

Czy naturalne procesy ekologiczne w juvenilnej fazie rozwoju drzewostanu założonego sztucznie różnicują jego strukturę przestrzenną?

Do natural processes at the juvenile stage of stand development differentiate the spatial structure of trees in artificially established forest stands?

Janusz Szmyt*, Robert Korzeniewicz

Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu, Wydział Leśny, Katedra Hodowli Lasu, ul. Wojska Polskiego 69, 60-625 Poznań

* Tel. +48 61 8487735, fax +48 61 8487734, e-mail: jszmyt@up.poznan.pl

Abstract. Structural diversity is one of the most interesting phenomena that have been studied by forest ecologists and practitioners. Amongst the different characteristics of forest structure, spatial diversity of trees and their attributes seem to be very important. The more spatially structured a population is, the higher its diversity in terms of size and species richness. Because most forests in Europe are managed and were artificially established, they are subjected to conversion processes turning them into more complex systems. The approach presented here aims at elucidating whether natural processes, such as self-thinning, can cause the self-differentiation of spatial structure in artificially planted stands.

Our analyses focused on untended Scots pine and pedunculate oak stands in the juvenile phase of development and were based on spatially explicit structural indices for positioning and size differentiation (diameter, total height and crown length). The obtained results indicate that live trees were dispersed more or less regularly. Unlike the angle-based index, which mostly indicated randomness in tree location, a distance-based index showed clear regularity. We also found that the distribution of tree attributes auto-correlates to tree location as indicated by significantly lower index values compared to values resulting from random reassignment of the examined attributes. This low degree of spatial differentiation is further confirmed by the distribution of indices in differentiation classes. Our results allow us to conclude that, in the case of light demanding species (pine and oak), natural processes do not increase spatial diversity of the stand, although, both species showed a certain degree of deviation in this respect.

Key words: spatial indices, forest diversity, self-thinning, managed forests

1. Wstęp

Jednym z bardziej interesujących zagadnień ekologii lasu jest jego strukturalne zróżnicowanie w poszczególnych fazach rozwojowych. Badania obejmujące cały cykl życiowy drzewostanu są nieliczne ze względu na długowieczność drzew (Kenkel et al. 1997; Sekretenko, Gavrikov 1998; Wolf 2005; Grey, He 2009). Częściej wyniki badań nad dynamiką struktury lasu dotyczą wybranych faz rozwojowych lasu (Szymański 1964; Daniels 1978; Kenkel 1988, 1997; Kuuluvainen et al.

1998; Montes et al. 2004, 2005; Szmyt, Korzeniewicz 2007; Szmyt, Ceitel 2011).

Strukturę populacji, stanowiącą jedną z ważniejszych jej charakterystyk, można rozpatrywać jako powtarzający się wzorzec wynikający z wzajemnych zależności zachodzących między osobnikami (Gadow et al. 2012). Struktura pierśnic drzew, ich wysokości czy też struktura socjalna drzew daje leśnikom pewien obraz drzewostanu, świadcząc w pewnym stopniu o jego kierunku rozwoju, prowadzonych zabiegach pielęgnacyjnych itd. Nie jest to jednak obraz pełny, gdyż struktury te

nie uwzględniają zależności przestrzennych między poszczególnymi osobnikami, które warunkują zachodzenie różnych procesów ekologicznych (konkurencja, kooperacja, śmiertelność itp.). Wykorzystanie wskaźników zawierających w sobie aspekt przestrzenny pozwala natomiast na pełniejsze zrozumienie mechanizmów odpowiedzialnych za kształtowanie się obserwowanej zmienności przestrzennej lasu (w tym także drzewostanu). Istotność takich analiz wynika z faktu, że zróżnicowanie struktury wpływa na dynamikę procesów w całym ekosystemie leśnym, obejmujących zarówno faunę, jak i florę. Często duże zróżnicowanie drzewostanu rozumiane jest jako występowanie w nim wielu różnych gatunków, co jest dużym uproszczeniem, gdyż równie ważna jest przestrzenna zmienność wielkości drzew, występowanie drzew dziuplastych, martwych itd. (Lähde et al. 1999; McElhiny et al. 2005). Zróżnicowanie drzewostanu wpływa natomiast na kształtowanie się siedlisk specyficznych dla wielu gatunków organizmów (Buongiorno et al. 1994; Lähde et al. 1999; Pretzsch 1999; Pukkala et al. 2012).

Struktura ekosystemu leśnego zależy od szeregu czynników natury biotycznej i abiotycznej, a także antropogenicznej, a wśród nich przede wszystkim od procesów wzrostu i rozwoju lasu, sposobu jego regeneracji, przeżywalności i śmiertelności osobników, konkurencji i kooperacji między osobnikami (Lähde et al. 1999). Większość procesów ekologicznych ma charakter zarówno przestrzenny, jak i czasowy i w różnym wieku drzewostanu zachodzą one z różną intensywnością, warunkując jego dynamikę (Gadow et al. 2012). Obecnie oczywistym jest fakt, że drzewostany charakteryzujące się dużym zróżnicowaniem wieku, gatunków oraz wielkości drzew wykazują większą stabilność biologiczną (Lähde et al. 1999; Pretzsch 2010; Brzeziecki et al. 2013). Istotność stabilności biologicznej w gospodarowaniu zasobami leśnymi zawarta jest m.in. w definicji trwałej gospodarki leśnej (Pommerening, Murphy 2004), a korzyści kształtowania drzewostanów zróżnicowanych strukturalnie są powszechnie znane. W przypadku lasów naturalnych, w których działalność człowieka ograniczona jest do minimum, zróżnicowanie to jest zazwyczaj znacznie większe niż w przypadku drzewostanów gospodarczych, często jednowiekowych i jednogatunkowych. W tych ostatnich zróżnicowanie można kształtować pośrednio, odpowiednio stosując zabiegi pielęgnacyjne (Pretzsch 1996, 1999; Hanewinkel 2004; Saunders, Wagner 2008; Jaworski 2013). Nie ma oczywiście możliwości zrezygnowania z zabiegów pielęgnacyjnych w drzewostanach gospodarczych, można natomiast dyskutować nad metodami pielęgnacji w zależności od gatunku i celu gospodarczego. Biorąc pod uwagę, że odporność drzewostanu może być kształtowana przez zabiegi hodowlane, wpływające w

mniej lub większym stopniu na jego strukturę, interesującym jest bardziej szczegółowe zbadanie wpływu braku zabiegów na zróżnicowanie strukturalne drzewostanów niepielęgowanych.

Celem niniejszego artykułu jest analiza wpływu naturalnych procesów ekologicznych, w szczególności procesu naturalnego wydzielania się drzew z drzewostanu, na przestrzenne zróżnicowanie drzewostanów dębowych i sosnowych założonych w określonej więźbie początkowej, przy braku jakiegokolwiek ich pielęgnacji. Zróżnicowanie tych drzewostanów określono w aspekcie: 1) poziomego rozmieszczenia drzew żywych, oraz 2) przestrzennego zróżnicowania wielkości drzew, tj. ich pierśnicy, wysokości oraz długości koron.

2. Obszar badań i metodyka

Obszar badań

Jako obiekt badań wybrano stałą powierzchnię doświadczalną Katedry Hodowli Lasu Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu, założycielem której był prof. dr hab. Stanisław Szymański (Szymański 1975, 1982).

Powierzchnia ta jest położona w południowej części Wielkopolski, na terenie Leśnego Zakładu Doświadczalnego Siemianice, w Leśnictwie Wielistawice, w oddziale 25. Pod względem przyrodniczym znajduje się w Krainie Śląskiej, Dzielnicy Wrocławskiej, Mezoregionie Równiny Oleśnickiej (Zielony, Kliczkowska 2012). Przeciętna suma opadów w roku w mezoregionie waha się w przedziale od 550 mm do 600 mm (Ceitel, Wawro 1999).

Analizie poddano wyniki pomiarów i obserwacji prowadzonych w drzewostanach sosny zwyczajnej (*Pinus sylvestris* L.) i dębu szypułkowego (*Quercus robur* L.) rosnących na tym samym siedlisku (bór mieszany świeży), na glebie bielcowo-rdzawej wytworzonej z polodowcowych piasków luźnych.

Każdy gatunek reprezentowany jest przez 3 powtórzenia o powierzchni 0,04 ha (19×21 m) każde, które są trzema różnymi drzewostanami (w tekście oznaczone jako I, II i III). Zostały one założone sadzeniem, w więźbie kwadratowej 1×1 m (zagęszczenie początkowe 10 000 szt./ha). W trakcie dotychczasowego rozwoju drzewostanów nie przeprowadzono żadnych zabiegów pielęgnacyjnych. W chwili pomiarów drzewa osiągnęły 30 rok życia.

Metodyka

W trakcie prac terenowych pomierzono: wysokość całkowitą drzew żywych (H , m), wysokość osadzenia korony żywej, tj. wysokość do pierwszej gałęzi żywej

(h_k , m), oraz grubość pierśnicową ($d_{1,3}$, cm). Wysokość pomierzono wykorzystując wysokościomierz Vertex III, z dokładnością do 0,10 m. Pierśnicę pomierzono średnicomierzem, z dokładnością do 0,1 cm. Na podstawie więźby początkowej określono współrzędne (x, y) wszystkich drzew żywych, przyjmując współrzędne jednego z narożników powierzchni za (0, 0). Długość koron drzew określono wg wzoru: $L_k = H - h_k$ (gdzie: H – wysokość całkowita drzewa, h_k – wysokość osadzenia korony żywej).

W celu określenia zróżnicowania strukturalnego analizowanych drzewostanów obliczono szereg wskaźników dotyczących różnego aspektu struktury: poziomej organizacji przestrzennej oraz zróżnicowania przestrzennego różnych cech biometrycznych drzew żywych (wysokości, grubości i długości koron).

Poziome rozmieszczenie drzew w drzewostanach

Indeks skupiskowości Clarka-Evansa (CE)

Wskaźnik ten pozwala określić typ poziomego rozmieszczenia osobników na powierzchni na podstawie odległości między drzewem referencyjnym i jego najbliższym sąsiadem, przez porównanie jej ze średnią odległością teoretyczną przy losowym rozkładzie osobników. Zatem wyraża on informację, w jakim stopniu rozmieszczenie osobników badanej populacji odbiega od rozmieszczenia populacji, w której osobniki występują losowo (Clark i Evans 1954; Donnelly 1978; Pommerening 2002; Corral-Rivas et al. 2010). Szczegóły dotyczące matematycznej postaci wskaźnika można znaleźć w pracach Brzezieckiego (2002), Szmyta, Korzeniewicza (2012). W pracy wykorzystano zmodyfikowaną, ze względu na efekt brzegowy, wersję indeksu (Donnelly 1978; Kint 2004):

$$CE = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N r_i}{0,5 \left(\frac{A}{N}\right)^{0,5} + 0,0514 \frac{P}{N} + 0,041 \frac{P}{N^{3/2}}}$$

Wartość $CE=1$ wskazuje na losowe rozmieszczenie drzew, $CE>1$ – regularne, oraz $CE<1$ – grupowe występowanie osobników w populacji. Istotność odchylenia wskaźnika empirycznego od wartości dla populacji losowej określono, wykorzystując standardowy rozkład normalny Z (Clark, Evans 1954; Kint 2004; Szmyt, Korzeniewicz 2012).

Miara kątowna (W)

W odróżnieniu od wskaźnika CE miara kątowna (W) pozwala określić typ poziomej organizacji przestrzennej na podstawie klasyfikacji kątów między prostymi łączącymi punkt referencyjny (drzewo) a jego najbliższymi n

sąsiadami (Gadow et al. 1998; Pommerening 2008; Corral-Rivas et al. 2010). Metoda polega na porównaniu kątów α_{ij} z kątem referencyjnym α_0 ($\alpha_0=72^\circ$ dla 4 sąsiadów), dla którego $W_i=0,5$. Wskaźnik W_i określany jest:

$$W_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n v_{ij}$$

gdzie $v_{ij}=1$ dla $\alpha_{ij}<\alpha_0$ lub $v_{ij}=0$ w pozostałych przypadkach.

Miara kątowna może przyjmować wartości od 0 do 1. Małe wartości wskazują na regularne rozmieszczenie drzew na powierzchni, podczas gdy wartości zbliżone do 1 wskazują na grupowy charakter występowania. Wskaźnik określany jest dla każdego drzewa w drzewostanie i następnie uśredniany dla drzewostanu. Dla $n=4$ wskaźnik może przyjmować 5 wartości: 0; 0,25; 0,50; 0,75 oraz 1,0 (Pommerening 2002). Jako wartości graniczne, oddzielające typ rozmieszczenia losowy, regularny i grupowy, można przyjąć przedziały: $0 < W_i < 0,5$ – rozmieszczenie regularne, $0,5 < W_i < 0,6$ – rozmieszczenie losowe, oraz $W_i > 0,6$ – rozmieszczenie skupiskowe (Pommerening 2002).

Zróżnicowanie wielkości drzew w drzewostanach

Wskaźnik zróżnicowania przestrzennego grubości, wysokości i długości koron drzew (T)

W celu określenia wielkości zróżnicowania najbliższego sąsiedztwa pod względem pierśnicy, wysokości drzew oraz długości koron zastosowano wskaźnik T (Gadow 1993), określany wzorem:

$$T_i = \frac{1}{n} \sum 1 - \frac{\min(X_i, X_j)}{\max(X_i, X_j)}$$

gdzie: n – liczba najbliższych sąsiadów; X_i – cecha drzewa referencyjnego i ; X_j – cecha najbliższego sąsiada j ($j=1 \dots n$).

W pracy określono wskaźnik T_i dla $n=4$, tj. dla 4 najbliższych sąsiadów drzewa referencyjnego. Uwzględniając wszystkie drzewa w populacji, można obliczyć średni wskaźnik T_i dla drzewostanu. Obliczając wskaźnik T_i dla każdego drzewa w drzewostanie uzyskano rozkład częstości wskaźnika w 5 klasach zróżnicowania (Szmyt, Korzeniewicz 2012). W celu określenia istotności odchyleń między wartością empiryczną wskaźnika i wartością spodziewaną (teoretyczną) zastosowano procedurę 1000 permutacji (Kint 2004). Wartość spodziewana oznacza losowe przypisanie cechy ($d_{1,3}$, H , L_k) do drzewa.

Wszystkie wskaźniki zróżnicowania strukturalnego drzewostanów zostały obliczone z wykorzystaniem programu Crandoc ver. 1.4 (Pommerening 2012) i SIAFOR ver. 1.0 (Kint 2004).

3. Wyniki i dyskusja

Charakterystyka statystyczna cech biometrycznych drzew w analizowanych drzewostanach sosnowych i dębowych

Podstawową charakterystykę statystyczną analizowanych cech w drzewostanach obu gatunków prezentuje tabela 1. Wynika z niej, że drzewostany sosnowe były mniej zróżnicowane pod względem wszystkich analizowanych cech niż drzewostany dębowe. U obu gatunków najmniejsza była zmienność wysokości całkowitej drzew, następnie grubości, a najbardziej zróżnicowana była długość koron. Rozkład grubości u obu gatunków był typowy dla drzewostanów jednowiekowych, z asymetrią prawostronną, bardziej wyraźną w drzewostanach

nach dębowych. Rozkład wysokości drzew obu gatunków był różny. W drzewostanach sosnowych był on wyraźnie lewostronnie skośny, co wynika z niewielkiej liczby drzew niskich, podczas gdy w drzewostanach dębowych rozkład był prawostronnie skośny. Rozkład długości koron w drzewostanach obu gatunków był prawostronnie skośny.

Poziome rozmieszczenie drzew w drzewostanie

Określenie typu poziomej organizacji przestrzennej było różne w zależności od zastosowanego wskaźnika (tab. 2).

Wskaźnik *CE* wyraźnie wskazywał we wszystkich drzewostanach obu gatunków istotne regularne rozmieszczenie drzew ($\alpha=0,05$). Jego wartość w drzewo-

Tabela 1. Charakterystyka statystyczna cech biometrycznych drzew w analizowanych drzewostanach dębowych i sosnowych

Table 1. Biometric features of trees in pine and oak stands

Powierzchnie badawcze Plots	Pierśnica DBH $d_{1,3}$			Wysokość całkowita Total height H			Długość korony Crown length L_k			
	$d_{1,3\text{sr}}$ / DBH (cm)	wsp. skośności skewness	<i>CV</i> (%)	H_{sr} (m)	wsp. skośności skewness	<i>CV</i> (%)	$L_{k\text{sr}}$ (m)	wsp. skośności skewness	<i>CV</i> (%)	
So	I	10,52	0,7650	26	12,51	-0,8746	13	4,08	1,1978	37
	II	11,81	0,2885	25	14,69	-0,5721	12	4,26	0,7119	30
	III	11,12	0,4222	30	13,85	-1,0591	18	4,19	0,3145	32
Db	I	6,28	0,4480	28	7,95	-0,2590	35	4,07	0,5813	53
	II	7,33	-0,5979	34	7,33	1,2507	28	4,12	0,7808	52
	III	5,95	1,4646	40	6,97	0,4804	37	3,12	0,8152	53

Objaśnienia / Notes:

CV – współczynnik zmienności / coefficient of variation

So – drzewostany sosnowe / pine stands

Db – drzewostany dębowe / oak stands

Tabela 2. Średnie wartości wskaźnika Clarka-Evansa (*CE*), miary kątovej (W_i) oraz zróżnicowania grubości (T_d), wysokości (T_H) oraz długości korony (T_{Lk}) w drzewostanach dębowych i sosnowych

Table 2. Average values of the Clark-Evans index (*CE*), an angle index (W_i) and the difference in thickness (T_d), height (T_H) and the length of the crown (T_{Lk}) in stands of oak and pine

Powierzchnie badawcze Plots	W_i	<i>CE</i>	T_d	T_H	T_{Lk}	
Db	I	0,523	1,24*	0,22* (0,26) ^a	0,22* (0,31)	0,31* (0,41)
	II	0,517	1,13*	0,26 (0,27)	0,23* (0,26)	0,31 (0,33)
	III	0,468*	1,28*	0,28* (0,31)	0,27* (0,32)	0,26* (0,34)
So	I	0,456*	1,35*	0,22 (0,23)	0,12* (0,13)	0,27* (0,30)
	II	0,494	1,34*	0,23 (0,24)	0,10* (0,12)	0,27 (0,27)
	III	0,504	1,28*	0,26* (0,28)	0,14* (0,18)	0,29 (0,29)

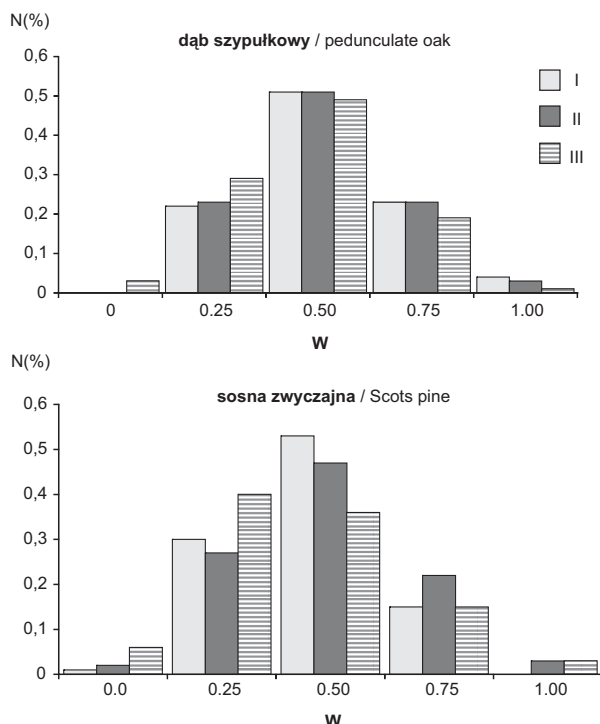
* istotne różnice na poziomie istotności $\alpha=0,05$ / significant differences at the level $\alpha=0,05$

^a wartości w nawiasach wskazują wartości teoretyczne, odpowiadające sytuacji, w której wartości cech przypisane są losowo do lokalizacji drzewa / in parentheses are theoretical values corresponding to the situation in which the values of features are randomly assigned to the tree location

stanach dębowych wahała się w granicach 1,13–1,28, a w drzewostanach sosnowych była wyraźnie większa i wynosiła 1,35; 1,34 oraz 1,28.

Na podstawie średniego wskaźnika miary kątovej (W_i) należy stwierdzić, że w drzewostanach obu gatunków dominował losowy sposób rozmieszczenia drzew (tab. 2). Średni wskaźnik nie daje jednak pełnego obrazu sytuacji w drzewostanie. Analizując jego rozkład, można stwierdzić, że faktycznie dominującym typem występowania drzew obu gatunków jest typ losowy, jednakże w drzewostanach nie jest on typem jedynym. Zarówno w przypadku sosny, jak i dębu część drzew wykazuje bowiem rozmieszczenie regularne, a część także skupiskowe (ryc. 1).

Sprzeczność typów poziomej organizacji przestrzennej przy zastosowaniu obu wskaźników wynika z różnic metodycznych przy ich obliczaniu, przy czym wskaźniki odległościowe (np. indeks CE) wydają się dawać wyniki bardziej wiarygodne niż wskaźniki kierunkowe (W_i). Również sposób określania istotności różnic między wskaźnikami obliczonymi a wartością teoretyczną w przypadku losowo rozmieszczonych osobników może również mieć istotny wpływ na zaklasyfikowanie tego samego zbioru osobników do dwóch różnych typów rozmieszczenia.



Rycina 1. Rozkład wskaźnika miary kątovej W_i w poszczególnych drzewostanach dębowych i sosnowych
Figure 1. Distribution of angle index W_i in oak and pine stands

Dzięki możliwości prześledzenia rozkładu wskaźnika W_i można stwierdzić, że w badanych drzewostanach losowe rozmieszczenie nie było typem jedynym. Podobną sprzeczność wyników uzyskanych na podstawie CE i W_i stwierdził Pommerening (2002) w 24 letnim drzewostanie daglezjowym założonym sadzeniem, a także w 53-letnim drzewostanie bukowym. Na wpływ różnic między różnymi metodami określania typu poziomego rozmieszczenia wskazywał także Bolibok (2003). W jego pracy różnice dotyczyły jednak wyników uzyskanych za pomocą funkcji Ripley'a i indeksu CE .

Kenkel i in. (1997) stwierdzili, że skupiskowy charakter odnowienia naturalnego w drzewostanach naturalnych sosny Banksa, na skutek konkurencji i wynikającego z niej procesu wydzielania się drzew, z czasem uległ zmianie w kierunku bardziej regularnego rozmieszczenia drzew. W innych badaniach tego gatunku Kenkel (1988) wskazywał na wyraźną regularność rozmieszczenia drzew. W obu pracach zastosowany został wskaźnik odległościowy CE . Regularne lub losowe rozmieszczenie drzew w niepielęgnowanych drzewostanach brzożowych odnotowali Szmyt i Korzeniewicz (2012). Szmyt i Ceitel (2011) stwierdzili natomiast regularność rozmieszczenia drzew w drzewostanach sosnowych powstałych z sadzenia w gęstej, średniej i luźnej wieźbie początkowej. Crecente-Campo i in. (2009) obserwowali regularne rozmieszczenie drzew w drzewostanach sosnowych w północnej Hiszpanii. Jednak z wiekiem drzewostanów, na skutek zabiegów pielęgnacyjnych, regularność występowania drzew malała. W obu wymienionych powyżej pracach autorzy wykorzystali do badań typu poziomego rozmieszczenia drzew także wskaźnik CE . Badania Brzezieckiego (2005) w 35-letnim litym drzewostanie sosnowym – z zastosowaniem wskaźnika W_i – wskazały wprawdzie na podobną częstość występowania wszystkich trzech głównych typów rozmieszczenia drzew, z przewagą rozmieszczenia równomiernego. Różny sposób trzebieży nie wpłynął w tych drzewostanach na zmianę tej cechy. Podobny sposób występowania drzew, określony również przy zastosowaniu wskaźnika miary kątovej, obserwowany był także w drzewostanie sosnowym z odnowienia naturalnego (Bilski, Brzeziecki 2005).

Zróżnicowanie przestrzenne grubości, wysokości oraz długości koron drzew

Wartość średniego wskaźnika przestrzennego zróżnicowania grubości (T_d) i wysokości (T_H) była niewielka w drzewostanach obu gatunków, natomiast nieco większa była wartość zróżnicowania długości korony (T_{Lk}) (tab. 2). W niemal wszystkich drzewostanach dębowych i sosnowych średnie wskaźniki empiryczne były istotnie mniejsze od wskaźników teoretycznych, odpowiadają-

cych losowemu przypisaniu wielkości wskaźnika (pierzniicy, wysokości, długości korony) do położenia drzewa.

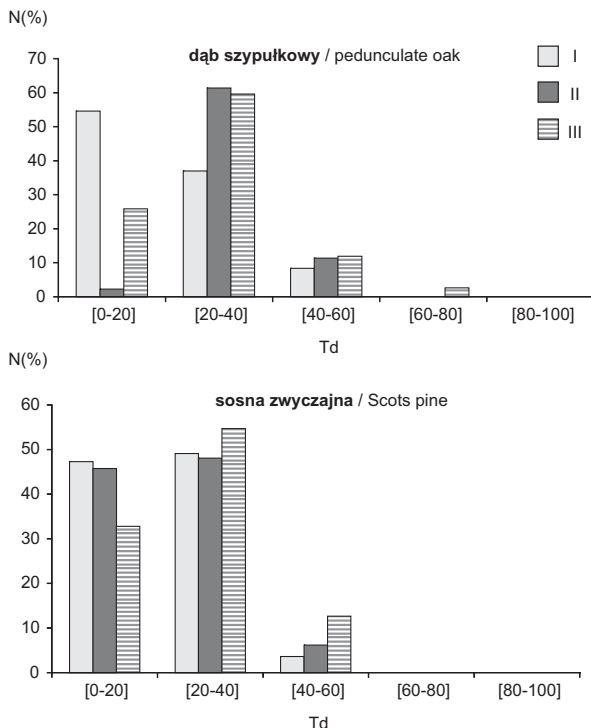
Rozkład wartości wskaźnika pierzniicy drzew T_d (ryc. 2) w drzewostanach dębowych wskazuje, że najbliższe sąsiedztwo charakteryzowało się zróżnicowaniem grubości najczęściej nie większym niż 40%. Zróżnicowanie takie dotyczyło sąsiedztwa od ok. 64% do niemal 92% drzew. W drzewostanach sosnowych rozkład T_d był podobny, z jeszcze wyraźniejszą przewagą drzew, których sąsiedztwo miało zróżnicowanie grubości mniejsze niż 40% (ryc. 2). Udział drzew z sąsiedztwem o wyższym zróżnicowaniu pierzniicy jest podobny jak u dębów, a poszczególne drzewostany różnią się wyraźnie w udziale drzew tych klas.

U dębów zróżnicowanie wysokości jest wyraźnie mniejsze niż pierzniicy. We wszystkich drzewostanach dębowych zróżnicowanie wysokości najbliższych drzew było najczęściej nie większe niż 40% (od ok. 86% do 92% przypadków, w zależności od drzewostanu) (ryc. 3). Udział dębów różniących się wysokością o więcej niż 40% wynosił poniżej 15%. W drzewostanach sosnowych sytuacja była podobna, z tym, że u sosny to niewielkie zróżnicowanie wysokości było jeszcze bardziej zaznaczone dzięki bardzo dużemu udziałowi drzew różniących się wysokości od sąsiedztwa poniżej 20%

(ryc. 3). W sosninach nie stwierdzono różnic wysokości drzew większych niż 40%.

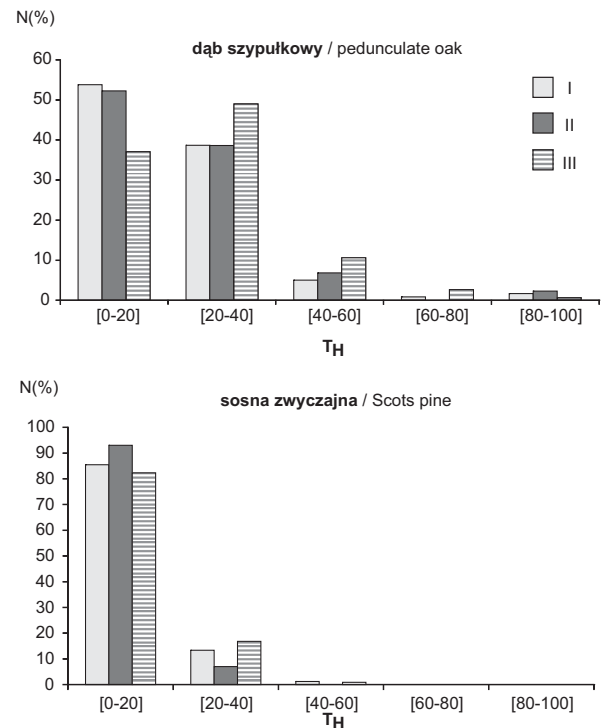
Zarówno w drzewostanach dębowych, jak i sosnowych największe różnice między najbliższymi sąsiadami były w przypadku długości koron (tab. 2, ryc. 4). W przypadku dębów najliczniej reprezentowane były drzewa różniące się długością korony o 20–40%, a następnie drzewa o najmniejszym zróżnicowaniu tej cechy (%). Dość wyraźny był udział drzew o różnicy długości korony większej niż 40% (ryc. 4), w tym tych różniących się nawet o 80–100%. W drzewostanach sosnowych układ był podobny, jednakże wyraźniejszy był udział drzew różniących się długością koron od najbliższych sąsiadów na poziomie 20–40%. Wyraźnie mniejszy niż w drzewostanach dębowych był udział drzew o zróżnicowaniu długości korony powyżej 40%. Warto podkreślić, że w poszczególnych drzewostanach sosnowych różnice były wyraźnie mniejsze niż w przypadku drzewostanów dębowych (ryc. 4).

Niewielkie zróżnicowanie badanych cech drzew świadczy o ich przestrzennej pozytywnej autokorelacji. Kenkel i in. (1997) uzyskali podobne wyniki w odniesieniu do pierzniicy w naturalnych i jednogatunkowych drzewostanach sosny Banksa, zarówno przed okresem intensywnego wydzielania się drzew, jak i po jego kulminacji.



Rycina 2. Rozkład wskaźnika przestrzennego zróżnicowania grubości (T_d) w poszczególnych drzewostanach dębowych i sosnowych

Figure 2. Distribution of spatial differentiation index for DBH (T_d) in oak and pine stands



Rycina 3. Rozkład wskaźnika przestrzennego zróżnicowania wysokości (T_H) w poszczególnych drzewostanach dębowych i sosnowych

Figure 3. Distribution of spatial differentiation index for height (T_H) in oak and pine stands.

Reed i Burkhart (1985), badając młode plantacje *Pinus teada*, stwierdzili pozytywną autokorelację pola powierzchni przekroju sosny. Fakt ten autorzy przypisali słabej konkurencji w drzewostanie. W drzewostanach, w których konkurencja charakteryzowała się średnią intensywnością, obserwowali oni autokorelację ujemną, odzwierciedlającą większe zróżnicowanie cech między sąsiadami, natomiast przy ekstremalnie silnej konkurencji stwierdzili ponownie pozytywną korelację pola powierzchni przekroju między parami drzew.

Brzeziecki (2005) obserwował niewielkie zróżnicowanie pierśnicy w litym drzewostanie sosnowym przed trzebieżą, a wykonany zabieg o charakterze dolnym przyczynił się do dalszego spadku tego zróżnicowania. Trzebież selekcyjna, wkraczająca także w główne piętro drzewostanu, skutkowała natomiast niewielkim wzrostem zróżnicowania grubości drzew. Podobny trend w przypadku pierśnicy i wysokości w drzewostanach sosnowych obserwowali Crecente-Campo i in. (2009). Autorzy ci stwierdzili także wpływ intensywności zabiegu trzebieżowego na zróżnicowanie grubości i wysokości drzew. W drzewostanie, w którym nie był prowadzony żaden zabieg, zróżnicowanie obu cech ulegało zmniejszeniu z wiekiem drzewostanu. Podobny trend obserwowali w drzewostanach pielęgnowanych, z tym że przy większej intensywności zabiegu spadek zróżni-

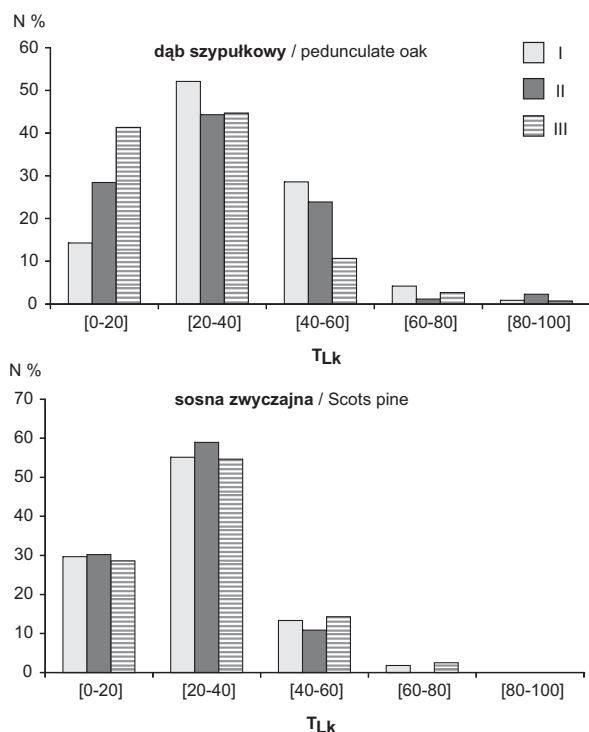
cowania – i to jedynie w odniesieniu do wysokości drzew – był mniejszy. Zróżnicowanie przestrzenne pierśnicy obserwował również Pommerening (2002) w plantacjach dąglęzjowych oraz Szmyt i Korzeniewicz (2012) we wspomnianych już drzewostanach brzo-zowych.

Zróżnicowanie długość koron drzew jest cechą drzewostanów rzadko dotychczas analizowaną. Niniejsza praca wskazuje jednak, że z wszystkich analizowanych w pracy cech drzew jest ona najbardziej zróżnicowana przestrzennie. Na zróżnicowanie to wpływ mają dwa czynniki – światłożądność gatunku oraz warunki siedliskowe. Im światłożądność gatunku jest większa, tym mniejsze jest zróżnicowanie tej cechy wśród najbliższych sąsiadów, wynikające z konkurencji o światło. Gatunki bardziej cieniożadne mogą utrzymywać dłuższą koronę w warunkach mniejszego oświetlenia pod okapem drzewostanu głównego, a najbliższe sąsiedztwo może charakteryzować się zróżnicowaną długością koron. Uzyskane wyniki potwierdzają niniejsze założenia. Dąb szypułkowy, jako gatunek mniej światłożądny niż sosna, wykazuje większe zróżnicowanie tej cechy.

4. Wnioski

W świetle uzyskanych wyników można stwierdzić, że drzewostany gatunków światłożądnych takich jak sosna i dąb, o prostej strukturze i pozbawione pielęgnacji w fazie swojego dynamicznego młodocianego rozwoju nie podlegają samorzóznicowaniu się w istotnym stopniu. Narzucona więzłą początkową regularność występowania drzew jest widoczna przez długi okres, a proces naturalnego wydzielenia się drzew nie wpływa istotnie na jego zmianę. W opisanych badaniach oba wskaźniki analizujące ten aspekt przestrzenny wskazywały na dominację różnych typów rozmieszczenia w tych samych drzewostanach, co wynika raczej z metodycznych różnic w ich obliczaniu. Dzięki znajomości rozkładu wskaźnika miary kątowej możliwe jest stwierdzenie różnic w rozmieszczeniu drzew w drzewostanach obu gatunków. W obu dominuje losowe występowanie drzew, jednakże pewna część drzew jest rozmieszczona regularnie lub skupiskowo. W drzewostanach dębowych większy był udział przypadków grupowania się drzew niż w drzewostanach sosnowych, w których natomiast regularne rozmieszczenia osobników w najbliższym sąsiedztwie było częstsze niż przypadki grupowego ich występowania.

Wyniki potwierdziły wcześniejsze badania, że naturalny proces samoregulacji zagęszczenia nie prowadzi do zwiększenia zróżnicowania drzew obu gatunków pod względem wysokości, grubości i długości korony. Spośród analizowanych cech biometrycznych najmniej



Rycina 4. Rozkład wskaźnika przestrzennego zróżnicowania długości koron (T_{Lk}) w poszczególnych drzewostanach dębowych i sosnowych

Figure 4. Distribution of spatial differentiation index for crown length (T_{Lk}) in oak and pine stands

zróżnicowana była wysokość drzew, następnie grubość, a najbardziej zróżnicowana długość koron.

Literatura

- Bilski M., Brzeziecki B. 2005. Wpływ trzebieży przerębowej na zróżnicowanie strukturalne drzewostanu. *Sylwan*, 4: 21–33.
- Bolibok L. 2003. Dynamika struktury przestrzennej drzewostanów naturalnych w oddziale 319 BPN – czy biogrupy drzew są powszechne i trwałe w nizinym lesie naturalnym? *Sylwan*, 1: 12–23.
- Brzeziecki B. 2005. Wpływ trzebieży na zróżnicowanie strukturalne drzewostanów sosnowych. *Sylwan*, 10: 11–19.
- Brzeziecki B., Drozdowski S., Bielak K., Buraczyk W., Gawron L. 2013. Kształtowanie zróżnicowanej struktury drzewostanów w warunkach nizinnych. *Sylwan*, 8: 597–606.
- Buongiorno J., Dahir S., Lu H.Ch. 1994, Lin Ch.R. 1994. Tree size diversity and economic returns in uneven-aged forest stands. *Forest Science*, 40:83–103.
- Ceitel J., Wawro T. 1999. Wyniki obserwacji meteorologicznych za okres 1988–1997 na terenie Leśnictwa Doświadczalnego Wielisławice (LZD Siemianice). *Roczniki Akademii Rolniczej w Poznaniu*, 311: 33–45.
- Clark P.J., Evans F.C. 1954. Distance to the nearest neighbor as a measure of spatial relationships in populations. *Ecology*, 35: 444–453.
- Corral-Rivas J.J. 2006. Models of tree growth and spatial structure for multi-species, uneven-aged forests in Durango (Mexico). PhD thesis, University of Göttingen.
- Corral-Rivas J.J., Wehenkel C., Alejandro H., Bocaz C., Vargas-Lareta B., Diéguez-Aranda U. 2010. A permutation test of spatial randomness: application to nearest neighbour indices in forest stands. *Journal of Forestry Research*, 15: 218–225.
- Crecente-Campo F., Pommerening A., Rodriguez-Soalleiro R. 2009. Impacts of thinning on structure. Growth and risk of crown fire in a *Pinus sylvestris* L. plantation in northern Spain. *Forest Ecology and Management*, 257: 1945–1954.
- Donnelly K.P. 1978. Simulation to determine the variance and the edge effect of total nearest-neighbor distances. w: Hodder I. (ed.) *Simulation methods in Archeology*: 91–95. Cambridge Press, London.
- Gadow K. von. 1993. Zur Bestandesbeschreibung in der Forsteinrichtung. *Forst und Holz*, 21: 601–606.
- Gadow K. von, Zhang C.Y., Wehenkel C., Pommerening A., Corral-Rivas J., Korol M. et al. 2012. Forest structure and diversity. W: Pukkala T., Gadow K. [eds]: *Continuous Cover Forestry. Managing Forest Ecosystems*. Springer Science+Business Media B.V. 2012.
- Grey L., He F. 2009. Spatial point-pattern analysis for detecting density-dependent competition in a boreal chronosequence of Alberta. *Forest Ecology and Management*, 259: 98–106.
- Hanewinkel M. 2004. Spatial patterns in mixed coniferous even-aged, uneven-aged and conversion stands. *European Journal of Forest Research*, 123:139–155.
- 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.K., Bella I.E. 1997. A long-term study of *Pinus banksiana* population dynamics. *Journal of Vegetation Science*, 8: 241–254.
- Kint V. 2004. SIAFOR 1.0 – user's guide. p. 11.
- Lähde E., Laiho O., Norocorpi Y., Saksa T. 1999. Stand structure as the basis of diversity index. *Forest Ecology and Management*, 115: 213–220.
- Leps J. 1990. Can underlying mechanisms be deduced from observed patterns? w: *Spatial processes in plant communities*. F. Krahulec, A. Agnew, S. Agnew, H. Willems (eds). The Hague, the Netherlands: SPB Academic Publishing.
- Montes F., Sanchez M., del Rio M., Canellas I. 2005. Using historic management records to characterize the effects of management on the structural diversity of forests. *Forest Ecology and Management*, 207: 279–293.
- Pommerening A. 2002. Approaches to quantifying forest structures. *Forestry* 75: 305–324.
- Pommerening A. 2012. The program for the analysis and reconstruction of spatial forest structure. Bern University of Applied Sciences.
- Pommerening A., Murphy S.T. 2004. A review of the history, definitions and methods of continuous cover forestry with special attention to afforestation and restocking. *Forestry*, 77: 27–44.
- Pommerening A., Stoyan D. 2008. Reconstructing spatial tree point patterns from nearest neighbour summary statistics measured in small subwindows. *Canadian Journal of Forestry Research*, 38: 1110–1122.
- Pretzsch H. 1996. The effect of various thinning regimes on spatial stand structure. Conference of the effect of environmental factors on tree and stand growth. IUFRO S4.01 Conference. 183–191.
- Pretzsch H. 1999. Structural diversity as a result of silvicultural operations. W: Olsthoorn A.F.M (red.). *Management of mixed-species forest: silviculture and economics*. Wageningen, Institut for Forest and Nature Research (IBN-DLO) pp. 157–174.
- Pretzsch H. 2010. *Forest Dynamics, growth and yield*. Berlin Heidelberg, Springer-Verlag.
- Sekretenko O.P., Gavrikov V.L. 1998. Characterization of the tree spatial distribution in small plots using the pair correlation function. *Forest Ecology and Management*, 102: 113–120.
- Smith D.M, Larson B.C., Kelly M.J., Ashton P.M.S. 1996. *The practice of silviculture. Applied forest ecology*. John Wiley & Sons, Chichester. ISBN 9780471109419.
- Szmyt J. 2012. Spatial structure of managed beech-dominated forest: applicability of nearest neighbors indices. *Dendrobiology*, 68: 69–76.
- Szmyt J., Ceitel J. 2011. Zróżnicowanie przestrzenne i grubościowe drzew w niepielęgowanych drzewostanach sosnowych o różnym zagęszczeniu początkowym. *Sylwan*, 155: 749–759.
- Szmyt J., Korzeniewicz R. 2010. Przestrzenne zróżnicowanie drzewostanów daglezjowych (*Pseudotsuga menziesii* (Mirbel) Franco) odnowionych sadzeniem na siedliskach BMśw i LMśw. *Sylwan*, 154: 791–800.

- Szmyt J., Korzeniewicz R. 2012. Zróżnicowanie przestrzenne niepielęgnowanych drzewostanów brzozy brodawkowatej (*Betula pendula* L.) odnowionych sadzeniem. *Leśne Prace Badawcze*, 73: 323–330.
- Szymański S. 1964. Dynamika rozwoju niekierowanych młodników sosnowych. *Prace Komisji Nauk Rolniczych i Komisji Nauk Leśnych*, 15: 341–404.
- Szymański S. 1975. Wstępne wyniki badań tempa wzrostu w pierwszej młodości kilku ważniejszych gatunków drzew leśnych na siedlisku boru mieszanego świeżego. w: *Gospodarka leśna i drzewna na tle nowoczesnej ochrony środowiska. Referaty na zjazd Absolwentów Wydziału Leśnego*, AR Poznań: 36–43.
- Szymański S. 1982. Wzrost niektórych gatunków drzew leśnych w pierwszych 10 latach życia na siedlisku BMśw. *Sylwan*, 126: 11–29.
- Zielony R., Kliczkowska A. 2012. Regionalizacja przyrodniczo-leśna Polski 2010. Wydawnictwo CILP.
- Wolf A. 2005. Fifty year record of change in tree spatial patterns within a mixed deciduous forest. *Forest Ecology and Management*, 215: 212–223.

Wkład autorów

J.S. – napisanie tekstu, opracowanie danych terenowych, przeprowadzenie analiz statystycznych; R.K – zbieranie danych, opracowanie danych.

Do natural processes at the juvenile stage of stand development differentiate the spatial structure of trees in artificially established forest stands?

Janusz Szmyt*, Robert Korzeniewicz

Poznań University of Life Sciences, Faculty of Forestry, Department of Silviculture,
ul. Wojska Polskiego 69, 60–625 Poznań, Poland.

*tel. +48 61 8487735, fax +48 61 8487734, e-mail: jszmyt@up.poznan.pl

Abstract. Structural diversity is one of the most interesting phenomena that have been studied by forest ecologists and practitioners. Amongst the different characteristics of forest structure, spatial diversity of trees and their attributes seem to be very important. The more spatially structured a population is, the higher its diversity in terms of size and species richness. Because most forests in Europe are managed and were artificially established, they are subjected to conversion processes turning them into more complex systems. The approach presented here aims at elucidating whether natural processes, such as self-thinning, can cause the self-differentiation of spatial structure in artificially planted stands.

Our analyses focused on untended Scots pine and pedunculate oak stands in the juvenile phase of development and were based on spatially explicit structural indices for positioning and size differentiation (diameter, total height and crown length). The obtained results indicate that live trees were dispersed more or less regularly. Unlike the angle based index, which mostly indicated randomness in tree location, a distance-based index showed clear regularity. We also found that the distribution of tree attributes auto-correlates to tree location as indicated by significantly lower index values compared to values resulting from random reassignment of the examined attributes. This low degree of spatial differentiation is further confirmed by the distribution of indices in differentiation classes. Our results allow us to conclude that, in the case of light demanding species (pine and oak.), natural processes do not increase spatial diversity of the stand, although, both species showed a certain degree of deviation in this respect.

Key words: spatial indices, forest diversity, self-thinning, managed forests

1. Introduction

One of the most interesting issues in forest ecology is its structural diversity in different development phases. Tree studies covering the entire stand cycle are scarce (Kenkel et al. 1997; Sekretenko, Gavrikov 1998; Wolf 2005; Grey, He 2009). More often, the results of research on forest structure dynamics apply to selected phases of forest development (Szymański 1964; Daniels 1978; Kenkel 1988; Kenkel et al. 1997; Kuuluvainen et al. 1998; Montes et al. 2004, 2005; Szmyt, Korzeniewicz 2007; Szmyt, Ceitel 2011).

The population structure, which is one of the most important of its characteristics, can be considered as a repeating pattern resulting from mutual interactions between individuals (Gadow et al. 2012). The structure of diameter at breast height of trees, their height or the social structure of trees give foresters a picture of the stand, a hint of the direction of its development, to provide treatments, etc. However, this picture is not complete, as these structures do not take into account the spatial relationships between individuals that determine different ecological processes (competition, cooperation, mortali-

ty, etc.). The use of indices embodying the spatial aspect allows for a better understanding of the mechanisms responsible for the formation of the observed spatial variability of the forest (including the stand). The importance of such analyses is due to the fact that structure diversity affects the dynamics of the whole forest ecosystem, including both fauna and flora. High diversity of a stand is often defined as the occurrence of many different species, which is a simplification, because the spatial variation of tree size, occurrence of dead trees, dead trees, etc. are of the same importance (Lähde et al. 1999; McElhiny et al. 2005). The stand diversity affects the formation of specific habitats of many organisms (Buongiorno et al. 1994; Lähde et al. 1999; Pretzsch 1999).

The forest ecosystem structure depends on a number of factors of biotic and abiotic, as well as of anthropogenic nature, and foremost among them are the processes of forest growth and development, regeneration, survival and mortality of individuals, competition and cooperation between individuals (Lähde et al. 1999). Most of the ecological processes are both spatial and temporal and their intensity varies with stand age, conditioning its dynamics (Gadow et al. 2012). Currently, it is obvious that stands characterised by a great diversity of age, species composition and size of trees have a higher biological stability (Lähde et al. 1999; Pretzsch 2010; Brzeziecki et al. 2013). The significance of the biological stability in the management of forest resources is included, inter alia, in the definition of sustainable forest management (Pommerening, Murphy 2004), and the benefits of forming a structurally diverse forest stands are well known. In natural stands, where human activity is limited to the minimum, this diversity is usually much greater than in commercial forests, which are often even-aged and a single species. In the latter, diversity can be shaped indirectly by using proper treatments (Pretzsch 1996, 1999; Hanewinkel 2004; Saunders, Wagner 2008; Jaworski 2013). There is, of course, no option to abandon precommercial treatments in these forests, but one can discuss methods applied depending on the species and commercial purposes. Given that the stand resistance can be shaped by silvicultural treatments affecting its structure to a greater or lesser extent, it is interesting to examine in more detail the impact of the lack of such treatments on structural diversity of untended stands.

The aim of this article is to analyse the impact of natural ecological processes, in particular the process of self-thinning, on the spatial variation of oak and pine stands planted with a specific initial spacing, with the

absence of any silvicultural treatments. The diversity of these forests was determined in terms of: 1) the horizontal distribution of living trees and 2) the spatial diversity of the size of trees, i.e. their DBH, height and crown length.

2. Study area and methods

2.1. The study area

The permanent experimental plot of the Department of Silviculture of University of Life Sciences in Poznań, established by Professor Szymański (Szymański 1975, 1982), was chosen as an object of study. It is located in the southern part of Wielkopolska region, in the Siemianice Forest Experimental Station, in compartment 25. In terms of natural forest regionalisation, it is located in the Land of Silesia, the Wrocław District, and the mesoregion of Oleśnicka Plain (Zielony, Kliczkowska 2012). The average annual precipitation ranges from 550 to 600 mm (Ceitel, Wawro 1999).

We analysed the results of measurements and observations conducted in the stands of Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) and oak (*Quercus rubra* L.) growing in the same forest site type (fresh mixed coniferous forest) on rust-podzol soil formed from loose glacial sands.

Each species is represented by three replications of an area of 0.04 hectares (19×21 m) each (designated as I, II and III). All stands were established by planting, with the square spacing of 1×1 m (initial density of 10.000 seedlings/ha). Up to now, no treatments have been performed. At the time of measurement, the trees had reached the age of 30.

2.2. Methods

The following tree characteristics were measured in the field: the total height of living trees (H , m), the height of the crown base, i.e. the height of the first living branch (h_k , m), and the diameter at breast height ($d_{1.3}$, cm). Height was measured using a Vertex III altimeter with an accuracy of 0.10 m. DBH was measured to the nearest 0.1 cm using a tree calliper. On the basis of the initial spacing, coordinates (x, y) of all living trees were determined with relation to the coordinates of one corner of the plot assumed as (0, 0). Crown length was calculated according to the formula: $L_k = H - h_k$ (where: H – total height of tree, h_k – the height of the crown base).

In order to determine the structural diversity of analysed stands, many spatial explicit indices were calculated relating to various aspects of the structure: horizontal arrangement of living trees and spatial variation of dif-

ferent biometric characteristics of living trees (height, diameter and crown length).

2.3. The horizontal distribution of trees within the stands

The Clark-Evans index (CE)

This index allows specifying the type of horizontal distribution of individuals on the basis of the distance between the reference tree and its nearest neighbour by comparing it with the average distance for the theoretical random distribution of individuals. Thus, it expresses the extent to which the distribution of individuals of the studied population differs from one where individuals are distributed randomly (Clark, Evans 1954; Donnelly 1978; Pommerening 2002; Corral-Rivas et al. 2010). Details of mathematical form of the index can be found in the works of Brzeziecki (2002) and Szmyt and Korzeniewicz (2012). In this study, due to the edge effect, the modified version of the index was used (Donnelly 1978; Kint 2004):

$$CE = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N r_i}{0.5 \left(\frac{A}{N} \right)^{0.5} + 0.0514 \frac{P}{N} + 0.041 \frac{P}{N^{3/2}}}$$

The value of $CE=1$ indicates a random distribution of trees, $CE>1$ – regular and $CE<1$ – clustering of individuals in the population. The significance of the deviation of the empirical index from the value typical for a random population is determined by the standard normal distribution Z (Clark, Evans 1954; Kint 2004; Szmyt, Korzeniewicz 2012).

The angle index (W)

In contrast to the CE , the angle index (W) allows specifying the type of horizontal arrangement based on the classification of angles between the straight lines connecting the reference point i (tree) and n of the closest neighbours (Pommerening 2002; Corral-Rivas et al. 2010). The method is based on a comparison of angles α_{ij} with the reference angle α_0 ($\alpha_0=72^\circ$ for four neighbours), for which $W_i = 0.5$. The W_i index is defined as following:

$$W_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n v_j$$

where $v_{ij}=1$ for $\alpha_{ij}<\alpha_0$ and $v_{ij}=0$ otherwise.

The W index can take values from 0 to 1. Small values indicate a regular distribution of trees, while values close to 1 indicate group nature of their occurrence. The W index is determined for each tree in the stand and then averaged for the stand. For $n=4$ index may take five values: 0, 0.25, 0.50, 0.75 and 1.0 (Pommerening 2002). As boundaries separating distribution types of random, regular and cluster, the ranges $0 < W_i < 0.5$ – regular distribution, $0.5 < W_i < 0.6$ – random distribution and $W_i > 0.6$ – clusters (Pommerening 2002) can be assumed.

2.4. The difference in size of trees within the stands

The indices of spatial differentiation of diameter, tree height and crown length (T_d , T_H , T_{Lk} , respectively) were applied to describe their spatial variation in the stands. To assess the diversity of the closest neighbourhood in terms the tree characteristics mentioned above, the following formula was used (Gadow 1993):

$$T_i = \frac{1}{n} \sum 1 - \frac{\min(X_i, X_j)}{\max(X_i, X_j)}$$

where: n – the number of nearest neighbours; X_i – the feature of reference tree i ; and X_j – the feature of nearest neighbour j ($j=1 \dots n$).

In the study, T_i index was determined for $n=4$, i.e. for the four nearest neighbours of the reference tree. Taking into account all the trees in the population, the average T_i index of the stand can be calculated. Calculating the T_i index for each tree in the stand, the frequency distribution of five diversity classes was obtained (Szmyt, Korzeniewicz 2012). In order to determine the significance of deviations between the empirical index and the expected (theoretical) value, the procedure of 1000 permutations was applied (Kint 2004). Expected value refers to the random assignment of attributes ($d_{1,3}$, H , L_k) to a tree.

All indices of the structural diversity of stands were calculated using Crancod V.1.4 software (Pommerening 2012) and SIAFOR V.1.0 (Kint 2004).

3. Results and discussion

3.1. Statistical characteristics of biometric features of trees in analysed pine and oak stands

The basic statistical characteristics of the analysed features in the stands of both species are presented in Table 1. It shows that pine stands were less diverse than oak

stands in terms of all the analysed features. For both species, the least variation was observed for the total height of trees, then the thickness, while the crown length varied the most. Diameter distribution of both species was typical for even-aged stands with right-sided asymmetry more pronounced in oak stands. The tree height distribution differed between the two species. In pine stands, it was clearly left-skewed, due to the small number of low trees, while in oak stands it was right-skewed. Crown length distribution in both stands was right-skewed.

3.2. The horizontal distribution of trees within the stand

Determination of the type of horizontal arrangement of trees was different depending on the applied index (Table 2).

The *CE* index clearly indicated significant regular spacing of trees ($\alpha=0.05$) in all stands of both species. Its value in oak stands ranged from 1.13 to 1.28, and in Scots pine was significantly higher and amounted to 1.35, 1.34 and 1.28.

On the basis of the average angle index (W_i), it must be stated that in the stands of the two species the random placement of trees dominated (Table 2). Yet, the average index does not give the full picture of the situation within the stand. Analyzing its distribution, it can be concluded that, in fact, the dominant type of tree distribution for both species is the random one, but it is not the only type. In both cases of pine and oak stands, some trees are arranged regularly, and some occur in clusters (Fig. 1).

Conflict of horizontal arrangement types obtained using the two indices is due to methodological differ-

Table 1. Biometric features of trees in pine and oak stands

Plots	DBH $d_{1.3}$			Total height H			Crown length L_k			
	$d_{1.3\text{sr}}/\text{DBH}$ (cm)	skewness	<i>CV</i> (%)	H_{sr} (m)	skewness	<i>CV</i> (%)	$L_{k\text{sr}}$ (m)	skewness	<i>CV</i> (%)	
So	I	10.52	0.7650	26	12.51	-0.8746	13	4.08	1.1978	37
	II	11.81	0.2885	25	14.69	-0.5721	12	4.26	0.7119	30
	III	11.12	0.4222	30	13.85	-1.0591	18	4.19	0.3145	32
Db	I	6.28	0.4480	28	7.95	-0.2590	35	4.07	0.5813	53
	II	7.33	-0.5979	34	7.33	1.2507	28	4.12	0.7808	52
	III	5.95	1.4646	40	6.97	0.4804	37	3.12	0.8152	53

Notes:

CV – coefficient of variation

So – pine stands

Db – oak stands

Table 2. Average values of the Clark-Evans index (*CE*), an angle index (W_i) and the difference in thickness (T_d), height (T_H) and the length of the crown (T_{Lk}) in oak and pine stands

Plots	W_i	<i>CE</i>	T_d	T_H	T_{Lk}	
Db	I	0.523	1.24*	0.22* (0.26) ^a	0.22* (0.31)	0.31* (0.41)
	II	0.517	1.13*	0.26 (0.27)	0.23* (0.26)	0.31 (0.33)
	III	0.468*	1.28*	0.28* (0.31)	0.27* (0.32)	0.26* (0.34)
So	I	0.456*	1.35*	0.22 (0.23)	0.12* (0.13)	0.27* (0.30)
	II	0.494	1.34*	0.23 (0.24)	0.10* (0.12)	0.27 (0.27)
	III	0.504	1.28*	0.26* (0.28)	0.14* (0.18)	0.29 (0.29)

* significant differences at the level $\alpha=0.05$

^a in parentheses are theoretical values corresponding to the situation in which the values of features are randomly assigned to a location of a tree

ences in their calculation, wherein the distance-based indices (e.g. the CE index) seem to give more reliable results than the angle-based ones (W_i). Also, the method for determining the significance of differences between the calculated indices and the theoretical values for random distribution may have some impact on the classification of the same set of individuals into two different types of arrangement.

The distribution of the W_i index gives the basis for the conclusion that the random distribution was not the only type in the studied stands. Similar contradictory results based on the CE and W_i indices were obtained by Pommerening (2002) in a 24-year-old stand of Douglas fir established artificially, as well as in a 53-year-old beech stand. The differences between the results derived by various methods of horizontal distribution determination were also pointed out by Bolibok (2003). In his work, however, the differences related to the results obtained by using the Ripley and the CE indices.

Kenkel et al. (1997) found that clustering of natural regeneration of trees in natural stands of Jack pine, due to competition and the resulting process of self-thinning, changed over time towards a more regular arrangement

of trees. In another study on this species, Kenkel (1988) showed a marked regularity of distribution of trees. In both works, the distance-based CE index was used. Regular or random distribution of trees in untended stands of birch has been noted by Szmyt and Korzeniewicz (2012). Szmyt and Ceitel (2011) observed regular distribution of trees in pine stands planted with dense, medium and loose initial spacing. Crecente-Campo et al. (2009) also recorded regular spacing of trees in pine stands in northern Spain. However, this regularity of tree arrangement decreased with stand age as a result of treatments. In both the works mentioned above, the authors used the CE index as well. Research by Brzeziecki (2005) in a 35-year-old pine monoculture – using W_i index – showed a similar frequency of all three major types of tree distribution, with a predominance of regular distribution. Different thinning did not affect the characteristics of these stands. A similar arrangement of trees, determined using the angle-based index as well, was also observed in a pine stand with natural regeneration (Bilski, Brzeziecki 2005).

3.3. Spatial variation in diameter, height and crown length of trees

The average index value of spatial diversity of diameter (T_d) and height (T_H) was low in the stands of both species, while the value for crown length diversity (T_{Lk}) was slightly higher (Table 2). In almost all oak and pine stands, the average empirical indices were significantly smaller than the theoretical ones, corresponding to random assignment of index values (DBH, height, crown length) to the tree position.

The distribution of T_d values (Fig. 2) in oak stands indicates that in the nearest neighbourhood, diameter does not vary usually more than 40%. Such diversity affected neighbourhood from about 64% to almost 92% of trees. In the pine stands, the T_d distribution was similar, with even clearer domination of trees, whose neighbourhood demonstrated the diameter variation of less than 40% (Fig. 2). The share of trees with neighbours exhibiting higher diversity of DBH is similar to that of oaks, and the stands vary considerably in the share of trees in these classes.

The variation of height of oaks is markedly smaller than diversity of its diameter at breast height. In all oak stands, the tree height differentiation of neighbours was no higher than 40% (in about 86%–92% of cases, depending on the stand) (Fig. 3). Less than 15% of oaks differed in height by more than 40%. In pine stands, the

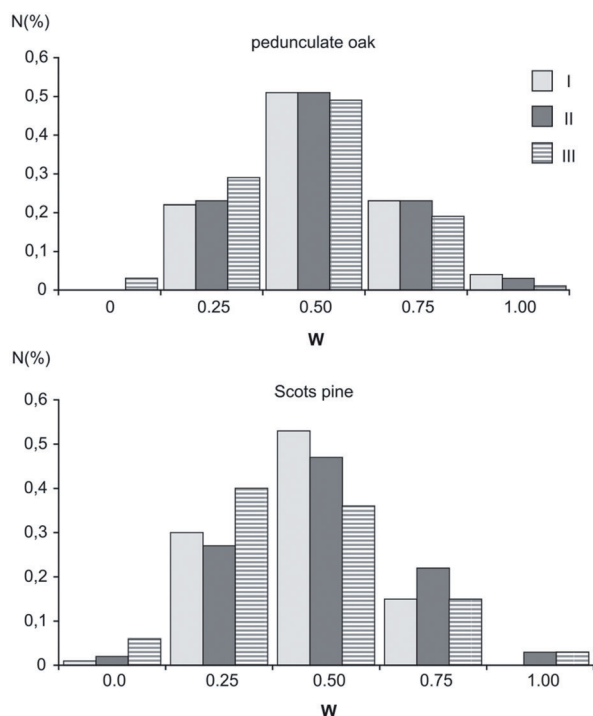


Figure 1. Distribution of angle index W_i in oak and pine stands.

situation was similar, except that low variation in height was even more pronounced here due to a very large share of trees with height differences between neighbours below 20% (Fig. 3). In pine stands, the difference in height of trees was not greater than 40%.

Both in oak and pine stands, the greatest difference between nearest neighbours was in terms of crown length (Table 2, Fig. 4). In the case of oak trees, the most common was crown length variation of 20%–40%, and then the lowest variation of this feature (<20%). There was quite a proportion of trees characterised by the crown length difference of more than 40% (Fig. 4), including those that differ by as much as 80%–100%. In pine stands the arrangement was similar, but more pronounced was the participation of trees that differ from the nearest neighbours in crown length at the level of 20%–40%. The share of trees was clearly smaller than in oak stands with the diversity of crown length higher than 40%. It is worth noting that in the given pine stands, the differences were significantly smaller than in the case of oak stands (Fig. 4).

Slight variation in the studied features of trees reflects their spatial positive autocorrelation. Kenkel et al. (1997) obtained similar results with respect to the diameter at breast height in natural and single-species stands of Jack pine, both before the period of intensive self-thinning and after its culmination.

Reed and Burkhart (1985) examining young *Pinus teada* plantations recorded a positive autocorrelation of pine sectional area. The authors related this with weak competition in the stand. In stands where competition was moderately intensive, they observed negative autocorrelation, reflecting greater diversity of features among neighbours, while along with the extremely strong competition they again found a positive correlation of sectional area between pairs of trees.

Brzeziecki (2005) observed little variation in diameter in pine monoculture before thinning, and treatment performed in the lower layer contributed to the further decline of this diversity. On the other hand, selective thinning, touching also the upper stand, resulted in a slight increase of DBH diversity. A similar trend in the

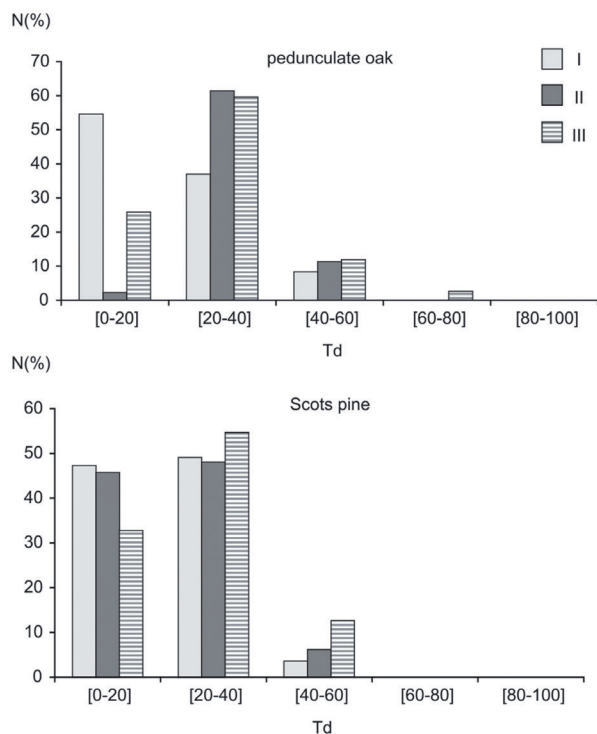


Figure 2. Distribution of spatial differentiation index for DBH (T_d) in oak and pine stands.

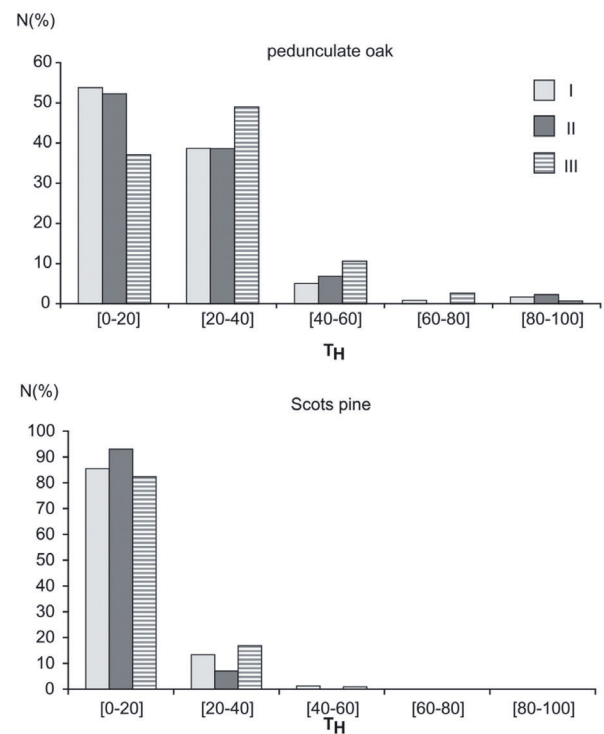


Figure 3. Distribution of spatial differentiation index for height (T_h) in oak and pine stands.

case of DBH and height was noted in pine stands by Crecente-Campo et al. (2009). These authors also concluded the impact of the intensity of prescribed thinning on the diversity of thickness and height of trees. Within the stand, where no treatment was performed, differentiation of both features decreased with the age of stand. A similar trend was observed in treated stands, except that with greater intensity of treatment a decrease in diversity – and even then only in relation to tree height – was smaller. Spatial diversity of diameter was also stated by Pommerening (2002) in Jack pine plantations and by Szmyt and Korzeniewicz (2012) in the aforementioned birch stands.

Diversity of tree crown length is a feature of stands rarely analysed so far. This work indicates, however, that among all analysed features it varies spatially the most. Two factors play role in this diversity – light requirements of species and habitat conditions. The more light a species demands, the smaller the differences of this feature occur between the nearest neighbours, as a result of competition for light. Shade-tolerant species

may maintain longer crown in lesser light conditions under the canopy of the main stand, and the nearest neighbourhood can have a varied crown length. Our results confirm this assumption. Pedunculate oak, as a species less demanding light than pine, shows a greater variation of this feature.

4. Conclusions

On the basis of the results obtained, it can be stated that stands of light-demanding species such as pine and oak, with a simple structure and without treatments in the juvenile phase of development, do not self-differentiate significantly. Initial regularity of trees imposed by artificial spacing stays visible over a long period, and the natural process of self-thinning does not significantly affect the change. In the studies described, the two indices of spatial distribution showed the dominance of different types of spatial arrangement in the same stands, which is rather due to methodological differences in their calculation. With the knowledge of angle-based index distribution, it is possible to determine differences in the distribution of trees in the stands of both species. Random occurrence of trees prevails in both species; however, some trees are distributed regularly or in clusters. The oak stands noted a greater share of tree clusters than the pine ones in which regular distribution of individuals in the neighbourhood was more frequent than grouping.

The results confirm previous studies, providing evidence that the natural process of self-thinning does not increase the diversity in height, diameter or crown length of the two tree species. Among the analysed biometric features, the least diverse was tree height, then diameter, and crown length varied the most.

References

- Bilski M., Brzezicki B. 2005. Wpływ trzebieży przerębowej na zróżnicowanie strukturalne drzewostanu [Impact of differentiation thinning on stand structural diversity]. *Sylvan*, 4: 21–33.
- Bolibok L. 2003. Dynamika struktury przestrzennej drzewostanów naturalnych w oddziale 319 BPN – czy biogrupy drzew są powszechne i trwałe w nizinym lesie naturalnym? [Spatial structure dynamics of oldgrowth tree stands in compartment 319 of BNP: Are biogroups common and persistent in natural lowland forests?] *Sylvan*, 1: 12–23.
- Brzezicki B. 2002. Wskaźniki zróżnicowania struktury drzewostanu. *Sylvan* 4: 69–79.

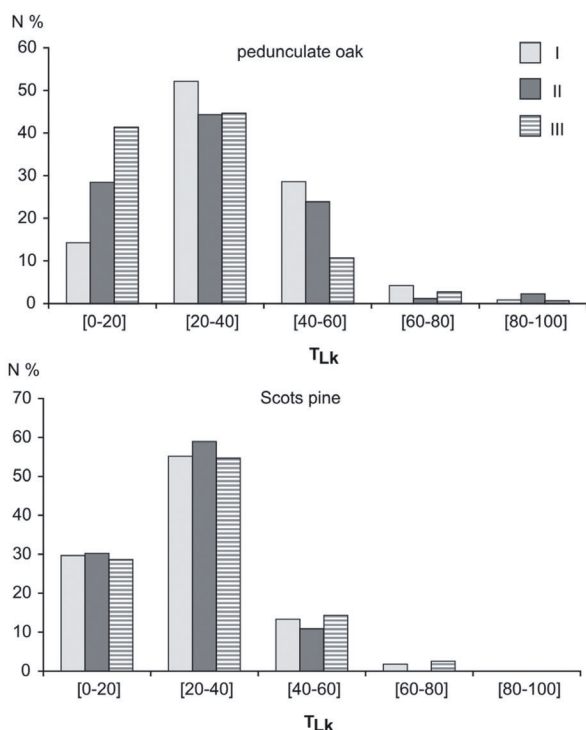


Figure 4. Distribution of spatial differentiation index for crown length (T_{Lk}) in oak and pine stands.

- Brzeziecki B. 2005. Wpływ trzebieży na zróżnicowanie strukturalne drzewostanów sosnowych [Impact of thinning on structural diversity of Scots pine stands]. *Sylwan*, 10: 11–19.
- Brzeziecki B., Drozdowski S., Bielak K., Buraczyk W., Gawron L. 2013. Kształtowanie zróżnicowanej struktury drzewostanów w warunkach nizinnych [Promoting diverse forest stand structure under lowland conditions]. *Sylwan*, 8: 597–606.
- Buongiorno J., Dahir S., Lu H. Ch. 1994, Lin Ch. R. 1994. Tree size diversity and economic returns in uneven-aged forest stands. *Forest Science*, 40:83–103.
- Ceitel J., Wawro T. 1999. Wyniki obserwacji meteorologicznych za okres 1988-1997 na terenie Leśnictwa Doświadczalnego Wielisławice (LZD Siemianice). *Roczniki Akademii Rolniczej w Poznaniu*, 311: 33–45.
- Clark P. J., Evans F. C. 1954. Distance to the nearest neighbor as a measure of spatial relationships in populations. *Ecology*, 35: 444–453.
- Corral-Rivas J. J., Wehenkel C., Alejandro H., Bocaz C., Vargas-Lareta B., Diéguez-Aranda U. 2010. A permutation test of spatial randomness: application to nearest neighbour indices in forest stands. *Journal of Forestry Research*, 15: 218–225.
- Crecente-Campo F., Pommerening A., Rodriguez-Soalleiro R. 2009. Impacts of thinning on structure, growth and risk of crown fire in a *Pinus sylvestris* L. plantation in northern Spain. *Forest Ecology and Management*, 257: 1945–1954.
- Daniels F. D. 1978. Spatial patterns and distance distributions in young seeded loblolly pine stands. *Forest Sciences*, 24: 260–266.
- Donnelly K. P. 1978. Simulation to determine the variance and the edge effect of total nearest-neighbor distances. In: Hodder I. (ed.) *Simulation methods in Archeology*: 91–95. Cambridge Press, London.
- Gadow K. von. 1993. Zur Bestandesbeschreibung in der Forsteinrichtung. *Forst und Holz*, 21: 601–606.
- Gadow K. von, Zhang C. Y., Wehenkel C., Pommerening A., Corral-Rivas J., Korol M. et al. 2012. Forest structure and diversity. In: Pukkala T., Gadow K. [eds]: *Continuous Cover Forestry. Managing Forest Ecosystems*. Springer Science+Business Media B.V. 2012.
- Grey L., He F. 2009. Spatial point-pattern analysis for detecting density-dependent competition in a boreal chronosequence of Alberta. *Forest Ecology and Management*, 259: 98–106.
- Hanewinkel M. 2004. Spatial patterns in mixed coniferous even-aged, uneven-aged and conversion stands. *European Journal of Forest Research*, 123:139–155.
- Jaworski A. 2013. Hodowla lasu. Tom II: Pielęgnowania lasu. Powszechnie Wydawnictwo Rolnicze i Leśne, 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. K., Bella I. E. 1997. A long-term study of *Pinus banksiana* population dynamics. *Journal of Vegetation Science*, 8: 241–254.
- Kint V. 2004. SIAFOR 1.0 – user's guide. p. 11.
- Kuuluvainen T., Järvinen E., Hokkanen T. J., Rouvinen S., Heikkinen K. 1998. Structural heterogeneity and spatial autocorrelation in a natural mature *Pinus sylvestris* dominated forest. *Ecography*, 21: 159–174.
- Lähde E., Laiho O., Norocorpi Y., Saksa T. 1999. Stand structure as the basis of diversity index. *Forest Ecology and Management*, 115: 213–220.
- McElhinny C., Gibbons P., Brack C., Bauhus J. 2005. Forest and woodland stand structural complexity: Its definition and measurements. *Forest Ecology and Management*, 218: 1–24.
- Montes F., Cañellas I., del Rio, Calama M., Montero G. 2004. The effect of thinning on the structural diversity of coppice forests. *Annals of Forest Science*, 61: 77–779.
- Montes F., Sanchez M., del Rio M., Cañellas I. 2005. Using historic management records to characterize the effects of management on the structural diversity of forests. *Forest Ecology and Management*, 207: 279–293.
- Pommerening A. 2002. Approaches to quantifying forest structures. *Forestry* 75: 305–324.
- Pommerening A. 2012. The program for the analysis and reconstruction of spatial forest structure. Bern University of Applied Sciences.
- Pommerening A., Murphy S.T. 2004. A review of the history, definitions and methods of continuous cover forestry with special attention to afforestation and restocking. *Forestry*, 77: 27–44.
- Pretzsch H. 1996. The effect of various thinning regimes on spatial stand structure. Conference of the effect of environmental factors on tree and stand growth. IUFRO S4.01 Conference. 183–191.
- Pretzsch H. 1999. Structural diversity as a result of silvicultural operations. In: Olsthoorn A. F. M. (ed.). *Management of mixed-species forest: silviculture and economics*. Wageningen, Institute for Forest and Nature Research (IBN-DLO) p. 157–174.
- Pretzsch H. 2010. *Forest Dynamics, growth and yield*. Berlin Heidelberg, Springer-Verlag.
- Reed D., D., Burkhart H. E. 1985. Spatial autocorrelation of individual tree characteristics in loblolly pine stands. *Forest Science*, 31: 575–587.
- Saunders M. R., Wagner R. G. 2008. Long-term spatial and structural dynamics in Acadian mixedwood stands managed under various silvicultural systems. *Canadian Journal of Forest Research* 38: 498–517.
- Sekretenko O. P., Gavrikov V. L. 1998. Characterization of the tree spatial distribution in small plots using the pair correlation function. *Forest Ecology and Management*, 102: 113–120.
- Szmyt J., Korzeniewicz R. 2007. Poziome rozmieszczenie drzew w osiemdziesięcioletnich gospodarczych drze-

- wostanach świerkowych w Nadlesnictwie Sławno [Horizontal distribution of trees in manager, 80-years old Norway spruce stands in Sławno Forest District]. *Sylwan*, 9: 3–12.
- Szmyt J., Ceitel J. 2011. Zróżnicowanie przestrzenne i grubościowe drzew w niepielęgowanych drzewostanach sosnowych o różnym zagęszczeniu początkowym [Spatial and size diversity of trees in untended pine stands of different initial density]. *Sylwan*, 155:749–759.
- Szmyt J., Korzeniewicz R. 2012. Zróżnicowanie przestrzenne niepielęgowanych drzewostanów brzozy brodawkowatej (*Betula pendula* L.) odnowionych sadzeniem [Spatial diversity of planted and untended silver birch (*Betula pendula* L.) stands]. *Leśne Prace Badawcze*, 73: 323–330.
- Szymański S. 1964. Dynamika rozwoju niekierowanych młodników sosnowych. *Prace Komisji Nauk Rolniczych i Komisji Nauk Leśnych*, 15: 341–404.
- Szymański S. 1975. Wstępne wyniki badań tempa wzrostu w pierwszej młodości kilku ważniejszych gatunków drzew leśnych na siedlisku boru mieszanego świeżego. In: *Gospodarka leśna i drzewna na tle nowoczesnej ochrony środowiska. Referaty na zjazd Absolwentów Wydziału Leśnego*, AR Poznań: 36–43.
- Szymański S. 1982. Wzrost niektórych gatunków drzew leśnych w pierwszych 10 latach życia na siedlisku BMśw. *Sylwan*, 126: 11–29.
- Zielony R, Kliczkowska A. 2012. Regionalizacja przyrodniczo-leśna Polski 2010. Wydawnictwo CILP.
- Wolf A. 2005. Fifty year record of change in tree spatial patterns within a mixed deciduous forest. *Forest Ecology and Management*, 215: 212–223.

Contributions:

J. S. – manuscript writing, field data analyses and statistical analyses; R. K – data collection and analyses.