

Probleme der Präzisionsschätzung beim Point Transect Sampling von Totholz

Von: Tim Ritter und Joachim Saborowski

Kontaktadresse:

Tim Ritter
Georg-August-Universität Göttingen
Abt. Ökoinformatik, Biometrie und Waldwachstum

Büsgenweg 4
37077 Göttingen
Email: tritter@gwdg.de

Zitiervorschlag:

RITTER, T. & SABOROWSKI, J. (2013): Probleme der Präzisionsschätzung beim Point Transect Sampling von Totholz. In: Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten, Sektion Forstliche Biometrie und Informatik - Die Grüne Reihe (ISSN 1860-4064) **23**: 107-122 (Freiburg, 26.-28. Sep. 2011)

Probleme der Präzisionsschätzung beim Point Transect Sampling von Totholz

Tim Ritter¹, & Joachim Saborowski^{1,2}

¹ Universität Göttingen - Abt. Ökoinformatik, Biometrie und Waldwachstum

² Universität Göttingen - Abt. Ökosystemmodellierung

Abstract

In managed forests the occurrence of deadwood can be regarded as a stochastically rare event with high variance at a small scale and strong clumping (Meyer 1999). Existing sampling techniques (Fixed Radius Sample Plots, Angle Count Sampling, and Line Intersect Sampling) do not regard this fact.

Initial results indicated that Point Transect Sampling is clearly superior to the conventional sampling techniques in terms of estimation precision (RITTER & SABOROWSKI 2010).

In further studies (RITTER 2011) it could be found that this apparent superiority is primarily based on a faulty implementation of the design based variance estimator (FEWSTER ET AL. 2009) within the standard software DISTANCE 6.0 (THOMAS ET AL. 2010). We therefore have to revise the results of RITTER & SABOROWSKI (2010).

Using the model based variance estimator (BUCKLAND ET AL. 2001) we were able to estimate variances correctly. The analytical estimation of confidence intervals is not possible because basic distribution assumptions do not hold. Bootstrap techniques proved to be an alternative.

Zusammenfassung

Im Wirtschaftswald kann das Auftreten von Totholz als statistisch seltenes Ereignis mit hoher kleinräumiger Variation sowie starker Klumpung bezeichnet werden (MEYER 1999). Die bestehenden Stichprobenverfahren (Probekreis, Winkelzählprobe, Line Intersect Sampling) berücksichtigen dies nicht.

Erste Ergebnisse deuteten darauf hin, dass Point Transect Sampling den konventionellen Stichprobenverfahren zur Schätzung der Totholzmenge hinsichtlich der Schätzgenauigkeit deutlich überlegen ist (RITTER & SABOROWSKI 2010).

In weiterführenden Untersuchungen (RITTER 2011) konnte jedoch festgestellt werden, dass diese scheinbare Überlegenheit primär auf eine fehlerhafte Implementierung des designbasierten Varianzschätzers nach FEWSTER ET AL. (2009) innerhalb der Standard-Software DISTANCE 6.0 (THOMAS ET AL. 2010) zurückzuführen ist. Aus diesem Grund müssen wir die Ergebnisse aus RITTER & SABOROWSKI (2010) revidieren.

Unter Verwendung des modellbasierten Varianzschätzers nach BUCKLAND ET AL. (2001) konnten die Varianzen korrekt geschätzt werden. Die analytische Schätzung von Konfidenzintervallen ist nicht möglich, da grundlegende Verteilungsannahmen nicht erfüllt sind. Bootstrapverfahren stellen hier eine Alternative dar.

Einleitung

Motivation

Das Totholzvorkommen wird als wichtiger Indikator für die Naturnähe und Biodiversität von Waldökosystemen angesehen. Je nach Literaturstelle sind 2000 - 5500 Species in Deutschland auf das Vorkommen der verschiedenen Totholzformen angewiesen (SCHABER-SCHOOR 2008).

Das Vorhandensein von Totholz verbessert die Bedingungen für streuzersetzende Organismen und erhöht somit die Verfügbarkeit von Nährstoffen, wie Phosphor (P), Kalium (K), Kalzium (Ca) und Magnesium (Mg). Akkumulationen von Totholz auf dem Waldboden verbessern lokal die Bodenqualität und verringern das Risiko von Wurzelschäden durch Bodenversauerung (KAPPES ET AL, 2007).

Auch der Funktion von Totholz als Kohlenstoffsенke wird zunehmend Bedeutung beigemessen, DUNGER et al. (2009) ermittelten für deutsche Wälder einen durchschnittlichen Kohlenstoffvorrat im Totholz von 3,25 t/ha. Neben der mittelfristigen Kohlenstoffbindung im Totholz selbst, stellt Totholz nach KAHL (2008) auch ein Potential für die Wiederauffüllung des langfristig im Boden gebundenen Kohlenstoffs, z.B. nach Störungen, dar.

In mitteleuropäischen Naturwäldern treten durchschnittliche Totholz mengen von 130-150 m³/ha, in der Zerfallsphase bis zu 400 m³/ha auf (SCHABER-SCHOOR 2008).

Nach den Ergebnissen der zweiten Bundeswaldinventur (BWI²) sind in deutschen Wäldern hingegen nur durchschnittlich 11,5 m³/ha Totholz vorhanden (POLLEY 2005). Angesichts einer kritischen Abnahme der Artenzahl unterhalb von 30-60 m³/ha (SCHABER-SCHOOR 2008) haben einige Landesforstbetriebe bereits Konzepte zum Erhalt und zur Förderung von Totholz im Wirtschaftswald entwickelt: So strebt beispielsweise die bayerische Forstverwaltung je nach Bestandestyp und -alter Totholz vorräte von 20-40 m³/ha an (NEFT 2006).

Hieraus ergibt sich der Bedarf nach effektiven Stichprobenverfahren zum Totholzmonitoring.

Datengrundlage

Die Datenerhebung fand 2009-2010 in den Revierförstereien Reinhausen und Sattenhausen des niedersächsischen Forstamtes Reinhausen statt. Während der Vegetationszeit wurde das Totholz vorkommen an 235 Stichprobenpunkten erfasst (Sommeraufnahme). Um den Einfluss der Belaubung auf die Entdeckungswahrscheinlichkeit zu bestimmen, wurden 228 dieser Stichprobenpunkte im Winter erneut aufgenommen (Winteraufnahme). Der Unterschied in der Stichprobengröße resultiert aus Problemen die markierten Stichprobenpunkte wieder aufzufinden (4 Punkte) und aus der Unzugänglichkeit bestimmter Flächen nach dem Sturm „Xynthia“ (3 Punkte).

Während der Aufnahmen wurde stehendes Totholz mit einem Brusthöhendurchmesser von $BHD \geq 7\text{cm}$ sowie liegendes Totholz mit einem Durchmesser am stärksten Ende von $d_{max} \geq 15\text{cm}$ und einer Länge von $L \geq 1,3\text{m}$ erfasst.

Point Transect Sampling

Schätzung der Objektdichte

Point Transect Sampling (PTS) ist ein Verfahren des Distance Sampling, das weltweit Anwendung bei der Schätzung von Abundanzen und Dichten biologischer Populationen findet (BUCKLAND et al. 2001 & 2004). Bei diesem Verfahren werden alle von einem Stichprobenpunkt

(z.B. einem bestehenden Probekreismittelpunkt einer forstlichen Betriebsinventur) aus sichtbaren Objekte aufgenommen. Auswahlkriterium ist einzig die Sichtbarkeit eines Objektes.

Da ein großer Teil der Objekte übersehen wird, besteht eine zentrale Aufgabe in der Modellierung einer distanzabhängigen Entdeckungsfunktion $g(r)$, die für jede Entfernung r vom Stichprobenpunkt die zugehörige Entdeckungswahrscheinlichkeit angibt. Per Definition ist die Entdeckungswahrscheinlichkeit am Stichprobenpunkt $g(0)=1$.

Nach Herleitung der Entdeckungsfunktion erfolgt die Schätzung der Objektdichte D_s dann gemäß

$$\widehat{D}_s = n \cdot (k \cdot \pi \omega^2 \cdot \widehat{P}_a)^{-1} \quad (1)$$

wobei n die Anzahl der entdeckten Objekte, k die Anzahl der Probepunkte und P_a der Anteil entdeckter Objekte in einem Kreis mit dem Radius ω und der Fläche $a=\pi\omega^2$ ist.

P_a wird hierbei aus dem Verhältnis des Integrals der Entdeckungsfunktion und der Kreisfläche geschätzt:

$$\widehat{P}_a = \frac{\int_0^\omega g(r) 2\pi r dr}{\pi \omega^2} \quad (2)$$

Es ergibt sich somit:

$$\widehat{D}_s = n \cdot \left(k \cdot 2\pi \int_0^\omega r \widehat{g}(r) dr \right)^{-1} \quad (3)$$

als Schätzer für die Objektdichte.

Volumen Schätzung

Im Rahmen einer Totholzinventur interessiert weniger die Anzahl der Totholzobjekte, als vielmehr das Totholzvolumen. Jedes Objekt wird daher als Cluster von Volumeneinheiten aufgefasst, die Multiplikation der Anzahl der Objekte je Flächeneinheit mit dem Erwartungswert der Clustergröße $E(s)$ führt zu einem Schätzer des Volumens pro Flächeneinheit Y .

$$\widehat{Y} = \widehat{E}(s) \cdot \widehat{D}_s = \frac{n \cdot \widehat{E}(s)}{a \cdot \widehat{P}_a} \quad (4)$$

Der Erwartungswert der Clustergröße $E(s)$ kann im einfachsten Fall aus dem arithmetischen Mittelwert der Clustergrößen geschätzt werden. Bei größeren Distanzen ist die Entdeckungswahrscheinlichkeit großer Cluster jedoch unter Umständen höher als die kleiner Cluster. In diesem Fall kann die mittlere Größe der entdeckten Cluster als Funktion der entfernungsabhängigen Entdeckungswahrscheinlichkeit modelliert werden (BUCKLAND et al. 2001, Gl. 3.61):

$$\widehat{E}_a(s|r) = a + b \cdot g(r) \quad (5)$$

Da die Entdeckungswahrscheinlichkeit für die Entfernung $r = 0$ unabhängig von der Clustergröße immer 1 ist, kann $E(s)$ geschätzt werden (BUCKLAND et al. 2001, Gl. 3.62):

$$\hat{E}(s) = \widehat{E}_a(s|r=0) = a + b \quad (6)$$

Verwendete Software

Das Softwarepaket DISTANCE (THOMAS et al. 2010) ist seit 1993 die Standardsoftware zur Analyse von Distance-Sampling-Daten. DISTANCE ist eine Weiterentwicklung der Software TRANSECT (LAAKE 1979) und seit 2009 in der Version 6.0 verfügbar. Zum gegenwärtigen Zeitpunkt gibt es weltweit etwa 22.000 registrierte Benutzer (THOMAS 2010).

DISTANCE ist kostenlos verfügbar (<http://www.ruwpa.st-and.ac.uk/distance/>), aber kein OpenSource.

Ein Softwarebug und seine Folgen

Grundlegendes zur Varianzschätzung

Der Varianzschätzer von \hat{Y} setzt sich aus drei Komponenten zusammen (BUCKLAND et al. 2001, Gl. 3.4):

$$\widehat{var}(\hat{Y}) = \hat{Y}^2 \cdot \left(\frac{\widehat{var}(n)}{n^2} + \frac{\widehat{var}(a \cdot \hat{P}_a)}{(a \cdot \hat{P}_a)^2} + \frac{\widehat{var}(\hat{E}(s))}{(\hat{E}(s))^2} \right) \quad (7)$$

Der Standardfehler von \hat{Y} ist $SE(\hat{Y}) = (\widehat{var}(\hat{Y}))^{1/2}$. Unter der Voraussetzung, dass der Variationskoeffizient (CV) eines Schätzers θ definiert ist als $CV(\theta) := SE(\theta)/\theta$, ist dies äquivalent zu BUCKLAND et al. (2001, Gl. 3.5):

$$CV(\hat{Y}) = \sqrt{[CV(n)]^2 + [CV(a \cdot \hat{P}_a)]^2 + [CV(\hat{E}(s))]^2} \quad (8)$$

Im Folgenden betrachten wir ausschließlich $\widehat{var}(n)$ bzw. $CV(n)$.

Designbasierter Varianzschätzer

Der designbasierte Schätzer der Begegnungsrate β (erwartete Anzahl entdeckter Objekten an einem Stichprobenpunkt) ist der Stichprobenmittelwert von n_i/t_i über k Stichprobenpunkte: $\hat{\beta} = 1/k \sum_{i=1}^k (n_i/t_i)$. Dabei ist $n_i = \sum_{j=1}^{t_i} (n_{ij})$ die Gesamtzahl der Beobachtungen am i -ten Stichprobenpunkt, wenn dieser t_i mal aufgesucht wird (insbesondere bei der Aufnahme von sich bewegenden Objekten wie z.B. Vögeln, ist es gängige Praxis, dass sich die t_i der einzelnen Stichprobenpunkte unterscheiden).

Der designbasierte Varianzschätzer $P2$ (FEWSTER et al. 2009, Gl. 24) ist die wohlbekannte Stichprobenvarianz:

$$\widehat{var}_{P2} \left(\frac{1}{k} \sum_{r=1}^k \frac{n_r}{t_r} \right) = \frac{1}{k(k-1)} \sum_{i=1}^k \left(\frac{n_i}{t_i} - \frac{1}{k} \sum_{r=1}^k \frac{n_r}{t_r} \right)^2 \quad (9)$$

Der designbasierte Varianzschätzer P2 gewichtet Stichprobenpunkte unabhängig von ihrem t_i gleich.

Modellbasierter Varianzschätzer

Unter der Annahme, dass β im gesamten Untersuchungsgebiet konstant ist gilt $E(n_i) = \beta t_i$ und $var(n_i) = \sigma^2 t_i$. Für dieses Modell ist der BLUE $\hat{\beta} = n/T$, wobei $T = \sum_{i=1}^k t_i$ ist. Es ergibt sich somit der modellbasierte Varianzschätzer P3 (FEWSTER ET AL. 2009, Gl. 25):

$$\widehat{var}_{P3} \left(\frac{n}{T} \right) = \frac{1}{T(k-1)} \sum_{i=1}^k t_i \left(\frac{n_i}{t_i} - \frac{n}{T} \right)^2 \quad (10)$$

Der modellbasierte Varianzschätzer P3 gewichtet Stichprobenpunkte mit hohem t_i stärker als solche mit niedrigem t_i .

Gleichheit der Schätzer

Wenn $t_i = t$ (für alle i) gilt, dann lassen sich der designbasierte Varianzschätzer P2 und der modellbasierte Varianzschätzer P3 in den Varianzschätzer P1 (FEWSTER ET AL. 2009, Gl. 23) umformen:

$$\widehat{var}_{P1} \left(\frac{n}{kt} \right) = \widehat{var}_{P2} \left(\frac{1}{k} \sum_{r=1}^k \frac{n_r}{t_r} \right) = \widehat{var}_{P3} \left(\frac{n}{T} \right) = \widehat{var} \left(\frac{\bar{n}}{t} \right) = \frac{1}{t^2 k(k-1)} \sum_{i=1}^k (n_i - \bar{n})^2 \quad (11)$$

Wenn $t_i = 1$ (für alle i) gilt, ist $T = k$ und somit eine weitere Vereinfachung möglich:

$$\widehat{var}_{P1} \left(\frac{n}{kt} \right) = \widehat{var} \left(\frac{n}{k} \right) = \frac{1}{k(k-1)} \sum_{i=1}^k (n_i - \bar{n})^2 \quad (12)$$

Im Falle der von uns durchgeführten Totholzinventur ist (innerhalb einer Aufnahmekampagne) $t_i = 1$ (für alle i) und somit

$$\widehat{var}_{P1} \left(\frac{n}{kt} \right) = \widehat{var}_{P2} \left(\frac{1}{k} \sum_{r=1}^k \frac{n_r}{t_r} \right) = \widehat{var}_{P3} \left(\frac{n}{T} \right) = \widehat{var} \left(\frac{n}{k} \right) = \frac{1}{k^2} \widehat{var}(n). \quad (13)$$

Kleiner Fehler mit großen Auswirkungen

Implementierung der Varianzschätzer in DISTANCE

In den älteren Versionen von DISTANCE (bis einschließlich 5.0) war lediglich der modellbasierte Varianzschätzer P3 implementiert. In der aktuellen Version 6.0 (erschienen am 15.07.2009) wurde dieser als Voreinstellung durch den designbasierten Varianzschätzer P2 ersetzt. Der modellbasierte Varianzschätzer P3 ist seitdem nur noch als optionale Einstellung verfügbar, im Software Handbuch wird zudem ausdrücklich von seiner Verwendung abgeraten und stattdessen die Verwendung des designbasierten Varianzschätzers P2 empfohlen.

Softwarebug

Bei der Auswertung der Sommeraufnahme des stehenden Totholzes wurden neben dem designbasierten Varianzschätzer P2 auch Bootstrapverfahren angewendet. Hierbei zeigte sich eine auffällige Abweichung der designbasierten Varianzschätzung von der Bootstrapschätzung. Weiterführende Untersuchungen zeigten, dass die modellbasierte Varianzschätzung hingegen sehr gut mit der Bootstrapschätzung überein stimmte und sich deutlich von der designbasierten Varianzschätzung unterschied. Die Tatsache, dass sich P2 und P3 unter den gegebenen Bedingungen äquivalent ineinander umformen lassen, legte somit den Schluss nahe, dass die Implementierung des designbasierten Varianzschätzers P2 in DISTANCE fehlerhaft sein musste. Zur Kontrolle wurde P2 in einem SAS[®]¹ Macro implementiert, es zeigte sich, dass die Implementierung in DISTANCE tatsächlich fehlerhaft ist (Tabelle 1).

Das Problem wurde durch uns erstmalig am 31.03.2011 an die DISTANCE Mailing-Liste gemeldet und am 07.04.2011 auf dem DISTANCE Bugtracker veröffentlicht (RITTER 2011).

Schätzer	n/k	%CV
P2 (DISTANCE)	1.64	1.65
P3 (DISTANCE)	1.64	10.03
Bootstrap (DISTANCE)	1.65	9.54
P2 (SAS-Macro)	1.64	10.03

Tabelle 1: Vergleich der in DISTANCE implementierten Varianzschätzer P2 und P3 mit dem Bootstrapverfahren (999 resamples) sowie dem von den Autoren in einem SAS[®] Macro implementierten designbasierten Varianzschätzer P2. Die Datengrundlage umfasst das stehende Totholz aus der Sommeraufnahme.

Der beschriebene Softwarebug wurde von den DISTANCE Entwicklern zwischenzeitlich bestätigt (MARSHALL 2011). Der Grund für das Problem wurde von THOMAS (2011) beschrieben: *"The problem was that for estimator P2, a routine was returning the variance of the estimated encounter rate, when it should have been the standard error -- i.e., a square root was not being taken. [...] We will issue a new release of Distance shortly. [...]"*. Bis jetzt (Dezember 2011), ist noch keine neue Version von DISTANCE erschienen.

Auswirkungen des Softwarebugs - Errata zu RITTER & SABOROWSKI (2010)

Aufgrund des beschriebenen Bugs, müssen wir die in RITTER & SABOROWSKI (2010) beschriebenen ersten Zwischenergebnisse revidieren: Sämtliche Varianzschätzungen des Point Transect Samplings in diesem Beitrag sind betroffen, die beschriebenen Vorteile von Point Transect Sampling gegenüber den etablierten Verfahren können v.a. für liegendes Totholz nicht länger bestätigt werden. Eine Veröffentlichung mit korrigierten und weiterführenden Berechnungen befindet sich zurzeit (Dezember 2011) in der Begutachtung.

Präzisionsschätzung

Analytische Schätzung

Der Varianzschätzer von Y setzt sich aus drei Komponenten zusammen (Gl. 7). Die drei Varianzkomponenten können mit analytischen Verfahren geschätzt werden (vgl. BUCKLAND et al. 2001, Kap. 3).

¹ SAS Software, Version 9.2: Copyright, SAS Institute Inc. SAS and all other SAS Institute Inc. product or service names are registered trademarks or trademarks of SAS Institute Inc., Cary, NC, USA.

Unter der Voraussetzung, dass $n_i \stackrel{i.i.d.}{\sim} \mathcal{LN}(\mu, \sigma^2)$, ist das analytische Konfidenzintervall für Y (BURNHAM 1987, S. 212):

$$CI_{A(Y)} = \left[\frac{\hat{Y}}{e^{z_{\alpha} \cdot \sqrt{\widehat{var}(\log_e \hat{Y})}}}; \hat{Y} \cdot e^{z_{\alpha} \cdot \sqrt{\widehat{var}(\log_e \hat{Y})}} \right] \quad (14)$$

Die Log-Normalverteilungsannahme wird bei der durchgeführten Totholzinventur verletzt. Obwohl die Schätzung als robust gilt, ist eine verlässliche Schätzung des Konfidenzintervalls auf analytischem Wege daher streng genommen nicht möglich.

Bootstrap

Die Bootstrapvarianz (DAVISON et al. 1986) kann aus den Bootstrapvarianzen der einzelnen Komponenten zusammengesetzt werden:

$$\widehat{var}_{B1}(\hat{Y}_B) = \hat{Y}_B^2 \cdot \left(\frac{\widehat{var}_B(n_B)}{n_B^2} + \frac{\widehat{var}_B(a \cdot \hat{P}_{aB})}{(a \cdot \hat{P}_{aB})^2} + \frac{\widehat{var}_B(\hat{E}(s)_B)}{(\hat{E}(s)_B)^2} \right) \quad (15)$$

Alternativ kann sie direkt geschätzt werden (BUCKLAND et al. 2001, Gl.3.98)

$$\widehat{var}_{B2}(\hat{Y}_B) = \frac{\sum_{i=1}^B (\hat{Y}_{(i)} - \hat{Y}_B)^2}{B - 1} \quad (16)$$

Aus den Bootstrapvarianzschätzern $\widehat{var}_{B1}(\hat{Y}_B)$ und $\widehat{var}_{B2}(\hat{Y}_B)$ können auf analytischem Wege Konfidenzintervalle geschätzt werden (Gl. 14). Da auch hier Verteilungsannahmen verletzt werden, sind die Schätzungen jedoch ebenfalls nicht verlässlich.

Alternativ kann das Bootstrap-Konfidenzintervall für Y unter der Voraussetzung $n_i \stackrel{i.i.d.}{\sim} \mathcal{D}$, auch direkt geschätzt werden:

$$CI_{B3(Y)} = [\hat{Y}_{(B+1)\alpha}; \hat{Y}_{(B+1)(1-\alpha)}] \quad (17)$$

Bei der direkten Schätzung des Bootstrap-Konfidenzintervalls werden keine Annahmen verletzt.

Vergleich der Schätzverfahren

Varianz

Die analytische Schätzung von $CV(n)$ stimmt im Rahmen der zu erwartenden Abweichung mit der Bootstrapschätzung überein. Die Bootstrapschätzungen von $CV(a \cdot \hat{P}_a)$ und $CV(\hat{E}(s))$ sind hingegen deutlich größer als die analytischen Schätzungen. Der aus den einzelnen Bootstrapvarianzen zusammengesetzte $CV(\hat{Y})$ ist größer als der direkt per Bootstrapping geschätzte, die Bootstrapschätzungen sind somit inkonsistent (Tabelle 2).

	Analytisch %	Bootstrap %
$CV(n)$	9.48	9.69
$CV(a \cdot \hat{P}_a)$	6.38	9.36
$CV(\hat{E}(s))$	14.05	20.81
$CV(\hat{Y})(\text{zusammengesetzt})$	18.11	24.79
$CV(\hat{Y})(\text{direkt})$		22.20

Tabelle 2: Schätzung der einzelnen Varianzkomponenten sowie der Gesamtvarianz (jeweils ausgedrückt als CV). Die Datengrundlage umfasst das stehende Totholz aus der Sommeraufnahme.

Die deutlichen Unterschiede zwischen Bootstrap- und analytischen Varianzschätzungen wurden zwischenzeitlich mehrfach auf der DISTANCE Mailing Liste bestätigt. Die mit dem Bootstrapverfahren geschätzten Varianzen waren dabei immer größer als die analytisch geschätzten. Das Problem trat ausschließlich bei Datensätzen auf, die eine große Variationsbreite und eine stark rechtschiefe Verteilung der beobachteten Clustergröße aufweisen, so berichtete z.B. SHIRKEY (2011): „[...] on a survey with flock size ranging from 1 – 25000 variance estimates² were 25% and 46% for the analytical and bootstrap estimates respectively.“

Konfidenzintervalle

Das mit dem analytischen Verfahren geschätzte Konfidenzintervall CI_A ist am schmalsten. Das direkt aus der Bootstrapverteilung geschätzte Konfidenzintervall CI_{B3} ist linksseitig deutlich breiter. Die aus den Bootstrapvarianzschätzern $\widehat{var}_{B1}(\hat{Y}_B)$ und $\widehat{var}_{B2}(\hat{Y}_B)$ analytisch geschätzten Konfidenzintervalle CI_{B1} und CI_{B2} sind deutlich breiter und zudem verschoben (Abb.1). Die Konfidenzintervalle CI_A , CI_{B1} und CI_{B2} sind aufgrund der verletzten Verteilungsannahmen unzuverlässig. CI_{B1} und CI_{B2} basieren auf den fragwürdigen Bootstrapvarianzschätzungen.

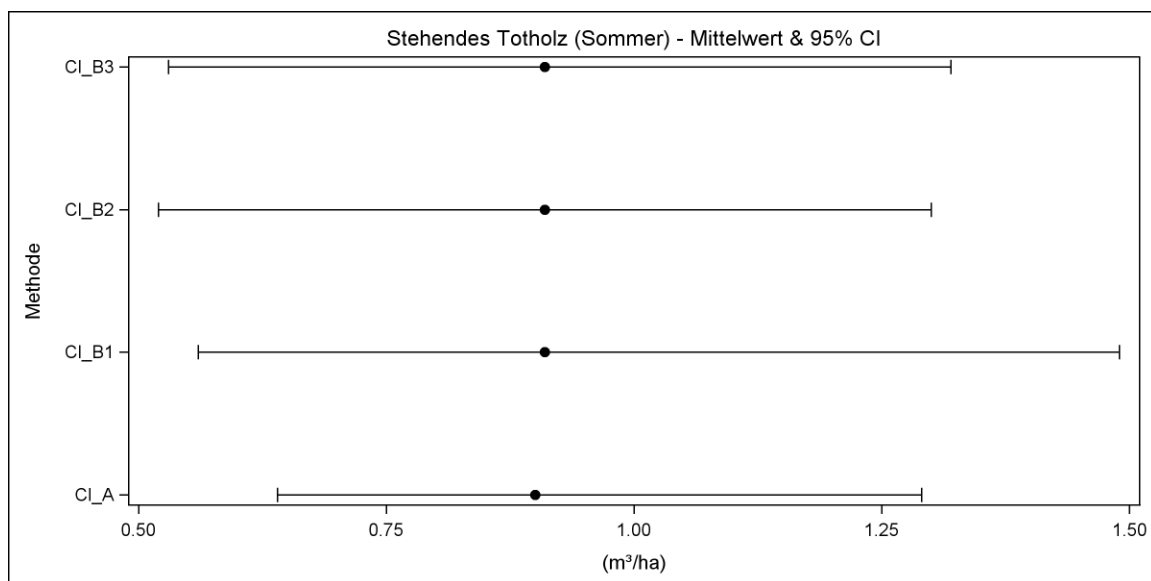


Abbildung 1: Vergleich der mit den unterschiedlichen Methoden geschätzten Konfidenzintervalle. Die Datengrundlage umfasst das stehende Totholz aus der Sommeraufnahme.

²Gemeint ist $CV(\hat{E}(s))$

Fazit

Softwarebug

Bis zur Veröffentlichung einer neuen DISTANCE Version bietet die Verwendung des modellbasierten Varianzschätzers P3 eine funktionierende Alternative zu dem fehlerhaft implementierten designbasierten Varianzschätzer P2.

Für alle bereits mit DISTANCE 6.0 durchgeführten Untersuchungen empfehlen wir eine Überprüfung der Varianzschätzungen, da der Fehler bei Verwendung des voreingestellten und empfohlenen Varianzschätzers auftritt. Es ist davon auszugehen, dass eine nennenswerte Anzahl von Studien betroffen ist (Für den Zeitraum Jan. 2010 – Sep. 2011 listet ISI Web of Knowledge 137 Publikationen mit dem Thema „Distance Sampling“.)

Varianzschätzung

Zum gegenwärtigen Zeitpunkt erscheint die Verwendung der analytischen Verfahren zur Varianzschätzung empfehlenswert, da diese im Gegensatz zu den Bootstrapschätzungen konsistente Ergebnisse liefern. Die großen Unterschiede zwischen der analytischen und der Bootstrapschätzung von $CV(a \cdot \hat{P}_a)$ und $CV(\hat{E}(s))$ sind zum gegenwärtigen Zeitpunkt nicht erklärbar und bedürfen weiterführender Untersuchungen.

Schätzung von Konfidenzintervallen

Bei den vorliegenden stark rechtsschiefen Verteilungen wird die Log-Normalverteilungsannahme zur analytischen Schätzung des Konfidenzintervalls verletzt. Die Verwendung des direkten Bootstrapverfahrens umgeht diese Verletzung der Verteilungsannahme, so dass in diesem Fall die Verwendung des Bootstrapverfahrens empfehlenswert scheint, auch wenn die große Ähnlichkeit zwischen analytischem- und Bootstrap-Konfidenzintervall auf eine hohe Robustheit des analytischen Schätzers hin deutet.

Ausblick

Zur Überprüfung der einzelnen Schätzer auf ihre Erwartungstreue ist für die nahe Zukunft die Durchführung einer Simulationsstudie in Zusammenarbeit mit Arne Nothdurft (FVA Freiburg) geplant.

Danksagung

Die vorliegende Arbeit wurde aus Mitteln der Deutschen Forschungsgemeinschaft (DFG) gefördert.

Wir danken den Niedersächsischen Landesforsten für die Bereitstellung von Betriebsinventur- und Forsteinrichtungsdaten sowie für die Möglichkeit, auf ihren Flächen zu arbeiten. Unser besonderer Dank gilt dabei dem Forstamtsleiter Otto Beck sowie den Revierleitern Harald Höhne und Henning Freiesleben.

Für ihre Unterstützung bei der Feldarbeit danken wir André Hardtke, Garlef Kalberlah, Birte Krause, Lena Nothacker und Phillip Schlotzhauer.

Literatur

- BUCKLAND, S., ANDERSON, D., BURNHAM, K., LAAKE, J., BORCHERS, D., UND THOMAS, L. (2001): Introduction to distance sampling: estimating abundance of biological populations. Oxford Univ. Press.
- BUCKLAND, S., ANDERSON, D., BURNHAM, K., LAAKE, J., BORCHERS, D., UND THOMAS, L. (2004): Advanced Distance Sampling : estimating abundance of biological populations. Oxford Univ. Press.
- BURNHAM, K., ANDERSON, D., WHITE, G., BROWNIE, C., AND POLLOCK, K. (1987): Design and analysis methods for _sh survival experiments based on release-recapture. Monograph No. 5. American Fisheries Society.
- DAVISON, A., HINKLEY, D., AND SCHLECHTMANN, E. (1986): Efficient bootstrap simulation. *Biometrika*, 73:555-566.
- DUNGER, K., STÜRMER, W., OEHMICHEN, K., RIEDEL, T., UND BOLTE, A. (2009): Ergebnisse einer Kohlenstoffinventur auf Bundeswaldinventur-Basis Der Kohlenstoffspeicher Wald und seine Entwicklung. *AFZ-DerWald*, 20:1072-1073.
- FEWSTER, R. M., BUCKLAND, S. T., BURNHAM, K. P., BORCHERS, D. L., JUPP, P. E., LAAKE, J. L., UND THOMAS, L. (2009): Estimating the Encounter Rate Variance in Distance Sampling. *Biometrics*, 65(1):225-236.
- KAHL, T. (2008): Kohlenstofftransport aus dem Totholz in den Boden. Dissertation, Fakultät für Forst- und Umweltwissenschaften der Albert-Ludwigs-Universität, Freiburg i. Brsg.
- KAPPES, H., CATALANO, C., UND TOPP, W. (2007): Coarse woody debris ameliorates chemical and biotic soil parameters of acidified broad-leaved forests. *Applied Soil Ecology*, 36(2-3):190-198.
- LAAKE, J., BURNHAM, K., UND ANDERSON, D. (1979): User's manual for program transect. Technical report, Utah State University
- MARSHALL, L. (2011). Bug 92 - Estimation of encounter rate variance - Comment 1. Research Unit for Wildlife Population Assessment: DISTANCE 6.0 Bug Tracker. http://www.ruwpa.st-and.ac.uk/distance/bugzilla/show_bug.cgi?id=92. Abgerufen am 05.12.2011.
- MEYER, P. (1999): Totholzuntersuchungen in nordwestdeutschen Naturwäldern: Methodik und erste Ergebnisse. *Forstwissenschaftliches Centralblatt*, 118:167-180.

- NEFT, R. (2006): Bayrische Staatsforsten stellen Totholz- und Biotopbaumkonzept vor - Biotopbäume und Totholz im bayerischen Staatswald schützen, erhalten und fördern. LWF aktuell, 55:28-30.
- POLLEY, H. (Hrsg.) (2005): Die zweite Bundeswaldinventur – BWP² - Der Inventurbericht. Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz.
- RITTER, T. (2011): Bug 92 - estimation of encounter rate variance. Research Unit for Wildlife Population Assessment: DISTANCE 6.0 Bug Tracker. http://www.ruwpa.st-and.ac.uk/distance/bugzilla/show_bug.cgi?id=92. Abgerufen am 05.12.2011.
- RITTER, T. UND SABOROWSKI, J. (2010): Effiziente Totholzinventuren mit Point Transect Sampling: Projektvorstellung, Methodenvergleich und erste Zwischenergebnisse. In Römisch, K. und Wunn, U., Hrsg., 21. Tagung - Tharandt, 21 bis 22. September 2009, Die Grüne Reihe, 21:23-30. Sektion Forstliche Biometrie und Informatik im Deutschen Verband forstlicher Forschungsanstalten.
- SCHABER-SCHOOR, G. (2008): Wieviel Totholz braucht der Wald? - Ergebnisse einer Literaturrecherche als Grundlage für ein Alt-, Totholz- und Habitatbaumkonzept. FVAeinblick, 2:5-8.
- SHIRKEY, B. (2011): Generating an estimate of expected flock size. Research Unit for Wildlife Population Assessment: Distance-sampling email list Archives. <https://www.jiscmail.ac.uk/cgi-bin/webadmin?A2=ind1107&L=DISTANCE-SAMPLING&F=&S=&P=11968>. Abgerufen am 05.12.2011
- THOMAS, L. (2010): Who uses distance? Research Unit for Wildlife Population Assessment: DISTANCE Homepage. <http://www.ruwpa.st-and.ac.uk/distance/>. Abgerufen am 05.12.2011.
- THOMAS, L., BUCKLAND, S., REXSTAD, E., LAAKE, J., STRINDBERG, S., HEDLEY, S., BISHOP, J., MARQUES, T., UND BURNHAM, K. (2010): Distance software: design and analysis of distance sampling surveys for estimating population size. Journal of Applied Ecology, 47:5-14.
- THOMAS, L. (2011): Bug 92 - estimation of encounter rate variance - comment 2. Research Unit for Wildlife Population Assessment: DISTANCE 6.0 Bug Tracker. http://www.ruwpa.st-and.ac.uk/distance/bugzilla/show_bug.cgi?id=92. Abgerufen am 05.12.2011.