

## 11 Unsicherheitsanalysen zur Nährstoffbilanzierung auf Umweltmessnetzen

Bernd Ahrends<sup>1</sup>, Christian Vonderach<sup>2</sup>, Wendelin Weis<sup>3</sup> & Klaus von Wilpert<sup>4</sup>

<sup>1</sup>*Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt, Abt. Umweltkontrolle*

<sup>2</sup>*Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abt. Biometrie und Informatik*

<sup>3</sup>*Bayerische Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft, Abt. Boden und Klima*

<sup>4</sup>*Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abt. Boden und Umwelt*

### 11.1 Einleitung und Problemstellung

Die aktuellen Herausforderungen des Klimawandels mit den Vorgaben des Übereinkommens auf der UN-Klimakonferenz in Paris ( $< 2^{\circ}\text{C}$  Erwärmung) setzen einen noch stärkeren Fokus auf die intensivierete Biomassenutzung zur Energiegewinnung, um die  $\text{CO}_2$ -Emissionen zu reduzieren (Achat 2015, Stupak et al. 2007). Bei Wäldern kommt hierbei der Biomasse, die nicht in der konventionellen Holzproduktion enthalten ist (Äste, Kronen, kleine Bäume), eine große Bedeutung als Rohstofflieferant zu (Paré & Thiffault 2016, Thiffault et al. 2011). Da ein hoher Anteil der oberirdisch gespeicherten Nährstoffvorräte an Calcium, Magnesium und Kalium in der Krone und den Ästen der Bäume zu finden ist (Paré & Thiffault 2016, Pretzsch et al. 2014), stellt eine zunehmende Nutzung von Holzkompartimenten aus Wäldern steigende Ansprüche an die Nährstoffausstattung und -versorgung der Waldböden dar. Doch nicht nur die Nährstoffentzüge mit der Biomasseernte sondern auch Langzeitfolgen der hohen atmosphärischen Schwefeleinträge aus den 80ern und 90ern des vergangenen Jahrhunderts sowie die anhaltend hohen Stickstoffeinträge stellen nach wie vor eine erhebliche Belastung des Nährstoffhaushaltes von Waldökosystemen dar (Meesenburg et al. 2016, Wellbrock et al. 2016, Müller et al. 2016). Auf ungünstigen Standorten können Nährstoffentzüge und Sickerwasserausträge unter Umständen nicht mehr durch Deposition und Verwitterung ausgeglichen werden. Die Literaturstudie von Achat et al. (2015) hat gezeigt, dass hohe Nährstoffverluste Konsequenzen für Waldökosysteme haben. Die meisten Studien ergaben, dass es kurz- und mittelfristig (bis zu 33 Jahre nach der Nutzung) zu einer Reduzierung des Baumwachstums von 3–7 % kommt, insbesondere, wenn Kronenbiomasse inklusive Laub exportiert wird. Auch der Review von Thiffault et al. (2011) weist auf mittelfristige Wachstumsreduktionen in intensiv genutzten Beständen hin. Die langfristigen Effekte sind jedoch weitgehend unbekannt (Zetterberg et al. 2014). Entsprechend erfordert die Entwicklung von Nutzungsstrategien zunächst eine Einschätzung der Nährstoffsituation des jeweiligen Standortes. Ein vielfach verwendetes Instrument zur standörtlichen Bewertung ist die Berechnung von Nährstoffbilanzen (Block & Meiwes 2013, Stupak & Raulund-Rasmussen 2016, Weis et al. 2016). Ein

Faktor, der dabei häufig außer Acht gelassen wird, sind die großen Unsicherheiten (Paré & Thiffault 2016), die sich aus den Modellfehlern der einzelnen Bilanzglieder (vgl. Deposition: Schaap et al. 2015; Verwitterung: Kolka et al. 1996; Sickerwasserausträge: Sverdrup et al. 2006; Nährstoffentzüge: Ahrends et al. 2012a) ergeben. Diese Unsicherheiten werden bei der Durchführung einer Nährstoffbilanzierung an einzelnen Punkten von Umweltmessnetzen (z.B. Bodenzustandserhebung (BZE), Bodendauerbeobachtungsflächen (BDF), Bundeswaldinventur (BWI)) zusätzlich durch Unschärfen in den Eingangsdaten der Modelle (z.B. durch Regionalisierungen, Ableitung durch weitere Modelle) vergrößert. Auch wenn die jeweiligen Bilanzgrößen mit den jeweils aktuellsten und vermeintlich genauesten Methoden und/oder Modellen ermittelt werden, besteht dennoch das Problem, dass sich die Unsicherheiten aus den jeweiligen Eingangsdaten, Methoden und Regionalisierungsverfahren entlang einer Kaskade akkumulieren können (Schneider 1983, Reyer 2013). Entsprechend fordern auch Yanai et al. (2010) Bilanzierungen des Nährstoffhaushaltes standardmäßig mit Unsicherheitsanalysen zu ergänzen, um nicht zuletzt auch Aussagen über die Signifikanz der beschriebenen Ergebnisse treffen zu können. Ziel der im Rahmen dieses Projekts durchgeführten Unsicherheitsanalyse ist dementsprechend, die Unsicherheiten von berechneten Nährstoffbilanzen auf Punkten von Umweltmessnetzen mit unterschiedlicher Datenverfügbarkeit zu betrachten. Untersucht werden hierbei die Inventurpunkte der BZE II und die Traktecken der BWI, an denen notwendige Bodeninformationen, wie Nährstoffvorräte oder ganze Bilanzglieder, regionalisiert werden müssen.

## 11.2 Material und Methoden

### 11.2.1 Unsicherheitsanalysen mit der Monte-Carlo-Methode

Das Monte-Carlo-Verfahren ist die am meisten verwendete Technik für Unsicherheitsanalysen, da es keine strengen Anforderungen an die exakte Formulierung der Fehler-Funktion hat und daher sehr einfach zu implementieren sowie allgemeingültig anwendbar ist (Li & Wu 2006). Entsprechend findet die Methode auch bei forstwissenschaftlichen Fragenstellen häufig Verwendung (de-Miguel et al. 2014, Barkman et al. 1995). Im vorliegenden Fall erfolgt eine wiederholte Berechnung der Nährstoffbilanz nach der jeweiligen Bilanzgleichung (nutzungsfreie Stoffbilanz, Stoffbilanz). Hierbei wird der Modellvorhersage für die einzelnen Bilanzglieder, oder Untergleichungen zu deren Berechnung (z.B. Sickerwasseraustrag, Nährelemententzüge), wiederholt ein Fehlerwert hinzuaddiert, der zufällig aus seiner bekannten (oder angenommenen) Wahrscheinlichkeitsverteilung ausgewählt wird. Nach tausendfachem Anwenden dieses Schritts und der Berechnung der Bilanzgleichung kann aus den realisierten Vorhersagen die Wahrscheinlichkeit des Gesamtfehlers abgeleitet werden. Die Methode kann nach Li & Wu (2006) wie folgt beschrieben werden. Für ein Modell  $\Phi$  von beliebiger Komplexität erfolgt die Berechnung des Ergebnisses nach:

$$Z_i = \Phi(X_i, Y_i) \quad (11.1)$$

wobei  $X$  und  $Y$  normalverteilte Zufallsvariablen sind und  $X_i$  und  $Y_i$  Stichproben aus diesen Normalverteilungen darstellen. Mit der wiederholten Ziehung von Zufallszahlen aus diesen

Normalverteilungen der Größe  $N$  und der Anwendung des Modells  $\Phi$  können entsprechende Output-Statistiken (Mittelwert, Standardabweichung, Quantile, usw.) berechnet werden. Andere theoretische Verteilungen (z.B. lognormal, uniform) können neben der Normalverteilung ebenfalls verwendet werden. Zu beachten ist hierbei jedoch, dass für  $X$  und  $Y$  angenommen wird, dass sie unabhängig voneinander sind und Kovarianzen nicht direkt berücksichtigt werden (Jönsson et al. 1995). Yanai et al. (2010) empfehlen jedoch bei der Zufallsgenerierung der Parameter, jede Kovarianzstruktur in ihren gemeinsamen Wahrscheinlichkeitsverteilungen zu berücksichtigen.

## 11.2.2 Versuchsdesign

Die Unsicherheitsanalyse wurde hinsichtlich der Elemente Calcium und Magnesium auf die karbonatfreien Standorte beschränkt, da auf Karbonatstandorten für diese Elemente die Bilanzen sehr unsicher sind, aber von einer ausreichenden  $\text{Ca}^{2+}$ - und  $\text{Mg}^{2+}$ -Versorgung ausgegangen werden kann (vgl. Kapitel 8).

**Tab. 11.1: Eingangsdaten und Unsicherheitsbereiche der Bilanzgrößen als Grundlage für die Monte-Carlo-Simulationen der nutzungsfreien Bodenbilanzen auf den BZE-Punkten. DEP: Deposition; VER: Verwitterungsrate; SIC: Sickerwasserkonzentration; SIF: Sickerwasserfluss; VOR: Bodenvorrat; mod.: Modelliert. RMSE: mittlerer Quadratwurzelfehler, Mittel  $\mu$ : Mittelwert am Standort, STW: Standardabweichung.**

Parameter	Einheit	Mittel $\mu$	Min	STW [%]	RMSE	Kapitel
DEP <sub>Ca</sub>	kg ha <sup>-1</sup> a <sup>-1</sup>	modelliert	0,001	-	2,68	7
DEP <sub>Mg</sub>	kg ha <sup>-1</sup> a <sup>-1</sup>	modelliert	0,001	-	0,43	7
DEP <sub>K</sub>	kg ha <sup>-1</sup> a <sup>-1</sup>	modelliert	0,001	-	1,54	7
VER <sub>Ca</sub>	kg ha <sup>-1</sup> a <sup>-1</sup>	mod. mit Standortdaten	0,001	23,3	-	6
VER <sub>Mg</sub>	kg ha <sup>-1</sup> a <sup>-1</sup>	mod. mit Standortdaten	0,001	23,3	-	6
VER <sub>K</sub>	kg ha <sup>-1</sup> a <sup>-1</sup>	mod. mit Standortdaten	0,001	23,3	-	6
SIC <sub>Ca</sub>	mmol <sub>c</sub> l <sup>-1</sup>	mod. mit Standortdaten	0,001	53,9	-	8
SIC <sub>Mg</sub>	mmol <sub>c</sub> l <sup>-1</sup>	mod. mit Standortdaten	0,001	57,5	-	8
SIC <sub>K</sub>	mmol <sub>c</sub> l <sup>-1</sup>	mod. mit Standortdaten	0,001	97,1	-	8
SIF	mm	mod. mit Standortdaten	0,001	8,3	-	4
VOR <sub>Ca</sub>	0,001 kg ha <sup>-1</sup>	gemessen	0,001	50,0	-	11
VOR <sub>Mg</sub>	0,001 kg ha <sup>-1</sup>	gemessen	0,001	50,0	-	11
VOR <sub>K</sub>	0,001 kg ha <sup>-1</sup>	gemessen	0,001	50,0	-	11

Zunächst wurden für die einzelnen Bilanzgrößen im Statistikprogramm R Korrelationsanalysen mit der Funktion `rcorr()` aus dem Paket „*Hmisc*“ (Harrell Jr 2013) durchgeführt, um mögliche Kovarianzstrukturen der Parameter in ihren Wahrscheinlichkeitsverteilungen zu erkennen und gegebenenfalls zu berücksichtigen. Für die Korrelationsanalyse wurden die Korrelationskoeffizienten nach Spearman berechnet ( $r_{\text{Spear}}$ ), da insbesondere die Bilanzgrößen für  $\text{Ca}^{2+}$  und  $\text{Mg}^{2+}$  nicht normalverteilt waren (Sachs 1999). Berücksichtigt wurden nur signifikante Korrelationen ( $p \leq 5\%$ ). Sofern nicht-signifikante Zusammenhänge vorlagen, wurden die Korrelationskoeffizienten bei den weiteren Auswertungen auf null gesetzt. Die Variation der Parameter unter Berücksichtigung der Kovarianz wurde mit der Funktion `rmvnorm()` aus dem R-Paket „*splus2R*“ (Constantine et al. 2013) erzeugt. Hierfür sind neben Angaben zur Korrelation auch Mittelwerte und Standardabweichungen für die jeweils

untersuchten Parameter sowie Standorte und/oder Modellregionen notwendig. Eine Zusammenstellung dieser Werte (die Mittelwerte sind standortspezifisch und können entsprechend nicht in der Tabelle dargestellt werden) inklusive der Datenquellen liefert Tab. 11.1 für die BZE-Punkte. Tab. 11.2 enthält die Kenngrößen der Unsicherheiten der Regionalisierungsmodelle (vgl. Kapitel 10) für die BWI-Traktecken.

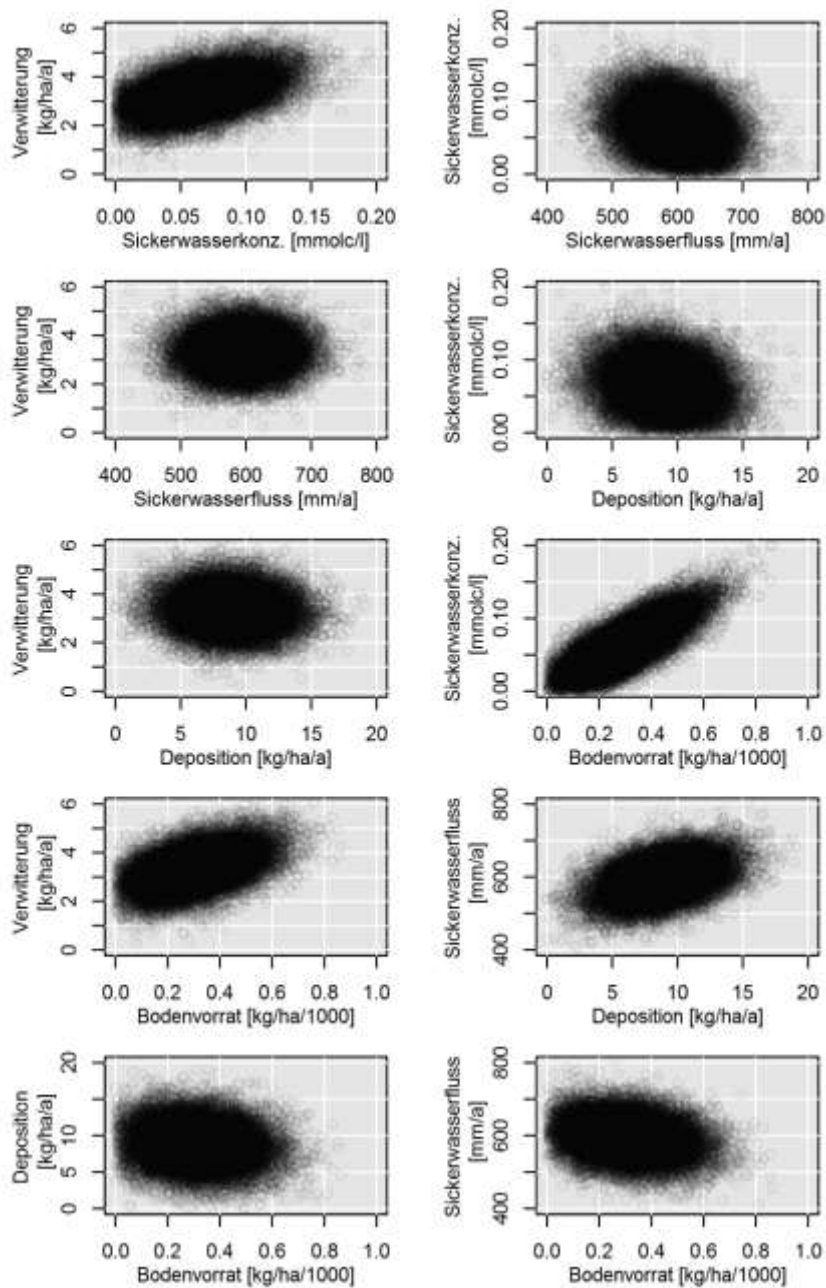
**Tab. 11.2: Variationskoeffizient (auf Basis RMSE der Validierung) der regionalisierten Bilanzglieder für die einzelnen Straten und das Globalmodell als Grundlage für die Monte-Carlo Simulationen der Bodenbilanzen auf den BWI-Traktecken (Quelle: Kapitel 10). REGIO: Regionalisierungsmodell; S1: Alpenvorland/nördliche Kalkalpen, S2: Bergländer auf Kalk, S3: Kristalline Mittelgebirge, S4: Berg-/Hügelländer mit hohem Anteil an nichtmetamorphen Sand-, Schluff-, Ton- und Mergelgesteinen, S6: Altmoräne Nordd. Tiefland, S7: Jungmoräne Nordd. Tiefland, S8: Lösshügelländer, überregionale Flusslandschaften (Küstenregionen), S9: Berg- und Hügelländer mit hohem Anteil an Ton und Schluffschiefern, X: Globalmodell, \*: Globalmodell verwendet (vgl. Kapitel 10).**

Räumliche Ebene	Sickerwasseraustrag			Verwitterungsrate			Bodenvorrat		
	Ca <sup>2+</sup>	Mg <sup>2+</sup>	K <sup>+</sup>	Ca <sup>2+</sup>	Mg <sup>2+</sup>	K <sup>+</sup>	Ca <sup>2+</sup>	Mg <sup>2+</sup>	K <sup>+</sup>
REGIO_S1	87,9*	125,7*	80,5*	321,8*	89,2*	55,8*	72,7*	80,1*	51,9*
REGIO_S2	57,3	106,9	76,8	109,8	153,8	50,8	57,7	127,3	48,6
REGIO_S3	77,5	83,3	79,1	90,7	87,2	55,8*	139,9	126,8	55,1
REGIO_S4	103,8	105,8	69,7	321,8*	132,8	54,5	110	107,1	60,2
REGIO_S6	80,8	95,8	107,6	107,5	73,4	78,6	117,9	127,6	56,6
REGIO_S7	102,9	96,8	105,1	321,8*	75,9	65	71,6	103,2	51,7
REGIO_S8	80,6	76,1	81,3	47,8	47,9	51,1	89,1	86,5	50,1
REGIO_S9	119,2	125,7*	95	321,8*	261	65	112,2	65	136,8
REGIO_X	87,9	125,7	80,5	321,8	89,2	55,8	72,7	80,1	51,9

Auch hier wird der relative Quadratwurzelfehler (RMSE) als Indikator für die (unbeobachtete) Standardabweichung verwendet, da die Modelle mit logarithmierten Daten gefittet wurden. Liegen nur Angaben zum maximalen Fehlerbereich (z.B.  $\pm 25\%$  für die Sickerwassermenge) vor, wurde die prozentuale Standardabweichung  $\sigma$  wie folgt ermittelt (für die Normalverteilung gilt, dass  $99,7\%$  der Werte im Bereich  $\pm 3 \cdot \sigma$  liegen):

$$\sigma = (FEHLER)/3 \text{ [%]} \quad (11.2)$$

Abb. 11.1 zeigt beispielhaft die Verteilung der zufällig ausgewählten Werte für den BZE-Punkt mit der BFH-Nummer 30016 und die Bilanzgrößen Deposition, Verwitterung, Sickerwasserkonzentration, Sickerwasserrate und Bodenvorrat von Calcium. Da die Funktion `rmvnorm()` keine Möglichkeit bietet, trunkierte Parameterspannweiten abzubilden, aber negative Bilanzgrößen unplausibel sind (vgl. Abb. 11.1), wurden zunächst für jeden Standort der Umweltmessnetze (BZE, BWI) 50.000 Simulationen durchgeführt. Aus diesem Datensatz wurden alle Simulationen verwendet, für die die Bilanzgrößen Werte  $\geq 0,001$  erreichten. Abschließend wurde aus dieser Teilmenge eine Zufallsstichprobe ( $n = 10000$ , vgl. de Miguel et al. 2014, Metropolis & Ulam 1949) mit der Funktion `sample()` ohne Zurücklegen erzeugt. Ein solcher Stichprobenumfang ermöglicht die notwendige Reproduzierbarkeit der erzielten Ergebnisse (Jönsson et al. 1995).



**Abb. 11.1:** Beispiel für per Zufallsauswahl variierte Eingangsdaten der Calciumbilanz unter Berücksichtigung der Kovarianz für den BZE-Punkt 30016.

Mit Ausnahme der Deposition und der Entzüge mit der Biomassenutzung enthalten die berechneten Bilanzen auf den BWI-Standorten sowohl einen Regionalisierungs- als auch einen methodischen (modellbedingten) Fehler. Am Beispiel der Verwitterungsraten (VER) wird dargestellt, wie die Berechnung des *i*-ten Bilanzwertes innerhalb der Monte-Carlo-

Simulationen ( $VER_i^{MC}$ ) auf Basis des regionalisierten, standortsbezogenen Bilanzwertes  $VER_{STA}$ , des Regionalisierungsfehlers ( $VER_{i,REG}^{MC} - VER_{STA}$ ) sowie des methodischen Fehlers ( $VER_{i,MET}^{MC} - VER_{STA}$ ) durchgeführt wird. Die Terme  $VER_{i,REG}^{MC}$  und  $VER_{i,MET}^{MC}$  sind die während der Monte-Carlo Simulation aus der entsprechenden Verteilung des Regionalisierungs- bzw. Schätzmodells gezogenen Simulationenwerte für die Verwitterungsrate. Damit wird die Verteilung der simulierten Verwitterungsraten folgendermaßen erzeugt:

$$VER_i^{MC} = VER_{STA} + (VER_{i,REG}^{MC} - VER_{STA}) + (VER_{i,MET}^{MC} - VER_{STA}) \quad (11.3)$$

Im Zuge der Unsicherheitsbetrachtungen wurden MC-Simulationen für die folgenden Bilanzgleichungen auf den jeweiligen Umweltmessnetzen durchgeführt:

BZE:

$$NFB_X = DEP_X + VER_X - (SWC_X \cdot SWF/100) \quad (11.4)$$

$$NFBV_X = DEP_X + VER_X - (SWC_X \cdot SWF/100) + VOR_X \quad (11.5)$$

BWI:

$$NFB_X = DEP_X + VER_X - SWA_X \quad (11.6)$$

$$NFBV_X = DEP_X + VER_X - SWA_X + VOR_X \quad (11.7)$$

$$BIL_X = DEP_X + VER_X - SWA_X - NUT_X \quad (11.8)$$

$$BILV_X = DEP_X + VER_X - SWA_X - NUT_X + VOR_X \quad (11.9)$$

$$BILVK_X = DEP_X + VER_X - SWA_X - NUT_X + VOR_X + KALK_X \quad (11.10)$$

mit:  $NFB$ : nutzungsfreie Stoffbilanz [ $\text{kg ha}^{-1} \text{a}^{-1}$ ],  $NFBV$ : nutzungsfreie Stoffbilanz mit Bodenvorräten (vgl. Kapitel 7) [ $\text{kg ha}^{-1} \text{a}^{-1}$ ],  $BIL$ : Nährstoffbilanz [ $\text{kg ha}^{-1} \text{a}^{-1}$ ],  $BILV$ : Nährstoffbilanz mit Bodenvorräten [ $\text{kg ha}^{-1} \text{a}^{-1}$ ],  $BILVK$ : Nährstoffbilanz mit Bodenvorräten und Kalkung [ $\text{kg ha}^{-1} \text{a}^{-1}$ ],  $DEP$ : Deposition [ $\text{kg ha}^{-1} \text{a}^{-1}$ ],  $VER$ : Verwitterungsrate [ $\text{kg ha}^{-1} \text{a}^{-1}$ ],  $SWC$ : Sickerwasserkonzentration [ $\text{mg l}^{-1}$ ],  $SWF$ : Sickerwasserfluss [ $\text{mm a}^{-1}$ ],  $SWA$ : Stoffaustrag mit dem Sickerwasser [ $\text{kg ha}^{-1} \text{a}^{-1}$ ],  $NUT$ : Nutzungsentzüge [ $\text{kg ha}^{-1} \text{a}^{-1}$ ],  $VOR$ : Bodenvorräte [ $\text{kg ha}^{-1} 0,001$ ],  $KALK$ : theoretische Elementzufuhr bei einer Kalkung [ $\text{kg ha}^{-1} \text{a}^{-1}$ ],  $X$ : Element (Calcium, Magnesium, Kalium).

Bei der jährlichen Elementzufuhr von Calcium und Magnesium im Rahmen einer einmaligen Bodenschutzkalkung von 3 Tonnen wurde eine Standardzusammensetzung ( $\text{Ca}^{2+}$ :  $233 \text{ kg t}^{-1}$ ,  $\text{Mg}^{2+}$ :  $93 \text{ kg t}^{-1}$ ; vgl. Ahrends et al. 2012b) unterstellt und diese Menge vereinfacht durch eine angenommene Umtriebszeit von 100 Jahren geteilt. Ausgeführt wurden die Simulationen für Calcium und Magnesium nur für die nicht karbonatführenden Standorte (vgl. Kapitel 9 & 10). Alle statistischen Berechnungen wurden mit dem Softwarepaket R (R Core Team, 2015) durchgeführt. Nach den Simulationen wurde aus den Wahrscheinlichkeitsdichten der 10.000 MC-Realisierungen das Signifikanzniveau für das Auftreten von negativen bzw. positiven Elementbilanzen ermittelt. Die Begriffe signifikant und schwach

signifikant sind mit Irrtumswahrscheinlichkeiten von  $\alpha \leq 0,05$  und  $0,05 < \alpha \leq 0,1$  definiert. Abb. 11.2 zeigt dieses Vorgehen exemplarisch für drei Situationen. In Beispiel B1 (rote Verteilungskurve) liegt der Bilanzwert im Bereich zwischen dem 90 %- und 95 %-Perzentil (rot hinterlegt), entsprechend ist die Bilanz für dieses Beispiel schwach signifikant negativ ( $0,05 < \alpha \leq 0,10$ ) zu bewerten. Beispiel B2 weist zwar geringfügig mehr positive als negative Realisierungen auf, dies ist jedoch statistisch nicht signifikant (der Bereich zwischen dem 30 %- und 70 %-Perzentil ist farblich hinterlegt). Beispiel B3 zeigt eine Situation signifikant positiver ( $0,05 < \alpha \leq 0,1$ ) Bilanzsimulationen. Hier wird der Wert Null mit über 95 % Sicherheit ausgeschlossen (das 5 %-Quantil der Verteilung ist blau hinterlegt). Die Ergebnisdarstellung erfolgte mit dem R-Paket „*maptools*“ (Bivand & Lewin-Koh 2013).

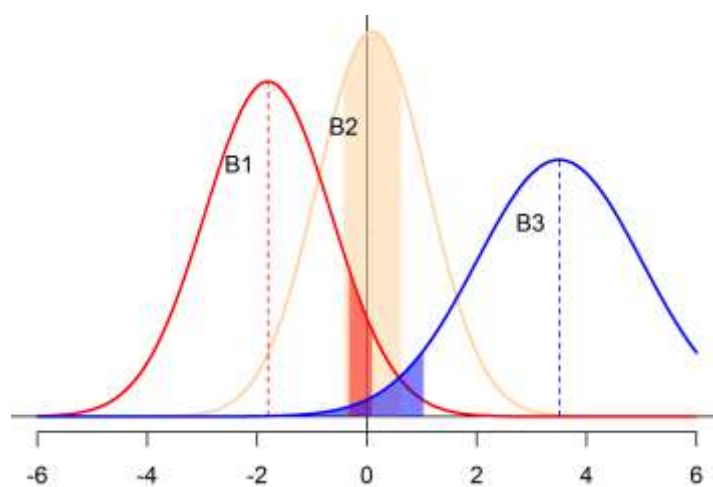


Abb. 11.2: Beispiele (B1 bis B3, siehe Text) für das Ableiten von Signifikanzniveaus von negativen bzw. positiven Elementbilanzen.

### 11.2.3 Eingangsdaten

In die Berechnung der nutzungsfreien Stoffbilanz, und darauf aufbauend der Nährstoffbilanz unter Berücksichtigung der Nutzung, sind viele verschiedene Modelle zur Anwendung gekommen. Die nutzungsfreie Stoffbilanz wird berechnet aus den Beiträgen der Verwitterung (Kapitel 4), Deposition (Kapitel 5) und des Sickerwasseraustrags (Kapitel 6), evtl. ergänzt um 0,1 % des modellierten Bodenvorrats (Kapitel 8).

Die Höhe der Nutzung, hier für das Szenario Real (hierbei wird das Derbholz mit Rinde abzüglich 10 % Ernteverluste und 50 % des Nichtderbholzes inkl. Nadeln zur Rückegassenarmierung bei einem angenommenen Re-Mobilisierungsverlust von 80 % berücksichtigt, vgl. Kapitel 12), wurde berechnet auf Basis der Modelle aus den Kapiteln 2 und 3. Die dort entwickelten Biomasse- und Nährelementmodelle gehen nicht explizit in die Monte-Carlo-Simulation ein, da die Berechnung der Nährelemententzüge auf Basis von Waldwachstumssimulationen, Biomassefunktionen und Nährelementgehalten sehr zeitaufwändig und über 10.000 Monte-Carlo-Iterationen nicht umsetzbar ist. Stattdessen wurde für jede BWI-Traktecke der entsprechende Nährelemententzug und unter Berücksichtigung der

Fehlerfortpflanzung der Fehler der Vorhersage berechnet. Dabei wurden nur die Fehler der in diesem Projekt entwickelten Modelle berücksichtigt. Weitere Elemente wie der Modellfehler des Waldentwicklungs- und Holzaufkommensmodells (WEHAM) bei der Prognose der zukünftigen Entwicklung des Waldes und des Schaftkurvenprogramms BDAT zur Ermittlung von Derbholz-Sortimentsanteilen, sowie Unsicherheiten in den Eingangsdaten für die Vorhersage der Nährelementgehalte (regionalisierte Standortsinformationen: maximale Basensättigung und Stickstoff-Deposition) wurden ignoriert. Der zeitliche Bedarf für die wiederholte Auswertung dieser Modelle (Fortschreibung des BHD-Höhen-Wachstums, unter Umständen Änderung des ausscheidenden Kollektivs und der Sortenzusammensetzung, Re-Evaluation der Nährelementfunktionen mit variierenden Prädiktoren) steht in keinem angemessenen Verhältnis zum erwartenden Genauigkeitsgewinn. Zudem ist die Fehlerhöhe des Biomasse- und Nährelemententzugs deutlich kleiner als die Unsicherheiten der weiteren Bodenbilanzterme (siehe Tab. 11.1 bis Tab. 11.3).

Viele der benötigten Fehlerangaben konnten direkt aus den Modellvalidierungen in den jeweiligen Kapiteln abgeleitet werden. Unter der Annahme, dass die Fehler bei den statistischen Modellen normalverteilt sind, wurde der RMSE (mittlerer Quadratwurzelfehler) vereinfacht mit der Standardabweichung gleichgesetzt. Für Modelle mit heteroskedastischen Fehlern (Biomassemodelle und log-Modelle der Regionalisierung) wurde der Variationskoeffizient auf Basis des RMSE, d.h. der relative RMSE, berechnet als  $RMSE/E(Y)$  (E: Erwartungswert), verwendet. In Tab. 11.1 sind die verwendeten Standardabweichungen bzw. die aus den entsprechenden Modellen stammenden RMSE sowie die Datenquelle für die Modelle der Bilanzglieder aufgelistet.

Bei einigen Parametern wurde für eine grobe Abschätzung auf Angaben aus der Literatur zurückgegriffen. Für in Böden gemessene Elementvorräte werden häufig Angaben zu Variationskoeffizienten (VK) zwischen 30–70 % gemacht (Penne et al. 2010, Böttcher & Springob 2001, Dinca et al. 2012). Eine Unsicherheit in einer vergleichbaren Größenordnung ergibt sich auch bei der Betrachtung von Einzelkomponenten der Vorratsberechnung. Hinsichtlich der Laboranalysen wird von Höhle et al. (2016) ein Fehler von 10 % angegeben. Nach Barkman & Alveteg (2001) kann für die Trockenrohddichte ein Fehler von 25 % angenommen werden. Beim Skelettgehalt kann von noch erheblich größeren Unsicherheiten aufgrund der Schwierigkeiten bei der Schätzung (Wolff & Riek 2006) und der hohen kleinräumlichen Variabilität des Skelettgehaltes ausgegangen werden (Ahrends et al. 2016). Entsprechend wurde ein VK von 50 % angenommen (vgl. Tab. 11.1).



**Tab. 11.3: Ermittelte Fehler der Nährelemententzüge durch Nutzung in den einzelnen Modellregionen nach Elementen getrennt. STW: Standardabweichung; mCV: Mittelwert des Variationskoeffizienten sowie die 5 %-, 50 %- und 95 %-Quantile des Variationskoeffizienten; TM: geschätzte Biomassenutzung.**

Modellregion	Element	STW [kg]	mCV [%]	CV.05 [%]	CV.50 [%]	CV.95 [%]
Alpenvorland/nördl.Kalkalpen	Ca <sup>2+</sup>	0,54	6,05	3,01	5,26	12,12
	K <sup>+</sup>	0,26	7,59	3,51	6,60	15,02
	Mg <sup>2+</sup>	0,08	7,86	3,53	6,72	15,98
	TM	156,88	3,68	1,81	3,19	7,44
Bergländer auf Kalk	Ca <sup>2+</sup>	0,63	6,77	3,27	6,01	12,62
	K <sup>+</sup>	0,31	7,84	3,75	7,02	14,61
	Mg <sup>2+</sup>	0,11	9,67	4,05	8,58	19,01
	TM	164,17	4,33	1,97	3,80	8,30
Kristalline Mittelgebirge	Ca <sup>2+</sup>	0,46	6,83	3,55	6,02	12,87
	K <sup>+</sup>	0,23	7,44	3,69	6,75	13,44
	Mg <sup>2+</sup>	0,08	8,11	3,57	6,87	16,49
	TM	143,51	3,78	1,86	3,27	7,49
Hügelländer (mit hohem Anteil nichtmetamorpher Gesteine)	Ca <sup>2+</sup>	0,52	7,42	3,47	6,51	14,43
	K <sup>+</sup>	0,25	7,73	3,72	6,90	14,29
	Mg <sup>2+</sup>	0,09	9,42	4,11	8,22	18,35
	TM	147,82	4,21	1,95	3,63	8,29
Altmoräne, Nordd. Tiefland	Ca <sup>2+</sup>	0,36	7,30	3,17	6,36	14,36
	K <sup>+</sup>	0,17	7,64	3,38	6,72	15,01
	Mg <sup>2+</sup>	0,06	9,62	3,90	8,05	20,40
	TM	107,12	3,99	1,74	3,47	7,97
Jungmoräne, Nordd. Tiefland	Ca <sup>2+</sup>	0,36	6,18	2,74	5,45	12,39
	K <sup>+</sup>	0,18	6,41	3,02	5,76	12,18
	Mg <sup>2+</sup>	0,07	8,33	3,67	7,40	16,48
	TM	108,55	3,64	1,60	3,24	7,21
Löss/Fluss/Küste	Ca <sup>2+</sup>	0,63	8,06	3,56	7,08	15,87
	K <sup>+</sup>	0,28	7,82	3,51	6,99	15,11
	Mg <sup>2+</sup>	0,09	10,95	4,51	9,41	22,63
	TM	147,62	4,63	1,99	4,09	9,08
Hügelländer (T/U)	Ca <sup>2+</sup>	0,51	7,93	3,62	6,89	15,94
	K <sup>+</sup>	0,25	7,87	3,68	6,96	14,78
	Mg <sup>2+</sup>	0,08	9,25	3,83	7,68	19,45
	TM	149,01	4,37	1,97	3,74	8,81

Für die Berücksichtigung der Nährelemententzüge wurden die aggregierten Traktecken-ergebnisse in die Monte-Carlo-Simulation gespeist. Wie geschrieben, wurde dafür eine Fehlerrechnung an jeder Traktecke durchgeführt. Dazu wurden die Varianzen (quadrierter RMSE bzw. aus Variationskoeffizient abgeleitete Fehlergröße) der einzelnen Modelle entsprechend der Rechenregeln für Varianzen zusammengefasst. Die hier relevanten Rechenregeln, die für unabhängige Zufallsgrößen gelten, sind:

$$VAR(XY) = VAR(X) \cdot E(Y)^2 + VAR(Y) \cdot E(X)^2 + VAR(X) \cdot VAR(Y) \quad (11.11)$$

$$VAR(aX) = a^2 \cdot VAR(X) \quad (11.12)$$

$$VAR(X + Y) = VAR(X) + VAR(Y) \quad (11.13)$$

mit  $VAR$  = Varianz,  $E$  = Erwartungswert,  $a$  = Skalierungsfaktor,  $X$  und  $Y$  = korrelierte Zufallsvariablen. Die Varianzen zweier Produkte wurden nach Goodman (1960) dargestellt

und gelten für die Gesamtpopulation. Der letzte Summand wird für eine Stichprobe subtraktiv verknüpft; im Sinne einer konservativen Betrachtung und im Kontext der approximativen Berechnung der Fehler wird dennoch die additive Version genutzt.

Insbesondere aus den letzten beiden Regeln lässt sich die Varianz von Mittelwerten berechnen. Für die Berechnung der Nährelemententzüge an den Traktecken wurde die Biomasse der einzelnen Kompartimente jeden Baumes der Traktecke berechnet (vgl. Kapitel 2), mit den standortsabhängig modellierten Nährelementgehalten (vgl. Kapitel 3) multipliziert, in Holzsortimente zerlegt, Ernteverluste und Verbleibsorte zugewiesen und die erntefähigen Teile entsprechend dem gewählten Szenario über alle Bäume aufsummiert. Dieses Ergebnis wurde auf einen Hektar hochgerechnet und auf den Zeitraum eines Jahres heruntergebrochen. Tab. 11.3 weist damit gemittelte Größen der Standardabweichung, des Variationskoeffizienten (CV, basierend auf dem RMSE) sowie die 5 %-, 50 %- (Median) und 95 %-Quantile des Variationskoeffizienten über alle Traktecken einer Modellregion, stratifiziert nach den berücksichtigten Elementen, auf. Zusätzlich werden diese Kenngrößen für den geschätzten Biomasseentzug (Element TM) angegeben.

## 11.3 Ergebnisse

### 11.3.1 Korrelationen

Tab. 11.4 und Tab. 11.5 zeigen, dass zwischen fast allen Gliedern der Nährstoffbilanz signifikante Beziehungen vorlagen. Entsprechend sollte eine Berücksichtigung der Kovarianzstruktur bei den Monte-Carlo-Simulationen erfolgen.

Für Calcium und Magnesium zeigten die Bodenvorräte hohe positive Korrelationskoeffizienten zur Sickerwasserkonzentration, den Sickerwasserausträgen und den Verwitterungsraten. Beim Kalium lagen vergleichbar hohe Korrelationen nur zwischen den Bodenvorräten und den Verwitterungsraten sowie dem Sickerwasserfluss und den Sickerwasserausträgen vor. Die Korrelationskoeffizienten auf den BWI-Traktecken fielen aufgrund der Regionalisierung erwartungsgemäß etwas niedriger aus. Die auf den BZE-Punkten vorliegenden Zusammenhänge wurden jedoch nach wie vor durch straffe Beziehungen abgebildet.

### 11.3.2 Monte-Carlo-Simulationen

#### 11.3.2.1 BZE-Standorte

Abb. 11.3 zeigt die Unsicherheitsbereiche der nutzungsfreien Bodenbilanzen von Calcium, Magnesium und Kalium für die Inventurpunkte der BZE II. Für Calcium ergaben die Monte-Carlo-Simulationen, dass trotz der hohen Unsicherheiten bei der Nährstoffbilanzierung insbesondere die gedrängt auftretenden negativen Calciumbilanzen in Teilen des Spessarts und im Sauerland schwach signifikant ausfielen. Entsprechendes konnte für diese Regionen auch hinsichtlich des Magnesiums belegt werden. Bei letztgenanntem Element zeigten sich jedoch auch gehäuft auftretende schwach signifikante, negative Bilanzen in Teilen des

Schwarzwaldes und den ostbayerischen Mittelgebirgen. Signifikant positive, nutzungsfreie Elementbilanzen ergaben sich dagegen für viele Standorte des Norddeutschen Tieflandes.

**Tab. 11.4: Korrelationskoeffizienten ( $r_{\text{Spear}}$ ) zwischen einzelnen Bilanzgliedern der Nährstoffbilanzen an BZE-Punkten. n.s.: nicht signifikant; Korrelationen > 0,5 sind hervorgehoben (fett und kursiv); DEP: Deposition; SIC: Sickerwasserkonzentration; SWA: Sickerwasseraustrag; VER: Verwitterungsrate; SWF: Sickerwasserfluss; VOR: Bodenvorrat.**

$\text{Ca}^{2+}$	DEP	SIC	SWA	VER	SWF	VOR
DEP	1	-0,19	0,1	-0,09	0,42	-0,16
SIC	-0,19	1	<b>0,69</b>	0,49	-0,25	<b>0,81</b>
SWA	0,1	<b>0,69</b>	1	0,43	0,48	<b>0,53</b>
VER	-0,09	0,49	0,43	1	n.s.	<b>0,51</b>
SWF	0,42	-0,25	0,48	n.s.	1	-0,25
VOR	-0,16	<b>0,81</b>	<b>0,53</b>	<b>0,51</b>	-0,25	1
$\text{Mg}^{2+}$	DEP	SIC	SWA	VER	SWF	VOR
DEP	1	-0,31	n.s.	-0,16	0,29	-0,28
SIC	-0,31	1	<b>0,66</b>	<b>0,55</b>	-0,09	<b>0,77</b>
SWA	n.s.	<b>0,66</b>	1	0,48	<b>0,54</b>	<b>0,53</b>
VER	-0,16	<b>0,55</b>	0,48	1	n.s.	<b>0,65</b>
SWF	0,29	-0,09	<b>0,54</b>	n.s.	1	-0,17
VOR	-0,28	<b>0,77</b>	<b>0,53</b>	<b>0,65</b>	-0,17	1
$\text{K}^{+}$	DEP	SIC	SWA	VER	SWF	VOR
DEP	1	n.s.	0,3	-0,16	0,36	-0,25
SIC	n.s.	1	0,48	n.s.	-0,1	n.s.
SWA	0,3	0,48	1	0,12	<b>0,77</b>	-0,16
VER	-0,16	n.s.	0,12	1	0,14	<b>0,68</b>
SWF	0,36	-0,1	<b>0,77</b>	0,14	1	-0,22
VOR	-0,25	n.s.	-0,16	<b>0,68</b>	-0,22	1

**Tab. 11.5: Korrelationskoeffizienten ( $r_{\text{Spear}}$ ) zwischen einzelnen Bilanzgliedern der Nährstoffbilanz für die BWI-Traktecken. n.s.: nicht signifikant; Korrelationen > 0,5 sind hervorgehoben (fett und kursiv); DEP: Deposition; SIC: Sickerwasserkonzentration; SWA: Sickerwasseraustrag; VER: Verwitterungsrate; NUT: Nutzungsentzüge; VOR: Bodenvorrat.**

$\text{Ca}^{2+}$	DEP	SWA	VER	NUT	VOR
DEP	1	0,18	0,10	0,06	-0,11
SWA	0,18	1	<b>0,61</b>	0,34	<b>0,56</b>
VER	0,10	<b>0,61</b>	1	0,31	<b>0,67</b>
NUT	0,06	0,34	0,31	1	0,29
VOR	-0,11	<b>0,56</b>	<b>0,67</b>	0,29	1
$\text{Mg}^{2+}$	DEP	SWA	VER	NUT	VOR
DEP	1	-0,17	-0,3	n.s.	-0,42
SWA	-0,17	1	<b>0,6</b>	0,13	<b>0,59</b>
VER	-0,3	<b>0,6</b>	1	0,15	<b>0,67</b>
NUT	n.s.	0,13	0,15	1	0,11
VOR	-0,42	<b>0,59</b>	<b>0,67</b>	0,11	1
$\text{K}^{+}$	DEP	SWA	VER	NUT	VOR
DEP	1	0,26	-0,11	-0,06	-0,29
SWA	0,26	1	0,21	0,18	0,11
VER	-0,11	0,21	1	0,3	<b>0,64</b>
NUT	-0,06	0,18	0,3	1	0,28
VOR	-0,29	0,11	<b>0,64</b>	0,28	1

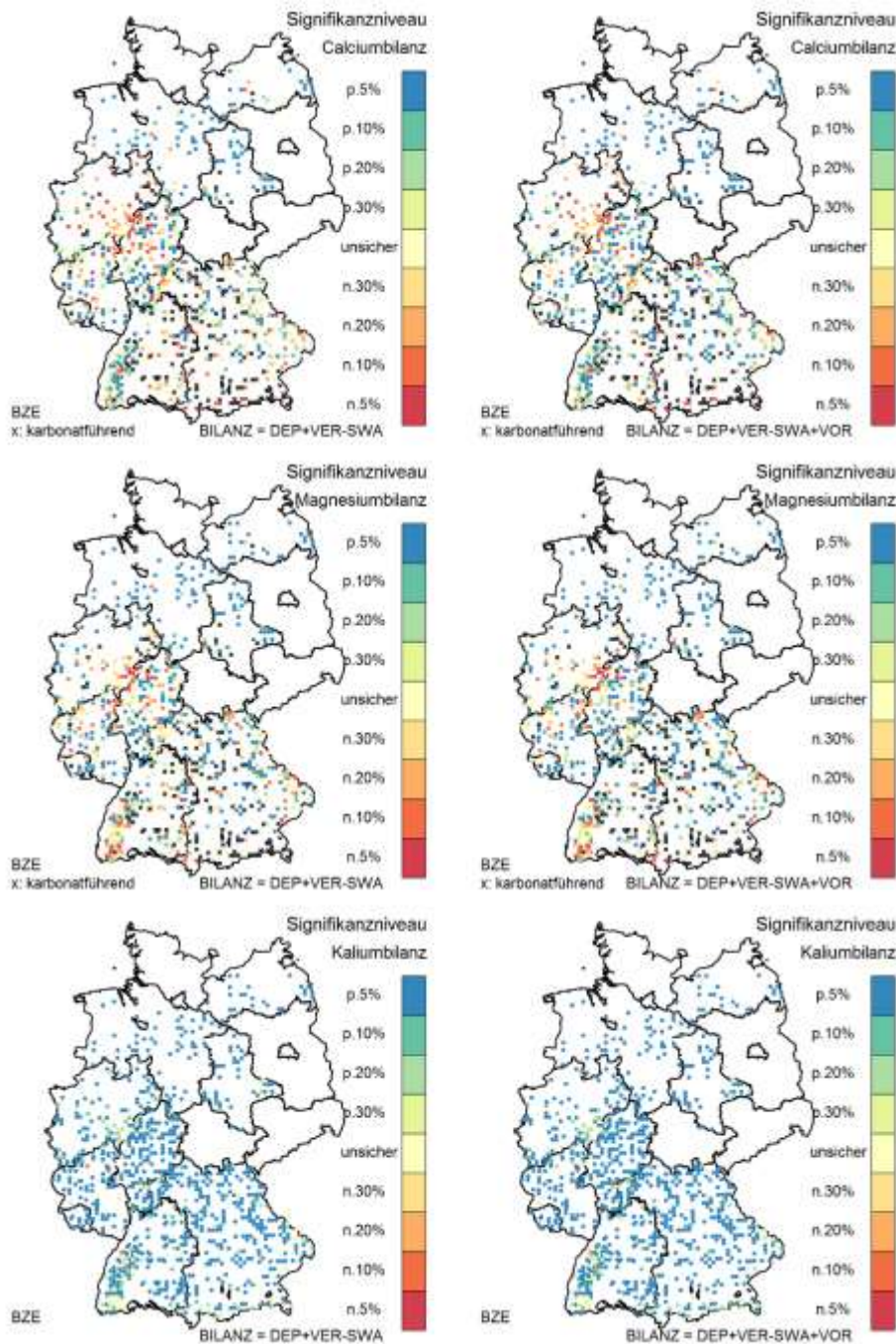


Abb. 11.3: Unsicherheitsbereiche der nutzungsfreien Bodenbilanzen für BZE-II-Punkte an denen vollständige Bilanzglieder verfügbar sind, ohne (links) und mit Berücksichtigung der Bodenvorräte (rechts). Für karbonatführende Standorte (schwarze x) wurden für  $Ca^{2+}$  und  $Mg^{2+}$  keine Unsicherheitsanalysen durchgeführt. p: positive; n: negative Bilanz.

Für Kalium wiesen die Bilanzen mit Ausnahme des Sauerlandes und des Schwarzwaldes überwiegend eine signifikant positive Ausrichtung auf. In den beiden genannten Naturräumen waren die Bilanzen jedoch nicht signifikant negativ, sondern eher als sehr unsicher anzusprechen. Der Vorhersagewert lag nahe null, wobei positive und negative Werte innerhalb der Wahrscheinlichkeitsdichte des Bilanzwertes nicht ausgeschlossen werden konnten. Die Einbeziehung der Bodenvorräte in die Bilanz (Abb. 11.3, rechts; vgl. Gleichung 11.9) hatte nur einen geringen Einfluss auf das Ergebnis der Betrachtungen. Die Ergebnisse der Tab. 11.5 zeigen, dass aufgrund der hohen Korrelationen zwischen den Verwitterungsraten und den Elementvorräten auf entsprechenden Standorten in der Regel ohnehin schon hohe Verwitterungsraten vorlagen, die die Stoffbilanz positiv beeinflussten.

### 11.3.2.2 BWI-Standorte

Nach der Regionalisierung der Bilanzglieder auf die BWI-Punkte mittels geostatistischer Verfahren konnten regionale Strukturen durch „Glättungseffekte“ leichter als naturräumliche/bodenkundliche Einheiten beschrieben werden, als bei alleiniger Verwendung der BZE-Punkte. Auf Grund der zusätzlichen Unsicherheit der Regionalisierung ergaben sich für die nutzungsfreien Stoffbilanzen aller betrachteten Elemente nur noch in Ausnahmefällen statistisch signifikante negative Bilanzen bei Irrtumswahrscheinlichkeiten kleiner 5 %.

Auf dem Signifikanzniveau von 10 % zeigten sich für Calcium schwach signifikante negative nutzungsfreie Bilanzen für das Sauerland, das nördliche hessische Schiefergebirge und den vorderen und südwestlichen Vogelsberg (Abb. 11.4). Bei Hinzunahme der Bodenvorräte für die Wuchsgebiete des Vogelsbergs (die in diesen Bereichen erheblich sind) wurde die Nährstoffbilanzierung sehr unsicher. Der Erwartungswert stieg von deutlich negativ in Richtung null, sodass die Wahrscheinlichkeitsdichte im etwa gleichen Maße positive und negative Werte einschloss. Da die Bodenvorräte mit anderen Größen der Nährstoffbilanz korrelieren (Sickerwasseraustrag, Verwitterung, vgl. Tab. 11.4 und Tab. 11.5), wiesen Regionen mit geringen Bodenvorräten (z.B. Sauerland) auch signifikantere negative Tendenzen auf und umgekehrt. Bei Magnesium ergaben sich ähnliche Zusammenhänge, allerdings wurden hier auch die Bilanzen im Schwarzwald signifikant negativ. Für Kalium lagen die Bilanzen ohne Berücksichtigung der Nährstoffentzüge durch Biomassennutzung für die meisten Traktecken der BWI signifikant im Positiven. Ausnahmen bildeten Punkte in den Kalkalpen, im Schwarzwald und im Sauerland, wo die Erwartung von positiven Bilanzen zunehmend unsicher wurde.

Die Hinzunahme der Nährstoffentzüge durch Nutzungen (vgl. Gleichung 11.8) zeigte eine deutliche Ausweitung der vorab beschriebenen Regionen hinsichtlich schwach signifikant negativer Bilanzen für Calcium und Magnesium. Dies galt insbesondere für weite Teile von Rheinland-Pfalz und Hessen. Aber auch in Landesteilen Niedersachsens und insbesondere in den Jungmoränenlandschaften in Mecklenburg-Vorpommern reduzierte sich für Calcium der Anteil an statistisch abgesichert positiven Elementbilanzen erheblich. Für Kalium führten die Nutzungsentzüge zu einer deutlichen Reduktion von signifikant positiven Bilanzen. Auch in den bayerischen Kalkalpen und der Schwäbischen Alp ergaben sich nach der Berücksichtigung der Nutzung häufiger schwach signifikant ( $p \leq 10\%$ ) negative Nährstoff-

bilanzen. Für Brandenburg konnte zusätzlich eine deutliche Veränderung des Signifikanzniveaus bei Hinzunahme der Elementvorräte festgestellt werden, wohl auch weil langanhaltende Flugascheinträge in dieser Großregion (Riek et al. 2012) hohe Bodenvorräte nach sich zogen.

In den Tab. 11.6 bis Tab. 11.8 sind die Ergebnisse der Stoffbilanzen inklusive Nährelemententzügen und Bodenvorräten als prozentuale Anteile der BWI-Traktecken für die jeweiligen Modellregionen (Straten) zusammengefasst. Karbonatführende Standorte wurden für Calcium und Magnesium nicht bei der Auswertung berücksichtigt. Dies ist insbesondere für die Interpretation der Ergebnisse der Straten S1 und S2 zu beachten, da diese Regionen einen hohen Anteil an Karbonatstandorten aufwiesen. Für Calcium ergab sich ein hoher Anteil von signifikanten und schwach signifikanten negativen Elementbilanzen insbesondere für die Modellregion der Berg- und Hügelländer mit hohem Anteil an Ton und Schluffschiefern (S9). An dieser Region nimmt das Sauerland einen hohen Flächenanteil ein. Auch die kristallinen Mittelgebirge zeigten ähnliche Tendenzen. Alle andere Calciumbilanzen hatten ihr Maximum entweder im unsicheren Bereich, oder tendierten zu positiven bis signifikant positiven ( $p \leq 5\%$ ) Bilanzen. Für Magnesium lagen nur selten signifikant negative Bilanzen vor ( $p \leq 5\%$ ). Die Region S9 zeigte auch bei Magnesium ein verstärktes Auftreten von schwach signifikant negativen Ergebnissen. Ebenfalls vergleichbar mit Calcium waren die Ergebnisse für die kristallinen Mittelgebirge. Dagegen wiesen die norddeutschen Moränengebiete tendenziell bis signifikant positive Bilanzen auf. In den Regionen S1–S4 und S8–S9 wurden tendenziell und zu kleineren Anteilen auch signifikant negative Magnesiumbilanzen immerhin an 2–20 % der BWI-Traktecken identifiziert, was im Sinn des Vorsorgeprinzips Maßnahmen zur Gegensteuerung nahelegt. Bei Kalium machten die schwach signifikant und signifikant negativen Bilanzen in keiner Modellregion mehr als 9 % der Traktecken aus. Tatsächlich wiesen über alle Modellregionen hinweg zwischen mehr als 30 % der Traktecken signifikant positive Bilanzen auf.

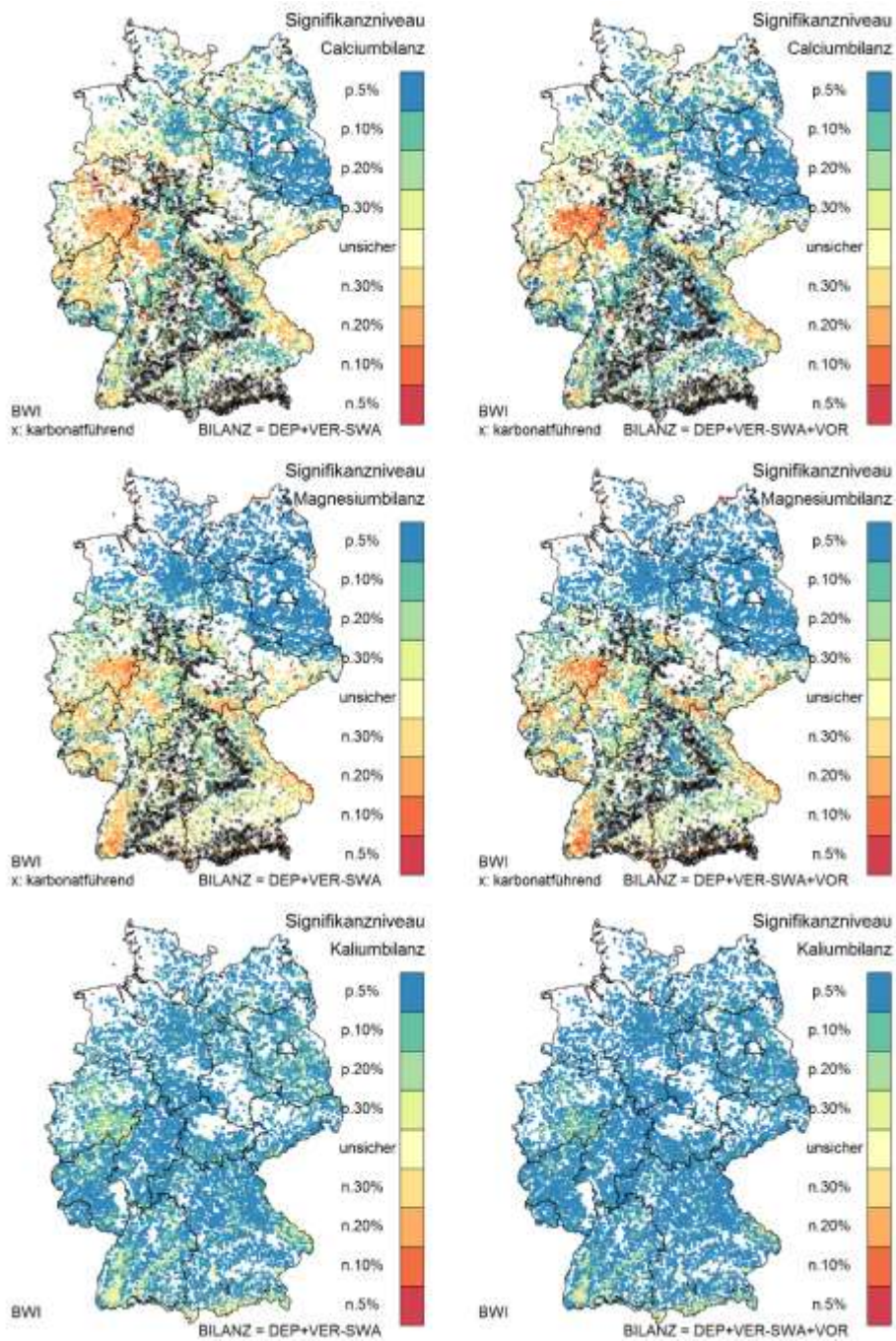


Abb. 11.4: Unsicherheitsbereiche der nutzungs-freien Nährstoffbilanzen an den BWI-Traktecken, ohne (links) und mit Berücksichtigung der Bodenvorräte (rechts). Für karbonat-führende Standorte (schwarze x) wurden für  $\text{Ca}^{2+}$  und  $\text{Mg}^{2+}$  keine Unsicherheitsanalysen durchgeführt. p: positive; n: negative Bilanz.

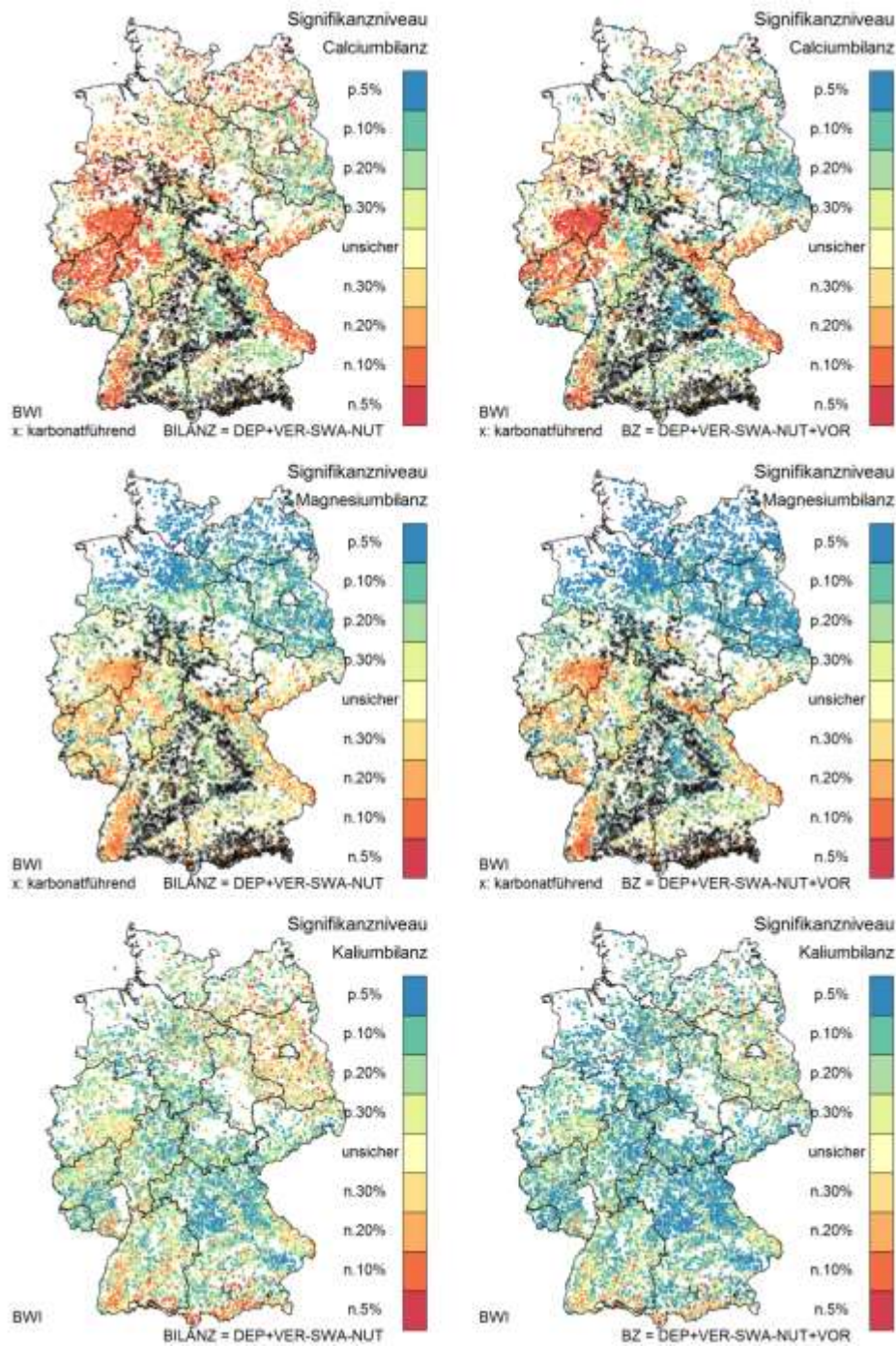


Abb. 11.5: Unsicherheitsbereiche der Stoffbilanzen inklusive Nährstoffentzügen durch Biomassensutzung an den BWI-Traktecken, ohne (links) und mit Berücksichtigung der Bodenvorräte (rechts). Für karbonatführende Standorte (schwarze x) wurden für  $\text{Ca}^{2+}$  und  $\text{Mg}^{2+}$  keine Unsicherheitsanalysen durchgeführt. p: positive; n: negative Bilanz.



Tab. 11.6: Einordnung der Calciumbilanz einschließlich Nutzung als prozentualer Anteil der BWI-Traktecken nach Signifikanzniveau ( $\alpha$  in %) und Modellregion. Codierung der Modellregionen siehe Tab. 11.2. Prozentuale Anteile der Traktecken > 20 % sind hervorgehoben.

Modellregion	Ca <sup>2+</sup> -Bilanz negativ				unsicher ← $\alpha$ →	Ca <sup>2+</sup> -Bilanz positiv			
	< 5	5–10	10–20	20–30		20–30	10–20	5–10	< 5
1	0.1	2.7	5.6	4.4	26.6	13.8	21.3	14.7	10.8
2	5.6	8.5	8.1	6.4	21.1	7.1	11.1	10.9	21.2
3	13.3	14.0	19.5	13.2	28.6	4.8	3.4	2.0	1.2
4	0.9	1.6	4.2	4.2	23.9	11.4	18.5	14.2	21.1
6	4.2	2.5	6.2	5.2	24.1	9.4	13.8	12.5	22.1
7	5.7	2.8	5.1	4.2	23.1	9.5	13.3	12.4	23.9
8	1.2	6.4	8.9	6.7	25.4	10.2	16.5	10.9	13.9
9	33.0	28.6	18.1	6.0	9.4	1.6	1.6	0.8	0.8
alle	8.9	8.4	9.7	6.4	22.7	8.2	11.8	9.5	14.6

Tab. 11.7: Einordnung der Magnesiumbilanz einschließlich Nutzung als prozentualer Anteil der BWI-Traktecken nach Signifikanzniveau ( $\alpha$  in %) und Modellregion. Codierung der Modellregionen siehe Tab. 11.2.

Modellregion	Mg <sup>2+</sup> -Bilanz negativ				unsicher ← $\alpha$ →	Mg <sup>2+</sup> -Bilanz positiv			
	< 5	5–10	10–20	20–30		20–30	10–20	5–10	< 5
1	1.3	5.6	9.8	7.5	37.4	12.1	16.7	6.7	2.9
2	0.3	1.8	4.2	4.5	17.9	6.7	14.0	19.1	31.5
3	3.8	14.4	19	11.4	28.8	7.5	7.0	3.7	4.2
4	1.0	3.3	8.2	6.6	28.9	10.1	14.6	10.7	16.6
6	0.1	0.0	0.2	0.6	6.0	4.1	11.8	15.0	62.2
7	0.1	0.0	0.1	0.2	2.1	2.5	7.5	9.9	77.4
8	0.3	4.4	8.7	7.3	26.0	7.9	12.4	9.8	23.1
9	1.6	20.8	27.4	11.7	21.1	2.7	3.8	2.6	8.2
alle	1.2	6.6	9.9	6.1	19.4	6.3	10.3	9.3	30.9

Tab. 11.8: Einordnung der Kaliumbilanz einschließlich Nutzung als prozentualer Anteil der BWI-Traktecken nach Signifikanzniveau ( $\alpha$  in %) und Modellregion. Codierung der Modellregionen siehe Tab. 11.2.

Modellregion	K <sup>+</sup> -Bilanz negativ				unsicher ← $\alpha$ →	K <sup>+</sup> -Bilanz positiv			
	< 5	5–10	10–20	20–30		20–30	10–20	5–10	< 5
1	4.6	3.7	4.4	4.2	18.8	8.5	14.0	15.1	26.6
2	1.4	1.3	1.3	2.2	17.4	9.1	18.1	17.0	32.3
3	1.1	1.7	2.7	3.7	16.2	9.3	16.1	15.8	33.4
4	0.9	1.2	0.9	1.5	9.7	6.9	13.9	17.2	47.8
6	2.3	1.8	1.9	2.1	18.4	9.6	18.1	16.0	29.8
7	3.8	3.1	3.5	3.9	25.2	12.2	16.7	11.7	20.1
8	0.7	1.8	1.4	1.4	14.1	9.3	18.5	20.5	32.4
9	0.5	1.0	1.2	2.0	21.4	11.8	19.3	16.8	26.0
alle	1.8	1.8	2	2.5	17.1	9.4	16.7	16.2	32.5

Die Berücksichtigung einer einmaligen Bodenschutzkalkung mit  $3 \text{ t ha}^{-1}$  bei der Nährstoffbilanzierung führte zu einer deutlichen Reduzierung der Anzahl signifikant negativer Stoffbilanzen (Abb. 11.6).

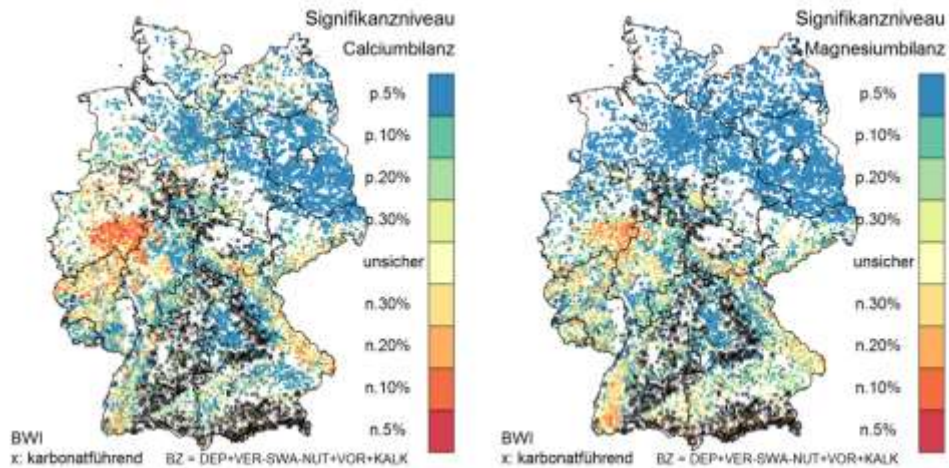


Abb. 11.6: Unsicherheitsbereiche der Stoffbilanzen für Calcium (links) und Magnesium (rechts) an den BWI-Punkten unter Berücksichtigung einer Bodenschutzkalkung. Für karbonatführende Standorte (schwarze x) wurden für  $\text{Ca}^{2+}$  und  $\text{Mg}^{2+}$  keine Unsicherheitsanalysen durchgeführt. p: positive; n: negative Bilanz.

## 11.4 Diskussion und Bewertung

### 11.4.1 Unsicherheitsbetrachtungen

Bei der Verwendung von Modellergebnissen zur Ableitung von waldbaulichen Bewirtschaftungsstrategien besteht die große Gefahr, dass politische oder forstliche Entscheidungsträger die Ergebnisse der Modelle als „absolut“ ansehen (Beckers et al. 2009). Daher ist es wichtig, auch die Unsicherheiten von Modellierungen abzuschätzen und diese an die Anwender weiter zu geben (Cartwright et al. 2016, Ivanovic & Freer 2009). Auf einer solchen Grundlage können verbesserte Entscheidungen getroffen werden und die Grenzen der Modellanwendung werden klarer aufgezeigt. Um Modellunsicherheiten darzustellen existieren zahlreiche Ansätze (Beven & Freer 2001, Li & Wu 2006, Zak et al. 1997). Im Rahmen dieser Studien wurde die Monte-Carlo-Methode verwendet, da sie sehr einfach in den Bilanzierungsansatz zu implementieren und allgemeingültig anwendbar ist. Ein weiterer Vorteil ist, dass sie von Anwendern relativ einfach nachzuvollziehen ist, und somit eine größere Akzeptanz erfährt. Die Methode wurde in zahlreichen forstlichen Fragestellungen und verschiedensten Themenbereichen (Bodenversauerung: Kros et al. 1999; Nährstoffentzüge: Ahrends et al. 2012a; Critical Loads: Reinds & de Vries 2010; Silikatverwitterung: Jönsson et al. 1995; Kohlenstoffspeicherung: Liski et al. 2005) eingesetzt. Dennoch kann eine Methode wie der Monte-Carlo-Ansatz immer nur eine Annäherung an den tatsächlichen Gesamtfehler komplexer Berechnungen sein (Bogena et al. 2005).

Die Hauptnachteile der Monte-Carlo-Methode (Li & Wu 2006) liegen jedoch darin, dass die Ergebnisse nicht in einer analytischen Form vorliegen und der Fehler entsprechend aus einer hohen Anzahl an Simulationen (hier 10.000) über statistische Kenngrößen abgeleitet werden muss. Des Weiteren sind die mehrdimensionalen Verteilungen für korrelierte Variablen oft unbekannt und/oder schwer abzuleiten. Letzteres wurde in den vorliegenden Untersuchungen durch die Ableitung der Kovarianzen zwischen den Bilanzgliedern an den BZE-Punkten und die Einbeziehung dieser Kovarianzen mittels der R-Funktion `rmvnorm()` berücksichtigt. Hierbei ist jedoch zu beachten, dass die abgeleiteten Korrelationen durch großräumige Standortsunterschiede zwischen den einzelnen Inventurpunkten beeinflusst werden. Entsprechend können z.B. bodenchemische Gesetzmäßigkeiten am Einzelpunkt nur bedingt abgebildet werden. Dieses wird eindrucksvoll an der Beziehung zwischen der Verwitterungsrate und der Sickerwasserkonzentration (vgl. Abb. 11.1 und Tab. 11.4) deutlich. Hinsichtlich der Lösungskinetik sind bei hohen Elementkonzentrationen im Sickerwasser nichtlineare (Sverdrup & Warfvinge 1993) oder sogar negative Effekte auf die Freisetzungsraten des Elements durch Verwitterung zu erwarten. Dagegen müssen die dargestellten Beziehungen so interpretiert werden, dass auf Standorten mit höheren Vorräten basischer Kationen und entsprechend höheren Verwitterungsraten auch mehr Calcium, Magnesium und Kalium für den Sickerwasseraustrag zur Verfügung steht. Zudem gilt, dass die einzelnen Glieder der Nährstoffbilanz unabhängig voneinander ermittelt wurden und die Simulationen deshalb alternativ auch ohne Berücksichtigung der Kovarianzen hätten durchgeführt werden können. Die Ergebnisse der Korrelationsanalysen zeigen jedoch, dass es sich statistisch bei den Bilanzgliedern nicht um unabhängige Zufallsvariablen handelt und entsprechend die Kovarianzen berücksichtigt werden sollten. Die Modelle sind also

unabhängig, die Daten aber nicht. Der vorgestellte Ansatz stellt dementsprechend einen Kompromiss dar, der eine erste Annäherung an die realen Verhältnisse und Unsicherheiten ermöglicht.

### 11.4.2 Nährstoffbilanz

Nährstoffbilanzen haben bei der Entscheidungsunterstützung für die forstliche Praxis den Vorteil, dass das Konzept leicht zu verstehen ist und die Ergebnisse der Berechnungen sehr einfach in Nutzungsstrategien übersetzt werden können. Entsprechend erscheint es nachvollziehbar, einen solchen Ansatz zu verwenden, um Bedingungen (Standorte, Nutzungsintensität) zu identifizieren, die langfristig zu Problemen hinsichtlich Nährstoffversorgung und Produktivität am Standort führen können. Dennoch weist die Nährstoffbilanzierung auch einige erhebliche Einschränkungen auf, die nachfolgend kurz angesprochen werden sollen. Wie schon in Kapitel 9 erläutert, ist sie sehr anfällig gegenüber den großen Unsicherheiten einzelner Bilanzglieder. Dies gilt z.B. für das Zusammenspiel von Calcium- und Magnesiumausträgen mit dem Sickerwasser und den entsprechenden Verwitterungsraten auf karbonatführenden Standorten. Das einfache Modell der Nährstoffbilanzierung ignoriert bislang wichtige Wechselwirkungen zwischen den einzelnen Bilanzgliedern. Solche Rückkopplungseffekte beeinflussen insbesondere die ohnehin unsicheren Sickerwasserausträge (Sverdrup et al. 2016). Die Wechselwirkungen zwischen der Austauschbelegung und den Sickerwasserkonzentrationen werden zwar in dem vorliegenden Ansatz berücksichtigt, der Einfluss der Nutzungsintensität auf die Austauschbelegung jedoch nicht. Untersuchungen von Zetterberg et al. (2013) ergaben z.B. nach 27–30 Jahren um 40 % geringere Calciumkonzentrationen im Sickerwasser für Flächen mit Ganzbaum-Entnahme im Vergleich zu denen mit konventioneller Ernte. Durch Ganzbaumnutzung verringerten sich die austauschbaren  $\text{Ca}^{2+}$ -Vorräte im Mineralboden und damit auch die Calciumkonzentration im Sickerwasser.

Es wird klar, dass der einfache Bilanzansatz Schlüsselfaktoren des biogeochemischen Nährstoffkreislaufes sowie Dynamiken während der forstlichen Bewirtschaftung wie z.B. Änderungen im Humusvorrat nicht berücksichtigt (Tietema 2004, Ovington 1954, Jonard et al. 2017). Entsprechend dürften nach Paré & Thiffault (2016) Nährstoffbilanzen die tatsächliche Situation bei Kurzumtriebsplantagen und landwirtschaftlichen Flächen wahrscheinlich realistischer einschätzen, da Nährstoffimporte und -exporte sowie der Nährstoffkreislauf einfacher zu bewerten sind, wobei durch den hohen Anteil an künstlichen Nährstoffzufuhren – insbesondere auf landwirtschaftlichen Flächen – systeminterne Faktoren einen deutlich geringeren Einfluss auf die Stoffbilanz aufweisen.

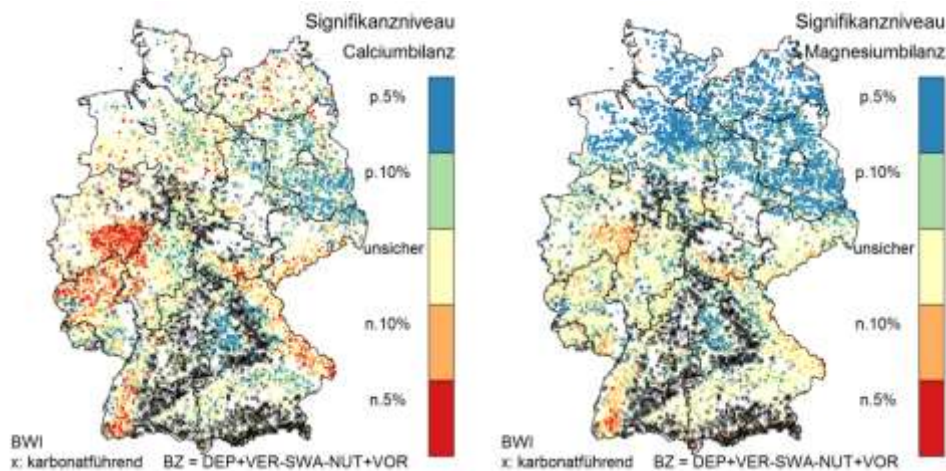
In den dargestellten Simulationen ergeben sich für Calcium signifikante bis schwach signifikante negative Bilanzen, die räumlich sehr stark im Sauerland konzentriert sind. Dieser Bereich ist über die gesamte Depositionsgeschichte durch die Kombination von hohen Schwefel- und Stickstoffeinträgen gekennzeichnet (vgl. Schaap et al. 2015, Bultjes et al. 2011). Neben der verstärkten Bodenversauerung und der raschen Abnahme leicht verwitterbarer, calciumhaltiger Minerale führt die nach wie vor hohe Befruchtung des Sickerwassers mit Sulfat und Nitrat zu weiteren Calciumverlusten. Entsprechend besteht ein evidenter Bedarf zur Regeneration der natürlichen Bodenqualität, z.B. durch regenerationsorientierte

Bodenschutzkalkungen. Auf solchen Standorten ist ein Verzicht auf die Entnahme des Kronenmaterials besonders angeraten und zukünftig könnte eventuell über eine Entrindung (Heppelmann et al. 2016) nachgedacht werden. Ähnliches gilt für Magnesium. Bei diesem Element ist zusätzlich der Schwarzwald besonders hervorzuheben. Während der Zeit der sog. „neuartigen Waldschäden“ wurde vor allem der Magnesiummangel als überwiegende Störung in der Waldernährung gesehen (Hüttl & Schaaf 1997). Für das in diesem Naturraum liegende Einzugsgebiet Schluchsee ermittelten Stahr et al. (1995) zwar eine durchschnittliche Verwitterungsrate von  $1,2 \text{ kmol}_c \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$  über 10.000 Jahre, der  $\text{Mg}^{2+}$ -Anteil hieran beträgt jedoch nur 2,5 %. Vergleichbare Ergebnisse zeigen auch die Untersuchungen von Hofmann-Schielle (1993) aus den Kammregionen des inneren Bayerischen Waldes an der Grenze zu Tschechien. Dultz (2001) führt die vielerorts geringen Verwitterungsraten für Magnesium auf eine starke Ausschöpfung während der holozänen Bodenbildung zurück, die in der hohen Mobilität von Magnesium ihre Ursache haben. Die Ergebnisse der Abb. 11.6 zeigen, dass häufig schon eine Bodenschutzkalkung von  $3 \text{ t ha}^{-1}$  zu erheblichen Veränderungen der Nährstoffbilanz führt. In Regionen wie dem Sauerland und dem Schwarzwald erscheint jedoch ein geringerer Turnus als einmalig pro 100 Jahre notwendig zu sein, um die in der gesamten Depositionsgeschichte und auch aktuell immer noch hohen Nährstoffverluste durch vermutlich hohe Sulfatausträge und anhaltend hohe Stickstoffdepositionen auszugleichen. Das heißt, dass in diesen Regionen vordringlich Kalkungsprogramme zur Regeneration der Bodenqualität und weniger zum Ausgleich von Nährstoffentzügen durch die Holznutzung benötigt werden.

Hinsichtlich der insgesamt vergleichbar guten Kaliumversorgung zeigen sich insbesondere in den bayerischen Kalkalpen und der Schwäbischen Alb häufiger schwach signifikant negative Nährstoffbilanzen. Dieses passt auch zu den Untersuchungen von Weis & Göttlein (2016), Weis et al. (2014) und Mellert & Ewald (2014). Diese weisen darauf hin, dass es auf den flachgründigen Böden aus Kalk- und Dolomitverwitterung zu unzureichender Versorgung mit Kalium kommen kann.

## 11.5 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Obwohl die Nährstoffbilanz ein wichtiges Instrument bei der Entwicklung von Bewirtschaftungsstrategien ist, bestehen nach wie vor erhebliche Unsicherheiten, die ihren Einsatz in Forstplanung und Beratung der Waldbesitzer erschwert. Unbedingt erforderlich ist daher, neben der „absoluten“ Bilanz auch ihre Unsicherheit abzubilden. In der vorgestellten Untersuchung erfolgte dies mit Hilfe von Monte-Carlo-Simulationen für zwei Umweltmessnetze mit unterschiedlicher Datenverfügbarkeit (BZE-Punkte, BWI-Traktecken). Der vorgestellte statistische Ansatz erscheint ausreichend genau und umfassend für die Beurteilung der Fehler von Nährstoffbilanzen zu sein. Aufgrund seiner Einfachheit lässt er sich leicht auf andere Testregionen oder Umweltmessnetze (z.B. Level II) übertragen.



**Abb. 11.7:** Darstellung der signifikanten ( $p \leq 5\%$ ) und schwach signifikanten ( $p \leq 10\%$ ) Bodenbilanzen für Calcium und Magnesium an den BWI-Traktecken. Als unsicher wurden hier alle Bilanzen mit  $p > 10\%$  dargestellt.

Fachlich ergeben die Betrachtungen, dass bei waldbaulichen Entscheidungen hinsichtlich ihrer Nährstoffnachhaltigkeit ein erhebliches Maß an Unsicherheit für alle Nährelemente berücksichtigt werden muss. Die hohen Fehlerbereiche der Nährstoffbilanzen machen deutlich, dass aus den dargestellten Ergebnissen nur bedingt Hinweise für die Höhe einer unkritischen Nutzungsintensität abgeleitet werden können. Hinsichtlich einer Intensivierung der Nutzungsintensität kommen vor allem die Standorte mit signifikant positiven Elementbilanzen in Betracht. Allerdings muss berücksichtigt werden, dass hier nur die Elemente Kalium, Calcium und Magnesium berücksichtigt werden und vor allem das wichtige Nährelement Phosphor nicht in die Beurteilung einfließt. Auf den Standorten mit signifikant und schwach signifikant negativen Ergebnissen sollte von einer Nutzung nährstoffreicher Biomassekompartimente insbesondere des feinen Kronenmaterials dringend abgeraten werden. Durch Stickstoffeinträge und die Remobilisierung von zwischengespeichertem Schwefel sind hier die Bilanzen aktuell bereits ohne Nutzungsintensivierung nicht mehr ausgeglichen. Entsprechend erscheinen weitere Vorsorgemaßnahmen (z.B. Kalkung) zur Erhaltung der Nährstoffnachhaltigkeit sinnvoll, sofern dadurch keine weitere Destabilisierung der Ökosysteme erfolgt. Abb. 11.7 zeigt entsprechende Regionen in Form einer bundesweiten Übersicht für die Elemente Calcium und Magnesium.

Die vorgestellte Unsicherheitsanalyse wurde als Fehlerabschätzung auf einzelnen BWI-Stichprobenpunkten durchgeführt, um das Risiko einer Unterschätzung von Unsicherheiten möglichst auszuschließen. In der praktischen Anwendung bedeutet dies, dass die abgeleiteten Unsicherheitsmargen als Fehler-Obergrenzen anzusehen sind. Da die Bilanzen an den einzelnen BWI-Stichprobenpunkte in der Praxis nicht als Einzelwerte interpretiert werden, sondern als Indikatoren der regionalen Nährstoffbilanzen, können Mittelwerte von Kollektiven der BWI-Stichprobenpunkte für die Abschätzung des regionalen Steuerungsbedarfs der Nährstoffnachhaltigkeit verwendet werden. Auch unter Berücksichtigung des

allgemeinen Vorsorgeaspektes sollten neben den signifikant negativen auch die tendenziell negativen Bilanzen in die Planung von Vorsorgekonzepten einbezogen werden.

## 11.6 Literaturverzeichnis

- Achat, D. L., C. Deleuze, G. Landmann, N. Pousse, J. Ranger, L. Augusto. 2015. Quantifying consequences of removing harvesting residues on forest soils and tree growth - A meta-analysis. *Forest Ecology and Management* 348: 124-141.
- Ahrends, B., H. Meesenburg, K. J. Meiwes, P. Rademacher. 2012a. Fehlerabschätzung bei der Ermittlung der Elemententzüge aus Waldökosystemen. In: Forschungsvorhaben: Möglichkeiten und Grenzen der Vollbaumnutzung (FKZ: 22015407). 173-186. <http://www.fnr-server.de/ftp/pdf/berichte/22015407.pdf>
- Ahrends, B., K. J. Meiwes, H. Spellmann. 2012b. Modellgestütztes Bewertungsverfahren der Vollbaumnutzung. In: Forschungsvorhaben: Möglichkeiten und Grenzen der Vollbaumnutzung (FKZ: 22015407).. 209-228. <http://www.fnr-server.de/ftp/pdf/berichte/22015407.pdf>
- Ahrends, B., S. Hafner, J. Evers, C. Steinicke, W. Schmidt, H. Meesenburg. 2016. Regionalisierung bodenphysikalischer Parameter für Waldstandorte in Sachsen-Anhalt - Unsicherheitsbetrachtung an Standorten verschiedener Umweltmessnetze. *Beiträge aus der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt* 14: 1-13.
- Barkman, A., P. Warfvinge, H. Sverdrup. 1995. Regionalization of critical loads under uncertainty. *Water, Air, and Soil Pollution: Focus* 85: 2515-2520.
- Barkman, A., M. Alveteg. 2001. Effects of data uncertainty in the swedish critical load assessment for forest soils. *Water, Air, and Soil Pollution: Focus* 125: 133-156.
- Beckers, J., B. Smerdon, M. Wilson. 2009. Review of hydrologic models for forest management and climate change applications in British Columbia and Alberta. *Forre series* 25: 1-179.
- Beven, K., J. Freer. 2001. Equifinality, data assimilation, and uncertainty estimation in mechanistic modelling of complex environmental systems using the GLUE methodology. *Journal of Hydrology* 249: 11-29.
- Bivand, R., N. Lewin-Koh. 2013. mapproj: Tools for reading and handling spatial objects. R package version 0.8-27. <http://CRAN.R-project.org/package=mapproj>
- Block, J., K. J. Meiwes. 2013. Erhaltung der Produktivität der Waldböden bei der Holz- und Biomassennutzung. In: Bachmann, G., W. König, J. Utermann: *Bodenschutz - Ergänzbare Handbuch der Maßnahmen und Empfehlungen für Schutz, Pflege und Sanierung von Böden, Landschaft und Grundwasser*. 4200, 1. Lfg. /13. 1-50.
- Bogena, H., R. Kunkel, C. Montzka, F. Wendland. 2005. Uncertainties in the simulation of groundwater recharge at different scales. *Advances in Geosciences* 5: 25-30.
- Böttcher, J., G. Springob. 2001. A carbon balance model for organic layers of acid forest soils. *Journal of Plant Nutrition and Soil Science* 164: 399-405.
- Builtjes, P., E. Hendriks, M. Koenen, M. Schaap, S. Banzhaf, A. Kerschbaumer, T. Gauger, H.-D. Nagel, T. Scheuschner, A. Schlutow. 2011. Erfassung, Prognose und Bewertung von Stoffeinträgen und ihren Wirkungen in Deutschland (Modelling of Air Pollutants and Ecosystem Impact - MAPESI). *Texte Umweltbundesamt, Dessau-Rosslau*. 97 S.
- Cartwright, S. J., K. M. Bowgen, C. Collop, K. Hyder, J. Nabe-Nielsen, R. Stafford, R. A. Stillman, R. B. Thorpe, R. M. Sibly. 2016. Communicating complex ecological models to non-scientist end users. *Ecological Modelling* 338: 51-59.
- Constantine, W., T. Hesterberg, K. Wittkowski, T. Song, S. Kaluzny. 2013. splus2R: Supplemental S-PLUS functionality in R. R package version 1.2-0. <http://CRAN.R->

- [project.org/package=splus2R](https://CRAN.R-project.org/package=splus2R)
- De-Miguel, S., L. Mehtätalo, A. Durkaya. 2014. Developing generalized, calibratable, mixed-effects meta-models for large-scale biomass prediction. *Canadian Journal of Forest Research* 44: 648-656.
- Dinca, L. C., G. Sparchez, M. Dinca, V. N. B. Blujdea. 2012. Organic carbon concentrations and stocks in Romanian mineral forest soils. *Annals of Forest Research* 55 (2): 229-241.
- Dultz, S. 2001. Veränderung des mineralogischen Stoffbestandes in Böden aus pleistozänen Sedimenten Nordwestdeutschland und deren Bedeutung für die Elementfreisetzung. *Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme der Universität Göttingen Reihe A* 172: 1-201.
- Harrell Jr, F. E. 2013. Hmisc: Harrell Miscellaneous. R package version 3.13-0. <http://CRAN.R-project.org/package=Hmisc>.
- Heppelmann, J. B., E. R. Labelle, U. Seeling, S. Wittkopf. 2016. Evaluation the debarking efficiency of modified harvesting heads on European tree species. *Proceedings of the 49th FORMEC Symposium, September 4-7, Warsaw, Poland*, 49-52.
- Hofmann-Schielle, C. 1993. Silikatbestand und Verwitterungssimulation in den Hochlagenböden des Inneren Bayerischen Waldes. *Zeitschrift für Pflanzenernährung und Bodenkunde* 156: 333-339.
- Höhle, J., N. König, L. Hilbrig, J. Bielefeld, D. Ziche, E. Grüneberg, N. Eickenscheidt, B. Ahrends, N. Wellbrock. 2016. Methodenüberblick und Qualitätssicherung. In: Wellbrock, N., A. Bolte, H. Flessa: *Dynamik und räumliche Muster forstlicher Standorte in Deutschland : Ergebnisse der Bodenzustandserhebung im Wald 2006 bis 2008*. Thünen Report, 43. Johann Heinrich von Thünen-Institut. Braunschweig. 6-43.
- Hüttl, R. F., W. Schaaf. 1997. Magnesium Deficiency in Forest Ecosystems. *Nutrients in Ecosystems*, 1. 362 S.
- Ivanovic, R. F., J. E. Freer. 2009. Science versus politics: truth and uncertainty in predictive modelling. *Hydrological Processes* 23: 2549-2554.
- Jonard, M., M. Nicolas, D. A. Coomes, U. Caignet, A. Saenger, Q. Ponette. 2017. Forest soils in France are sequestering substantial amounts of carbon. *Science of the Total Environment* 574: 616-628.
- Jönsson, C., P. Warfvinge, H. Sverdrup. 1995. Uncertainty in predicting weathering rate and environmental stress factors with the PROFILE model. *Water, Air, and Soil Pollution: Focus* 81: 1-23.
- Kolka, R. K., D. F. Grigal, E. A. Nater. 1996. Forest soil mineral weathering rates: use of multiple approaches. *Geoderma* 73: 1-21.
- Kros, J., E. J. Pebesma, G. J. Reinds, P. A. Finke. 1999. Uncertainty assessment in modeling soil acidification at the European scale: a case study. *Journal of Environmental Quality* 28: 366-377.
- Li, H., J. Wu. 2006. Uncertainty analysis in ecological studies. In: Wu, J., K. B. Jones, H. Li, O. L. Loucks: *Scaling and Uncertainty Analysis in Ecology: Methods and Applications*. 45-66.
- Liski, J., T. Palosuo, M. Peltoniemi, R. Sievänen. 2005. Carbon and decomposition model Yasso for forest soil. *Ecological Modelling*. 189: 168-182.
- Meesenburg, H., B. Ahrends, S. Fleck, M. Wagner, H. Fortmann, B. Scheler, U. Klinck, I. Dammann, J. Eichhorn, M. Mindrup, K. J. Meiwes. 2016. Long-term changes of ecosystem services at Solling, Germany: Recovery from acidification, but increasing nitrogen saturation? *Ecological Indicators* 65: 103-112.
- Mellert, K. H., J. Ewald. 2014. Nutrient limitation and site-related growth potential of



- Norway spruce (*Picea abies* [L.] Karst) in the Bavarian Alps. *European Journal of Forest Research* 133 (3): 433-451.
- Metropolis, N., S. Ulam. 1949. The Monte Carlo Method. *Journal of the American Statistical Association* 44 (247): 335-341.
- Müller, F., M. Bergmann, R. Dannowski, J. W. Dippner, A. Gnauck, P. Haase, M. C. Jochimsen, P. Kasprzak, I. Kröncke, R. Kümmerlin, M. Küster, G. Lischeid, H. Meesenburg, C. Merz, G. Millat, J. Müller, J. Padisák, C. G. Schimming, H. Schubert, M. Schult, G. Selmeczy, T. Shatwell, S. Stoll, M. Schwabe, T. Soltwedel, D. Straile, M. Theuerkauf. 2016. Assessing resilience in long-term ecological data sets. *Ecological Indicators* 65: 10-43.
- Ovington, J. D. 1954. Studies of the development of woodland conditions under different trees. II. The forest floor. *The Journal of Ecology* 42: 71-80.
- Paré, D., E. Thiffault. 2016. Nutrient Budgets in Forests Under Increased Biomass Harvesting Scenarios. *Current Forestry Reports* 2: 81-91.
- Penne, C., B. Ahrends, M. Deurer, J. Böttcher. 2010. The impact of the canopy structure on the spatial variability in forest floor carbon stocks. *Geoderma* 158 (3-4): 282-297.
- Pretzsch, H., J. Block, J. Dieler, J. Gauer, A. Göttlein, R. Moshammer, J. Schuck, W. Weis, U. Wunn. 2014. Nährstoffentzüge durch die Holz- und Biomassenutzung in Wäldern. Teil 1: Schätzfunktionen für Biomasse und Nährelemente und ihre Anwendung in Szenariorechnungen. *Allgemeine Forst- und Jagd-Zeitung* 185 (11/12): 261-285.
- R Core Team. 2015. R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Reinds, G. J., W. de Vries. 2010. Uncertainties in critical loads and target loads of sulphur and nitrogen for European forests: Analysis and quantification. *Science of the Total Environment* 408: 1960-1970.
- Reyer, C. 2013. The cascade of uncertainty in modeling forest ecosystem responses to environmental change and the challenge of sustainable resource management. Humboldt-Universität zu Berlin. Mathematisch-Naturwissenschaftlichen Fakultät II, Humboldt-Universität, PhD, Berlin. 247 S.
- Riek, W., A. Russ, J. Martin. 2012. Soil acidification and nutrient sustainability of forest ecosystems in the northeastern German lowlands - Results of the national forest soil inventory. *Folia Forestalia Polonica A* 3: 187-195.
- Sachs, L. 1999. *Angewandte Statistik*. 9 Auflage. Springer Verlag. Berlin. 881 S.
- Schaap, M., R. J. Wichink Kruit, C. Hendriks, R. Kranenburg, A. Segers, P. Bultjes, S. Banzhaf, T. Scheuschner. 2015. Atmospheric deposition to German natural and semi-natural ecosystems during 2009. Project No. (FKZ) 3712 63 240-1, Umweltbundesamt, Dessau-Roßlau. 82 S.
- Schneider, S. 1983. CO<sub>2</sub>, Climate and Society: A Brief Overview. In: Chen, R., E. Boulding, S. Schneider: *Social Science Research and Climate Change*. Springer. Netherlands. 9-15.
- Stahr, K., K. H. Feger, M. Zahrei, K. H. Papenfuss. 1995. Estimation of Weathering Rates in Small Catchments on Bärhalde Granite (Black Forest, SW Germany). In: Churchman, G. J., R. W. Fitzpatrick, R. A. Eggleton: *Clays Controlling the environment*. Proc. 10th Int. Clay Conf., Adelaide, Australia, July 18–23, 1993, CSIRO Publishing, Melbourne, Australia. 494-498.
- Stupak, I., K. Raulund-Rasmussen. 2016. Historical, ecological, and governance aspects of intensive forest biomass harvesting in Denmark. *WIREs Energy and Environment* 5: 588-610.
- Stupak, I., A. Asikainen, M. Jonsell, E. Karlton, A. Lunnan, D. Mizaraitė, K. Pasanen, H.

- Pärn, K. Raulund-Rasmussen, D. Röser, M. Schroeder, I. Varnagiryte, L. Vilkriste, I. Callesen, N. Clarke, T. Gaitnieks, M. Ingerslev, M. Mandre, R. Ozolincius, A. Saarsalmi, K. Armolaitis, H.-S. Helmisaari, A. Indriksons, L. Kairiukstis, K. Katzensteiner, M. Kukkola, K. Ots, H. P. Ravn, P. Tamminen. 2007. Sustainable utilisation of forest biomass for energy - Possibilities and problems: Policy, legislation, certification, and recommendations and guidelines in the Nordic, Baltic, and other European countries. *Biomass and Bioenergy* 31 (10): 666-684.
- Sverdrup, H., P. Warfvinge. 1993. Calculating field weathering rates using a mechanistic geochemical model PROFILE. *Applied Geochemistry* 8: 273-283.
- Sverdrup, H., G. Thelin, M. Robles, I. Stjernquist, J. Sörensen. 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.
- Thiffault, E., K. D. Hannam, D. Pare, B. D. Titus, P. W. Hazlett, D. G. Maynard, S. Brais. 2011. Effects of forest biomass harvesting on soil productivity in boreal and temperate forests - A review. *Environmental Reviews* 19: 278-309.
- Tietema, A. 2004. WANDA, a regional dynamic nitrogen model (With Aggregated Nitrogen DynAmics) for nitrate leaching from forests. *Hydrology and Earth System Sciences* 8: 803-813.
- Weis, W., A. Göttlein. 2016. Bewirtschaftungsmöglichkeiten zur Sicherung einer nachhaltigen Waldwirtschaft vor dem Hintergrund der Nährstoffversorgung kalkalpiner Standorte. *Forstliche Schriftenreihe, Universität für Bodenkultur Wien*, 21: 97-127.
- Weis, W., B. Blumenthal, A. Göttlein. 2014. Wälder der nördlichen Kalkalpen: Ernährung, Wasser- und Stoffhaushalt. *LWF aktuell* 99: 40-43.
- Weis, W., S. Raspe, T. Schäff. 2016. Nährstoffhaushalt und Biomassennutzung. Nährstoffbilanzen: Ein Instrument zur Abschätzung der Folgen intensiver forstlicher Nutzung. *LWF aktuell* 1: 11-15.
- Wellbrock, N., A. Lauer, N. Eickenscheidt, J. Höhle, J. Evers, B. Ahrends, C.-G. Schimming, H.-D. Nagel, W. Riek, K. J. Meiwes, H. Meesenburg. 2016. Bodenversauerung und Nährstoffverfügbarkeit. In: Wellbrock, N., A. Bolte, H. Flessa: *Dynamik und räumliche Muster forstlicher Standorte in Deutschland: Ergebnisse der Bodenzustandserhebung im Wald 2006 bis 2008*. Thünen Rep, 43. Johann Heinrich von Thünen-Institut. Braunschweig. 75-134.
- Wolff, B., W. Riek. 2006. Evaluierung von Verfahren zur Erfassung des Grobbodenanteils von Waldböden. Erarbeitung von Empfehlungen für die Anwendung dieser Verfahren im Rahmen der Bodenzustandserhebung im Wald - Endbericht- Wald+Boden Umweltconsult GmbH, Falkenberg. 59 S.
- Yanai, R. D., J. J. Battles, A. D. Richardson, C. A. Blodgett, D. M. Wood, E. B. Rastetter. 2010. Estimating Uncertainty in Ecosystem Budget Calculations. *Ecosystems* 13: 239-248.
- Zak, S. K., K. Beven, B. Reynolds. 1997. Uncertainty in the estimation of critical loads: a practical methodology *Water, Air, and Soil Pollution: Focus* 98: 297-316.
- Zetterberg, T., B. A. Olsson, S. Löfgren, C. von Brömssen, P.-O. Brandtberg. 2013. The effect of harvest intensity on long-term calcium dynamics in soil and soil solution at three coniferous sites in Sweden. *Forest Ecology and Management* 302: 280-294.
- Zetterberg, T., S. J. Köhler, S. Löfgren. 2014. Sensitivity analyses of MAGIC modelled predictions of future impacts of whole-tree harvest on soil calcium supply and stream acid neutralizing capacity. *Science of the Total Environment* 494-495: 187-201.