

Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft Hamburg
Alfred-Möller-Straße 1, 16255 Eberswalde

Tel: 03334 / 65-300
Fax: 03334 / 653962-354

Institut für Forstökologie und Walderfassung

**Repräsentanz des europäischen 16x16 km-Erhebungsnetzes
für Aussagen zum deutschen Waldbodenzustand**

von

W. Riek und B. Wolff

Arbeitsbericht des Instituts für Forstökologie und Walderfassung
97/2



Inhaltsverzeichnis

	Seite
1	EINFÜHRUNG..... 2
2	AUSWERTUNGSKONZEPT 3
2.1	Vergleich des 8x8 km- und 16x16 km-Rasters..... 3
2.2	Geostatistischer Ansatz 6
3	ERGEBNISSE 10
3.1	Frequenzanalytische Untersuchungen..... 10
3.1.1	Qualitative Daten 10
3.1.2	Bodenchemische Kennwerte 15
3.2	Variogrammanalysen 22
3.2.1	Berg- und Hügelländer..... 23
3.2.2	Norddeutsches Tiefland..... 36
4	DISKUSSION 42
5	ZUSAMMENFASSUNG..... 52
6	LITERATUR..... 54

1 EINFÜHRUNG

Der im Rahmen des „Internationalen Kooperationsprogramms zur Erfassung und Überwachung der Auswirkungen von Luftverunreinigungen auf Wälder (ICP Forests)“ von Deutschland an die EU gelieferte *Deutsche Beitrag zur europäischen Waldbodenzustandserhebung* (RIEK & WOLFF 1996) beschreibt den nationalen Waldbodenzustand auf der Basis des **16x16 km-Erhebungsnetzes** der terrestrischen Waldschadenserhebung. Neben der Dokumentation und Bewertung der in Deutschland angewandten Beprobungs- und Analyseverfahren beinhaltet dieser Bericht eine deskriptiv-statistische Auswertung und Interpretation der Bodenzustandsdaten von 416 Erhebungspunkten. **Ziel der vorliegenden Studie ist die Analyse der Repräsentanz der auf der Grundlage dieser Stichprobe gewonnenen Untersuchungsergebnisse.**

Eine Stichprobe kann als repräsentativ bezeichnet werden, wenn von ihr ein Schluß auf die Gesamtheit erlaubt ist. Dies ist der Fall, wenn die Stichprobe ein „verkleinertes Abbild“ der Grundgesamtheit darstellt (SCHRÖDER et al. 1994) und deren Heterogenität und Vielfalt möglichst exakt wiedergibt. Die Stichprobenrepräsentanz ist für die Generalisierbarkeit der Stichprobenbefunde, d.h. hier für die Verallgemeinerungsfähigkeit der punktuellen Bodenzustandsdaten auf die gesamte Waldfläche Deutschlands, eine unabdingbare Voraussetzung.

Die Repräsentanz punktueller Merkmalsausprägungen hängt von der räumlichen Variabilität der jeweiligen Merkmalsvariablen ab, welche sich in der empirischen Häufigkeitsverteilung manifestiert. Die Heterogenität der Grundgesamtheit muß sich in den Verteilungsfunktionen der Merkmalsausprägungen einer repräsentativen Stichprobe widerspiegeln. Zur Analyse der Stichprobenrepräsentanz wird daher im vorliegenden Bericht ein Vergleich gezogen zwischen den anhand des 16x16 km-Rasters ermittelten häufigkeitsstatistischen Befunden und den entsprechenden statistischen Ergebnissen, die im Rahmen der bundesweiten Bodenzustandserhebung im Wald (BZE) aus Bodenzustandsdaten von insgesamt 1800 Stichprobepunkten (regional verdichtetes 8x8 km-Grundraster) gewonnen wurden (vgl. WOLFF & RIEK 1996).

Des weiteren wird die räumliche Abhängigkeitsstruktur der erhobenen Bodenzustandsdaten mit Hilfe von geostatistischen Verfahren untersucht und daraus Aussagen zur Variabilität und Flächenrepräsentanz dieser Kennwerte abgeleitet sowie Möglichkeiten der Meßnetzoptimierung diskutiert

.2 AUSWERTUNGSKONZEPT

2.1 VERGLEICH DES 8x8 KM- UND 16x16 KM-RASTERS

Die Darstellung von Bodenzustandsdaten der Stichprobe des 16x16 km-Erhebungsnetzes (im folgenden: **EU-Netz**) erfolgte im *Deutschen Beitrag zur europäischen Waldbodenzustandserhebung* anhand der **prozentualen kumulativen Häufigkeitsverteilungen** der empirischen Merkmalsausprägungen. Entsprechende Darstellungen von Bodendaten der gesamten Stichprobe der bundesweiten Bodenzustandserhebung im Wald (im folgenden: **BZE-Netz**) finden sich im Band II (Materialband) des *Deutschen Waldbodenberichtes 1996* (WOLFF & RIEK 1996).

Prozentuale kumulative Häufigkeitsverteilung (PKH)

Die PKH ergibt sich dadurch, daß die nach der Größe der Merkmalsausprägungen geordneten relativen (prozentualen) Häufigkeiten aufsummiert und auf der Ordinate abgetragen werden. Diese Form der Darstellung erlaubt die unmittelbare Bestimmung des Medians sowie beliebiger Perzentile. Der **Median** ist dadurch charakterisiert, daß jeweils (mindestens) 50 % der Messungen einen Wert größer oder gleich bzw. kleiner oder gleich dem Median annehmen. **Perzentile** stellen eine Erweiterung der Überlegung dar, die dem Medianbegriff zugrundeliegt. So gibt beispielsweise das 10-Perzentil denjenigen Wert an, unterhalb dessen sich 10 % der ihrer Größe nach geordneten Meßwerte befinden. Die Perzentile geben einen Einblick in die Streuung der Merkmalswerte einer Meßgröße.

Der Vergleich der auf der Basis des EU- bzw. BZE-Netzes ermittelten Häufigkeitsverteilungen der erhobenen Kennwerte läßt qualitative Aussagen zur räumlichen Variabilität der Kennwerte bei unterschiedlichem Maßstabniveau zu. Definiert man das BZE-Netz als Grundgesamtheit, so stellen die Erhebungspunkte des EU-Netzes eine systematische Stichprobe aus dieser Population dar. Zwar kann aus der optimalen Übereinstimmung der beiden Verteilungskurven bezüglich eines Merkmals nicht mit letzter Sicherheit auf Flächenrepräsentativität des EU-Netzes geschlossen werden, da Untersuchungen zur bundesweiten Flächenrepräsentativität des BZE-

Netzes nur für einige wenige Merkmale vorliegen (s.u.). Jedoch besitzt bei eindeutiger Diskrepanz der Kurven der Umkehrschluß Gültigkeit, wonach das 16x16 km-Raster bezüglich der betroffenen Merkmale als nicht flächenrepräsentativ zu bezeichnen wäre.

Darstellung der Auswertungsergebnisse

Die Darstellung der Ergebnisse erfolgt anhand des visuellen Vergleichs der Häufigkeitsverteilungen des BZE- und EU-Netzes. Hierzu werden für die quantitativen Kennwerte die jeweiligen PKH in einem Diagramm veranschaulicht sowie die Differenzen zwischen den empirischen Häufigkeitsfunktionen über den Perzentilen (1, ..., 100 %) dargestellt. Bei qualitativen Merkmalen werden die jeweiligen Häufigkeiten innerhalb des EU- bzw. BZE-Netzes in Balkendiagrammen vergleichend gegenübergestellt.

Repräsentativität des BZE-Netzes

Die für die vorliegende Studie wichtige Frage nach der Flächenrepräsentativität des bundesweiten BZE-Netzes war bereits Gegenstand mehrerer Untersuchungen.

In Rheinland-Pfalz wurden bereits vor der endgültigen Auswahl der BZE-Punkte auf der Grundlage der Gesamtstichprobe der terrestrischen Waldzustandserhebung verschiedene Unterstichproben geprüft und diejenige ausgewählt, welche das gesamte Standortsspektrum des Landes, die Baumarten- und Altersklassenverteilung sowie die Schadstufenanteile am besten repräsentiert (BLOCK et al. 1991).

Einzelne nach der Stichprobenauswahl durchgeführte Untersuchungen auf regionaler Ebene weisen ebenfalls darauf hin, daß das BZE-Netz dem Anspruch der Flächenrepräsentativität weitgehend gerecht wird. Tab.1 zeigt exemplarisch für das Land Hessen eine Gegenüberstellung der Häufigkeiten geologischer Ausgangssubstrate für das BZE-Netz im Vergleich zum Gesamtflächenanteil der Substrate (HOCKE 1995).

Tab.1: Repräsentativität des BZE-Netzes (8x8 km) bezüglich des Ausgangssubstrates am Beispiel Hessen (nach HOCKE 1995)

Geologisch-stratigraphische Einheit	Anteil (%) an der Gesamtwaldfläche Hessens	Häufigkeit (%) in der BZE-Stichprobe (8x8 km); n = 139
Odenwald-Kristallin	4	2
Devon	10	16
Karbon	8	6
Perm	5	5
Buntsandstein	34	34
Muschelkalk	3	3
Basalt / Diabas	18	16
quartäre / tertiäre Lockergesteine	18	18

Eine für das Bundesland Sachsen erstellte Repräsentanzanalyse zeigt bezüglich der Parameter „Klimastufe“ und „Trophie“ eine gute Übereinstimmung zwischen der gesamten standortkundlich erfaßten Waldfläche und der Stichprobe des BZE-Netzes (LAF 1993).

Die Überprüfung der **Meßnetzvalidität und Repräsentativität der bundesweiten BZE-Stichprobe** war Gegenstand einer vom Geographischen Institut der Universität Kiel erstellten BZE-Begleitstudie (KUHNT et al. 1991). Anhand des häufigkeitsstatistischen Vergleichs möglicher Stichproben verschieden weiter sowie unterschiedlich lokalisierter Raster wurden in dieser Studie die Repräsentativitäten verschiedener Datensätze bezüglich der vier Variablen „Bodentyp“, „Bodenart“, „Orographie“ und „potentielle natürliche Vegetation“ ermittelt und bewertet. Dabei zeigten sich erhebliche Einflüsse der Rasterweite und Rasterlage auf die Repräsentanz der Stichproben. Die Studie kam zu dem Schluß, daß die für das BZE-Raster ausgewiesene Mindest rasterdichte von 8 km ausreicht, um hinsichtlich der genannten vier Standortvariablen bundesweit (auf dem Skalenniveau 1 : 1.000.000) repräsentative Aussagen abzuleiten.

Stichprobenrepräsentanz bezüglich eines oder mehrerer spezifischer Merkmale induziert nicht zwangsläufig Repräsentanz bezüglich anderer Merkmale; es sei denn diese stehen in enger korrelativer Verbindung zu den überprüften. Da viele Bodeneigenschaften jedoch genetisch bedingt mehr oder weniger deutlich interkorreliert

sind, läßt die Repräsentanz der untersuchten **hoch integrierenden Standortmerkmale** (Bodentyp, Bodenart, Substrat, Trophie, etc.) wahrscheinlich erscheinen, daß auch für viele chemische Bodenkennwerte Stichprobenrepräsentanz gewährleistet ist.

Anhand der bislang vorliegenden regionalen und bundesweiten Untersuchungen kann mithin vermutet werden, daß die BZE-Stichprobe (8x8 km-Grundraster) bezüglich wesentlicher Bodeneigenschaften für die Gesamtwaldfläche Deutschlands weitgehend flächenrepräsentative Schlüsse gestattet.

2.2 GEOSTATISTISCHER ANSATZ

Die Grundlagen der Geostatistik wurden in den 60er Jahren in der Lagerstättengeologie entwickelt. Seit einigen Jahren finden geostatistische Verfahren auch in der Bodenkunde für die unterschiedlichsten Fragestellungen Anwendung. Im folgenden werden einige **theoretische Grundlagen der Geostatistik** kurz dargelegt, welche für das Verständnis der Variogrammanalysen in Kap.3.2 notwendig sind. Umfassende Darstellungen der geostatistischen Methoden und deren Anwendungsbereiche finden sich in der Literatur (z.B. AKIN & SIEMES 1988, DUTTER 1985).

Regionalisierte Variablen, Autokorrelation

Eine Variable $Z(x_i)$, die die Werte einer Größe in Abhängigkeit vom Ort x_i angibt, wird als regionalisierte (ortsabhängige) Variable bezeichnet. Geostatistischen Verfahren liegt die Annahme zugrunde, daß sich eine regionalisierte Variable aus einer **deterministischen**, einer **autokorrelativen** und einer **rein zufälligen** Komponente zusammensetzen kann (SCHRÖDER et al. 1994).

Eine regionalisierte Variable wird als autokorreliert bezeichnet, wenn sich die Merkmalsausprägungen nahe beieinanderliegender Punkte durchschnittlich ähnlicher sind, als die weiter entfernt liegender. Die Ursache der Autokorrelation bei Bodeneigenschaften besteht in den - prinzipiell auf jedem Skalenniveau existenten - räumlichen Strukturen pedogenetischer Faktoren (vgl. Kap.4).

In der Geostatistik kommt der Autokorrelation regionalisierter Variablen zentrale Bedeutung zu. Ihre Beschreibung erfolgt mit Hilfe des sogenannten Variogramms, das die räumliche Variation in Abhängigkeit von der Entfernung zwischen den Meßpunkten beschreibt.

Das Variogramm

Das Variogramm (exakt: Semi-Variogramm)

$$g(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2$$

beschreibt die statistische Abhängigkeit der regionalisierten Variablen $Z(x_i)$ und $Z(x_i+h)$ an den Meßpunkten x_i und x_i+h . Dabei ist $N(h)$ die Anzahl der Punktpaare mit dem Abstand h .

Abb.1 zeigt den prinzipiellen Verlauf der Variogrammfunktion autokorrelierter Daten. Der Anstieg der Variogrammkurve gibt den Bereich wieder, innerhalb dessen die Merkmalswerte autokorreliert sind, das heißt einer räumlichen Struktur unterliegen. Die sogenannte *Reichweite* (auch: Range, Erhaltungsneigung, Persistenz) gibt die Entfernung an, in der die Kurve einen bestimmten *Schwellenwert* (Sill) erreicht. Dieser ist gleichzusetzen mit der statistischen Gesamtvarianz der betrachteten Merkmalsausprägungen. Innerhalb der Reichweite unterliegen die Merkmalswerte der Autokorrelation. Meßpunkte, deren Abstand größer ist als die Reichweite, sind voneinander unabhängig.

Definitionsgemäß müßte die Variogrammkurve durch den Ursprung des Koordinatensystems gehen. Häufig liegt der Schnittpunkt der extrapolierten Variogrammkurve mit der y-Achse jedoch oberhalb des Ursprungs. Diese Restvarianz zwischen äußerst eng benachbarten Punkten quantifiziert den sogenannten Nuggeteffekt (Abb.1). Der resultiert zum einen aus der Summe der Varianzen der Meß-, Analysen- und Probenahmefehler. Zum anderen beruht er auf räumlichen Strukturen mit Reichweiten, welche kleiner sind, als die minimalen Meßpunktabstände. Bei der Nuggetvarianz der hier untersuchten Daten handelt es sich somit um den quantitativen Ausdruck der kleinräumigen Variabilität, welche durch das BZE-Beprobungsraster nicht mehr erfaßt werden kann sowie um die durch analytische Meßfehler der beteiligten Labors verursachte Streuung.

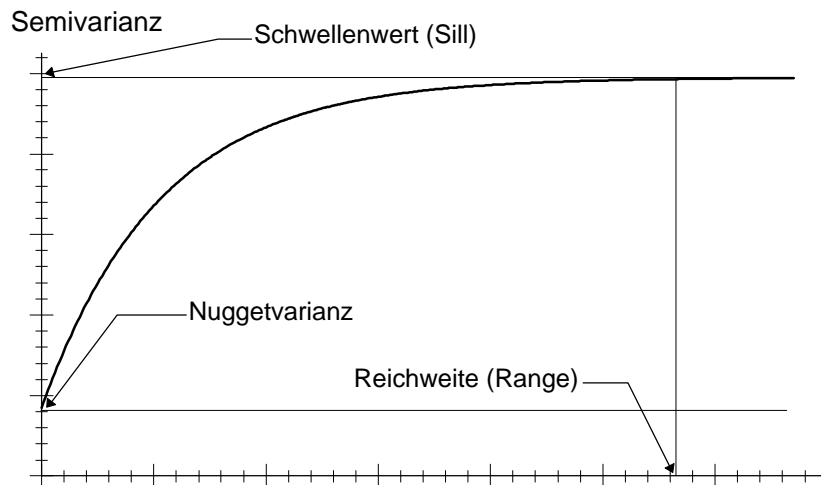


Abb.1: Erklärung der Variogramm-Parameter

Variogramm-Modelle

Für die Beschreibung des Variogramms stehen verschiedene Modelle zur Verfügung, deren Anpassung an die empirischen Daten hier mit Hilfe eines geostatistischen Programmpaketes interaktiv am Bildschirm erfolgte. Zum Einsatz kamen die folgenden Modelle:

1) Sphärisches Modell

$$g(h) = c \left(\frac{3|h|}{2a} - \frac{1}{2} \frac{|h|^3}{a^3} \right) \dots \text{für } |h| \leq a$$

$$g(h) = c \dots \text{für } |h| > a$$

2) Exponentielles Modell

$$g(h) = c \left(1 - e^{-\frac{|h|}{a}} \right)$$

3) Gaußsches Modell

$$g(h) = c \left(1 - e^{-\frac{h^2}{a^2}} \right)$$

a = Reichweite; c = Schwellenwert; h = Abstand der Punktepaare

Die Variogramm-Modelle sind in Abb.2 graphisch dargestellt.

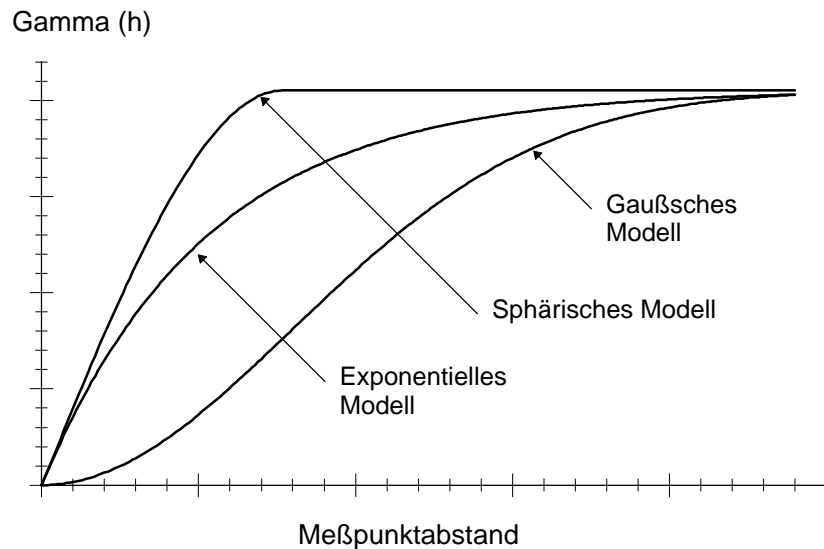


Abb.2: Graphische Darstellung der eingesetzten Variogramm-Modelle

3 ERGEBNISSE

3.1 FREQUENZANALYTISCHE UNTERSUCHUNGEN

3.1.1 QUALITATIVE DATEN

Im Rahmen der BZE wurden folgende Standortmerkmale bundesweit ausgewertet: Ausgangssubstrat, Bodentyp, Humusform und Höhe über NN (WOLFF & RIEK 1996). Die an die EU übermittelten Standortinformationen des 16x16 km-Erhebungsrasters umfassen die Höhe der Probepunkte über NN sowie die Kennzeichnung des Bodentyps nach der FAO-Klassifizierung (FAO 1988). Diesen qualitativen Daten kommt bei der Interpretation der bodenchemischen Kennwerte große Bedeutung als Stratifizierungskriterien zu.

Ausgangssubstrat (Substratgruppen)

Für die bundeseinheitliche Klassifizierung der BZE-Ausgangssubstrate wurde ein Schlüssel entwickelt, der sich in erster Linie an der Geogenese orientiert. Es werden darin 10 Gruppen unterschieden, die sich aufgrund ihrer Mineralzusammensetzung insbesondere im Hinblick auf die langfristig verfügbaren Nährstoffe sowie die potentielle Säureneutralisationskapazität unterscheiden (vgl. Tab.2). Diesbezüglich

rechnen die Gruppen 1, 2, 7 und 8 zu den besseren Standorten, die Gruppen 3, 4 und 5 zu den mittleren bis schwachen und die Gruppen 6 und 9 zu den ganz schwachen Standorten.

Tab.2: Beschreibung der Substratgruppen

Substratgruppe	Beschreibung
1	Karbonathaltige Lockersedimente über karbonathaltigen Ausgangsgesteinen bzw. karbonathaltiges Ausgangsgestein
2	Karbonatfreie Lockersedimente über karbonathaltigem Ausgangsmaterial
3	Umgelagerte kalkfreie Lockersedimente
4	Verwitterungs- bzw. Decklehme über Ton- und Schluffstein; Ton, Tonsteine, Grauwacken
5	Verwitterungs- und Decklehme über quarzreichen Ausgangsgesteinen sowie quarzreiche Ausgangsgesteine (z.B. Buntsandstein, paläozoische Sandsteine, Quarzite, sonstige Sandsteine)
6	Arme (pleistozäne) Sande
7	Basische Magmatite oder Metamorphite sowie Lehme oder Mischsubstrate über basischen Magmatiten oder Metamorphiten
8	Intermediäre und saure Magmatite oder Metamorphite sowie Lehme oder Mischsubstrate über intermediären oder sauren Magmatiten oder Metamorphiten (z.B. Keratophyne, Andesite, Bims, Granite, Gneis)
9	Moor
10	Anthropogene Substrate und nicht den Gruppen 1 bis 9 zuzuordnende Substrate

Abb.3 zeigt den graphischen Vergleich zwischen BZE-Netz und EU-Netz hinsichtlich der jeweiligen Substratgruppenanteile. **Durch die Überrepräsentation der Karbonatstandorte (SG 1) und basischen bzw. sauren Magmatite und Metamorphite (SG 7 bzw. SG 8) bei gleichzeitiger Unterrepräsentation der Sandsteine (SG 5) tendiert das EU-Netz insgesamt dazu, die geogen besser gepufferten Standorte überproportional zu repräsentieren (Abb.3).**

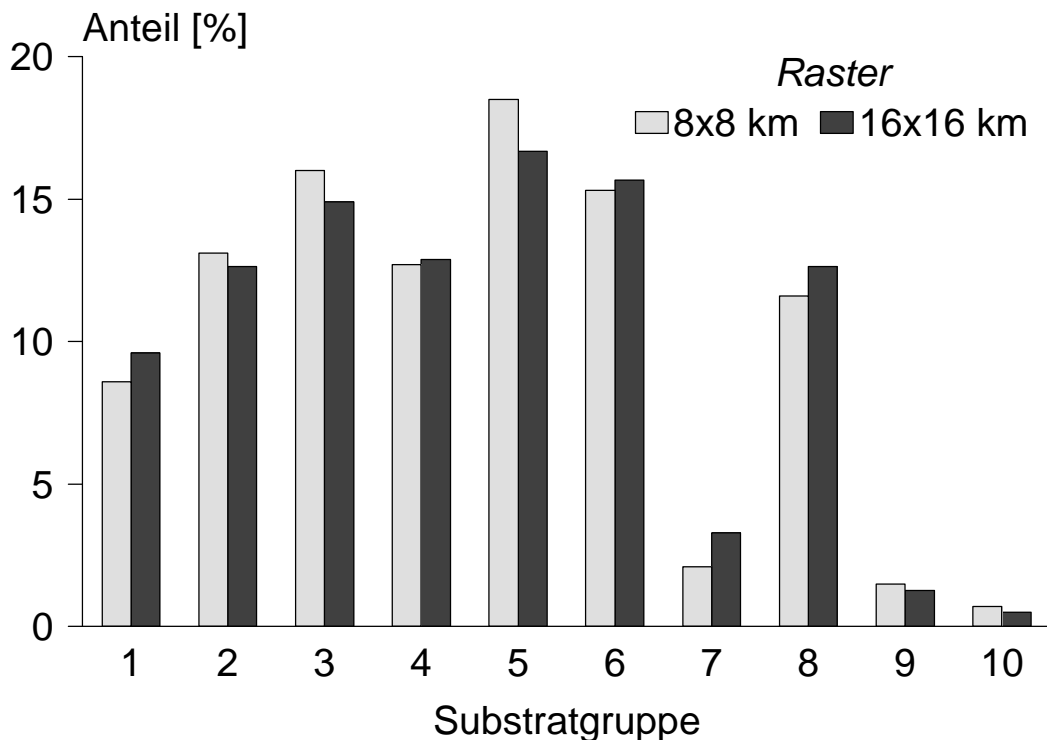


Abb.3: Anteil der Substratgruppen im 8x8 km- und 16x16 km-Erhebungsraster

Bodentyp

Bei den dargestellten Bodentypen handelt es sich um die nach der in Deutschland gebräuchlichen Nomenklatur angesprochenen (AK Standortskartierung 1996), welche ausschließlich makromorphologisch ermittelt werden und der spezifischen pedogenetischen Standortdifferenzierung in Deutschland besser gerecht werden als die nach der FAO-Klassifizierung bestimmten Bodentypen.

Gemäß den in der Arbeitsanleitung der Bund-/ Länder-Arbeitsgruppe „BZE“ (BML 1990) definierten Anweisungen wurden bei Übergängen zwischen zwei Bodentypen beide Bodentypen (durch einen Bindestrich getrennt) erfaßt, wobei der nachgestellte Bodentyp per Definition den **Haupt-Bodentyp** darstellt.

Die prozentualen Häufigkeiten der Haupt-Bodentypen zeigt Abb.4. Braunerden stellen mit Abstand den häufigsten, ökologisch heterogensten Haupt-Bodentyp dar. Die zweithäufigste Bodentypengruppe bilden die Pseudo- und Stagnogleye. Weniger als 10 % der BZE-Gesamtstichprobe entfallen auf Podsole, denen aber regional eine höhere Bedeutung beigemessen werden muß (vgl. WOLFF & RIEK

1996). Vergleichbares gilt auch für die im Bundesdurchschnitt unbedeutenden Gruppen der Bodentypen Rendzina / Pararendzina und Terra fusca, deren regionale Verbreitung aber für die Interpretation der räumlichen Muster bodenchemischer Kennwerte relevant ist.

Die Anteile der Bodentypen in der EU-Stichprobe unterscheiden sich nur geringfügig von denen in der gesamten BZE-Stichprobe. Durch den leicht erhöhten Anteil an Terra fusca bei gleichzeitig geringerem Podsolanteil, neigt die EU-Stichprobe tendenziell zur Überrepräsentation der gut gepufferten bzw. wenig versauerten Böden.

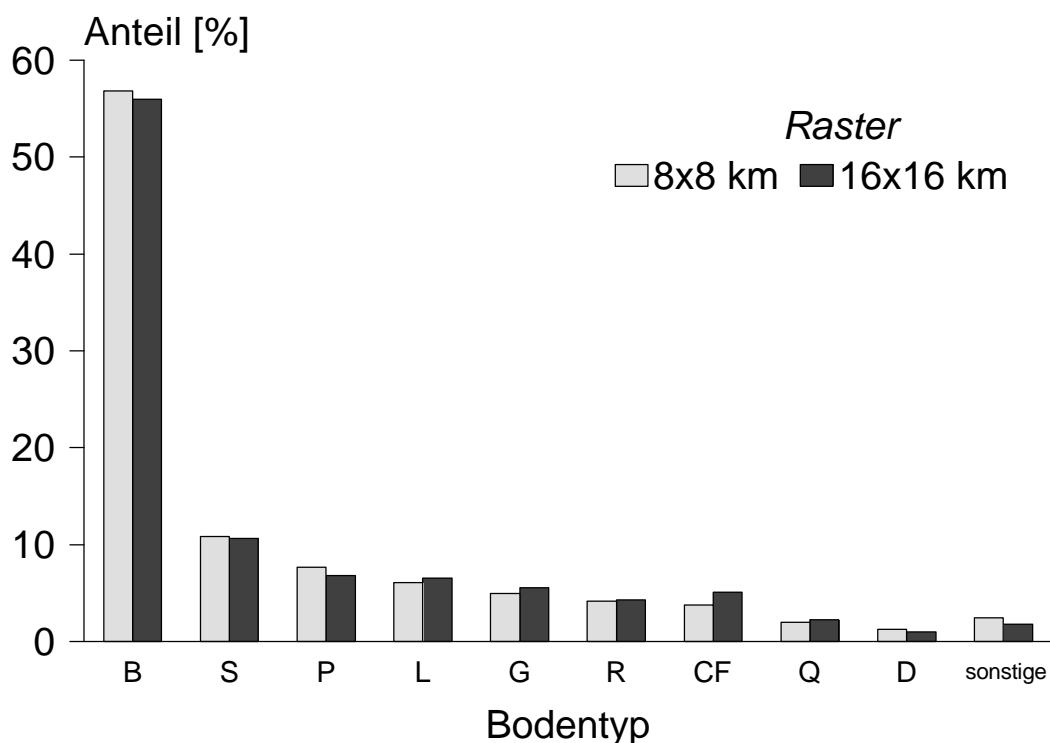


Abb.4: Anteil der Haupt-Bodentypen im 8x8 km- und 16x16 km-Erhebungsraster

B=Braunerde, **S**=Pseudogley / Stagnogley, **P**=Podsol, **L**=Parabraunerde / Fahlerde, **G**=Gley, **R**=Rendzina / Pararendzina, **CF**=Terra fusca, **Q**=Ranker / Regosol, **D**=Pelosol

Humusform

Bei den morphologisch abgeleiteten Humusformen Mull, Moder und Rohhumus handelt es sich um die typischen Humusformen terrestrischer Waldstandorte. Während beim Mull gute Streuabbaubedingungen vorliegen (hohe biologische

Aktivität), verbleibt beim Rohhumus ein wesentlicher Anteil mehr oder weniger zersetzter Streu als Humusauflage auf dem Mineralboden.

Für die Beschreibung der morphologischen Humusform sind nach der BZE-Anleitung 23 Klassen (Haupt- und Unterformen) möglich. Übergangsformen werden analog zum Vorgehen bei der Bodentypenklassifikation durch eine Kombination der vorkommenden Humusformen dargestellt. Im Rahmen der bundesweiten BZE-Auswertung erfolgte eine Zuordnung der im Gelände angesprochenen morphologischen Humusform zu den Klassen Mull, mullartiger Moder, typischer Moder, rohumusartiger Moder und Rohhumus. Weitere Unterteilungen wurden aufgrund der ansonsten mangelhaften Klassenbesetzung nicht vorgenommen.

Die vergleichende Darstellung der Humusformenanteile im BZE- und EU-Netz (Abb.5) zeigt kleinere Diskrepanzen, die jedoch keinen gerichteten Trend erkennen lassen. Sowohl die biologisch aktiveren Standorte (Humusform Mull), als auch die Standorte mit geringer biologischer Aktivität (Rohhumus) sind in der EU-Stichprobe leicht überrepräsentiert, während die intermediären Moderhumusformen unterproportional vertreten sind.

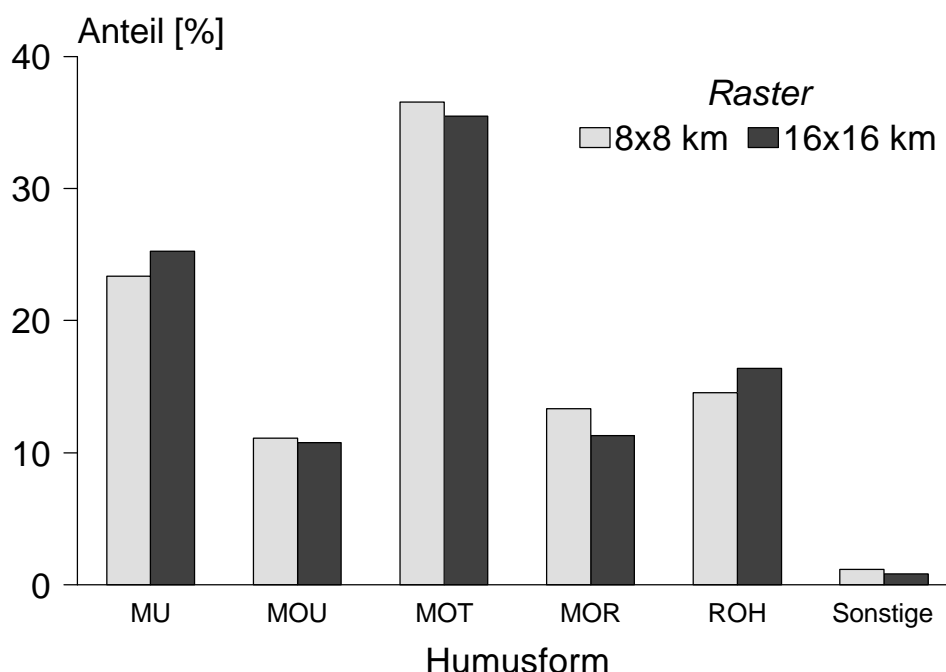


Abb.5: Anteil der Humusformen im 8x8 km- und 16x16 km-Erhebungsraster

MU=Mull, MOU=mullartiger Moder, MOT=typischer Moder, MOR=rohumusartiger Moder, ROH=Rohhumus

Höhenstufe

Die Höhenmeßwerte der BZE-Aufnahmen wurden im Anhalt an die für die Ausbildung zonaler Waldgesellschaften klimatisch bedeutsamen Höhenstufen (AK STANDORTSKARTIERUNG 1996) unter Berücksichtigung der durch die BZE-Standorte abgedeckten Höhendifferenzierung klassifiziert. Im einzelnen wurden folgende Höhenklassen unterschieden:

Höhenklasse	Höhe in m
1	< 50
2	50 - 299
3	300 - 499
4	500 - 799
5	800 - 999
6	1000

Die Höhenverteilungen der Erhebungspunkte im BZE- und EU-Netzes sind weitgehend identisch (Abb.6). Hervorhebenswert erscheint allenfalls der geringere Anteil der EU-Stichprobepunkte in den Höhenstufen bis 300 m, d.h. im Tieflandbereich und den unteren bis mittleren Lagen des Hügellandes. Leicht überrepräsentiert sind indes Standorte der submontanen Höhenstufen des Hügellandes und der Mittelgebirge.

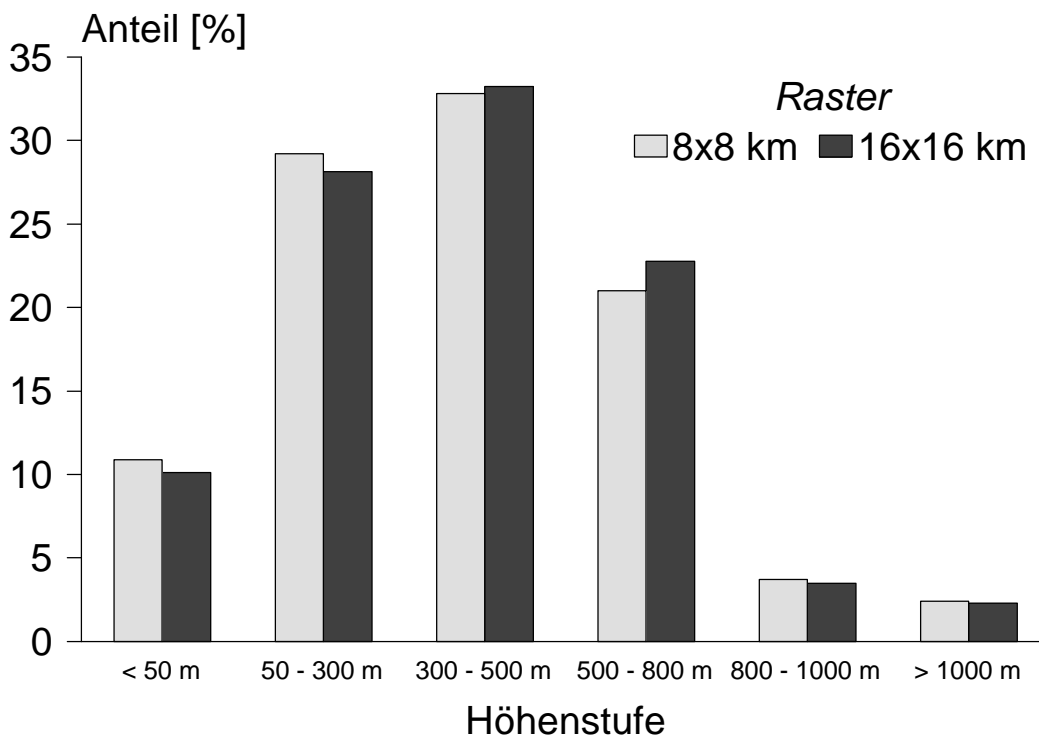


Abb.6: Anteil der Höhenstufen im 8x8 km- und 16x16 km-Erhebungsraster

Regionale Differenzierung (Nord / Süd)

Eine regionale (Nord-Süd-)Differenzierung auf der Basis von Bodenregionen wurde für die Durchführung der in Kap.3.2 dargestellten Variogrammanalysen vorgenommen. Abb.7 zeigt für die BZE- und EU-Stichprobe die Anteile der Standorte in den beiden Gruppen. Die Differenzierung erfolgte zwischen den pleistozänen Tieflandstandorten, Löß- und Sandlößlandschaften im nördlichen Deutschland einerseits und den in Mittel- und Süddeutschland gelegenen Berg- und Hügelländern einschließlich des Alpenvorlandes und der Alpen andererseits.

Der Vergleich bestätigt die Ergebnisse der Höhenstufenverteilung im EU- bzw. BZE-Netz. Durch die Lockerung der Netzweite gelangen in den waldärmeren Teilen des Tieflandes weniger Punkte in die Stichprobe; das EU-Netz weist mithin einen vergleichsweise etwas zu geringen Anteil norddeutscher pleistozäner Standorte auf.

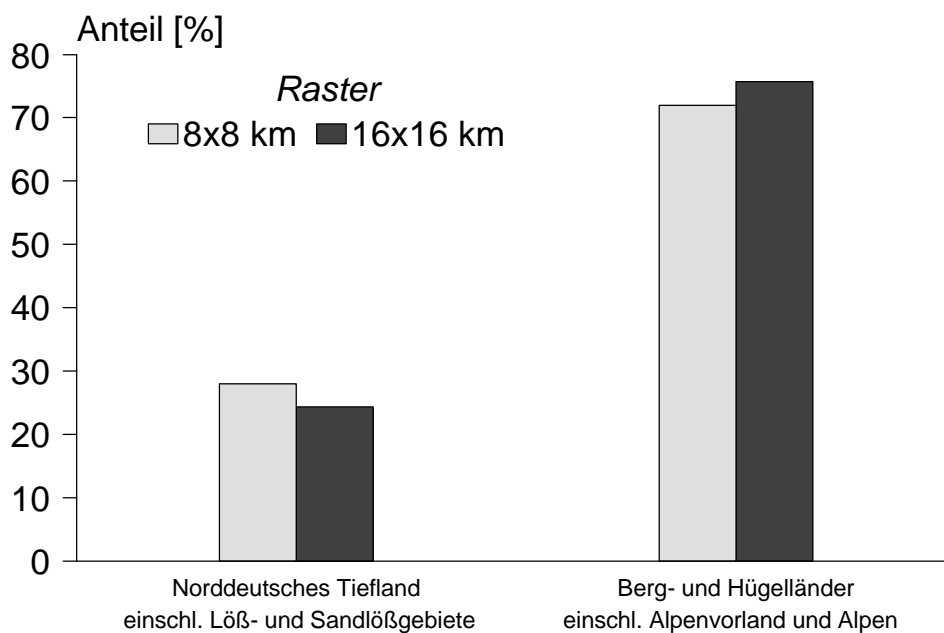


Abb.7: Anteil der regionalen Gruppen im 8x8 km- und 16x16 km-Erhebungsraster

3.1.2 BODENCHEMISCHE KENNWERTE

Für den häufigkeitsstatistischen Vergleich bodenchemischer Eigenschaften wurden folgende quantitativen Kennwerte herangezogen: pH-Wert, Basensättigung, C/N-

Verhältnis, C/P-Verhältnis, C-Vorrat, Schwermetallgesamtgehalte (Pb, Cu, Cd, Zn). Weitere bodenchemische Daten, die im Rahmen des *Deutschen Beitrags zur europäischen Waldbodenzustandserhebung* ausgewertet wurden (z.B.: effektive Kationenaustauschkapazität), können nicht berücksichtigt werden, weil sie derzeit noch nicht für die Gesamtstichprobe der BZE vorliegen.

Basensättigung und pH-Wert

Die prozentualen kumulativen Häufigkeitsverteilungen (PKH) der Basensättigungsgrade (BS) und pH-Werte in den Tiefenstufen 0-10 cm, 10-30 cm, 30-60 cm und 60-90 cm finden sich in Anhang 1 und 2. Abb.8 und 9 zeigen den Vergleich der PKH exemplarisch für die Basensättigungen im Oberboden (0-10 cm) und im Unterboden (60-90 cm). **Die Darstellungen veranschaulichen sehr deutlich eine Zunahme der Differenzen zwischen den Verteilungskurven mit zunehmender Probenentnahmetiefe.**

Im Oberboden besteht bezüglich der Variabilität der Basensättigung eine weitgehende Übereinstimmung zwischen EU- und BZE-Netz. Die Mediane (50-Perzentile) sind quasi identisch. Lediglich die Standorte mit überdurchschnittlicher Basenversorgung (BS > 30 %) werden durch das EU-Netz leicht überrepräsentiert. Standorte mit Sättigungsgraden nahe 100 % sind in beiden Stichproben gleich stark vertreten.

Wesentlich ausgeprägter sind die Unterschiede in der Tiefenstufe 60-90 cm. Hier wird der mittlere Sättigungsgrad (Median) in der EU-Stichprobe um ca. 10 % zu hoch ermittelt. Nahezu identisch sind aber auch in dieser Tiefe die Verläufe der PKH bis zum 30-Perzentil, das heißt die basenarmen Standorte (BS < 15 %) werden durch das EU-Netz gleichermaßen repräsentiert wie durch das gesamte BZE-Netz. Auch die im Unterboden basengesättigten Standorte (BS > 95 %) werden durch die EU-Stichprobe gut erfaßt. Das bedeutet, daß das EU-Netz offensichtlich die Extreme (10- bzw. 90-Perzentil) ganz gut abzubilden vermag. **Deutlich weniger repräsentativ ist das EU-Netz indes bezüglich der im Unterboden mittel ausgestatteten Standorte (40- bis 70-Perzentil bzw. BS 20 % bis 60 %).**

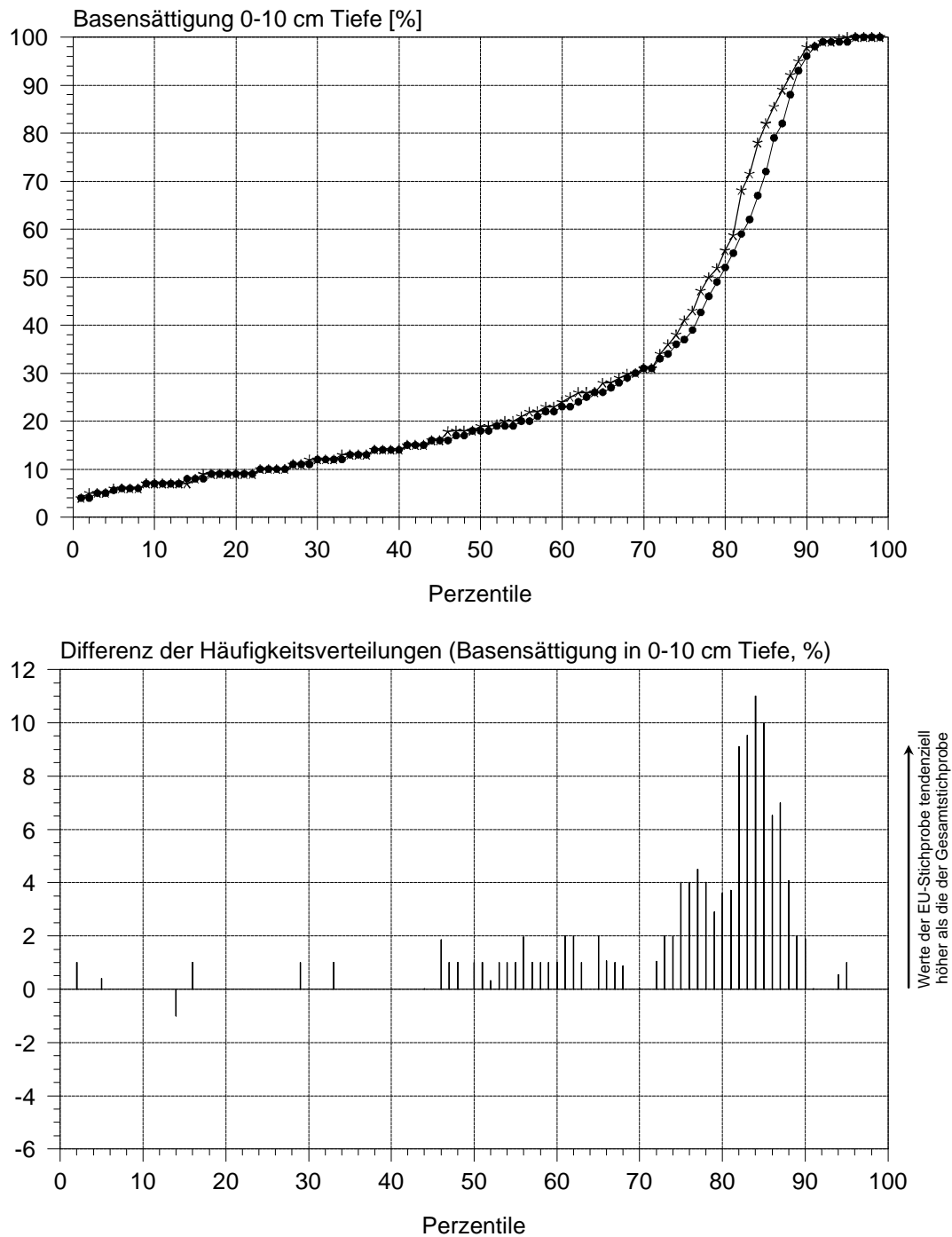
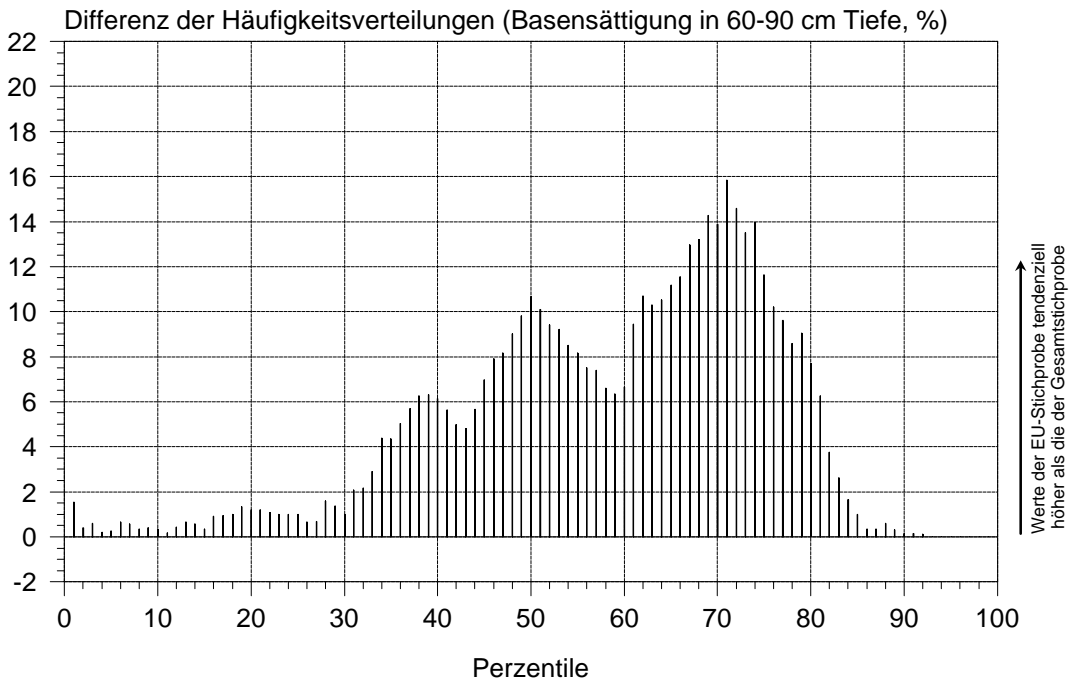
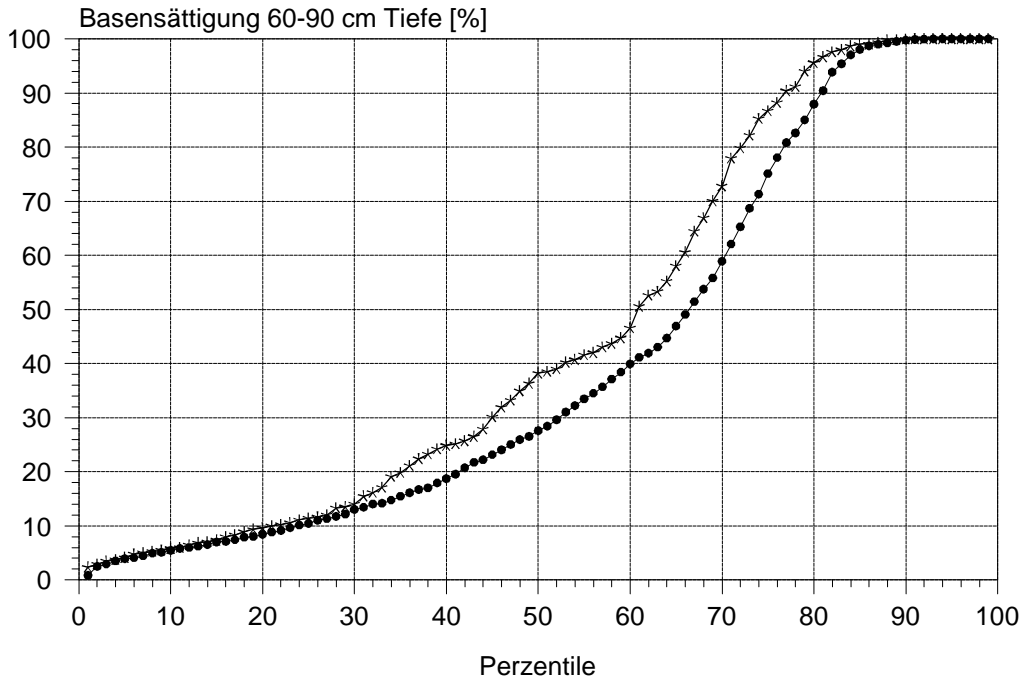


Abb.8, oben: Prozentuale kumulative Häufigkeitsverteilung der Basensättigung in 0-10 cm Tiefe im EU- (*Kreuze*) und BZE-Netz (*Punkte*)
unten: Differenz der dargestellten Verteilungskurven



**Abb.9, oben: Prozentuale kumulative Häufigkeitsverteilung der Basensättigung in 60-90 cm Tiefe im EU- (*Kreuze*) und BZE-Netz (*Punkte*)
unten: Differenz der dargestellten Verteilungskurven**

Ein ähnliches Bild ergibt sich auch beim Vergleich der pH-Werte. Mit zunehmender Tiefe werden die Differenzen zwischen den Kurven erheblicher, wobei die relativen Unterschiede insgesamt jedoch geringer als bei der Basensättigung ausfallen (vgl. Anhang 2).

C/N-, C/P-Verhältnis, C-Vorrat

Die C/N-Verhältnisse werden durch das EU-Netz zwar insgesamt als zu gering eingestuft, doch beträgt die Differenz der Perzentilwerte durchschnittlich nur ca. 1. Der Median der C/N-Verhältnisse im BZE- und EU-Netz ist identisch.

Auch die C/P-Verhältnisse liegen im EU-Netz tendenziell zu niedrig. Jedoch kann bei maximalen Unterschieden von nur ca. 40 von einer hinreichenden Vergleichbarkeit der Meßnetze ausgegangen werden.

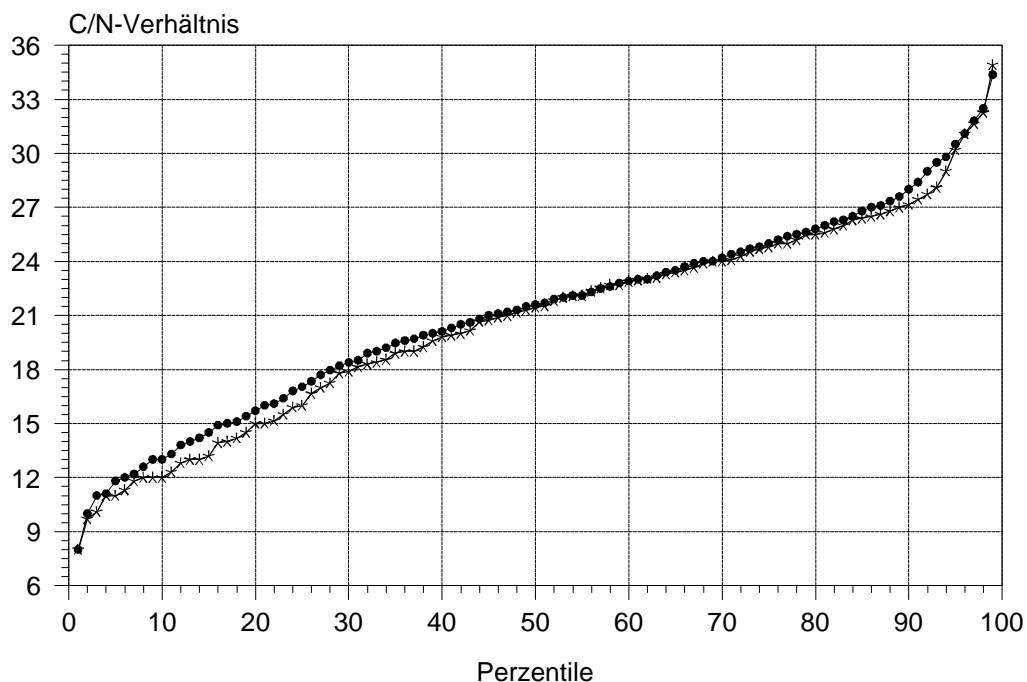


Abb.10: Prozentuale kumulative Häufigkeitsverteilung der C/N-Verhältnisse im EU- (Kreuze) und BZE-Netz (Punkte)

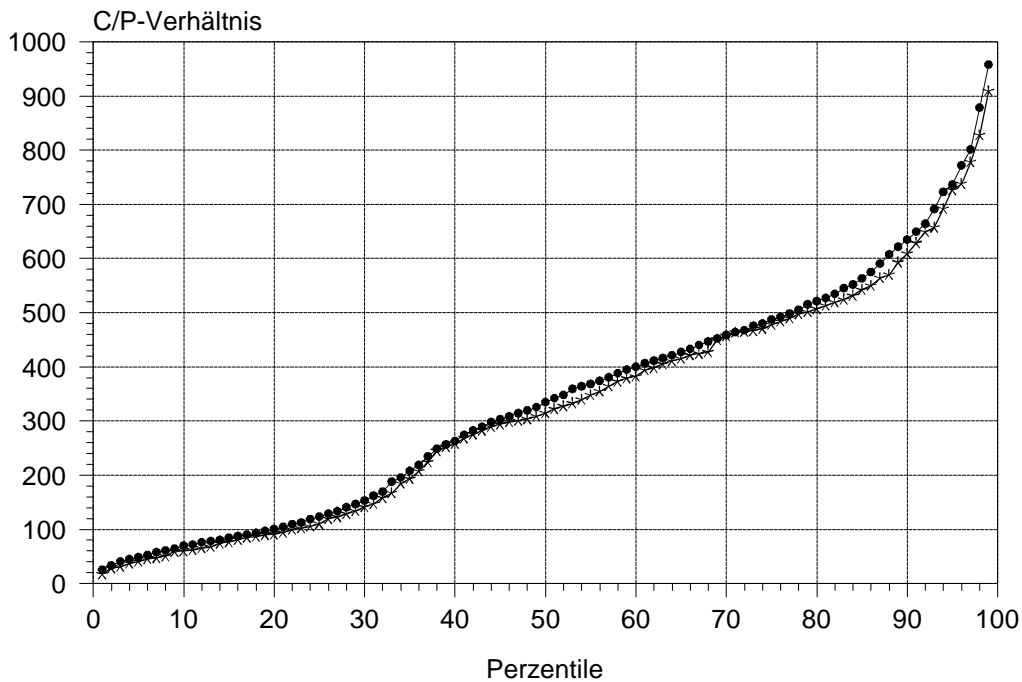


Abb.11: Prozentuale kumulative Häufigkeitsverteilung der C/P-Verhältnisse im EU- (Kreuze) und BZE-Netz (Punkte)

Auch die C-Vorräte im Hauptwurzelraum werden durch die EU-Stichprobe gut abgebildet. Minimale Unterschiede treten lediglich bezüglich des Anteils an Standorten mit sehr hohen C-Vorräten (Standorte rechts des 95-Perzentils) auf. Diese sind im EU-Netz leicht überrepräsentiert.

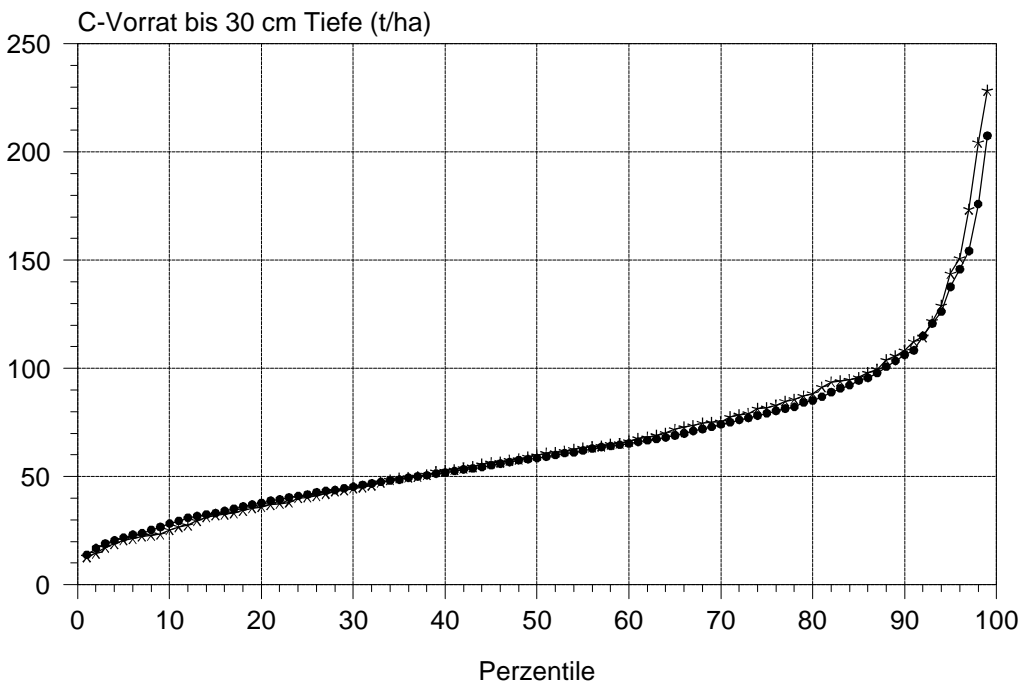


Abb.12: Prozentuale kumulative Häufigkeitsverteilung der C-Vorräte bis 30 cm Tiefe im EU- (Kreuze) und BZE-Netz (Punkte)

Schwermetalle

Die Häufigkeitsverteilungen der Schwermetallgehalte in der Humusauflage finden sich im Anhang 3. Die Übereinstimmung zwischen BZE- und EU-Netz ist etwa bis zum 90-Perzentil bei allen Elementen überraschend gut. Lediglich im Bereich der Maximalwerte zeigen sich gewisse Differenzen bei Zink, Blei und Cadmium. **Im EU-Netz sind Standorte mit extrem hohen Zn-, Pb- und Cd-Werten überrepräsentiert.** Beispielhaft veranschaulicht Abb.13 den Vergleich der Häufigkeitsverteilungen für Zink.

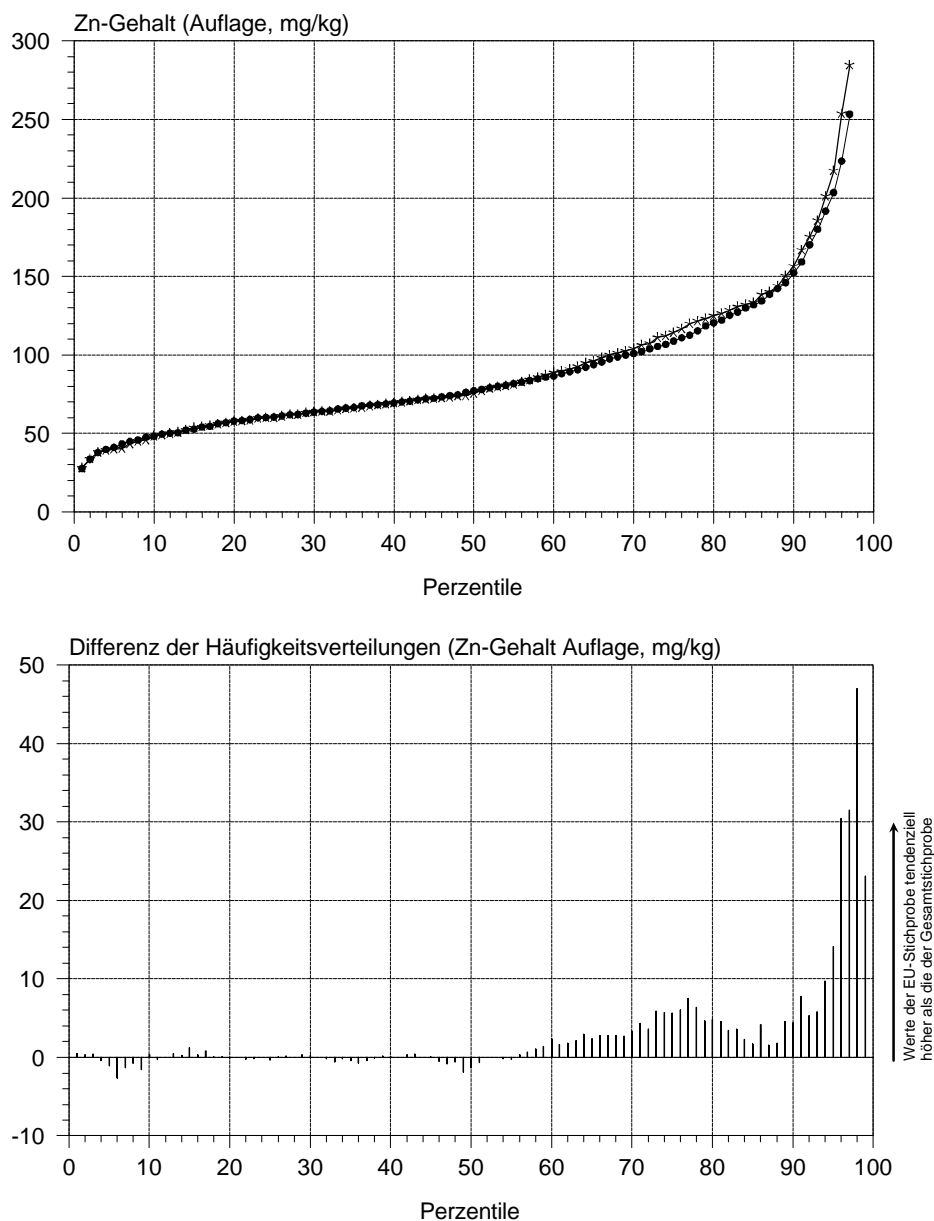


Abb.13, oben: Prozentuale kumulative Häufigkeitsverteilung der Zinkgehalte in der Auflage im EU- (Kreuze) und BZE-Netz (Punkte) unten: Differenz der dargestellten Verteilungskurven

3.2 VARIOGRAMMANALYSEN

Aus Gründen der Rechenkapazität war es notwendig das Datenkollektiv für die geostatistischen Analysen in zwei Gruppen zu teilen. Dabei bot sich eine **Trennung zwischen den norddeutschen pleistozänen Standorten einerseits und den Standorten der Berg- und Hügelländer andererseits** an, da ohnehin davon ausgegangen werden muß, daß die Variogramme der Bodenmerkmale dieser geogen völlig unterschiedlich strukturierten Regionen divergieren. Abb.14 und Abb.15 zeigen die Lage der Untersuchungspunkte im Koordinatensystem.

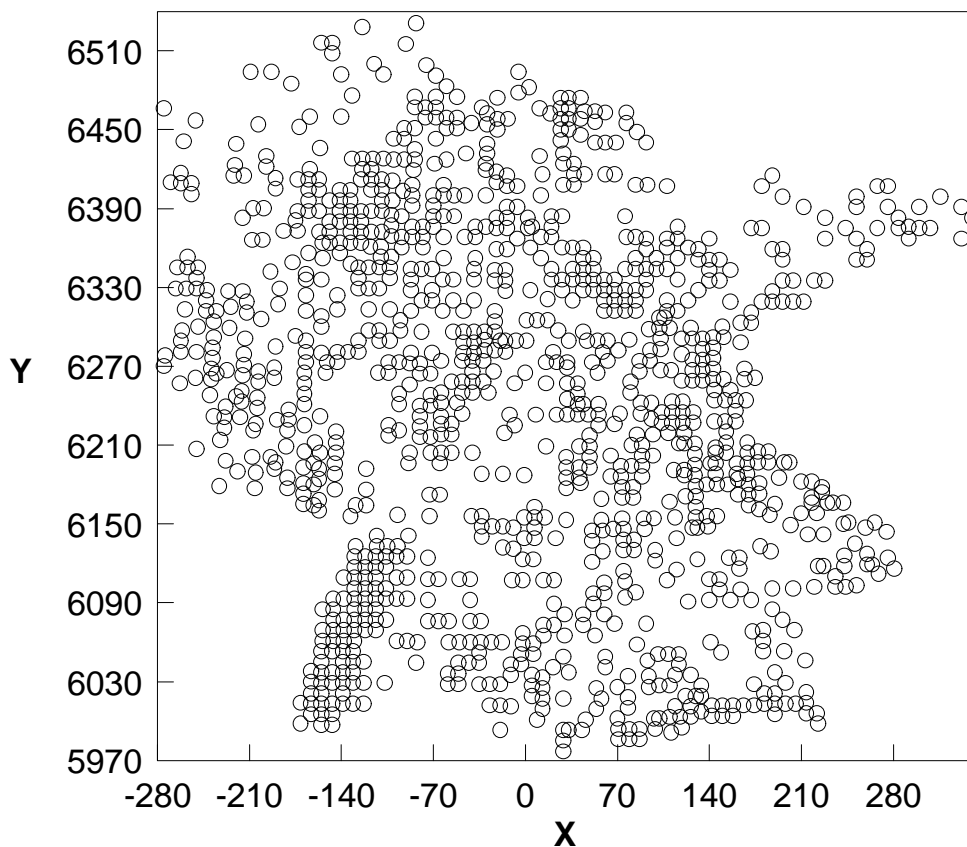


Abb.14: Lage der Untersuchungspunkte (Berg- und Hügelländer einschließlich des Alpenraums) im Lambert-Koordinatensystem (x, y in km; n=1150)

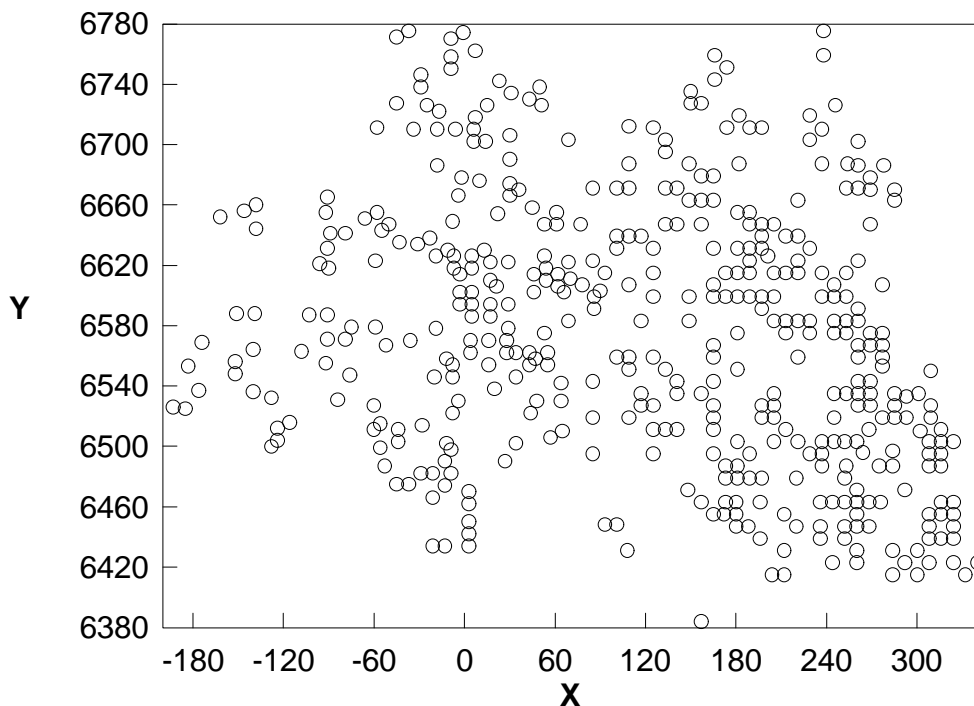


Abb.15: Lage der Untersuchungspunkte (Norddeutsches Tiefland einschließlich der Löß- und Sandlößlandschaften) im Lambert-Koordinatensystem (x, y in km; n=446)

3.2.1 BERG- UND HÜGELLÄNDER (einschließlich des Alpenraums)

Richtungsabhängigkeit der Variogramme (Anisotropie)

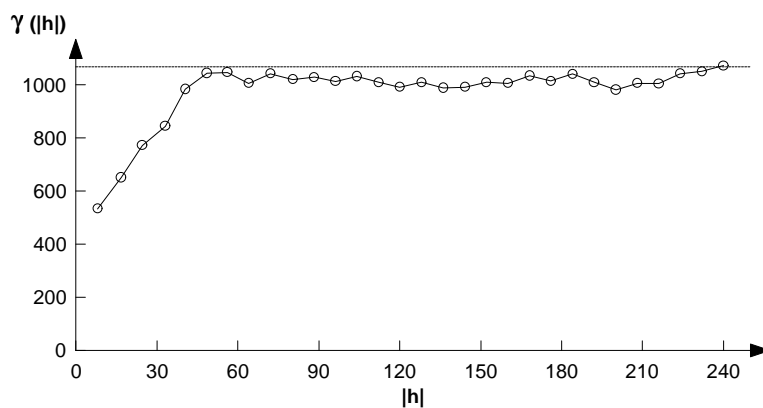
Grundsätzlich lassen sich die Variogramme für beliebige Richtungen des Abstandsvektors h berechnen. Gleichen sich die Variogramme der verschiedenen Richtungen, d.h. hängt der Variogrammwert $\gamma(h)$ nur vom Abstand und nicht von der Richtung des Vektors h ab, spricht man von einer *isotropen* räumlichen Struktur der Merkmalsausprägungen. Bei der Variogrammberechnung wurde zunächst überprüft, ob Isotropie besteht. Um mögliche Anisotropien zu erfassen, wurden für jede Merkmalsvariable Variogramme der Hauptrichtungen (0° , 45° , 90° und 135°) berechnet und die Ergebnisse miteinander verglichen.

Die räumlichen Merkmalsstrukturen in der Region der Berg- und Hügelländer lassen in der Regel keine ausgeprägten Anisotropien erkennen. Exemplarisch

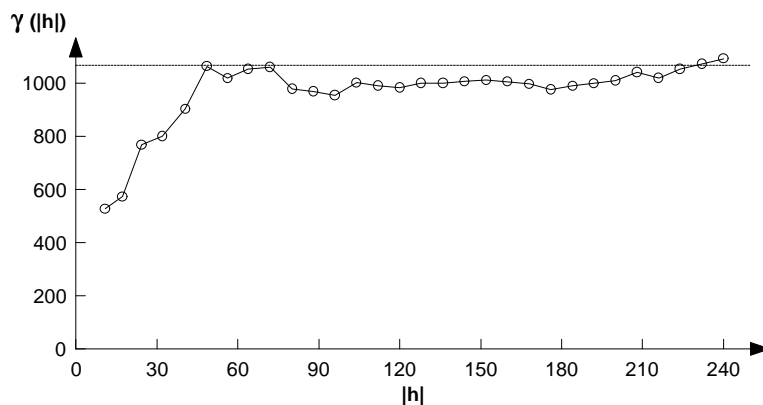
zeigt Abb.16 die weitgehend deckungsgleichen Variogramme der Basensättigung in 0-10 cm Tiefe für die Hauptrichtungen. Die Reichweite, d.h. die räumliche Erhaltungsneigung (Persistenz) beträgt unabhängig von der Himmelsrichtung etwa 60-70 km. Die Basensättigungen von Meßpunkten innerhalb eines jeden Kreises mit diesem Radius sind somit räumlich korreliert, d.h. nahe beieinander liegende Punkte sind sich (innerhalb dieses konzentrischen Bereiches) grundsätzlich ähnlicher als weiter voneinander entfernt liegende. Weisen Meßpunkte Abstände auf, die über diesen Bereich der räumlichen Autokorrelation hinausgehen, variieren ihre Basensättigungen rein zufällig (sog. „weißes Rauschen“). Die Schwellenwerte der richtungsabhängigen Variogramme liegen im dargestellten Beispiel in allen Fällen bei ca. 1030.

Aufgrund der konstatierten Isotropie werden in den folgenden Ausführungen, nur die isotropen Variogramme dargestellt. Für die Berechnung der isotropen Variogramme werden alle Meßwertpaare gleicher Abstandsklassen - unabhängig von der Himmelsrichtung - zugrundegelegt.

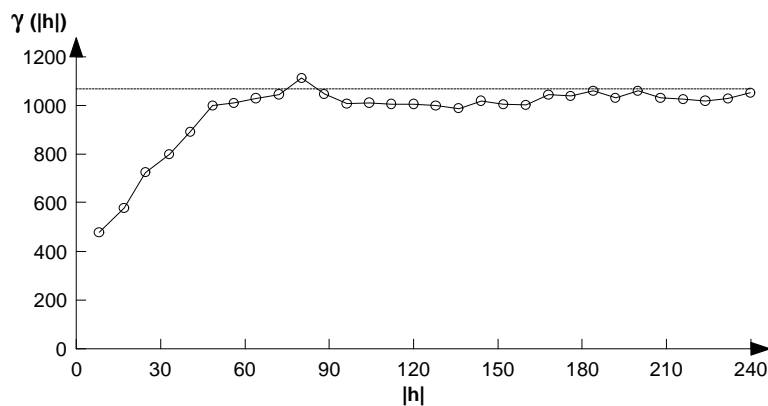
A. Richtung 0° (W \rightarrow O):



B. Richtung 45° (SW \rightarrow NO):



C. Richtung 90° (S → N):



D. Richtung 135° (SO → NW):

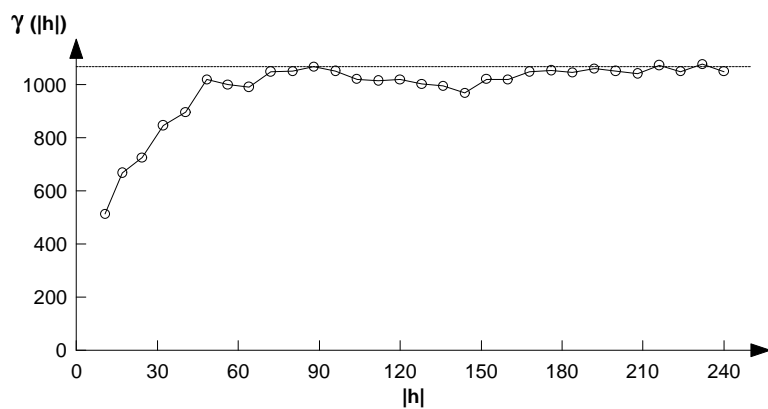


Abb.16 A-D.: Vergleich der richtungsabhängigen Variogramme der Basensättigung in 0-10 cm Tiefe für die Berg- und Hügelländer (horizontale Linie = statistische Gesamtvarianz; h = Meßpunktdistanz in km)

Modellanpassung

Die Anpassung von sphärischen Modellen an die Variogramme führt zu den in Tab.3 und Tab.4 zusammengefaßten Modellparametern.

Die durch das 8x8 km-Raster nicht erklärbare Nuggetvarianz (in % der Gesamtvarianz) nimmt beim pH-Wert und der Basensättigung mit der Bodentiefe zu. Zudem wächst auch die statistische Gesamtvarianz mit zunehmender Tiefe. Dies deckt sich mit dem in Kap.3.1.2 festgestellten Befund, wonach die Häufigkeitsverteilungen der Parameter des 8x8 km- und des 16x16 km-Netzes ebenfalls mit zunehmender Bodentiefe stärker divergieren. **Räumliche Unterschiede des Aciditätsgrades und der Basenausstattung sind mithin im**

Unterboden insgesamt stärker ausgeprägt als im Oberboden; gleichzeitig ist die Variabilität im Unterboden kleinräumiger strukturiert.

Der Bereich räumlicher Persistenz variiert ohne tiefenspezifischen Trend bei der Basensättigung zwischen **58 - 67 km**, beim pH-Wert zwischen **53 - 55 km**. In derselben Größenordnung liegen auch die Reichweiten bei den C/N- bzw. C/P-Verhältnissen und den C-Vorräten. Bei diesen Kennwerten bestehen jedoch deutlich höhere Nuggetvarianzen (in % der Gesamtvarianzen), d.h. die nicht erfaßte Variabilität, die hier in erster Linie in kleinräumigeren Mustern (< 8x8 km) begründet liegt, ist höher als bei pH-Wert und Basensättigung.

Tab.3: Parameter der Variogrammodelle von Basensättigung und pH-Wert in unterschiedlichen Tiefenstufen (Sphärische Modelle)

Tiefe	Basensättigung			pH-Wert		
	Reichweite [km]	Schwellenwert	Nuggetvarianz	Reichweite [km]	Schwellenwert	Nuggetvarianz
Auflage	-	-	-	52.8	1.25	0.57 (46 %)
0-10cm	53.7	1034	374 (35 %)	56.9	1.09	0.46 (42 %)
10-30cm	67.2	1316	503 (38 %)	55.2	1.39	0.60 (43 %)
30-60cm	57.6	1484	560 (38 %)	54.0	1.34	0.64 (48 %)
60-90cm	57.6	1455	600 (41 %)	55.2	1.50	0.75 (50 %)

Tab.4: Parameter der Variogrammodelle von C/N- und C/P-Verhältnis sowie C-Vorrat bis 30 cm Tiefe (Sphärische Modelle)

	Reichweite [km]	Schwellenwert	Nuggetvarianz
C/N-Verhältnis	60.0	29.7	17.7 (58 %)
C/P-Verhältnis	48.3	39200	24800 (62 %)
C-Vorrat bis 30 cm Tiefe	64.8	$3.4 \cdot 10^8$	$2.3 \cdot 10^8$ (68 %)

Bei der Berechnung der Variogramme wurden bisher - entsprechend des BZE-Grundrasters - nur richtungsunabhängige **Abstandsklassen > 8 km** berücksichtigt.

Der Mittelwert der ersten Abstandsklasse, d.h. des jeweils ersten Stützwertes der Variogrammkurven liegt bei $h \cong 9.2$ km. Die Anzahl der Meßwertpaare, die diesen Werten zugrunde liegen, beträgt je nach Merkmal ca. 3300. Da die tatsächliche Lage der Meßpunkte häufig vom berechneten exakten Soll-Meßpunkt im Gelände abweichen, treten im Gesamtkollektiv auch Meßpunktabstände < 8 km auf. Dadurch lassen sich Variogrammwerte für Abstandsvektoren $h < 8$ km berechnen. Die Anzahl der Wertepaare für den ersten Stützwert dieser Variogramme ($h = 4$ km) reduziert sich dabei auf weniger als 50 Meßpunktpaare. In Abb.17 ist das Variogramm der Basensättigung in 0-10 cm Tiefe mit Abstandsweiten von 4.0 km, 6.0 km, 8.2 km, 11.5 km, 15.7 km, 17.9 km, usw. exemplarisch dargestellt. Die angemerkten Zahlen geben die Anzahl der Meßpunktpaare wieder, die den ersten 6 Stützwerten zugrunde liegen. Es zeigt sich, daß sich die Nuggetvarianz für $h < 8$ km noch deutlich verringert. Während die Varianz der Meßpunkte der 8 km-Abstandsklasse noch ca. 50 % der Gesamtvarianz beträgt, reduziert sie sich bei den 4 km-Abstandspaaren auf 23 %.

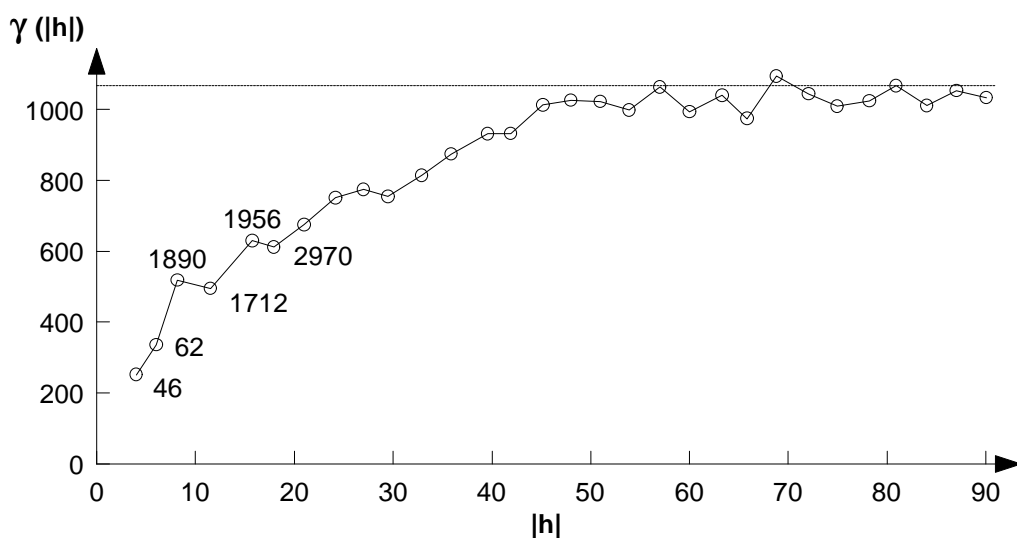
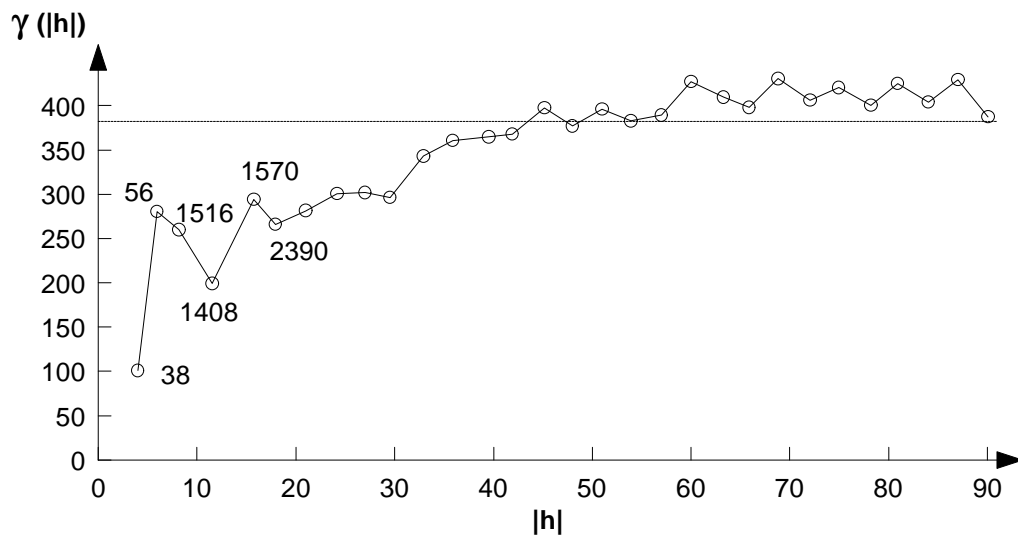


Abb.17: Variogramm der Basensättigung in 0-10 cm Tiefe unter Berücksichtigung von Abstandsklassen $h < 8$ km (angemerkte Zahlen = Anzahl der Wertepaare; horizontale Linie = statistische Gesamtvarianz)

Weitere Variogramme mit Berücksichtigung von Abstandsklassen < 8 km finden sich in Anhang 5.

Im Fall der Basensättigung führt eine Reduktion des Gesamtdatensatzes auf **karbonatfreie Standorte** (Basensättigung < 90 %) zu einer weiteren erheblichen Verringerung der Varianz, was durch das Variogramm in Abb.18 veranschaulicht wird. Dies Beispiel zeigt, daß es durch die Verbindung von standortkundlichem a priori-Wissen, wie hier der Kenntnis des Substrattyps („deterministische Varianzkomponente“; vgl. Kap.2.2), mit der Kenntnis der autokorrelativen Varianzkomponente (Variogramm) durchaus möglich ist, die rein zufällige Streuungskomponente auf Werte < 10 % der Gesamtvarianz zu verringern. Entsprechende Möglichkeiten könnten sich beispielsweise auch durch die Berücksichtigung der Humusform bei der Variogrammberechnung für das C/N- und C/P-Verhältnis ergeben, was hier jedoch nicht weiter untersucht wurde.



**Abb.18: Variogramm der Basensättigung (0-10 cm Tiefe)
karbonatfreier Standorte**

Verschachtelte Strukturen

Die in Anhang 4 dargestellten Variogramme, welche die Abstandsklassen < 8 km mitberücksichtigen, lassen sich nur zum Teil anhand eines einzigen Variogrammmodells fitten. Häufig sind mindestens zwei Modellansätze notwendig, um den gesamten Verlauf der Kurven auszugleichen. Für kleine Abstandsbeträge ($4 \text{ km} < h < 24 \text{ km}$) ist eine Kurvenanpassung mit Gaußschen Modellen möglich; für

die Modellierung der großflächigeren Autokorrelationsstrukturen ($8 \text{ km} < h < 120 \text{ km}$) eignen sich sphärische Modelle.

Dieser Effekt ist ein bei empirischen Daten bekanntes Phänomen und resultiert aus den verschiedenen - auf unterschiedlichem Maßstabniveau wirksamen - Faktoren, welche die räumliche Variabilität der Merkmalsausprägungen verursachen. Bei Variogrammen, die sich so zerlegen lassen, spricht man von geschachtelten Strukturen („nested structures“). Innerhalb eines Meßpunktabstands kleiner als 10-15 km ergeben sich die räumlichen Strukturen der Merkmale durch andere Einflußfaktoren als im Abstandsbereich größer als 15 km.

In den folgenden Abbildungen werden die Variogrammmodelle der unterschiedlichen kleinräumigeren und großräumigen Strukturen getrennt dargestellt. Nur für die Merkmale Basensättigung und pH-Wert in 0-10 cm Tiefe konnte der gesamte Variogrammverlauf mit Hilfe eines einzigen Variogrammmodells gefittet werden. Tab.5 faßt die wesentlichen Eigenschaften der Modelle zusammen.

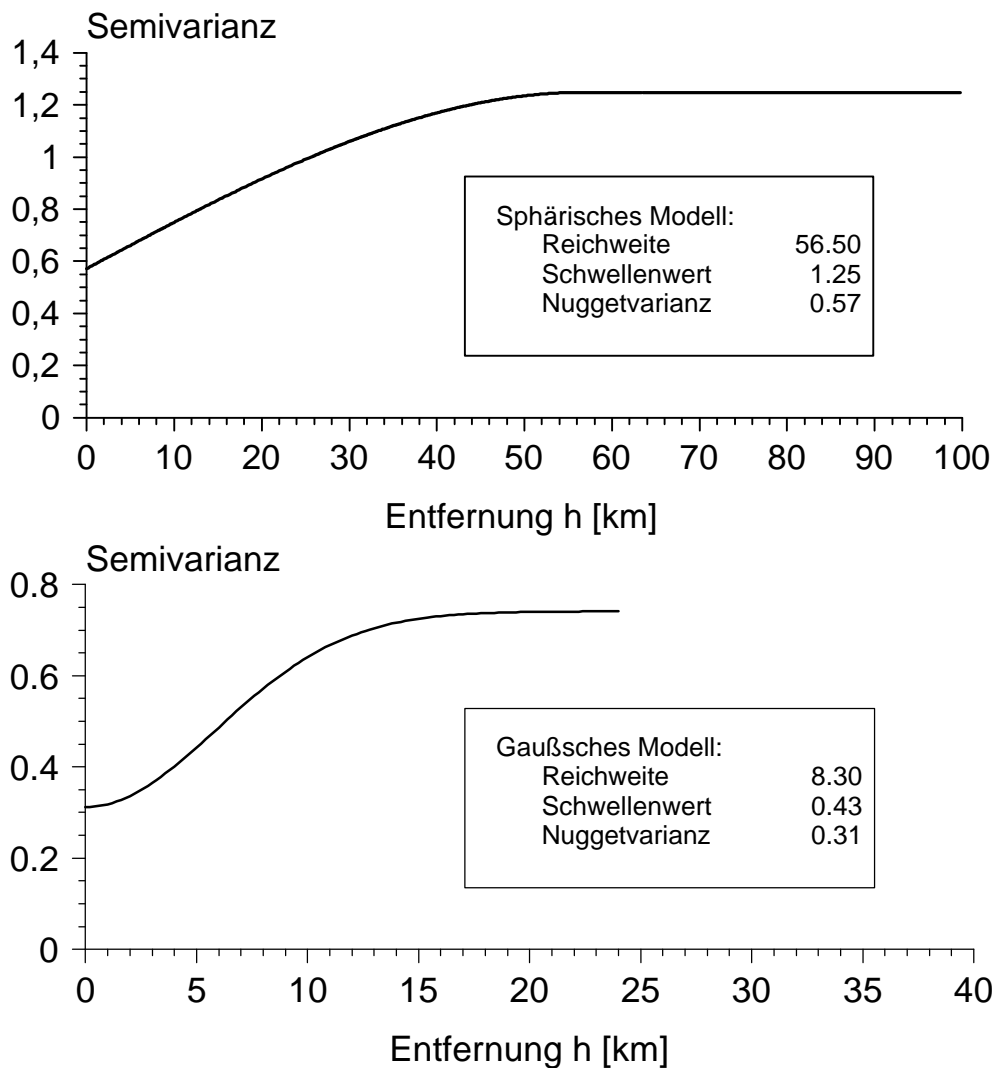


Abb.19: Variogramm-Modelle der pH-Werte in der Humusauflage

oben: Modell basierend auf Abstandsklassen $h_{\min} = 9.2$ km bis $h_{\max} = 120$ km;

unten: Modell basierend auf Abstandsklassen $h_{\min} = 4.0$ km bis $h_{\max} = 24$ km

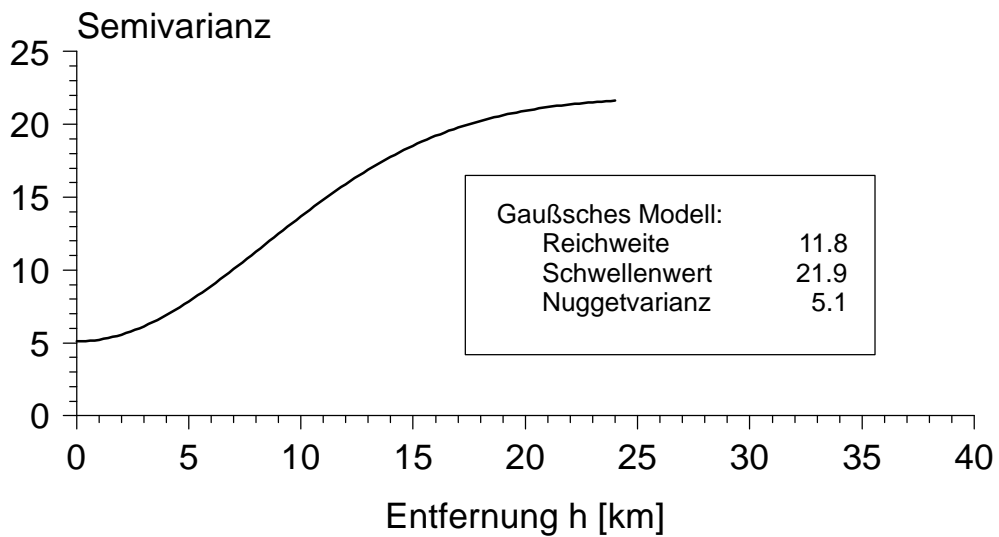
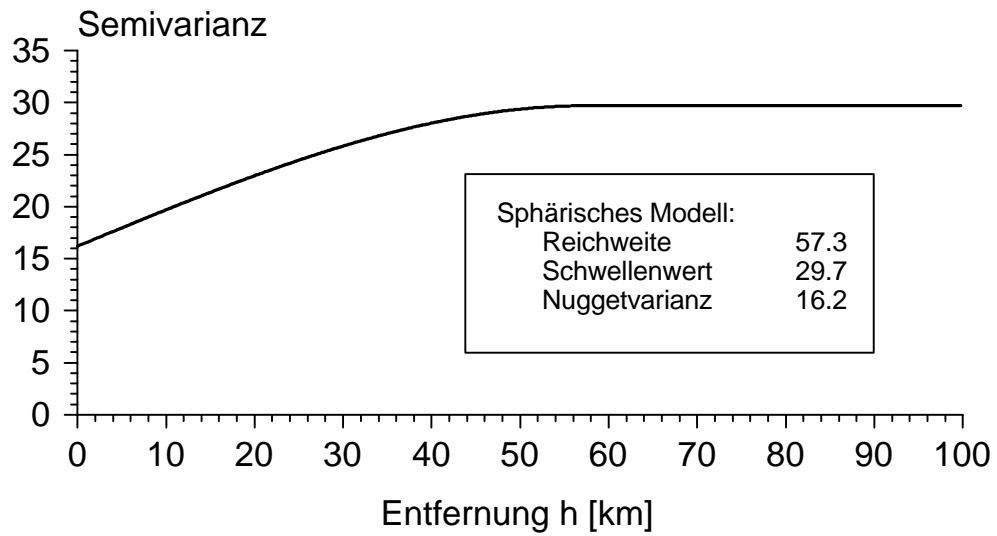


Abb.20: Variogramm-Modelle der C/N-Verhältnisse

oben: Modell basierend auf Abstandsklassen $h_{\min} = 9.2$ km bis $h_{\max} = 120$ km;

unten: Modell basierend auf Abstandsklassen $h_{\min} = 4.0$ km bis $h_{\max} = 24$ km

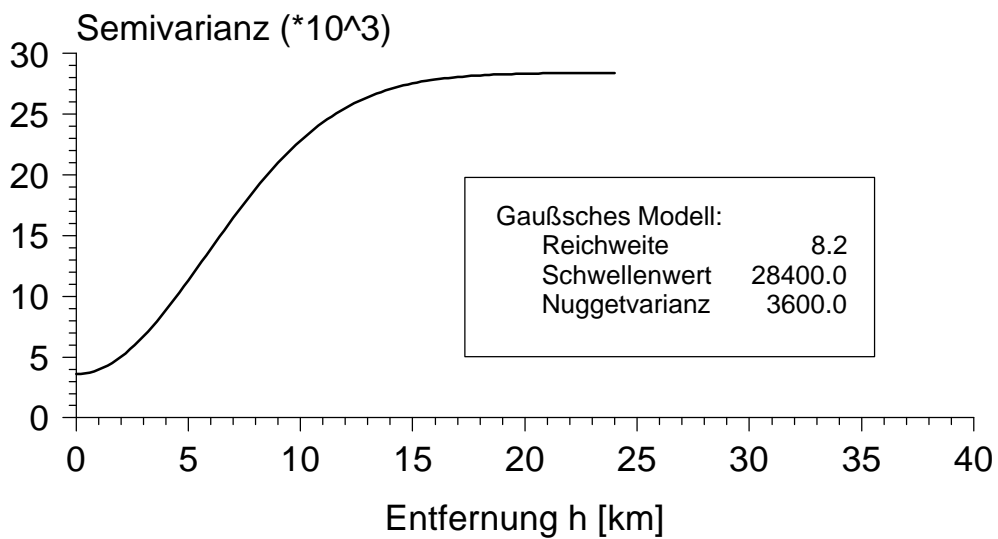
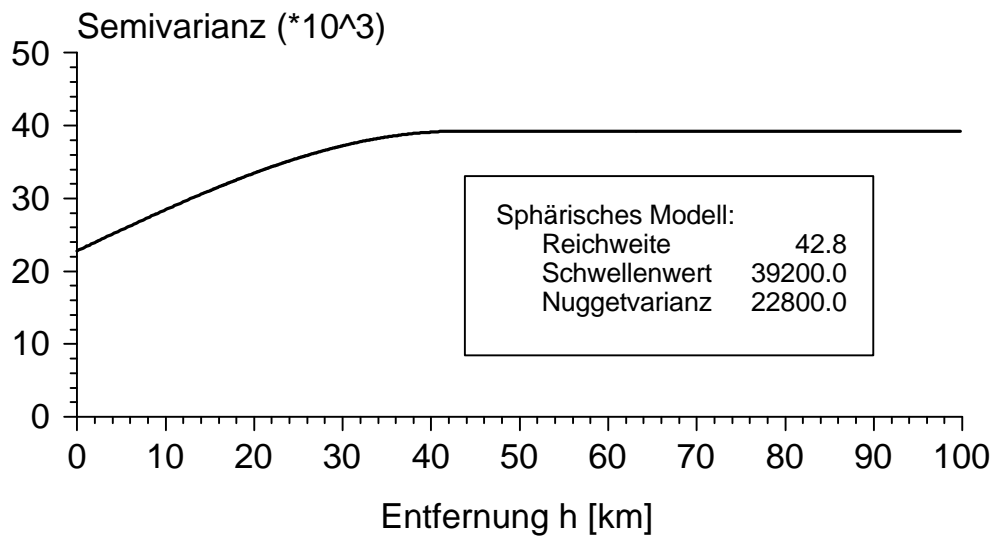


Abb.21: Variogramm-Modelle der C/P-Verhältnisse

oben: Modell basierend auf Abstandsklassen $h_{\min} = 9.2$ km bis $h_{\max} = 120$ km;

unten: Modell basierend auf Abstandsklassen $h_{\min} = 4.0$ km bis $h_{\max} = 24$ km

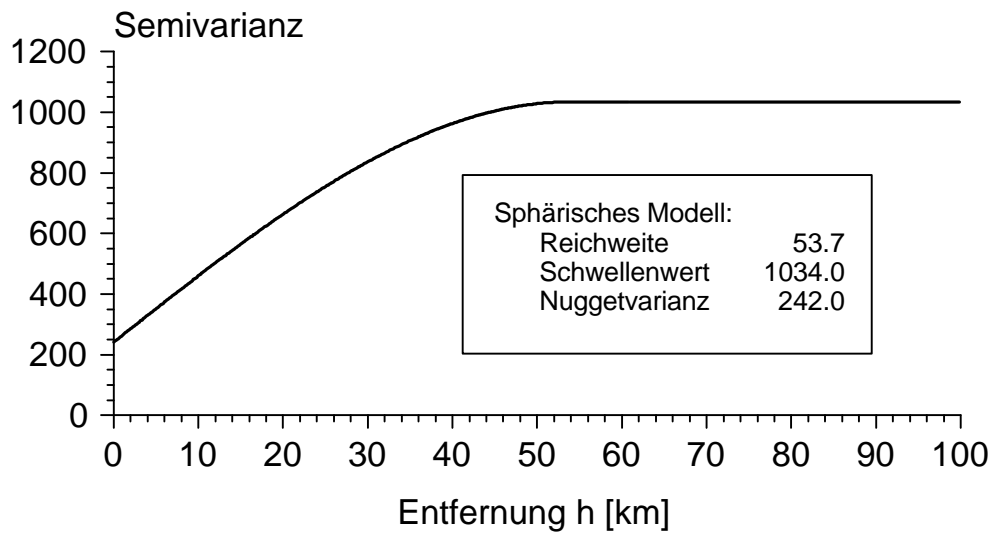


Abb.22: Variogramm-Modell der Basensättigung in 0-10 cm Tiefe
(Abstandsklassen $h_{\min} = 4.0$ km bis $h_{\max} = 120$ km)

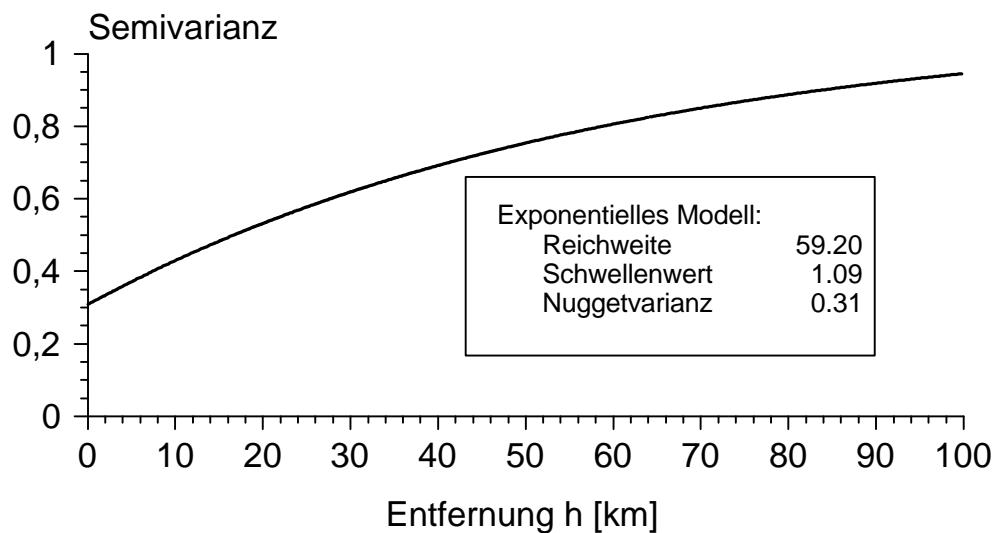


Abb.23: Variogramm-Modell der pH-Werte in 0-10 cm Tiefe
(Abstandsklassen $h_{\min} = 4.0$ km bis $h_{\max} = 120$ km)

Tab.5: Zusammenfassung der Variogramm-Modellparameter

Merkmal	Abstands- klassen	Modelltyp	Reichweite	Nuggetvarianz
pH-Wert Auflage	a)	Sph	56.5	46 %
	b)	Gauß	8.3	25 %
C/N-Verhältnis	a)	Sph	57.3	55 %
	b)	Gauß	11.8	17 %
C/P-Verhältnis	a)	Sph	42.8	58 %
	b)	Gauß	8.2	9 %
C-Vorrat bis 30 cm Tiefe	a)	Sph	69.6	71 %
	b)	Gauß	9.6	47 %
pH-Wert 0-10 cm Tiefe	a)	Exp	59.2	56 %
	b)		-	28 %
Basensättigung 0-10 cm	a)	Sph	53.7	56 %
	b)		-	23 %

a) Abstandsklassen $h_{\min} > 8$ km (Sphärische Modelle)

b) Abstandsklassen $h_{\min} = 4.0$ km bis $h_{\max} = 24$ km (Gaußsche Modelle)

Nuggetvarianz in % der Gesamtvarianz

Variabilität durch die Meßmethodik

Die Vergleichbarkeit aller im Rahmen der BZE zur Anwendung gekommenen Laboranalyseverfahren wurde durch Ringanalysen überprüft (vgl. KÖNIG & WOLFF 1993). **Die labor- und methodenbedingte Streuung der BZE-Daten manifestiert sich in den Variationskoeffizienten der an identischen Proben von insgesamt 11 Labors gemessenen Werte.** Tab.6 zeigt den Vergleich der methodisch bedingten Varianz von Basensättigung, C/N- und C/P-Verhältnissen mit den jeweiligen Nuggetvarianzen der Variogramme für Abstandsweiten $h > 8$ km (vgl. Abb.20-22).

Aus Tab.6 geht hervor, daß die methodisch bedingten Streuungsanteile deutlich kleiner sind, als die ermittelten Nuggetvarianzen. Dies gilt jedoch nur für die Variogramme mit Abstandsweiten $h > 8$ km. Die Nuggetvarianzen der Variogramme für $h_{\min} = 4.0$ km bis $h_{\max} = 24$ km befinden sich bei den C/N- und C/P-Verhältnissen mit 5.1 bzw. 3600.0 (vgl. Abb.20-21) größenordnungsmäßig im Bereich der labor- und methodenbedingten Variabilität. Hieraus folgt, daß die räumliche Variabilität der C/N- und C/P-Verhältnisse im Entfernungsbereich $h < 4$ km nur erfaßt werden kann, wenn die methodische Streuung der an den Analysen beteiligten Labors reduziert wird. Innerhalb regionaler Untereinheiten (z.B. Bundesländer) kann es indes sinnvoll sein, mit kleineren Meßpunktabständen zu arbeiten, wenn nur ein Labor mit entsprechend geringerer methodischer Streuung eingesetzt wird.

Tab.6: Gegenüberstellung der methodisch bedingten Varianzen und Nuggetvarianzen der Basensättigung, C/N- und C/P-Verhältnisse

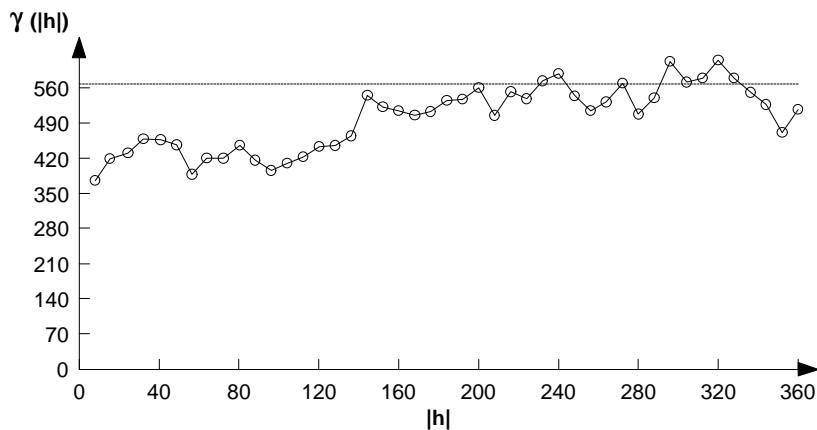
	Anzahl der ausgewerteten Proben	Variationskoeffizient [%] Mittelwert aller Proben (Min-, Max-Wert)	methodische Varianz Mittelwert aller Proben (Min-, Max-Wert)	Nuggetvarianz (vgl. Abb.20-22)
Basensättigung 0-10 cm Tiefe	3	25 (9 - 42)	51 (6 - 148)	242
C/N-Verhältnis	10	11 (9 - 12)	5 (4 - 6)	16.2
C/P-Verhältnis	10	22 (16 - 32)	5300 (2800 - 10900)	22800

3.2.2 NORDDEUTSCHES TIEFLAND (einschließlich Löß- und Sandlößregionen)

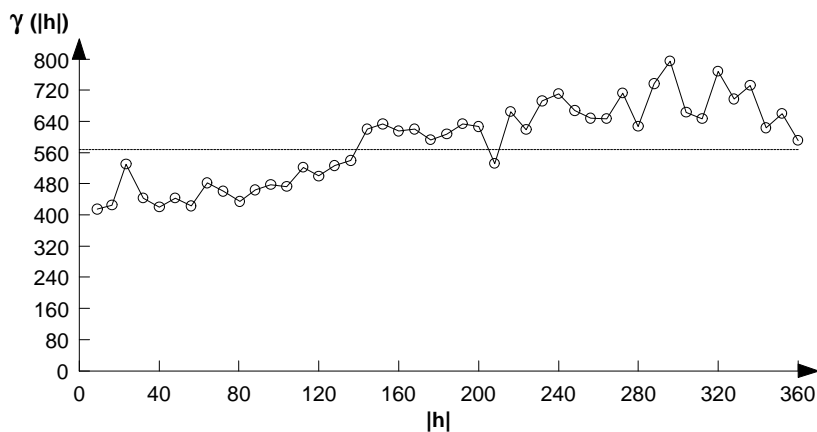
Richtungsabhängigkeit der Variogramme (Anisotropie)

Im Unterschied zu den Ergebnissen, die für die Berg- und Hügelländer ermittelt worden sind, lassen die richtungsabhängigen Variogramme des Norddeutschen Tieflandes **ausgeprägte Anisotropien** erkennen. Exemplarisch sind die Variogramme der Basensättigungen für die Hauptrichtungen in Abb.24 dargestellt. Es unterscheiden sich sowohl die jeweiligen Schwellenwerte als auch die Reichweiten. Man spricht in diesem Fall von einer *zonalen Anisotropie* (im Gegensatz zur *geometrischen Anisotropie*, bei der sich nur die Reichweiten unterscheiden). Insbesondere zeigt sich außerdem ein deutlicher **Nord-Süd-Trend**, der im 90°-Variogramm durch den steten Anstieg des Variogramms über die statistische Varianz hinaus zum Ausdruck kommt (Abb.24 C).

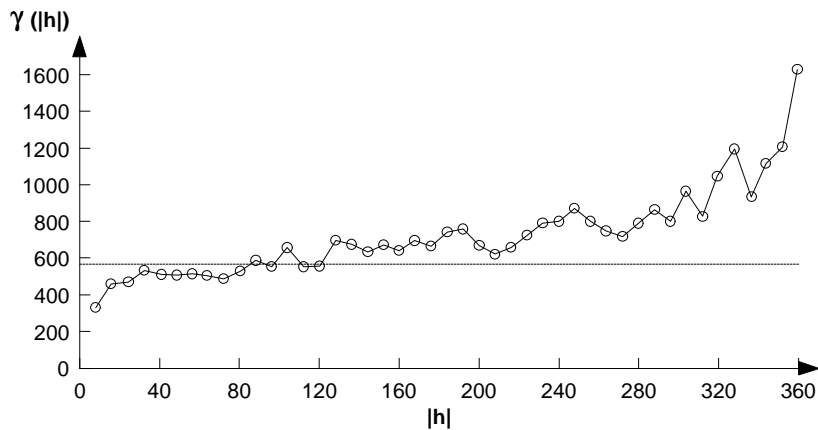
A. Richtung 0° (W → O):



B. Richtung 45° (SW → NO):



C. Richtung 90° (S → N):



D. Richtung 135° (SO → NW):

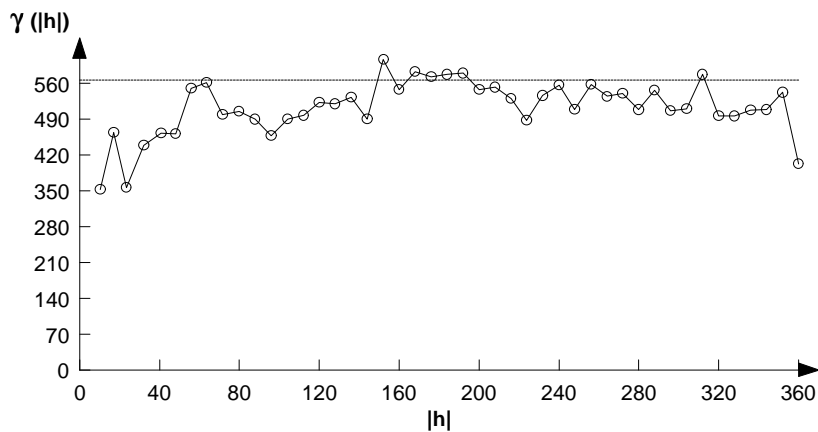
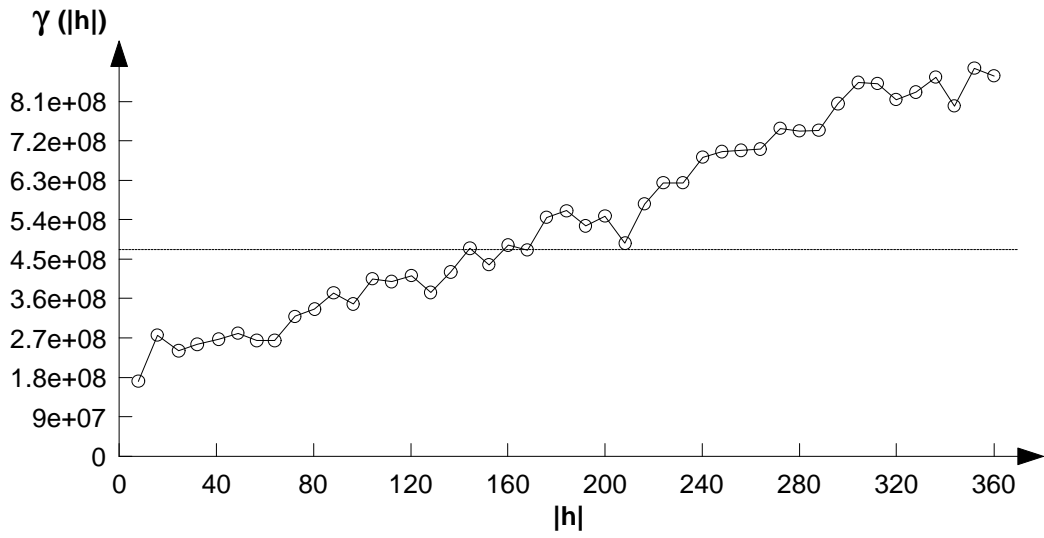


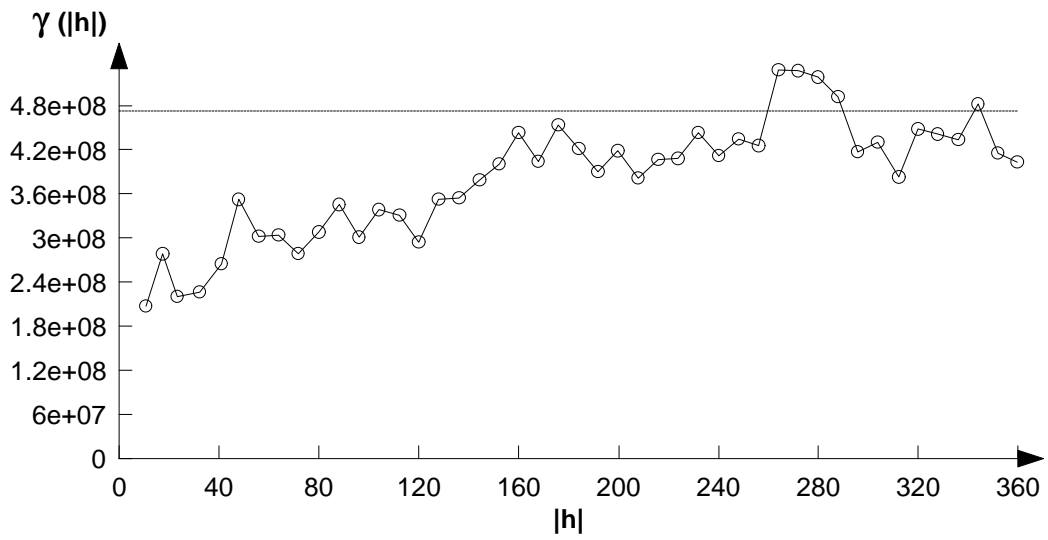
Abb.24 A-D: Vergleich der richtungsabhängigen Variogramme der Basensättigung in 0-10 cm Tiefe für das Tiefland (horizontale Linie = statistische Gesamtvarianz)

Besonders ausgeprägt sind **räumliche Trends in den Variogrammen der C-Vorräte** (Abb.25 A und Abb.25 D), was sich auch mit kartographischen Darstellungen der Perzentilwerte der C-Vorräte deckt (WOLFF & RIEK 1996, BARITZ 1996). In den Grafiken in Abb.25 besteht ein klarer Gradient von Ost bzw. Süd-Ost (geringe C-Vorräte) nach West bzw. Nord-West (hohe C-Vorräte). Die Werte von $\gamma(h)$ steigen in den entsprechenden Variogrammen für Entfernungen $h > 200$ km deutlich über die statistische Gesamtvarianz. Die Kohlenstoffvorratsdaten werden von klimatischen (maritimer Einfluß) und geogenen Faktoren (Jung- / Altpleistozän) großräumig beeinflusst, so daß sich die graduellen Unterschiede dieser Faktoren als ausgeprägte Drift in den Variogrammen niederschlägt.

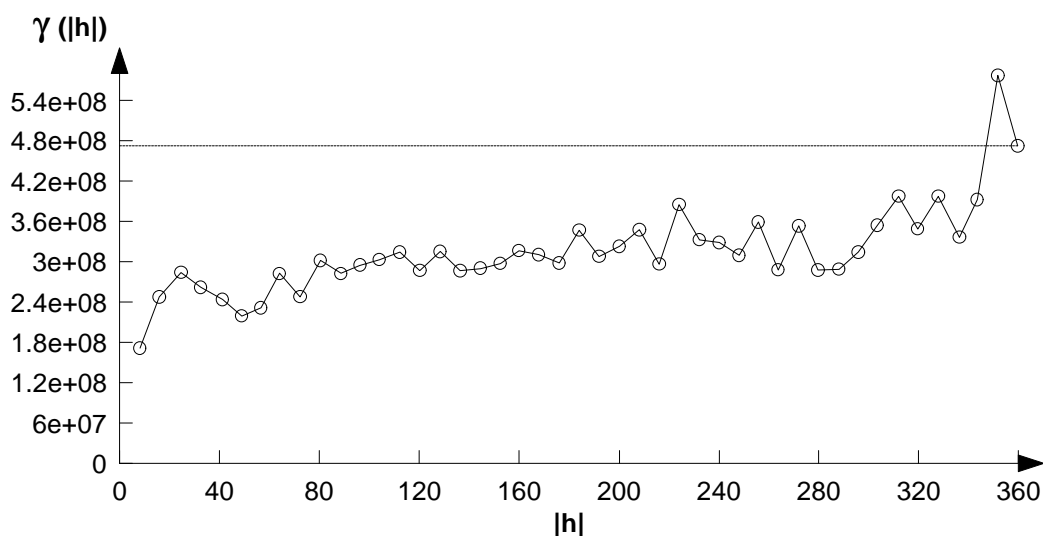
A. Richtung 0° (W \rightarrow O):



B. Richtung 45° (SW \rightarrow NO):



C. Richtung 90° (S → N):



D. Richtung 135° (SO → NW):

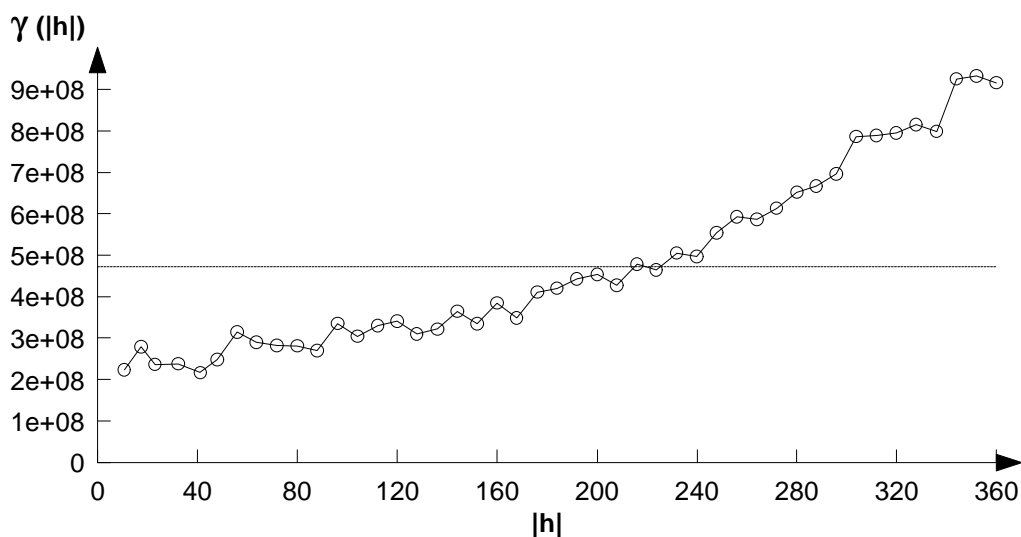


Abb.25 A-D: Vergleich der richtungsabhängigen Variogramme der C-Vorräte bis 30 cm Tiefe für das Tiefland (horizontale Linie = statistische Gesamtvarianz)

Die richtungsunabhängigen Variogramme der C/N- und C/P-Verhältnisse sowie der pH-Werte in der Auflage zeichnen sich durch **fast reine Nuggeteffekte** aus (Abb.26-28). Beim reinen Nuggeteffekt ist die Variabilität der Meßwerte innerhalb einer 8x8 km-Fläche so groß wie die Gesamtvariabilität. Der Anteil der durch das 8x8 km-Raster nicht erfaßbaren Varianz (Nuggetvarianz bzw. Variabilität innerhalb von 64 km²-Arealen) an der statistischen Gesamtvarianz liegt bei ca. 80 %. Die

Punkte des BZE-Rasters sind bezüglich der genannten Kennwerte somit weitgehend räumlich unabhängig. Gegenüber den Berg- und Hügelländern bestehen offensichtlich im norddeutschen Tiefland feinere räumliche Strukturen hinsichtlich des Humuszustandes (C/N-, C/P-Verhältnis, Acidität der Auflage). Die Ursache dafür muß in der größeren Bedeutung kleinräumig wirksamer pedogenetischer Faktoren bestehen (Grundwasserstand, Relief, Texturunterschiede, etc.). Einflußfaktoren mit Reichweiten > 8 km (Substrat, Klima, etc.) wirken sich indes in dieser Stichprobe - außer als Trend über die Gesamtfläche - weniger räumlich differenzierend aus als in der Stichprobe des Berg- und Hügellandes.

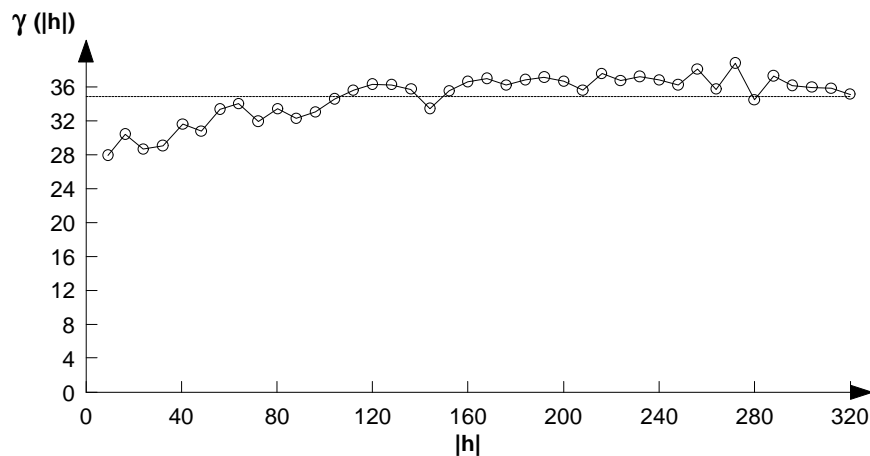


Abb.26: Variogramm der C/N-Verhältnisse im Tiefland (alle Richtungen, horizontale Linie = statistische Gesamtvarianz)

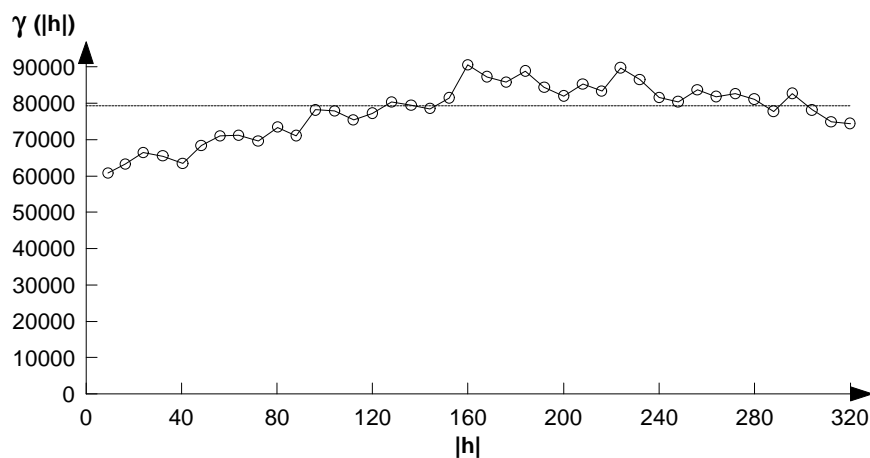
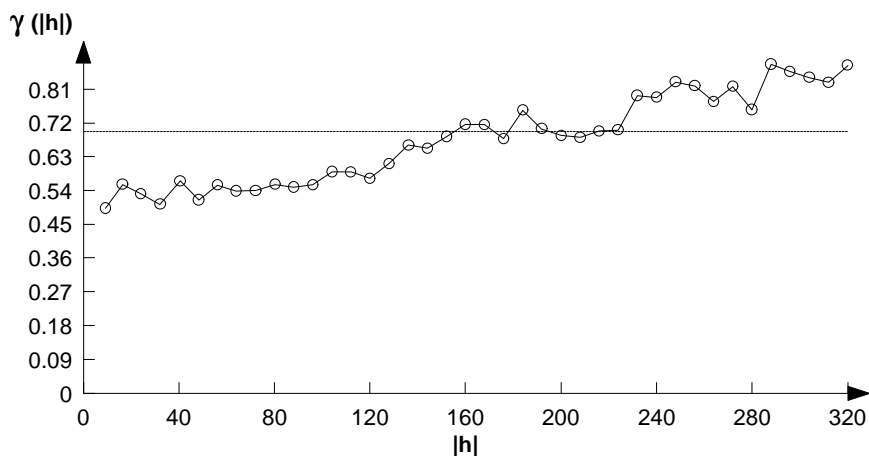


Abb.27: Variogramm der C/P-Verhältnisse im Tiefland (alle Richtungen, horizontale Linie = statistische Gesamtvarianz)



**Abb.28: Variogramm der pH-Werte der Humusaufgabe im Tiefland
(alle Richtungen, horizontale Linie = statistische Gesamtvarianz)**

Tab.7 zeigt eine vergleichende Gegenüberstellung der Merkmalsvarianzen für die Tieflandstandorte (im folgenden „Stichprobe NORD“) und für die Standorte der Berg- und Hügelländer („Stichprobe SÜD“).

Beim **pH-Wert und der Basensättigung im Mineralboden** ist die Nuggetvarianz in der Stichprobe SÜD etwa gleich hoch wie die Gesamtvarianz der Stichprobe NORD. Die Gesamtvarianz der Stichprobe SÜD ist etwa doppelt so groß wie die Gesamtvarianz in Stichprobe NORD. Die durch das 8x8 km-Meßnetz nicht erfaßbare (kleinräumigere) Variabilität ist absolut gesehen in den beiden Stichproben identisch (BS: ca. 570; pH-Wert: ca. 0.6). In Stichprobe SÜD bewirkt aber ein nochmal so hoher Anteil großräumiger Variation, daß die Gesamtvariation entsprechend höher liegt.

Die schwache Ausprägung autokorrelativer Strukturen der pH-Werte und Basensättigungen im Mineralboden und deren vergleichsweise geringen Gesamtvarianzen in Stichprobe NORD dürften in der relativ großen Ähnlichkeit dieser Standorte bezüglich des Ausgangssubstrates (im wesentlichen pleistozäne Sande) begründet sein.

Anders verhält es sich bei den **C/N- und C/P-Verhältnissen bzw. den C-Vorräten im Wurzelraum**. Hier liegen die Gesamtvarianzen in Stichprobe NORD deutlich höher als in Stichprobe SÜD. Die Tatsache, daß sich die Variogramme durch fast reine Nuggeteffekte auszeichnen und gleichzeitig eine so hohe Gesamtvarianz

besteht, belegt die Existenz stark ausgeprägter kleinräumiger Heterogenitäten bezüglich des Humusstatus in Stichprobe NORD.

**Tab.7: Varianzen der Bodenmerkmale in der Tieflandregion
und im Gebiet der Berg- und Hügelländer**

	Berg- und Hügelländer		Tiefland
	Gesamtvarianz	Nuggetvarianz (bei Punktabstand > 8 km)	Gesamtvarianz
Basensättigung 0-10 cm Tiefe	1034	579	566
pH-Wert 0-10 cm	1.09	0.61	0.57
pH-Wert Auflage	1.25	0.58	0.70
C/N-Verhältnis	29.7	16.3	34.8
C/P-Verhältnis	39200	22736	79329
C-Vorrat bis 30 cm Tiefe	$3.4 \cdot 10^8$	$2.4 \cdot 10^8$	$4.8 \cdot 10^8$

4 DISKUSSION

Im Mittelpunkt von Untersuchungen zur Meßnetzrepräsentanz muß die Analyse der räumlichen Variabilität der betrachteten Merkmale stehen. **Die Variabilität von Bodeneigenschaften resultiert aus dem Einfluß der natürlichen bodenbildenden Faktoren (Vegetation, Edaphon, Klima, Substrat, Grundwasser, Relief) und der direkten und indirekten Auswirkung menschlicher Tätigkeit.** Der jeweilige Beitrag dieser Faktoren an der Gesamtvariabilität ist vom Skalenniveau abhängig und unterscheidet sich regional (vgl. BECKETT & WEBSTER 1971, GRIGAL et al. 1991, SCHMIDT 1985). Außerdem unterliegen die einzelnen Bodenkennwerte bei konstantem Maßstab innerhalb eines definierten Areals unterschiedlich großen Variabilitäten (SEEBOLDT 1985).

Die **kleinräumige Variabilität** von bodenchemischen Merkmalen kann gerade in Wäldern eine erhebliche Rolle spielen. Eine Reihe von Arbeiten zur Variabilität bodenchemischer Kennwerte in Waldbeständen weisen eine hohe kleinräumige Streuung in Abhängigkeit vom **Bestandaufbau** nach und sehen die Ursache im gegenwärtigen **atmosphärischen Säureeintrag** (GLATZEL et al. 1983, OFFENBERG 1986, SPELSBERG 1985, BUTZKE 1988). So können graduelle kleinräumige Unterschiede beispielsweise der Oberboden-pH-Werte in Buchenbeständen auf die Entfernung vom Stammfuß zurückgeführt werden, da der aktuelle Säureeintrag im stammnahen Bereich durch das Stammablaufwasser am höchsten ist. Um Effekte durch kleinräumige Bodenunterschiede möglichst minimal zu halten, wurden im Rahmen der BZE an jedem Meßpunkt **Mischproben** aus bis zu 8 Bohrstockeinschlägen auf einer Kreisfläche von 10 m Radius hergestellt.

Für die **Bodenvariabilität größeren Maßstabs** nimmt die Bedeutung **geogener und klimatischer Einflußgrößen** zu. Diese Faktoren führen zur Differenzierung von Standortstypen und Standortformen, wie sie in der forstlichen Standortkartierung als räumliche Differenzierungskriterien Anwendung finden (AK Standortkartierung 1996). Auch großräumige Muster bodenchemischer Merkmale werden in Deutschland offensichtlich stark von atmosphärischen **Säure- und Stickstoffeinträgen** geprägt (WOLFF & RIEK 1996).

Als **Indikatoren für die räumliche Variation** von Bodendaten werden in der Literatur statistische Streuungsmaßzahlen wie Varianz, Standardabweichung und Variationskoeffizienten herangezogen (BALL & WILLIAMS 1968, BECKETT & WEBSTER 1971, BLYTH & MAC LEOD 1978, BRECHTEL 1990, GRIGAL et al. 1991, MADER 1963, MOLLITOR et al. 1980, QUESNEL & LAVKULICH 1980, SCHMIDT 1985, SEEBOLDT 1985). Im Rahmen der bundesweiten BZE-Auswertung wurde die Merkmalsvariation anhand von kumulativen Verteilungsfunktionen dokumentiert, welche die graphische Darstellung des gesamten Spektrums der empirischen Merkmalssausprägungen ohne Informationsverlust ermöglichen (WOLFF & RIEK 1996). **Der Vergleich der Merkmalsvariation im 16x16 km-Netz der EU mit der Variation im Gesamt-BZE-Netz gibt erste Hinweise auf die Flächenrepräsentanz der Punktdaten bei unterschiedlichen Rasterweiten.**

Ergebnisse der Frequenzanalysen

Bezüglich der **chemischen Kennwerte im Oberboden** zeigt sich eine generell gute Übereinstimmung der beiden unterschiedlich dichten Meßnetze. Die Perzentilwerte der untersuchten quantitativen Bodenkennwerte pH-Wert, Basensättigung, C/N- und C/P-Verhältnis sowie C-Vorrat im Hauptwurzelraum sind für die beiden Meßnetze nahezu identisch und selbst die **Extremwerte** des 8x8 km-Netzes (Werte < 5-Perzentil oder > 95-Perzentil) werden durch das gröbere EU-Meßnetz gut erfaßt.

Tendenziell neigt die EU-Stichprobe eher dazu, die Carbonatstandorte sowie die (carbonatfreien) Standorte auf nährstoffreichen Substraten bzw. die Böden mit überdurchschnittlich hohen Basensättigungen und pH-Werten überproportional zu repräsentieren. Dies macht sich im Oberbodenzustand aber nur andeutungsweise bemerkbar. Im **Unterboden** sind die Differenzen zwischen 8x8 km- und 16x16 km-Netz wesentlich markanter. Hier wird die Basenausstattung und Acidität der deutschen Waldböden durch die EU-Stichprobe zu positiv eingeschätzt. So liegt der Median der Basensättigung in der EU-Stichprobe um mehr als 10 % über dem der gesamten BZE-Stichprobe. Die Differenzen der Häufigkeitsverteilungskurven nehmen bei pH-Wert und Basensättigung mit der Bodentiefe kontinuierlich zu. Im Unterboden machen sich offensichtlich **kleinräumigere substratspezifische Muster** bemerkbar, die im Oberboden durch großräumig nivellierend wirksame Faktoren überprägt werden.

Dieser Befund deckt sich mit einem der wesentlichen Ergebnisse der bundesweiten BZE-Auswertung, wonach bei vielen chemischen Merkmalen des Oberbodens eine allgemeine Nivellierung in Richtung Basenverarmung und Versauerung sowie Stickstoffanreicherung infolge atmosphärischer Stoffeinträge zu erkennen ist. Diese Effekte in Verbindung mit der forstlichen Nutzung der Böden verwischen die regionale Substratabhängigkeit vieler aktueller chemischer Kenngrößen im Oberboden, so daß die natürlich vorgegebenen geo- / pedogenen Stratifizierungskriterien häufig zu einer unzulänglichen Differenzierung der aktuellen laboranalytischen Bodenmerkmale führen (WOLFF & RIEK 1996).

Beachtenswert ist, daß auch die Verteilungskurven der **Schwermetallgesamtgehalte** einen nahezu kongruenten Verlauf für die beiden Meßnetze aufweist, obwohl hier infolge lokaler Emittenten von einer bedeutenden Varianz innerhalb der

16x16 km-Rasterpunkte - d.h. 256 km²-Areale - des EU-Netzes ausgegangen werden sollte.

Allerdings zeigen sich im Bereich der höchsten Schwermetallgehalte (> 95-Perzentil) deutliche Differenzen zwischen den Werten des 8x8 km- und 16x16 km-Meßnetzes. Die **Extremwerte** treten offensichtlich lokal eng begrenzt auf, so daß die Meßnetzdichte weit höher gewählt werden müßte, um diese lokalen Extreme zu erfassen. Es sollte davon ausgegangen werden, daß die höchsten Schwermetallkontaminationen der Waldböden weder durch das Gesamtnetz noch durch das EU-Netz repräsentiert werden, da beispielsweise für die Bleigehalte im Oberboden bekannt ist, daß sie schon im Meter-Bereich - entsprechend der Nähe zu stark befahrenen Straßen - extreme Gradienten aufweisen können (BLUME 1990).

Die im Bereich des Durchschnittswertes weitgehend kongruenten Verteilungskurven der Schwermetallgehalte können jedoch als Indiz interpretiert werden, daß gegenüber den durch lokale Emittenten verursachten Spitzenwerten auch die großflächige (Hintergrund-)Belastung des Waldbodenhumus eine erhebliche Rolle spielt (vgl. WOLFF & RIEK 1996).

Insgesamt kann davon ausgegangen werden, daß sich das EU-Netz bezüglich der wichtigsten Kennwerte des Oberbodens (Säure-Basen-, Humusstatus) kaum von dem als flächenrepräsentativ geltenden BZE-Gesamtnetz unterscheidet. Die im Unterboden gegen bedingte hohe natürliche Bodenvariabilität reduziert jedoch deutlich die Flächenrepräsentanz der Stichprobe des EU-Netzes. Da im Rahmen der europaweiten Bodenzustandsinventur nur Kennwerte bis in 30 cm Tiefe ausgewertet werden, dürfte von einer auf europäischem Maßstabniveau ausreichenden Repräsentanz des EU-Rasters für die in Deutschland vorherrschenden bodenchemischen Zustände ausgegangen werden.

Es muß betont werden, daß diese Befunde zur Flächenrepräsentanz nur bezüglich der **gesamten Waldfläche Deutschlands** Gültigkeit besitzen. Ein Meßnetz, welches für die Oberbodenzustände aller deutschen Wälder flächenrepräsentative Schlüsse zuläßt, kann durchaus gleichzeitig auf regionalen Untereinheiten (beispielsweise der Waldfläche einzelner Bundesländer) zu einer verzerrten Einschätzung des Oberbodenzustandes führen. Umso kleiner die Untereinheit gewählt wird, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit hierfür.

Geostatistische Auswertungen

Vor diesem Hintergrund wurden im zweiten Teil der vorliegenden Studie **geostatistische Verfahren** zur Analyse von Bodenvariabilität und deren räumlicher Strukturen eingesetzt. Weitgehend losgelöst von der tatsächlichen Lage der Meßpunkte lassen sich mit Hilfe dieser Verfahren prinzipielle Aussagen zur Variabilität der Merkmale im Untersuchungsraum bei unterschiedlichen Meßpunktabständen treffen. Mittels Variogrammanalysen wurde untersucht, wie sich die Gesamtvarianz der einzelnen Bodenmerkmale im bundesweiten Durchschnitt quantitativ aufsplitten läßt in groß-, mittel- und kleinräumige bzw. methodisch bedingte Varianzanteile. Dabei sind insbesondere auch Aussagen zu der bei gegebener Meßnetzdichte nicht erfaßbaren (weil kleinräumigeren) Bodenvariabilität möglich, welche sich im Variogramm in der sogenannten Nuggetvarianz äußert.

Der angewandte geostatistische Untersuchungsansatz zielt also primär nicht auf die Frage nach der Flächenrepräsentanz der Gesamtheit aller BZE-Punkt-daten für die Waldfläche Deutschlands (gemessen anhand der Häufigkeitsverteilungen der Merkmale), sondern vielmehr auf die Frage nach der Fläche, für die jeder punktuelle Meßwert (im statistischen Mittel) repräsentant ist. Diese Fläche steht in umgekehrt proportionalem Verhältnis zur räumlichen Variabilität (Varianz) der untersuchten Merkmalsvariablen.

Anwendungen geostatistischer Verfahren finden sich in der neueren bodenkundlichen Literatur z.B. bei BÖTTCHER & STREBEL 1988, BURGESS & WEBSTER 1980, DAHIYA et al. 1985, HELFERSRIEDER et al. 1987, HENNINGS 1991, MC BRATNEY & WEBSTER 1983, PERRIER & WILDING 1986, TRANGMAR et al. 1985, WEBSTER 1985, YOST et al. 1982.

Bei den Variogrammberechnungen wurde zwischen den beiden Stichproben „NORD“ (norddeutsches Tiefland einschließlich der Löß- und Sandlößregionen) und „SÜD“ (Berg- und Hügelländer einschließlich des Alpenraums) differenziert. Bei der Modell-anpassung an die empirischen Variogramme erwiesen sich **sphärische und Gauß-sche Modelle** als am besten geeignet. Die Eigenschaften der Variogramme lassen sich folgendermaßen zusammenfassen:

Die Unterschiede der Merkmalsausprägungen als Maß für deren räumliche Variabilität wachsen im allgemeinen mit zunehmender Abstandsweite, wobei allerdings durchweg relativ hohe Nuggetvarianzen zu verzeichnen sind. In den Nuggetvarianzen kommen die durch das 8x8 km-BZE-Meßnetz nicht erfaßbare (kleinräumigere) Variabilität der Merkmale sowie methodisch bedingte Varianzen zum Ausdruck. **Die geringste Nuggetvarianz wurde mit 35 % der Gesamtvarianz für die Basensättigungen der oberen Mineralböden von Stichprobe SÜD ermittelt. Mit zunehmender Bodentiefe erhöht sich die Nuggetvarianz der Basensättigung und pH-Werte auf 41 % bzw. 50 %. Für die Kennwerte des Humus (C/N, C/P, C-Vorrat) liegt sie mit ca. 60-70 % der Gesamtvarianz insgesamt noch deutlich höher.**

Werden Abstandsklassen bis minimal 4 km mitberücksichtigt, reduziert sich die nicht erfaßte (weil noch kleinräumigere) Variabilität weiter. Der Verlauf der Variogrammwerte weist auf sogenannte **verschachtelte Strukturen** hin, d.h. es sind verschiedene Einflußfaktoren mit sich überlagernden Reichweiten wirksam. An die Variogramme mit Strukturen der Größenordnung 4-24 km wurden Gaußsche Modelle, an die im Abstandsbereich 8-120 km sphärische Modelle angepasst. Die Nuggetvarianzen der Gaußschen Modelle, d.h. die Merkmalsvariabilität innerhalb von $4 \times 4 \text{ km} = 16 \text{ km}^2$ -Arealen, beträgt für Stichprobe SÜD bei der Basensättigung im Mineralboden noch **23 %** der Gesamtvariabilität, bei den C/N- und C/P-Verhältnissen nur **17 %** bzw. **9 %**. Daraus folgt, daß bezüglich der C/N- und C/P-Verhältnisse eine entsprechende Meßnetzverdichtung (4x4 km-Raster) einen erheblichen Erklärungszuwachs der lokalen Streuung bewirkt. Ein großer Teil der Variabilität dieser Merkmale liegt somit im Entfernungsbereich zwischen 4 km und 8 km. Die noch kleinräumigere Streuung (Variabilität innerhalb von $4 \times 4 \text{ km} = 16 \text{ km}^2$ -Arealen) entspricht größenordnungsmäßig bereits der durch methodische Abweichungen der beteiligten Labors bedingten Varianz der C/N- und C/P-Verhältnisse.

Mit einer Nuggetvarianz von **47 %** der Gesamtvarianz ist der C-Vorrat im Hauptwurzelraum am kleinräumigsten strukturiert. Die räumliche Variabilität der C-Vorräte, die durchschnittlich innerhalb von 16 km^2 -Arealen auftritt, beträgt demnach fast die Hälfte der in der Stichprobe SÜD überhaupt auftretenden Variabilität.

In Stichprobe NORD werden überwiegend **fast reine Nuggeteffekte** konstatiert. Die Daten sind jedoch nicht vollständig zufällig verteilt, sondern unterliegen räumlichen **Trends** (im wesentlichen von Nord nach Süd bzw. Nord-West nach Süd-Ost), die auf den Einfluß des Klimas (Meeresnähe) und substratspezifische Unterschiede (Jung- / Altpleistozän, Lößgebiete) zurückgeführt werden. In den Variogrammen äußert sich der Trend durch fehlende Schwellenwerte und den linearen bis parabolischen Anstieg der Variogrammwerte in der trendbehafteten Richtung. Damit einhergehend werden ausgeprägte Anisotropien konstatiert.

Bei den **Kennwerten des Mineralbodens** (pH-Wert, Basensättigung) zeigt sich in Stichprobe NORD zwar ein starker Nuggeteffekt, jedoch ist die Gesamtvarianz deutlich geringer als in Stichprobe SÜD. Eine Meßnetzverdichtung zur Reduktion des Nuggeteffektes erscheint daher nicht zwingend erforderlich. Bei den **Kennwerten des Humus** (C/N, C/P, C-Vorrat) ist indes von einer insgesamt sehr hohen statistischen Gesamtvariabilität auszugehen, welche noch über der von Stichprobe SÜD liegt. Die kleinräumig hoch differenzierten Strukturen, welche die große Gesamtvarianz bewirken, sind in Stichprobe NORD nur durch eine höhere Auflösung bzw. Meßnetzverdichtung zu erfassen. Aufgrund der vorliegenden Bodenzustandsdaten läßt sich jedoch keine Aussage dazu treffen, wie stark diese Verdichtung sein müßte, um eine der Stichprobe SÜD vergleichbare Repräsentanz der einzelnen Meßpunkte zu erlangen.

Als Ursachen der so hohen kleinräumigen Humusvariabilität im Tiefland kommen besonders lokale Unterschiede des Wasserhaushaltes in Frage (hoch differenziertes Mosaik von hydromorphen und anhydromorphen Standorten, kleinräumiger Wechsel von feinen Flugsanden und grobporigen Geschiebesanden sowie zur Staunässe neigender Geschiebelehme, kleinräumig differenzierte Grundwasserstände, usw.). Ferner dürften lokale Emittenten insbesondere von Stickstoffverbindungen einen erheblichen Einfluß auf den Humuszustand nehmen, und schließlich spielen zumindest auf Teilarealen große Heterogenitäten der Waldverteilung eine Rolle.

Die **Reichweiten** der Variogramme (Bereiche räumlicher Aurokorrelation) liegen in Stichprobe SÜD je nach Merkmal **zwischen 43 km und 70 km**. Innerhalb dieses Entfernungsbereiches unterliegen die jeweiligen Merkmale Mustern, welche

wiederum aus der Wirkung räumlich strukturierter pedogenetischer Faktoren entsprechender Flächenausmaße resultieren. Die Variogrammparameter „Nuggetvarianz“ und „Reichweite“ spiegeln direkt die auf unterschiedlichen Skalenniveaus strukturierend wirkenden Einflußgrößen wider. Für die Ausprägung der Nuggeteffekte sind beispielsweise die **waldbauliche Behandlung sowie sehr kleinräumig variierende Standortverhältnisse (Relief, Grundwasserstand, etc.)** denkbare Einflußgrößen; der **Wechsel der Wuchsgebiete** dürfte indes eher Einfluß auf die Reichweiten der einzelnen Merkmale nehmen.

Im Entfernungsbereich von 0 km bis maximal 10-15 km nimmt die Varianz besonders rasch zu, was auch in dem parabolischen Verlauf der für die Kurvenanpassung verwendeten Gaußschen Modelle zum Ausdruck kommt (vgl. Abb.19 - 21, Kap.3.2.1). In diesem Bereich wirken sich kleinräumige pedogene Faktoren wie Bestandeseinflüsse vor allem auf die Variabilität der **Kenwerte des Humus** (C/N, C/P, pH der Auflage) aus. Im darüber hinausgehenden Entfernungsbereich ist der Zuwachs der Variogrammwerte bis zum Erreichen des Schwellenwertes nur noch gering, d.h. die großräumig wirksamen Einflußgrößen haben einen vergleichsweise geringen Effekt auf die Humusvariabilität. Im **Mineralboden** zeigt sich indes ein kontinuierlicher Anstieg der Varianz von pH-Wert und Basensättigung (vgl. Abb.22 und Abb.23). Der Varianzzuwachs zwischen 0 km bis 15 km entspricht bei pH-Wert und Basensättigung in 0-10 cm Tiefe etwa dem zwischen 15 km bis zum Erreichen der Gesamtvarianz bei $h \approx 55$ km.

Vergleicht man die modellierten Varianzen $\gamma(h)$ für Abstandsvektoren $h = 8$ km und $h = 16$ km (Abb.19 - 23, Kap.3.2.1), so zeigen sich bei den pH-Werten, Basensättigungen und den C-Vorräten in Stichprobe SÜD Differenzen, die etwa **10 %** der Gesamtvarianz ausmachen. Beim C/N- und C/P-Verhältnis betragen die Unterschiede ca. **25 %** der Gesamtvarianz. Im Tiefland sind die Varianzunterschiede zwischen $h = 8$ km und $h = 16$ km aufgrund des fast reinen Nuggeteffektes unerheblich. **Der Schritt vom 8x8 km-Rasters (BZE) zum 16x16 km-Raster (EU) bewirkt mithin im Tiefland keine nachweisbaren Einbußen der Flächenrepräsentativität der Probepunkte, da die maßgeblichen pedogenen Faktoren noch kleinräumiger strukturiert sind. Im Berg- und Hügelland werden durch das**

8x8 km-Raster gegenüber dem 16x16 km-Raster je nach Merkmal zusätzlich 10 % bis 25 % der Gesamtvarianz erklärt.

Meßnetzkonfiguration (Ausblick)

Das methodische Ziel bei der Optimierung einer Meßnetzkonfiguration sollte sein, sowohl die deterministische Varianzkomponente regionalisierter Merkmalsvariablen (d.h. das a priori Wissen über die Merkmalsausprägungen beispielsweise bei gegebenem Substrat, Klima, etc.) als auch die autokorrelativen räumlichen Strukturen der Meßpunkte, wie sie sich im Variogramm manifestieren, adäquat zu berücksichtigen. In Kap.3.2.1 wurde in diesem Zusammenhang am Beispiel der Basensättigung im Mineralboden demonstriert, daß durch die Beschränkung der Stichprobe auf carbonatfreie Standorte eine drastische Reduktion der Varianz möglich ist, welche zudem noch deutliche autokorrelative Eigenschaften aufweist. Unter der Prämisse maximaler Distanz der Meßpunkte (Kostensparnis) bei gleichzeitig minimalem Informationsverlust lassen sich durch die Verknüpfung kausal begründbarer räumlicher Strukturen mit dem stochastischen Ansatz der Variogrammanalyse unter Einsatz entsprechender geostatistischer Interpolationsverfahren geeignete Meßpunkte zur Ableitung von repräsentativen Flächenaussagen ermitteln.

Als Datengrundlage für die Berücksichtigung kausal begründbarer Muster liegen beispielsweise Boden-, Substrat- und Wuchsgebietskarten vor. Die Ergebnisse der BZE haben jedoch gezeigt, daß sich diese im wesentlichen auf natürliche bodenbildende Faktoren begründeten Straten aufgrund anthropogener Standortveränderungen nur noch bedingt eignen, um zwischen den aktuellen Bodenzustandsdaten zu differenzieren. So ist die Variabilität der chemischen Oberbodenzustände weitgehend unabhängig von Substrat und Bodentyp, lediglich die Extreme, wie einerseits Standorte auf Carbonatgestein und andererseits Podsole auf armen Sanden zeigen noch eine Differenzierung der analytischen Merkmale im Oberboden (WOLFF & RIEK 1996). Daher sollte es ein Primärziel sein, als Ergänzung zu den auf bodenbildenden Faktoren begründeten Straten, **ökologische Standortgruppen auf der Basis der aggregierten laboranalytischen Merkmale** auszuweisen und diese zu regionalisieren. Für die Differenzierung solcher Typen eignen sich die bodenchemischen Daten der BZE besonders gut. Es wird daher in

Folgeprojekten angestrebt, mit Hilfe von multivariat-statistischen Verfahren zwischen ökologischen Bodenzustandstypen zu differenzieren und mittels Geostatistik deren räumliche Verbreitungsmuster zu analysieren. Hierdurch ergibt sich eine geeignete Grundlage sowohl für die Auswahl geoökologisch repräsentativer Meßpunkte als auch für die weitergehenden Bewertung der Repräsentanz bestehender Meßnetze.

5 ZUSAMMENFASSUNG

Das Ziel der vorliegenden Studie ist die Untersuchung der Repräsentanz des 16x16 km-Erhebungsnetzes der EU für den Waldbodenzustand in Deutschland. **Der häufigkeitsstatistische Vergleich der Merkmalsvariation im 16x16 km-Netz mit der Variation im BZE-Gesamtnetz (8x8 km-Grundraster) gibt erste Hinweise auf die Flächenrepräsentanz der Punktdaten bei unterschiedlichen Rasterweiten.** Insgesamt kann davon ausgegangen werden, daß sich das EU-Netz bezüglich der wichtigsten Kennwerte des Oberbodens (Säure-/ Basen-, Humusstatus) kaum von dem als flächenrepräsentativ geltenden BZE-Gesamtnetz unterscheidet.

Tendenziell neigt die EU-Stichprobe dazu, die Carbonatstandorte sowie die (carbonatfreien) Standorte auf nährstoffreichen Substraten bzw. die Böden mit überdurchschnittlich hohen Basensättigungen und pH-Werten überproportional zu repräsentieren. Dies macht sich im Oberbodenzustand aber nur andeutungsweise bemerkbar. Im Unterboden wird die Basenausstattung und Acidität der deutschen Waldböden durch die EU-Stichprobe zu positiv eingeschätzt. So liegt der Median der Basensättigung in der EU-Stichprobe um mehr als 10 % über dem der gesamten BZE-Stichprobe. Da im Rahmen der europaweiten Bodenzustandsinventur nur Kennwerte bis in 30 cm Tiefe ausgewertet werden, kann von einer auf europäischem Maßstabniveau ausreichenden Repräsentanz des EU-Rasters für die in Deutschland vorherrschenden bodenchemischen Zustände ausgegangen werden.

Bei den Schwermetallgehalten in der Humusaufgabe besteht hinsichtlich der durchschnittlichen Merkmalsausprägungen ebenfalls eine gute Übereinstimmung zwischen EU-Stichprobe und BZE-Gesamtnetz. Es ist jedoch anzunehmen, daß die Extremwerte weder durch das eine noch das andere Meßnetz hinreichend repräsentativ wiedergegeben werden können, da von einer hohen punktuellen Belastung durch lokale Emittenten auszugehen ist, die durch eine Großrauminventur kaum erfaßt werden kann.

Im zweiten Teil der vorliegenden Studie werden geostatistische Verfahren zur Analyse von Bodenvariabilität und deren räumlicher Strukturen eingesetzt. Mittels Variogrammanalyse kann gezeigt werden, daß der Schritt vom 8x8 km-Raster zum 16x16 km-Raster im norddeutschen Tiefland keine nachweisbaren Einbußen der Flächenrepräsentanz der Probepunkte bewirkt, da die maßgeblichen pedogenen

Faktoren noch kleinräumiger strukturiert sind. Besonders in den waldärmeren Tieflandregionen müßte das bestehende Meßnetz für eine detaillierte Analyse räumlicher Muster jedoch deutlich verdichtet werden (Rasterweite $\ll 8 \times 8$ km). Im Berg- und Hügelland werden durch das 8×8 km-Netz im Vergleich zum 16×16 km-Netz je nach Merkmal zusätzlich 10 % (Mineralbodenkennwerte) bis 25 % (Humuskennwerte) der Gesamtvarianz erklärt. Der insgesamt bedeutendste Varianzanteil der **Kennwerte des Humus** (C/N-, C/P-Verhältnis) liegt im Entfernungsbereich zwischen 4 km und 16 km. In diesem Bereich treten große räumliche Heterogenitäten auf, die durch das 16×16 km-Raster überhaupt nicht und durch das 8×8 km-Raster nur zum Teil erfaßt werden. Die Variabilität im Entfernungsbereich < 4 km, d.h. innerhalb von 16 km^2 -Arealen, entspricht andererseits größenordnungsmäßig bereits der methodisch bedingten Streuung zwischen den an der BZE beteiligten Labors.

Am kleinräumigsten sind die C-Vorräte im Wurzelraum (bis 30 cm Tiefe) strukturiert. Die räumliche Variabilität der C-Vorräte, die durchschnittlich innerhalb von 16 km^2 -Arealen auftritt, beträgt fast die Hälfte der statistischen Gesamtvarianz.

Die **Kennwerte des Mineralbodens** (pH-Wert, Basensättigung) sind großräumiger strukturiert. Zur Erklärung der räumlichen Variabilität der Mineralbodenkennwerte ist die Verknüpfung von standortkundlichem a priori Wissen bezüglich kausal begründbarer Verbreitungsmuster pedogener Faktoren (Ausgangsgestein, Klima, Wuchsgebietszugehörigkeit, etc.) mit dem stochastischen Ansatz der Geostatistik angeraten. Durch die Klassifizierung von Bodenzustandstypen anhand der empirischen bodenchemischen BZE-Daten sollte darüber hinaus in Zukunft eine geeignete Grundlage für die Auswahl geökologisch repräsentativer Meßpunkte als auch für die weitergehende Bewertung der Repräsentanz bestehender Meßnetze geschaffen werden.

6 LITERATUR

AKIN, H., H. SIEMES (1988): Praktische Geostatistik. Berlin New York.

ARBEITSKREIS STANDORTSKARTIERUNG IN DER ARBEITSGEMEINSCHAFT FORSTEINRICHTUNG (1980, Neuauflage 1996): Forstliche Standortsaufnahme. Münster-Hiltrup.

BALL, D.F., W.M. WILLIAMS (1968): Variability of soil chemical properties in two uncultivated brown earths. J. Soil Sci. 19, 379-391.

BARITZ, R. (1996): Kohlenstoffvorräte der Waldböden Deutschlands. Eberswalde (unveröffentlichter Forschungsbericht).

BECKETT, P.H.T., R. WEBSTER (1971): Soil variability: A review. Soils and Fertilizers 34, 1-15.

BLOCK, J., BOPP, O., GATTI, M., HEIDINGSFELD, N., ZOTH, R. (1991): Waldschäden, Nähr- und Schadstoffgehalte in Nadeln und Waldböden in Rheinland-Pfalz. Mitteilungen aus der Forstlichen Versuchsanstalt Rheinland-Pfalz. Nr. 17/91. Ministerium für Landwirtschaft, Weinbau und Forsten. Trippstadt.

BLYTH, J.F., D.A. MAC LEOD (1978): The significance of soil variability for forest soil studies in north-east Scotland. J. Soil Sci. 29, 419-430.

BML, BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG; LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN (1990, Neuauflage 1994): Bundesweite Bodenzustandserhebung im Wald (BZE). Arbeitsanleitung. Bonn.

BÖTTCHER, J., O. STREBEL (1988): Spatial variability of groundwater solute concentrations at the water table under arable land and coniferous forest. Part 1: Methods for quantifying spatial variability (geostatistics, time series analyses, Fourier transform smoothing). Z. Pflanzenernähr. Bodenk. 151, 185-190.

BRECHTEL, H.M. (1990): Quantifizierung der räumlichen und zeitlichen Variabilität der Niederschlagsdeposition im Freiland und in Waldbeständen. Landwirtschaftliches Jahrbuch Jg. 67, Sonderheft, 113-121.

- BURGESS, T.M., R. WEBSTER (1980): Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties I. The semivariogram and punctual kriging. J. Soil Sci. 31, 315-331.
- BUTZKE, H. (1988): Zur zeitlichen und kleinräumigen Variabilität des pH-Wertes in Waldböden Nordrhein-Westfalens. Forst und Holz 4, 81-87.
- DAHIYA, I.S., R. ANLAUF, K.C. KERSEBAUM, J.RICHTER (1985): Spatial variability of some nutrient constituents of an Alfisol from Loess: II. Geostatistical analyses. Z. Pflanzenernähr. Bodenk. 148, 268-277.
- DUTTER, R. (1985): Geostatistik. Stuttgart.
- FAO, FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS (1988): Soil map of the world. Revised Legend. Rome.
- GLATZEL, G., E. SONDEREGGER, M. KAZDA, H. PUXBAUM (1983): Bodenveränderungen durch schadstoffangereicherte Stammablaufniederschläge in Buchenbeständen des Wienerwaldes. AFZ 38, 693-694.
- GRIGAL, D.F., MC ROBERTS, R.E., OHMANN, L.F. (1991): Spatial variation in chemical properties of forest floor and surface mineral soil in the north central united states. Soil Science 151, No.4, 282-290.
- HELFERSRIEDER, K., C. BARTILLA, R.R. VAN DER PLOEG (1987): Die Variabilität von einigen bodenphysikalischen und bodenchemischen Feldgrößen. Mitteilgn. Dtsch. Bodenkundl. Gesellsch. 55, 169-173.
- HENNINGS, V. (1991): Die Bedeutung der räumlichen Variabilität bodenkundlicher Basisdaten für aktuelle und zukünftige Kartiertechniken, dargestellt an einem Beispielsgebiet im nördlichen Harzvorland. Geologisches Jahrbuch Reihe F, Hft.28. Hannover.
- HOCKE, R. (1995): Waldbodenzustand in Hessen. Hessische Landesanstalt für Forsteinrichtung, Waldforschung und Waldökologie. Wald in Hessen Forschungsbericht. Bd.19. Hessisches Ministerium des Innern und für Landwirtschaft, Forsten und Naturschutz (Hrsg.). Gießen.

KÖNIG, N., WOLFF, B. 1993: Abschlußbericht über die Ergebnisse und Konsequenzen der im Rahmen der bundesweiten Bodenzustandserhebung im Wald (BZE) durchgeführten Ringanalysen. Berichte des Forschungszentrums Wald-ökosysteme. Reihe B. Bd.33. Göttingen.

KUHNT, G., GARNIEL, A., KOTHE, P., SCHRÖDER, W. (1991): Standortbestimmung für die begleitende Bodenprobennahme und -analyse sowie Überprüfung der Meßnetzvalidität. BMU-Forschungsbericht 107 06 002.

LAF, Sächsische Landesanstalt für Forsten (1993): Jahresbericht 1993 des Sächsisches Staatsministerium für Landwirtschaft, Ernährung und Forsten. Graupa.

MADER, D.L. (1963): Soil variability - a serious problem in soil-site studies in the Northeast. Soil Sci. Soc. Am. Proc. 27, 707-709.

MC BRATNEY, A.B., R. WEBSTER (1983): How many observations are needed for regional estimation of soil properties ? Soil Sci. 135, 177-183

MOLLITOR, A.V., A.L. LEAF, L.A. MORRIS (1980): Forest soil variability on north-eastern flood plains. Soil Sci. Soc. Am. J. 44, 617-620.

OFFENBERG, K. (1986): Bodenversauerung im Wurzelbereich einer Altbuche. Der Forst und Holzwirt 11, 295-297.

PERRIER, E.R., L.P. WILDING (1986): An evaluation of computational methods for field uniformity studies. Advances in Agronomy 39: 265-312.

QUESNEL, H.J., L.M. LAVKULICH (1980): Nutrient variability of forest floors near Port Hardy, British Columbia, Canada. Can. J. Soil Sci. 60, 565-573.

RIEK, W., WOLFF, B. (1996): Deutscher Beitrag zur europäischen Waldbodenzustandserhebung (Level I). Göttinger Bodenkundliche Berichte. Reihe B, Bd.50. Göttingen.

SCHMIDT, R. (1985): Zur Arealvariabilität von Bodenparametern und Böden im pleistozänen Tiefland der DDR. Arch. Acker- Pflanzenb. Bodenkd. 29, 11, 661-669.

SCHRÖDER, W., VETTER, L., FRÄNZLE, O. (1994): Neuere statistische Verfahren und Modellbildung in der Geoökologie. Göttingen

SEEBOLDT, M. (1985): Die lokale Variabilität von ausgewählten Bodenmerkmalen auf sandigen Böden. Arch. Acker- Pflanzenb. Bodenkd. 29, 2, 69-75.

SPELSBERG, G. (1985): Variabilität von pH-Werten in Beständen des nördlichen Ruhrgebiets. Der Forst- und Holzwirt 10, 425-428.

TRANGMAR, B.B., R. S. YOST, G. UEHARA (1985): Applications of geostatistics to spatial studies of soil properties. Advances in Agronomy 38, 45-94.

WEBSTER, R. (1985): Quantitativ spatial analysis of soil in field. Advances in Soil Science 3, 1-70.

WOLFF, B., RIEK, W. (1996): Deutscher Waldbodenbericht 1996 - Ergebnisse der bundesweiten Bodenzustandserhebung im Wald von 1987 bis 1993 (BZE). Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (Hrsg.). Bonn. (im Druck).

YOST, R.S., G. UEHARA, R.L. FOX (1982): Geostatistical analysis of soil chemical properties of large land areas I + II. Soil Sci. Soc. Am. J. 46, 1028-1037.