

Waldökologie, Landschaftsforschung und Naturschutz	Heft 6	Seite 43-60	15 Fig., - 6 Tab.	Freising, Mai 2008
--	--------	-------------	-------------------	--------------------

Kleinräumige Variabilität von Waldboden-Dauerbeobachtungsflächen in Bayern – Ein Beitrag zur Unsicherheitsabschätzung der BZE II –

Small scale variation at Bavarian soil monitoring sites – A contribution to estimate the uncertainty of the German Level-I Monitoring of soils (BZE II)

Karl H. Mellert, Christian Kölling, Gernot Rücker, Alfred Schubert

Abstract

Data from the Bavarian forest soil monitoring programme (Bodendauerbeobachtungsflächen, BDF) were used to estimate the effect of small scale variation on the uncertainty of soil characteristics and to evaluate a possible relation between spatial characteristics of soils and site conditions. We conducted a meta analysis of geostatistical parameters derived from 33 BDF sites. Within the BDF program 18 samples were taken at each site in an 18 x 18 m cross transect at minimum distance of 3 m. The data set involved C_{org} - and N_{tot} - concentrations and pools as well as the C/N-ratio, effective cation exchange capacity (CEC), base saturation (BS), pH and coarse soil fraction (> 2 mm). A total of 3780 records per soil parameter were used to calculate the skewness, the coefficient of variation (VK), Moran's I and the portion of spatially structured variance in the data. Observed spatial patterns of soil parameters could not clearly be related to site conditions. However, total variance of some parameters tended to decrease with increasing clay content and the level of variation (VK) of the studied soil parameters differed significantly. The ranking of parameters with respect to variation is (in ascending order): pH, C/N-ratio, C and N-concentration, BS und CEC, C- and N-pools. The results of this uncertainty estimation serve as an input to the error budget of the German forest soils survey (Level I monitoring; BZE II) and were used to estimate detectable soil changes within the framework of this program.

Zusammenfassung

Anhand der Daten von 33 Standorten des Bayerischen Waldboden-Dauerbeobachtungsprogramms (Bodendauerbeobachtungsflächen, BDF) wurden die durch kleinräumige Variabilität verursachten Unsicherheiten bei der Charakterisierung von Böden geschätzt. Diese Datenbasis erlaubte es zudem zu untersuchen, inwieweit geostatistische Eigenschaften in Zusammenhang mit den Standortbedingungen stehen. Für diesen Zweck entwickelten wir einen einfachen Ansatz zur Typisierung von Böden nach ihren räumlichen Eigenschaften. Beim BDF-Programm wurden auf jedem Standort 18 Proben in einem Kreuz-Transekt 18 x 18 m entnommen bei einem Mindestabstand von 3 m. Der Datenbestand umfasst die Parameter C_{org} und N_{tot} -Konzentrationen sowie -Vorräte und C / N - Verhältnis, effektive Kationen-Austausch-Kapazität (Ake), Basensättigung (BS), pH-Wert des Bodens und Grobbodenfraktion (> 2 mm). In die Metaanalyse wurden pro Bodenparameter 3780 Datensätze zur Erzeugung aggregierter Kennwerte einbezogen wie Schiefe, Variationskoeffizient (VK), Moran's I und den Anteil der räumlich strukturierten Varianz (SV) der Daten. Die beobachtete räumliche Struktur von Bodenpara-

metern konnte zwar nicht eindeutig in Zusammenhang mit den Standortbedingungen gebracht werden. Es zeigt sich aber, dass die Gesamtvarianz einiger Parameter mit steigendem Tongehalt tendenziell zurück geht und dass das Niveau der Streuung (VK) der untersuchten Boden-Parameter sich erheblich unterscheidet. Die Rangfolge der Parameter hinsichtlich der Streuung ist pH-Wert (1), C/N - Verhältnis (2), C und N -Konzentration (3a), BS und Ake (3b), C- und N- Vorräte (4). Die Unsicherheitsabschätzung anhand der BDF Daten findet Eingang in das Fehlerbudget der zweiten bundesweiten Bodenzustandserhebung im Wald (BZE II) und dient dazu die Chancen zu bestimmen mit denen etwaige Bodenveränderungen nachgewiesen werden können.

1. Einleitung

Ziel der Bodenzustandserhebung im Wald (BZE) ist die Gewinnung zuverlässiger, flächen-repräsentativer und bundesweit vergleichbarer Information über den aktuellen Zustand der Waldböden und mögliche Veränderungen. Als wesentliches Ergebnis der BZE I wurde der Deutsche Waldbodenbericht von WOLFF & RIEK (1997) veröffentlicht. Parallel zur zweiten Bodenzustandserhebung im Wald (BZE II) wird das statistische Design für die Auswertung der BZE II entwickelt. Die hier vorgelegte Studie ist Teil eines umfassenden Ansatzes zur Ermittlung des Fehlerbudgets der BZE II und trägt zur Abschätzung des Stichprobenfehlers der BZE bei. Das Programm der Waldbodendauerbeobachtung in Bayern verfolgt das Ziel eines landesweiten Überblicks über das Nährstoff- und Schadstoffpotential flächenbedeutsamer Standorte und ihrer Waldbestände (SCHUBERT 2002) und bietet aufgrund der intensiven Bodenuntersuchungen einen Ansatz zur Abschätzung der Unsicherheit bei der Ermittlung inventurfähiger Bodenkennwerte.

Die kleinräumige Variabilität der Böden beeinflusst in erheblichem Maße die Detektierbarkeit von Bodenveränderungen in der Zeit (z.B. PAPRITZ & WEBSTER 1995a+b). Der Anteil der kleinräumigen Gesamtvariabilität eines Bodenmerkmals ist für die Auswertungs-Strategien der BZE von großer Bedeutung. Wegen der kleinräumigen Heterogenität von Böden sind strenggenommen mit einer destruktiven Probenahme wie der BZE-Wiederholungsbeprobung keine echten verbundenen Stichproben möglich. Sollten aber der Abstand der Probenpunkte von BZE I und BZE II innerhalb der Korrelationslänge der Kennwerte liegen, kann man ein Modell mit verbundenen Stichproben für die weitere Auswertung zu Grunde legen. Dagegen käme das statistische Design ganz ohne die räumliche Statistik aus, wenn die Bodenparameter räumlich weitgehend zufällig verteilt wären. Für eine Entscheidung über die Auswertestrategie der BZE ist daher die Kenntnis über das Ausmaß der kleinräumigen Variabilität in verschiedenen Boden- bzw.

Standortstypen notwendig.

In der Literatur wird zwar eine Fülle von Studien zur räumlichen Variabilität von Böden beschrieben. Es wurden aber bisher keine Arbeiten publiziert, die sich auf Waldstandorte beziehen, den Umfang der BZE-Kennwerte umfassen und zudem ein weites Standortpektrum abdecken. Nur relativ wenige Studien betrachten überdies eine räumliche Skala, die in einem für die BZE relevanten Bereich liegen (z.B. DEURER 2000, TEICHERT 2000, KIRWAN et al. 2005, SCHÖNING et al. 2005, HORNSCHUCH & RIEK 2007). Die Ergebnisse von Fallstudien zur räumlichen Variabilität hängen zudem stark vom Probenahmedesign ab. Dies gilt insbesondere für die empirischen Variogramme, welche die räumlichen Beziehungen von Bodenkennwerten beschreiben. Die Übertragbarkeit von Resultaten geostatistischer Studien ist daher ganz besonders von der verwendeten Methode und von der gewählten Raumskala abhängig. Aufgrund der geringen Zahl geeigneter Studien kann aus der Literatur die Variabilität der in der BZE verwendeten Kennwerten nur sehr grob abgeschätzt werden. Für eine präzise Schätzung der räumlichen Variabilität typischer bayerischer bzw. deutscher Standorte sind die Angaben in der nationalen und internationalen Literatur völlig unzureichend.

Deshalb ist, über die Bezugnahme auf die Literatur hinaus, die Auswertung geeigneter Daten erforderlich. Auf der Basis der BDF-Untersuchungen kann abgeschätzt werden, in welchen Größenordnungen sich die räumliche Varianz von Bodenkennwerten üblicherweise bewegt und inwieweit sich diese Eigenschaften standortspezifisch unterscheiden. Dieser Datensatz ist hierfür besonders gut geeignet, weil er den Umfang der BZE-Kennwerte nahezu abdeckt und Daten zu einem breiten Spektrum von Standorten enthält. Bisher wurden 77 BDF in Bayern eingerichtet, aktuell liegen für insgesamt 33 BDF Daten in einer geeigneten räumlichen Dichte vor. Da bei diesen BDF keine Mischproben gebildet wurden, ist es möglich, die räumliche Variabilität auf der 3 m-Skala zu untersuchen. Die Stichprobengröße von 18 Einzelproben pro Standort ist gemessen an anderen Dauerbeobachtungsprogrammen hoch und gewährt daher einen guten Überblick über die zu erwartenden Unsicherheiten. Gemessen an den Anforderungen geostatistischer Verfahren bewegt sich der Stichprobenumfang am einzelnen Standort zwar an einer methodischen

Untergrenze, der zugrunde liegende Datenbestand bildet aber die beste in Deutschland existierende Basis für eine standortsübergreifende „Metaanalyse“ der räumlichen Eigenschaften eines Kollektivs von Einzelflächen (BDF).

Die Ziele der vorliegenden Arbeit sind:

- **Böden nach ihren räumlichen Eigenschaften zu typisieren**, indem nach standortbedingten Mustern der räumlichen Variation gesucht wird, die nachvollziehbaren Gesetzmäßigkeiten folgen
- die **Unsicherheit** von Bodenindikatoren **einzuschätzen**, indem geeignete Variabilitätskennwerte abgeleitet werden,
- die **Abschätzung der Chance zeitliche Änderungen** vor dem Hintergrund der räumlicher Heterogenität **nachzuweisen**, indem kritische Differenzen aus den ermittelten Streuungsparametern abgeleitet werden und
- eine **Bewertung des Probenahmedesigns** von BDF und BZE auf der Basis der räumlichen Analyse.

Darüber hinaus wird eine Einschätzung des Forschungsbedarfs im Bereich der kleinräumigen Variabilität von Waldstandorten in Deutschland gegeben. Dies ist nicht nur im Hinblick auf die Unsicherheitsabschätzung im Rahmen von Inventuren, sondern darüber hinaus v.a. für die räumliche Modellierung (Regionalisierung) von bodengebundenen Informationen von großer Bedeutung (ZIRLEWAGEN & V. WILPERT 2005, JANSEN et al. 2002, MELLERT et al. 2005a+b).

2. Material und Methoden

Grundlage der vorliegenden Auswertung bilden die Daten von SCHUBERT (2002). Die charakteristischen Kennwerte der 33 untersuchten BDF sind in Tab.1 zusammengefasst. Für eine genauere Charakteristik, insbesondere für die bodenchemische Charakterisierung der BDF sei auf SCHUBERT (2002) verwiesen.

Tab. 1: Kurzbeschreibung der untersuchten Bodendauerbeobachtungsflächen (BDF). TGBS = Tiefengradient der Basensättigung (KÖLLING et al. 1996), siehe Abb. 2.

Table 1: Brief description of the studied soil monitoring sites (BDF). TGBS = Vertical gradient of base saturation (KÖLLING et al. 1996), see Fig.2

Region	BDF	Höhe NN [m]	Humusform	Bodentyp	Ausgangssubstrat	Bodenart und Schichtung (STE)	TG-BS
Altdorf	Altd2	350	feinhumusarmer Rohhumus	Podsol	Quartärer Flugsand (,S)	Sand (0)	5
Altötting	Aoe1	415	Moder	schwach podsolige Parabraunerde	Niederterrassenschotter	lehmiger Sand, sandiger Lehm (1)	2
Bamberg	Bam1	260	Rohhumus	Gley-Podsol	Quartärer Flugsand (,S)	Sand (0)	4
Bad Brückenau	BBr1	812	Moder	eutrophe Braunerde	Tertiäre Vulkanite	Lehm (2)	2
Bodenwöhr	Bow1	380	Rohhumus	Podsol-Braunerde	Quartärer Flugsand (,S)	Sand (0)	5
Bodenwöhr	Bow2	380	Rohhumus	Podsol-Braunerde	Quartärer Flugsand (,S)	Sand (0)	5
Dinkelsbühl	Dkb2	445	rohhumusartiger Moder	Braunerde-Pseudogley	Lias (l) (Amaltheenton)	Sand (0)	2
Ebersberg	Ebe1	540	rohhumusartiger Moder	Parabraunerde	Niederterrassenschotter	lehmiger Sand, sandiger Lehm (1)	2
Ebrach	Ebr1	410	mullartiger Moder	Pseudogley-Braunerde	Sandsteinkeuper	Decksand und -lehm (6)	2
Flossenbürg	Flo1	840	rohhumusartiger Moder	Braunerde-Podsol	Präkambrium	Lehm (2)	5
Freising	Fre1	508	F-Mull	Braunerde-Parabraunerde	Tertiäre Obere Süßwassermolasse mit quartärer Lößüberdeckung	Feinlehm, Schlufflehm (3)	2
Geisenfeld	Gei1	425	Moder	Podsol-Braunerde	Miozäne Sande	Sand (0)	3
Goldkronach	Gok2	690	Moder/Graswurzelfilzmoder	Podsol	Tertiäre Restverwitterung (t)	Feinlehm, Schlufflehm (3)	5
Kelheim	Kel1	490	Moder	stark podsoliger Braunerde-Pseudogley	Oberkreide über Mergel des oberen Cenoman	Schichtlehm (Ton in 30-60cm) (8)	2
Kelheim	Kel2	490	Rohhumus	Pseudogley-Parabraunerde	Oberkreide (Knollensand des Turon)	Schichtlehm (Ton in 30-60cm) (8)	4
Kreuth	Kreu2	1300	F-Mull	Braunerde	Jura (j) (Dogger) (Radiolarit)	Schichtlehm (Ton in 30-60cm) (8)	5
Landau	Lan1	335	Mull	Kalkpaternia	Holozäne Auensedimente	milder Ton, Tonlehm, KVL (4)	1
München	M1	605	Moder	Pseudogley-Parabraunerde	Quartärer Lößlehm (,L)	Feinlehm, Schlufflehm (3)	3
Mitterfels	Mit1	1025	rohhumusartiger Moder	podsolige Braunerde	Präkambrium	Lehm (2)	5
Pegnitz	Peg1	440	Rohhumus	Braunerde-Podsol im Unterboden pseudovergleyt	Oberkreide	lehmiger Sand, sandiger Lehm (1)	4
Riedenburg	Rie1	475	F-Mull	schwach pseudovergleyte Parabraunerde ü. Terra Fusca	Oberer Jura	milder Ton, Tonlehm, KVL (4)	2
Rothenkirchen	Rok1	670	rohhumusartiger Moder	Braunerde	Unterkarbon, Obere Grauwacke	Lehm (2)	5
Rothenbuch	Rot1	470	typischer Moder	pseudovergleyte Braunerde	Mittlerer Buntsandstein	Sand (0)	3
Sauerlach	Sa1	625	Moder	Parabraunerde	Quartärer Schotter (W,G)	lehmiger Sand, sandiger Lehm (1)	2
Schongau	Sog1	780	Moder	Parabraunerde	Pleistozän	Feinlehm, Schlufflehm (3)	3
Schongau	Sog3	780	Mull	Parabraunerde	Pleistozän	Feinlehm, Schlufflehm (3)	3
Sonthofen	Son2	1340	mullartiger Moder	Braunerde-Hanggley	Kreide Mergel (kro) (Flysch)	Lehm (2)	2
Starnberg	Sta1	670	Rohhumus	Parabraunerde	Quartäre Moräne (W)	lehmiger Sand, sandiger Lehm (1)	2
Steinach a.d. Saale	StS1	770	Moder	Braunerde	Tertiärer Basalt (B)	Feinlehm, Schlufflehm (3)	1
Wasserburg	Ws1	595	Rohhumus	Parabraunerde-Pseudogley	Rißzeitliche Altmoräne (,R)	Feinlehm, Schlufflehm (3)	3
Würzburg	Wue1	330	F-Mull	Braunerde-Pseudogley	Unterer Keuper	milder Ton, Tonlehm, KVL (4)	2
Zusmarshausen	Zus1	525	Moder	Parabraunerde-Pseudogley	Quartärer Lößlehm (,L)	Feinlehm, Schlufflehm (3)	2
Zusmarshausen	Zus2	515	mullartiger Moder	Parabraunerde-Pseudogley	Pleistozän	Feinlehm, Schlufflehm (3)	2

RIEK & WOLFF (2005) haben bodenkundliche Indikatoren für die Auswertung der BZE II zusammengestellt. Für die vorliegende Studie wurden als Zielparame-ter hieraus folgende Bodenindika-toren ausgewählt (Tab. 2).

Tab. 2: Wichtige Prozesse, die in mitteleuropäischen Böden zu Bodenveränderungen führen und die hierzu untersuchten Boden-kennwerte

Table 2: Important soil processes which may alter soil properties and soil indicators used to observe these processes.

Prozess	Indikatoren
Bodenversauerung	Bodenreaktion (pH) Austauscherkapazität (AKe) Basen-sättigung (BS) Austauscherbelegung (Ca, K, Mg)
N-Sättigung	N _{tot} -Vorrat N _{tot} -Gehalt C-N Verhältnis
C-Speicherung	C _{org} -Vorrat C _{org} -Gehalt

Als wichtige chemische Oberbodenparameter wurden C_{org}- und N_{tot}-Gehalte sowie -Vorräte und das C/N-Verhältnis unter-sucht. Des Weiteren wurden als Parameter des Säure-/Basen-status der pH-Wert sowie die AKe und die Basensättigung ein-bezogen. Als wichtiger physikalischer Bodenparameter wurde der Grobbodenanteil zusätzlich aufgenommen. Die Heterogeni-tät der Korngrößenfraktionen beeinflusst insbesondere die Abschätzung von Bodenvorräten, z.B. von C und N. Für alle Parameter wurden aus den 18 Einzelproben je Fläche geo-statistische Kennwerte berechnet und die Ergebnisse dieser Einzelanalysen in einer standortübergreifenden Metaanalyse auf Gesetzmäßigkeiten hin untersucht. Insgesamt wurden in die geostatistische Analyse je Boden-Parameter 3780 Daten-sätze in 210 Straten (Fläche x Horizonte) analysiert.

Die Darstellung der Auswertungen konzentriert sich vor allem auf den Oberboden, weil hier die stärksten Änderungen zu erwarten sind, denn der humose Oberboden wird durch ver-änderte Bedingungen durch Stoffdeposition und Klimawandel besonders stark beeinflusst (z.B. C- und N-Akkumulation bzw. Mineralisation). Diese Prozesse sind auch mit anderen Pro-zessen wie der Bodenversauerung verbunden und sie sind nicht nur für die Waldökologie, sondern darüber hinaus auch für die Umweltforschung von genereller Bedeutung.

Die Bodenproben auf den bayerischen BDF wurden in 18 Ein-zelproben in einem Kreuztransekt mit einer Transekt-Länge von je 30 m gewonnen (Abb. 1). Der humose Oberboden wurde mit Hilfe von Stechrahmen (300 x 300 mm) nach Subho-rizonten getrennt entnommen. Der Mineralboden wurde mit N_{min}-Bohrer bzw. Rammkernsonde (Durchmesser 35 bzw. 45. mm) volumengerecht beprobt. Der kürzeste Beobachtungs-abstand beträgt 3 m. Die Distanzklassen sind bei diesem Verfahren bis 18 m mit mindestens 10 Paaren besetzt. Der Boden wurde horizontweise angesprochen und beprobt. Die Probenahmedesigns von BZE und BDF sind hinsichtlich der horizontalen Probenverteilung gut vergleichbar. Der kürzeste Beobachtungsabstand beträgt bei der BZE 7,7 m. Die Wiederholungsprobenahme erfolgt gemäß BZE-Anleitung (BMELF 1990) in 1,6 m Entfernung vom Probenpunkt der ersten Auf-nahme. In der Vertikalen werden die Proben bei der BZE II tiefenstufenweise entnommen. Die Streuungen erhöhen sich hierdurch im Vergleich zu den BDF-Ergebnissen.

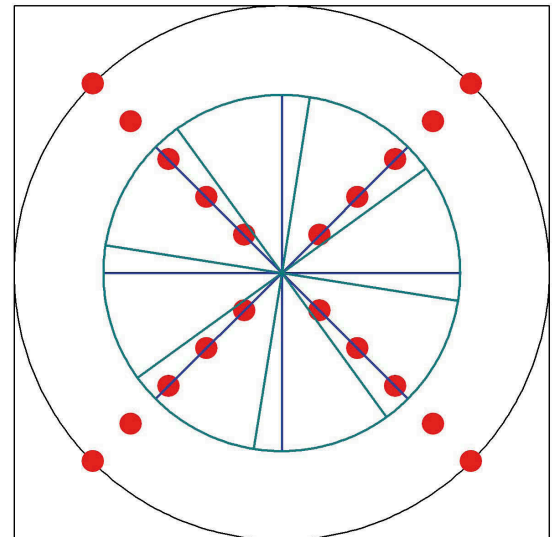


Abb. 1: Probenahmedesign der BZE und der bayerischen Boden-dauerbeobachtungsflächen im Vergleich. Die roten Punkte stellen die Kreuztransekte mit je 18 m und einem Mindest-abstand von 3 m dar. Die dunkelblauen Linien geben den Probekreis der BZE I, die hellblauen Linien jenen der BZE II wieder.

Fig. 1: Soil sampling designs of the German Level-I monitoring (BZE) and the Bavarian soil monitoring (BDF) in compar-ison. Red points represent cross transects with a length of 18 m and a minimum distance of 3 m. Blue lines represent sample circuits of the BZE I (dark blue) and BZE II (light blue).

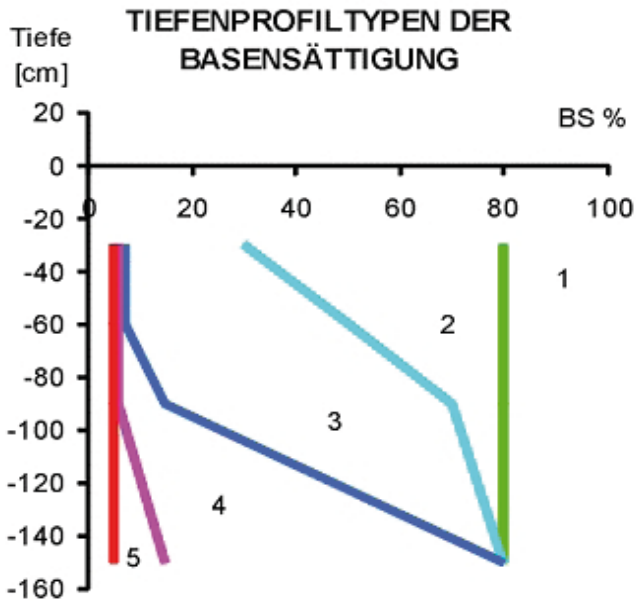
Die Analyse der Standorteffekte stützt sich auf die Humus-form (Bodenkundliche Kartieranleitung 5 [KA 5], AG Boden 2005), den Substrattyp (Tab. 3) und den Tiefengradienten der Basensättigung (KÖLLING et al. 1996) (Abb. 2). Die Daten wurden entsprechend dieser Standortindikatoren stratifiziert.

Tab. 3: Substrattypen der bayerischen Standortsklassifikation und Stratenbesetzung (N) nach untersuchten Horizonten. Die Substrattypen 5, 7 und 9 sind bei den BDF-Daten nicht ver-treten.

Table 3: Substrate types used for the Bavarian site classification and cell frequencies (N), stratified by the analysed soil horizons. Substrate types 5, 7 and 9 are not covered by BDF data.

Ziffer	Substrattyp	Horizont			
		H	A	B	C
	(Bodenart und Schichtung)				
0	Sand	18	2	29	8
1	lehmgiger Sand, sandiger Lehm	13	10	10	4
2	Lehm	16	0	12	2
3	Feinlehm, Schlufflehm	26	14	23	2
4	milder Ton, Tonlehm, KVL	8	2	5	3
5	strenger Ton				
6	Decksand und -lehm	3	0	5	2
7	Schichtsand (Ton in 30-60cm)				
8	Schichtlehm (Ton in 30-60cm)	10	1	8	1
9	Moor				

Die Tiefengradienten der Basensättigung bezeichnen Klassen einer von 1 nach 5 sinkenden Basensättigung im Bodenpro-fil (Abb. 2). Vertikal wurden die BDF-Daten nach Horizonten gruppiert. Dabei wurden humose Horizonte (H = L, O, F + Ah)



Stratenbesetzung (N) nach Horizonten:

	Typ				
Horizont	1	2	3	4	5
H	4	21	43	11	15
A	1	3	21	4	0
B	0	26	35	18	13
C	2	4	9	3	4

Abb. 2: Tiefenprofiltypen der Basensättigung (TGBS) nach KÖLLING et al. 1996 und Stratenbesetzung (N) nach den untersuchten Horizonten

Fig. 2: Vertical gradient of base saturation (TGBS) according to KÖLLING et al. 1996 und cell frequencies (N) stratified by the studied horizons

zusammengefasst und humusfreie bzw. -arme Horizonte den Haupthorizonten A, B und C zugeordnet.

Der gesamte Datenumfang erfasst 33 Flächen mit je N=18 und bis zu 11 Horizonten. In die geostatistische Analyse wurden nur vollständig besetzte Straten (N=18) einbezogen. Daraus resultierten je Bodenparameter 3780 Datensätze in 210 Straten (Fläche x Horizonte), wovon 26 nicht voll besetzt waren (N<18) und daher ausgeschlossen wurden. Die geostatistischen Parameter jeder Fläche wurden für jeden (Sub-)Horizont getrennt berechnet. Diese Einzelergebnisse werden i.d.R. nach Straten zusammengefasst. Hierbei wurden die horizontbezogenen Ergebnisse zu den „Horizontgruppen“ H, A, B und C stratifiziert. H steht für den gesamten humosen Oberboden (Oi, Of, Oh und Ah-Horizonte). A bezeichnet alle übrigen A-Horizonte (ohne Ah). B- und C-Horizonte folgen der üblichen Systematik (KA 5). In der Regel werden die Analysen für die Horizonte H (humoser Oberboden) und B (B-Horizonte) exemplarisch dargestellt, weil diese am besten besetzt sind (Abb. 2, Tabelle rechts).

Statistik und Geostatistik

WEBSTER & OLIVER (2001) empfehlen Schiefe-Koeffizienten γ_1 als Kriterium für die Beurteilung der **Schiefte** und für die Ableitung der geeigneten Datentransformation zur Annäherung an die Normalverteilung. Die Berechnung erfolgt mit der Formel:

$$\gamma_1 = \frac{1}{N S^3} \sum_{i=1}^N (z - \bar{z})^3$$

N: Stichprobengröße, S: Standardabweichung, z: Einzelwerte, \bar{z} : Mittelwert

Die **kritische Differenz** wurde nach dem t-Test zur Prüfung von Messwertdifferenzen zwischen ungepaarten Stichproben berechnet und ist

$$\Delta_{min} = t_{n-1; \alpha} \times SD \times \sqrt{\frac{2}{n}}$$

t t-Wert für zweiseitige Fragestellung $t_{n-1; \alpha}$ Tabellenwert für $2 \cdot n - 2$ Freiheitsgrade und Irrtumswahrscheinlichkeit ($\alpha < 0,05$)

Δ_{min} mittlere Mindestdifferenz zwischen Erst- und Zweiterhebung, die bei gegebener Irrtumswahrscheinlichkeit notwendig ist, um auf signifikante Unterschiede schließen zu können

n Stichprobengröße

SD Standardabweichung der Stichprobe.

Für die vorliegende Metaanalyse wurden als geostatistische Kennwerte der **räumliche Korrelationskoeffizient** nach Moran (Moran's I, TIEFELSDORF 2000) und der Anteil der **räumlich strukturierten Varianz** (SV) in Anlehnung an CAMBARDELLA (1994) für jeden der 19 Bodenparameter berechnet. Insgesamt wurden ca. 4000 Korrelationen und Variogramme berechnet. Zum besseren Verständnis der Arbeit wird im Folgenden auf die geostatistischen Grundlagen etwas näher eingegangen.

Der **räumliche Korrelationskoeffizient** (Moran's I) bezieht sich auf die Nachbarschaftsmatrix. In unserem Fall wurde eine sog. binäre Nachbarschaftsmatrix erstellt. Hierbei erhalten benachbarte Punkte das Gewicht 1, nicht benachbarte das Gewicht 0. Um zu bestimmen, welche Punkte benachbart sind, wurde ein Gitter durch die beprobten Punkte gelegt. Hier gelten nun zwei Punkte als benachbart, wenn ausgehend von einem Punkt der andere Punkt in einem angrenzenden Feld liegt (direkt oder diagonal). Im Vergleich zur Variographie stellt Moran's I etwas geringere Anforderungen an die Datenbasis, weshalb dieses Verfahren zur Analyse von BDF-Daten von Statistikern im Rahmen einer Vorstudie zu dieser Untersuchung empfohlen wurde (HALLER et al. 2006). Quantitative Pa-

Parameterschätzungen und Signifikanztests sind schon bei einem Stichprobenumfang > 50 möglich (TIEFELSDORF 2000). Die aus den Daten berechneten Kennwerte haben jedoch auch bei diesem Verfahren für die BDF (N=18) eher deskriptiven Charakter (HALLER et al. 2006).

Zur Beschreibung räumlicher Ähnlichkeitsbereiche wurde die Semivarianz berechnet und in einem sog. (Semi-)Vario-gramm dargestellt. Die Semivarianz ist die mittlere quadrierte Differenz zwischen den Wertepaaren der Stichprobe einer sog. regionalisierten Variable, die durch die Entfernung h (Abstandsvektor oder lag) getrennt sind. Abgekürzt wird die Semivarianz mit $\gamma(h)$, ihre Berechnung erfolgt nach folgender Gleichung (WEBSTER & OLIVER, 2001):

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} \{z(P) - z(P+h)\}^2$$

$\gamma(h)$: Semivarianz für die Distanz h

$z(P)$: Attributwert im Punkt $P(x,y)$

$z(P+h)$: Attributwert in einem Punkt, der um h von $P(x,y)$ entfernt ist

Zur Aufdeckung der räumlichen Struktur werden die mittleren Semivarianzen von Punkten mit ähnlichen lags (Abstandsklassen) zusammengefasst. Die nach lags gemittelten Semivarianzen werden als bins bezeichnet. Zum Beispiel werden bei einem lag von 10 m alle Semivarianzen von Punktpaaren, die 0 bis 10 m voneinander entfernt sind, zum ersten bin zusammengefasst. Der zweite bin umfasst die Abstandsklasse 10 bis 20 m usw.

Im Variogramm werden für unterschiedliche Abstandsvektoren berechnete Semivarianzen in Abhängigkeit von h graphisch dargestellt. Das durch die bins repräsentierte Variogramm wird als *experimentelles Semivariogramm* bezeichnet. Das *theoretische Semivariogramm* ist dagegen eine Funktion, die an die bins angepasst wurde und welche die ermittelte räumliche Beziehung modellhaft beschreibt. Abb. 3 zeigt das Schema eines theoretischen Variogramms.

Es wird durch vier Kennwerte beschrieben, die mit den folgenden Begriffen bezeichnet werden:

- *sill*: Schwellenwert, dem die Semivarianz bei $h > a$ zustrebt,
- *range*: Ähnlichkeitsbereich (a), innerhalb dessen ($h < a$) benachbarte Meßwerte mit steigendem h im Mittel zunehmend unähnlicher werden,
- *nugget*: kleinräumige Variabilität, durch die auch sehr eng benachbarte Messwerte ($h = 0$) schon zu einem größeren Anteil zufällig variieren.
- *partial sill*: jene Semivarianz, welche ein räumliche Abhängigkeit aufweist
partial sill = sill – nugget

Anhand der genannten Variogramm-Merkmale lässt sich die räumliche Struktur von Datenreihen bzw. -feldern quantitativ beschreiben. Die **räumlich strukturierte Varianz (SV)** ist jener Anteil der Varianz, welcher ein räumliche Abhängigkeit aufweist (CAMBARDELLA 1994, ROBERTSON 1993) und wird aus dem Verhältnis von partial sill und sill berechnet (Abb. 4). Dieser Parameter wurde in der Literatur (JACKSON & CALDEWELL 1993) auch als Grad räumlicher Abhängigkeit (degree of spatial dependence) bezeichnet.

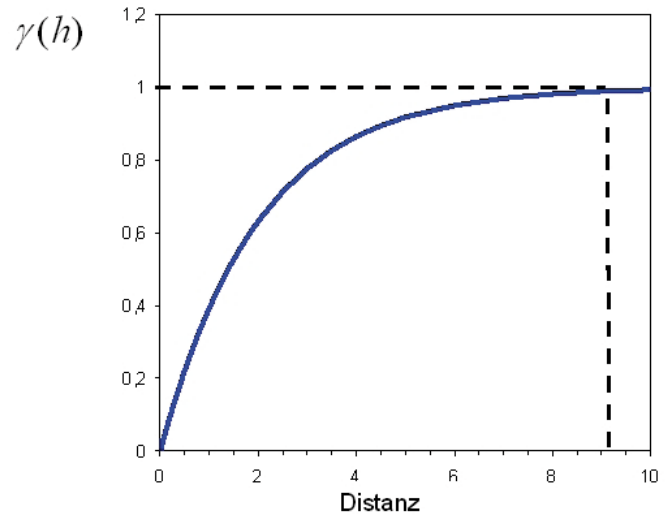


Abb. 3: Beispiel eines Variogramms mit einem sill von 1 und einem range von 9; der Nugget-Effekt = 0.

Fig. 3: Example of a variogram with a sill of 1 and a range of 9, Nugget effect = 0

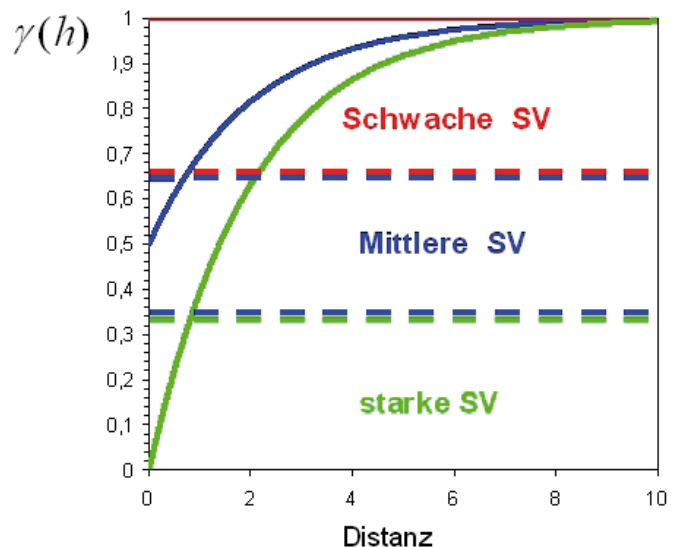


Abb. 4: Charakterisierung der räumlich strukturierten Varianz (SV) anhand des Verhältnisses von partial sill zu sill. Klassen (unterbrochene Linie): 0 - 0,33 schwache räumliche Abhängigkeit; 0,34 - 0,66 mittlere räumliche Abhängigkeit; 0,67 - 1 starke räumliche Abhängigkeit. In Anlehnung an CAMBARDELLA et al.(1994).

Variogramme mit starker SV (grüne Linie, keine Nuggeteffekt), mittlerer SV (blaue Linie, Nugget = 0,5) und schwacher SV (rote Linie, Nugget = 1) sind exemplarisch dargestellt.

Fig. 4: Characterisation of spatial structured variance (SV) using the ratio

partial sill / sill. Classes (dashed lines) : 0 - 0.33 weak spatial dependence; 0.33 - 0.66 intermediate spatial dependence, 0.67 - 1; strong spatial dependence. According to CAMBARDELLA et al. (1994).

Variograms with strong SV (green line, no nugget effect), intermediate SV (blue line, nugget = 0.5) and weak SV (red line, nugget = 1) are given as examples.

Am häufigsten werden Gauß'sche, exponentielle und sphärische Funktionen (WEBSTER & OLIVER, 2001) zur Beschreibung des Zusammenhang zwischen lag (h) und der Semivarianz (γ) eingesetzt. Diese theoretischen Variogramme implizieren eine obere Schranke der Semivarianz und lassen sich v.a. auf Datensätze umfangreicher Untersuchungen gut anwenden ($N > 50$, besser $N > 100$; WEBSTER & OLIVER 1992), wobei innerhalb der untersuchten Fläche die Varianz vollständig erfasst werden sollte (Stationarität 2. Ordnung). Eine weitere Anforderung in der Variographie ist, dass mindestens 30 Punktpaare zur Berechnung eines bins verwendet werden sollten (LEGENDRE & FORTIN 1989). Diese strengen geostatistischen Voraussetzungen können aufgrund des hohen Aufwands schwerlich im Rahmen von landesweiten Untersuchungen realisiert werden. GOOVAERTS (1999) weist aber ausdrücklich darauf hin, dass die Geostatistik auch auf kleinere Datensätze bei entsprechender Vorsicht oder vorhandenen Vorkenntnissen anwendbar ist.

In der vorliegenden standortübergreifenden Analyse von 33 BDF konnten immerhin 10 Punktpaare pro bin bei einem minimalen lag von 3 m erreicht werden. Außerdem wurde als Variogramm-Modell eine gegen Ausreißerwerte robuste nicht-parametrische Funktion (Abb. 5) verwendet, die lowess-Funktion (CLEVELAND 1979, siehe auch SPSS (1993), S. 537.). Dies hat gegenüber den üblichen Modellen den Vorteil, dass diese Funktion das experimentelle Variogramm ohne ein Postulat über die Form der Beziehung zu beschreiben vermag. Denn es entfällt z.B. die Annahme einer oberen Schranke und auch periodische Schwankungen der Semivarianz können mit dieser Funktion nachgezeichnet werden (Abb. 5, 9a + 9b). Kritisch in der Variographie ist die Schätzung des nugget-Effekts, da für den Nahbereich häufig nur eine relativ schmale Datenbasis vorhanden ist. Dies gilt auch für den vorliegenden BDF-Datensatz. Deshalb wurde zur Beschreibung der Varianz im Nahbereich anstelle des nugget die Semivarianz am 1. lag (Abstandsklasse = 3 m) aus der angepassten lowess-Funktion übernommen (Abb. 5). Anstelle eines sill wurde die maximale Semivarianz aus der lowess-Funktion verwendet. Die räumlich strukturierte Varianz (SV) wurde gebildet aus:

$$SV = 1 - E_{lag1} / E_{max}$$

E_{lag1} : Vorhersagewert (Semivarianz) der Lowess-Funktion am Minimalabstand lag1

E_{max} : maximaler Vorhersagewert (Semivarianz) der Lowess-Funktion

Da Extremwerte die Varianz und damit das Variogramm stark beeinflussen, werden sie von geostatistischen Praktikern üblicherweise vorher entfernt und dann erst die Variogramme berechnet (WEBSTER & OLIVER 2001). Von einer Entfernung der Ausreißer wurde bei der vorliegenden Analyse abgesehen, da nicht sicher gefolgert werden kann, ob hohe Werte tatsächlich Ausreißer oder z.B. ein regelmäßiges Auftreten von hot spots widerspiegeln. Das Extremwerte-Problem wurde aber berücksichtigt, indem der Modulus Estimator (CRESSIE & HAWKINS 1980) als robuster Schätzer für Variogramme berechnet wurde. Der Modulus Estimator wurde unabhängig von der Verteilungsform für alle Variogramme zugrunde gelegt. Auf diese Weise entfällt eine Bezugnahme auf unterschiedliche Datentransformationen und die Vergleichbarkeit der Daten bleibt gewährleistet. Diese durchgängige Vergleichbarkeit der Daten ist eine wesentliche Vorbedingung für die Durchführung der Metaanalyse. Da der Modulus Estimator den Einfluß von Ausreißern verringert, wurde die strukturierte Varianz im Vergleich zur konventionellen Methode um insgesamt knapp 10%

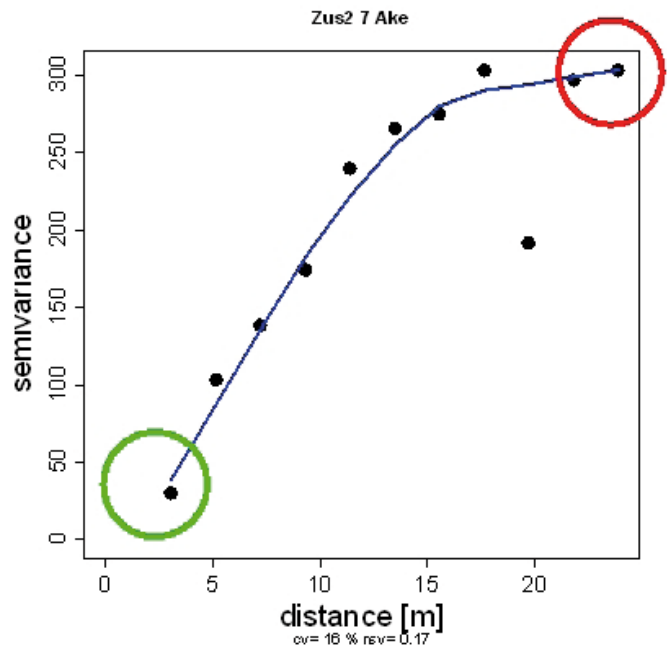


Abb. 5: Variogramm der Ake der BDF Zusmarshausen 2 (Tiefenstufe = 7). Die Punkte stellen die einzelnen bins dar und repräsentieren mindestens 10 Punktpaare. Die Varianz im Nahbereich (3 m; grüner Kreis) beträgt 17% der Maximalvarianz (roter Kreis).

Fig. 5: Variogram of Ake in BDF Zusmarshausen (Soil depth = 7). Points are bins. Each bin represent at least 10 point pairs. Variance at close places (3 m; green circuit) is 17% of maximum variance (red circuit).

angehoben.

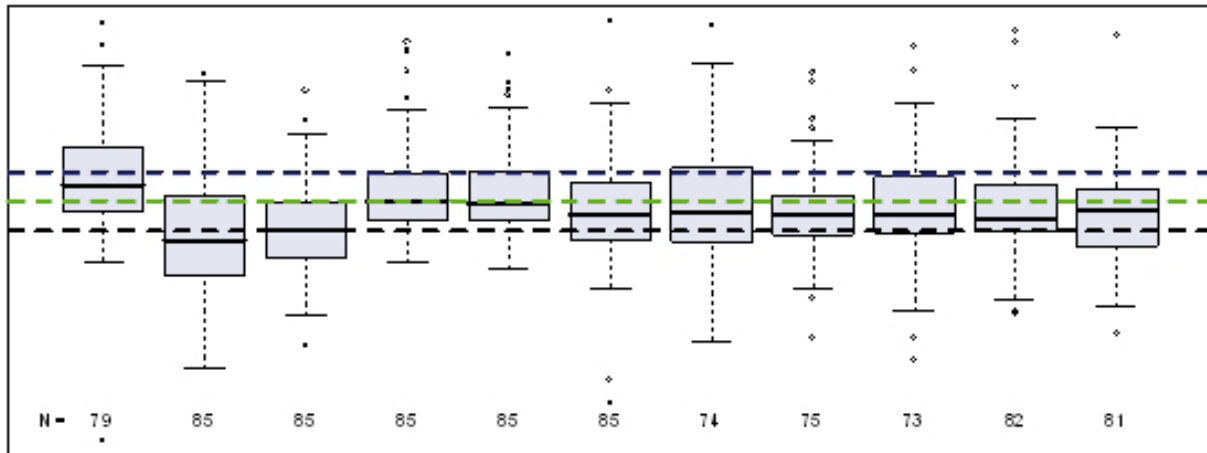
Alle Analysen wurden mit R (R Development Core Team, 2007) berechnet. Für die Geostatistik wurde geoR (RIBEIRO & DIGGLE 2001) verwendet.

3. Ergebnisse

Häufigkeitsverteilung und Schiefe

Die Kenntnis der Häufigkeitsverteilung von Bodenparametern ist eine wichtige Hintergrundinformation für die (geo-)statistische Auswertung. Das Histogramm gibt zudem erste Hinweise darauf, inwieweit Extremwerte bzw. hot spots (ggf. auch cold spots) in der räumlichen Verteilung eine Rolle spielen. Im Rahmen der Meta-Analyse wurde der Schiefe-Parameter γ_1 in Anlehnung an WEBSTER & OLIVER (2001) als kompakte Maßzahl zur Beurteilung der Häufigkeitsverteilung verwendet (Abb. 7).

Ein symmetrisches Histogramm hat den Wert 0. Werte > 0 bezeichnen eine positive Schiefe, d.h. ein rechtsschiefes Histogramm. Wenn die positive Schiefe unter 0,5 liegt, kann man auf eine Datentransformation verzichten. Bei Werten zwischen 0,5 und 1 hilft meist eine Wurzeltransformation. Verteilungen mit Schiefe-Werten über 1 können i.d.R. durch eine log-Transformation angepasst werden. Werte < 0 bedeuten negative Schiefe und sind eher ungewöhnlich (WEBSTER & OLIVER 2001). Bei allen Bodenparametern (Abb. 7) treten extreme rechtsschiefe Verteilungen auf. Linksschiefe kommt ebenfalls vor. Die Linksschiefe γ_1 nimmt im Betrag geringere Werte an als die Schiefe der rechtsschiefen Verteilungen und ist damit weniger stark ausgeprägt. Wie an der Lage der Boxplots zu

γ_1 

Parameter

Abb. 6: Boxplot der Schiefe-Parameter γ_1 der untersuchten Parameter aller 33 BDF im humosen Oberboden als Indikator für die Verteilungsform. N ist die Gesamtzahl der analysierten (Sub-)Horizonte. γ_1 -Werte zwischen 0 und 0,5 indizieren eine annähernde Normalverteilung WEBSTER & OLIVER (2001, S. 245). Bei Werten zwischen 0,5 und 1 kann eine Anpassung an die Normalverteilung durch Wurzeltransformation und bei Werten > 1 mit Logtransformation erreicht werden.

Fig. 6: Boxplots of skewness parameter γ_1 of all soil parameters of all 33 BDF in the humus layer as indicator for the frequency distribution. N is the total number of the analysed sub(horizons). Values between 0 and 0.5 indicate approximate normal distribution WEBSTER & OLIVER (2001, S. 245). Distributions with values between 0.5 and 1 can be adopted to the normal distribution through transformation by square roots and values > 1 with Log-transformation. Abb. 7: Zusammenhang zwischen Moran's I und der räumlich strukturierten Varianz (SV).

erkennen ist, liegt aber bei allen Parametern – mit Ausnahme des Grobbodens (Fraktion > 2mm = F>2mm) – in den meisten Fällen Normalverteilung vor.

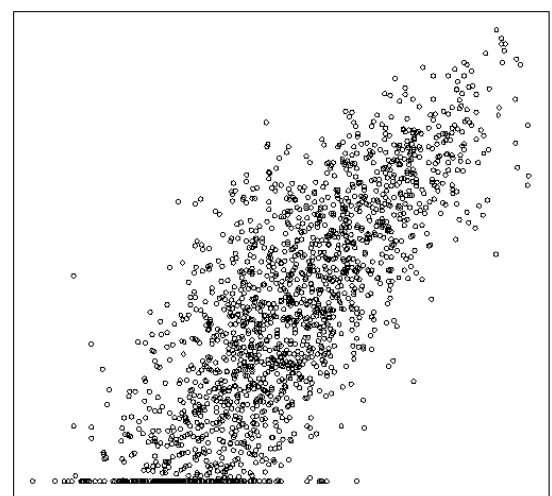
einer großer Ähnlichkeit der Werte im Nahbereich und einem oberen Schwellenwert, ab dem keine deutliche Varianzerhöhung

Beziehung von Moran's I und räumlich strukturierter Varianz

Die Stichproben der BDF mit einer Probenzahl von 18 und einem Beobachtungsabstand von drei Meter weisen in rund 75% der Fälle keine signifikante (Moran-Test: $p < 0,05$) räumliche Abhängigkeit auf. Dennoch ist auch in vielen nicht-signifikanten Fällen anhand der SV eine deutliche räumliche Struktur in den Daten feststellbar. Zwischen den beiden geostatistischen Bewertungsverfahren (Abb. 7) besteht trotz der starken Streuung eine signifikante Korrelation. Ein höherer Anteil der räumlich strukturierten Varianz ist erwartungsgemäß mit einer höheren räumlichen Korrelation (Moran's I) verbunden. Ab Moran's I-Werten > 0,4 ist stets mit einem mittleren bis hohen Anteil an räumlich strukturierter Varianz zu rechnen.

Andererseits bedeutet eine signifikante räumliche Korrelation nicht, dass der räumliche Zusammenhang die typische Form eines Variogramms annimmt, wie dies z.B. bei Abb. 5 der Fall ist. Zwei weitere Beispiele sollen dies zu verdeutlichen: Abb. 8 a zeigt das Variogramm des pH-Werts in CaCl_2 auf der Fläche Bodenwöhr, Abb. 8 b das Variogramm des N-Vorrats auf der Fläche Altdorf 2. In allen drei Fällen liegen, gemessen am Moran's I, eine signifikante räumliche Korrelation vor, diese ist jedoch in jedem Fall anders geartet. In Abb. 5, liegt, wie bereits beschrieben, ein typischer Variogrammverlauf vor, mit

SV



Moran's I

Abb. 7: Zusammenhang zwischen Moran's I und der räumlich strukturierten Varianz (SV).

Fig. 7: Correlation between Moran's I and the spatially structured variance (SV).

hung mehr stattfindet. In Abb. 8 a dagegen wird der obere Schwellenwert im beprobten Bereich nicht erreicht, sondern die Varianz nimmt mit zunehmender Entfernung immer weiter zu. Die geostatistische Voraussetzung der Stationarität (2. Ordnung) ist in diesem Beispiel daher verletzt. Für die vorliegende Studie ist aber vielmehr der Befund entscheidend, dass die Varianz im Nahbereich deutlich niedriger liegt als bei entfernten Punktpaaren. Dies drückt sich in einem hohen Anteil an räumlich strukturierter Varianz aus (SV = 82%). Der Stickstoffvorrat auf der BDF Altdorf zeigt dagegen den Verlauf einer Optimumkurve mit maximaler Varianz in einem mittleren Abstandsbereich und wiederkehrenden Ähnlichkeit der Messwerte (Abb. 8 b). Dies könnte beispielsweise durch regelmäßige Bestandslücken in einem Abstand von etwa einer halben Baumlänge herrühren, die in einer entsprechenden Stofffluß- und Streuerverteilung sowie N-Vorratshaltung resultieren (HORNSCHUCH & RIEK 2007, FRISCHBIER 2005, TEICHERT 2000, ZIRLEWAGEN & v. WILPERT 1999). In diesem Fall liegt die Varianz im Nahbereich bei ca. 40% der Gesamtvarianz.

Diese Beispiele zeigen, dass der Informationsgehalt des ver-

wendeten Variogrammkennwerts (SV) höher ist als die des räumlichen Korrelationskoeffizienten. Deshalb werden im Weiteren bevorzugt die Ergebnisse der SV dargestellt.

Variabilität der Bodenparameter

Die Analyse der Werteverteilung zeigt, dass die Bodenparameter in den meisten Fällen einer mittleren räumlichen Abhängigkeit unterliegen (Abb. 9). Die Meta-Analyse auf der Basis der Nachbarschaftsmatrix (Moran's I) weist dagegen in nur 25% der untersuchten Fälle signifikante ($p < 0,05$) räumliche Korrelationen aus. Die aus der Schätzung der Semivarianzen abgeleitete räumlich strukturierte Varianz wird daher lediglich in einem deskriptiven Sinne eingesetzt. Die Ergebnisse der graphischen Analysen und der damit korrespondierenden linearen Modelle dienen lediglich der Sondierung nach standortbedingten Ursachen der räumlichen Variation, sie können aber nicht als quantitative Statistiken verstanden werden.

Unter dieser Einschränkung wird eine Reihung der Parameter hinsichtlich ihrer räumlichen Abhängigkeit versucht. Unter den BZE-Parametern weist der pH (CaCl₂) im humosen Ober-

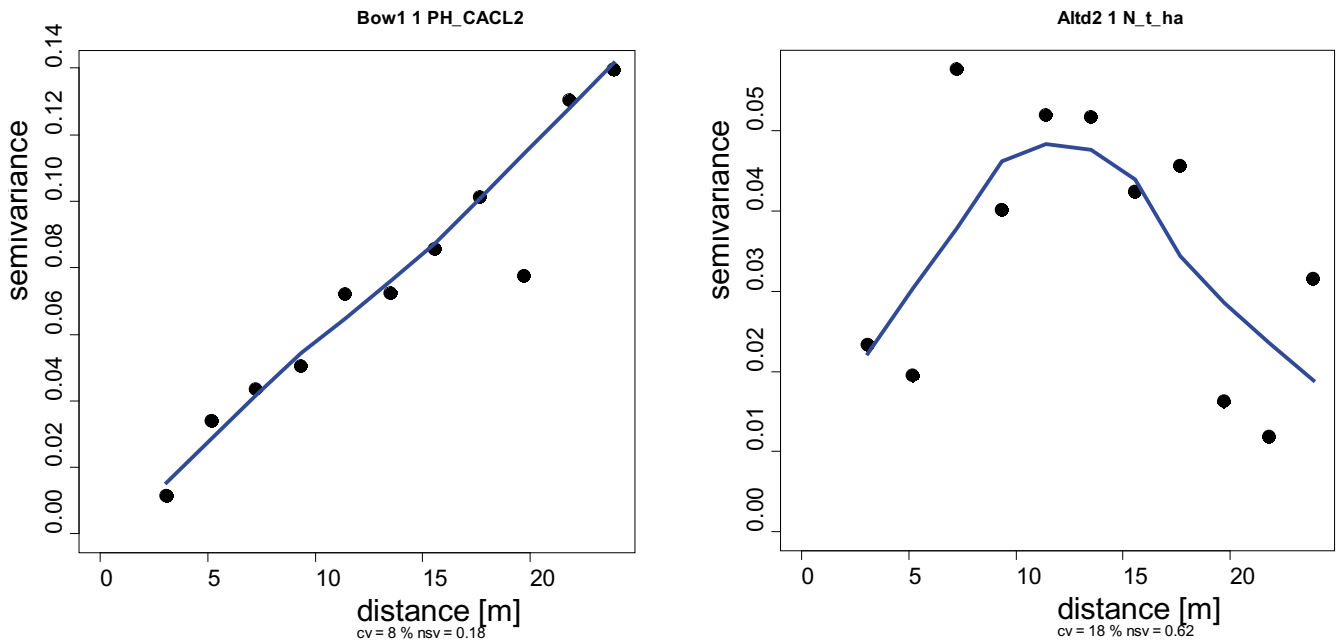


Abb. 8: Beispiele von Variogrammen mit signifikanten räumlichen Korrelationen (Moran Test: $p < 0.05$). Abb. 8 a: Variogramm des pH(CaCl₂) der Humusaufgabe der BDF Bodenwöhr 1 ; Abb 8 b: Variogramm des N-Vorrats der Humusaufgabe der BDF Altdorf 2.

Fig. 8: Examples of variograms with significant spatial correlations according to Moran test ($p < 0.05$). Fig. 8 a: Variogram of pH(CaCl₂) of the humus layer of BDF Bodenwöhr 1; Fig. 8 b: Variogram of N stocks of the humus layer of BDF Altdorf 2

boden offenbar den größten Anteil an räumlich strukturierter Varianz auf. Das C/N-Verhältnis, die BS und die Ake (Humus) sind ebenfalls vergleichsweise stark räumlich korreliert. Die geringsten räumliche Abhängigkeit sind beim Grobboden und den Vorratswerten festzustellen.

Im Mineralboden ist die Parameter-Abhängigkeit der räumlichen Beziehungen insgesamt etwas weniger ausgeprägt (nicht dargestellt). Mit einem linearen Modell können die Unterschiede in der räumlich strukturierten Varianz bei den verschiedenen Bodenparametern zwar statistisch abgesichert werden ($p < 0,001$), der Beitrag zur Erklärung der Varianz ist aber sehr gering ($R^2=0,015$). Das geringe Bestimmtheitsmaß wird in Abb. 9 durch der starken Überlappung der SV-Werte

der einzelnen Bodenparameter (exemplarisch für den humosen Oberboden) deutlich.

In Abb. 10 a+b ist die Gesamtvariabilität auf den Dauerbeobachtungsflächen normiert als Variationskoeffizient dargestellt. In Anlehnung an BECKETT & WEBSTER (1971) wurde der Median der Variationskoeffizienten als Schätzwert der mittleren Streuung verwendet und dient zudem der Herleitung des kritischen Differenz (siehe unten). Die Gesamtvariabilität der verschiedenen Parameter unterscheidet sich wesentlich deutlicher voneinander (Abb. 10 a+b) als dies bei der räumlich strukturierten Variabilität der Fall ist (Abb. 9). Der Beitrag zur Erklärung der Varianz durch die verschiedenen Bodenparameter ist daher auch deutlich höher ($R^2=0,195$; $p < 0,001$). Im Vergleich zur

SV

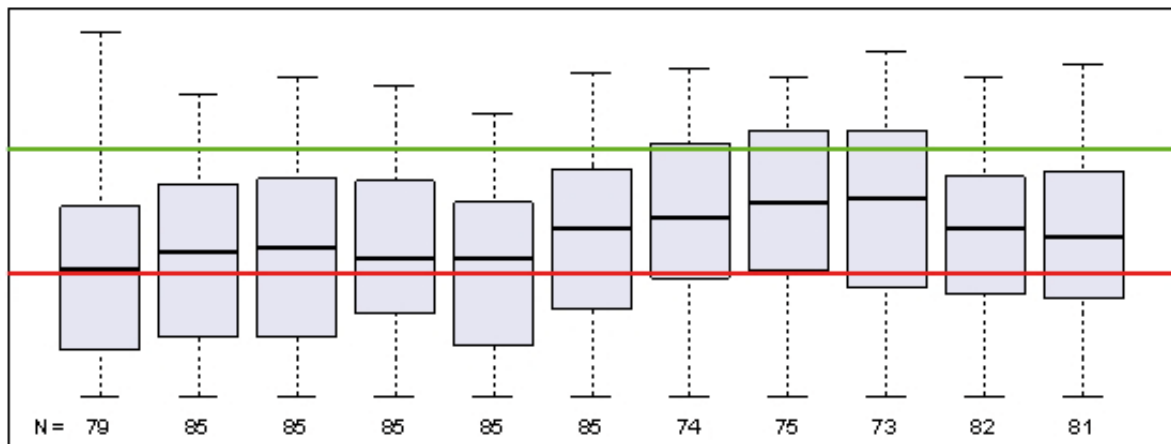


Abb. 9: Räumlich strukturierte Varianz (SV) von Bodenparametern im humosen Oberboden von 33 BDF in Bayern

Fig. 9: Spatially structured variance (SV) of soil parameters of the humus layer of 33 BDF in Bavaria

räumlich strukturierten Variabilität ist eine gegenläufiges Muster der Werte erkennbar. Dies bedeutet, dass bei Parametern mit geringerer Gesamtstreuung im Durchschnitt ein höherer Anteil der räumlich strukturierten Variabilität gefunden wurde.

Die Streuung der Werte von Kohlenstoffgehalt, C-Vorrat, C/N-Verhältnis, Ake und BS nehmen im Mineralboden zu (Abb. 10 a+b). Die Werte des Grobbodens und des N-Vorrats streuen im B-Horizont dagegen weniger stark als im Humus. Bei den pH-Werten und beim N-Gehalt ist kein sehr deutlicher Tiefengradient der Gesamtvariabilität zu erkennen.

Effekte von Humusform, Substrattyp und Tiefengradient der Basensättigung

Aufgrund der Vielzahl an Ergebnissen wird zunächst ein Überblick über die Resultate anhand eines linearen Modells mit der Humusform, dem Substrattyp und dem Tiefengradienten

Tab. 4: Einfluß von Humusform, Substrattyp, Tiefengradient der Basensättigung (TGBS) und Horizont auf die räumlich strukturierte Varianz (SV) von Bodenparametern. Für jeden Bodenparameter wurde ein eigenes lineares Modell angepasst. Bestimmtheitsmaß, Signifikanzniveau (p) und Freiheitsgrade (df) sind für jedes Modell angegeben. Signifikante Einflußfaktoren ($p < 0,05$) sind mit „X“ gekennzeichnet.

Table 4: Effects of humus form, substrate type, vertical gradient of base saturation (TGBS), and horizon on the spatially structured variance (SV) of soil parameters. For each soil parameter a particular linear model has been adopted. Coefficient of determination, level of significance (p), degree of freedom (df) are denoted for each model. Significant influencing factors ($p < 0,05$) are labelled by „X“.

Parameter	HABC	Humusform	STE	TGBS	R ²	p	df
Frakt. < 2mm			X		0,053	0,047	124
C _{org}		X	X		0,176	< 0,001	147
N _{tot}			X		0,154	< 0,001	130
C-Vorrat	X	11 b	X	X 11 a	0,135	< 0,01	143
N-Vorrat	X		X		0,124	< 0,001	146
C/N			X	X	0,098	< 0,01	145
pH(H ₂ O)						n.s.	190
pH(KCl)						n.s.	193
pH(CaCl ₂)						n.s.	186
AKe	X		X 12 a		0,119	< 0,001	189
Basensättigung	X 12 b	X			0,036	0,051	189

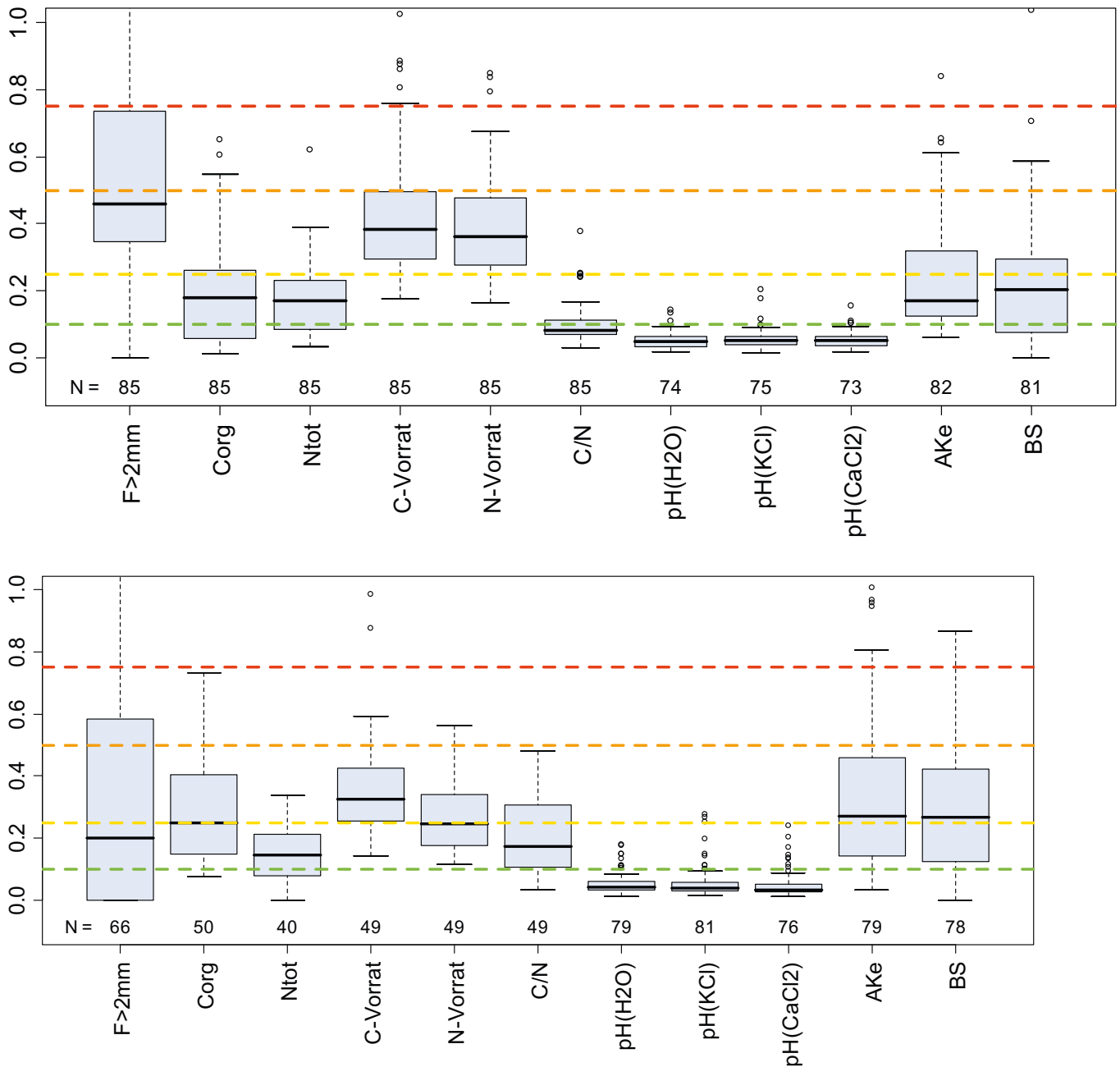


Abb. 10: Variation von Bodenkennwerten (Variationskoeffizient) von 33 BDF in Bayern

Abb. 10 a: Werte im humosen Oberboden

Abb. 10 b: Werte im B-Horizont

Fig. 10: Variation of soil parameters (VK) of 33 BDF in Bavaria

Fig. 10 a: Values of the humus layer including Ah

Fig. 10 b: Values of B horizon

Als Beispiel wird in Abb. 11 a der Kohlenstoff-Vorrat im Humus herangezogen. Besonders stark ausgeprägt ist die SV bei Karbonatböden mit hoher Basensättigung im gesamten Profil. Das mittlere Niveau (Mediane) der übrigen TGBS-Klassen ist aber relativ einheitlich und zeigt, dass der C-Vorrat eher einer geringen räumlichen Abhängigkeit unterliegt.

Über den gesamten Datensatz zeigen sich nach Humusform und TGBS nur geringe Unterschiede hinsichtlich der räumlich strukturierten Varianz (Tab. 4). Die räumlich strukturierte

Varianz von Bodenparametern (SV) variiert innerhalb der verschiedenen Humusformen und TGBS-Klassen meist sehr stark. Die Unterschiede zwischen den Gruppen sind nur undeutlich und weisen über die verschiedenen Parameter und Straten keine konsistenten Muster auf.

Der Einfluss der Standortseinheit ist häufig signifikant (Tab. 4) und in manchen Fällen auch grafisch deutlich ausgeprägt. Die SV der AKe (Abb. 12 a) nimmt von der Substratgruppe Sand (0) zum Lehm (2) hin ab und steigt vom Lehm über den ,

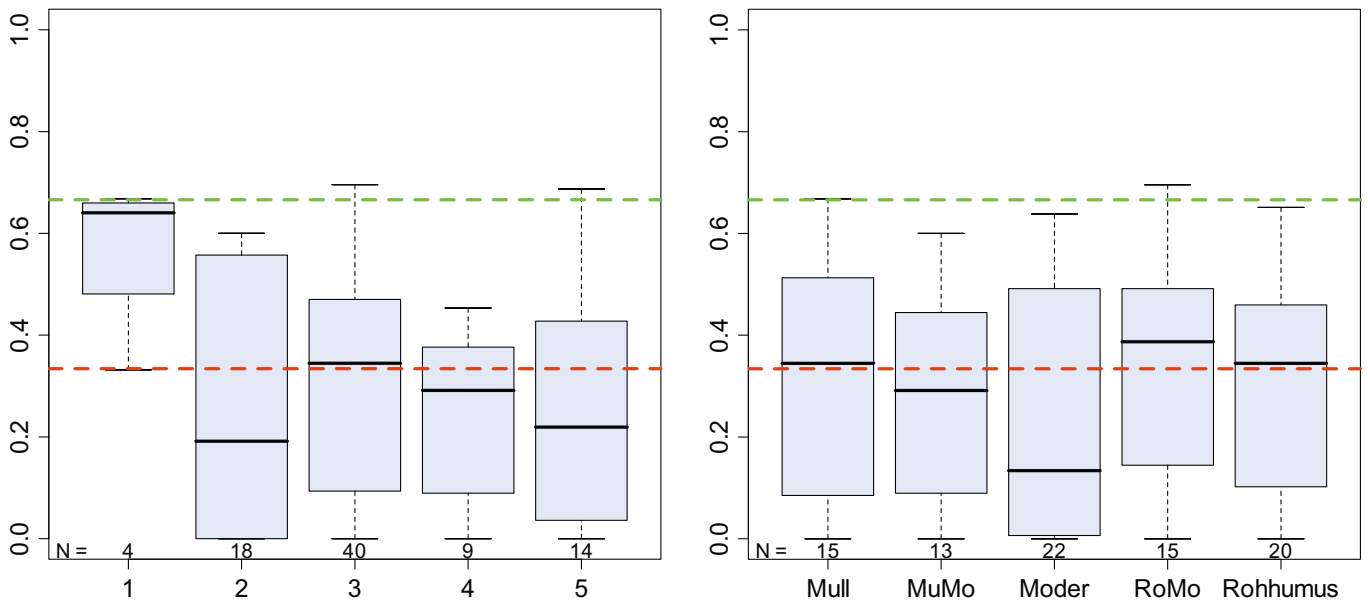


Abb. 11 a: Räumlich strukturierte Varianz der Kohlenstoffvorräte im humosen Oberboden bei verschiedenen verschiedenen Tiefengradienten der Basensättigung (TGBS)

Abb. 11 b: Räumlich strukturierte Varianz der TGBS bei verschiedenen Humusformen

Fig. 11 a): Spatially structured variance (SV) of carbon stocks of the humus layer stratified by depth gradients of base saturation

Fig. 11 b): Spatially structured variance (SV) of base saturation stratified by Vertical gradient of base saturation (TGBS)

Feinlehm (3) zum Decksand, bzw. –lehm (6) und Schichtlehm (8) wieder deutlich an. Es wurde daher untersucht, inwieweit die Effekte der Substratgruppen auf die Bodenart zurückgehen. Ein Einfluss der Textur auf räumliche Abhängigkeit konnte aber ebenfalls nicht eindeutig nachgewiesen werden (nicht dargestellt).

Die vertikalen Muster der räumlichen Abhängigkeit seien am Beispiel der Basensättigung erläutert, bei der ein signifikanter Einfluss des Horizonts im linearen Modell nachgewiesen wurde (Tab. 4). Eine deutliche Differenzierung der räumlich strukturierten Varianz über das gesamte Tiefenprofil ist grafisch jedoch kaum erkennbar (Abb. 12 b). Obwohl bei man-

chen Standorteinheiten z.B. bei Ton/Kalkverwitterungslehm (4) im Mittel ein relativ ausgeglichener Verlauf festzustellen ist, streuen die Einzelwerte der untersuchten Profile innerhalb der Standortgruppen sehr stark. Auch bei den übrigen Bodenkennwerten konnte keine gerichtete Abhängigkeit von der Profiltiefe festgestellt werden.

Neben den hier dargestellten Ergebnissen der räumlich strukturierten Varianz auf der Basis von robusten Semivarianzschätzungen (modulus estimator) wurden die Einflüsse von Humusform, TGBS und Substrattyp auf die räumlichen Eigenschaften zusätzlich noch an den Daten der entsprechenden konventionellen Semivarianzschätzungen und für den räum-

Tab. 5: Einfluß von Humusform, Substrattyp, Tiefengradient der Basensättigung (TGBS) und Horizont auf den Variationskoeffizienten (VK) von Bodenparametern. Für jeden Bodenparameter wurde ein eigenes lineares Modell angepasst. Bestimmtheitsmaß, Signifikanzniveau (p) und Freiheitsgrade (df) sind für jedes Modell angegeben. Signifikante Einflußfaktoren ($p < 0,05$) sind mit „X“ gekennzeichnet.

Table 5: Effects of humus form, substrate type, vertical gradient of base saturation (TGBS), and horizon on the coefficient of variation (VK) of soil parameters. For each soil parameter a particular linear model has been adopted. Coefficient of determination, level of significance (p), degree of freedom (df) are denoted for each model. Significant influencing factors ($p < 0,05$) are labelled by „X“.

Parameter	HABC	Humusform	STE	TGBS	R ²	p	df
Frakt. < 2mm		X	X	X	0,215	< 0,001	166
C _{org}	X			X	0,402	< 0,001	150
N _{tot}						n.s.	144
C-Vorrat	X			X	0,315	< 0,001	149
N-Vorrat	X				0,183	< 0,001	152
C/N	X			X	0,342	< 0,001	148
pH(H ₂ O)	X	X	X	X	0,233	< 0,001	173
pH(KCl)		X	X	X	0,193	< 0,001	179
pH(CaCl ₂)	X	X	X	X	0,258	< 0,001	169
AKe	X	X	X	X 14 b	0,298	< 0,001	181
Basensättigung	X	X 14 a	X	X	0,257	< 0,001	179

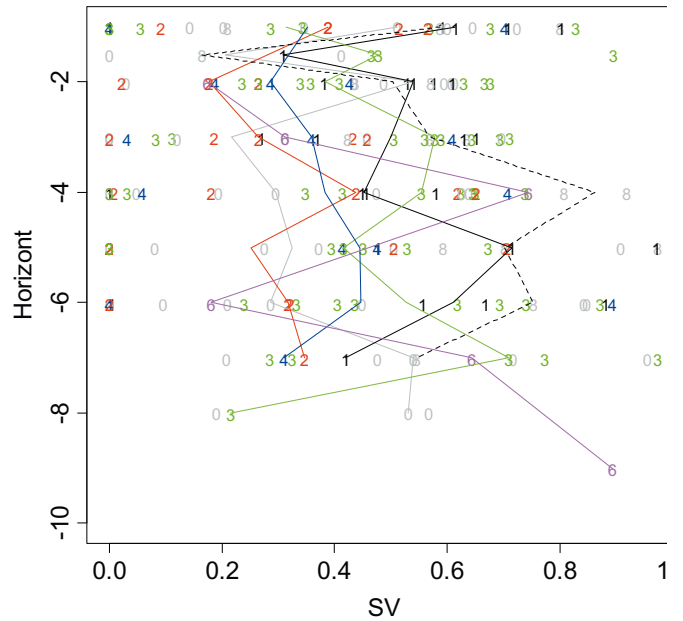
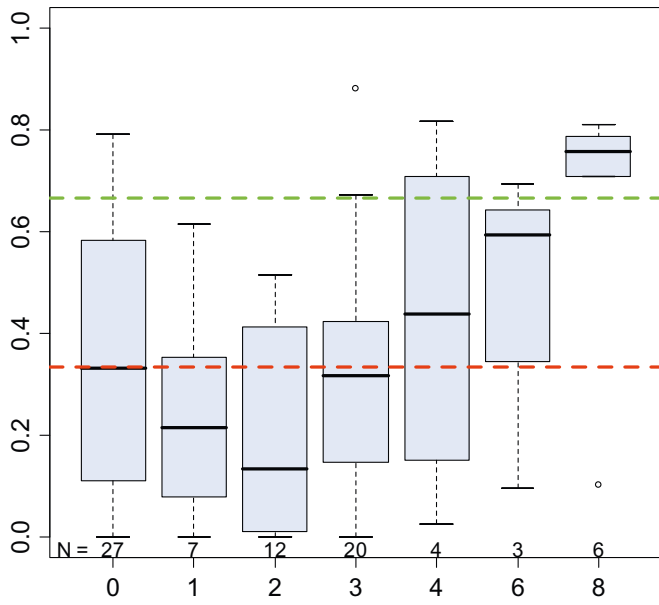


Abb. 12 a: Räumlich Strukturierte Varianz (SV) der Basensättigung im B-Horizont bei unterschiedlichen Substrattypen (hier: Standortseinheit)

Abb. 12 b: Räumlich strukturierte Varianz (SV) der Basensättigung in allen erfassten Horizonten bei unterschiedlichen Substrattypen (hier: Standortseinheit) Grundlage sind die Daten von 33 BDF in Bayern

Fig. 12 a: Spatially structured variance (SV) of base saturation of the B-horizon stratified by site (site unit according to the Bavarian classification)

Fig. 12 b: Spatially structured variance (SV) of base saturation of all horizons stratified by site (site unit according to the Bavarian classification)

lichen Korrelationskoeffizienten (Moran's I) analysiert. Es war jedoch mit keinem der drei Verfahren möglich, klare und durchgängige Abhängigkeiten der räumlichen Verteilung von Bodenparametern von den untersuchten Standortfaktoren ab-

zuleiten.

In dieser Analyse wurde als letzter Schritt der Einfluss von Straten (nach Humusform, Substrattyp und Horizontierung) auf die

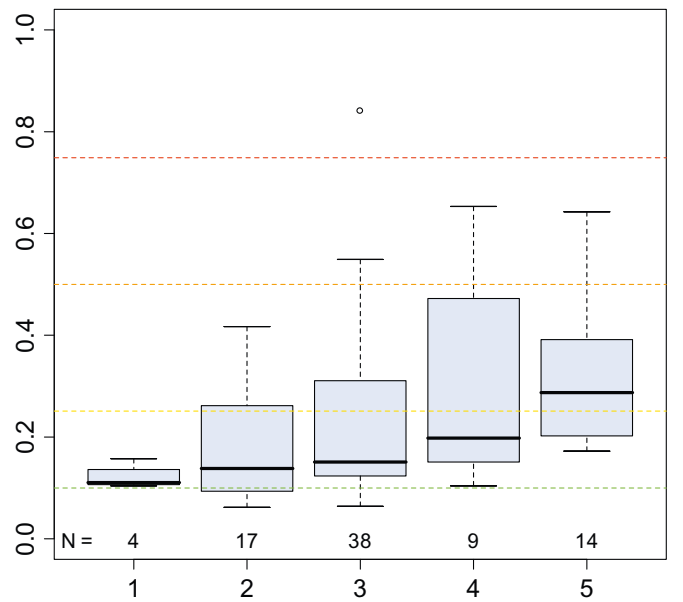
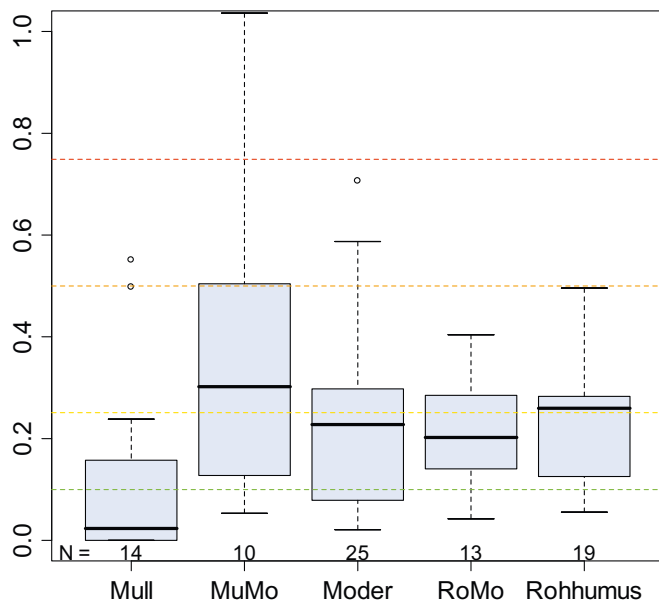


Abb. 13 a: Variationskoeffizient (VK) der Basensättigung im humosen Oberboden bei unterschiedlichen Humusformen

Abb. 13 b: Variationskoeffizient (VK) des C-Vorrates im humosen Oberboden bei unterschiedlichen Standortseinheiten

Fig. 13 a: Coefficient of variance (VK) of base saturation of humus layer stratified by humus form

Fig. 13 b: Spat Coefficient of variance (VK) of C-storage of humus layer stratified by site (site unit according to the Bavarian classification)

Gesamtstreuung (Variationskoeffizient, VK) untersucht (Tab. 5). Die Bestimmtheitsmaße liegen bei den Modellen mit dem VK als Zielgröße deutlich über jenen mit der SV als Zielgröße und sind bei drei Bodenparametern größer 0,3. Die vertikale Horizontierung erwies sich bei den VK-Modellen deutlich häufiger als signifikante Einflussgröße (acht Fälle). Die TGBS ist am häufigsten signifikanter Einflussfaktor (bei neun Bodenparametern). Die Humusform und die Standorteinheit waren bei jeweils sechs Bodenparametern entscheidend für die Erklärung der Variation. Allerdings beruhen die relativ hohen Bestimmtheitsmaße in den meisten Fällen auf Unterschieden des VK in der vertikalen Horizontierung. Ohne die Horizontierung als Einflussgröße erreicht das Bestimmtheitsmaß in keinem Fall mehr als 0,3.

Dies erklärt wohl, dass sich bis auf wenige Ausnahmen auch bei der Analyse der VK keine durchgängigen Beziehungen zwischen den untersuchten Standortstraten und der Variation ergaben. Plausible Zusammenhänge ließen sich aber z.B. bei der Basensättigung und der AKe herstellen (Abb. 13). Die Basensättigung des Humus streut bei den Mullböden deutlich weniger als bei allen übrigen Humusformen. Die Streuung der AKe im humosen Oberboden nimmt auf stärker versauerten Böden zu (Abb. 13 b). Dies trifft auch für die BS zu (nicht dargestellt).

Da ein Einfluss des Substrattyps auf die Streuung in mehreren Fällen (z.B. bei Ake und BS) zu beobachten war, wur-

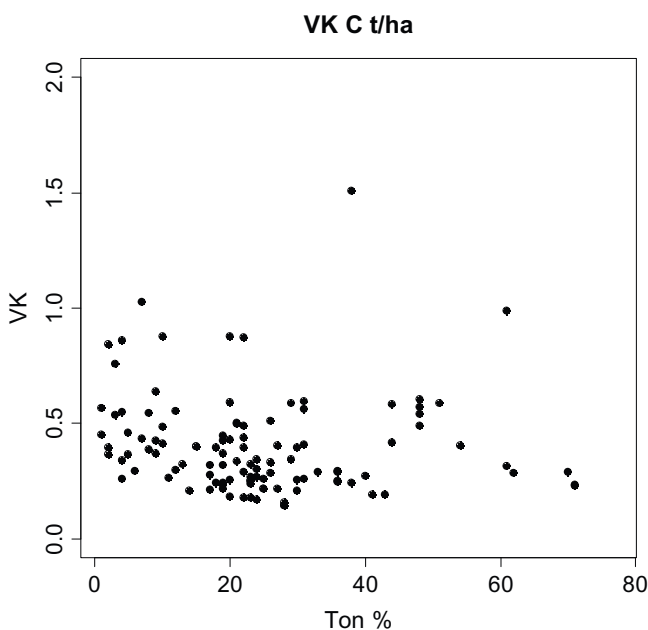


Abb. 14: Variationskoeffizient von wichtigen Bodenkennwerten im Humus in Abhängigkeit vom Tongehalt des Oberbodens

Fig. 14: Coefficient of variance (VK) of important soil parameters (y-axis) against clay content (x-axis) of the upper mineral soil.

de der Zusammenhang zwischen Bodentextur und VK an Streudiagrammen analysiert. Es zeigte sich, dass bei einigen Parametern tatsächlich eine Tendenz zu geringeren Streuungen bei höherem Tonanteil zu erkennen ist (Abb. 14).

Kritische Differenzen

Die kritische Differenz gibt an, welche Änderung zwischen zwei Untersuchungen erfolgen muss, um einen statistischen Nachweis einer Bodenveränderung führen zu können. Sie ist

abhängig von der Stichprobengröße und der Streuung der untersuchten Wertepopulation (Abb. 15). Bei einem Stichprobenumfang von $N=9$ (Stichprobenumfang der BZE) ist die kritische Differenz direkt proportional zum Variationskoeffizienten. Die in Abb. 10 dargestellten Variationskoeffizienten können demnach auch als kritische Differenzen gewertet werden.

Für die kritischen Differenzen ergeben sich die in Tab. 4 dargestellten relativen Änderungsraten. Durchschnittswerte werden anhand der Mediane ermittelt. Wie anhand der Perzentile zu erkennen ist, streuen die kritischen Differenzen in einem weiten Bereich.

Da keine deutliche Abhängigkeit von standörtlichen Faktoren nachgewiesen werden konnte, ergibt sich für die verschiedenen Bodenparameter eine Rangfolge ohne Berücksichtigung des Standorts. Am niedrigsten liegen die kritischen Differenzen mit ca. 5 - 10 % bei den pH-Werten und dem C/N-Verhältnis (Tab. 6, grüner Bereich). Bei den C- und N-Gehalten sowie AKe und Basensättigung ist eine Änderung von ca. 20% nötig, um einen statistischen Nachweis zu führen (Tab. 6, gelber Bereich). Die größten Bodenveränderung sind mit ca. 40 % bei den Vorratswerten und beim Grobbodenanteil erforderlich (Tab. 6, roter Bereich).

Die kritischen Differenzen beziehen sich auf die Stichprobe der BZE ($N=9$) und liegen dementsprechend für die BDF ($N=18$) zu hoch. Bei einem Variationskoeffizienten von 0,2 liegt die kritische Differenz bei der BZE-Stichprobe bei 20%, während bei der BDF-Stichprobe schon eine 14% Änderung ausreicht, um einen statistischen Nachweis zu führen (Abb.16).

Durch eine Zusammenfassung der einzelnen BDF-Punkte zu Gruppen kann die Nachweischance im Rahmen der BZE-Auswertung aber vergrößert werden (Abb.15). Zum Beispiel läge bei einem Variationskoeffizienten von 0,2 die kritische Differenz bei einer Gruppenstärke von $N=100$ nur noch bei 6%. Allerdings wurde die Gesamtstreuung der Daten durch die Zusammenfassung vieler BZE-Punkte angehoben, was auch die kritische Differenz wiederum ansteigen lässt.

4. Diskussion

4.1. Typisierung von Böden nach ihren räumlichen Eigenschaften

In dieser Studie wurde ein einfacher Ansatz zur *Typisierung von Böden nach ihren räumlichen Eigenschaften* vorgestellt. In Einzelfällen ließen sich durchaus plausible Muster entlang des untersuchten Standortgradienten identifizieren. Biologische Prozesse bieten z. B. Ansätze für die Erklärung der räumlichen Struktur im humosen Oberboden. Einen Ansatzpunkt zur Interpretation der Ergebnisse bietet z. B. die Bioturbation (das Durchwühlen und Durchmischen von Böden durch Bodenorganismen). Sie nimmt standortbedingt von basenarmen zu basenreichen Böden zu (DUNGER 1983, MELLERT et al. 1998). Eine mögliche Kausalität für den Befund höherer räumlicher Abhängigkeit bei Karbonatböden (Abb. 11a) lässt aus der hohen Bioturbation in Karbonatböden (REHFUESS 1990) ableiten. Da die grabende Tätigkeit von Regenwürmern auch mit einer horizontalen Verteilung von Humus und damit der C-Vorräte verbunden ist, kann dies zur Ausbildung deutlicher räumlicher Strukturen führen. Ein weiteres Beispiel für einen möglichen Kausalzusammenhang zwischen räumlicher Variabilität im humosen Oberboden und Standort liefert Abb. 13b. Der Befund, dass die Streuung der AKe im humosen Oberboden auf stärker versauerten Böden zunimmt, könnte damit zusammen

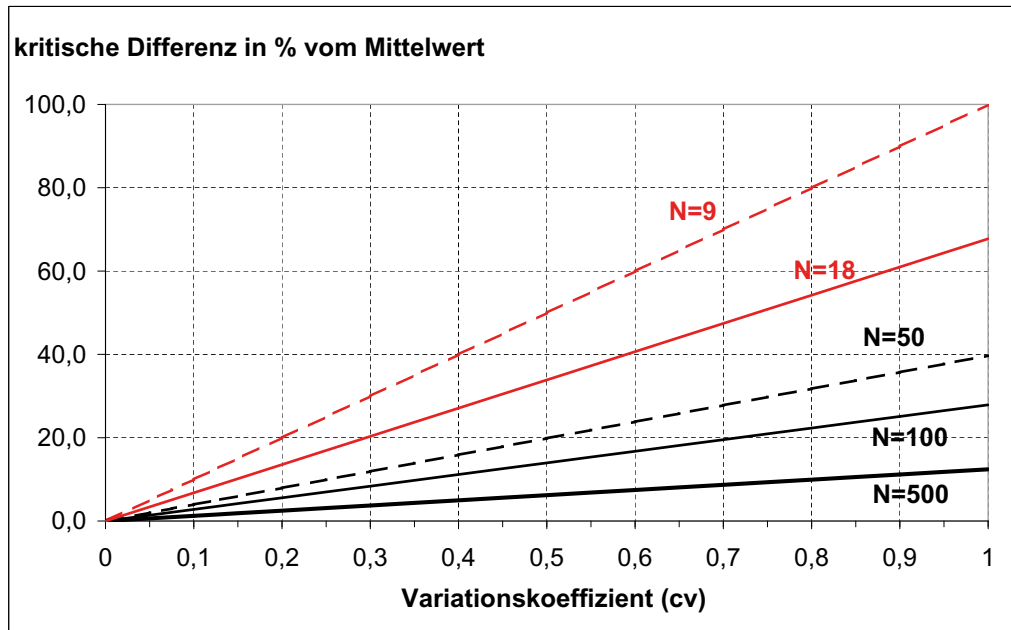


Abb. 15: Kritische Differenzen in Abhängigkeit vom Variationskoeffizienten. Die Linien geben die Werte für verschiedene Stichprobengrößen wider.

Fig. 15: Critical differences against coefficient of variance (VK). Lines represent different sample sizes.

Tab. 6: Kritische Differenzen von Bodenparametern im humosen Oberboden. Datengrundlage sind die mittleren Varianzen (Mediane) der entsprechenden Bodenparameter auf 33 BDF in Bayern.

Table 6: Critical differences of different soil parameters describing the humus layer. Values base on median variances of soil parameters of 33 BDF in Bavaria.

Parameter	5. Perzentil	25. Perzentil	Median	75. Perzentil	95. Perzentil
pH H2O	1	3	5	7	11
pH CaCl2	1	4	5	7	11
pH KCl	2	4	5	7	10
C/N-Verhältnis	3	7	8	11	18
N-Gehalt	0	9	17	23	39
Ake	6	12	17	32	61
C-Gehalt	1	6	18	26	55
BS	0	6	21	32	71
N-Vorrat	17	28	37	49	79
C-Vorrat	18	29	39	50	76
Grobboden	0	31	46	73	134

hängen, dass höhere Ake-Werte in sauren (Sand)-Böden verstärkt in organischen hot spots (z.B. humifizierte Wurzelstöcke des Vorbestandes, Riek & Hornschuch 2007) auftreten.

In den meisten Fällen sind die gefundenen räumlichen Zusammenhänge aber zu schwach, um einen klaren Standortbezug herzuleiten. Zwar bieten neuere Fallstudien ebenfalls kaum Anhaltspunkte für eine Klassifizierung von Standorten nach ihren räumlichen Eigenschaften, BENS et al. (2006) sowie HORNSCHUCH & RIEK (2007) konnten aber signifikante Bewirtschaftungseffekte bzw. Unterschiede von Natur- und Wirtschaftswäldern identifizieren. Für die Aufdeckung dieser Effekte war allerdings ein sehr hoher Aufwand von 50 Proben (BENS et al. 2006) bzw. 221 Proben mit einem Mindestabstand von 0,4 m erforderlich HORNSCHUCH & RIEK (2007).

Die Gründe für das Fehlen von klaren standortabhängigen Mustern in der räumlichen Verteilung der BDF liegen wohl zum einen in der für geostatistische Zwecke schwachen Datenbasis unserer Untersuchung. Wegen der geringen räumlichen Auflösung konnte die mutmaßlich hohe mikroskalige Variabilität

auch nicht hinreichend genau erfasst werden. Das Ergebnis der geostatistischen Analyse ist dadurch in hohem Maß von zufälligen Effekten geprägt. Es kommt hinzu, dass der Umfang der bisher verfügbaren Zahl von BDF (33 Flächen) für die Untersuchung von Standortkollektiven nicht sehr groß ist.

4.2. Räumliche Heterogenität als Problem für die Detektion zeitlicher Änderungen

Neben der Frage nach Gesetzmäßigkeiten bei den räumlichen Eigenschaften kann unsere Studie aber auch generell zum Diskurs über die räumliche Heterogenität als Problem für die Detektion zeitlicher Änderungen beitragen (z.B. PAPRITZ & WEBSTER 1995, BAERT et al. 1998, DE VRIES et al. 2000, KIRWAN et al. 2005). Da dem Bodenmonitoring meist ein Kollektiv kleiner Parzellen mit deutlich unter einem Hektar Fläche zugrunde liegt, ist die kleinräumige Variabilität entscheidend für die Unsicherheitsabschätzung. Gerade die Arbeiten zur kleinräumigen Variabilität, auf der Meter-Skala und darunter, stammen überwiegend aus der jüngsten Zeit (DEURER 2000, TEICHERT

2000, KIRWAN et al. 2005, SCHÖNING et al. 2005, HORNSCHUCH & RIEK 2007). Ein wesentliches Ergebnis der jüngeren Studien ist, dass die Korrelationslängen von Bodenparametern sich i. d. R. als kürzer erwiesen haben, als dies aufgrund älter Arbeiten zu vermuten gewesen wäre. Zudem war der Nuggeteffekt häufig sehr hoch. Im Rahmen der vorliegenden Studie wurde meist eine mittlere räumliche Abhängigkeit (CAMBARDELLA et al. 1994) im Bereich zwischen 3 m und maximal 20 m vorgefunden. Dies zeigt, dass die Korrelation auf der 3 m Skala bereits deutlich ausgeprägt ist, die Variabilität aber - wie bereits angemerkt - räumlich noch nicht vollständig aufgelöst werden kann.

Verbundene oder unverbunden Stichproben?

Eine praktisch bedeutsame Frage ist hierbei, ob Erst- und Folgeuntersuchungen bei der BDF bzw. der BZE als verbundene oder unabhängige Stichproben anzusehen sind. Ist eine starke räumliche Autokorrelation von Proben bei Wiederholungsaufnahmen vorhanden, können zeitliche Unterschiede mit einer höheren Trennschärfe und damit mit einer verbesserten Nachweischance untersucht werden. Dieser Zusammenhang wurde anhand des idealtypischen Variogramms in Abb. 5 veranschaulicht. Außerhalb des Ranges von ca. 15 m liegt die Varianz im Bereich des Schwellenwerts (sill), hier besteht keine räumliche Autokorrelation. Mit zunehmender Annäherung sinkt die Varianz ab, bis im Nullpunkt der Distanz 100%ige Autokorrelation erreicht wird, sofern kein nugget-Effekt vorliegt. Punkte mit einer Entfernung von 3 m weisen nur noch eine Semivarianz von rund 15% der Varianz von Abständen > 10 m auf. Im gewählten Idealbeispiel ist also bei einer Wiederholungsbeprobung mit einer Distanz von drei Meter aufgrund der hohen Autokorrelation mit einer verbundenen Stichprobe zu rechnen. In den meisten Fällen war die räumliche Abhängigkeit jedoch wesentlich weniger stark ausgeprägt und die Variogrammverläufe waren häufig erratisch. Dies belegt auch der Moran Test, bei dem in nur 25% der untersuchten Fälle signifikant ($p < 0,05$) räumliche Korrelationen auftraten. Der Befund eines hohen Anteils räumlich strukturierter Varianz bei eingeschränkter Stärke der Korrelation impliziert, dass bei einem Abstand von drei Meter sowohl verbundene als auch unabhängige Stichproben auftreten können. Inwieweit die höhere Trennschärfe des verbundenen Tests hierbei zum Tragen kommt, hängt von der Korrelation der zum Zeitpunkt t_1 und t_2 entnommenen Proben ab. Im Fall einer schwachen Korrelation bietet das verbundene Modell keinerlei Vorteile gegenüber dem unabhängigen Verfahren (MELLERT et al. 2007). Für eine konservative Schätzung der kritischen Differenzen wurde daher von einem unverbundenen Stichprobendesign der BZE (Level I-Monitoring) ausgegangen. DEVRIES et al. (2000) gingen bei Schätzung der kritischen Differenzen für die Standorte des Europäischen Level II Monitorings ebenfalls von unverbundenen Stichproben aus.

Unsicherheit und kritische Differenzen

Vergleicht man die *Gesamtvarianz verschiedener Bodenparameter* zeigen sich bei den BDF deutliche Unterschiede. Eine *Übertragung* der gefundenen Variabilität von BDF-Daten zur Abschätzung der Unsicherheit von BZE-Daten erscheint auf dieser Basis am ehesten möglich zu sein. Angesichts der hohen Schwankungsbreite der Variationskoeffizienten (Abb. 11) ist aber auch diese Verallgemeinerung mit entsprechenden Unsicherheiten behaftet.

Als Maß für die Unsicherheit von Bodenuntersuchungen wird in vielen Publikationen angegeben, wie viele Proben für eine

sichere Schätzung (KI = 95%; Fehler +/- 10%) eines Bodenkennwerts erforderlich sind. Dabei zeigte sich, dass für eine entsprechend exakte Schätzung in manchen Fällen ein erheblicher Aufwand bestritten werden muss (BAERT et al. 1998, LISCHIED et al. 1998, KIRWAN et al. 2005, SCHÖNING 2005). Die Streuung und der daraus resultierende Stichprobenumfang erwiesen sich aber bei verschiedenen Bodenparametern als sehr unterschiedlich. BAERT et al. (1998) geben in ihrer Literaturübersicht Stichprobenumfänge von 2 (pH) bis > 300 (austauschbare Kationen) an. Bei Nitrat (LISCHIED et al. 1998). Beim Kohlenstoffvorrat (CONANT et al. 2003, SCHÖNING et al. 2005) werden ebenfalls mehrere Hundert Proben als notwendiger Stichprobenumfang genannt. MELLERT et al. (2007b) wiesen aber auf die große Bedeutung einer Anpassung an die Normalverteilung bei schiefen Verteilungen (z.B. bei Nitrat häufig anzutreffen) hin, um die nötige Stichprobenzahl zu senken. Eine weitere wichtige Maßnahme zur Senkung der Varianz bzw. der Stichprobenumfänge ist eine Beprobung im Nahbereich innerhalb der Reichweite des beobachteten Parameters.

Da bei unserer Untersuchung eine feste Stichprobengröße vorgegeben war, haben wir die kritische Differenz als Maß für die Nachweischance von Bodenveränderungen auf der Basis der BZE-Stichprobe von N=9 berechnet. Nach Streuung und räumlicher Abhängigkeit sinken die Chancen für den Nachweis von Bodenveränderungen im humosen Oberboden in der Reihe pH und C/N-Verhältnis (kritische Differenz = ca. 10%), C+N-Gehalte sowie BS und Ake (kritische Differenz = ca. 20%), Vorräte und Grobboden (kritische Differenz \geq 30%). Laut Literaturangaben nimmt die Variabilität von Parametern im humosen Oberboden ebenfalls in dieser Reihe zu (BAERT et al. 1998, KIRWAN et al. 2005), wobei das Ranking von C- und N-Gehalten auf der einen und von BS und Ake auf der anderen Seite nicht ganz sicher erscheint. JANDL & RIEDER (1998) kalkulierten aus Messdaten und Simulationen, dass mit einer Stichprobe von 10-15 Proben eine Bodenveränderung von 20% bei pH, C/N-Verhältnis und Basensättigung nachgewiesen werden kann. Laut SCHÖNING et al. (2005) müssten die C-Vorräte im Oberboden dagegen um 75% ansteigen, um einen statistischen Nachweis führen zu können.

Bemisst man die kritische Differenz an den zu erwartenden Änderungsraten in 20 Jahren kann die Nachweischance für den Zeitraum der BZE I/BZE II-Wiederholungsbeprobung abgeschätzt werden (MELLERT et al. 2007). Nach Literaturrecherchen und Datenanalysen kann am unteren Ende der Versauerungsfront eine weitere pH-Wert Abnahme um ca. 0,2 pH-Einheiten angenommen werden, sofern diese im Austauschpufferbereich liegen. Sowohl im Karbonat- als auch im Aluminiumpufferbereich und darunter sind dagegen aufgrund des großen Pufferpotentials keine Änderungen zu erwarten. Im humosen Oberboden sind dagegen je nach Situation auch Zunahmen des pH-Wertes von 0,3 bis 0,5 pH-Einheiten möglich. Die potentielle Abnahmerate der Basensättigung in diesem Zeitraum liegt in einer Größenordnung von ca. 5 – 10%. Vor allem für Standorte mit intermediären bis inaktiven Humusformen, bei tiefgründig versauerten Standorten und mit Einschränkung auch für Standorte mit hohen Staubeinträgen, Düngung oder Kalkung herrscht ein für einen statistischen Nachweis relativ günstiges Signal/Rauschen Verhältnis (MELLERT et al. 2007). Untersuchungen von PRIETZEL et al. (2006) an zwei Standorten zeigen, dass innerhalb der letzten Jahrzehnte eine beträchtliche Bodenversauerung stattgefunden hat, welche auch bei geringen Wiederholungszahlen (N=12) statistisch abgesichert werden konnte. Auch die infolge anhaltend hoher N-Einträge zu erwartende N-Akkumulation von ca. 100 bis 400 kg N/ha in den letzten 20 Jahren dürfte in vielen Fäl-

len statistisch abzusichern sein (MELLERT et al. 2007). Anhand des C/N-Verhältnisses dürfte die N-Anreicherung ebenfalls in vielen Fällen nachweisbar sein. Dies konnten PRIETZEL et al. (2006) an ihren Fallbeispielen bereits zeigen. Problematischer ist nach den Schätzungen der vorliegenden Studie mit einer kritischen Differenz von 40% der Nachweis von Kohlenstoffvorratsänderungen. Diese Einschätzung wird durch empirische Studien ebenfalls belegt (SCHÖNING et al. 2005, PRIETZEL et al. 2006, MELLERT et al. 2007).

Summa summarum spiegeln sich die Erkenntnisse aus der BDF-Analyse in den Resultaten der publizierten Fallstudien. Der Mehrwert der vorliegenden Analyse gegenüber den bisher publizierten Arbeiten besteht darin, dass eine homogene und für die Verhältnisse der BZE adäquate Datenbasis verwendet wurde. Dies bietet eine größere Sicherheit für die Quantifizierung der statistischen Eigenschaften der verwendeten Bodenkennwerte. Die verbleibenden Unsicherheiten weisen auf den *Forschungsbedarf* in diesem Bereich hin. Es besteht insbesondere ein Bedarf an kleinräumigen Bodenuntersuchungen (Mindestabstand ≤ 1 m) mit konsistentem Design, ausreichender Stichprobenzahl ($N \geq 50$), die zumindest die flächenmäßig bedeutendsten Standortstypen in Deutschland enthält. Wie im nächsten Abschnitt dargestellt wird, böten ergänzende Untersuchungen auf bereits etablierten Monitoringflächen, z.B. auf bayerischer Bodendauerbeobachtungsflächen, eine gute Ausgangsbasis hierfür.

4.3. Verbesserungsmöglichkeiten in den Probenahmedesigns

Die geostatistische Betrachtung der Programme von BDF und BZE erlaubt auch eine Beurteilung des *Probenahmedesigns* und die Ableitung von Empfehlungen. Wie die geostatistischen Parameter zeigen, wurden beim Beobachtungsabstand der BDF von drei Metern häufig redundante, weil korrelierte Informationen erfasst. Flächenrepräsentativer und effizienter hinsichtlich der Erfassung der Gesamtvarianz wäre eine gleichmäßigere Abdeckung bei größerem Abstand der Punkte (WEBSTER & OLIVER 1990). Für eine Wiederholungsbeprobung erscheint die Distanz von 3 m jedoch ein guter Kompromiss zu sein, da bei dieser Distanz meist eine räumliche Korrelation vorhanden ist, die Entfernung aber dennoch groß genug ist, um außerhalb einer Störung durch die Beprobung des Nachbarpunktes zu liegen.

Für die zeitliche Beobachtung von Böden mit kleiner Stichprobe empfehlen PAPRITZ UND WEBSTER (1995) eine stratifizierte Zufallsstichprobe mit 2 Stichprobenpunkten per Stratum. Dieses Verfahren bietet durch die gute räumliche Abdeckung einen Vorteil gegenüber dem von BZE und BDF verwendeten Ansatz und ließe sich im Rahmen der BDF mit der Stichprobe von 18 Punkten bei einer Unterteilung der Fläche in 9 Teilplots umsetzen. Bei der BZE-Stichprobengröße von neun wäre dann aber keine Wiederholung pro Subplot mehr möglich. Ein weiteres Problem ist, dass die Abstände beim BDF-Verfahren bei der Wiederholungsbeprobung unterschiedlich groß sind, da die Kreuztransekte zu diesem Zweck verdreht werden. Besser wäre ein konstanter Abstand, der etwa durch eine Parallelverschiebung des Transekts erreicht werden könnte.

Die Eignung der BDF als Modellböden für die Erfassung parameter- und standortspezifischer Variabilitätseigenschaften könnte durch entsprechende Maßnahmen verbessert werden. Für diese Zielsetzung könnten auf den BDF in den vier Dreiecksflächen zwischen den Transekt-Schenkeln (Abb. 1) zusätzliche Proben, in einem genesteten Design mit einer

besseren Abdeckung kurzer Distanzen (≤ 1 m) entnommen werden (WEBSTER & OLIVER 1990). Auf diese Weise könnten BDF-Untersuchungen zur Kenntnis der kleinräumigen Variabilität von Böden weiter ausgebaut werden.

Mangels geeigneter kleinräumiger Untersuchungen muss die Abschätzung von Effekten der unterschiedlichen Probenahmedesigns der verschiedenen Bundesländer auf der Basis simulierter Felder vorgenommen werden (MELLERT & RÜCKER 2008). Zur Fehlerschätzung werden hierbei zweidimensionale Zufallsfelder erzeugt, die in ihren Eigenschaften realen Böden ähneln (WEBSTER & OLIVER 1992, PAPRITZ & WEBSTER 1995a+b). Auf diese Weise kann die Unsicherheit bei definierten räumlichen Eigenschaften von Böden präzise quantifiziert werden. Dies ist aufgrund fehlender Studien mit sicherer Datenbasis ($N > 100$; WEBSTER & OLIVER 1992) im Moment der einzige Weg, um unterschiedliche Probenahmedesigns auf verschiedensten Böden zu testen.

5. Synopsis und Schlussfolgerungen

Insgesamt muss festgestellt werden, dass keine klaren Gesetzmäßigkeiten der räumlichen Korrelation aus den untersuchten BDF-Daten abgeleitet werden konnten. Eine räumliche Abhängigkeit konnte nur in rund 25% der Fälle nachgewiesen werden. Eine Zuweisung von bestimmten räumlichen Verteilungseigenschaften zu den betrachteten Standortstypen ist auf dieser Grundlage kaum möglich. Der künftige verfügbare BDF-Datensatz (77 Flächen) bietet jedoch deutlich bessere Chancen mögliche Zusammenhänge aufzudecken, v.a. wenn die räumliche Beprobungsdichte erhöht wird. Durch geeignete Klassifikation könnten sich unter Umständen doch Typen ähnlicher räumlicher Eigenschaften bilden lassen.

Während die Ergebnisse zur räumlichen Abhängigkeit vage bleiben, zeigte sich bei den verschiedenen Bodenparametern aber ein deutlich unterschiedliches Variationsniveau (VK). Aufgrund der mittleren Variation konnte ein parameter-spezifische Fehler mit entsprechender Unsicherheit geschätzt werden. Dieser Fehler kann als Anhalt für die Streuung der bei der BZE ermittelten Mischproben-Mittelwerte verwendet werden und dient somit als Eingangsgröße in das Fehlerbudget der BZE II (BFH 2008). Darüber hinaus kann über die kritischen Differenzen eine Aussage darüber getroffen werden, bei welchen Parametern ein Nachweis einer zeitlichen Bodenveränderung durch Vergleich von BZE I und II Ergebnissen erbracht werden kann. Gemessen an den zu erwartenden Änderungs-raten (Signalstärken) von Bodenveränderungen, ergeben sich für das C/N-Verhältnis und den N-Vorrat gute Chancen auf einen statistischen Nachweis der N-Akkumulation (MELLERT et al. 2007). Für einen Nachweis der fortschreitenden Bodenversauerung anhand pH und Basensättigung stehen die Chancen auch nicht schlecht. Große Schwierigkeiten sind dagegen beim Nachweis einer Kohlenstoffakkumulation im Wald zu erwarten.

6. Danksagung

Unser besonderer Dank gilt allen Kräften, die bei der Gewinnung von Daten beteiligt waren sowie dem Bayerischen Staatsministerium für Landwirtschaft und Forsten, welches das Bodendauerbeobachtungsprogramm finanziert. Dem Team um Prof. Helmut Küchenhoff und Dr. Thomas Kneip (Statistisches Institut der LMU München) danken wir für die Unterstützung in geostatistischen Fragen. Das Projekt „Entwicklung eines statistischen Designs für die zweite Bodenzustandserhebung im Wald (BZE II)“ in dessen Rahmen die vorliegende Untersu-

chung durchgeführt wurde, wurde vom Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz finanziert, hierfür danken wir.

7. Literatur

- AG Boden [Ad-Hoc-Arbeitsgruppe Boden] (2005): Bodenkundliche Kartieranleitung 5. Aufl., Schweizerbart'sche Verlagsbuchhandlung, Hannover 438 S.
- Beart G., Vanmechelen L., Van Ranst E. (1998): Critical Review of Soil Sampling Methods in the ICP Forests Programme. FSET meeting - Background document: 19.
- Beckett, P. H. T.; Webster, R. (1971): Soils and Fertilizers, **34**/1, S. 1–15.
- Bens O., Buczko U., Sieber, S., Hüttl R.F. (2006): Spatial variability of O layer thickness and humus forms under different pine beech-forest transformation stages in NE Germany. *J. Plant Nutr. Soil Sci.* **169**: 5-15.
- BMELF [Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten] (1990): Bundesweite Bodenzustandserhebung im Wald – Arbeitsanleitung. (Bonn: BMELF report)
- BMELV [Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz] (2008): Abschlussbericht für das Projekt „Entwicklung eines statistischen Designs zur Zweiten Bodenzustandserhebung (05HS021)“. In Vorbereitung.
- Cambardella C.A., Mormann T.B., Novak J.M., Parkin T.B., Karlen D.L., Turco R.F. Konopka A.E. (1994): Field scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.* **58**: 1501-1511.
- Cleveland, W. S. (1979) Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots. *J. Amer. Statist. Assoc.* **74**, 829–836.
- Conant R.T., Smith G.R., Paustian K. (2003): *J. Environ. Qual.* **32**: 278-286.
- Cressie N., Hawkins D.M. (1980): Robust estimation of the variogram: I. *Journal of the International Association for Mathematical Geology* **17**: 563-586.
- Deurer M. (2000): The dynamics of water and solute flow in the unsaturated zone of a coniferous forest measurement and numerical simulation. *Herrenhäuser Forschungsbeiträge zur Bodenkunde* **2** : 160 S.
- De Vries W., Reinds G. J., van Kerkvoorde M. S., Hendriks C. M. A., Leeters E. E. J. M., Gross C. P., Voogd J. C. H., Vel E. M. (2000): Intensive Monitoring of Forest Ecosystems in Europe. Technical Report 2000 EC-UN/ECE, Brussels, Geneva.
- Dunger W. (1983): *Tiere im Boden. Neue Brehm Bücherei.* 280 S.
- Goovarts P. (1999): Geostatistics in soil science: state of the art and perspectives. *Geoderma* **89** : 1-45
- Haller B., Knappik C., Rausch M (2006): Räumliche und zeitliche Variabilität von Bodendaten. Praktikumsbericht. Statistisches Institut der Ludwig-Maximilians-Universität München. 20 S.
- Hornschuch, F. & W. Riek (2007): Kennzeichnung „naturnaher Böden“ anhand von Bodenvariabilität und -heterogenität als Ausdruck ökosystemarer Selbstorganisation. *Mitt. Dt. Bodenkdl. Ges.* **110**: 687-688.
- Jackson, R. B.; Caldwell, M. M. (1993): *J. of Ecology*, **81**: p. 683–692.
- Jandl R (1998): Nachweisbarkeit der Veränderung des chemischen Waldbodenzustands. *Centralblatt für das gesamte Forstwesen* **1**: 11-24
- Jansen, M., Judas, M. & Saborowski. J. (2002): *Spatial modelling in forest ecology and management.* Springer, Berlin. 225 p.
- Kirwan, N., Oliver, M. A., Moffat, A. J., Morgan, G. W. (2005): Sampling the soil in long-term forest plots: The implications of spatial variation. *Environmental Monitoring and Assessment* **111**/ 1-3: 149-172
- Kölling C., Hoffmann M., Gulder H.J. (1996): Bodenchemische Vertikalgradienten als charakteristische Zustandsgrößen von Waldökosystemen. *Z. Pflanzenernähr. Bodenk.* **159**: 69-77.
- Legendre, P. & Fortin, M.-J. 1989. Spatial pattern and ecological analysis. *Vegetatio* **80**: 107-138.
- Lischeid G., C. Alewell, J. Bittersohl, A. Göttlein, C. Jungnickel, H. Lange, B. Manderscheid, K. Moritz, B. Ostendorf, Sager, H. (1998): Investigating soil and groundwater quality at different scales in a forested catchment: the Waldstein case study. *Nutrient Cycling in Agroecosystems* **50**: 109-118.
- Mellert K, Rücker G (2008): Einfluss verschiedener Probenahmevarianten auf die Stichprobenvarianz. In *BMELV: Entwicklung eines statistischen Designs zur Zweiten Bodenzustandserhebung (BZE 2)* In Vorbereitung.
- Mellert K. H., Weis W., Rücker G. (2007): Ermittlung der (potenziell) zu erwartenden Signalstärke von Bodenveränderungen - Grundlagen für die Bewertung und Interpretation von Ergebnissen der BZE II. Literaturstudie im Auftrag des BMELF: 93 S.
- Mellert K. H., Gensior A., Göttlein A., Kölling C., Rücker G. (2008): Variation of soil nitrate concentrations of two N-saturated Norway spruce forests (*Picea abies* (L.) Karst.) in Southern Bavaria - Implications for the Assessment and Regionalisation of the Nstatus of Forests. *Water, Air and Soil Pollution* **187**: 203-217.
- Prietzl, J. Stetter, U. Klemmt, H.-J. Rehfuess, K. E. (2006): Recent carbon and nitrogen accumulation and acidification in soils of two Scots pine ecosystems in Southern Germany. *Plant Soil* (2006) **289**: 153-170
- R Development Core Team (2007): R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.
- Ribeiro JR., P.J. & Diggle, P.J. (2001): geoR: A package for geostatistical analysis. *R-News* **1** 2: 15-18.
- Schöning, I., Totsche, K.U., Kögel-Knabner, I. (2005): Small scale spatial variability of organic carbon stocks in litter and solum of a forested Luvisol. *Geoderma* **136** : 631-642
- Schubert, A. (2002): Bayerische Waldboden-Dauerbeobachtungsflächen – Bodenuntersuchungen. *Forstliche Forschungsberichte München*, **187**: 223 S.
- SPSS for Windows (1993): Base Systems User's Guide Release 6.0
- Teichert A. (2000): Raum-Zeit-Strukturen von Messgrößen des Stoffhaushalts eines grundwassernahen sauren Sandbodens unter Kiefernwald. *Herrenhäuser Forschungsbeiträge zur Bodenkunde* **5**: 169 S.
- Tiefelsdorf, M. (2000). *Modelling Spatial Processes - The Identification and Analysis of Spatial Relationships in Regression Residuals by Means of Moran's I.* Berlin: Springer.
- Papritz A., Webster R. (1995): Estimating temporal change in soil monitoring: I Statistical theory. *European Journal of Soil Science* **46**: 1-12.
- Papritz A., Webster R. (1995): Estimating temporal change in soil monitoring: II Sampling from simulated fields. *European Journal of Soil Science* **46**: 13-27.
- Robertson, G. P., Crum, J. R., Ellis, B. G. (1993): *Oecologia*, Jg. 96, Nr. 5, S. 451–456.
- Webster, R., Oliver M.A. (1990): *Statistical Methods in soil and land resource survey.* Oxford University Press, 316 p.
- Webster, R., Oliver M.A. (1992): Sample adequately to estimate variograms of soil properties. *Journal of Soil Science*, **43**, 177-192.
- Webster, R., Oliver M.A. (2001): *Geostatitics for Environmental Scientists*, New York: Wiley pp. 244-245.
- Wolff B., Riek W. (1997): *Deutscher Waldbodenbericht 1996 – Ergebnisse der bundesweiten Bodenzustandserhebung im Wald von 1987 – 1993 (BZE) Band 1*: 144 S.
- Zirlewagen, D. v. Wilpert, K. (2004): Using model scenarios to predict and evaluate forest management impacts on soil base saturation at landscape level. *European Journal of Forest Research* **123** / 4, 269-282.
- Zirlewagen, D.; Wilpert, K. v. (1999): Bedeutung kleinräumiger Störungen des Bestandesgefüges für Stofftransporte mit der Bodenlösung. *Berichte Freiburger Forstliche Forschung*, H. 7, 137-142

submitted: 10.2.2008

reviewed: 7.5.2008

accepted: 17.5.2008

Autorenanschrift:

Karl H. Mellert*, Christian Kölling**, Gernot Rücker*, Alfred Schuberter**

* ZEBRIS GIS and Consulting, Lipowskystr. 26, D-81373 München, E-mail kmellert@zebris.com, Tel. 089/58998886

** Bayerische Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft, Am Hochanger 11, D-85354 Freising