

LESZEK BOLIBOK, RAFAŁ WOJTAN, ROBERT TOMUSIAK

Przestrzenna autokorelacja cech biometrycznych drzew w górskich drzewostanach świerkowych

Spatial autocorrelation of the biometric features of trees in mountain Norway spruce stands

ABSTRACT

Bolibok L., Wojtan R., Tomusiak R. 2018. Przestrzenna autokorelacja cech biometrycznych drzew w górskich drzewostanach świerkowych. Sylwan 162 (8): 638-647.

The formation of the stand structure interacts with the processes of growth and competition. Previous observations mainly focused on the analysis of the type of tree distribution resulting from these processes. Development of spatial diversity of tree parameters is less known issue. The research was carried out in mountain Norway spruce stands with a large variety of taxation parameters located in the Beskid Żywiecki Mts. (southern Poland). The analysis of spatial autocorrelation of biometric features was carried out with the use of the mark correlation function, and the type of tree distribution was examined using the pair correlation function. In younger, less tended stands of high tree density, a stronger spatial autocorrelation of the tree biometric features was found. The strongest autocorrelation was observed for volume, weaker for the breast height diameter, while the weakest one was reported for height. The analysis indicated that density dependent competition affects the autocorrelation of biometric features more strongly than the type of tree distribution. The range of the tree perception zone determined on the basis of the autocorrelation analysis of features is greater or equal to the width of the inhibition zone determined on the basis of the point pattern type analysis.

KEY WORDS

spatial autocorrelation, $k_{mm}(r)$ mark correlation function, $g(r)$ pair correlation function

ADDRESSES

Leszek Bolibok ⁽¹⁾ – e-mail: leszek.bolibok@wl.sggw.pl

Rafał Wojtan ⁽²⁾ – e-mail: rafal.wojtan@wl.sggw.pl

Robert Tomusiak ⁽²⁾ – e-mail: robert.tomusiak@wl.sggw.pl

⁽¹⁾ Katedra Hodowli Lasu, SGGW w Warszawie; ul. Nowoursynowska 159, 02-776 Warszawa

⁽²⁾ Samodzielna Pracownia Dendrometrii i Nauki o Produkcyjności Lasu, SGGW w Warszawie; ul. Nowoursynowska 159, 02-776 Warszawa

Wstęp

Analiza struktury przestrzennej drzewostanów pozwala wykrywać prawidłowości w ich budowie, które można przypisać zachodzącym w nich procesom [Bolibok 2003; McIntire, Fajardo 2009]. W przeszłości szczególnie dużo uwagi poświęcono analizie typu rozmieszczenia drzew. Dość dobrze poznane są procesy prowadzące do powstawania równomierności rozmieszczenia drzew (głównie konkurencja i śmiertelność związana z przegęszczeniem), jak też do ich skupiskowości, która najczęściej powstaje podczas przemiany pokoleń drzewostanu w związku z lokalnym występowaniem

warunków sprzyjających powstawaniu odnowień. W drzewostanach zagospodarowanych, odnawianych sztucznie i poddawanych zabiegom pielęgnacyjnym działanie naturalnych procesów kształtujących strukturę przestrzenną drzewostanów jest ograniczone. Więżba sadzenia może przez kilkadziesiąt lat mieć wpływ na typ rozmieszczenia drzew, nawet jeżeli rzędy sadzenia są już trudno dostrzegalne [Szymt, Zabielski 2010]. W trakcie cięć pielęgnacyjnych przerzedzane są nadmiernie przegęszczone partie drzewostanu i nawet jeżeli równomierność w skali przestrzennej związanej z sadzeniem zanika, to pojawia się w większej skali przestrzennej powiązanej z rozmiarami koron drzew w drzewostanie. Wraz z wiekiem zwiększa się wielkość stoiska drzew, co sprawia, że zwykle zwiększa się też minimalny dystans między drzewami, wykrywany jako skala przestrzenna równomierności rozmieszczenia drzew. Prawidłowość ta jest szczególnie dobrze widoczna w drzewostanach iglastych zdominowanych przez jeden gatunek, o mało plastycznych koronach [Kenkel 1988; Kenkel i in. 1997].

Analiza horyzontalnej struktury drzewostanu nie powinna być sprowadzana tylko do badania typu rozmieszczenia drzew [Brzeziecki 2002]. Mniej poznane, ale potencjalnie dające więcej możliwości interpretacji procesów zachodzących w rozwijającym się drzewostanie jest przestrzenne rozmieszczenie takich cech drzew jak pierśnica czy wysokość. Nawet w przypadku losowego typu rozmieszczenia drzew ich cechy mogą wykazywać nielosową strukturę przestrzenną, np. drzewa o mniejszej wysokości niż średnia wysokość w drzewostanie mogą tworzyć skupienia. Możliwe jest również, że drzewom o większej pierśnicy (charakterystycznej dla drzew górujących i panujących) mogą towarzyszyć drzewa opanowane o wyraźnie niższej pierśnicy, a układ taki jest na tyle powszechny w drzewostanie, że pozwala na statystyczne opisanie takiej prawidłowości. Wykorzystanie funkcji badających przestrzenną korelację cech biometrycznych pozwala na wyznaczenie strefy percepcji drzew [Getzin i in. 2008]. Informacje o wielkości tej strefy dla konkretnego gatunku na różnych etapach wzrostu drzewostanu mogą być pomocne przy racjonalizacji zabiegów pielęgnacyjnych, ponieważ wskazują zasięg konkurencyjnych oddziaływań pomiędzy drzewami. Zagadnienie korelacji przestrzennej cech biometrycznych drzew nie doczekało się takiej liczby opracowań naukowych jak analiza typu rozmieszczenia. Większość tego typu analiz opublikowano w artykułach o charakterze metodycznym lub przeglądowym jedynie w celu ilustracji działania funkcji opisujących korelację przestrzenną cech [Gavrikov, Stoyan 1995; Degenhardt 1999; Stoyan, Penttinen 2000].

Celem pracy było poznanie i interpretacja korelacji przestrzennej cech biometrycznych drzew w zagospodarowanych górskich drzewostanach świerkowych w różnym wieku oraz jej związku z cechami biometrycznymi drzewostanów. Podjęto próbę odpowiedzi na pytanie, czy występowanie przestrzennej korelacji cech zależy od wieku drzewostanu oraz od dotychczasowej intensywności zabiegów pielęgnacyjnych.

Materiał i metody

Badania terenowe przeprowadzono w czterech drzewostanach świerkowych zlokalizowanych w Beskidzie Żywieckim na terenie Nadleśnictwa Ujsoły na wysokości około 1100 m n.p.m. (tab. 1). Drzewostany starsze (92 lata) rosnące na siedlisku BMGśw (S1 i S2) reprezentowały koniec fazy dojrzewania drzewostanu. Młodsze drzewostany (42 lata) rosnące na siedliskach LMGw (M3) i LMGśw (M4) reprezentowały fazę drągowiny. Wartość bonitacji dla poszczególnych powierzchni określono na podstawie tablic zasobności [Szymkiewicz 2001] oraz dynamicznego modelu bonitacyjnego dla drzewostanów górskich [Socha 2011].

W każdym z drzewostanów założono prostokątną powierzchnię próbną – we fragmentach drzewostanów jednorodnych pod względem zmienności cech biometrycznych drzew oraz pozba-

Tabela 1.

Powierzchnia (A [ha]), przeciętna pierśnica przekrojowa (Dg [cm]), przeciętna wysokość (H_{Lorey} [m]), liczba drzew (N [szt./ha]), pierśnicowe pole przekroju (G [m²/ha]), miąższość grubizny (Vg [m³/ha]), czynnik zadrzewienia (Zad), klasa bonitacji (SI) i bonitacja wzrostowa (SI' [m]) badanych drzewostanów
 Area (A [ha]), quadratic mean diameter at breast height (Dg [cm]), average height (H_{Lorey} [m]), number of trees per hectare (N), stand basal area (G [m²/ha]), merchantable volume (Vg [m³/ha]), stocking index (Zad), site index class (SI), site index (SI' [m]) for investigated stands

	A	Dg	H_{Lorey}	N	G	Vg	Zad	SI	SI'
S1	0,38	45,64	29,18	274	44,82	573,35	0,97	II	31,6
S2	0,63	38,61	27,31	197	23,04	281,45	0,54	II,5	29,6
M3	0,24	25,13	20,14	781	38,75	363,40	1,24	I	37,2
M4	0,17	19,23	17,39	1018	29,57	246,06	1,00	I,5	32,7

wionych luk lub kęp innych gatunków drzew. Wielkości powierzchni zostały ustalone w taki sposób, aby znajdowało się na nich około 100 świerków.

W pomiarach terenowych wykorzystano system FieldMap umożliwiający rejestrację mierzonych wartości w automatycznie tworzonej bazie danych. Na każdej z powierzchni dla wszystkich drzew zmierzone zostały wysokości (h), wysokości osadzenia koron (hk) i pierśnice ($d_{1,3}$) (pomiar ten był przeprowadzony w dwóch prostopadłych kierunkach) oraz określono pozycję biosocjalną według klasyfikacji Krafca. Wykorzystując busolę elektroniczną i dalmierz laserowy, określono współrzędne biegunowe poszczególnych drzew na powierzchni próbnej, które zostały następnie przeliczone na współrzędne prostokątne.

Do analizy autokorelacji cech biometrycznych drzew wykorzystano funkcję korelacji cech $k_{mm}(r)$ [Illian i in. 2008; Szmyt, Stoyan 2013]. Wartość tej funkcji stanowi znormalizowany iloczyn wybranej cechy biometrycznej pary drzew znajdujących się od siebie w odległości r . Estymator funkcji korelacji cech opisany jest równaniem:

$$\hat{k}_{mm}(r) = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n [t \cdot (m_i, m_j)] \cdot k \cdot (\|x_i - x_j\| - r)}{\bar{m}^2}$$

gdzie:

- m_i, m_j – wartość cech analizowanej pary drzew (i oraz j),
- x_i, x_j – współrzędne analizowanej pary drzew,
- n – liczba drzew na powierzchni próbnej,
- r – odległość między analizowanymi drzewami,
- $k \cdot (\|x_i - x_j\| - r)$ – funkcja jądrowa wybierająca pary drzew,
- $t \cdot (m_i, m_j)$ – funkcja testująca (iloczyn cech pary drzew),
- \bar{m} – średnia wartość badanej cechy na powierzchni.

Jeżeli w badanym drzewostanie nie występuje przestrzenna autokorelacja cech biometrycznych (np. wysokości), to funkcja ta dla każdego analizowanego dystansu przyjmuje wartość zbliżoną do 1. Wartości funkcji $k_{mm}(r)$ większe od 1 wskazują, że pary drzew rosnących od siebie w odległości r mają średnią wartość badanej cechy większą niż jej średnia wartość w drzewostanie. Sytuacja taka bywa określana jako pozytywna autokorelacja cech. W przypadku wysokości drzew wspomniany wynik oznaczałoby, że w badanym drzewostanie drzewom wyższym niż średnia towarzyszą zazwyczaj inne (w odległości zbliżonej do r) o wysokości również wyższej niż średnia wysokość drzew w badanym drzewostanie. Może tak się zdarzyć, gdy wyższe drzewa tworzą skupienia.

Wartości funkcji $k_{mm}(r)$ mniejsze od 1 wskazują, że wyższym drzewom towarzyszą w odległości r drzewa o wyraźnie mniejszej wysokości lub też w drzewostanie obserwuje się skupienia niższych drzew, w których średnia odległość między drzewami zbliżona jest do r . Sytuacja taka określana jest jako autokorelacja negatywna lub inhibicja cech. Zazwyczaj wraz ze wzrostem analizowanego dystansu r funkcja $k_{mm}(r)$ dąży do 1. Dystans, dla którego funkcja osiąga trwale tę wartość, można rozpatrywać jako maksymalny zasięg przestrzennej autokorelacji badanej cechy [Illian i in. 2008]. Na podstawie danych z powierzchni próbnej można obliczyć jedynie estymator funkcji korelacji cech (r). Aby określić, czy obserwowane wartości estymatora $\hat{k}_{mm}(r)$ wskazują na istotną statystycznie autokorelację przestrzenną, dla każdej z badanych cech przeprowadzono test zaproponowany przez Grabarnika i in. [2011]. Test ten ma charakter globalny – obejmując dystanse z zakresu od 0 do 10 m, a pod względem konstrukcji przypomina test Kołmogorowa-Smirnowa [Bolibok 2009].

Typ rozmieszczenia drzew w badanych drzewostanach badano za pomocą funkcji korelacji par $g(r)$. Estymator tej funkcji przyjmuje postać [Stoyan i in. 1993]:

$$\hat{g}(r) = \frac{1}{nr} \sum_{i=1}^n \sum_{j=i+1}^n \frac{k \cdot (r - \|x_i - x_j\|)}{v \cdot (E_{x_i} \cap E_{x_j})}$$

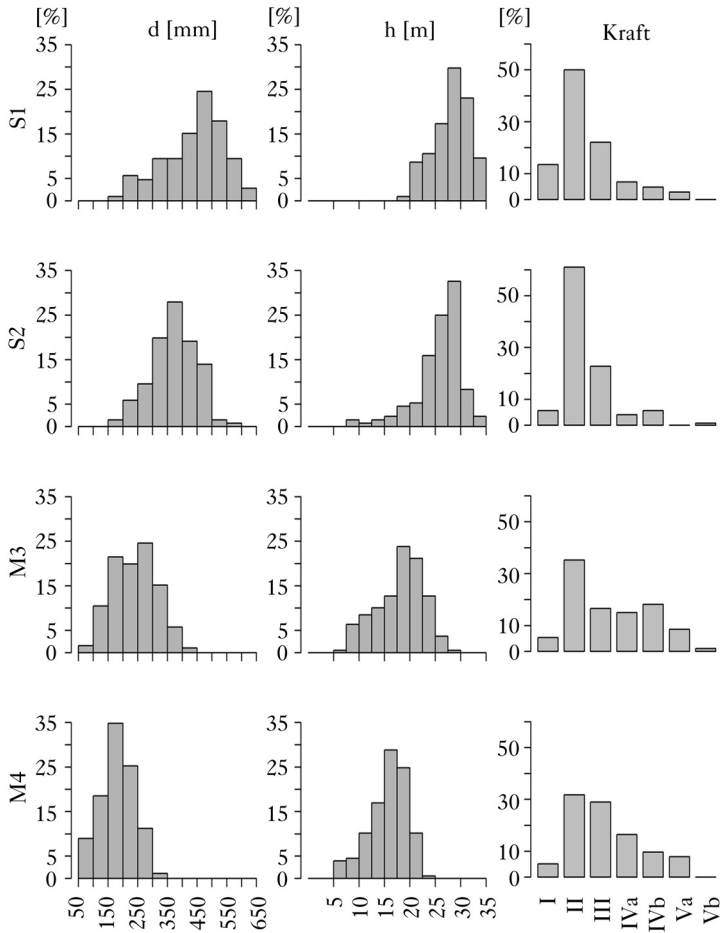
gdzie:

- x_i, x_j – współrzędne analizowanej pary drzew,
- n – liczba drzew na powierzchni próbnej,
- r – odległość między analizowanymi drzewami,
- $k \cdot (r - \|x_i - x_j\|)$ – funkcja jądrowa wybierająca pary drzew,
- $v \cdot (E_{x_i} \cap E_{x_j})$ – korekta efektu brzegowego.

Podobnie jak poprzednio opisana funkcja, również funkcja korelacji par dla rozmieszczeń losowych przyjmuje wartość równą 1. W przypadku skupiskowości rozmieszczenia drzew estymator $\hat{g}(r)$ osiąga wartości większe od 1, a w przypadku równomierności mniejsze od 1. Wyniki analizy przedstawiono na wykresach prezentujących potencjalną zmienność tej funkcji w rozmieszczeniu idealnie losowym, a istotność statystyczną zbadano testem globalnym opisanym przez Loosmora i Forda [2006]. Podstawą do rozpoznania potencjalnej losowej zmienności estymatora $\hat{g}(r)$ było generowanie 999 idealnie losowych rozmieszczeń o takiej samej liczbie drzew jak w badanym rozmieszczeniu. W przypadku testowania nielosowości estymatora $\hat{k}_{mm}(r)$ generowano 999 rozmieszczeń, które powstawały przez losowe zamiany wartości cech biometrycznych pomiędzy wszystkimi drzewami w badanym drzewostanie. Obliczenia wykonano w środowisku R (www.r-project.org) z wykorzystaniem procedur z pakietu spatstat [Baddeley i in. 2015].

Wyniki

We wszystkich analizowanych drzewostanach najliczniejsze były drzewa panujące, chociaż w młodszych znaczący był również udział drzew reprezentujących niższe stanowiska biosocjalne (ryc. 1). Rozkłady wysokości charakteryzowały się asymetrią ujemną, która na powierzchni S2 okazała się najsilniejsza. Wynika to z występowania tam żywych drzew o uszkodzonych w przeszłości wierzchołkach. W przypadku pierśnic drzew w analizowanych drzewostanach obserwujemy niewielką asymetrię rozkładów, jedynie w drzewostanie S1 rozkład tej cechy ma znaczącą asymetrię ujemną. Dane z tabeli 1 wskazują, że zarówno para młodszych, jak też para starszych drzewostanów dość znacznie różnią się wartościami analizowanych cech. Oba młodsze drzewostany wykazują cechy wskazujące, że od ostatniego zabiegu pielęgnacyjnego upłynęło stosunkowo dużo czasu. Świadczy o tym zarówno bardzo wysokie zadrzewienie, jak też znaczny udział drzew



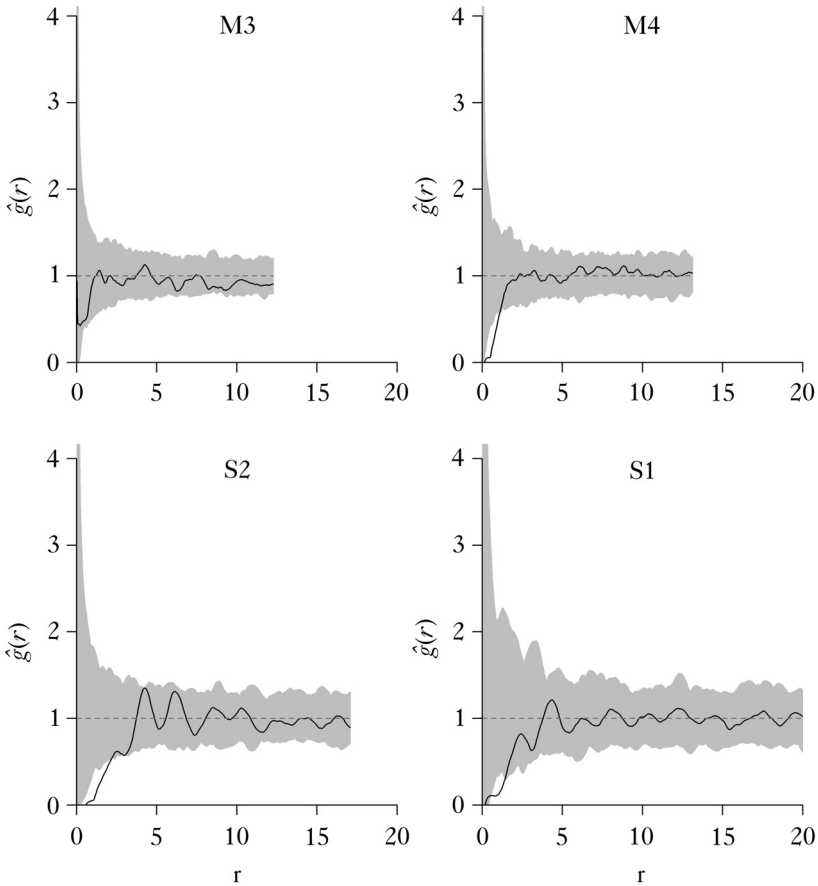
Ryc. 1.

Rozkład pierśnicy (d), wysokości (h) i klas biosocjalnych (Kraft) drzew w badanych drzewostanach
Distribution of breast height diameter (d), height (h) and biosocial class (Kraft) of trees in investigated stands

zaklasyfikowanych do drzewostanu opanowanego (ryc. 1). W drzewostanie M4 większą wysokość przeciętną (H_{Lorey}), a tym samym wyższą bonitację można przypisać korzystniejszym warunkom siedliskowym (LMGw), które lepiej zaspokajają wysokie zapotrzebowanie drzewostanów świerkowych na wodę. Mniejsza wartość przeciętnej pierśnicy w drzewostanie M3 wiąże się do pewnego stopnia z jego słabszą bonitacją (o 0,5 klasy), ale też może wynikać ze zdecydowanie większego zagęszczenia tego drzewostanu [Zawada 1997].

Wartości estymatora wyższe od wartości teoretycznych dla rozmieszczenia losowego świadczą o istotnej statystycznie równomierności rozmieszczenia drzew w skalach przestrzennych 1 i 2 m (ryc. 2). W drzewostanie M3 też pojawia się tendencja do równomierności rozmieszczenia drzew w małych skalach przestrzennych (wartości estymatora poniżej 1), ale nie jest ona istotna statystycznie (wartości estymatora nie przebiegają poniżej wartości obserwowanej w rozmieszczeniach losowych).

Wyniki testowania nielosowości rozmieszczenia różnych cech biometrycznych świerków w badanych drzewostanach zamieszczono w tabeli 2. Na rycinie 3 przedstawiono przebieg estyma-



Ryc. 2.

Analiza typu rozmieszczenia drzew za pomocą funkcji korelacji par

Analysis of the type of trees distribution using the pair correlation function

szary – zakres zmienności funkcji w rozmieszczeniu idealnie losowym uzyskany z 999 symulacji rozmieszczenia losowego o liczbie punktów równej liczbie drzew w badanym drzewostanie

grey – range of variability in completely random pattern estimated by the simulation of 999 random patterns with the number of points equal to the number of trees in the investigated stand

Tabela 2.

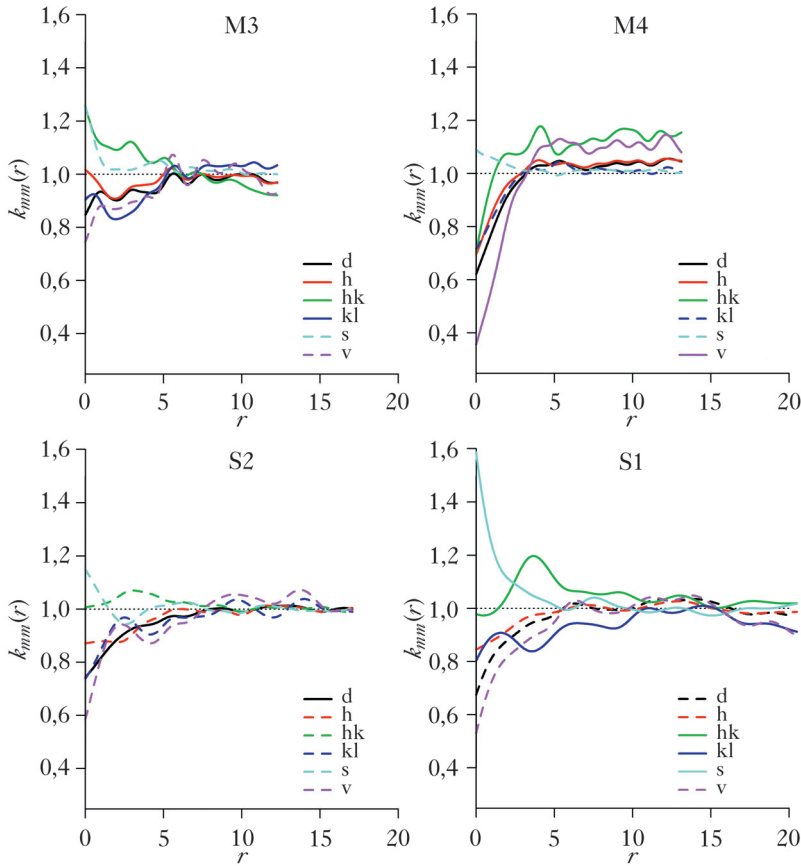
Prawdopodobieństwo testowe nielosowości rozmieszczenia pierśnicy (d), wysokości (h), wysokości osadzenia korony (hk), długości korony (kl), smukłości (s) i miąższości strzały (v) drzew według testu Grabarnika i in. [2011]

p-value in Grabarnik et al. [2011] test for spatial autocorrelation of diameter at breast height (d), height (h), crown base height (hk), crown length (kl), slenderness (s) and stem volume (v)

	S1	S2	M3	M4
d	0,053	0,024*	0,005*	0,024*
h	0,142	0,077	0,025*	0,033*
hk	0,004*	0,153	0,015*	0,001*
kl	0,003*	0,094	0,008*	0,069
s	0,019*	0,412	0,051	0,561
v	0,184	0,162	0,135	0,045*

* istotna nielosowość rozmieszczenia ($\alpha=0,05$)

* significant non-randomness of mark distribution ($\alpha=0.05$)



Ryc. 3.

Przebieg estymatora funkcji korelacji cech (por. tabela 2) w badanych drzewostanach

Estimator of the mark correlation function for the biometric features (see table 2) of trees in investigated stands

linia ciągła – autokorelacja istotna, linia przerywana – korelacja nieistotna

solid line – significant autocorrelation, dashed line – insignificant autocorrelation

tora funkcji korelacji cech $\hat{k}_{mm}(r)$ w badanych drzewostanach. Dla przejrzystości ryciny estymatory $\hat{k}_{mm}(r)$ dla różnych cech oznaczono liniami o różnych kolorach. Gdy istnienie autokorelacji przestrzennej badanej cechy zostało potwierdzone za pomocą testu, przebieg estymatora zaznaczono na rycinie linią ciągłą, natomiast w przeciwnym przypadku – linią przerywaną.

Dyskusja

Drzewa w drzewostanie M4 rosły i nadal pozostają w warunkach silniejszego nacisku konkurencyjnego otaczających drzew niż w drzewostanie M3. Do takiego wniosku może prowadzić porównanie typu rozmieszczenia drzew w omawianych drzewostanach (ryc. 2). Jedną z przyczyn równomierności rozmieszczenia w młodszych drzewostanach zagospodarowanych może być sadzenie drzew w regularnej więźbie. Jednak tę przyczynę równomierności można wykluczyć w badanych drzewostanach na podstawie kształtu estymatora $g(r)$. W drzewostanach, w których zachowały się jeszcze ślady równomierności wynikającej z sadzenia, zarówno funkcja $K(r)$ Ripleya, jak też funkcja korelacji par mają charakterystyczny zygzakowaty przebieg, w którym skala

przestrzenna lokalnych minimów estymatorów tych funkcji odpowiada wielokrotnościom wymiarów więzby [Pommerening 2002; Bolibok 2008]. Funkcje te są na tyle czułe na ten rodzaj równomierności, że jest on wykrywany nawet w drzewostanach, których strukturę przy pobieżnej wizualnej analizie można by uznać za skupiskową [Bolibok 2003]. Efekt taki w drzewostanach niepielęgowanych od posadzenia jest jeszcze bardzo wyraźnie widoczny nawet w wieku 34 lat [Szmyt, Zabielski 2010]. Najbardziej prawdopodobną przyczyną równomierności rozmieszczenia drzew w drzewostanie M4 jest śmiertelność związana z przegęszczeniem, wspomagana przez przeredzanie najbardziej zagęszczonych fragmentów drzewostanu w ramach cięć pielęgnacyjnych. Po silnej redukcji liczby drzew w okresie młodnika i wypromowaniu na uprzywilejowane pozycje drzew dorodnych w drzewostanach świerkowych można w zasadzie wykonywać trzebież dolną, która tylko wyprzedza wydzielanie drzew słabszych konkurencyjnie [Jaworski 2011]. Drzewostany wyrównane wiekowo i zdominowane przez jeden gatunek szczególnie łatwo osiągną równomierność rozmieszczenia na skutek śmiertelności związanej z przegęszczeniem [Kenkel 1988; Murrell 2009], chociaż wystąpienie tego efektu w dużym stopniu jest uzależnione od nasilenia konkurencji, co z kolei jest zależne od początkowego rozmieszczenia drzew i ich zagęszczenia [Kenkel i in. 1997; Murrell 2009]. Wyniki analizy typu rozmieszczenia i porównanie zagęszczenia drzew w drzewostanie M3 i M4 sugerują silniejszą konkurencję pomiędzy drzewami w drzewostanie M4. Przyjęcie tego założenia pozwala zrozumieć różnice w autokorelacji przestrzennej cech biometrycznych świerków w obu omawianych drzewostanach.

Zarówno w drzewostanie M3, jak i M4 stwierdzono statystycznie istotną autokorelację przestrzenną większości analizowanych cech biometrycznych drzew, jednak nasilenie tego zjawiska mierzone maksymalnym odchyleniem estymatora od wartości równej 1, jak też kierunek tego odchylenia nie są dla nich porównywalne. W obu drzewostanach zaobserwowano ujemną autokorelację przestrzenną pierśnicy i wysokości drzew w małych skalach przestrzennych (1-3 m), ale w drzewostanie M4, gdzie konkurencja między drzewami jest silniejsza, estymator $\hat{k}_{mm}(r)$ ma dla badanych cech zdecydowanie niższą wartość. Taki przebieg estymatora $\hat{k}_{mm}(r)$ jest dość często spotykany w przypadku analizowania zmienności wartości pierśnic drzew i oznacza, że ceną, jaką płać drzewa za wzrastanie w bliskim sąsiedztwie, jest fakt, że ich średnia pierśnica jest mniejsza od średniej pierśnicy wszystkich drzew w drzewostanie [Stoyan, Penttinen 2000]. Takie stwierdzenie wynika wprost z definicji funkcji korelacji cech, ale jego interpretacja może być dwójaka: albo oba drzewa oddalone od siebie o odległość r mają mniejszą średnicę niż średnia dla wszystkich drzew w drzewostanie [Degenhardt 1999; Pommerening 2002], albo jedno z nich ma wyraźnie mniejszą średnicę niż drugie, co zaniża ich średnią [Doleżał i in. 2006]. Obie sytuacje mogą też występować jednocześnie. Kenkel [1988] opisuje tworzenie się skupisk drzew słabszych konkurencyjnie w 65-letnich drzewostanach *Pinus banksiana* pochodzących z odnowienia naturalnego, podlegających przeredzaniu na skutek śmiertelności związanej z przegęszczeniem. Zaobserwowana w drzewostanie M3 dodatnia autokorelacja wysokości osadzenia koron i ujemna autokorelacja długości koron może być związana z istnieniem takich skupisk, złożonych z dwu lub trzech drzew opanowanych, jednak wraz z dalszym przebiegiem procesu wydzielania się drzew skupiska takie zanikają. W starszych naturalnych drzewostanach świerkowych ujemną autokorelację przestrzenną pierśnicy i wysokości blisko sąsiadujących drzew przypisuje się przygłuszeniu słabszego drzewa przez dominanta [Doleżał i in. 2006].

Na podkreślenie zasługuje fakt, że w obu młodszych drzewostanach obserwuje się duży udział drzew opanowanych i przygłuszonych, świadczący o toczącym się procesie eliminacji drzew słabszych. Analiza typu rozmieszczenia potwierdza ten proces tylko w drzewostanie M4, gdzie w związku z większym zagęszczeniem drzew przebiega on intensywniej. Analiza prze-

strzennej korelacji cech takich jak pierśnica i wysokość wskazuje na istnienie tego procesu w obu drzewostanach, jednak zaznacza się on silniej w drzewostanie M4 (ryc. 3). Można stwierdzić, że analiza korelacji cech jest bardziej czułą metodą śledzenia rozwoju drzewostanu i uwidacznia zachodzące w nim procesy, nawet gdy jeszcze nie manifestują się one przez niełosowy typ rozmieszczenia drzew.

W obu analizowanych drzewostanach zaobserwowano, że w małej skali przestrzennej najsilniej *in minus* reagował estymator $\hat{k}_{mm}(r)$ opisujący strukturę przestrzenną miąższości, słabiej pierśnicy, a najslabiej wysokości drzew. Taka hierarchia reakcji struktury przestrzennej cech biometrycznych może wynikać ze strategii konkurujących ze sobą drzew. Ponieważ bliskie sąsiedztwo zapewnia słabszym drzewom osłonę przed wiatrem i większą stabilność mechaniczną, mogą one mniej inwestować w przyrost pierśnicy czy szerzej ujmując – w pełność strzały, a maksymalnie dużo swoich zasobów starają się lokować w przyrost na wysokość, bo tylko tak mogą utrzymać dostęp do światła. Z tego powodu konkurencja silniej uwidacznia się w autokorelacji pierśnic lub miąższości drzew niż wysokości drzew [Reed, Burkhart 1985; Penttinen i in. 1992; Doleżal i in. 2006].

W obu starszych drzewostanach (S2 i S1) mniej cech zachowało autokorelację przestrzenną. Taki obraz przypomina sytuację stwierdzoną podczas badań starszych drzewostanów innych gatunków [Degenhardt 1999], jak również drzewostanów świerkowych [Penttinen i in. 1992]. W wielu publikacjach [Szmyt, Stoyan 2013] nie udało się potwierdzić statystycznej istotności autokorelacji lub potwierdzono ją jedynie dla pierśnicy. W przypadku drzewostanu S2 również udało się potwierdzić autokorelację pierśnic. W drzewostanie S1 nie została ona formalnie potwierdzona, chociaż prawdopodobieństwo testowe $p=0,053$ sugeruje, że także potwierdzenie byłoby możliwe na przykład w przypadku testowania niełosowości dla innego (mniejszego) zakresu skal przestrzennych [Grabarnik i in. 2011].

Mniejsza liczba cech o statystycznie potwierdzonej autokorelacji może być związana z faktem, że upływ czasu i zabiegi pielęgnacyjne redukują liczbę drzew, eliminując drzewa opanowane, przez co zmniejszają siłę wzajemnych oddziaływań drzew, jak też upraszczają strukturę przestrzenną drzewostanu [Penttinen i in. 1992; Degenhardt 1999].

Dodatnia autokorelacja przestrzenna smukłości i wysokości osadzenia koron w drzewostanie S1 może być związana z ciągle dużą liczbą drzew. W słabiej pielęgnowanych drzewostanach, nawet starszych, mogą występować rosnące relatywnie blisko siebie drzewa, które wzajemnie skracają swoje korony. Chociaż nie odstają one zbyt wiele pod względem wysokości od innych drzew w drzewostanie, to ze względu na silny wzajemny nacisk konkurencyjny mają mniejszą pierśnicę, a przez to większą smukłość.

Wnioski

- ✚ W młodszych, słabiej pielęgnowanych drzewostanach świerkowych o dużym zagęszczeniu zaobserwowano silniejszą przestrzenną autokorelację cech biometrycznych drzew w porównaniu do drzewostanów starszych.
- ✚ Spośród cech opisujących rozmiary drzewa najsilniej w takich warunkach zaznacza się autokorelacja miąższości, słabiej pierśnicy, a najmniej wysokości.
- ✚ Proces konkurencji wpływający na strukturę przestrzenną młodszych drzewostanów łatwiej jest zidentyfikować na podstawie analizy autokorelacji przestrzennej cech biometrycznych niż na podstawie analizy typu rozmieszczenia drzew.
- ✚ Zasięg strefy percepcji drzew ustalony na podstawie analizy autokorelacji cech jest równy lub większy niż szerokość strefy inhibicji ustalonej na podstawie analizy typu rozmieszczenia drzew. Może to oznaczać, że nie tylko bezpośredni sąsiedzi drzewa wpływają na jego dobro-

stan. Usuwanie w czasie zabiegów pielęgnacyjnych również dalej położonych drzew może poprawić warunki wzrostu promowanego drzewa.

- ✦ Określony na podstawie funkcji korelacji cech zasięg strefy percepcji może być także przydatny przy konstruowaniu modeli wzrostu drzewostanów, w których modelowany jest rozwój poszczególnych drzew. Zasięg strefy percepcji wskazuje, które drzewa należy uwzględnić jako potencjalnie ograniczające wzrost modelowanego drzewa.

Literatura

- Baddeley A., Rubak E., Turner R. 2015. Spatial Point Patterns: Methodology and Applications With R. Chapman & Hall.
- Bolibok L. 2003. Dynamika struktury przestrzennej drzewostanów naturalnych w oddziale 319 BPN – czy biogrupy drzew są powszechne i trwałe w nizinym lesie naturalnym? Sylwan 147 (1): 12-23.
- Bolibok L. 2008. Stosowanie funkcji Ripleya do badania anizotropicznych rozmieszczeń drzew. Leś. Pr. Bad. 69: 143-153.
- Bolibok L. 2009. Metoda Monte Carlo w badaniu istotności wyników funkcji Ripleya, czyli jak się ustrzec fałszywego stwierdzenia nielosowości struktury przestrzennej drzewostanu. Leś. Pr. Bad. 70: 59-67.
- Brzeziecki B. 2002. Wskaźniki zróżnicowania struktury drzewostanu. Sylwan 146 (4): 69-79.
- Degenhardt A. 1999. Description of Tree Distribution Patterns and Their Development Through Marked Gibbs Processes. Biometrical Journal 41: 457-470.
- Doležal J., Šrutek M., Hara T., Sumida A., Penttilä T. 2006. Neighborhood interactions influencing tree population dynamics in nonpyrogenous boreal forest in northern Finland. Plant Ecology 185: 135-150.
- Gavrikov V., Stoyan D. 1995. The use of marked point processes in ecological and environmental forest studies. Environmental and Ecological Statistics 2: 331-344.
- Getzin S., Wiegand K., Schumacher J., Gougeon F. A. 2008. Scale-dependent competition at the stand level assessed from crown areas. Forest Ecology and Management 255: 2478-2485.
- Grabarnik P., Myllymäki M., Stoyan D. 2011. Correct testing of mark independence for marked point patterns. Ecological Modelling 222: 3888-3894.
- Illian J., Penttinen A., Stoyan H., Stoyan D. 2008. Statistical analysis and modelling of spatial point patterns. John Wiley & Sons.
- Jaworski A. 2011. Hodowla lasu. Tom III. Charakterystyka hodowlana drzew i krzewów leśnych. PWRiL, Warszawa.
- Kenkel N. C. 1988. Pattern of self-thinning in jack pine: testing the random mortality hypothesis. Ecology 69: 1017-1024.
- Kenkel N. C., Hendrie M. L., Bella I. E. 1997. A long-term study of *Pinus banksiana* population dynamics. Journal of Vegetation Science 8: 241-254.
- Loosmore N. B., Ford E. D. 2006. Statistical inference using the G or K point pattern spatial statistics. Ecology 87: 1925-1931.
- McIntire E. J., Fajardo A. 2009. Beyond description: the active and effective way to infer processes from spatial patterns. Ecology 90: 46-56.
- Murrell D. J. 2009. On the emergent spatial structure of size-structured populations: when does self-thinning lead to a reduction in clustering? Journal of Ecology 97: 256-266.
- Penttinen A., Stoyan D., Henttonen H. M. 1992. Marked Point Processes in Forest Statistics. Forest Science 38: 806-824.
- Pommerening A. 2002. Approaches to quantifying forest structures. Forestry 75: 305-324.
- Reed D. D., Burkhardt H. E. 1985. Spatial Autocorrelation of Individual Tree Characteristics in Loblolly Pine Stands. Forest Science 31: 575-587.
- Socha J. 2011. Krzywe bonitacyjne świerka pospolitego na siedliskach górskich. Sylwan 155 (12): 816-826.
- Stoyan D., Bertram U., Wendrock H. 1993. Estimation variances for estimators of product densities and pair correlation functions of planar point processes. Ann. Inst. Statist. Math. 45: 211-221.
- Stoyan D., Penttinen A. 2000. Recent applications of point process methods in forestry statistics. Statistical Science 15: 61-78.
- Szmyt J., Stoyan D. 2013. Spatial autocorrelation of tree attributes in naturally regenerated managed beech (*Fagus sylvatica*) forests in the Beskid Niski Mountains, southern Poland. Dendrobiology 71: 129-136.
- Szmyt J., Zabielski M. 2010. Struktura przestrzenna drzew różnej grubości w drzewostanach sosnowych (*Pinus sylvestris* L.) o różnym zagęszczeniu początkowym. Leś. Pr. Bad. 71: 267-277.
- Szymkiewicz B. 2001. Tablice zasobności i przyrostu drzewostanów ważniejszych gatunków drzew leśnych. PWRiL, Warszawa.
- Zawada J. 1997. Badania rozwoju uszkodzonych przez śnieg drągów świerkowych Beskidu Żywieckiego i wynikające z nich wnioski hodowlane. Prace Instytutu Badawczego Leśnictwa A 71-84.