

## **Vegetationserhebungen: Bearbeiterunterschiede bei Artenzahlen von Gefäßpflanzen**

### **Vascular plant species richness in forest vegetation records differs depending on surveyor**

Walter Seidling<sup>1,\*</sup>, Anna Kanold<sup>2</sup>, Thomas Kompa<sup>3</sup>, Bernadett Lambertz<sup>4</sup>, Olaf Scheibe<sup>5</sup>, Matthias Schiller<sup>6</sup>, Andreas Schmiedinger<sup>7</sup>, Anett Wenzel<sup>5</sup>, Willy Werner<sup>8</sup> & Jörg-Werner Zoldan<sup>9</sup>

<sup>1</sup>Thünen-Institut für Waldökosysteme, Alfred-Möller-Str. 1, 16225 Eberswalde, walter.seidling@ti.bund.de; <sup>2</sup>Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft (LWF), Hans-Carl-von-Carlowitz-Plz. 1, 85354 Freising, anna.kanold@lwf.bayern.de; <sup>3</sup>Johannisstr. 8, 37073 Göttingen, thomas.kompa@web.de; <sup>4</sup>Öhrshäuser Str. 3, 37434 Bilshausen, volker.woehrmann@t-online.de; <sup>5</sup>Forstliches Forschungs- und Kompetenzzentrum von ThüringenForst, Jägerstr. 1, 99867 Gotha, olaf.scheibe@forst.thueringen.de, anett.wenzel@forst.thueringen.de; <sup>6</sup>Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt, Grätzelstr. 2, 37079 Göttingen, matthias.schiller@nw-fva.de; <sup>7</sup>Grenzhammer 16, 95485 Warmensteinach, agrobiol.schmiedinger@t-online.de; <sup>8</sup>Universität Trier, FB VI-Geobotanik, Behringstr. 21, 54296 Trier, werner@uni-trier.de; <sup>9</sup>Universität Trier, FB VI-Geobotanik, Raiffeisen Str. 5, 54316 Pluwig, steinbach-zoldan@t-online.de

\*Korrespondierender Autor

### **Zusammenfassung**

Flächenbezogene Artenzahlen sind besonders im Kontext von Monitoringprojekten grundlegend für die Beurteilung von Veränderungen der Biodiversität. Diese Studie vergleicht die von neun Bearbeitern (5 Einzelbearbeiter, 2 Zweiertteams) erfasste Zahl an Gefäßpflanzenarten bei Vegetationserhebungen auf markierten Flächen von 4, 100 und 400 m<sup>2</sup> Größe in einem artenreichen Kalkbuchenwald im Göttinger Stadtwald. Dabei wurden Bearbeiter- und Zeiteffekte untersucht, sowie artspezifische Übersehensraten, Fehlbestimmungsraten und Ungenauigkeiten bei der Zuordnung von Pflanzenindividuen zur jeweiligen Aufnahmefläche (Fehlzuordnungsraten) abgeschätzt.

Protokollierte Fragen ließen keine systematischen Unterschiede bei der Vertrautheit der Bearbeiter mit der Vegetation vor Ort erkennen, so dass Ausbildung und Erfahrung für gefundene Unterschiede ausschlaggebend sein dürften. Bei den 4 m<sup>2</sup> großen Erhebungseinheiten ergaben sich bei der Artenzahl relative Abweichungen der Bearbeiter vom Erwartungswert von 8 bis 26 % (1 bis 4 Arten absolut). Diese waren bei den 100 m<sup>2</sup> großen Erhebungseinheiten mit 9 bis 27 % (2 bis 6 Arten absolut) höher. Mit zunehmender Flächengröße nahm der Flächenidentitätseffekt tendenziell ab und der Bearbeitereffekt signifikant zu. Bei den 100 m<sup>2</sup> großen Flächen hatte eine längere Bearbeitungszeit einen positiven Effekt auf die Artenzahl.

Mit Hilfe artbezogener Auswertungen wurden Übersehens-, Fehlbestimmungs- und Fehlzuordnungsraten ermittelt. Nicht eine Art wurde von allen Bearbeitern auf allen Flächen gefunden, auf denen sie jeweils auftrat. Schwer differenzierbare Arten sowie Arten in ungünstigen Entwicklungsstadien wiesen höhere Übersehens-, aber auch höhere Fehlbestimmungsraten auf. Bei morphologisch gut charakterisierten Arten wurde bei Einzelfunden von einer Fehlzuordnung zur Erhebungseinheit ausgegangen.

Die erzielten Ergebnisse sind auch für andere Projekte zur Erfassung der Biodiversität relevant und Bemühungen zur Reduzierung entsprechender Bearbeitereffekte sollten unternommen werden. Eine organisatorische Einbindung entsprechender Bemühungen wird vorgeschlagen.

### Abstract

Local species richness is a crucial biodiversity measure also in monitoring projects. This study was carried out in a species-rich beech forest on limestone within the communal forest of the city of Göttingen. It compares species richness estimates from nine surveyors (five individuals and two teams of two) on plots of 4, 100, and 400 m<sup>2</sup> size. The influence of surveyor and elapsed time on the outcome was investigated. Additionally, species-specific overlooking and misinterpretation rates were estimated. As a further source of error, wrong assignment of plant specimen to plots was considered.

Analysis of recorded questions of the probates did not reveal a differentiated familiarity with the on-site vegetation on the base of their professional embedding in regional terms. Outcomes have therefore to be seen as the result of individual training and experience. On the spatial level of the 4 m<sup>2</sup> plots relative deviances between expected values of species richness and estimates of individual surveyors varied between 8 and 26% (1 to 4 species absolutely). At the 100 m<sup>2</sup> plots differences between surveyors were with 9 to 27% (2 to 6 species absolutely) even more pronounced. With increasing plot area effects from plot identity tend to decrease, while observer effects distinctly increase. For the 100 m<sup>2</sup> plot level an effect of processing time was detectable.

None of the species were found by all surveyors at all subplots on which they occurred. Closely related or otherwise similar species, and those which were in an unfavourable developmental stage, had a higher chance of being overlooked or misinterpreted. Species with peculiar morphological features were considered to be misallocated. For all three types of error respective rates were calculated.

The relationships found have generally to be considered in monitoring projects focusing on vegetation changes; however, in large-scale cross-sectional surveys respective error rates should be considered. An organized controlling system is outlined.

**Keywords:** biodiversity, misallocation rate, misinterpretation rate, overlooking rate, vegetation monitoring

## 1. Einleitung

Klassische, flächenbezogene Vegetationsaufnahmen nach BRAUN-BLANQUET (1964, vgl. ELLENBERG 1956, VAN DER MAAREL & FRANKLIN 2013) spielen bei der Klassifikation von Pflanzenbeständen nach wie vor eine zentrale Rolle (z. B. OBERDORFER 1992, WILLNER 2002, DENGLER et al. 2008) und haben deshalb eine weite Verbreitung gefunden. In jüngerer Zeit kommt dies auch durch die Etablierung großer, vegetationskundlich ausgerichteter Datenbanken zum Ausdruck (z. B. SCHAMINÉE et al. 2009, JANSEN et al. 2011). Außerdem werden Vegetationsaufnahmen im Zuge von Biotop- und naturschutzfachlich motivierten Kartierungen (TREMP 2005), zur Erfassung der floristischen Zusammensetzung von Phytözönosen und deren Änderung in der Zeit (Sukzessionen, BAKKER 1996), zur Ermittlung von Teilaspekten der Biodiversität (EWALD 2005), zur Bioindikation im Zusammenhang mit Standorts- und Nutzungsfaktoren (BOCH et al. 2013) sowie im Bereich der Umweltbeobachtung angefertigt (TRAXLER 1997, SCHULZE et al. 2000, SEIDLING 2005, CANULLO et al. 2011, THIMONIER et al. 2011). Das Thema Biodiversität hat vor allem seit der UN-Konferenz in Rio de Janeiro 1992 an Bedeutung zugenommen. Damit stellen auf definierte Geländeauschnitte bezogene Artenzahlen sowie durch deren Verrechnung mit Abundanzangaben ent-

standene Diversitätsmaße wie Shannon-Index oder Evenness (z. B. HAEUPLER 1982, MAGURRAN 2004, DENGLER 2009) wichtige Zustandsparameter für die in Frage stehenden Phytozönosen bzw. Ökosysteme dar.

Doch wie genau sind solche aus Vegetationserhebungen abgeleitete Diversitätsparameter und können sich zwischen verschiedenen Bearbeitern abweichende Artenzahlen ergeben? Für die Bearbeitung klassifikatorischer Fragen ist diese Fragestellung eher nachrangig, auch wenn z. B. HOFMANN (1997) durchgängig Angaben zur mittleren Artenzahl der von ihm ausgewiesenen Waldökosystemtypen macht. Mit der zunehmend im Fokus stehenden Erfassung von Veränderungen in der Vegetation sowie deren Ursachen stieg das Interesse an der Datenqualität der einzelnen Erhebung (Aufnahme), zumal sich durch deren Wiederholung auf dauerhaft markierten Flächen auch Fragen nach echten oder artifiziellen Änderungen der qualitativen und quantitativen Vegetationszusammensetzung ergeben (CAMARET et al. 2004, ALLEGRIINI et al. 2009, ARCHAUX 2009, ARCHAUX et al. 2009).

Ungenauigkeiten bei der Schätzung des Deckungsgrades einzelner Arten durch unterschiedliche Bearbeiter wurde wiederholt Aufmerksamkeit geschenkt (u. a. KENNEDY & ADDISON 1987, LEPS & HADINCOVÁ 1992, HELM & MEAD 2004, BERGSTEDT et al. 2009). Eventuellen Unterschieden bei Artenzahlen wurde hingegen weniger Aufmerksamkeit zuteil. Bei geschulten und trainierten Vegetationskundlern wurde stillschweigend von einer nahezu 100-prozentigen Erfassungsrate ausgegangen, obwohl bereits TÜXEN (1972) bei Grünlandaufnahmen erhebliche Differenzen zwischen unterschiedlichen Bearbeitern fand. KLIMEŠ et al. (2001) geben für den Skalenbereich von 9,8 cm<sup>2</sup> bis 4 m<sup>2</sup> im artenreichen Grünland Fundraten von ca. 50 % bis fast 90 % aller vorhandenen Arten an und ARCHAUX (2009) geht generell von Fehlraten zwischen 10 bis 30 % aus; SCOTT & HALLAM (2002) geben eine durchschnittliche Rate nicht übereinstimmender Bestimmungsergebnisse (*pseudoturnover rate*) von 24 % an.

Um die Rolle derartiger Unterschiede für die Dauerbeobachtung im Rahmen des Intensiven Waldmonitorings (SEIDLING et al. 2002, DE VRIES et al. 2003) einschätzen und dann minimieren zu können, wurde auch in Deutschland mit entsprechenden Trainings- und Abstimmungskursen für Vegetationserhebungen begonnen. Das Intensive Waldmonitoring ist unter dem Schirm der Genfer Luftreinhaltekonvention (*Convention on Long-range Transboundary Air Pollution*, CLRTAP) integrierter Bestandteil des „Internationalen Kooperationsprogramm Wälder“ (ICP Forests, Lorenz 1995). Das allgemeine Qualitätsmanagement des ICP Forests sieht derartige Abstimmungskurse bei allen Geländeerhebungen vor (FERRETTI et al. 2009). Die vorgelegten Auswertungen basieren auf dem 1. Trainings- und Abstimmungskurs zur Waldbodenvegetation in Deutschland.

Eine zentrale Frage für die hier vorgelegten Auswertungen war: Gibt es signifikante Unterschiede zwischen den Bearbeitern bezüglich der Artenzahl auf definierten Flächen? Eine zweite Frage schließt unmittelbar daran an: Welche Arten tragen besonders zu den gefundenen Unterschieden bei und lassen sich daraus Schlüsse auf die Ursachen für die Unterschiede ziehen? Diskutiert wird, ob die gefundenen Unterschiede im Rahmen ähnlich gelagerter Studien liegen.

## 2. Methoden

Der Versuch wurde vom 9.–10. Juni 2010 im Göttinger Stadtwald (51°31'41" nördl. Breite, 10°2'52" östl. Länge) in unmittelbarer Nähe einer Fläche des Intensiven Wald-(Level-II-)Monitorings (SEIDLING 2005) durchgeführt, wie dies nach dem *ICP Forests Manual* allgemein für Felderhebungen vorgesehen ist (FERRETTI et al. 2010) und bei CANULLO et al. (2011) für Vegetationserhebungen spezi-

fiziert wird. Dazu wurde in Anlehnung an die Vorgaben für internationale Kurse (R. Canullo et al., unveröff.) ein Begleitdokument erstellt (W. Seidling & T. Kompa, unveröff.), das den Teilnehmern circa eine Woche vor dem Versuch zugegangen war. Dort wurden – neben einer kurzen Einführung in das Gebiet – das Aufnahmedesign, die Aufnahmemodalitäten und eine Liste zu erwartenden Gefäßpflanzen- und Moosarten vorgestellt. Diese Artenliste wurde auf Grund der in der Level-II-Datenbank enthaltenen Arten der in nächster Nähe gelegenen Level-II-Fläche erstellt. Ergänzt wurde diese Liste durch Arten aus Vegetationserhebungen aus einem größeren, die Versuchsflächen insgesamt einschließenden Areal (SCHMIDT et al. 2009).

## 2.1 Aufnahmedesign

Das für internationale Abstimmungskurse konzipierte Flächendesign (R. Canullo et al., unveröff.) wurde übernommen. Dazu wurde eine 50 m x 50 m große quadratische Fläche in fünfundzwanzig 10 m x 10 m große Teilflächen unterteilt. Entsprechend eines Schachbretts wurde zwei Serien ausgewiesen:

- Serie A: Zwölf 10 m x 10 m-Flächen (Erhebungseinheiten), zueinander versetzt wie die schwarzen Felder eines Schachbrettmusters.
- Serie AK: Dreizehn 2 m x 2 m-Flächen (Erhebungseinheiten), jeweils um die Feldmittelpunkte der nach Art eines Schachbrettmusters zu den der Serie A versetzten „weißen“ 10 m x 10 m-Quadrate.

Alle Ecken wurden durch Markierungsstäbe kenntlich gemacht und zur klaren Begrenzung der Flächen die Seitenlinien durch Schnüre abgespannt. Alle so entstandenen Erhebungseinheiten wurden aufgenommen.

Das internationale Flächendesign wurde durch zwei deutschlandspezifische Ansätze ergänzt, wobei das Design der Serie B in einigen Bundesländern im Rahmen des intensiven Monitorings zur Anwendung kommt und Elemente der Serie C für Vegetationsaufnahmen im Rahmen der bundesweiten Bodenzustandserhebung als Alternative zu rechteckigen Formen (WELLBROCK 2006) teilweise Anwendung fanden:

- Serie B: Vier 20 m x 20 m-Flächen, als über Eck versetzt angeordnete Serien von je zwei entsprechenden Flächenpaaren.
- Serie C: Vier 400-m<sup>2</sup>-Kreisflächen mit 11,28 m Radius, von innen die jeweils außen liegenden Begrenzungslinien von vier unmittelbar benachbarten, insgesamt als Quadrat angeordneten 25 m x 25 m-Flächen berührend.

Auch bei der Serie B wurden die Seiten der einzelnen Quadrate durch Schnüre abgespannt. Bei den Kreisflächen der Serie C wurden die Mittelpunkte durch Fluchtstangen markiert. An diese war jeweils eine 11,28 m lange Schnur mit solider Endmarkierung zur kontinuierlichen Ermittlung der Flächenbegrenzung (soweit keine Bäume im Weg standen) befestigt. Von den bei CANULLO et al. (2011) detailliert dargestellten Aufnahmemodalitäten sei bezüglich der Flächenabgrenzung hervorgehoben, dass Pflanzen dann einer Erhebungseinheit zuzurechnen waren, wenn lebende Pflanzenteile von der senkrechten Projektion einer Aufnahmefläche angeschnitten wurden, auch wenn sie nicht innerhalb der Fläche wurzelten.

## 2.2 Versuchsdurchführung

Die Vertrautheit mit der lokalen Flora beziehungsweise mit der Waldgesellschaft, einem artenreichen Kalkbuchenwald (*Hordehymo-Fagetum lathyretosum*, siehe: SCHMIDT et al. 2009, DIERSCHKE 2013), mochte unter den Versuchsteilnehmern nicht gleich sein. Deshalb wurde vor Beginn des Versuchs eine Abstimmung unter Regie eines lokal erfahrenen, jedoch am Test nicht unmittelbar beteiligten Vegetationskundlers (Versuchsleiter) im gleichen Vegetationstyp in unmittelbarer Nähe der eigentlichen Erhebungsflächen durchgeführt. Dabei wurden zum Erhebungszeitpunkt bestimmungskritische Arten wie *Anemone nemorosa* und *A. ranunculoides* vorgestellt und die diagnostisch wichtigen Merkmale diskutiert. Arten, die jahreszeitlich bedingt schon im Einziehen begriffen waren, wurden weniger wegen Unsicherheiten bei der Artbestimmung, sondern mehr wegen der dann problematischen Deckungsgradschätzung diskutiert, worauf in dieser Studie jedoch nicht eingegangen wird. Um unter-

schiedliche Auffassungen über Artzugehörigkeiten auszuschließen, wurden alle Artbestimmungen auf WISSKIRCHEN & HAEUPLER (1998) bezogen. Zusätzliche Angaben zu einzelnen Pflanzenindividuen, wie z. B. Keimlingsstatus bei Gehölzarten, wurden im Nachgang aus der unter allen Teilnehmern per E-Mail abgestimmten Konsensliste entfernt. Nicht sicher bestimmbare Jungpflanzen der Gattung *Crataegus* wurden als *Crataegus spec.* zusammengefasst und eine lediglich als „Fabaceae“ bestimmte Pflanze wurde zu *Vicia sepium* gerechnet, da diese Art von anderen Bearbeitern auf der gleichen Erhebungseinheit registriert worden war. Die Auswertungen beziehen sich nur auf Gefäßpflanzenarten, da Vorauswertungen zu den Moosarten einen sehr uneinheitlichen Kenntnisstand unter den Teilnehmern ergaben, weshalb diese hier ausgespart bleiben.

Eine fachbezogene Kommunikation zwischen den Bearbeitern bzw. Bearbeiterteams (neben fünf Einzelbearbeitern waren zwei Zweiergruppen angetreten, im Folgenden schließt „Bearbeiter“ die beiden Teams mit ein) fand während des Versuchs nicht statt. Da sich in hier nicht dargestellten Vorauswertungen Einzelbearbeiter und Zweiergruppen nicht unterschieden, wurde dieser Umstand bei den Auswertungen nicht weiter berücksichtigt. Die Teilnehmer konnten während des Versuchs an den unabhängigen Versuchsleiter taxonomische und verfahrenstechnische Fragen stellen, deren Anzahl bearbeiterbezogen notiert wurde.

Zeitvorgaben pro Erhebungseinheit wurden nicht gemacht, allerdings konnte durch nachrückende Bearbeiter subjektiv Zeitdruck für einige Bearbeiter bei der Aufnahme einzelner Erhebungseinheiten entstehen. Die Uhrzeit zu Beginn und Ende der Aufnahme einer jeden Erhebungseinheit wurde von den Bearbeitern notiert. Die Bearbeiter wurden im Vorfeld angehalten keinesfalls Pflanzen innerhalb des Testareals zu entfernen sowie leichtes Schuhwerk zu tragen, um Trittschäden innerhalb der Untersuchungsflächen zu minimieren. Lediglich unbeabsichtigt mochten Bearbeiter empfindliche Einzelpflanzen so beschädigen, dass sie für nachfolgende nicht mehr erkennbar waren. Um derartige Einflüsse auszugleichen, wurden die Startpunkte der sieben Bearbeiter möglichst gleichmäßig über alle Erhebungseinheiten verteilt, so dass für jeden in etwa das gleiche Risiko bestand, eine etwas gestörte Fläche anzutreffen. Die Flächen der Serien B und C konnten aus Zeitgründen von den meisten Bearbeitern nur zum Teil oder gar nicht erfasst werden, weshalb es hier keine festgelegten Startpositionen gab.

## 2.3 Auswertungen

Um eine mehr oder weniger ausgeprägte Vertrautheit mit der lokalen Waldgesellschaft zu prüfen, wurden Zusammenhänge zwischen Typ und Anzahl der von den Bearbeitern an den Versuchsleiter gerichteten Fragen durch Vierfeldertafeln mittels Chi-Quadrat-Homogenitätstest auf dem 5-Prozent-Niveau auf Signifikanz geprüft. Dazu wurden Bearbeiter aus Niedersachsen bzw. unmittelbar benachbarten Bundesländern denen aus weiter entfernt liegenden Bundesländern gegenüber gestellt.

Die Artenzahl ( $SR$ ) pro Erhebungseinheit und anonymisierte Bearbeiter (T1 bis T7) wurde für alle Serien ermittelt und in aggregierter Form ( $xSR$ ) zusammen mit den ebenfalls aggregierten Bearbeitungszeiten ( $xdt$ ) wiedergegeben. Damit lassen sich die Ergebnisse der Bearbeiter für alle vier Ansätze darstellen, wobei die Ergebnisse zu den Serien B und C auf Grund ihrer Unvollständigkeit nur einen groben Anhalt geben. Da die tatsächliche Artenzahl pro Erhebungseinheit nicht bekannt ist, wurde jeweils ein Erwartungswert als Vereinigungsmenge aller Einzelergebnisse gebildet. Abweichungsraten pro Bearbeiter ergaben sich aus dem prozentualen Verhältnis von Beobachtungs- zu Erwartungswert.

Die statistischen Zusammenhänge zwischen Artenzahl ( $SR$ ) als Zielvariable und Bearbeiter ( $T$ ) bzw. Identität der Erhebungseinheiten ( $SP$ ) als Einflussvariable erfolgte mit einem varianzanalytischen Ansatz unter Beachtung der Tatsache, dass die durch die einzelnen Bearbeiter festgestellten Artenzahlen als Messwiederholungen an identischen Erhebungseinheiten aufzufassen sind (Proc GLM mit *repeated*-Option in SAS 9.3, s. THE UNIVERSITY OF TEXAS AT AUSTIN, ACITS, STATISTICAL SERVICES 1997). Dabei wurden die Varianzanteile ebenfalls zwischen den Einflussgrößen „Bearbeiter“ und „Identität der Erhebungseinheit“ aufgeteilt, bei der Prüfung auf Signifikanz mittels  $F$ -Tests und den damit im Zusammenhang stehenden Berechnungen zu den mittleren Einflussgrößen (mittlere Quadratsummen,  $MSS$ ) kamen dem Modell entsprechend reduzierte Freiheitsgrade zur Anwendung. Der statistische Parameter Sphärizität (Mauchly-Test) ist ein Maß für die Varianzgleichheit der einzelnen Bearbeiter innerhalb der einzelnen Erhebungseinheiten (*within-subject variability*). Der entsprechende

*Chi*-quadrat-bezogene *P*-Wert darf zur Annahme der Sphärizitätshypothese das generell angenommene Signifikanzniveau (hier 0,05) nicht unterschreiten. Bei Annahme der Sphärizitätshypothese ist der *F*-Test zur Einflussgröße „Bearbeiter“ als gültig anzusehen. Das ebenfalls mitgeteilte Wilks' *Lambda* einschließlich *F*-Test-Ergebnis beruht auf einem alternativen multivariaten Ansatz und ermöglicht einerseits bei Verletzung der Sphärizitätshypothese trotzdem eine Signifikanzprüfung des Bearbeiterinflusses, andererseits kann sein Ergebnis als weiterer unabhängiger Test gewertet werden. Für die Serien B und C wurden zu Vergleichszwecken ebenfalls partielle (Typ-III-)Varianzanteile errechnet, statistische Tests ermöglichten diese unbalancierten Datensätze jedoch nicht.

Die Berechnung zum Einfluss der Bearbeitungszeit auf die Artenzahl erfolgte für die 4 m<sup>2</sup>- und 100 m<sup>2</sup>-Flächen mit einem einfachen Regressionsmodell und einem Kovarianzmodell ebenfalls mit der Proc GLM (SAS 9.3). Hierbei wurde jede einzelne Aufnahme einer Erhebungseinheit durch einen Bearbeiter als Einzelereignis gewertet, das eine bestimmte Zeit in Anspruch nahm und eine bestimmte Artenzahl zum Ergebnis hatte, so dass hier die *repeated*-Option nicht zur Anwendung zu kommen brauchte.

Die Auswertung aller artspezifischen Fundraten und eine anschließende Häufigkeitsanalyse sollte helfen, die wesentlichen aus der Literatur bekannten Fehlerquellen bei Vegetationsaufnahmen, das sind Übersehen von Arten (*overlooking*), Fehlbestimmung von Arten (*misinterpretation*) und – bisher kaum berücksichtigt – die Fehlzuordnung von Pflanzenindividuen zu einer Fläche (*misallocation*), zu differenzieren. Einmalfunden (*singletons*) kommt dabei eine besondere Rolle zu.

Eine Überprüfung aller Einmalfunde ergab ein gewisses Fehlbestimmungspotenzial bei den Gräsern, die sich zum Erhebungszeitpunkt oft noch in einem sehr frühen Entwicklungsstadium befanden, sowie bei Farnpflanzen, die (noch) keine Sori aufwiesen. Auch bei den *Anemone*- und *Viola*-Arten sowie einigen weiteren dicotylen Stauden bestand ein gewisses Fehlbestimmungspotenzial, während Arten wie *Allium ursinum*, *Oxalis acetosella* oder *Arum maculatum* kaum mit anderen Arten zu verwechseln waren. In Tabelle 4 werden alle dort aufgeführten Arten mit Einmalfunden in solche mit und ohne Verwechslungspotenzial unterteilt. Aus der Häufigkeit von Einmalfunden von Arten mit Verwechslungspotenzial wurde eine Rate für Fehlbestimmungen (*misinterpretation rate, MI*) hergeleitet. Bei Arten ohne Verwechslungspotenzial dürfte als Grund für deren Nennung durch jeweils nur einen Bearbeiter eigentlich nur eine ungenauer Flächenabgrenzung von benachbarten Vorkommen in Frage kommen (die Abgrenzungsschnüre konnten in der Regel nicht unmittelbar am Waldboden entlang geführt werden, in der Regel handelte es sich sowieso um Abgrenzungen mittels gedachter, auf den Grundlinien senkrecht stehender Flächen). Die entsprechende Rate wurde als Fehlzuordnungsrate (*misallocation rate, MA*) bezeichnet. Pro Art wurden die Einmalfunde folgendermaßen definiert:

$$MI_s [\%] = (\Sigma \{\text{Einmalfunde von Arten mit Verwechslungspotenzial}\} / \Sigma \{\text{Funde dieser Art}\}) * 100$$

$$MA_s [\%] = (\Sigma \{\text{Einmalfunde von Arten ohne Verwechslungspotenzial}\} / \Sigma \{\text{Funde dieser Art}\}) * 100$$

Aus dem Verhältnis zwischen den restlichen Funden einer Art durch alle Bearbeiter (ohne Einmalfunde) und der Differenz (den Fehlraten) zwischen Funden und dem Erwartungswert (stets 7) pro Erhebungseinheit, wurden Übersehenshäufigkeiten (*overlooking rates, O<sub>s</sub>*) pro Art abgeschätzt.

$$O_s [\%] = (\Sigma_n \{\text{Fehlraten ohne Einmalfunde der Art}\} / \Sigma_n \{\text{Erwartungswert} = 7, \text{ ohne Einmalfunde der Art}\}) * 100$$

Die jeweils mittleren Raten wurden entsprechend über alle Pflanzenarten errechnet:

$$MI_{tot} [\%] = (\Sigma \{\text{Einmalfunde mit Verwechslungspotenzial}\} / \Sigma \{\text{Funde insgesamt}\}) * 100$$

$$MA_{tot} [\%] = (\Sigma \{\text{Einmalfunde ohne Verwechslungspotenzial}\} / \Sigma \{\text{Funde insgesamt}\}) * 100$$

$$O_{tot} [\%] = (\Sigma \{\text{Fehlraten ohne Einmalfunde}\} / \Sigma \{\text{Erwartungswert} = 7, \text{ ohne Einmalfunde}\}) * 100.$$

### 3. Ergebnisse

Die Entfernung der Aktivitätsschwerpunkte der einzelnen Bearbeiter vom Durchführungsort ergab bei insgesamt sieben registrierten taxonomischen Fragen bei den Bearbeitern aus entfernter gelegenen Bundesländern eine zwar höhere, jedoch nicht signifikant höhere Anzahl an Arten. Damit konnte kein generell höherer Vertrautheitsgrad mit der Flora vor Ort bei Bearbeitern aus dem regionalen Umfeld nachgewiesen werden. Dieses Ergebnis schließt allerdings nicht aus, dass einzelne Bearbeiter mit der Vegetation der Fläche deutlich vertrauter waren als andere. Bei sieben technisch motivierten Fragen wurde erwartungsgemäß ebenfalls kein entsprechender Zusammenhang gefunden.

Tabelle 1 zeigt, dass die Artenzahlen auf den 4 m<sup>2</sup>-Flächen je nach Bearbeiter um durchschnittlich 1,2 bis 3,6 Arten vom Erwartungswert abwichen. Bei den 100 m<sup>2</sup>-Flächen lagen die entsprechenden Differenzen zwischen 2,2 und 6,2 und stiegen für 400 m<sup>2</sup>-Flächen bis maximal 11 Arten an. Die individuellen Abweichungen lagen zwischen 8 und 26 % bei den 4 m<sup>2</sup>-Flächen und zwischen 9 und 27 % bei den 100 m<sup>2</sup>-Flächen. Die geringste Abweichung wies jeweils Bearbeiter T4 auf, während T6 auf den 4 m<sup>2</sup>-Flächen die höchste Abweichung erreichte und T3 bei den 100 m<sup>2</sup>-Flächen. Die Abweichungsraten stiegen ebenfalls mit der

**Tabelle 1.** Mittlere beobachtete Artenzahl (xSR), mittlere Differenz zwischen Erwartungs- und Beobachtungswert (x(E-B)), mittlere Abweichungsrate (xDR), mittlere Zeitdauer pro Erhebungseinheit (xdt) und deren Variationskoeffizient (rV(dt)) pro Bearbeiter (Spalten 2–8) und Serie (AK, A, B, C); Spalte 9: mittlerer Erwartungswert (E) pro Serie, Spalte 10: Mittelwerte (x) über alle Bearbeiter.

**Table 1.** Mean observed species richness (xSR), difference between expected and observed species richness (x(E-B)), time spent per subplot (xdt) and respective coefficient of variation (rV(dt)) per observer (columns 2 to 8) and series (AK, A, B, C); column 9: mean expected species richness (E) per series, column 10: overall mean values (x).

1 Serie: Param.	2 T1	3 T2	4 T3	5 T4	6 T5	7 T6	8 T7	9 E	10 x
AK: xSR	11,8	11,9	11,3	12,9	12,2	10,4	12,2	14,0	
AK: x(E-B)	2,2	2,1	2,7	1,2	1,9	3,6	1,8		
AK: xDR [%]	16	15	19	8	13	26	13		16
AK: xdt [min]	9,2	8,7	9,2	11,5	8,2	8,9	7,5		9,0
AK: rV(dt) [%]	37	30	49	48	19	23	24		38
A: xSR	18,5	18,6	16,8	20,8	18,2	18,3	20,2	22,9	
A: x(E-B)	4,4	4,3	6,2	2,2	4,8	4,6	2,8		
A: xDR [%]	19	19	27	9	21	20	12		18
A: xdt [min]	23,7	22,3	17,9	25,0	16,5	15,8	20,3		20,2
A: rV(dt) [%]	24	42	37	25	29	26	29		34
B: xSR	24,0	23,0	23,7	26,0	25,3	21,5	27,0	32,5	
B: x(E-B)	8,5	9,5	8,8	6,5	7,3	11,0	5,5		
B: xDR [%]	26	29	27	20	22	34	17		25
B: xdt [min]	30,0	30,0	18,3	38,3	36,3	27,0	30,0		30,6
B: rV(dt) [%]	24	-	31	20	30	11	29		31
C: xSR	20,0	27,0	-	-	26,0	21,5	28,0	31,0	
C: x(E-B)	11,0	4,0	-	-	5,0	9,5	3,0		
C: xDR [%]	35	13	-	-	16	31	10		21
C: xdt [min]	22,5	58,0	-	-	30,0	31,8	46,7		36,4
C: rV(dt) [%]	47	-	-	-	-	10	45		42

Flächengröße von durchschnittlich 16 % bei 4 m<sup>2</sup>-Flächen auf 18 % bei 100 m<sup>2</sup>-Flächen und erreichten 25 % bei den 400 m<sup>2</sup>-Flächen (letzter Wert wegen Unvollständigkeit nicht voll vergleichbar). Die Abweichungsraten für einzelne Bearbeiter konnten mit bis zu 28 % jedoch deutlich ungünstiger ausfallen.

Die durchschnittliche Erhebungsdauer pro Erhebungseinheit und Bearbeiter ließen erwartungsgemäß eine Zunahme mit der Flächengröße erkennen (Tab. 1), wobei die kreisförmigen Erhebungseinheiten der Serie C im Schnitt zusätzlich zirka 20 % mehr Zeit in Anspruch nahmen als die gleich großen Quadrate der Serie B. Der Zeitaufwand pro Erhebungseinheit konnte für die einzelnen Bearbeiter beträchtlich variieren, doch waren kaum generelle Muster erkennbar. Lediglich Bearbeiter T6 zeichnete sich in allen vier Serien durch einen recht konstanten Zeitaufwand pro Erhebungseinheit aus.

Die varianzanalytischen Modelle (Tab. 2) zeigten anhand der relativen Varianzanteile, dass auf den 4 m<sup>2</sup>-Erhebungseinheiten Effekte der Flächenidentität auf die Artenzahlen am deutlichsten zu Tage traten, während diese bei den 100 m<sup>2</sup> großen Aufnahmeflächen schwächer ausgeprägt waren. Bei den 400 m<sup>2</sup> großen Erhebungsflächen entfielen die geringsten Varianzanteile auf die Flächenidentität. Eine statistische Absicherung dieses Effekts kann mit dem gewählten Ansatz nicht erfolgen. Die auf die Bearbeiter entfallenden Varianzanteile nahmen dagegen mit der Größe der Erhebungseinheiten zu, wobei auch hier die nicht testbaren Varianzanteile der Serien B und C größenmäßig gut ins Bild passten. Der auf Grund des bei beiden Serien erfüllten Sphärizität-Kriteriums gerechtfertigte univariate Ansatz ergab für die 100 m<sup>2</sup>-Flächen mit einer hochsignifikanten mittleren Quadratsumme von fast 24 einen deutlich stärkeren Bearbeiterinfluss als für die 4 m<sup>2</sup>-Flächen mit einer mäßig signifikanten

**Tabelle 2.** Ergebnisse einer Varianzanalyse mit wiederholten Messungen der balancierten Serien AK und A sowie einfache Hauptkomponentenansätze ohne statistische Tests für die unbalancierten Serien B und C für die Einflussvariablen „Flächenidentität“ und „Bearbeiter“ und die Responsevariable Artenzahl; Signifikanzniveau: <sup>ns</sup>:  $p > 0,05$ ; <sup>\*\*</sup>:  $p \leq 0,01$ ; <sup>\*\*\*</sup>:  $p \leq 0,0001$ .

**Table 2.** Results of variance analyses with repeated measurements for the balanced series AK and A, and simple variance approaches without statistical tests for the unbalanced series B and C for the predictor variables subplot identity and observer and the response variable species number; level of significance: <sup>ns</sup>:  $p > 0.05$ , <sup>\*\*</sup>:  $p \leq 0.01$ , <sup>\*\*\*</sup>:  $p \leq 0.0001$ .

Varianz- ursache	Serie	AK	A	B	C
Flächen- identität	Anzahl Erhebungseinheiten	91 (13x7)	84 (12x7)	16	11
	Typ-III-Quadratsumme (SS) der Flächenidentität	411,03	443,95		
	Relative Varianzanteil der Flächenidentität [%]	69	59	1	27
	Mittlere Quadratsumme (MSS) der Flächenidentität	34,25	40,36		
Bearbeiter- effekt	Typ-III-Quadratsumme (SS) des Bearbeiter-Effekts	42,68	143,17		
	Relativer Varianzanteil des Bearbeiter-Effekts [%]	7	19	46	59
	Sphärizität (Mauchly's Kriterium für die orthogonalen Komponenten) plus $\chi^2$ -Test-Ergebnis	0,2416 <sup>ns</sup>	0,0527 <sup>ns</sup>		
	Mittlere Quadratsumme (MSS) des Bearbeiter-Effekts plus $F$ -Test-Ergebnis	7,11 <sup>**</sup>	23,86 <sup>***</sup>		
Rest	Restquadratsumme ( <i>Err SS</i> )	143,89	166,55		
	Relativer Anteil der Restvarianz [%]	24	22	53	14
	Mittlere Restvarianz ( <i>Err MS</i> )	2,00	2,52		
Multi-variater Ansatz	Wilks' <i>Lambda</i> plus $F$ -Test-Ergebnis (Bearbeitereffekt)	0,3261 <sup>ns</sup>	0,0588 <sup>**</sup>		



mittleren Quadratsumme von sieben. Das Ergebnis des multivariaten Ansatzes (Wilks' Lamda) war noch deutlicher: Hier ergab sich nur für die 100 m<sup>2</sup>-Flächen ein gut gesicherter Bearbeitereinfluss. Die unerklärten Restvarianzen (in diesem Fall ausschließlich Wechselwirkungseffekte zwischen Flächenidentität und Bearbeiter) waren mit 24 bzw. 22 % bei den Serien AK und A so gut wie gleich groß.

Der Zeitaufwand pro Bearbeiter und Erhebungseinheit stand bei den 4 und den 100 m<sup>2</sup> großen Erhebungseinheiten jeweils in einem positiven Zusammenhang zur Artenzahl (Tab. 3). Für die zwei 400 m<sup>2</sup>-Ansätze konnte dieses Modell wegen zu geringer Fallzahlen nicht gerechnet werden. Der positive statistische Zusammenhang lässt allerdings keinen Rückschluss darauf zu, ob durch längeres Suchen mehr Arten gefunden wurden, oder ob Erhebungseinheiten mit höheren Artenzahlen einfach mehr Zeit zu ihrer Bearbeitung erforderten. Allerdings deutet beim Kovarianzmodell (Tab. 3, letzte Zeile) der signifikante Einfluss der Zeitdauer bei den 100 m<sup>2</sup> großen Flächen darauf hin, dass hier ein erhöhter Suchaufwand höhere Artenzahlen ergeben kann. Nach Bearbeiter stratifizierte lineare Modelle (nicht dargestellt) ergaben nur bei einer der 100- und zwei der 4 m<sup>2</sup>-Flächen von jeweils sieben Fällen signifikante Zusammenhänge zwischen Aufnahmezeit und Artenzahl, allerdings ist bei einer Fallzahl von 13 (Serie AK) bzw. 12 (Serie A) pro Ansatz die Teststärke dieser Modelle niedrig.

Unterschiede bei der Erfassung der einzelnen Arten stellt für alle 4 m<sup>2</sup>-Erhebungseinheiten Tabelle 4 dar. Keine einzige Art wurde von jedem Team auf allen von der jeweiligen Art bewachsenen Flächen gefunden, erkannt oder hinsichtlich ihrer Anwesenheit auf der Fläche richtig beurteilt. Allerdings waren die Unterschiede zwischen den Arten beträchtlich: So wurde *Acer platanoides* nur einmal und *Asarum europaeum* auf zwei Flächen übersehen, während *Arum maculatum* nur auf einer Erhebungseinheit von allen Bearbeitern gefunden wurde und *Lamiastrum galeobdolon* auf keiner.

Die aufsummierten Fundhäufigkeiten pro Art und Erhebungsflächen für alle 4 m<sup>2</sup>- und 100 m<sup>2</sup>-Flächen (Abb. 1), fallen zunächst annähernd monoton von 40 bzw. 45 % für Siebenfach- auf unter 5 % bei Zweifach- bzw. Dreifachfunden ab. Die Einzelfunde, bei den 100 m<sup>2</sup>-Flächen auch schon die Zweifachfunde, weisen hingegen wieder höhere Häufigkeiten auf. Der zunächst monotone Abfall der Fundraten kann gut mit der immer kleiner werdenden Wahrscheinlichkeit des Übersehens von Artvorkommen bei einer steigenden Anzahl von Bearbeitern erklärt werden. Der deutliche Anstieg bei den Einzelfunden steht dazu jedoch im Widerspruch, da die Wahrscheinlichkeit, dass sechs Bearbeiter ein Vorkommen übersehen,

**Tabelle 3.** Modellansätze zur Erklärung der Artenzahl (SR) pro Erhebungseinheit durch die zu deren Erfassung aufgewendete Zeit (dt) sowie der Flächenidentität; Signifikanzniveaus: ns:  $p > 0,05$ ; \* bzw. #:  $p \leq 0,05$ ; \*\* bzw. ##:  $p \leq 0,01$ ; \*\*\* bzw. ###:  $p \leq 0,0001$ .

**Table 3.** Models explaining species richness (SR) per subplot by recording time (dt) and subplot identity. Levels of significance ( $F$ -Test): ns:  $p > 0.05$ , \* resp. #:  $p \leq 0.05$ , \*\* resp. ##:  $p \leq 0.01$ , \*\*\* resp. ###:  $p \leq 0.0001$ .

Serie	AK		A	
	Modell	R <sup>2</sup>	Modell	R <sup>2</sup>
Lineare Regression	SR = dt <sup>##</sup>	0,07*	SR = dt <sup>##</sup>	0,10**
Kovarianz-Modell	SR = Subplot <sup>###</sup> , dt <sup>ns</sup>	0,67***	SR = Subplot <sup>###</sup> , dt <sup>#</sup>	0,61***

**Tabelle 4.** Absteigend sortierte Fundhäufigkeiten der Arten auf 4 m<sup>2</sup>-Erhebungseinheiten. Os: artspezifische Übersehensrate, MA<sub>s</sub>: artspezifische Fehlzuordnungsrate, entspricht Einzelfundraten von Arten mit niedrigerem Verwechslungspotential: \*, MI<sub>s</sub>: artspezifische Fehlbestimmungsraten, entspricht Einzelfundraten von Arten mit höherem Verwechslungspotential: \*\*.

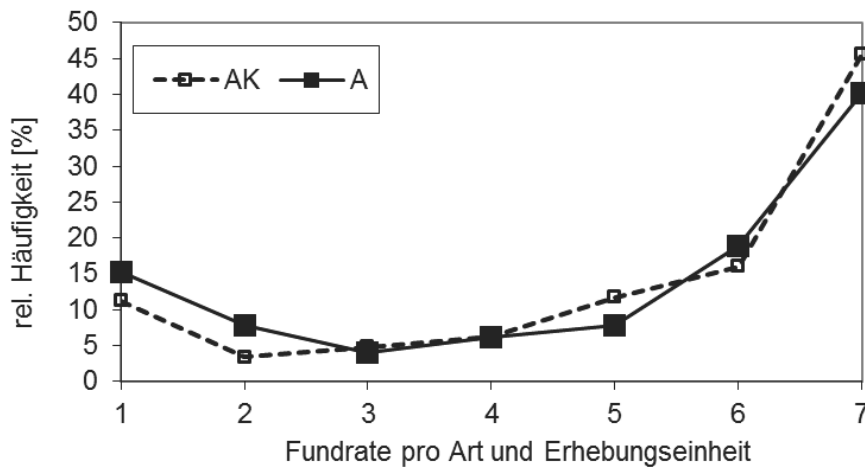
**Table 4.** Downward sorted incidences of species per 4 m<sup>2</sup> subplot. Os: species-specific overlooking rate, MA<sub>s</sub>: species-specific misallocation rates based on singleton species with lower potential of misinterpretation: \*, MI<sub>s</sub>: species-specific misinterpretation rates based on singleton species with high potential of misinterpretation: \*\*.

Art														Os	MA <sub>s</sub> / MI <sub>s</sub>
<i>Acer platanoides</i>	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	6	1,1	0
<i>Asarum europaeum</i>	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	6	6	2,2	0
<i>Fraxinus excelsior</i>	7	7	7	7	7	7	7	7	7	6	5	5		5,5	0
<i>Fagus sylvatica</i>	7	7	7	7	7	7	7	6	6	5	5	4		9,9	0
<i>Anemone nemorosa</i>	7	7	7	7	7	7	6	6	6	5	5	4		11,0	0
<i>Allium ursinum</i> *	7	7	7	7	7	7	7	5	4	1	1			10,0	3,0
<i>Oxalis acetosella</i> *	7	7	7	7	7	7	6	4	4	3	1			14,3	1,5
<i>Dentaria bulbifera</i> *	7	7	7	7	6	6	6	5	4	4	1			14,3	1,5
<i>Arum maculatum</i> *	7	6	6	5	5	5	4	3	3	2	2	1		37,7	2,0
<i>Hordelymus europaeus</i>	7	7	7	7	7	7	6	5	5					7,1	0
<i>Galium odoratum</i>	7	7	7	7	6	6	6	6	5					8,6	0
<i>Mercurialis perennis</i> **	7	7	7	7	6	6	6	5	1					7,9	1,9
<i>Ulmus glabra</i> *	7	7	6	5	5	4	1	1						19,0	5,6
<i>Acer pseudoplatanus</i> **	7	6	5	4	3	2	1	1						35,7	6,9
<i>Lamium galeobdolon</i> **	6	5	5	4	4	3	2	1						40,8	3,3
<i>Anemone ranunculoides</i> **	3	2	2	1	1	1	1							66,7	36,4
<i>Lathyrus vernus</i> *	7	6	6	6	1									10,7	3,8
<i>Stellaria holostea</i>	6	5	4	3										35,7	0
<i>Primula elatior</i>	7	7	2											23,8	0
<i>Melica uniflora</i> **	5	1	1											28,6	28,5
<i>Aconitum vulparia</i>	7	6												7,1	0
<i>Polygonatum verticillatum</i>	7	6												7,1	0
<i>Hedera helix</i>	7	3												28,6	0
<i>Dryopteris carthusiana</i>	5	2												50,0	0
<i>Dryopteris filix-mas</i> **	1	1												0	100
<i>Sorbus aucuparia</i>	6													14,3	0
<i>Ranunculus auricomus</i>	5													28,6	0
<i>Dryopteris dilatata</i>	3													57,1	0
<i>Viola reichenbachiana</i>	3													57,1	0
<i>Acer campestre</i> **	1													0	100
<i>Galeopsis spec.</i> **	1													0	100
<i>Athyrium filix-femina</i> **	1													0	100
<i>Milium effusum</i> **	1													0	100

O<sub>tot</sub>: 18,6 %;

MA<sub>tot</sub>: = 0,7 %;

MI<sub>tot</sub> = 1,5 %



**Abb. 1.** Relative Anzahl [%] von Fundhäufigkeiten pro Art und Erhebungseinheit für die Serien AK und A.

**Fig. 1.** Relative occurrence [%] of discovery number per species and subplot for series AK and A.

noch kleiner sein sollte als dies bei fünf Bearbeitern der Fall ist. Darum lassen die gefundenen Häufigkeitsspektren den Schluss zu, dass bei den Einzelfunden eine oder mehrere zusätzliche Ursachen ins Spiel kommen (siehe Methodenteil).

Der aus Abbildung 1 abgeleitete Ansatz zur Abschätzung von Übersehensraten ergibt für die 4 m<sup>2</sup>-Flächen eine Gesamtübersehensrate von  $O_{tot} = 18,6\%$ . Bei den 100 m<sup>2</sup>-Flächen (hier nicht dargestellt) errechnete sich ein Wert von 22,0 %, was auf Grund der geringeren Übersichtlichkeit größerer Flächen plausibel erscheint. Für die Fehlbestimmungsrate wurde bei den 4 m<sup>2</sup>-Flächen 1,5 % und für die Fehlzuordnungsrate 0,7 % ermittelt. Auch diese Werte lagen bei den 100 m<sup>2</sup>-Flächen mit 2,2 % bzw. 0,9 % etwas höher. Für letztere erscheint dies auf Grund der längeren und damit unübersichtlicheren Begrenzungslinien ebenfalls plausibel.

## 4. Diskussion

### 4.1 Vertrautheit der Bearbeiter mit der lokalen Vegetationsausprägung sowie Teamgröße

Bearbeiter aus entfernteren Bundesländern unterschieden sich hinsichtlich ihrer taxonomischen Fragen nicht signifikant von denen aus Niedersachsen und seinen unmittelbaren Nachbarländern. Dies legt nahe, dass individueller Ausbildungsstand, Training und Erfahrung den größeren Einfluss haben (MCCUNE et al. 1997, SCOTT & HALLAM 2002). Eine standardisierte Befragung der Probanden (ARCHAUX et al. 2009, AHRENDTS et al. 2011) wäre eine Möglichkeit, die generelle Erfahrung sowie die Vertrautheit mit der Vegetation vor Ort zu erfassen. Auch die Protokollierung der jeweils nachgefragten Arten durch den Versuchsleiter könnte Informationen liefern, die dann mit den artspezifischen Fundhäufigkeiten und daraus abgeleiteter Fehlbestimmungsraten (siehe Punkt 4.5) abgleichbar wären. So ließe sich dann auch ein individueller Schulungsbedarf ermitteln.

Ein von KLIMEŠ et al. (2001) bzw. NILSSON (1992) nachgewiesener Einfluss der Personenzahl pro Team konnte nicht bestätigt werden, kann aber mit dem vorliegenden Versuchsansatz auch nicht systematisch untersucht werden. KLIMEŠ et al. (2001) und ARCHAUX (2009) geben drei voll ausgebildete Kartierer als ideal an. Zumindest um die Trittbelastung bei Flächengrößen von 100 bzw. 400 m<sup>2</sup> bei der Durchführung derartiger Versuche in Wäldern gering zu halten, sollten maximal zwei Bearbeiter ein Team bilden.

#### **4.2 Artenzahl und Bearbeiter- bzw. Flächenidentitätseffekte und deren Skalenabhängigkeit**

Während auf den 4 m<sup>2</sup>-Flächen der Bearbeitereffekt auf die Artenzahl nur 7 % der Gesamtvarianz ausmachte, war dieser auf den 100 m<sup>2</sup>-Flächen mit 19 % fast dreimal so groß. Auf den 400 m<sup>2</sup>-Flächen stieg dieser Anteil sogar auf ca. 50 %. Auf den 100 m<sup>2</sup> großen Erhebungsflächen ließ sich dieser Effekt statistisch sehr gut absichern, war aber auch bei den 4 m<sup>2</sup>-Flächen noch mit Einschränkung signifikant. Für die 400 m<sup>2</sup>-Flächen konnten keine statistischen Tests durchgeführt werden, jedoch deuten die im Vergleich noch höheren Varianzanteile für Bearbeiter auf entsprechend hohe Effekte bei diesen Flächengrößen hin. Nach unseren Ergebnissen muss deshalb bei größer werdenden Erhebungsflächen von steigenden Bearbeitereinflüssen ausgegangen werden. Dieses im Gegensatz zu den Befunden bei ARCHAUX et al. (2007) stehende Ergebnis, dürfte vor allem auf einer Reduzierung der Fehlbestimmungsrate an Hand von Artenlisten aus früheren Erhebungen beruhen und ist damit spezifisch für Erfassungen von Vegetationsveränderungen auf Dauerbeobachtungsflächen zu sehen.

Die Maximalabweichungen bei den 4 und den 100 m<sup>2</sup> großen Erhebungseinheiten werden allerdings von unterschiedlichen Bearbeitern erreicht. Auf solche individuellen Unterschiede deuten auch Befunde von KLIMEŠ et al. (2001) hin, wonach einer ihrer Probanden mit größer werdender Fläche geringere Fundraten aufwies, während die relativen Artenzahlen bei vier weiteren Probanden mit der Flächengröße anstiegen. Allerdings ist hinsichtlich der Skalenabhängigkeit zwischen den hier dargestellten Befunden und denen von KLIMEŠ et al. (2001) zu beachten, dass letztere sich auf Flächen von 3,8 cm<sup>2</sup> bis 4 m<sup>2</sup> Größe im Grünland beziehen. Generell dürften derartige Unterschiede der relativen Positionen von Bearbeitern auf verschiedenen Skalenebenen an schwer quantifizierbaren individuellen Eigenschaften wie „Intensives Absuchen auf kleiner Fläche“ und/oder „Gute allgemeine Kenntnis der Pflanzenarten“ liegen. Außerdem ist davon auszugehen, dass die komplex ausgeprägte Natur und die unterschiedlich ausgeprägten Fähigkeiten der einzelnen Bearbeiter wechselwirken dürften (vgl. KIRBY et al. 1986).

LEPŠ & HADINCOVÁ (1992) fanden beim Vergleich von zwei Probanden in Grünland-, Schlag- und Moorvegetation bei den Artenzahlen pro Fläche keine signifikanten oder systematischen Unterschiede, auch wenn im Schnitt von jedem Probanden nur 16,4 von 18,6 Arten pro Fläche – entsprechend einer durchschnittlichen Übersehensrate von 12 % – gefunden wurden. LEPŠ & HADINCOVÁ (1992) schließen aus ihren Ergebnissen, dass auf der Ebene von Vegetationstypen bzw. Landschaften die Genauigkeit klassischer Vegetationsaufnahmen ausreicht. Auf die Erfassung von Vegetationsveränderungen – wie sie in Monitoringprogrammen im Vordergrund stehen – gehen die Autoren nicht ein. Um hier Bearbeitereffekte bei vegetationskundlichen Erhebungen auf Dauerflächen möglichst klein zu halten, empfehlen sich auf Grund der Ergebnisse dieser Studie eher kleinere Flächengrößen. Wenn Aussagen zu größeren Flächen angestrebt werden, empfiehlt sich ein Aufnahmedesign mit einer größeren Zahl kleinerer Untersuchungsflächen, die – je nach Fragestellung – über ein größere-

res Areal verteilt sein können. Diese Schlüsse beziehen sich ausdrücklich auf Monitoringansätze auf Dauerbeobachtungsflächen, bei denen durch die Vorbereitung an Hand bereits vorliegender Artenlisten aus vorangegangenen Erhebungen (wie auch bei diesem Versuch geschehen) die Fehlbestimmungsrate bei Wiederholungen reduziert werden kann. Bei einmaligen oder selten wiederholten landschaftsbezogenen Kartierungen sollten auch die Befunde von ARCHAUX et al. (2007) berücksichtigt werden; demnach sollten sich bei größeren Erhebungsflächen Fehlbestimmungen weniger stark auf das Gesamtergebnis auswirken.

Die 4 m<sup>2</sup>-Erhebungseinheiten zeigten um ca. 10 % stärkere Identitätseffekte als die 100 m<sup>2</sup>-Erhebungseinheiten. Auch wenn eine tiefergehende Auseinandersetzung mit diesem Effekt über die hier vorliegende Auswertung hinausgeht (hierzu sind Verfahren der Stichprobenwiederholung wie *bootstrapping* nötig), ist der Befund ökologisch bzw. populationsbiologisch gesehen plausibel, da entsprechende Prozesse kleinere Flächen stärker differenzieren. Größeren Flächen integrieren zwangsläufig über solche kleinflächig skalierten (synsialen) Differenzierungen (z. B. SHMIDA & WILSON 1985, PALMER & DIXON 1990). Bei der Planung von Dauerflächenbeobachtungen im Rahmen von Monitoringprogrammen sollte deshalb eine Abwägung zwischen der Minimierung von Bearbeitereffekten einerseits und der flächengrößenabhängigen Integration bzw. Aussageschärfe der einzelnen Aufnahme andererseits stattfinden.

#### 4.3 Artenzahl und Zeitaufwand

Der Einfluss des Zeitaufwandes für eine Vegetationsaufnahme auf ihre Vollständigkeit wird in Lehrbüchern kaum problematisiert. KNAPP (1971) erwähnt den Zeitfaktor nur im Zusammenhang mit der Erfassung artenreicher tropischer Vegetation. DIERBEN (1990) macht auf Informationsverluste durch übersehene Arten aufmerksam, stellt aber keinen Zusammenhang zum Zeitaufwand her. Nach DIERSCHKE (1994) brauchen geübte Praktiker für Vegetationsaufnahmen in Buchenwäldern 30 Minuten oder weniger, allerdings weist er auf Qualitätsverluste z. B. durch Ermüdung hin. GLAVAC (1996) veranschlagt für klassische Vegetationsaufnahmen „etwa bis eine Stunde“. Der von DOLNIK (2003) mitgeteilte Zeitbedarf für komplexe Vegetationserhebungen lässt eine deutliche Abhängigkeit von der Vegetationsstruktur erkennen (z. B. 14 Stunden für eine Erhebung in einem Birkenwald und 3,5 Stunden in einem Seggenried), doch sind Art und Umfang seiner Erhebungen weder mit Braun-Blanquet-Aufnahmen noch mit dem hier vorgestellten Ansatz direkt vergleichbar. KIRBY et al. (1986) dokumentieren einen deutlichen Einfluss der Erhebungszeit auf die erfasste Artenzahl, konnten aber bei ihrem Ansatz (*zigzag walking*) nicht zwischen Flächengrößeneffekt und Zeitaufwand trennen. KLIMEŠ et al. (2001) ist der vielschichtige Zusammenhang zwischen Flächengröße, Erhebungszeit und Komplexität der Vegetation bewusst. Sie fanden einen engen Zusammenhang zwischen der aggregierten Artenzahl und der Aufnahmezeit, aber den Einfluss einer längeren Erhebungszeit auf die gefundene Artenzahl unter Ausschluss von Effekten der Flächengröße untersuchten sie nicht. ARCHAUX et al. (2006) errechneten an Hand von 400 m<sup>2</sup> großer Aufnahmeflächen aus Wäldern Einflüsse der Erhebungszeit auf die registrierte Artenzahl mit additiven und multiplikativen Modellen. Sie fanden Sättigungskurven zwischen dem Vollständigkeitsgrad der Artenzahl und der Erfassungszeit. So wurden alle Arten mit Deckungsgrad > 3 in den ersten 5 Minuten registriert und nach 45 Minuten nur noch *r*- oder *+*-Arten. Selbst bei trainierten Kartierern ergaben sich nach einer Stunde noch Übersehensraten von 20 bis 30 % gegenüber modellierten Werten. Auch NILSSON & NILSSON (1985) fanden eine Abhängigkeit der Artenzahl von der Erhebungszeit auf 0,03–2,19 ha großen bewaldeten Inseln in Südschweden. Unser Kovarianzmo-

dell zeigt, dass bei den 100-m<sup>2</sup>-Erhebungseinheiten durch einen 10-minütigen Mehraufwand eine zusätzliche Art gefunden wurde. Offensichtlich lässt sich durch einen höheren Suchaufwand bei 100 m<sup>2</sup>-Flächen die Artenzahl steigern, was bei den übersichtlicheren 4 m<sup>2</sup>-Flächen nicht möglich scheint. Dass dieser Zusammenhang allerdings nur im Rahmen einer Sättigungsfunktion Gültigkeit haben kann, ergibt sich aus ARCHAUX et al. (2006). So fanden auch KLIMEŠ et al. (2001) im Grünland 97 % der Arten in 46 % der aufgewendeten Zeit.

Bei zoologischen Erhebungen z. B. Vogelzählungen liegt der Zusammenhang zwischen Beobachtungszeit und dem Auftreten von Beobachtungsereignissen auf der Hand, weshalb hier Modelle zur Hochrechnung unvollständiger Erfassungen entwickelt wurden (z. B. BOULINIER et al. 1998, SCHULTZ & LUTZE 2011). Vereinzelt wurden solche Modelle auch bei Auswertungen von Pflanzenerfassungen eingesetzt (KEATING et al. 1998, ARCHAUX et al. 2006). Letztere verwendeten für die Ermittlung ihres Modellwertes einen *Jackknife*-Schätzer zweiter Ordnung (HELLMANN & FOWLER 1999). Während bei Tiererfassungen in der Regel ein konsistentes, auf Einzelfunden (*Singletons*) basierendes Wahrscheinlichkeitsmodell unterlegt werden kann, um auf die Vollständigkeit einer Erhebung zu schließen, ist dies bei vegetationskundlichen Daten schon wegen der stark von Art und Entwicklungszustand abhängigen Auffindwahrscheinlichkeit (NILSSON & NILSSON 1985) weniger klar.

#### 4.4 Artspezifische Fund-/Übersehensraten

Die artbezogenen Übersehensraten schwanken zwischen 1,1 % bei *Acer platanoides* und 66,7 % bei *Anemone ranunculoides*. Die Ergänzung zu 100 % lässt sich als artspezifische Erfassungsrate oder -wahrscheinlichkeit (*detectability*) auffassen. Sicher kommt unauffälligen und/oder eng verwandten Arten generell eine höhere Übersehenswahrscheinlichkeit zu als auffälligen Arten. Im hier dokumentierten Versuch sind Sprossindividuen der Art *Anemone ranunculoides* im verblühten oder rein vegetativen Zustand leicht mit denen von *Anemone nemorosa* zu verwechseln. Erstere wurde deshalb nur auf einer Fläche maximal von drei Bearbeitern und auf zwei Flächen von je zwei Bearbeitern erkannt. Ansonsten sprach nur jeweils ein Bearbeiter die Art an, wobei hier die Gefahr von Fehldiagnosen erhöht sein dürfte. Eine ähnliche Problematik besteht bei der Differenzierung von *Viola riviniana* und *V. reichenbachiana* (weitere entsprechende Paarungen bei KIRBY et al. 1986, SCOTT & HALLAM 2002, ARCHAUX et al. 2006 und 2007) bzw. bei der Bestimmung kaum entwickelter Süßgräser. Bei allen Beispielen zeigt sich auch, dass die beiden Ursachen „Übersehen von Artvorkommen“ und „Fehlbestimmung“ nicht durchgängig sauber zu trennen sein dürften. So mögen Keimlinge und sterile Individuen auf Grund von Bestimmungsproblemen (KLIMEŠ et al. 2001) insofern „übersehen“ werden, weil sie einer anderen, ebenfalls auf einer Flächen präsenten Art zugerechnet werden.

Die hier vorliegenden Ergebnisse können im Zusammenhang mit vergleichbaren Untersuchungen genutzt werden, um durchschnittliche Erfassungs- bzw. Übersehenswahrscheinlichkeiten zu ermitteln, die dann Rückschlüsse auf die Erhebungsintensität und auf die damit verbundene Erfassungsrate erlauben. Enthielte eine Aufnahme z. B. nur Arten mit geringer Übersehensrate, so könnte man daraus schließen, dass bei einer Aufnahme leicht übersehbare Arten nicht mit erfasst wurden. Ähnliches dürfte für die Fehlbestimmungsrate gelten.

## 5. Ausblick

Will man konsistente Daten bei Vegetationserhebungen insbesondere bei Dauerbeobachtungen erzielen, wie sie in einem entsprechenden Monitoring notwendig sind, empfehlen CANULLO et al. (2006) die Implementierung jährlicher Abstimmungskurse mit klaren Qualitätskriterien (siehe auch CAMARET et al. 2004). Bei ähnlich gelagerten Felderhebungen haben sich entsprechende nationale und internationale Abstimmungskurse etabliert (FERRETTI et al. 2009, 2010, FERRETTI 2011). Dass sich durch Training auch der individuell beeinflusste Teil der Übersehens- und Fehlbestimmungsrate senken lässt, zeigen vergleichende Untersuchungen in CAMARET et al. (2004), obwohl – anders als bei der hier nicht berücksichtigten artspezifischen Deckungsgradschätzung – beim Auffinden und Erkennen von Arten keine einfache Kalibrierung der Probanden möglich ist. Auch KLIMEŠ et al. (2001) weisen auf die Bedeutung intensiven Trainings hin. Rückschlüsse aus dem laufenden Betrieb von Dauerbeobachtungsflächen sind allerdings problematisch, da hier im Nachhinein die Vegetationsentwicklung auf den Flächen (Fluktuationen, Sukzessionen) nur schwer von personenbezogenen Artefakten getrennt werden können. Neben zeitlichen Aspekten sollten bei großräumigen vegetationskundlichen oder floristischen Kartierungen ebenfalls bearbeiterbezogene Differenzen in Erwägung gezogen und über entsprechende Kontrollaufnahmen auf einem Teil der Flächen zur Absicherung der Datenqualität durchgeführt werden (KLIMEŠ et al. 2001, ARCHAUX 2009, CANULLO 2011).

Bestrebungen, eine höhere Vergleichbarkeit bei vegetationskundlichen Daten zu erreichen, sind dabei im Kontext genereller Bemühungen um eine umfassenden Qualitätssteigerung in allen Bereichen des Monitorings von (Wald-)Ökosystemen sowie der Umwelt zu sehen (z. B. SIONTOROU & BATZIAS 2011, SANDERS & SEIDLING 2012). In diesem Zusammenhang wäre an eine Zertifizierung bei erfolgreicher Teilnahme an qualitätssichernden Maßnahmen zu denken. Durch ein solches Zertifikat könnte sich – ähnlich wie im Laborbereich (DIN EN ISO/IEC 17025) – ein Vorteil für erfolgreiche Teilnehmer bei entsprechenden Ausschreibungen im Zuge von Monitoringverfahren ergeben. Voraussetzungen wären allerdings eine Standardisierung der Erhebungsverfahren (vgl. BRUNIALTI et al. 2012 für entsprechende Ansätze bei Flechtenerhebungen), eine detaillierte Ausarbeitung eines Schulungs- und Trainingsansatzes sowie die institutionelle Einbindung eines Anerkennungsverfahrens für entsprechend nachgewiesene Qualifikationen.

## Danksagung

Wir danken Herrn Dr. Henning Meesenburg, Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt, Göttingen und Prof. Dr. Wolfgang Schmidt, Univ. Göttingen für die organisatorische Unterstützung im Vorfeld und bei der Durchführung des Versuchs sowie Tanja Sanders für sprachliche Korrekturen zum Abstract. Für umfangreiche Hinweise zu einer früheren Version danken wir Dr. habil. Jürgen Dengler, Univ. Bayreuth, Prof. Dr. Michael Manthey, Univ. Greifswald und einem anonymen Gutachter. Der EU Kommission danken wir für finanzielle Unterstützung im Rahmen des LIFE+-Projekts “*Further Development and Implementation of an EU-level Forest Monitoring System (FutMon)*” (LIFE 07 ENV/D/000218).

## Literatur

- AHREND, A., RAHBK, C., BULLING, M.T., BURGESS, N.D., PLATTS, P.J., LOVETT, J.C., WILKINS KINDEMB, V., OWEN, N., NTEMI SALLU, A., MARSHALL, A.R., MHORO, B.E., FANNING, E. & MARCHANT, R. (2011): Conservation and the botanist effect. – *Biol. Conserv.* 144: 131–140.
- ALLEGRI, M.-C., CANULLO, R. & CAMPETELLA, G. (2009): ICP Forests (International Co-operative Programme on Assessment and Monitoring of Air Pollution Effects on Forests): Quality assurance procedure in plant diversity monitoring. – *J. Environ. Monit.* 11: 782–787.
- ARCHAUX, F. (2009): Could we obtain better estimates of plot species richness from multiple-observer plant censuses? – *J. Veg. Sci.* 20: 603–611.
- ARCHAUX, F., BERGÉS, L. & CHEVALIER, R. (2007): Are plant censuses carried out on small quadrats more reliable than on larger ones? – *Plant Ecol.* 188: 179–190.
- ARCHAUX, F., CAMARET, S., DUPOUEY, J.-L., ULRICH, E., CORCKET, E., BOURJOT, L., BRÊTHES, A., CHEVALIER, R., DOBREMEZ, J.-F., DUMAS, Y., DUMÉ, G., FORÊT, M., FORGEARD, F., LEBRET GALLET, M., PICARD, J.-F., RICHARD, F., SAVOIE, J.-M., SEYTRE, L., TIMBAL, J. & TOUFFET, J. (2009): Can we reliably estimate species richness with large plots? An assessment through calibration training. – *Plant Ecol.* 203: 303–315.
- ARCHAUX, F., GOSSELIN, F., LAURENT, B. & CHEVALIER, R. (2006): Effects of sampling time, species richness and observer on the exhaustiveness of plant censuses. – *J. Veg. Sci.* 17: 299–306.
- BAKKER, J.P. (1996): Why do we need permanent plots in the study of long-term vegetation dynamics? *J. Veg. Sci.* 7: 147–156.
- BERGSTEDT, J., WESTERBERG, L. & MILBERG, P. (2009): In the eye of the beholder: bias and stochastic variation in cover estimates. – *Plant Ecol.* 204: 271–283.
- BOCH, S., PRATI, D., MÜLLER, J., SOCHER, S., BAUMBACH, H., BUSCOT, F., GOCKEL, S., HEMP, A., HESSENMÖLLER, D., KALKO, E.K.V., LINSENMAIR, K.E., PFEIFFER, S., POMMER, U., SCHÖNING, I., SCHULZE, E.-D., SEILWINDER, C., WEISSER, W.W., WELLS, K. & FISCHER, M. (2013): High plant species richness indicates management-related disturbances rather than the conservation status of forests. – *Basic Appl. Ecol.* 14: 496–505.
- BOULINIER, T., NICHOLS, J.D., SAUER, J.R., HINES, J.E. & POLLOCK, K.H. (1998): Estimating species richness: The importance of heterogeneity in species detectability. – *Ecology* 79: 1018–1028.
- BRAUN-BLANQUET, J. (1964): *Pflanzensoziologie. Grundzüge der Vegetationskunde*. 3. Aufl. – Springer, Berlin: 865 pp.
- BRUNIALTI, G., FRATI, L., CRITOFOLINI, F., CHIARUCCI, A., GIORDANO, P., LOPPI, S., BENESPERI, R., CRITOFORI, A., DI CAPUA, E., GENOVESI, V., GOTTARDINI, E., INNOCENTI, G., MUNZI, S., PAOLI, L., PISANI, T., RAVERA, S. & FERRETTI, M. (2012): Can we compare lichen diversity data? A test with skilled teams. – *Ecol. Indic.* 23: 509–516.
- CAMARET, S., BOURJOT, L. & DOBREMEZ, J.-F. (2004): Suivi de la composition floristique des placettes des réseaux (1994/1995-2000) et élaboration d'un programme d'assurance qualité intensif (Monitoring der Pflanzenartenzusammensetzung auf den Dauerbeobachtungsflächen des Messnetzes (1994/95-2000) und Ausarbeitung eines intensiven Qualitätssicherungsprogrammes) [in Französisch]. – Office National des Forêts, Fontainebleau: 86 pp.
- CANULLO, R., CAMPETELLA, G. & ALLEGRI, M.C. (2006): Aspects of biological diversity in the CONECOFOR plots. II. Species richness and vascular plant diversity over the period 1999–2003. – *Ann. Ist. Sper. Selv.* 30, Suppl. 2: 29–41.
- CANULLO, R., STARLINGER, F., GRANKE, O., FISCHER, R., AAMLID, D. & NEVILLE, P. (2011): Manual on methods and criteria for harmonized sampling, assessment, monitoring and analysis of the effects of air pollution on forests. Part VII-SP1: Assessment of ground vegetation. – UNECE, ICP Forests, Hamburg: 19 pp., URL: <http://www.icp-forests.org/manual.htm> [Zugriff am 08.05.2013].
- DE VRIES, W., VEL, E.M., REINDS, G.J., DEELSTRA, H., KLAP, J.M., LEETERS, E.E.J.M., HENDRIKS, C.M.A., KERKVOORDEN, M., LANDMANN, G., HERKENDELL, J., HAUBMANN, T. & ERISMAN, J.W. (2003): Intensive monitoring of forest ecosystems in Europe. I. Objectives, set-up and evaluation strategy. – *For. Ecol. Manag.* 174: 77–95.
- DENGLER, J. (2009): A flexible multi-scale approach for standardized recording of plant species. – *Ecol. Indic.* 9: 1169–1178.
- DENGLER, J., CHYTRÝ, M. & EWALD, J. (2008): *Phytocociology*. – In: JØRGENSEN, S.E. & FATH, B.D. (Eds.): *Encyclopedia of Ecology*: 2767–2779. Elsevier, Oxford.



- DIERSCHKE, H. (1994): Pflanzensoziologie: Grundlagen und Methoden. – Ulmer, Stuttgart: 683 pp.
- DIERSCHKE, H. (2013): Konstanz und Dynamik in einem artenreichen Kalkbuchenwald. Veränderungen in einem Großtransekt 1981–2011. – *Tuexenia* 33: 49–92.
- DIERBEN, K. (1990): Einführung in die Pflanzensoziologie (Vegetationskunde). – Wissenschaftliche Buchgesellschaft, Darmstadt: 241 pp.
- DOLNIK, C. (2003): Artenzahl-Areal-Beziehungen von Wald- und Offengesellschaften. – *Mitt. Arbeitsgem. Geobot. Schleswig-Holstein Hamb.* 62: 1–183.
- ELLENBERG, H. (1956): Grundlagen der Vegetationsgliederung. I. Teil: Aufgaben und Methoden der Vegetationskunde. – In: WALTER, H. (Ed.): Einführung in die Phytologie IV. Ulmer, Stuttgart: 136 pp.
- EWALD, J. (2005): Pflanzensoziologie als Beitrag zur Biodiversitätsinformatik. – *Tuexenia* 25: 475–483.
- FERRETTI, M. (2011): Quality assurance: a vital need in ecological monitoring. – *CAB Reviews: Perspectives in Agriculture, Veterinary Science, Nutrition and Natural Resources* 6, No. 011, 14 pp.
- FERRETTI, M., KÖNIG, N. & GRANKE, O. (2010): Manual on methods and criteria for harmonized sampling, assessment, monitoring and analysis of the effects of air pollution on forests. Part III: Quality Assurance within the ICP Forests monitoring programme. – UNECE ICP Forests, Hamburg, 11 pp., URL: <http://www.icp-forests.org/manual.htm> [Zugriff am 08.05.2013].
- FERRETTI, M., KÖNIG, N., RAUTIO, P. & SASE, H. (2009): Quality assurance (QA) in international forest monitoring programmes: activity, problems and perspectives from East Asia and Europe. – *Ann. For. Sci.* 66, Artikel 403, 12 pp.
- GLAVAC, V. (1996): Vegetationsökologie: Grundfragen, Aufgaben, Methoden. – G. Fischer, Jena: 358 pp.
- GRAY, A.N. & AZUMA, D.L. (2005): Repeatability and implementation of a forest vegetation indicator. – *Ecol. Ind.* 5: 57–71.
- HAEUPLER, H. (1982): Evenness als Ausdruck der Vielfalt in der Vegetation. – *Diss. Bot.* 65: 1–268.
- HELLMANN, J.J. & FOWLER, G.W. (1999): Bias, precision, and accuracy of four measures of species richness. – *Ecol. Appl.* 9: 824–834.
- HELM, D.J. & MEAD, B.R. (2004): Reproducibility of vegetation cover estimates in south-central Alaska forests. – *J. Veg. Sci.* 15: 33–40.
- HOFMANN, G. (1997): Mitteleuropäische Wald- und Forst-Ökosystemtypen in Wort und Bild. – *AFZ/Der Wald, Sonderheft*, 91 pp.
- JANSEN, F., DENGLER, J., GLÖCKLER, F., CHYTRÝ, M., EWALD, J., OLDELAND, J. & SCHAMINÉE, J.H.J. (2011): Die mitteleuropäischen Datenbanken im Global Index of Vegetation Plot Databases (GIVD). – *Tuexenia* 31: 351–367.
- KEATING, K.A., QUINN, J.F., IVIE, A. & IVIE, L.L. (1998): Estimating the effectiveness of further sampling in species inventories. – *Ecol. Appl.* 8: 1239–1249.
- KENNEDY, K.A. & ADDISON, P.A. (1987): Some considerations for the use of visual estimates of plant cover in biomonitoring. – *J. Ecol.* 75: 151–157.
- KIRBY, K.J., BINES, T., BURN, A., MACKINTOSH, J., PITKIN, P. & SMITH, I. (1986): Seasonal and observer differences in vascular plant records from British woodlands. – *J. Ecol.* 74: 123–131.
- KLIMEŠ, L., DANČAK, M., HÁJEK, M., JONGEPIEROVÁ, I. & KUČERA, T. (2001): Scale-dependent biases in species counts of grassland. – *J. Veg. Sci.* 12: 699–704.
- KNAPP, R. (1971): Einführung in die Pflanzensoziologie. – Ulmer, Stuttgart: 388 pp.
- LEPŠ, J. & HADINCOVÁ, V. (1992): How reliable are our vegetation analyses? – *J. Veg. Sci.* 3: 119–124.
- LORENZ, M. (1995): International co-operative programme on assessment of monitoring of air pollution effects on forests. – *Water Air Soil Pollut.* 85: 1221–1226.
- MAGURRAN, A.E. (2004): Measuring biological diversity. – Blackwell, Oxford: 256 pp.
- MCCUNE, B., DEY, J.P., PECK, J.E., CASSELL, D., HEIMAN, K., WILL-WOLF, S. & NEITLICH, P.N. (1997): Repeatability of community data: species richness versus gradient scores in large-scale lichen studies. – *Bryologist* 100: 40–46.
- NILSSON, C. (1992): Increasing the reliability of vegetation analyses by using a team of two investigators. – *J. Veg. Sci.* 3: 565–565.
- NILSSON, I.N. & NILSSON, S.G. (1985): Experimental estimates of census efficiency and pseudoturnover on islands: Error trend and between-observer variation when recording vascular plants. – *J. Ecol.* 73: 65–70.
- ÖBERDORFER, E. (Ed.) (1992): Süddeutsche Pflanzengesellschaften. Teil IV: Wälder und Gebüsche, Tabellenband, 2. Aufl. – G. Fischer, Jena: 580 pp.

- PALMER, M.P. & DIXON, P.M. (1990): Small-scale environmental heterogeneity and the analysis of species distribution along gradients. – *J. Veg. Sci.* 1: 57–66.
- SANDERS, T. & SEIDLING, W. (2012): Quality aspects in intensive forest monitoring. – In: CLASEN, M., FRÖHLICH, G., BERNHARDT, H., HILDEBRAND, K. & THEUVSEN, B. (Eds.): *Informationstechnologie für eine nachhaltige Landbewirtschaftung, Fokus: Forstwirtschaft. Referate der 32. GIL-Jahrestagung 29. Februar – 1. März 2012, Freising (GI-Edition, Lecture Notes in Informatics: Proceedings)*, 271–274.
- SCHAMINÉE, J.H.J., HENNEKENS, S.M., CHYTRÝ, M. & RODWELL, J.S. (2009): Vegetation-plot data and databases in Europe: an overview. – *Preslia* 81: 173–185.
- SCHMIDT, W. (2009): Vegetation. – In: BRUMME, R. & KHANNA, P.K. (Eds.): *Functioning and management of European beech ecosystems. Ecol. Stud.* 208: 65–86.
- SCHULTZ, A. & LUTZE, G. (2011): Überblick über ausgewählte quantitative Verfahren zur Beschreibung der biologischen Vielfalt am Beispiel von Artenzahlen. – *Archiv Forstwes. Landschaftsökol.* 45: 97–105.
- SCHULZE, I.-M., BOLTE, A., SEIDLING, W., STETZKA, K.-M. & WELLBROCK, N. (2000): Vegetationskundliche Aufnahmen im Level II-Programm: Methoden, Auswertungen, erste Ergebnisse. – *Forstarch.* 71: 76–83.
- SCOTT, W.A. & HALLAM, C.J. (2002): Assessing species misidentification rates through quality assurance of vegetation monitoring. – *Plant Ecol.* 165: 101–115.
- SEIDLING, W. (2005): Ground floor vegetation assessment within the intensive (Level II) monitoring of forest ecosystems in Germany: chances and challenges. – *Eur. J. Forest Res.* 124: 301–312.
- SEIDLING, W., LUX, W. & KÜRBIS, H. (2002): Das Level-II-Programm – Brücke zwischen Ökosystemforschung und Monitoring im Wald. – *Beitr. Forstwirtsch. Landschaftsökol.* 36: 103–107.
- SHMIDA, A. & WILSON, M.V. (1985): Biological determinants of species diversity. – *J. Biogeogr.* 12: 1–20.
- SIONTOROU, C.G. & BATZIAS, F.A. (2011): Error identification/propagation/remediation in biomonitoring surveys. – *Ecol. Indic.* 11: 564–581.
- THE UNIVERSITY OF TEXAS AT AUSTIN, ACITS, STATISTICAL SERVICES (1997): Repeated measures ANOVA using SAS PROC GLM. – URL: [http://www.ats.ucla.edu/stat/sas/library/repeated\\_ut.htm](http://www.ats.ucla.edu/stat/sas/library/repeated_ut.htm) [Zugriff am 12.01.2014].
- THIMONIER, A., KULL, P., KELLER, W., MOSER, B. & WOHLGEMUTH, T. (2011): Ground vegetation monitoring in Swiss forests: comparison of survey methods and implications for trend assessments. – *Environ. Monit. Assess.* 174: 47–63.
- TRAXLER, A. (1997): *Handbuch des vegetationskundlichen Monitorings. Methoden, Praxis, angewandte Projekte. Teil A: Methoden.* – Umweltbundesamt, Wien: 397 pp.
- TREMP, H. (2005): *Aufnahme und Analyse vegetationsökologischer Daten.* – Ulmer, Stuttgart: 141 pp.
- TÜXEN, R. (1972): Kritische Bemerkungen zur Interpretation pflanzensoziologischer Tabellen. – In: VAN DER MAAREL, E., TÜXEN, R. (Eds.): *Grundfragen und Methoden in der Pflanzensoziologie*: 168–182. Junk, den Haag.
- VAN DER MAAREL, E. & FRANKLIN, J. (2013): Vegetation ecology: Historical notes and outline. – In: VAN DER MAAREL, E. & FRANKLIN, J. (Eds.): *Vegetation ecology*, 2. Aufl.: 1–27. Wiley-Blackwell, Chichester.
- WELLBROCK, N. (Ed.) (2006): *Arbeitsanleitung für die bundesweite Bodenzustandserhebung im Wald (BZE II). 2. Aufl., Kap. IX.* – Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz, Bonn: 19 pp.
- WILLNER, W. (2002): Syntaxonomische Revision der südmitteleuropäischen Buchenwälder. – *Phytocoenologia* 32: 337–453.
- WISSKIRCHEN, R. & HAEUPLER, H. (1998): *Standardliste der Farn- und Blütenpflanzen Deutschlands.* – Ulmer, Stuttgart: 765 pp.

# ZOBODAT - [www.zobodat.at](http://www.zobodat.at)

Zoologisch-Botanische Datenbank/Zoological-Botanical Database

Digitale Literatur/Digital Literature

Zeitschrift/Journal: [Tuexenia - Mitteilungen der Floristisch-soziologischen Arbeitsgemeinschaft](#)

Jahr/Year: 2014

Band/Volume: [NS\\_34](#)

Autor(en)/Author(s): Seidling Walter, Kanold Anna, Kompa Thomas, Lambertz Bernadett, Scheibe Olaf, Schiller Matthias, Schmiedinger Andreas, Wenzel Anett, Werner Willy, Zoldan Jörg-Werner

Artikel/Article: [Vegetationserhebungen: Bearbeiterunterschiede bei Artenzahlen von Gefäßpflanzen 329-346](#)