

Die repräsentative Gewinnung von Bodenlösung mittels Saugsonden, Teil I: Theorie, Methodik und Installation

Representativeness of soil solution sampling using suction cups, Part I: Theory, methodology and installation

Bernd Abrends, Uwe Klinck, Heike Fortmann, Markus Wagner und Henning Meesenburg

Zusammenfassung

Der Stoffaustrag aus dem Wurzelraum ist eine wichtige Größe bei der Bilanzierung des Nährstoffhaushaltes und bei der Ermittlung von Grundwasserbelastungen, z. B. durch Nitrat. Zur Charakterisierung der Elementausträge ist es notwendig, flächenrepräsentative Stoffkonzentrationen der Bodenlösung heranzuziehen. Die Berechnung solcher Werte ist jedoch durch die hohe räumliche Heterogenität der Bodeneigenschaften und der Bestandesstrukturen mit erheblichen Fehlern und Unsicherheiten behaftet. Ein möglicher Ansatz, dem zu begegnen, ist eine Optimierung der Messplätze zur Bodenlösungsgewinnung durch eine Vorstratifizierung mit Hilfe von Bodenextrakten. Da bei einer solchen Vorstratifizierung bislang i. d. R. nur ein Stoff (z. B. Nitrat) im Fokus der Betrachtung stand, ist eine Umsetzung dieses Konzepts für Flächen des forstlichen Umweltmonitorings nur bedingt geeignet. Entsprechend wird die Modifikation der Vorstratifizierungsmethode nach KOHLPAINTNER et al. (2012) für eine neu einzurichtende ICP Forests Intensivmonitoringfläche (Level II) beschrieben und angewendet. Die Ergebnisse zeigen, dass sich mit einem geeigneten Auswertungsalgorithmus die potenziellen Standorte für Saugsonden nicht nur für

ein Element optimieren lassen, sondern dass sich auch die Mittelwerte der Konzentrationen in Bodenextrakten relativ stabil für fast alle Elemente schätzen lassen.

Stichworte: Bodenlösung, Sickerwasseraustrag, räumliche Heterogenität, Stratifizierung, Bodenextrakte, Saugkerzen

Abstract

Nutrient export from the rooting zone through seepage is an important component in the calculation of nutrient budgets for forest ecosystems and for the detection of groundwater pollution, e. g. with nitrates. For the characterisation of the seepage fluxes, it is necessary to determine spatially representative nutrient concentrations of soil solution. The high spatial variability of soil composition and of stand structure, however, causes considerable errors and uncertainties in the determination of these representative concentrations. One possible approach to overcome this is the optimisation of the sampling positions for obtaining soil solution samples by pre-stratification using soil extracts. Up to now, pre-stratification attempts usually focussed on only one single ion (e. g. nitrate), which limits its suitability for the environmental monitoring of forests. A modification of the KOHLPAINTNER et al. (2012) pre-stratification method for a new ICP Forests intensive monitoring plot (Level II) will be described here. The results show that, with a suitable evaluation algorithm, the potential locations of suction cups can be optimised for multiple ions in soil solution.

Keywords: soil solution, leaching, spatial variability, stratification, soil extracts, suction cups

1 Einleitung

Die Bodenlösung ist der wichtigste Reaktionstraum für viele Stoffumsätze im Boden. Durch Verwitterungsprozesse, Desorption, Lösung oder Abbau organischer Substanz freigesetzte Stoffe werden zunächst in die Bodenlösung abgegeben, bevor sie von Pflanzenwurzeln aufgenommen werden oder mit dem Sickerwasser aus der Wurzelzone ausgetragen werden (NIEMINEN et al. 2013). Die Bodenlösung ist somit ein wichtiger Indikator zur Kennzeichnung der Nährstoffversorgung und für das Auftreten von toxischem Stress für Waldökosysteme (MEESENBURG et al. 2016). Der Stoffaustrag aus dem Wurzelraum ist eine wichtige Größe bei der Bilanzierung des Nährstoffhaushaltes (SVERDRUP et al. 2006) und bei der Ermittlung von Grundwasserbelastungen, z. B. durch Nitrat (NO_3^-). Zur Charakterisierung der Elementausträge ist es notwendig, flächenrepräsentative Stoffkonzentrationen der Bodenlösung heranzuziehen (BÖTTCHER u. STREBEL 1988). Eine entsprechende Ableitung ist jedoch mit erheblichen methodischen Schwierigkeiten verbunden (WEIHERMÜLLER et al. 2007). Für die Ermittlung von Zeitreihen der Zusammensetzung der

Bodenlösung in Monitoringprogrammen wie dem intensiven Waldmonitoring unter ICP Forests (Level II-Programm, DE VRIES et al. 2003) kommen in der Regel Saugsonden zum Einsatz, mit denen über einen porösen Körper (Saugkerze oder Saugplatte) unter Unterdruck Bodenlösung extrahiert wird (NIEMIENEN et al. 2013).

Die Ermittlung von repräsentativen Mittelwerten ist durch die hohe räumliche Heterogenität der Bodeneigenschaften und der Bestandesstrukturen mit erheblichen Fehlern und Unsicherheiten behaftet (MANDERSCHIED u. MATZNER 1995). Wird berücksichtigt, dass die Stoffkonzentrationen noch mit Sickerwassermengen verknüpft werden, die ebenfalls mit Unsicherheiten behaftet sind (BOUTEN u. JANSSON 1995, HÖRMANN u. MEESENBURG 2000, CLRTAP 2016), können erhebliche Fehler bei der Abschätzung der Elementausträge mit dem Sickerwasser auftreten. Entsprechend bestehen bei der Anwendung von Nährstoffmodellen (z. B. AKSELSSON et al. 2007, LEMM et al. 2010) große Unsicherheiten bei der Abschätzung der jeweiligen Elemente in den Bilanzmodellen (SVERDRUP et al. 2006). Während die Unsicherheiten bei der Ermittlung von Sickerwasserraten zwischen 20-25 % liegen dürften (AHRENDTS et al. 2017), sind die Unsicherheiten bei den Sickerwasserkonzentrationen erheblich größer. KOHLPAINTNER et al. (2012) geben Variationskoeffizienten (VK) für die NO_3^- -Konzentration im Sickerwasser eines Fichtenbestandes im Höglwald zwischen 79 und 110 % an. Sie ermittelten eine notwendige Anzahl an Wiederholungen von $n = 250$, um den flächenrepräsentativen Mittelwert mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % schätzen zu können. Auch von MANDERSCHIED u. MATZNER (1995) wurden für einen Fichtenbestand im Fichtelgebirge für alle quantitativ wichtigen Kationen und Anionen hohe Variabilitäten ermittelt. Die notwendigen Anzahlen an Wiederholungen belaufen sich bei ihren Berechnungen je nach Element auf 68 bis zu 633. Für NO_3^- liegt die Anzahl mit $n = 221$ in einer vergleichbaren Größenordnung zu der Untersuchung von KOHLPAINTNER et al. (2012). Ebenfalls sehr hohe Variationskoeffizienten berechneten RINGE et al. (2003) für das oberflächennahe Grundwasser unter Kiefernbeständen und Kiefern-Buchen-Mischbeständen des Nordwestdeutschen Tieflandes.

Dennoch wird in der Praxis häufig nur eine geringe Anzahl von Wiederholungen verwendet, da die Messung der Bodenlösung sehr kostenintensiv ist. Entsprechend wird für das europäische intensive Waldmonitoring unter ICP Forests auch nur eine relativ geringe Anzahl von Mindestwiederholungen für stoffliche Fragestellungen gefordert ($n = 10$, NIEMIENEN et al. 2016). Bei einem solchen Stichprobenumfang ist eine flächenrepräsentative Abschätzung des Mittelwertes je nach Standortverhältnissen nur mit einem Fehler von 40 bis 100 % möglich (vgl. auch KOHLPAINTNER et al. 2012). Weitere methodische Probleme können sich aus der räumlichen Anordnung der Saugkerzen ergeben. Hierzu werden i. d. R. keine konkreteren Angaben gemacht (nur ein Minimalabstand vom Stamm von 1 m). Dieses führt in der Praxis dazu, dass die Saugsonden in unmittelbarer Nachbarschaft installiert werden (z. B.

Kronenmitte, Kronentraufe usw.) und somit räumliche Autokorrelationen nicht berücksichtigt werden. Entsprechend sind die zehn Wiederholungen nicht mehr als statistisch unabhängig anzusehen.

In der Vergangenheit sind einige Ansätze entwickelt worden, um die vorab angesprochenen methodischen Schwierigkeiten besser berücksichtigen zu können. Unter bestimmten Rahmenbedingungen (keine Änderung des Substrats oder der Redoxbedingungen, hinreichender Abstand zu einer Nutzungswechselgrenze, nur geringe laterale Wasserflüsse, keine aufsteigenden Wasserflüsse) kann die Beprobung des oberflächennahen Grundwassers (oberste 10 cm des Grundwasser) mittels Schlitzsonden oder Multilevel-Brunnen einige Vorteile aufweisen und repräsentativ für das Sickerwasser aus dem Boden sein (AHRENDTS et al. 2005, DUIJNISVELD et al. 2008, 2009, VON DER HEIDE et al. 2008). Die Beprobung des oberflächennahen Grundwassers ermöglicht u. a. die Beprobung mit größeren Wiederholungen und in größeren Abständen zwischen den Probenahmestandorten. Ein weiterer Ansatz sind randomisiert wandernde Messplots (WÖHRLE et al. 2005) in heterogenen Waldbeständen. Auch die Gewinnung von Bodenextrakten kann ein Weg sein, um sich den Konzentrationen im Sickerwasser anzunähern (HORVATH et al. 2010, KOHLPAINTNER et al. 2012). Diese Verfahren erlauben meist eine bessere Charakterisierung der räumlichen Heterogenität der Bodenlösung als mittels Saugsonden. Sie sind jedoch weniger geeignet, Zeitreihen für die Zusammensetzung der Bodenlösung zu erzeugen.

Von KOHLPAINTNER et al. (2012) wurde eine Vorstratifizierung zur verbesserten flächenrepräsentativen Ermittlung der NO_3^- -Austräge mit Hilfe von Bodenextrakten vorgestellt. Auf den Intensivmonitoringflächen von ICP Forests (Level II) sind jedoch nicht nur die Austräge von NO_3^- (z. B. BORKEN u. MATZNER 2004), sondern auch die weiteren Elemente von großer Bedeutung (z. B. MEESENBURG et al. 2016, MÜLLER et al. 2016). Entsprechend war es das Ziel der vorliegenden Studie, einen methodischen Rahmen zu erarbeiten, mit dem die Vorstratifizierungsstrategie von KOHLPAINTNER (2012) auch für mehrere Elemente gleichzeitig angewendet werden kann. Die Durchführung wird exemplarisch an einer neu einzurichtenden Level II-Fläche vorgestellt. In einem weiteren Artikel erfolgen abschließend anhand einer mehr als dreijährigen Messreihe die Evaluierung des Verfahrens und eine Diskussion der Möglichkeiten und Grenzen der Übertragbarkeit auf andere Versuchsfelder.

2 Material und Methoden

2.1 Methodischer Ansatz

Die Umsetzung einer modifizierten Vorstratifizierungsstrategie nach KOHL-PAINTNER et al. (2012) für eine Intensivmonitoringfläche (Level II) wird schematisch in der Abbildung 1 zusammengefasst. Der Arbeitsablauf gliedert sich somit in drei Phasen: Vorstudie, Zufallsstichprobe und Vorstratifizierung zur Saugkerzeninstallation. Die Ergebnisse einer jeweiligen Phase dienen dabei als Grundlage für die Bearbeitung der folgenden Phase.

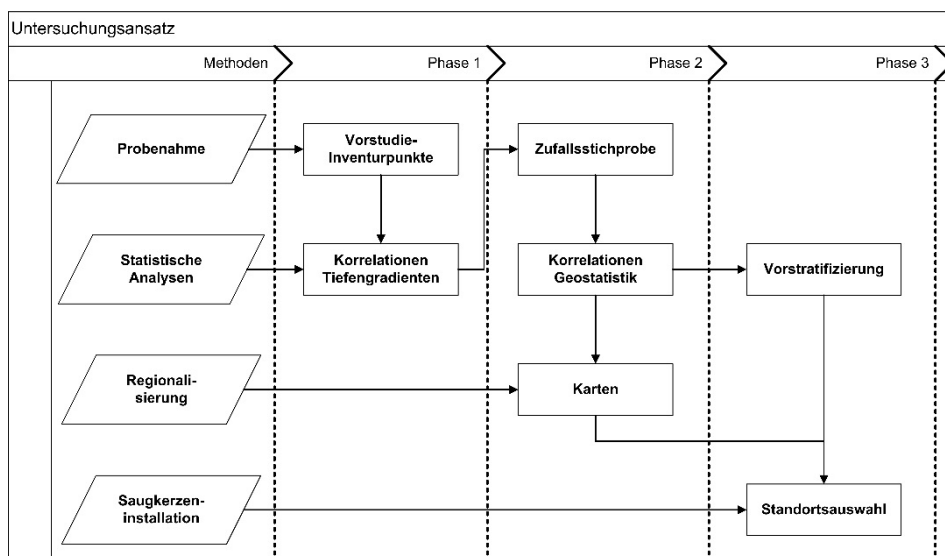


Abbildung 1: Schematische Darstellung des methodischen Ansatzes

2.2 Lage und Standortbeschreibung

Die bearbeitete Intensivmonitoringfläche 1503 Klötze Douglasie gehört neben dem Level II-Programm auch dem intensiven forstlichen Umweltmonitoring nach § 41a Bundeswaldgesetz (BMEL 2016) und als Bodendauerbeobachtungsfläche 5.2 Klötze 2 dem Bodendauerbeobachtungsprogramm Sachsen-Anhalt (LAGB 2017) an und liegt in 98 m ü. NN (52,58° nördliche Breite, 11,19° östliche Länge). Die mittlere Jahrestemperatur beträgt 9,1°C und der durchschnittliche jährliche Niederschlag 606 mm (1981-2010). Der 48-jährige (2017) Bestand mit Douglasie (*Pseudotsuga menziesii* (Mirbel) Franco) befindet sich in der westlichen Altmark im Wuchsgebiet „Westprignitzer-Altmärkisches-Altmoränenland“ und stockt auf einer nur sehr schwach nach Norden geneigten Fläche (MEESENBERG et al. 2017). Der Bodentyp entspricht einer Podsol-Braunerde (nach World Reference Base for Soil Resources

(WRB): Placic Podzol, FLECK et al. 2016). Die jeweiligen Horizonteigenschaften des Mineralbodens können der Tabelle 1 entnommen werden.

Tabelle 1: *Horizontbeschreibung für den Mineralboden des Leitprofils nach KA5 (AG-BODEN 2005) auf der Level II-Fläche 1503 Klötze Douglasie (Abkürzung: BDF 5.2 Klötze2)*

Tiefe [cm]	geol. Schicht	Haupt- horizont	Boden- art	Humus- gehalt	eff. Lage- rungsichte	Wurzel- intensität	Grob- boden Vol.-%
0-2	I	Ahe	Su2	h3	Ld1	W2	2
2-8	I	rAp-Bsh	Su2	h2	Ld2	W2	4
8-19	I	rAp-Bvs	Su3	h1	Ld2	W2	10
19-38	I	Bvs	Su3	h0	Ld2	W3	30
38-72	II	Bbs+ilCv-Bv	mSfs	h0	Ld2	W1	5
72-100	II	Bbs+ilCv1	mSfs	h0	Ld2	W0	2
100-200	II	Bbs+ilCv2	mSfs	h0	Ld2	W0	2

2.3 Erforderliche Probenzahlen und Variabilitäten

Die hohe räumliche Heterogenität der Stoffkonzentrationen in der Bodenlösung macht es schwierig, die Konzentrationen und somit die Sickerwasserausträge als sichere Mittelwerte zu beschreiben. Daher ist die ungefähre Kenntnis der zu erwartenden Heterogenität (Variationskoeffizient) die Schlüsselgröße zur Abschätzung der notwendigen Probenzahl (n) bei den zufälligen Probenahmen. Ist die Heterogenität bekannt, kann „ n “ nach der folgenden Formel geschätzt werden:

$$n \geq \frac{(t_{FG,a/2})^2 \cdot (VK)^2}{(d)^2} \quad (1)$$

Das angestrebte Konfidenzintervall [d] des Mittelwertes in % sagt aus, wieviel Prozent Abweichung vom wahren Mittelwert tolerierbar sind. $t_{FG,a}$ ist das Quantil der Student-Verteilung (z. B. nach SACHS 1999) bei einer angenommenen Irrtumswahrscheinlichkeit α (z. B. 5 %). VK ist der Variationskoeffizient.

2.4 Beprobung, Probenbehandlung und Analytik

Die *Vorstudie* (vgl. Abb. 1) wurde anhand der Bodenproben einer bodenchemischen Grundinventur durchgeführt. An 6 Probenahmepunkten wurde das Material von jeweils 4 Satellitenpunkten mit Bodensäulenzylindern mit einem Innendurchmesser von 9,3 cm (Fa. Eijkelkamp) gewonnen und zu einer homogenen Mischprobe je

Tiefenstufe zusammengeführt ($n = 6$ pro Tiefenstufe). Beprobte wurden die Tiefenstufen: 0-5, 5-10, 10-20, 20-30, 30-40, 40-50, 50-70, 70-80, 80-100, 100-150 und 150-200 cm. Das Material für die letzten beiden Tiefenstufen stammt allein aus einer Rammkernsonde (Innendurchmesser 3,8 cm) der Hauptprobenahmepunkte.

Für die *Zufallsstichprobe* wurden in einem festgelegten Areal (etwa 120 m x 120 m), das potenziell für die Entnahme von Sickerwasserproben zur Verfügung steht, für die Tiefenstufen 30 [$\approx 10-30$ cm] und 100 cm [$\approx 80-100$ cm] in jeweils 65 Proben mit einem Hohlbohrer (Durchmesser 2 cm) entnommen, der auch zur Installation der Saugsonden verwendet wird. Die 130 Bohrlöcher wurden mit Saugkerzen gesichert, sodass sie bis zu einer möglichen Installation nicht gestört wurden. Die Beprobung erfolgte an zwei aufeinanderfolgenden Tagen, die hinsichtlich ihrer Witterung vergleichbar waren (kein Regen in den Tagen zuvor und während der Probennahme).

Zum Extrahieren der gelösten Elemente aus den feldfeuchten Bodenproben wurde de-ionisiertes Wasser im Verhältnis 1 : 5 (20 g Boden und 100 g Wasser) verwendet. Die Proben wurden über Nacht in 200 ml-PE-Flaschen in einer Kühlkammer bei 4 °C im Dunkeln geschüttelt. Am nächsten Tag wurden sie nach einer einstündigen Sedimentationsphase dekantiert und über einem Membranfilter (0,45 μm - NC 45) filtriert. Die Proben wurden bis zur Analyse kühl gelagert. Die Konzentrationen der Kationen in den filtrierten Proben wurden mittels ICP und die Konzentrationen der Anionen mittels IC (Ionenchromatographie) gemessen (KÖNIG u. FORTMANN 2012).

2.5 Statistische Methoden

2.5.1 *Deskriptive Statistik*

Zur zusammenfassenden Beschreibung der zentralen Eigenschaft einer Verteilung werden in dieser Arbeit das arithmetische Mittel und der Median verwendet. Zur Beschreibung der Streuung wurden Spannweiten, Standardabweichungen und Variationskoeffizienten berechnet.

2.5.2 *Korrelationsanalysen*

Um die Zusammenhänge zwischen Variablen zu beschreiben, wurden die Korrelationskoeffizienten nach Spearman (r_{Spear}) und nach Kendall (r_{Ken}) berechnet (HEDDERICH u. SACHS 2012), da nicht von einer Normalverteilung der Messwerte ausgegangen werden kann. Bei sehr kleinen Stichproben wurde r_{Ken} ermittelt, da dieser unempfindlich gegenüber Ausreißern ist.

2.5.3 Semivarianzanalyse

Die räumlichen Kovarianzen der Stoffkonzentrationen wurden mit Hilfe von Semivariogrammen (WEBSTER u. OLIVER 2001) untersucht:

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

wobei $\gamma(h)$ die experimentelle Semivarianz der Datenpaare $z(x_i)$ und $z(x_i+h)$, getrennt durch den „lag“ (Abstand, h) und $N(h)$ die Anzahl der Datenpaare beschreibt (ISAAKS u. SRIVASTAVA 1989). Die Entfernung, an der die Semivarianz ihr Maximum („sill“) erreicht, wird als „range“ (a) bezeichnet. Angepasst wurden sphärische Modelle (s. Gl. 3) nach PANNATIER (1996):

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C \left(1,5 \frac{h}{a} - 0,5 \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right) & \text{wenn } h \leq a \\ C_0 + C & \text{wenn } h > a \end{cases} \quad (3)$$

wobei C_0 den Nuggeteffekt, C die Strukturvarianz und C_0+C den sill beschreiben. Aus dem Verhältnis von Strukturvarianz (C) und sill (C_0+C) lässt sich der prozentuale Anteil der Varianz berechnen, der räumlich bedingt ist ($C/(C_0+C)$).

Nach WEBSTER u. OLIVER (1993) ist für eine robuste Schätzung des Variogramms ein Datensatz von mindestens 150 Werten erforderlich. Nach GOOVAERTS (1999) kann jedoch die Semivarianzanalyse auch dann erfolgen, wenn wie im vorliegenden Fall nur ein begrenzter Datensatz von $n = 65$ zur Verfügung steht. Die Anzahl der lags wurde so gewählt, dass ihre Gesamtlänge etwas geringer als die Hälfte der maximal möglichen Abstände h beträgt (AKIN u. SIEMES 1988, KALUZNY 1998).

2.5.4 Hauptkomponentenanalyse

Der Datensatz der stratifizierten Bodenextrakte wurde einer Hauptkomponentenanalyse unterzogen, um die Elemente zu identifizieren, die stellvertretend für einen Großteil der Elemente und die in den Daten enthaltenen Abhängigkeitsstrukturen stehen. Für die Hauptkomponentenanalyse wurde die R-Bibliothek *psych* (REVELLE 2017) unter Aufruf der Funktion *principal* verwendet. Als Rotationsverfahren wurde Varimax ausgewählt.

2.5.5 Verwendete Software

Die Datenverwaltung und Aufbereitung erfolgte in MS Access. Die deskriptive Statistik und die statistischen Analysen (Korrelationen,) wurden mit R, Version 3.3.3 (R CORE TEAM 2017) durchgeführt. Die geostatistische Auswertung erfolgte mit den R-Bibliotheken *gstat* (PEBESMA 2004) und *StatDA* (FILZMOSER 2015), die

Korrelationsanalysen mit den Bibliotheken Hmisc (HARRELL 2016) und corrplot (WEI u. SIMKO 2016).

3 Vorstudie und Versuchsdesign

Eine bodenphysikalische und bodenchemische Grundinventur gehört routinemäßig zum Untersuchungsprogramm von ICP Forests (COOLS u. DE VOS 2016, FLECK et al. 2016). Entsprechend wurden die gewonnenen Bodenproben dafür verwendet, Vorabinformationen über standortspezifische Eigenschaften zu erhalten, die bei der späteren Versuchsanordnung zu berücksichtigen sind. Abbildung 2 zeigt, dass zwischen den beiden Stickstoffverbindungen Ammonium (NH_4^+) und NO_3^- und den meisten anderen Elementkonzentrationen in den Bodenlösungsextrakten relativ hohe Korrelationskoeffizienten erreicht werden.



Abbildung 2: Korrelationskoeffizienten (r_{spear}) zwischen den Hauptkationen und -anionen in den Bodenextrakten aus allen Tiefenstufen an den Probenahmepunkten der Bodeninventur; signifikante Korrelationen ($\alpha \leq 0,05$) sind farbig hinterlegt (blau: positive Korrelationen, rot: negative Korrelationen) ($n = 65$)

Eine Ausnahme hiervon bildet insbesondere Kalium (K^+), aber auch Sulfat (SO_4^{2-}) zeigt geringe, bzw. häufig negative Beziehungen zu den anderen Elementen. Hohe Kovarianzen zwischen den zu untersuchenden Stoffen sind eine wichtige Voraussetzung für die vorstratifizierte Auswahl der Saugkerzenstandorte, da im Gegensatz

zu der Untersuchung von KOHLPAINTNER et al. (2012) nicht nur NO_3^- , sondern nach Möglichkeit alle quantitativ wichtigen Kationen und Anionen optimal repräsentiert werden sollen. Hinsichtlich der Tiefenverteilung (s. Abb. 3) zeigen sich für die meisten Elemente hohe Korrelationskoeffizienten vor allem innerhalb der ersten 30 bis 40 cm des Mineralbodens. Dieses ist durch einen Wechsel des geologischen Ausgangssubstrates und der Bodenart etwa ab einer Profiltiefe von 40 cm bedingt (vgl. Tab. 1).

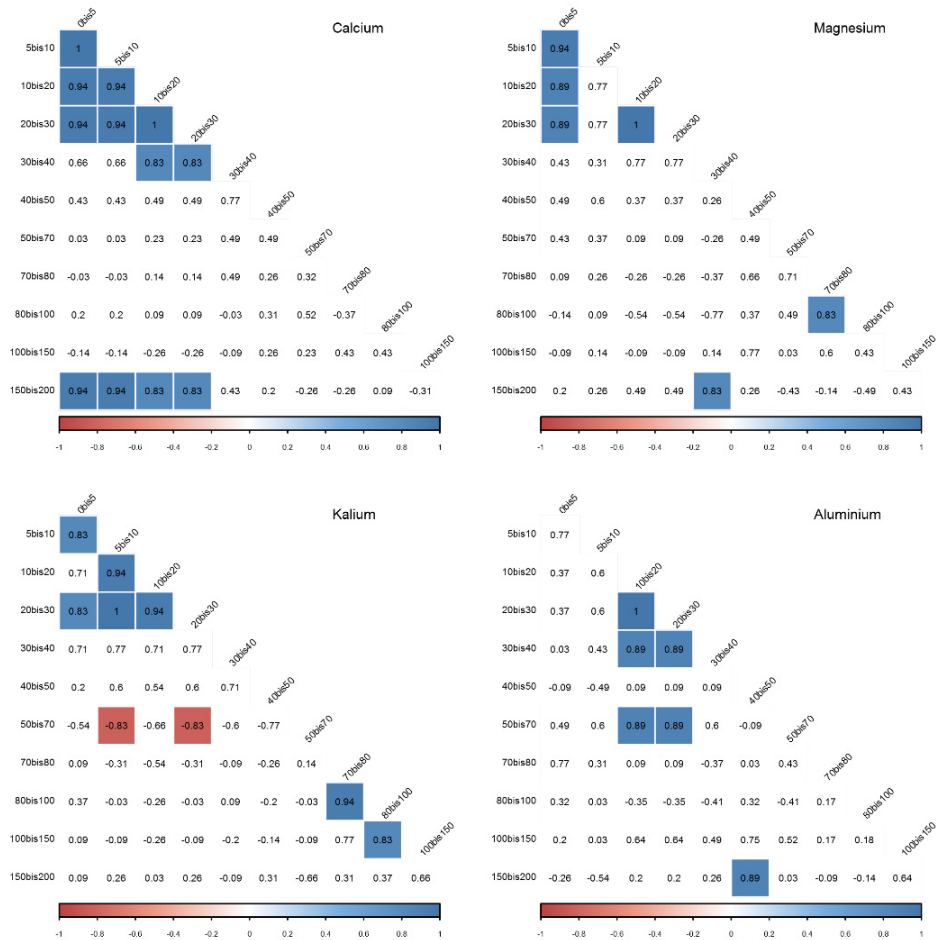


Abbildung 3: Korrelationskoeffizienten (r_{Kern}) zwischen den Gehalten in den Bodenextrakten in verschiedenen Beprobungstiefen an den Probenahmepunkten der Bodeninventur für Calcium, Magnesium, Kalium und Aluminium; signifikante Korrelationen ($\alpha \leq 0,05$) sind farbig hinterlegt (blau: positive Korrelationen, rot: negative Korrelationen) ($n = 6$)

Eine deutliche Differenzierung zwischen dem Oberboden und den tieferen Bodenschichten mit bänderförmigen Sesquioxidanreicherungen (Bbs-Horizonte) zeigen auch die geringen Korrelationen für die einzelnen Elemente zwischen den entsprechenden Tiefenstufen der Beprobung (s. Abb. 3). Bei den meisten Elementen ergibt sich eine Abnahme der Korrelationen mit dem Erreichen der Tiefenstufen 40 bis 50 cm. Entsprechend konzentriert sich die Probennahme zur Vorstratifizierung auf die Tiefenstufen 30 und 100 cm. Diese Auswahl erfolgt auch unter Berücksichtigung der Vorgaben (im Hauptwurzelraum 20-40 cm und unterhalb des Wurzelraumes) des ICP Forests Manuals (NIEMINEN et al. 2016). Die Untersuchungsfläche wurde mit einem virtuellen Raster mit einem Minimalabstand von 20 cm überzogen. Somit ergeben sich 250.000 potenzielle Beprobungsstandorte. Aus diesen wurden für die Tiefenstufen 30 und 100 cm jeweils 65 zufällige Stichproben gezogen. Unter Berücksichtigung der aus vergleichbaren Untersuchungen bekannten Variationskoeffizienten (MANDERSCHIED u. MATZNER 1995, RINGE et al. 2003, KOHLPAINTNER et al. 2012) zeigt sich, dass unter Verwendung von Gleichung (1) (s. Kap. 2.3) ein Stichprobenumfang von 60-70 Punkten ein angemessener Kompromiss zwischen der Genauigkeit und einer für die Probenahme praktikablen Lösung zu sein scheint. 65 Proben je Tiefenstufe konnten von einem Bohrteam vollständig an einem Tag entnommen werden. Bei Standorten, an denen aufgrund von Besonderheiten (Wurzeln, Bestand, Rückegassen etc.) keine Probenahme möglich war, wurde auf ebenfalls per Zufallsauswahl ausgewählte Ausweichstandorte zurückgegriffen.

4 Ergebnisse und Diskussion

4.1 Korrelationen der Elemente in den Bodenextrakten der Zufallsstichprobe

Die Korrelationen (s. Abb. 4) zwischen den betrachteten Elementen in den Bodenextrakten der Zufallsstichprobe sind mit Ausnahme der Stickstoffspezies Ammonium (NH_4^+) und NO_3^- mit den Korrelationen der Bodenextrakte aus der Vorstudie vergleichbar (s. Abb. 2). In beiden betrachteten Tiefenstufen (30 und 100 cm) sind die Elemente Calcium (Ca^{2+}), Magnesium (Mg^{2+}), Aluminium (Al^{3+}) und SO_4^{2-} positiv miteinander korreliert. Demgegenüber untermauert K^+ auch bei diesem Datensatz eine Sonderstellung bei den basischen Kationen und die beiden Stickstoffverbindungen NO_3^- und NH_4^+ zeigen ebenfalls nur äußerst geringe Korrelationen zu den anderen Elementen. Insbesondere für die Tiefenstufe 100 cm dürfte dies auch an den sehr geringen Konzentrationen dieser Ionen liegen, z. B. im Vergleich mit dem von KOHLPAINTNER et al. (2012) untersuchten, stark mit Stickstoff belasteten Standort Höglwald.

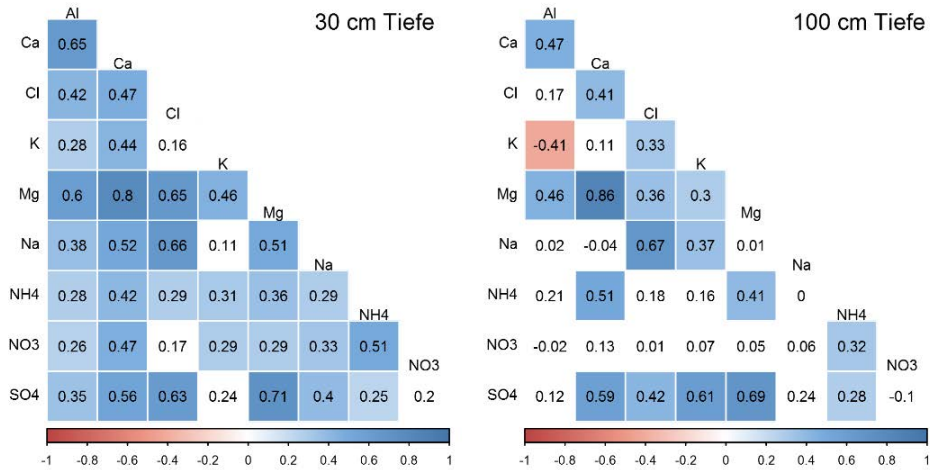


Abbildung 4: Korrelationskoeffizienten (r_{ken}) zwischen den Hauptkationen und -anionen in den Bodenextrakten an den Probenahmepunkten der Zufallsstichprobe; nicht signifikante Korrelationen ($\alpha = 0,05$) sind weiß dargestellt (jeweils $n = 65$)

4.2 Räumliche Heterogenitäten und Abhängigkeiten der Elementgehalte

Tabelle 2 zeigt für alle Elemente die zu erwartenden (vgl. Kap. 2.3) hohen Variationskoeffizienten der Gehalte in den Bodenextrakten. Diese liegen bei den meisten Elementen zwischen 40 und 100 %. Hervorzuheben sind hier insbesondere die hohen Variationskoeffizienten für NO_3^- und NH_4^+ in 30 cm Bodentiefe. Insgesamt zeigen die einzelnen Elemente ein sehr unsystematisches Bild hinsichtlich der Veränderung der Variationskoeffizienten in den beiden Tiefenstufen. Die in der Regel gegenüber dem arithmetischen Mittel niedrigeren Mediane deuten auf eine für die Bodenlösung typische (vgl. KOHLPAINTNER et al. 2012, TEICHERT 2000) rechtsschiefe Verteilung der Daten hin, was bedeutet, dass niedrigere Konzentrationen häufiger vorkommen als hohe. Anhand der Variationskoeffizienten in Tabelle 2 können nun auf Grundlage von Gleichung (1) (s. Kap. 2.3) und in Abhängigkeit von der Anzahl der Probenahmepunkte Konfidenzintervalle der Mittelwerte berechnet werden. In Abbildung 5 sind die 95 %-Konfidenzintervalle in Prozent vom Mittelwert für ausgewählte Elemente und Tiefenstufen dargestellt. Es zeigt sich, dass z. B. zur Ermittlung des mittleren Ca^{2+} -Gehaltes in 30 cm Tiefe etwa 60 Wiederholungen notwendig sind, um eine Genauigkeit von ± 20 % des „wahren“ Mittelwertes (95 %-Konfidenzintervall) zu erreichen. Entsprechende Größenordnungen wurden auch von MANDERSCHIED u. MATZNER (1995) ermittelt, die zu dem Schluss kamen, dass bei hoher räumlicher Heterogenität Genauigkeiten von ≤ 10 % kaum zu erreichen sind.

Tabelle 2: *Deskriptive Statistik zur räumlichen Variation der Elementkonzentrationen in den Bodenextrakten*

Element	Tiefe [cm]	Mittel [mg/l]	Median [mg/l]	Min [mg/l]	Max [mg/l]	Sd [mg/l]	VK [%]	n [-]
Al ³⁺	30	0,78	0,74	0,29	1,52	0,30	38,1	65
Al ³⁺	100	0,10	0,08	0,01	0,42	0,08	79,5	64
Ca ²⁺	30	0,65	0,49	0,14	2,41	0,49	75,3	65
Ca ²⁺	100	0,20	0,18	0,06	0,47	0,08	40,8	65
Cl ⁻	30	0,92	0,70	0,12	3,65	0,68	73,9	65
Cl ⁻	100	0,46	0,33	0,07	4,00	0,53	115,0	65
K ⁺	30	0,41	0,33	0,09	2,03	0,30	73,3	65
K ⁺	100	0,99	0,99	0,42	2,00	0,38	38,5	65
Mg ²⁺	30	0,24	0,21	0,07	0,58	0,12	48,9	65
Mg ²⁺	100	0,12	0,10	0,01	0,38	0,07	60,4	65
Na ⁺	30	1,51	1,24	0,40	8,56	1,16	76,6	65
Na ⁺	100	0,75	0,65	0,31	3,37	0,46	62,0	65
NH ₄ ⁺	30	0,07	0,04	0,01	0,51	0,09	122,6	65
NH ₄ ⁺	100	0,07	0,06	0,01	0,15	0,03	40,4	65
NO ₃ ⁻	30	0,93	0,47	0,01	12,26	1,67	178,6	65
NO ₃ ⁻	100	0,35	0,24	0,08	1,74	0,29	81,7	65
SO ₄ ²⁻	30	3,53	3,08	1,20	11,36	1,80	50,9	65
SO ₄ ²⁻	100	4,21	3,76	0,50	12,52	2,25	53,3	65

Sd: Standardabweichung, VK: Variationskoeffizient, n: Stichprobenumfang

Bei entsprechender Probenzahl (65) liegt die Unsicherheit des Mittelwerts von Ca²⁺ für 100 cm Profiltiefe schon bei $\pm 12\%$. Abbildung 5 verdeutlicht, dass die benötigte Anzahl an zufällig ausgewählten Wiederholungen schnell die Labor- und Personalkapazitäten überschreiten würde, wenn eine entsprechende Anzahl an Sonden dauerhaft betrieben werden würde. Daher scheint die gewählte Anzahl von 65 Bohrpunkten eine gute Grundlage für eine Vorstratifizierung zu sein, um dann die ausgewählten Standorte mit einer geringeren Anzahl an Saugsonden abzudecken.

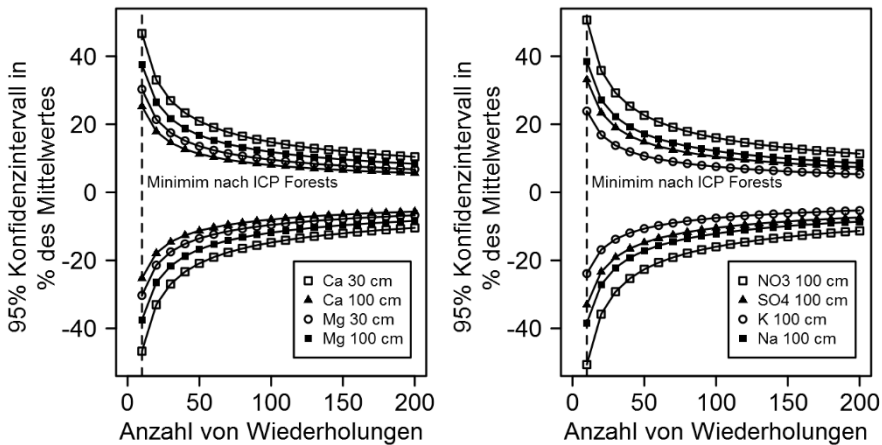


Abbildung 5: 95 %-Konfidenzintervall (in % des Mittelwertes) des jeweiligen Elementgehaltes in verschiedenen Tiefenstufen in Abhängigkeit von der Anzahl der Probenabmepunkte (gestrichelte Linie: Minimalanforderung nach ICP Forests $n = 10$)

Die variographische Auswertung (vgl. Abb. 6) für die Elementgehalte liefert für 30 cm Tiefe Ähnlichkeitsbereiche (range) zwischen 11 und 22 m für die Elemente Ca^{2+} , Mg^{2+} , NO_3^- und SO_4^{2-} . In 100 cm Tiefe sind für diese Elemente keine räumlichen Abhängigkeiten zu beobachten. Diese ist insofern von Bedeutung, als für die Tiefenstufe von 100 cm, die in etwa die Grenze des Intensivwurzelraumes darstellen dürfte (vgl. Tab. 1), keine großen Mindestabstände eingehalten werden müssen, um unabhängige Wiederholungen zu nehmen. Räumliche Abhängigkeiten in einer ähnlichen Größenordnung sind auch in der Literatur zu finden. So fanden BÖTTCHER u. STREBEL (1988) einen „Range“ von 6 m in einem Kiefernbestand. KOHL-PAINNER et al. (2009) ermittelten bei ihren Untersuchungen in einem Fichtenbestand einen „Range“ der NO_3^- -Konzentration in der Bodenlösung zwischen 16 und 19 m. Auch MELLERT et al. (2008) fanden sehr starke räumliche Abhängigkeiten mit einem „Range“ zwischen 8 und 10 m für zwei Fichtenbestände.

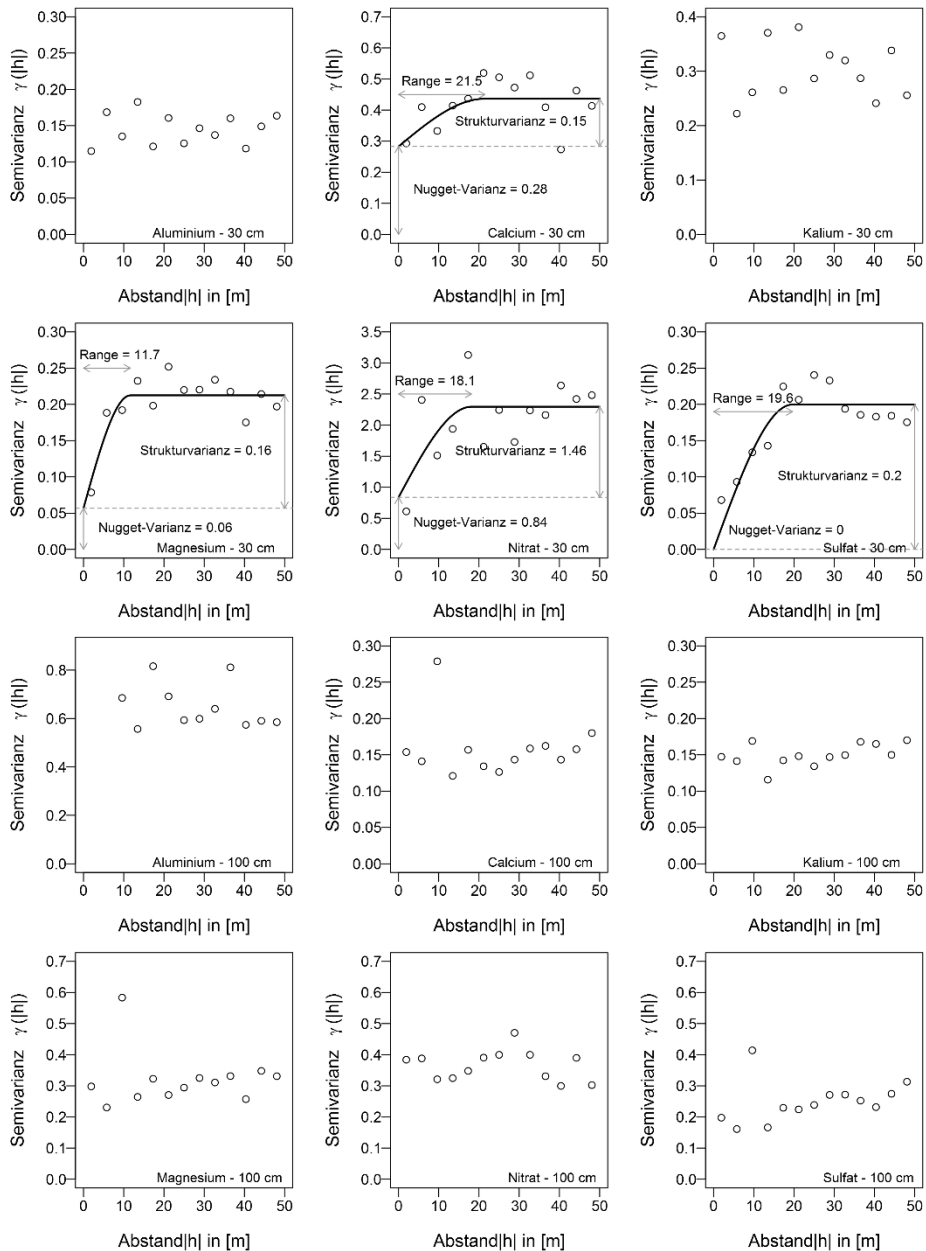


Abbildung 6: Semivariogramme und angepasste sphärische Modelle für Kationen und Anionen in den Bodenextrakten in 30 und 100 cm Tiefe (vgl. auch Kap. 2.5.3)

4.3 Hauptkomponentenanalyse der Elementgehalte

Durch die Hauptkomponentenanalyse werden für die Tiefenstufen 30 und 100 cm jeweils drei Hauptkomponenten (C.1 bis C.3) extrahiert, die zusammen einen Beitrag von 71 % (30 cm) bzw. 76 % (100 cm) zur Erklärung der Datenvariabilität liefern (s. Tab. 3). In 30 cm Bodentiefe erklärt die Komponente C.1 über 37 % der Varianz. Viele Elemente weisen eine Faktorladung von über 0,5 auf dieser Hauptkomponente auf. Auf die übrigen Hauptkomponenten entfallen jeweils 20 bzw. 14 %. In der untersten Tiefenstufe (100 cm) stehen die ersten zwei Hauptkomponenten mit jeweils etwa 35 bzw. 26 % erklärter Varianz etwas gleichmäßiger verteilt nebeneinander. Entsprechend den Ergebnissen der Korrelationsanalysen bestätigt sich die Bedeutung von SO_4^{2-} , NO_3^- und Mg^{2+} mit hohen Faktorladungen auf mehreren Hauptkomponenten in beiden Tiefenstufen (vgl. Abb. 7).

Tabelle 3: Ergebnisse der Hauptkomponentenanalyse nach dem Varimax-Rotation-Modell; Faktorladungen der Elementkonzentrationen [mg/l] in den Bodenextrakten

	30 cm Bodentiefe			100 cm Bodentiefe		
	C.1	C.2	C.3	C.1	C.2	C.3
Al^{3+}	0,58	0,41	0,17	-0,09	0,83	-0,06
Ca^{2+}	0,72	0,41	0,14	0,22	0,76	0,33
Cl ⁻	0,53	0,67	-0,10	0,87	0,21	0,02
K^+	0,02	0,15	0,85	0,84	-0,06	0,16
Mg^{2+}	0,89	0,29	0,18	0,47	0,78	0,11
Na^+	0,04	0,88	0,14	0,91	0,06	-0,02
NH_4^+	0,78	-0,11	0,16	0,02	0,39	0,66
NO_3^-	0,53	-0,10	0,56	0,06	-0,07	0,84
SO_4^{2-}	0,71	0,36	-0,23	0,78	0,50	0,06
Var _{expl.} [%]	37	20	14	35	26	14

Faktorladungen über |0,50| sind fett gedruckt. Var_{expl.}: erklärte Varianz

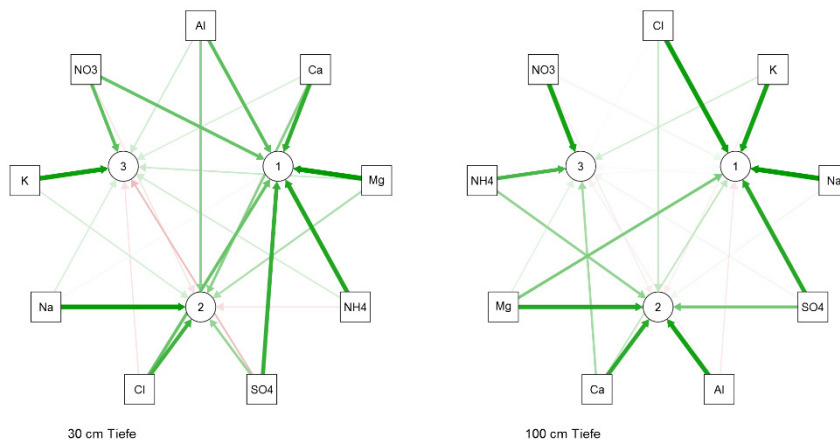


Abbildung 7: Graphische Darstellung der Hauptkomponenten und die elementspezifischen Faktorladungen der Konzentrationen in den Bodenextrakten (rot: negative Faktorladungen, grün: positive Faktorladungen)

4.4 Vorstratifizierungs-Algorithmus

Um die Probenahme im Gegensatz zu anderen Untersuchungen (z. B. KOHL-PAINTNER et al. 2012; NO_3^-) nach mehr als einem Element zu optimieren, wurde ein mehrstufiger Algorithmus entwickelt. Die korrelationsanalytischen Auswertungen und die Ergebnisse der Hauptkomponentenanalyse weisen darauf hin, dass mit den Elementen Mg^{2+} , SO_4^{2-} , NO_3^- und K^+ die Bodenlösung relativ umfassend charakterisiert werden kann. Um dieses Vorwissen in die Stratifizierung einfließen zu lassen, wurde ein zweistufiges Verfahren durchgeführt. Zunächst wurde Mg^{2+} als „Leitelement“ ausgewählt, da es hohe Faktorladungen aufweist und zu allen Hauptkomponenten positive Beziehungen besitzt. Des Weiteren zeichnet sich Mg^{2+} durch eine homogene Häufigkeitsverteilung aus (vgl. Abb. 8). Im ersten Bearbeitungsschritt wurde der Datensatz zunächst nach den Mg^{2+} -Konzentrationen sortiert und anschließend in fünf Gruppen gleichen Stichprobenumfangs ($n = 13$) eingeteilt. Im nächsten Schritt sollen aus jeder Gruppe zwei Proben ausgewählt werden, für die eine langfristige Beprobung des Sickerwassers mit Saugsonden durchgeführt werden soll. Dieses entspricht einer Gesamtanzahl von zehn Wiederholungen, wie sie als Minimum für stoffliche Bilanzierungsansätze gefordert werden (NIEMINEN et al. 2016). Die Auswahl der jeweils zwei Proben aus einer 13-er Gruppe soll nun hinsichtlich der Konzentrationen von SO_4^{2-} , NO_3^- und K^+ optimiert werden. Hierbei gibt es 371.293 mögliche Kombinationen. Für jede Kombination wurde für die Elemente Mg^{2+} , K^+ , NO_3^- und SO_4^{2-} der Mittelwert berechnet und mit dem elementspezifischen Mittelwert des Gesamtkollektives verglichen, in dem die prozentualen Abweichungen berechnet wurden. Um ein Ranking der einzelnen Kombinationen

durchführen zu können, wurden die Beträge der prozentualen Abweichungen aller betrachteten Leitelemente aufsummiert.

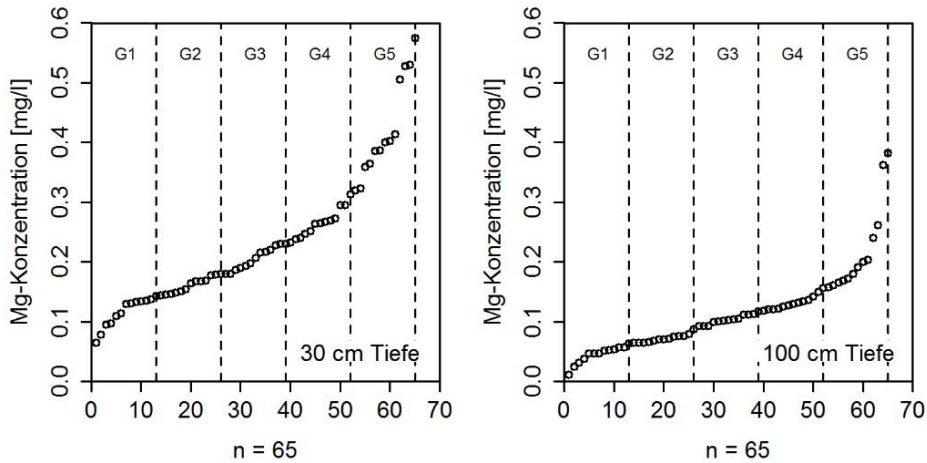


Abbildung 8: Aufsteigend sortierte Magnesium-Konzentrationen in der Bodenlösung und die Einteilung in 5 Gruppen mit je 13 Standorten

Auf diesem Wege entsteht eine zusammenfassende Bewertungszahl (vgl. CORNELIS et al. 2001), anhand derer die Kombinationen sortiert wurden. Anschließend wurden aus den besten 100 Ergebnissen die Messpunkte mit der größten Häufigkeit ausgewählt. Dieses geschieht unter der Annahme, dass sich diese Punkte relativ „robust“ innerhalb des Gesamtkollektives verhalten. Um die messtechnische Realisierbarkeit und die räumlichen Autokorrelationen (diese waren jedoch insbesondere bei der Tiefenstufe 100 cm nur von nachrangiger Bedeutung, s. Abb. 6) zu berücksichtigen, wurden die einzelnen Punkte mit dem Ziel einer Minimierung der Schlauchlängen zu den Unterdruckanlagen möglichst nahe an zwei noch zu installierenden Vakuumanlagen zur Versorgung des Systems mit Unterdruck angeordnet. Die Wiederholungen jeweils einer Gruppe hingegen sollten möglichst weit auseinander liegen, um eine räumliche Unabhängigkeit zu gewährleisten.

4.5 Einfluss der Vorstratifizierung auf das Flächenmittel

Das Ergebnis der vorab beschriebenen Stratifizierung ist in Abbildung 9 für die Level II-Fläche 1503 Klötze Douglasie zusammenfassend dargestellt. Für die ausgewählten Punkte ($n = 10$) wurde für jedes Element der Mittelwert berechnet und den entsprechenden Größen der Tabelle 2 gegenübergestellt. Die Ergebnisse zeigen, dass in der überwiegenden Anzahl der Fälle (Ionen in den zwei Tiefenstufen) der Mittelwert des Datenkollektives der Vorstratifizierung innerhalb des Unsicherheitsbereiches (95 %-Konfidenzintervall) reproduziert werden kann.

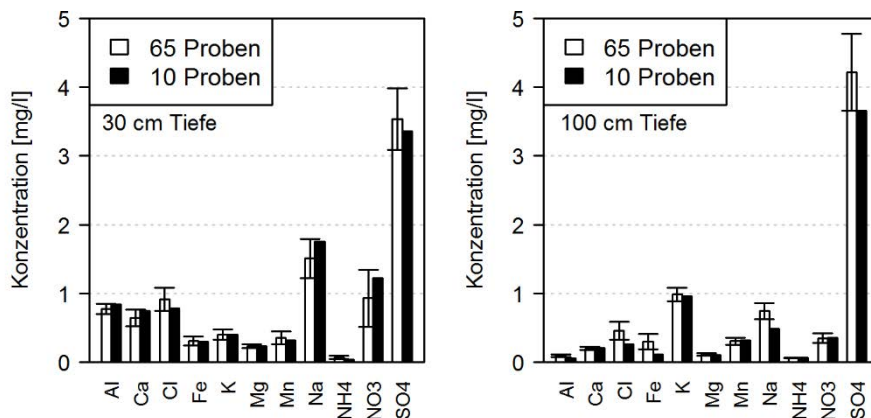


Abbildung 9: Vergleich der Mittelwerte bei 65 Probenabnahmestandorten und bei zehn vorstratifizierten Probenabnahmepunkten für 30 und 100 cm Entnahmetiefe; die 95 %-Konfidenzintervalle sind als Fehlerbalken dargestellt

5 Schlussfolgerungen

Die Untersuchung zeigt das Vorgehen für die Anwendung einer modifizierten Vorstratifizierungsmethode nach KOHLPAINTNER et al. (2012) für die Festlegung von Messplätzen für die Bodenlösungsgewinnung auf einer neu einzurichtenden ICP Forests Intensivmonitoringfläche. Durch die Vorstudien konnten wesentliche Informationen zur räumlichen Heterogenität und Struktur der unterschiedlichen Ionenanteile in der Bodenlösung gewonnen werden, die in die Standortsauswahl der zu installierenden Saugkerzen einfließen. Des Weiteren zeigen die Untersuchungen, dass unter den gegebenen Standortbedingungen der Mittelwert der jeweils 65 Proben je Tiefenstufe mit zehn vorstratifizierten Saugkerzen relativ gut für fast alle Elemente geschätzt werden kann. Der langfristige Erfolg der durchgeführten Vorstratifizierung kann abschließend nur durch ausreichend lange Messzeitreihen der gewonnenen Bodenlösung beurteilt werden. Hierbei geht es vor allem um die Frage, inwieweit die raumzeitliche Stabilität der aus den Bodenextrakten abgeleiteten Muster gewährleistet ist.

Literatur

- AG-BODEN (2005): Bodenkundliche Kartieranleitung. Hannover. 438 S.
- AHRENDTS, B.; BÖTTCHER, J.; DUJNISVELD, W. H. M. (2005): Auswirkungen des Waldumbaus von Kiefernreinbeständen auf die Stoffdeposition und die Grundwasserqualität in Nordwestdeutschland. Freiburger Forstliche Forschung, 62, 221-234
- AHRENDTS, B.; SCHMIDT-WALTER, P.; FLECK, S.; KÖHLER, M.; WEIS, W. (2017): Wasserhaushaltssimulationen und Klimadaten. Freiburger Forstliche Forschung, im Druck

- AKIN, H.; SIEMES, H. (1988): Praktische Geostatistik. Eine Einführung für den Bergbau und die Geowissenschaften. Springer Verlag, Berlin, 304 S.
- AKSELSSON, C.; WESTLING, O.; SVERDRUP, H.; HOLMQVIST, J.; THELIN, G.; UGGLA, E.; MALM, E. (2007): Impact of Harvest Intensity on Long-Term Base Cation Budgets in Swedish Forest Soils. *Water, Air, and Soil Pollution Focus*, 7, (1-3): 201-210
- BMEL (Hrsg.) (2016): Forstliches Umweltmonitoring in Deutschland: Durchführungskonzept Forstliches Umweltmonitoring. Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft, 40 S.
- BÖTTCHER, J.; STREBEL, O. (1988): Spatial variability of groundwater solute concentrations at the water table under arable land and coniferous forest. Part 2: Field data for arable land and statistical analysis. *Z. Pflanzenernähr. Bodenkd.*, 151, 191-195
- BORKEN, W.; MATZNER, E. (2004): Nitrate leaching in forest soils: an analysis of long-term monitoring sites in Germany. *J. Plant Nutr. Soil Sci.*, 167, (3): 277-283
- BOUTEN, W.; JANSSON, P. E. (1995): Water balance of the Solling spruce stand as simulated with various forest-soil-atmosphere models. *Ecol. Modelling*, 83, 245-253
- CLRTAP (2016): Mapping critical loads for ecosystems, Chapter V of Manual on methodologies and criteria for modelling and mapping critical loads and levels and air pollution effects, risks and trends. UNECE Convention on Long-range Transboundary Air Pollution, accessed on 2016-08-18 at www.icpmapping.org
- CORNELIS, W. M.; RONSYN, J.; VAN MEIRVENNE, M.; HARTMANN, R. (2001): Evaluation of pedotransfer functions for predicting the soil moisture retention curve. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 65, 638-648
- COOLS, N.; DE VOS, B. (2016): Part X: Sampling and Analysis of Soil. In: UNECE ICP FORESTS PROGRAMME CO-ORDINATING CENTRE (Hrsg.): Manual on methods and criteria for harmonized sampling, assessment, monitoring and analysis of the effects of air pollution on forests. Thünen Institute of Forest Ecosystems, Eberswalde, Germany. 115 S.
- DE VRIES W.; VEL, E.; REINDS, G. J.; DEELSTRA, H.; KLAP, J. M.; LEETERS, E. E. J. M.; HENDRIKS, C. M. A.; KERKVOORDEN, M.; LANDMANN, G.; HERKENDELL, J.; HAUSSMANN, T.; ERISMAN, J. W. (2003): Intensive monitoring of forest ecosystems in Europe: 1. Objectives, set-up and evaluation strategy. *Forest Ecology and Management* 174, 77-95
- DUIJNISVELD, W. H. M.; GODBERSEN, L.; DILLING, J.; GÄBLER, H.-E.; UTERMANN, J.; KLUMP, G.; SCHEEDER, G. (2008): Ermittlung flächenrepräsentativer Hintergrundkonzentrationen prioritärer Schadstoffe im Bodensickerwasser. Endbericht UBA-Forschungsvorhaben 204 72 264. BGR, Hannover, 163 S.
- DUIJNISVELD, W. H. M.; GODBERSEN, L.; UTERMANN, J.; DILLING, J.; GÄBLER, H.-E. (2009): Hintergrundkonzentrationen von Spurenelementen in der Grundwasserneubildung in Norddeutschland und deren räumliche Variabilität. *Mitt. der DBG*, http://eprints.dbges.de/408/1/Duijnsveld_et_al_HGW-Variabilität.pdf
- FILZMOSE, P. (2015): StatDA: Statistical Analysis for Environmental Data. R package version 1.6.9, <https://CRAN.R-project.org/package=StatDA>
- FLECK, S.; COOLS, N.; DE VOS, B.; MEESENBURG, H.; FISCHER, R. (2016): The Level II aggregated forest soil condition database links soil physicochemical and hydraulic properties with long-term observations of forest condition in Europe. *Annals of Forest Science* 73, 945-957, DOI: 10.1007/s13595-016-0571-4
- GOOVAERTS, P. (1999): Geostatistics in soil science: state-of-the-art and perspectives. *Geoderma*, 89, 1-45
- HARRELL JR, F. E. (2016): Hmisc: Harrell Miscellaneous. R package version 4. 0-2. <http://CRAN.R-project.org/package=Hmisc>
- HEDDERICH, J.; SACHS, L. (2012): *Angewandte Statistik: Methodensammlung R*. Springer, Heidelberg, 881 S.
- HÖRMANN, G.; MEESENBURG, H. (2000): Die Erfassung und Modellierung des Wasserhaushaltes im Rahmen des Level II-Programms in der Bundesrepublik Deutschland. *Forstarchiv*, 71, 70-75

- HORVÁTH, B.; MEIWES, K. J.; MEESENBURG, H.; ACKERMANN, J. (2010): Nitratausträge unter Wald. Untersuchungen auf Standorten mit hohen luftbürtigen Stickstoffeinträgen. Grundwasser, 9, 32 S.
- ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. (1989): Applied Geostatistics. Oxford University Press, New York, Oxford, 561 S.
- KALUZNY, S. P. (1998): S+SpatialStats: Users Manual for Windows and Unix. New York
- KÖNIG, N.; FORTMANN, H. (2012): Probenvorbereitungs-, Untersuchungs- und Elementbestimmungs- und Qualitätskontrollmethoden des Umweltanalytik-Labors der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt. 3. Ergänzung: 1999-2011. Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme, Reihe B, Band 79
- KOHLPAINTNER, M.; HUBER, C.; WEIS, W.; GÖTTLEIN, A. (2009): Spatial and temporal variability of nitrate concentration in seepage water under a mature Norway spruce [*Picea abies* (L.) Karst] stand before and after clear cut. Plant and Soil, 314, 285-301
- KOHLPAINTNER, M.; HUBER, C.; GÖTTLEIN, A. (2012): Improving the precision of estimating nitrate (NO₃-) concentration in seepage water of forests by prestratification with soil samples. European Journal of Forest Research, 131, 5, 1399-1409
- LAGB LANDESAMT FÜR GEOLOGIE UND BERGWESSEN SACHSEN-ANHALT (Hrsg.) (2017): Bodenbericht 2017. Mitteilungen zu Geologie und Bergwesen von Sachsen-Anhalt, im Druck
- LEMM, R.; THEES, O.; HENSLER, U.; HÄSSIG J.; BÜRGI, A.; ZIMMERMANN, S. (2010): Ein Modell zur Bilanzierung des holzerntebedingten Nährstoffentzugs auf Schweizer Waldböden. Schweiz Z. Forstwes., 161, 10, 401-412
- MANDERSCHIED, B.; MATZNER, E. (1995): Spatial heterogeneity of soil solution chemistry in a mature Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) stand. Water, Air and Soil Pollution, 85, 1185-1190
- MEESENBURG, H.; AHRENDTS, B.; FLECK, S.; WAGNER, M.; FORTMANN, H.; SCHELER, B.; KLINCK, U.; DAMMANN, I.; EICHHORN, J.; MINDRUP, M.; MEIWES, K. J. (2016): Long-term changes of ecosystem services at Solling, Germany: Recovery from acidification, but increasing nitrogen saturation? Ecological Indicators, 65, 103-112
- MEESENBURG, H.; AHRENDTS, B.; KLINCK, U.; WAGNER, M.; MINDRUP, M.; SCHELER, B. (2017): Zur Nachhaltigkeit der Bewirtschaftung forstlich genutzter Böden. In: LAGB (Hrsg.): Bodenbericht 2017. Mitteilungen zu Geologie und Bergwesen von Sachsen-Anhalt, im Druck
- MELLERT, K. H.; GENSJÖR, A.; GÖTTLEIN, A.; KÖLLING, C.; RÜCKER, G. (2008): Variation in Soil Nitrate Concentrations in Two N-Saturated Norway Spruce Forests (*Picea abies* (L.) Karst.) in Southern Bavaria. Water, Air and Soil Pollution, 187, 203-217
- MÜLLER, F.; BERGMANN, M.; DANNOWSKI, R.; DIPPNER, J. W.; GNAUCK, A.; HAASE, P.; JOCHIMSEN, M. C.; KASPRZAK, P.; KRÖNCKE, I.; KÜMMERLIN, R.; KÜSTER, M.; LISCHIED, G.; MEESENBURG, H.; MERZ, C.; MILLAT, G.; MÜLLER, J.; PADISÁK, J.; SCHIMMING, C. G.; SCHUBERT, H.; SCHULT, M.; SELMECZY, G.; SHATWELL, T.; STOLL, S.; SCHWABE, M.; SOLTWEDEL, T.; STRAILE, D.; THEUERKAUF, M. (2016): Assessing resilience in long-term ecological data sets. Ecological Indicators, 65, 10-43
- NIEMINEN, T. M.; DEROME, K.; MEESENBURG, H.; DE VOS, B. (2013): Soil solution: Sampling and chemical analysis. In: FERRETTI, M.; FISCHER, R. (Hrsg.): Forest Monitoring: Methods for terrestrial investigations in Europe with an overview of North America and Asia. Developments in Environmental Science, Vol. 12. Amsterdam, Elsevier, 301-315
- NIEMINEN, T. M.; DE VOS, B.; COOLS, N.; KÖNIG, N.; FISCHER, R.; IOST, S.; MEESENBURG, H.; NICOLAS, M.; O'DEA, P.; CECCHINI, G.; FERRETTI, M.; DE LA CRUZ, A.; DEROME, K.; LINDROOS, A. J.; GRAF PANNATIER, E. (2016): Part XI: Soil Solution Collection and Analysis. Manual Part XI. In: UNECE ICP FORESTS PROGRAMME CO-ORDINATING CENTRE (Hrsg.): Manual on methods and criteria for harmonized sampling, assessment, monitoring and analysis of the effects of air pollution on forests. Thünen Institute of Forest Ecosystems, Eberswalde, Germany, 29 S., <http://www.icp-forests.org/Manual.htm>. ISBN: 978-3-86576-162-0
- PANNATIER, Y. (1996): Variowin. Software for spatial data analysis in 2D. Springer Verlag, New York, 91 S.

- PEBESMA, E. J. (2004): Multivariable geostatistics in S: the gstat package. *Computer & Geosciences*, 30, 683-691
- R CORE TEAM (2017). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL: <https://www.R-project.org/>
- REVELLE, W. (2017): psych: Procedures for Personality and Psychological Research, Northwestern University, Evanston, Illinois, USA, <https://CRAN.R-project.org/package=psych> Version = 1.7.3.
- RINGE, H.; BÖTTCHER, J.; DUIJNISVELD, W. H. M. (2003): Einfluss von Nadel- bzw. Mischforsten auf die Qualität der Grundwasserneubildung von Sandböden. *Horizonte - Herrenhäuser Forschungsbeiträge zur Bodenkunde*, 14. Der Andere Verlag, Hannover, 124 S.
- SACHS, L. (1999): *Angewandte Statistik*. 9. Auflage. Springer Verlag, Berlin, 881 S.
- SVERDRUP, H.; THELIN, G.; ROBLES, M.; STJERNQUIST, I.; SÖRENSEN, J. (2006): Assessing nutrient sustainability of forest production for different tree species considering Ca, Mg, K, N and P at Björnstorps Estate, Sweden. *Biogeochemistry*, 81, 219-238
- TEICHERT, A. (2000): Raum-Zeit-Strukturen von Messgrößen des Stoffhaushalts eines grundwasser-nahen sauren Sandbodens unter Kiefernwald. *Horizonte - Herrenhäuser Forschungsbeiträge zur Bodenkunde*, 5, 1-169
- VON DER HEIDE, C.; BÖTTCHER, J.; DEURER, M.; WEYMANN, D.; WELL, R.; DUIJNISVELD, W. H. M. (2008): Spatial variability of N₂O concentrations and of denitrification-related factors in the surficial groundwater of a catchment in Northern Germany. *J. Hydrol.*, 360, 230-241
- WEBSTER, R.; OLIVER, M. A. (1993): How large a sample is needed to estimate the regional variogram adequately? In: SOARES, A.: *Geostatistics Troia '92*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 155-166
- WEBSTER, R.; OLIVER, M. A. (2001): *Geostatistics for environmental scientists*. John Wiley & Sons, Chichester, 271 S.
- WEI, T.; SIMKO, V. (2016): corrplot: Visualization of a Correlation Matrix. R package version 0.77, <https://CRAN.R-project.org/package=corrplot>
- WEIHERMÜLLER, L.; SIEMENS, J.; DEURER, M.; KNOBLAUCH, S.; RUPP, H.; GÖTTLEIN, A.; PÜTZ, T. (2007): In Situ Soil Water Extraction. A Review. *J. Environ. Qual.*, 36, 1735-1748
- WÖHRLÉ, N.; SCHACK-KIRCHNER, H.; HILDEBRAND, E. E. (2005): Randomisiert wandernde Messplots: Raum-Zeit-Modellierung von Stoffhaushaltsparametern in heterogenen Waldbeständen. *Freiburger Forstliche Forschung*, 62, 15-24

Korrespondierender Autor:

Dr. Bernd Ahrends
Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt
Abt. Umweltkontrolle
Grätzelstraße 2
D-37079 Göttingen
bernd.ahrends@nw-fva.de
www.nw-fva.de

Dr. Uwe Klinck
Heike Fortmann
Dr. Markus Wagner
Dr. Henning Meesenburg
Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt