

JANUSZ SZMYT, ROBERT KORZENIEWICZ

Przestrzenne zróżnicowanie drzewostanów dąglaszowych (*Pseudotsuga menziesii* (Mirbel) Franco) odnowionych sadzeniem na siedliskach BMśw i LMśw

Spatial diversity of Douglas fir (*Pseudotsuga menziesii* (Mirbel) Franco) stands planted on fresh mixed coniferous and fresh mixed broadleaved sites

ABSTRACT

Szmyt J., Korzeniewicz R. 2010. Przestrzenne zróżnicowanie drzewostanów dąglaszowych (*Pseudotsuga menziesii* (Mirbel) Franco) odnowionych sadzeniem na siedliskach BMśw i LMśw. Sylwan 154 (11): 791-800.

The paper describes the spatial diversity of 30-year old Douglas fir stands established by planting on fresh mixed coniferous and fresh mixed broadleaved sites. Analysis was carried out with reference to the horizontal structure (type of tree distribution over an area) and the spatial diversity of living trees size (dbh and height). Easily measurable structural indices as Clark-Evans aggregation index, contagion index and the height and diameter differentiation indices were used.

KEY WORDS

spatial structure, structural indices, artificial stands, Douglas fir

ADDRESSES

Janusz Szmyt – e-mail: jachsztm@wp.pl
Robert Korzeniewicz

Katedra Hodowli Lasu, Uniwersytet Przyrodniczy; ul. Wojska Polskiego 69; 60-625 Poznań

Wstęp

Struktura drzewostanu jest jednym z kluczowych czynników wpływających na procesy wzrostowe i funkcjonowanie ekosystemu leśnego. Tradycyjnie, opisując strukturę drzewostanu uwzględniano takie parametry jak średni rozmiar drzew, zagęszczenie czy powierzchnia pierśnicowego przekroju drzew w danym drzewostanie. Obecnie w ramach tego pojęcia powinno uwzględnić się także aspekt przestrzenny poprzez określenie poziomego rozmieszczenia drzew na powierzchni, przestrzennego zmieszania gatunków oraz przestrzennego uporządkowania rozmiarów drzew (np. pierśnicy, wysokości) w drzewostanie [Aquirre i in. 2003; Kint i in. 2004; Boyden i in. 2005]. Istota znajomości poziomej struktury przestrzennej drzewostanu wynika z faktu, iż bardzo często warunkuje ona interakcje między osobnikami w danej populacji. Ważną rolę odgrywa ona w opracowaniu różnych teorii ekologicznych, np. sukcesji, następstwa gatunków itd. [Legendre, Fortin 1989; Kint i in. 2004; Boyden i in. 2005; Pommerening 2006].

Znajomość poziomego uporządkowania osobników w populacji może dostarczyć interesujących informacji na temat zachodzących w niej naturalnych procesów (np. odnowienia, śmiertelności, kolonizacji nowych miejsc), interakcji między osobnikami (stosunki konkurencji i kooperacji), a także o historii lasu [Kenkel 1988, 1994; Kenkel i in. 1989; Leemans 1991; Szwagrzyk, Czerwczak 1993; Stohlgren i in. 1998; Chokkalingam, White 2001; Pommerening 2002; Bolibok 2003; Lin i in. 2004; Wiegand i in. 2007; Sankey 2008].

Wpływając na procesy naturalne zachodzące w lesie struktura przestrzenna sama podlega wpływow szeregu czynników zarówno natury biotycznej, jak i abiotycznej (np. warunki klimatyczne, zmienność mikrosiedliska, gradacje szkodników, naturalne katastrofy ekologiczne, działalność człowieka), co w konsekwencji stanowi o jej zmienności w czasie i przestrzeni [Betty 1984; Gil 1995; Pretzsch 1997; Montes i in. 2004; Kucharzyk 2006; Pommerening 2006; LeMay i in. 2009]. Fakt ten jest także przyczyną trudności w interpretowaniu przyczyn zróżnicowanego występowania osobników danej populacji. Możliwość szerszego wykorzystania informacji o strukturze przestrzennej w praktyce leśnej musi się wiązać z niską pracochłonnością zbierania danych w terenie oraz prostymi metodami analizy. Warto tutaj zwrócić uwagę, że większość danych zbieranych w trakcie inwentaryzacji zasobów leśnych (w tym także w badaniach leśnych) ma charakter przestrzenno-czasowy i nadaje się do wykorzystania w analizach przestrzennych. Szybki rozwój metod statystycznych odpowiednich do prowadzenia tego rodzaju badań, wspomagany różnym oprogramowaniem komputerowym przeznaczonym do analiz przestrzennych, daje duże możliwości prowadzenia coraz bardziej złożonych badań [Pommerening, Stoyan 2008].

Przedmiotem analiz przestrzennych może być samo poznanie charakterystycznego wzorca rozmieszczenia osobników (często różnej kategorii) na danej powierzchni [Szwagrzyk, Czerwczak 1993; Fröhlich, Quednau 1995; Kammensheidt 1998; Róžański 1998; Sekretenko, Gavrikov 1998; Kenkel 1994; He, Duncan 2000; Mattias, Gunnar 2001; Bolibok 2003; Lin i in. 2004; Paluch 2005; Getzin i in. 2006; Taylor i in. 2006; Szymura i in. 2007; Wiegand i in. 2007; Sankey 2008], jak i jego zmian w czasie (np. w różnej fazie rozwojowej drzewostanu) [Peterson, Squiers 1995; Kenkel i in. 1997; Boyden i in. 2005; LeMay i in. 2009]. W drzewostanach gospodarczych sztucznego pochodzenia analizie poddaje się często wpływ różnych zabiegów pielęgnacyjnych (np. trzebieży) na ich strukturę przestrzenną [Sekretenko, Gavricov 1998; Pretzsch 1999; von Müller i in. 2000; Montes i in. 2004; Hanewinkel 2004; Crecente-Campo i in. 2009]. Dzięki informacjom wynikającym z analiz przestrzennych możliwe staje się pełniejsze opisanie struktur drzewostanów o dużym stopniu złożoności [Neumann, Starlinger 2001; Brzeziecki 2002; Aguirre i in. 2003]. Pommerening i Stoyan [2008] podkreślają, że znajomość struktury przestrzennej drzew leśnych znajduje szczególnie zastosowanie w modelach wzrostu i rozwoju drzewostanów. Modele te często uwzględniają przestrzenne relacje między różnymi gatunkami lub osobnikami tego samego gatunku o różnych cechach [Moeur 1997; Pretzsch 1997; Davies, Pommerening 2008].

Celem niniejszego artykułu jest określenie przy pomocy prostych wskaźników strukturalnych przestrzennego zróżnicowania 30-letnich, niepielęgowanych drzewostanów dąglezjowych, założonych w wieźbie początkowej 1×1 m. W tym celu określono strukturę przestrzenną drzew żywych oraz przestrzenne zróżnicowanie ich wielkości w drzewostanie.

Obiekt badań

Do badań wykorzystano stałe powierzchnie doświadczalne założone na początku lat siedemdziesiątych XX wieku przez Profesora Stanisława Szymańskiego. Pod względem administracyjnym powierzchnie doświadczalne zlokalizowane są w południowej części województwa wielkopolskiego, w powiecie kępińskim, na terenie Leśnego Zakładu Doświadczalnego Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu (leśnictwo Wielisławice, oddział 25h oraz 25i). Współrzędne geograficzne powierzchni to 18°03' E i 51°12' N. Zgodnie z przyjętą rejonizacją przyrodniczo-leśną [Trampler i in. 1990] obszar ten zaliczany jest do Mezoregionu Równiny Oleśnickiej w Dzielnicy Wrocławskiej Krainy Śląskiej (V.2.g). Pod względem klimatycznym Romer [1949] zaliczył obszar ten do południowo-zachodniej części Krainy Warszawskiej,

Regionu Klimatu Wielkich Dolin z przeciętną roczną sumą opadów w przedziale 550-600 mm [Schmuck 1959]. Wybrane do badań drzewostany dąglęzjowe występują na glebie bielcowo-rdzawej na siedlisku BMśw (DG-1, DG-2 i DG-3) oraz rdzawej właściwej na siedlisku LMśw (DG-4, DG-5 oraz DG-6). Są to gleby porolne, wytworzone z polodowcowych piasków luźnych. W obu wariantach siedliskowych zastosowano pełne przygotowanie gleby i posadzono materiał sadzeniowy z zachowaniem więzby 1×1 m.

Metodyka

W celu analizy zróżnicowania przestrzennego drzewostanów dąglęzjowych w trakcie prac terenowych pomierzono pierśnicę oraz wysokość całkowitą wszystkich drzew żywych. Na podstawie więzby początkowej ustalono współrzędne prostokątne każdego drzewa. Obliczono następujące wskaźniki zróżnicowania struktury drzewostanu uwzględniające aspekt przestrzenny [Brzezicki 2002; Pommerening 2002, 2006; Aguirre i in. 2003]: indeks skupiskowości Clarka-Evansa (R), wskaźnik miary kątowej (W_i) oraz wskaźniki zróżnicowania przestrzennego pierśnicy (TD) oraz wysokości (TH).

Indeks skupiskowości R oblicza się porównując średnią odległość między drzewami i ich najbliższym sąsiedztwem ze średnią odległością oczekiwaną dla rozkładu Poissona [Clark, Evans 1954; Crecente-Campo i in. 2009]:

$$R = \frac{\bar{r}_A}{r_E}$$

$$\bar{r}_E = \frac{1}{2\sqrt{\frac{N}{A}}}$$

gdzie:

- r_A – średnia odległość między drzewami,
- A – powierzchnia,
- N – liczba drzew.

Dla populacji rozmieszczonych losowo $R=1$, regularnie – $R>1$, a grupowo – $R<1$. Odchylenia od rozmieszczenia teoretycznego (losowego) można testować przy wykorzystaniu zmiennej standaryzowanej z [Fröhlich, Quednau 1995; Crecente-Campo i in. 2009].

Miara kątowa W_i opisuje stopień regularności rozmieszczenia 4 sąsiadów w odniesieniu do drzewa „referencyjnego” [Brzezicki 2002; Pommerening 2002; Aguirre i in. 2003]. W przypadku uwzględnienia 4 najbliższych sąsiadów oraz całkowicie równomiernego rozmieszczenia, oczekiwana wartość kąta α_0 między 2 sąsiadami danego drzewa równa jest 90°. Każda para drzew charakteryzuje się 2 kątami: α i β , gdzie $\alpha+\beta=360^\circ$ i $\alpha<\beta$. Miarę kątową definiuje się jako udział kątów α , będących mniejszymi od wartości standardowej kąta α_0 :

$$\bar{W}_i = \frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 v_j$$

gdzie:

- $v_j=1$, gdy $\alpha_j < \alpha_0$, w innym wypadku $v_j=0$.

Zaletą tej miary jest łatwość jej zastosowania w terenie poprzez porównanie kąta α z kątem 90°. W przypadku 4 sąsiadów wskaźnik może przyjmować wartości 0, 0,25, 0,5, 0,75 oraz 1 [Brzezicki 2002]. Pommerening [2002] proponuje następującą interpretację tego wskaźnika. Przy wartości $W_i > 0,6$ można mówić o grupowaniu się osobników, wartości $0 < W_i < 0,5$ świadczą o rozmieszczeniu regularnym, natomiast $0,5 < W_i < 0,6$ wskazują na rozmieszczenie losowe drzew w drzewostanie. Średnią wartość miary kątowej można przyjąć za wystarczającą w celu scharak-

teryzowania typu rozmieszczenia drzew w całym drzewostanie. Natomiast rozkład wartości W_i pozwala na oszacowanie jego zróżnicowania w danym drzewostanie [Pommerening 2002; Aguirre i in. 2003].

Wskaźniki przestrzennego zróżnicowania grubości i wysokości drzew (TD , TH) stanowią informację odnośnie rozmieszczenia przestrzennego klas grubości lub wysokości w drzewostanie [Brzeziecki 2002; Pommerening 2002; Crecente-Compo i in. 2009]. Opisują one stosunek pierśnicy (wysokości) dwóch sąsiadujących ze sobą drzew i mogą przyjmować wartości od 0 do 1. Niższe wartości świadczą o podobnych rozmiarach sąsiadujących drzew, podczas gdy większe sugerują większe grubościowe (wysokościowe) zróżnicowanie przestrzenne sąsiadów w drzewostanie. Wskaźniki te oblicza się według formuły:

$$TD/TH = \frac{\sum_{j=1}^n 1 - (\min(s_i, s_j) / \max(s_i, s_j))}{n}$$

gdzie:

- s_i – grubość/wysokość drzewa i ,
- s_j – grubość/wysokość drzewa j ,
- n – liczba sąsiadów.

Wartość wskaźnika wzrasta wraz ze wzrostem zróżnicowania tych cech między sąsiadami. Wartość 0 oznacza, że sąsiadujące ze sobą drzewa mają zbliżoną wielkość. Wskaźnik oparty jest na parach drzewa referencyjnego oraz jego pierwszego, drugiego i trzeciego sąsiada. W celu określenia zróżnicowania dla całego drzewostanu należy zsumować wartości wskaźnika dla wszystkich drzew i podzielić przez liczbę drzew w drzewostanie. Jeżeli $0,0 \leq TD (TH) \leq 0,3$, to można twierdzić o małym zróżnicowaniu przestrzennym wielkości drzew. W przypadku gdy $0,3 \leq TD (TH) \leq 0,5$ mówimy o średnim zróżnicowaniu, a gdy $0,5 \leq TD (TH) \leq 0,7$ – o zróżnicowaniu dużym. Gdy $0,7 \leq TD (TH) \leq 1,0$, to zróżnicowanie wielkości drzew w drzewostanie jest bardzo duże [Pommerening 2002].

Wyniki

STRUKTURA GRUBOŚCI I WYSOKOŚCI. Rozkład wysokości i pierśnicy badanych drzewostanów dąglęzjowych był zgodny z rozkładem normalnym (test Kołmogorowa-Smirnowa). Analiza wariancji wykazała brak istotnych różnic ($\alpha=0,05$) pod względem średniej wysokości, grubości i pierśnicowego pola przekroju między drzewostanami rosnącymi na siedliskach BMśw i LMśw. Także w przypadku przeżywalności nie stwierdzono istotnych różnic. Podstawowe parametry grubościowe i wysokościowe badanych drzewostanów zestawiono w tabelach 1 i 2.

STRUKTURA PRZESTRZENNA. We wszystkich analizowanych drzewostanach, niezależnie od siedliska, wartość indeksu skupiskowości R przekraczała 1, wskazując na istotne statystycznie regularne rozmieszczenie drzew żywych (tab. 3). Jedynie w drzewostanie DG-4 odchylenia od rozmieszczenia losowego nie były istotne statystycznie, wskazując na losowe rozmieszczenie drzew. Na regularność rozmieszczenia osobników w większości badanych drzewostanów wskazywał także indeks miary kątowej W_i (tab. 3). Wartości tego wskaźnika mieściły się w zakresie od 0,43 do 0,48 i były bardzo zbliżone we wszystkich drzewostanach. Tylko w drzewostanie DG-2 wartość W_i przekraczała 0,50, wskazując na losowe rozmieszczenie drzew.

PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE GRUBOŚCI I WYSOKOŚCI. Średnie wartości wskaźników zróżnicowania pierśnicy (TD) i wysokości (TH) oraz ich rozkład pozwoliły stwierdzić, że drzewostany dąglęzjowe charakteryzowały się niewielkim zróżnicowaniem tych cech (tab. 3, ryc.).

Tabela 1.

Charakterystyka statystyczna wysokości drzew żywych w badanych drzewostanach dąglazjowych
Statistical characterisation of living trees height in analysed Douglas fir stands

Obiekt	N [szt.]	Przeżywalność [%]	Średnia [m]	Min [m]	Maks [m]	SD [m]	CV [%]	Skośność	Kurtoza
DG-1	86	21,55	13,0	5,9	18,8	2,75	21,2	0,0950	-0,0259
DG-2	66	16,54	15,4	2,8	21,1	3,74	24,3	-1,0715	1,9699
DG-3	76	19,05	11,6	3,2	17,7	2,37	20,4	-0,3312	1,2363
DG-4	72	18,05	15,1	7,6	22,4	3,97	26,2	-0,0781	-0,9623
DG-5	96	24,06	15,3	8,6	20,2	2,92	19,1	-0,4242	-0,6648
DG-6	159	39,85	12,7	3,7	20,7	3,01	23,7	-0,2675	0,2215

Tabela 2.

Charakterystyka statystyczna grubości pierścicowej drzew żywych w badanych drzewostanach dąglazjowych
Statistical characterisation of living trees diameter in analysed Douglas fir stands

Obiekt	N [szt.]	Przeżywalność [%]	Średnia [cm]	Min [cm]	Maks [cm]	SD [cm]	CV [%]	Skośność	Kurtoza
DG-1	86	21,55	11,6	3,6	23,8	4,02	34,5	0,9208	0,6595
DG-2	66	16,54	15,4	1,8	40,1	6,87	44,5	0,9065	1,3756
DG-3	76	19,05	11,5	2,7	44,2	5,10	44,4	3,6575	22,0300
DG-4	72	18,05	14,1	4,4	33,4	6,46	45,7	0,8524	0,2781
DG-5	96	24,06	13,0	6,2	26,4	4,64	35,7	0,6042	-0,3289
DG-6	159	39,85	10,0	2,5	28,4	3,98	39,8	1,2142	2,5350

Tabela 3.

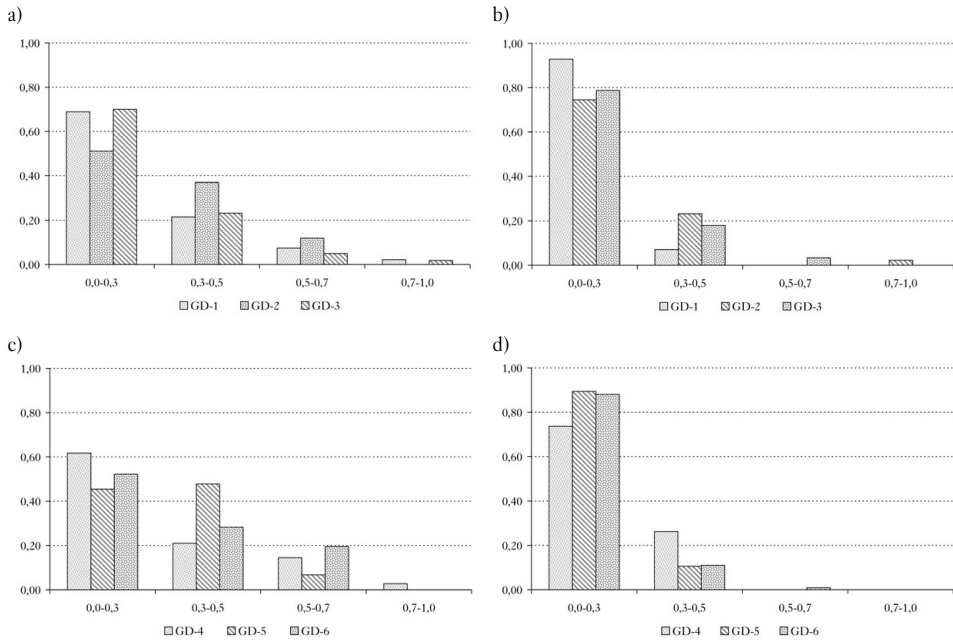
Liczebność, powierzchnia pierścicowego pola przekroju oraz wartość wskaźników zróżnicowania przestrzennego badanych drzewostanów dąglazjowych
Number, basal area and values of spatial diversity indices for the analysed Douglas fir stands

Cecha	DG-1	DG-2	DG-3	DG-4	DG-5	DG-6
<i>N</i> [szt./ha]	2150	1650	1900	1800	2400	3975
<i>BA</i> [m ² /ha]	34,11	36,90	23,49	34,00	35,91	36,04
<i>R</i>	1,30*	1,28*	1,17*	1,29	1,17*	1,36*
<i>W_i</i>	0,47	0,53	0,46	0,48	0,45	0,43
<i>TD</i>	0,26	0,25	0,24	0,29	0,26	0,24
<i>TH</i>	0,16	0,18	0,18	0,21	0,18	0,18
<i>S</i>	101	98	100	106	118	127

* wartości istotne $\alpha=0,05$; *S* – współczynnik smukłości drzew

* values significant at $\alpha=0.05$ level; *S* – slenderness index

Średnia wartość wskaźnika zróżnicowania grubościowego wahała się od 0,24 do 0,29 (tab. 3). Wartości te, zarówno na siedlisku BMśw, jak i LMśw, mieszczą się w przedziale odpowiadającym niewielkiemu zróżnicowaniu przestrzennemu tej cechy. Analizując rozkład wskaźnika *TD* w klasach zróżnicowania można stwierdzić, że największy udział drzew występuje w pierwszych dwóch klasach odpowiadających małemu i średniemu zróżnicowaniu sąsiadów pod względem grubości. W drzewostanach na siedlisku BMśw około 70% sąsiadów nie różni się od siebie pod względem pierścicy o więcej niż 30%. Nieco mniejszy udział drzew należących do klasy najmniejszego zróżnicowania grubościowego sąsiadów obserwowano w drzewostanach na siedlisku LMśw. W dwóch z nich drzewa różniące się o nie więcej niż 30% stanowiły 61% i 52%,



Ryc.

Rozkład wartości *TD* i *TH* w drzewostanach dąglowych na siedlisku BMśw (a, b) i LMśw (c, d) *TD* (left) and *TH* (right) value distribution in the Douglas fir stands growing on fresh mixed coniferous (upper graphs) and fresh mixed broadleaved (lower graphs) forest sites

w trzecim natomiast drzewostanie 47% najbliższych sąsiadów różniło się pierśnicami nie więcej niż o 30-50%, a 45% sąsiadów wykazywało różnicę w pierśnicy do 30%. Zarówno na siedlisku BMśw, jak i LMśw udział drzew różniących się pierśnicą o więcej niż 70% nie przekraczał 3% udziału (ryc.).

Średnia wartość zróżnicowania przestrzennego drzewostanów pod względem wysokości wahała się od 0,16 do 0,21 (tab. 3). Udział drzew należących do klasy o najmniejszym zróżnicowaniu wysokościowym sąsiadów wynosił na obu siedliskach 75-90%. Z rozkładu wartości tego wskaźnika wynika, że najbliżsi sąsiedzi nie różnili się wysokością o więcej niż 30%.

Dyskusja

Oba zastosowane wskaźniki opisujące przestrzenne rozmieszczenie drzew wykazały, że w 30-letnich drzewostanach dąglowych drzewa żywe nadal charakteryzowały się rozmieszczeniem regularnym, co świadczy o ciągłym wpływie więźby początkowej. Należy jednak pamiętać, że oba te wskaźniki nie informują o zróżnicowaniu drzewostanu w większej skali przestrzennej. Uzyskane wyniki są zgodne z otrzymanymi w innych drzewostanach pochodzących z sadzenia. Pommerening [2002] stwierdził regularność rozmieszczenia drzew wynikającą z przyjętej więźby początkowej w 24-letnim drzewostanie dąglowym w Niemczech. Sekretenko i Gavrikov [1998] zauważyli natomiast regularne rozmieszczenie świerków w drzewostanie powstałym z sadzenia nawet po 52 latach wzrostu. Payandeh [1974] w badaniach dotyczących struktury przestrzennej różnych drzewostanów w Kanadzie stwierdziła, że regularność występowania drzew żywych (różnych klas wielkości) przejawia się jedynie w drzewostanie o charakterze plantacji (założonym przez sadzenie i następnie pielęgnowanym). W pozostałych drzewo-

stanach, zróżnicowanych pod względem składu gatunkowego i wieku, drzewa charakteryzowały się rozmieszczeniem nieregularnym. Nigh [1996] w młodych drzewostanach sosny wydumowej (*P. contorta*) zagospodarowanych i odnawianych różnymi sposobami (także sadzeniem po przygotowaniu gleby) stwierdził, że drzewostany powstałe z sadzenia wykazywały grupowy sposób rozmieszczenia. Jak zauważa autor, fakt ten prawdopodobnie należy przypisać pojawieniu się na tych powierzchniach samosiewów. Czas, w którym można zaobserwować zmianę regularnego rozmieszczenia drzew, zależy przede wszystkim od rodzaju więźby (kwadratowa, prostokątna) i odległości więźbowych. Crecente-Campo i in. [2009] w badaniach nad wpływem zabiegów trzebieżowych o różnej intensywności, m.in. na strukturę przestrzenną drzewostanów sosnowych, stwierdzili, że regularne rozmieszczenie drzew obserwowano na powierzchniach kontrolnych, na których nie prowadzono żadnych cięć pielęgnacyjnych oraz w drzewostanach, gdzie w trakcie trzebieży usuwano 32-46% powierzchni przekroju pierśnicowego. Dopiero intensywniejsze zabiegi trzebieżowe (usunięcie 51-57% powierzchni przekroju pierśnicowego) doprowadziły do zmiany typu struktury przestrzennej na losowy i dotyczyło to tylko niektórych drzewostanów. Badane drzewostany dąglęzjowe nie były pielęgnowane, a ewentualna modyfikacja struktury przestrzennej wynikać by mogła z intensywności procesu wydzielania się drzew. Nie spowodowała ona w ciągu 30 lat rozwoju drzewostanów zmiany początkowego sposobu rozmieszczenia osobników w drzewostanach, mimo że w większości z nich wydzieleniu uległo około 80% stanu początkowego.

W przypadku zróżnicowania przestrzennego sąsiadów pod względem ich rozmiarów uzyskane wyniki w części potwierdzają wcześniejsze obserwacje z innych drzewostanów założonych sztucznie [Pommerening, Stoyan 2008]. Także Brzeziecki [2005] w drzewostanie sosnowym przed trzebieżą stwierdził niewielkie zróżnicowanie przestrzenne grubości najbliższych sąsiadów. W innych badaniach nad wpływem intensywności trzebieży na strukturę drzewostanów sosny zwyczajnej [Crecente-Campo i in. 2009] stwierdzono, że drzewostany niepielęgnowane wraz z wiekiem charakteryzowały się coraz mniejszym zróżnicowaniem wielkości najbliższych sąsiadów. Z drugiej strony z badań tych autorów wynika, że zabiegi trzebieżowe wpływają istotnie na przestrzenne zróżnicowanie grubościowe drzewostanów, natomiast na zróżnicowanie wysokościowe wpływ ten jest mniejszy.

Wnioski

- ✦ W ciągu 30 lat rozwoju drzewostanów dąglęzjowych zachodzący w nich proces naturalnego wydzielania się osobników nie doprowadził do zmiany regularnego rozmieszczenia drzew obserwowanego w momencie ich wysadzenia na uprawie. Biorąc pod uwagę, że w większości badanych drzewostanów wydzieleniu uległo około 80% drzew, można przypuszczać, że w kolejnych fazach rozwojowych poziome rozmieszczenie drzew żywych nadal będzie przejawiać regularność.
- ✦ W niepielęgnowanych drzewostanach dąglęzjowych drzewa wykazują niewielkie zróżnicowanie pod względem swoich rozmiarów (grubości i wysokości) w najmniejszej skali przestrzennej (skali najbliższego sąsiada).

Literatura

- Aquirre O., Hui G., von Gadow H., Jiménez J. 2003. An analysis of spatial forest structure using neighbourhood-based variables. *Forest Ecology and Management* 183: 137-145.
- Betty S. W. 1984. Influence of microtopography and canopy species on spatial patterns of forest understorey plants. *Ecology* 65 (5): 1406-1419.
- Bolibok L. 2003. Dynamika struktury przestrzennej drzewostanów naturalnych w oddziale 319 BPN – czy biogrupy drzew są powszechne i trwałe w nizinym lesie naturalnym? *Sylvan* 147 (1): 12-23.

- Boyden S., Binkley D., Shepperd W. 2005. Spatial and temporal patterns in structure, regeneration, and mortality of an old-growth ponderosa pine forest in the Colorado Front Range. *Forest Ecology and Management* 219: 43-55.
- Brzeziecki B. 2002. Wskaźniki zróżnicowania struktury drzewostanu. *Sylwan* 146 (4): 69-79.
- Brzeziecki B. 2005. Wpływ trzebieży na zróżnicowanie strukturalne drzewostanów sosnowych. *Sylwan* 149 (10): 11-19.
- Chokkalingam U., White A. 2001. Structure and spatial patterns of trees in old-growth northern hardwood and mixed forest of northern Maine. *Plant Ecology* 156 (2): 139-160.
- Clark P., Evans F. 1954. Distance to the nearest neighbor as a measure of spatial relationships in populations. *Ecology* 35 (5): 445-453.
- Crecente-Campo F., Pommerening A., Rodríguez-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.
- Davies O., Pommerening A. 2008. The contribution of structural indices to the modelling of Sitka spruce (*Picea sitchensis*) and birch (*Betula* spp.) crowns. *Forest Ecology and Management* 256: 68-77.
- Fröhlich M., Quednau H. D. 1995. Statistical analysis of the distribution pattern of natural regeneration in forests. *Forest Ecology and Management* 73: 45-57.
- Getzin S., Dean Ch., He F., Tryfomow J. A., Wiegand K., Wiegand T. 2006. Spatial patterns and competition of tree species in a Douglas-fir chronosequence on Vancouver Island. *Ecography* 29: 671-682.
- Gil W. 1995. Drobnoskalowa zmienność warunków glebowych a struktura przestrzenna drzewostanu. *Las Polski* 24.
- Hanewinkel M. 2004. Spatial patterns in mixed coniferous even-aged, uneven-aged and conversion stands. *European Journal of Forestry Research* 123 (2): 139-155.
- He F., Duncan R. 2000. Density-dependent effects on tree survival in an old-growth Douglas fir forest. *Journal of Ecology* 88: 676-688.
- Kammensheidt L. 1998. Stand structure and spatial pattern of commercial species in logged and unlogged Venezuelan forest. *Forest Ecology and Management* 109: 163-174.
- Kenkel N. C. 1988. Pattern of self-thinning in jack pine: testing the random mortality hypothesis. *Ecology* 64 (4): 1017-1024.
- Kenkel N. C. 1994. Bivariate pattern analysis of jack pine-trembling aspen interaction. *Abstracta Botanica* 18 (2): 49-55.
- 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.
- Kenkel N. C., Hoskins J. A., Hoskins W. D. 1989. Local competition in a naturally established jack pine stand. *Can. J. Bot.* 67: 2630-2635.
- Kint V., De Wulf R., Noël L. 2004. Evaluation of sampling methods for the estimation of structural indices in forest stands. *Ecological Modelling* 180: 461-476.
- Kucharzyk S. 2006. Znaczenie rozmnażania wegetatywnego buka w dynamice drzewostanów i regeneracji górnej granicy lasu w Bieszczadach Zachodnich. *Sylwan* 150 (9): 33-45.
- Leemans R. 1991. Canopy gaps and establishment patterns of spruce in two old-growth coniferous forests in central Sweden. *Vegetatio* 93: 157-165.
- Legendre P., Fortin M. J. 1989. Spatial pattern and ecological analysis. *Vegetation* 80: 107-138.
- LeMay V., Pommerening A., Marshall P. 2009. Spati-temporal structure of multi-storied, multi-aged interior Douglas fir (*Pseudotsuga menziesii* var. *glauca*) stands. *Journal of Ecology* 97: 1062-1074.
- Lin Y., Hulting M. L., Augspurger C. K. 2004. Causes of spatial patterns of dead trees in forest fragments in Illinois. *Plant Ecology* 170: 15-27.
- Mattias E., Gunnar J. B. 2001. Spatial pattern of downed logs and wood-decaying fungi in an old-growth *Picea abies* forest. *Journal of Vegetation Science* 12: 609-620.
- Moer M. 1997. Spatial models of competition and gap dynamics in old-growth *Tsuga heterophylla/Thuja plicata* forests. *Forest Ecology and Management* 94: 175-186.
- Montes F., Cañellas I., Del Río R., Montero G. 2004. The effects of thinning on the structural diversity of coppice forests. *Ann. For. Sci.* 61: 771-779.
- von Müller S., Ammer C., Nüsslein S. 2000. Analyses of stand structure as a tool for silvicultural decisions-a case study in *Quercus petraea*-*Sorbus torminalis* stand. *Forstw. Zbl.* 119: 32-42.
- Neumann M., Starlinger F. 2001. The significance of different indices for stand structure and diversity in forests. *Forest Ecology and Management* 145: 91-106.
- Nigh G. D. 1996. Identification and simulation of the spatial pattern of juvenile lodgepole pine in the sub-boreal spruce biogeoclimatic zone, Stuart dry warm and babine moist cold variants. *FRDA Report* 244.
- Paluch J. 2005. The influence of the spatial pattern of trees on forest floor vegetation and silver fir (*Abies alba* Mill.) regeneration in uneven-aged forests. *Forest Ecology and Management* 205: 283-298.
- Payandeh B. 1974. Spatial patterns of trees in the major forest types of northern Ontario. *Can. J. For. Res.* 4: 8-14.
- Peterson Ch., Squiers E. 1995. An unexpected change in spatial pattern across 10 years in an aspen-white pine forest. *Journal of Ecology* 83: 847-855.

- Pommerening A. 2002. Approaches to quantifying forest structure. *Forestry* 75 (3): 305-324.
- Pommerening A. 2006. Evaluating structural indices by reversing forest structural analysis. *Forest Ecology and Management* 224: 166-277.
- Pommerening A., Stoyan D. 2008. Reconstructing spatial tree point patterns from nearest neighbour summary statistics measured in small subwindows. *Can. J. For. Res.* 38: 1110-1122.
- Pretzsch H. 1997. Analysis and modelling of spatial stand structures. Methodological considerations based on mixed beech-larch stands in Lower Saxony. *Forest Ecology and Management* 97: 237-253.
- 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.* 157-174.
- Romer E. 1949. Regiony klimatyczne Polski. *Prace Wrocławskiego Towarzystwa Nauk. Seria B* nr 16.
- Różański W. 1998. Struktura górnoeglowych borów świerkowych na szczycie Turbacza w Gorcach i problemy ich ochrony. *Zesz. Nauk. AR Kraków* 332: 135-317
- Sankey T. T. 2008. Spatial patterns of Douglas-fir and aspen forest expansion. *New Forests* 35: 45-55.
- Schmuck A. 1959. *Zarys klimatologii Polski.* PWN, Warszawa
- Sekretenko O. P., Gavrikov V. L. 1997. Characterization of the tree spatial distribution in small plots using the pair correlation function. *Forest Ecology and Management* 102: 113-120.
- Stohlgren T. J., Bachand R. R., Onami Y., Binkley D. 1998. Species-environment relationships and vegetation patterns: effects of spatial scale and tree life-stage. *Plant Ecology* 135: 215-228.
- Szwańgrzyk J., Czerwczak M. 1993. Spatial patterns of trees in natural forests of East-Central Europe. *Journal of Vegetation Science* 4: 469-476.
- Szymura T. H., Dunajski A., Aman I., Makowski M., Szymura M. 2007. The spatial pattern and microsites requirements of *Abies alba* natural regeneration in the Karkonosze Mountains. *Dendrobiology* 58: 51-57.
- Taylor A. H., Jang S. W., Zhao L. J., Liang Ch. P., Miao Ch. J., Huang J. 2006. Regeneration patterns and tree species coexistence in old-growth *Abies-Picea* forests in southwestern China. *Forest Ecology and Management* 223: 303-317.
- Trampler T., Kliczkowska A., Dmyterko E., Sierpińska A. 1990. Regionalizacja przyrodniczo-leśna na podstawach ekologiczno-fizjograficznych. PWRiL, Warszawa.
- Wiegand T., Gunatilleke S., Gubatilleke N., Okuda T. 2007. Analyzing the spatial structure of a Sri Lankan tree species with multiple scales of clustering. *Ecology* 88 (12): 3088-3102.

SUMMARY

Spatial diversity of Douglas fir (*Pseudotsuga menziesii* (Mirbel) Franco) stands planted on fresh mixed coniferous and fresh mixed broadleaved sites

The description of the spatial diversity of stands from different provenance has been gaining importance in forest research. Such knowledge is increasingly more often used in the management of forest resources. It mostly refers to the southern and northern regions of Europe where the recognition of the structural diversity of forests is particularly important due to their poor biodiversity [Montes et al. 2004]. In addition to the biometric parameters of trees (e.g. diameter structure), the recognition and description of the spatial diversity of forests becomes an important task. In addition to species diversity, also diverse spatial distribution of trees in a forest and differences in the spatial distribution of tree sizes (diameter and height) in a given population were considered [Kint et al. 2004]. Easily measurable indices describing the spatial structure and its diversity can be often used in forest practice. These are species mixture index, Clark-Evan aggregation index, contagion index and the index of height or diameter differentiation [Neumann, Starlinger 2001; Brzeziecki 2002; Aquirre et al. 2003; Kint et al. 2004].

The paper points to the possibilities of using these indices to describe the spatial structure of unmanaged 30-year old Douglas fir (*Pseudotsuga menziesii* (Mirbel) Franco) stands established by planting at an initial spacing of 1.0×1.0 m at fresh mixed coniferous forest (BMśw) and fresh mixed broadleaved forest (LMśw) sites. The results show that the horizontal distribution of live

trees in the examined stands continued to be regular, indicating the effect of the initial spacing. It is noteworthy that such spatial distribution concerns the nearest-neighbour scale. The self-thinning of trees in the stands was not sufficiently intense as to cause a significant change in the distribution pattern of live trees.

Generally, the research findings are in compliance with the results obtained for other stands established by planting [Payandeh 1974; Sekretenko, Gavrikow 1998; Pommerening 2002]. In the case of the spatial diversity of living tree size, the differences in Douglas fir stands were minor. As regards the diameter at breast height, the differences in the diameters of the nearest neighbours were not greater than 30%. Similarly, small differences were observed as concerns the height of the nearest neighbours (for >75% of trees the difference in height was below 30%).

The obtained results permit suggesting that in spite of the fact that the self-thinning of trees in these stands was approximately 80%, the regular distribution of trees being the result of the initial spacing did not change during the past 30 years. The lack of silvicultural treatments in those stands (e.g. thinning) was also revealed in slight differences in the size of trees growing in the nearest neighbourhood.