Pflanzenstandorten und Faktoren (Bodenarten, charakteristische Temperaturwerte, Feuchtigkeit) ist eines der Grundprobleme der Pflanzenökologie. Häufig untersucht man sie auf der Grundlage von Punktrasterkarten, die für jedes Teilquadrat Angaben über die Existenz der betrachteten Pflanzenart und das Vorkommen der Faktoren enthalten. Auf positive (negative) Korrelation schließt man, wenn in relativ vielen (wenigen) Quadraten zugleich der Faktor und die Pflanze auftreten. Ein typisches Beispiel für die Anwendung entsprechender Korrelationsanalysen liefert Haeupler (1974) im Zusammenhang mit der Auswertung von Ergebnissen der Pflanzenkartierung in Südniedersachsen.

In der vorliegenden Arbeit soll diese Methode verallgemeinert werden, indem auch räumliche Korrelationen berücksichtigt werden. Dazu werden die Beziehungen von mit dem interessierenden Faktor belegten Quadraten zu den Pflanzenstandorten auch in den benachbarten Quadraten untersucht. Somit ist es möglich festzustellen, innerhalb welcher Entfernungen Beziehungen zwischen Pflanzen und Faktoren bestehen, ob – wie in vorliegender Arbeit betrachtet – eine Verbindung zwischen Pflanze und Standort (Boden) stark und sehr eng ist oder nur schwächer, tendenziell, weiter wirkend. Sehr enge und starke Beziehungen zum Standort (Boden) sind bei stärker spezialisierten Pflanzenarten (enge ökologische Amplitude wie bei Kalkzeigern oder Halophyten) zu erwarten, während Arten mit weiter ökologischer Amplitude nur schwache Abhängigkeit vom Standort aufweisen. Die Beziehungen zu anderen Faktoren (wie Temperatur, Niederschlag, anthropogen bedingte Faktoren) lassen sich ebenfalls mittels dieser räumlichen Korrelationen erfassen.

Ferner kann unser Verfahren dazu dienen, Korrelationen, die beim üblichen Rasterpunkt-Rasterpunkt-Vergleich sichtbar werden, abzusichern. Wenn man Korrelationen eines Faktors auch zu den Pflanzenstandorten in benachbarten Quadraten feststellt, wird man u. U. stärker von einer Korrelation Faktor–Pflanze überzeugt sein.

Im Abschnitt 2 beschreiben wir zunächst die Methode, wobei wir auch den Fall berücksichtigen, daß die Faktoren nicht rasterförmig, sondern flächendeckend wie auf Abb. 1 gegeben sind. Zur Illustration des Verfahrens betrachten wir dann im Abschnitt 3 Korrelationen zwischen *Anagallis foemina*, *Cirsium acaule*, *Viola arvensis* und *Scleranthus annuus* mit einer Standortgruppe, in der alle kalkhaltigen Bodenarten und Standortregionaltypen zusammengefaßt wurden. Diese Beispiele zeigen u. E. die Vorteile der neuen erweiterten Methode.

2. Quantifizierung räumlicher Korrelationen

Betrachten wir zunächst einen Faktor f und eine Pflanzenart a , die in einer Punktrasterkarte erfaßt sind. In F Rastern liegt der Faktor f vor, und in A Rastern tritt die

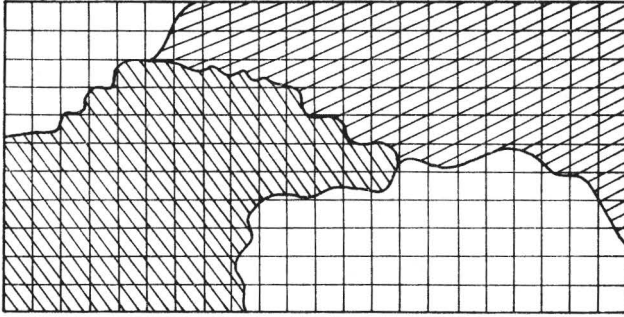
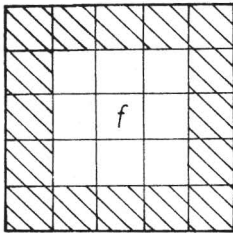


Abb. 1. Flächendeckende Faktorenkarte

Art *a* auf. Stünden der Faktor und die Art in völliger Abhängigkeit zueinander, so könnte nur in den Rastern, in denen der Faktor vorliegt, auch die Art vorkommen. Bei absoluter Unverträglichkeit wäre dagegen ein gemeinsames Vorkommen von Art und Faktor in irgendeinem Raster unmöglich.

Im Falle völliger Unabhängigkeit des Vorkommens der Art *a* vom Vorliegen des Faktors *f* ist folgendes zu erwarten: Die relative Häufigkeit P_a des Vorkommens der Art *a* bezüglich aller Raster der Karte ist die gleiche wie die relative Häufigkeit des Vorkommens der Art *a* bezüglich all derjenigen Raster, in denen der Faktor *f* vorliegt. Ist die letztgenannte Häufigkeit größer als die erste, so liegt ein Zusammenhang zwischen *a* und *f* im Sinne einer positiven Korrelation („Anziehung“) vor, ist sie kleiner, eine negative Korrelation („Abstoßung“).

Abb. 2. Darstellung eines n -Quadrates mit dem zugehörigen n -Rasterring für $n = 3$

Wir betrachten jetzt die Raster, in denen *F* auftritt, als Mittelpunkte von „ n -Quadraten“ (zur Definition des n -Quadrates siehe Abb. 2). Das 1-Quadrat fällt mit dem Original-Raster zusammen. Es gibt für jedes n insgesamt F solcher n -Quadrate mit je q_n Rastern. Die Anzahl q_n ist bestimmt durch

$$q_n = (2n - 1)^2, n = 1, 2, \dots \text{ (vgl. Abb. 2 für } n = 3 \text{)}.$$

Bestimmen wir nun zu jedem n -Quadrat die Anzahl $A_i^{(n)}$ der Raster mit Artvorkommen und dividieren diese F Anzahlen jeweils durch q_n , so erhalten wir für jedes n -Quadrat eine relative Häufigkeit $h_{n, i}$,

$$h_{n, i} = A_i^{(n)} / q_n, i = 1, 2, \dots, F.$$

Durch Mittelung erhalten wir für jedes n eine relative Häufigkeit H_n des Artvorkommens in n -Quadraten, deren Zentrum ein Faktorraster ist,

$$H_n = \frac{1}{F} \sum_{i=1}^F h_{n, i}.$$

Bei Unabhängigkeit zwischen Faktor und Raster ist für jedes n der einheitliche Wert P_a zu erwarten. Ergibt sich für ein n ein größerer (kleinerer) Wert, so liegt zwischen a und f in einer Weite entsprechend der Größe des n -Quadrates eine „Anziehung“ („Abstoßung“) vor. Daher empfehlen wir die Benutzung der folgenden Größen $K_a(n)$,

$$K_a(n) = H_n - P_a.$$

Aus dem Verhalten der Folge $K_a(n)$ für $n = 1, 2, \dots$ kann auf die Art der Korrelation zwischen a und f geschlossen werden; vgl. die Diskussion der Beispiele in Abschnitt 3. Sinnvoll ist es, den immensen Zählaufwand einem Rechenautomaten zu überlassen. Entsprechende Programme liegen am Organisations- und Rechenzentrum der Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg vor.

Weitere Größen zur Charakterisierung der räumlichen Korrelation zwischen Faktoren und Arten, die noch stärker die Abstandsabhängigkeit verdeutlichen können, aber zur „Erhärtung“ von Korrelationen weniger gut als die H_n geeignet sind, sind die folgenden Größen G_n ,

$$G_n = \sum_{i=1}^F g_{n,i} / F, \quad n = 2, 3, \dots$$

Dabei gilt

$$g_{n,i} = B_i^{(n)} / r_n, \quad i = 1, 2, \dots, F$$

mit $B_i^{(n)}$ = Anzahl der Raster mit Artvorkommen auf dem n -Rand des n -Quadrates mit Zentrum im i -ten Faktor-Raster und r_n = Anzahl der Raster des n -Randes (n -Rasterringes),

$$r_n = (2n - 1)^2 - (2n - 3)^2.$$

Zur Wahl der oben vorgeschlagenen Korrelationscharakteristiken sei hier folgendes bemerkt. In Stoyan und Ohser (1982) wurden die Grundlagen einer Korrelationsanalyse für ebene geometrische Strukturen entwickelt. Dabei wurde hauptsächlich der Fall betrachtet, in dem – auf die hier diskutierte Problemstellung bezogen – die Karten die genauen Pflanzenstandorte und Faktorenverteilung enthalten (flächendeckende Karten); im Fall vieler Faktoren (z. B. Böden) wird also nicht eine Menge von Rastern betrachtet, sondern eine mehr oder weniger zufällige ebene geometrische Figur. Der im vorliegenden Artikel behandelte Fall von Punktrasterkarten kann als Spezialfall aufgefaßt werden. Die Größen H_n – und entsprechende Größen in Stoyan und Ohser (1982), z. B. die Pflanzenanzahl in Kreisen mit dem Mittelpunkt in Punkten im Faktor-Gebiet – charakterisieren die sogenannten zweiten Momentenmaße der zufälligen Strukturen und sind damit eng verwandt zum aus der mathematischen Statistik bekannten Korrelationskoeffizienten. Die genannte Arbeit enthält auch Methoden zur Randkorrektur, die bei kleinen Karten notwendig ist, um Quadrate, deren Zentren in Faktorrastern nahe am Kartenrand liegen, passend zu berücksichtigen. Als Beispiel wurden die Korrelationen zwischen den Standorten von Weißtannen (*Abies alba*) und Bachläufen und Granitverwitterungsböden in einem Wald untersucht.

3. Diskussion der Beispiele

Als Beispiel soll die Rasterkartierung eines Meßtischblattes (Maßstab 1 : 25 000) mit einer Rastergröße von 250×250 m dienen (Buhl 1971). Aus einer Vielzahl von erfaßten Pflanzen wurden die Arten *Anagallis foemina* (Blauer Gauchheil), *Cirsium acaule* (Stengellose Kratzdistel), *Viola arvensis* (Feldstiefmütterchen) und *Scleranthus annuus* (Einjähriger Knäuel) ausgewählt. Das sind Pflanzenarten, die vorwiegend auf landwirtschaftlich genutzten Böden vorkommen. Diese Böden wurden im Rahmen der

mittelmaßstäbigen landwirtschaftlichen Standortkartierung (MMK) sehr detailliert erfaßt. Aus diesem Grunde erhielten wir für das entsprechende Meßtischblatt – trotz Zusammenfassung der zahlreichen Bodenarten und Standortregionaltypen zu insgesamt fünf Standortgruppen – eine sehr feingliedrige Karte, die wechselnde Bodenverhältnisse auch auf engstem Raum anzeigt.

Das oben erwähnte Raster ermöglicht, die flächig verteilten Standortgruppen zahlenmäßig zu erfassen, indem alternativ entschieden wird, ob die entsprechende Standortgruppe im Grundfeld (Raster) vorhanden ist oder nicht. Da die Pflanzen auf der Basis des gleichen Rasters kartiert wurden, ist es möglich, Faktor (Standortgruppe) und Pflanzenvorkommen direkt in Bezug zu setzen, d. h., man vergleicht Raster mit Raster und stellt fest, in wieviel der möglichen Raster beide Merkmale (Pflanzenart und Faktor) gleichzeitig vorkommen. Auf diese Weise kann man Abhängigkeiten des Pflanzenvorkommens von bestimmten Faktoren ermitteln. Dieser Vergleich wird nicht nur visuell durchgeführt, sondern auch mit Hilfe statistischer Methoden objektiviert.

Dabei könnte man den unmittelbaren Raster-Raster-Vergleich als „klassische Methode“ bezeichnen. Weitergehend ist die von uns vorgeschlagene Methode, bei der zusätzlich räumliche Korrelationen betrachtet werden, indem die Beziehungen Faktor-Raster zu den umliegenden Rasterquadraten studiert werden. Damit kann geprüft werden, ob das Vorhandensein einer bestimmten Standortgruppe (Boden) in einem Rasterpunkt noch einen Einfluß auf das Vorkommen einer bestimmten Pflanzenart in den umliegenden Rasterpunkten hat. Die Vorteile einer solchen Betrachtungsweise zeigen sich in einer Erhärtung der beim Raster-Raster-Vergleich gefundenen Korrelationen sowie im Sichtbarwerden weiterreichender Wechselbeziehungen. Hierbei hat der Typ des Faktors wesentlichen Einfluß (z. B. Boden mit geringer Fernwirkung oder Quelle von Luftverschmutzung mit erheblicher Fernwirkung).

Rein vom logischen Standpunkt her ist kaum zu erwarten, daß ein bestimmter Boden noch in größerer Entfernung (Rastergröße 250×250 m) einen Einfluß auf das Vorkommen einer bestimmten Pflanzenart hat, zumindest dann, wenn es sich um eine stenözische Art (mit enger ökologischer Amplitude) handelt. Allein das Vorhandensein von Diasporen in unmittelbarer Nähe nicht zusagender Standortverhältnisse kann dazu führen, daß z. B. kalkliebende Pflanzen auch auf sauren Böden angetroffen werden. Meist zeigen sie jedoch eine geringe Vitalität, gelangen nicht zur Fruktifikation und erliegen sehr bald dem Konkurrenzdruck anderer Arten. Eine gewisse „Fernwirkung“ von Böden könnte man sich noch durch Windverwehung oder Abspülung (Erosion) vorstellen. Diese haben jedoch u. E. auch nur lokale Bedeutung und wirken sich nur im unmittelbaren Grenzbereich zwischen zwei unterschiedlichen Böden aus.

Sieht man sich die Rechenergebnisse an (vgl. Tab. 1 und 2), so kann man aber feststellen, daß nicht nur beim Raster-Raster-Vergleich (Werte zu $n = 1$) ein Zusammenhang zwischen Standortgruppe und Pflanzenvorkommen besteht, sondern daß die Korrelation oder „Anziehung“ (sie drückt sich in positiven $K_a(n)$ aus), wenn auch in immer schwächer werdendem Maße bei Vergrößerung der Quadrate (mit wachsendem n), d. h. mit zunehmendem Abstand vom betrachteten Grundfeld, weiterhin besteht. Da ein Einfluß eines bestimmten Bodens auf eine Pflanzenart über größere Entfernungen (250, 500 750 m) nicht wahrscheinlich ist, liegt die Ursache für die erhaltenen Ergebnisse vermutlich darin, daß trotz kleinflächiger Verteilung der Standortgruppen relativ oft in benachbarten oder umliegenden Rasterquadraten Böden der gleichen Standortgruppe auftreten, die potentiell wieder mögliche Standorte für die bestimmte Pflanzenart darstellen. Insofern ist also der Zusammenhang im Sinne einer Anziehung erklärbar. Mit zunehmender Vergrößerung des betrachteten Quadrats durch Hinzunahme der jeweils umliegenden Rasterpunkte wird der Anteil der Raster mit

Böden der gleichen Standortsgruppe geringer, was sich auch in einer Abnahme der $K_a(n)$ zeigt.

Wenden wir uns nun den konkreten Beispielen zu. Für die Berechnungen wurde nur diejenige Standortsgruppe verwendet, die alle V-Standorte umfaßt. Es handelt sich dabei um Verwitterungsböden wie Lehme und Tone (z. T. lößbeeinflußt mit Schwarzerden), Berglehme und -tone, Bergsandlehme, Schuttlehme usw., die überwiegend aus Karbonatgestein entstanden sind. Die Frage des Wassergehaltes (ob die Böden verlässungsfrei, staunässe- oder grundwasserbeeinflußt sind) wurde dabei nicht berücksichtigt.

Die mehr oder weniger strenge Bindung einiger Pflanzenarten an sogenannte Kalkböden oder -standorte ist bekannt und trifft für zwei der ausgewählten Arten zu.

Für *Anagallis foemina* wird von Ellenberg (1979) die Reaktionszahl 9 angegeben, d. h., es ist ein Basen- und Kalkzeiger und kommt stets auf kalkreichen Böden vor. Desgleichen geben Oberdorfer (1979) und Hilbig und Mahn (1981) für die Art Standorte mit kalkreichen bzw. -haltigen Böden an. Die Rechenergebnisse zeigen beim Raster-Raster-Vergleich einen schwachen Zusammenhang zwischen V-Standorten und Vorkommen von *Anagallis foemina*, was durch den Wert $K_a(1)$ in Tab. 1 ausgedrückt wird. Schon bei Vergrößerung des Quadrates um ein Rasterfeld (zusätzliche Betrachtung der unmittelbar angrenzenden Rasterpunkte) nimmt der Zusammenhang deutlich ab ($K_a(2) = 0,106$). Bei weiterer Vergrößerung des Quadrates nimmt $K_a(n)$ konti-

Tabelle 1. Größen $K_a(n)$ zur Beschreibung der Korrelation zwischen V-Standorten und vier ausgewählten Pflanzenarten

| <i>n</i> | <i>Anagallis foemina</i> | <i>Cirsium acaule</i> | <i>Viola arvensis</i> | <i>Scleranthus annuus</i> |
|----------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------------|
| 1 | 0,126 | 0,105 | - 0,003 | - 0,116 |
| 2 | 0,106 | 0,086 | - 0,012 | - 0,114 |
| 3 | 0,092 | 0,063 | - 0,027 | - 0,107 |
| 4 | 0,085 | 0,047 | - 0,037 | - 0,098 |
| 5 | 0,076 | 0,037 | - 0,044 | - 0,085 |
| 6 | 0,064 | 0,029 | - 0,049 | - 0,070 |
| 7 | 0,051 | 0,022 | - 0,049 | - 0,054 |
| 8 | 0,040 | 0,017 | - 0,046 | - 0,040 |
| 9 | 0,027 | 0,012 | - 0,042 | - 0,029 |
| 10 | 0,018 | 0,009 | - 0,040 | - 0,020 |

Tabelle 2. Größen $G_a(n)$ zur Beschreibung der Korrelation zwischen V-Standorten und *Anagallis foemina*

| <i>n</i> | <i>Anagallis foemina</i> |
|----------|--------------------------|
| 2 | 0,102 |
| 3 | 0,083 |
| 4 | 0,073 |
| 5 | 0,063 |
| 6 | 0,054 |
| 7 | 0,043 |
| 8 | 0,038 |
| 9 | 0,033 |
| 10 | 0,019 |

nuerlich weiter ab. Die Ursachen hierfür liegen in erster Linie in der Abnahme der Anzahl der Rasterpunkte mit den Böden der jeweils gleichen Standortgruppe mit zunehmender Entfernung vom betrachteten Rasterpunkt. Der Grad des Zusammenhanges läßt also gleichzeitig auch gewisse Rückschlüsse auf die Flächenverteilung der Standortgruppen zu. Bei starker Zersplitterung (kleinflächige Vorkommen) wird der Zusammenhang in Abhängigkeit von der Quadratgröße immer geringer sein als bei großflächig zusammenhängendem Auftreten einer Standortgruppe.

Cirsium acaule zeigt im Meßtischblatt ein ähnliches Verbreitungsbild wie *Anagallis foemina*. Von Ellenberg (1979) wird für diese Art die Reaktionszahl 8 angegeben, d. h., sie ist ein Schwachbasen- bis Basen- oder Kalkzeiger, meist auf Kalk weisend. Oberdorfer (1979) gibt als Standorte besonnte Kalkmagerweiden und basenreiche, meist kalkhaltige Ton- und Lehmböden an. Die Berechnung ergab ebenfalls einen schwachen Zusammenhang zwischen Pflanzenvorkommen und Standort, wobei völlig in Übereinstimmung mit der niedrigeren Reaktionszahl (im Vergleich zu *Anagallis*) die berechnete räumliche Korrelation schwächer als für *Anagallis* ist. Bei Vergrößerung des Quadrates ergibt sich eine raschere Abnahme des Zusammenhanges als bei *Anagallis*, was wohl hauptsächlich an der geringeren Anzahl von Fundpunkten liegt (*Anagallis* 350, *Cirsium* 287 Fundpunkte).

Ein völlig anderes Verbreitungsbild zeigt *Scleranthus annuus*. Schon bei visueller Betrachtung ist zu erkennen, daß diese Art die V-Standorte zwar nicht vollständig, aber dennoch weitgehend meidet. *Scleranthus* ist als Zeiger versauerter Böden bekannt. Von Ellenberg (1979) wird die Reaktionszahl 2 angegeben, d. h., die Art ist ein Säure- bis Starksäureanzeiger mit Verbreitungsschwerpunkt auf sauren Böden. Oberdorfer (1979) gibt die Art von kalkarmen, mäßig sauren Böden an und zählt sie ebenfalls zu den Versauerungsanzeigern. Buhl (1971) beschreibt *Scleranthus annuus* als häufig im Buntsandstein- und Lößgebiet mit geringen Vorkommen im Muschelkalkgebiet, meist auf oberflächlich mehr oder weniger versauerten Böden. Letzteres ist durchaus einleuchtend, da Oberdorfer (1979) die Wurzeltiefe der Art mit bis zu 20 cm angibt. Die Berechnungen ergaben eine eindeutig negative Korrelation, die dadurch bedingt ist, daß *Scleranthus annuus* als azidiphile Art die kalkhaltigen Böden meidet. Bei Vergrößerung des betrachteten Quadrates nimmt der Grad der „Abstoßung“ ab, aber zunächst nur sehr allmählich. Weitgehende Unabhängigkeit tritt bei diesem Beispiel erst bei größerer Entfernung ($n \geq 5$) auf. Das liegt u. a. sicher daran, daß eine sehr große Anzahl von Fundpunkten (551) im Meßtischblatt vorliegt und daß im Südwesten des Meßtischblattes eine relativ große, zusammenhängende Fläche mit Böden der V-Standortgruppe bedeckt ist, die nahezu frei von *Scleranthus* ist.

Viola arvensis schließlich verhält sich völlig unspezifisch im Gebiet und besiedelt kalkhaltige und saure Böden gleichermaßen. Ellenberg (1979) gibt für die Bodenreaktion ein indifferentes Verhalten an, d. h., es liegt eine weite Amplitude vor oder ungleiches Verhalten in verschiedenen Gegenden. Unsere Berechnungen zeigen deutlich, daß kein Zusammenhang zwischen dem Pflanzenvorkommen und den Böden der V-Standortgruppe auftritt, wie aus den Werten für $K_a(n)$, die alle dicht bei Null liegen, ersichtlich ist.

Die betrachteten Beispiele erbrachten im wesentlichen Ergebnisse, die man sowohl auf Grund des ökologischen Verhaltens der Arten, anhand der Verbreitungskarten der Böden und Pflanzenvorkommen als auch auf Grund logischer Schlußfolgerungen erwarten konnte. Die Übereinstimmung der Ergebnisse mit den erwarteten Werten zeigt aber die prinzipielle Eignung der Methode für ähnliche und kompliziertere Fragestellungen. Hier bietet sich vor allem die Betrachtung von Faktoren an, deren genaue Abgrenzung auf Grund ihrer Eigenschaften oder wegen fehlender oder ungenügender Meßdaten nicht möglich ist. Eine größere Fernwirkung können wir z. B. bei Industrie-

emissionen erwarten, die nicht nur unmittelbar auf die Organismen, sondern auch mittelbar über Veränderungen der Böden wirken (z. B. Aufkalkung saurer Böden durch Flugasche mit dem Hauptbestandteil CaO oder oberflächliche Versauerung kalkhaltiger Böden durch saure Niederschläge wie H_2SO_3). Durch Verwendung sog. Bioindikatoren (Organismen, die veränderte Umweltbedingungen durch bestimmte Reaktionen sehr frühzeitig anzeigen) können solche Fernwirkungen festgestellt und in ihrer räumlichen Ausdehnung abgegrenzt werden.

4. Zusammenfassung

Mit Hilfe einer neuen mathematisch-statistischen Auswertungsmethode werden Beziehungen zwischen Pflanzenvorkommen und einem ausgewählten Standortsfaktor quantifiziert. Die Ergebnisse zeigen, daß die Wirkung des Faktors auch in gewisser Entfernung noch nachweisbar ist und somit die Untersuchung räumlicher Korrelationen von Bedeutung sein kann. Die Methode scheint insbesondere für solche Faktoren geeignet zu sein, deren Wirkung weitreichend oder nicht exakt abgrenzbar ist.

Schrifttum

- Buhl, A.: Verbreitungskarten mitteldeutscher Leitpflanzen für den Bereich des Meßtischblattes 4835 und des unteren Unstrutgebietes – ein Beitrag zur Kenntnis der Pflanzenverteilung. Dissertation, Halle 1971.
- Ellenberg, H.: Zeigerwerte der Gefäßpflanzen Mitteleuropas. *Scripta Geobotanica* **9** (1979) 2. Auflage.
- Haeupler, H.: Statistische Auswertung von Punktrasterkarten der Gefäßpflanzenflora Südniedersachsens. *Scripta Geobotanica* **8** (1974).
- Hilbig, W., und E. G. Mahn: Karten der Pflanzenverbreitung in der DDR, 4. Serie Segetalpflanzen (Folge 1). *Hercynia N. F.* **18** (1981) 1–64.
- Oberdorfer, E.: Pflanzensoziologische Exkursionsflora. Stuttgart 1979, 4. Auflage.
- Stoyan, D., und J. Ohser: Correlations between Planar Random Structures (With an Ecological Application). *Biometrical J.* **24** (1982).

Dipl.-Mathematiker Th. Hennig
Sektion Pflanzenproduktion
Biometrie, WB Agrarökonomie
DDR - 4020 Halle (Saale)
Adam-Kuckhoff-Straße 15

Dr. rer. nat. R. Stordeur
Sektion Biowissenschaften
WB Geobotanik und Botanischer Garten
DDR - 4020 Halle (Saale)
Neuwerk 21

Doz. Dr. sc. nat. D. Stoyan
Bergakademie Freiberg
Sektion Mathematik
DDR - 9200 Freiberg