

**JERZY SKRZYSZEWSKI, MACIEJ PACH, ROMAN KRZYSZTOF,
MAURYCZY SZAFRON, ZENON STENKA**

Modelowanie przyrostu pierśnicowego pola przekroju jodeł w drzewostanach rębnych*

Modelling the basal area increment in mature silver fir stands

ABSTRACT

Skrzyszewski J., Pach M., Krzysztof R., Szafron M., Stenka Z. 2017. Modelowanie przyrostu pierśnicowego pola przekroju jodeł w drzewostanach rębnych. Sylwan 161 (6): 467-475.

Because of the very long regeneration period, final cuts in silver fir stands are always accompanied by the growing stock maintenance, which aims to maximize the revenue by increasing the share of harvest, trees with the highest timber value. We remove trees that have reached the maximum value and leave those whose value is still increasing. The remaining trees are the more valuable, the faster their value grows. The increase of a tree diameter is one of the factors that determines the value increment. The mature silver fir stand consists of trees that in youth grew in favourable light conditions and those that survived the long period of shade, achieving small dimensions. In such stands, the adjacent trees may vary greatly in diameter not related to their age. The aim of the study was to create a model describing the relationship between the increment of silver fir basal area (BAI) and the stand morphological features, age, and the dynamics of growth in early age. The research was carried out in the Brzesko Forest District and Forest Research Station in Krynica (S Poland). The sample size equalled 45 and 57 trees respectively. We used the composite form of linear mixed model. The significant positive effect on BAI (model 1) was found for the initial breast height diameter (dbh), the relative crown length as well as the age when trees reaches the 30 cm dbh. The negative impact was observed for Lorimer C18w index. The negative relationship with the relative BAI (model 2) was found for the initial dbh, slenderness, C18w index as well as the age when trees reaches the 30 cm dbh. Conditional and marginal determination coefficients reached 48 and 42% for model 1, and 62 and 38% for model 2 respectively. The results indicate the great possibility and purpose of growing stock maintenance in the pruned silver fir stands. Selecting the trees for the removal should be based on the target dbh. Had it been reached, the firs can still be characterized by a very good current BAI values. One should leave thinner firs with a relative crown length higher than average. Treatments releasing the crowns of the remaining firs, also at the cutting stage, are justified. Smaller growth at a young age (caused e.g. by shading), does not limit the possibility of obtaining trees with significant dimensions.

KEY WORDS

Abies alba, diameter increment, tending, silviculture, mixed model

ADDRESSES

Jerzy Skrzyszewski ⁽¹⁾ – e-mail: rlskrzys@cyf-kr.edu.pl
Maciej Pach ⁽¹⁾, Roman Krzysztof ⁽²⁾, Maurycy Szafron ⁽¹⁾, Zenon Stenka ⁽³⁾

*Badania sfinansowane z dotacji przyznanej przez MNiSW na działalność statutową.

⁽¹⁾ Zakład Szczegółowej Hodowli Lasu, Uniwersytet Rolniczy w Krakowie; al. 29 Listopada 46, 31-425 Kraków

⁽²⁾ Nadleśnictwo Limanowa; ul. Kopernika 3, Limanowa

⁽³⁾ Biuro Urządzania Lasu i Geodezji Leśnej Oddział w Gdyni; ul. Świętojańska 44, 81-393 Gdynia

Wstęp

Odnowienie naturalne jodły tworzy małopowierzchniowe, losowo rozmieszczone płaty i pojawia się cyklicznie przez kilka dziesięcioleci [Bernadzki 2008; Jaworski 2011; Paluch, Jastrzębski 2013]. W wyniku tego procesu powstają drzewostany różnowiekowe i wielopiętrowe o teksturze jednopiętrowych płatów różnej wysokości oraz luk. W dojrzałym drzewostanie rosną drzewa, które rozwijały się w młodości w warunkach nieskrępowanego dostępu światła, i takie, które znosiły długotrwałe ocienienie, dorastając przez dziesięciolecia do niewielkich rozmiarów [Jaworski 2011; Bruchwald i in. 2015]. W takich drzewostanach sąsiadujące drzewa w tym samym piętrze mogą znacznie różnić się grubością, niekoniecznie związaną z ich wiekiem.

Ze względu na bardzo długie okresy odnowienia, cięciom rębny w drzewostanach jodłowych zawsze towarzyszy zabieg pielęgnacji zapasu [Jaworski 2011], którego celem jest maksymalizacja przychodu przez wzrost udziału w pozyskaniu drzew o najwyższej wartości metra sześciennego. W każdym nawrocie powinno się pozyskiwać drzewa, które już osiągnęły najwyższą wartość (uzyskały pierśnicę docelową) oraz te, które nigdy jej nie uzyskają (wadliwe, chore, uszkodzone, nieprzyrastające). Pozostające drzewa są tym cenniejsze, im szybciej przyrasta ich wartość, a jednym z czynników decydujących o wielkości przyrostu wartości jest przyrost grubości drzewa. O ile drzewa wadliwe w drzewostanie łatwo zidentyfikować, to ocena dynamiki przyrostu jest bardzo trudna.

Celem badań było stworzenie modelu opisującego związek przyrostu pola przekroju jodeł w drzewostanie rębny z ich cechami morfologicznymi i wiekiem oraz dynamiką wzrostu w młodym wieku.

Materiał i metody

Badania przeprowadzono na terenie Nadleśnictwa Brzesko (oddz. 136) i Leśnego Zakładu Doświadczalnego w Krynicy (oddz. 15). Charakterystykę siedliskowo-drzewostanową tych stanowisk zamieszczono w tabeli 1.

Prace terenowe przeprowadzono w dwóch etapach. Jesienią wybrano drzewostany, w których były wyznaczone cięcia rębne z planowanym wykonaniem w zimie. Spośród wyznaczonych do wycinki drzew wybrano jodły z górnego piętra bez widocznych objawów chorobowych, złamań, uszkodzeń mechanicznych i zgnilizn pnia. Na wybranych drzewach zmierzono pierśnicę, wysokość, wysokość osadzenia korony, promień korony w czterech kierunkach (E, S, W, N), grubość kory oraz oceniono procent ubytku igliwia i kształt wierzchołka (płaski, zaokrąglony, stożkowy). Z pnia (od północnej strony) pobrano nawierty do rdzenia na wysokości 1,3 m. Określono współrzędne biegunowe drzew w promieniu 10 metrów od danej jodły (drzewo centralne). Po wykonaniu cięć pobrano krążki z pniaków z wysokości od 0 do 15 cm nad gruntem. Każdy krążek zawierał rdzeń i wszystkie przyrosty roczne.

W ramach prac kameralnych obliczono następujące wymiary koron [Assmann 1968]: powierzchnię rzutu, powierzchnię boczną, objętość, długość oraz względną długość (w stosunku do wysokości drzewa). Na wywiertach oraz krążkach pobranych z pniaka określono wiek pierśnicowy i rzeczywisty oraz szerokość słoje. Na podstawie współczynnika zbieżności Hubera [Felixsik 1990] porównano przebieg krzywych przyrostu bieżącego rocznego na pierśnicy (wywierty) i z wysokości do 15 cm nad gruntem (krążki pobrane z pniaków). Statystyczną istotność zbieżności określono

Tabela 1.

Wybrane cechy obiektów badawczych w Brzesku i LZD Krynica
 Characteristics of the research plots in Brzesko and Krynica Forest Research Station

	Brzesko	LZD Krynica
Opady roczne [mm] Annual precipitation	600	950
Wysokość [m n.p.m.] Altitude [m a.s.l.]	500-700	610-720
Podłoże geologiczne Bedrock	Piaszkowce magurskie Magura sandstones	
Gleba Soil	Brunatna kwaśna Dystric Cambisol	
Siedliskowy typ lasu Forest habitat type	Las górski Mountain deciduous forest	
Skład gatunkowy (bonitacja) Species composition (site index)	8 Jd (I,5); 2 Bk (I,5)	8 Jd (II); 2 Św (II)
Zasobność [m ³ /ha] Growing stock	260	240
Wiek jodeł – średnia (min.-maks.) [lata] Firs age – mean (min.-max.) [years]	124 (96-169)	134 (81-247)

na podstawie nomogramu [Zielski, Krąpiec 2009]. Ostateczna wielkość próby wynosiła dla obiektu w Brzesku 45 drzew, a w LZD Krynica – 57. Wykorzystując szerokość słoje, obliczono absolutny i procentowy przyrost pola przekroju dla ostatnich 10 lat. Określono cechy charakteryzujące wzrost jodeł w młodym wieku, tj. przyrost promienia w pierwszych 10, 20 i 30 latach życia oraz wiek, w którym drzewa uzyskały wysokość 1,3 m, pierśnicę 7 i 30 cm. Wielkość pierśnicy i przyrostu określano bez kory. Cechy otoczenia jodeł określono na podstawie wskaźników wpływu opisanych w pracach Hegyiego [1974] i Lorimera [1983]. Wykorzystano łącznie pięć przestrzennych i jeden nieprzestrzenny wskaźnik wpływu. Każdy z nich obliczono dla wszystkich drzew otoczenia oraz osobno dla tych o pierśnicy równej lub większej od pierśnicy jodły centralnej. Wskaźniki oparte były na sumach ilorazów pierśnicy (lub pola przekroju) jodły centralnej i drzew otoczenia. We wskaźnikach przestrzennych ilorazy te dzielono przez odległość od jodły centralnej, kwadrat tej odległości lub przez iloraz odległości i założonego promienia wpływu (10 m). Wskaźnik nieprzestrzenny był sumą ilorazów pierśnicy jodły centralnej i drzew sąsiednich, bez uwzględniania odległości między nimi w przyjętym promieniu wpływu (10 m).

W analizach zastosowano liniowy model mieszany w postaci złożonej, który w swojej konstrukcji zawiera zmienne objaśniające traktowane jako czynniki zarówno losowe, jak i stałe [Pinheiro, Bates 2000; Gałęcki, Burzykowski 2013]. Do efektów stałych zaliczono współczynniki zmiennych objaśniających, którymi były wymienione w metodyce pomiary i obliczenia, natomiast efektami losowymi były poszczególne drzewostany (2 lokalizacje). W prezentowanych badaniach zmienną zależną była wartość absolutna i procentowa przyrostu pierśnicowego pola przekroju w formie przekształconej (ln), ze względu na konieczność spełnienia założeń dotyczących modelu (liniowość, rozkład normalny reszt oraz jednorodność wariancji) [Wykoff 1990; Adame i in. 2008].

Liniowy model mieszany w postaci złożonej przyjmuje następującą ogólną formę:

$$y = X\beta + Zu + e$$

gdzie:

- y – wartość zmiennej objaśnianej,
- X – wektor zmiennych objaśniających dla efektów stałych,
- Z – wektor zmiennych objaśniających dla efektów losowych,
- β – wektor efektów stałych, parametr do estymacji,
- u – wektor zmiennych losowych odpowiadających efektom losowym, parametr do predykcji,
- e – zakłócenie losowe.

Zakłada się, że wektory u i e w obrębie każdego źródła zmienności i z różnych źródeł zmienności są niezależne i pochodzą z rozkładów normalnych o wartościach oczekiwanych równych 0 i ze stałymi wariancjami: odpowiednio σ_u^2 i σ_e^2 .

Po uwzględnieniu analizowanych predyktorów oraz zmiennej zależnej testowany pełny model przybrał ostateczną postać:

$$\ln(ZG_i) = b_0 + b_1 \cdot \ln(D_i) + b_2 \cdot CJ + b_3 \cdot WW + b_4 \cdot CM + u_j + e_{ij}$$

gdzie:

- $\ln(ZG_i)$ – logarytm naturalny przyrostu pierśnicowego pola przekroju jodły centralnej w okresie 10 lat,
- $\ln(D_i)$ – logarytm naturalny wartości pierśnicy jodły na początku okresu,
- CJ – cechy jodły,
- WW – wskaźnik wpływu,
- CM – cechy jodły w okresie młodości,
- b_0 – wyraz wolny,
- b_1, b_2, b_3, b_4 – parametry efektów stałych,
- u_j – efekt losowy powierzchni j ,
- e_{ij} – składnik resztowy modelu.

Do estymacji parametrów efektów stałych modelu wykorzystano metodę resztowej największej wiarygodności (REML) [Biecek 2011; Gałęcki, Burzykowski 2013]. Weryfikowanie hipotez dotyczących istotności efektów stałych wykonano testem Walda [Pinheiro, Bates 2000; Biecek 2011]. Testowanie istotności efektów losowych przeprowadzono testem ilorazu wiarygodności (LRT) [Pinheiro, Bates 2000; Gałęcki, Burzykowski 2013].

Ewaluację modeli wśród wzorców o jednakowej strukturze parametrów i równej liczbie przypadków wykonano na podstawie kryterium informacyjnego Akaikego [1974], które dla prób o liczebności $n/P < 40$ (gdzie: n – liczebność próby, P – liczba parametrów) przyjmuje postać skorygowaną (AIC_c) [Burnham, Anderson 2002], oraz funkcji wiarygodności dla bayesowskiego kryterium Schwarz (BIC) [Schwarz 1978]. Najlepiej opisującym modelem był ten, dla którego wartości AIC_c i BIC były jak najmniejsze [Biecek 2011]. Ze względu na zastosowanie modelu mieszanego obliczono dwie postaci współczynnika determinacji (R^2): marginalną, która podaje udział wariacji wyjaśnionej tylko przez efekty stałe, oraz warunkową, prezentującą udział wariacji wyjaśnionej przez wszystkie efekty [Nakagawa, Schielzeth 2013]. W trakcie analizowania modeli o różnej strukturze zmiennych wybierano ten, dla którego wartości warunkowego R^2 były jak największe. W ramach diagnostyki modelu zgodność rozkładu składnika resztowego z rozkładem normalnym została zweryfikowana za pomocą testu Shapiro-Wilka [Stanisz 2007]. Niezależność wektorów u (efekt losowy) i e (błędy losowe) sprawdzono wizualnie, opierając się na wykresach roboczych [Zuur i in. 2009; Biecek 2011] oraz za pomocą analizy korelacji rang Spearmana, natomiast ocenę homoskedastyczności przeprowadzono na podstawie wykresów roboczych. Współ-

liniowość zmiennych niezależnych została określona przy pomocy wskaźnika czynnika inflacji wariancji *VIF*, dla którego przyjęto wartość graniczną 5 [Larose 2006; Zuur i in. 2007]. Dopasowanie modelu do wartości rzeczywistych oszacowano na podstawie miar dokładności obliczonych na wartościach rzeczywistych, takich jak średni i procentowy błąd standardowy prognozy oraz średni bezwzględny błąd standardowy [Vanclay 1994; von Gadow, Hui 1999; Adame i in. 2008]. Przy wykonywaniu transformacji powrotnej wartości logarytmicznych zastosowano poprawkę na błąd systematyczny [Sprugel 1983; Strimbu 2012].

Prace związane z tworzeniem, parametryzacją, testowaniem i ewaluacją modelu wykonano za pomocą środowiska programistyczno-statystycznego R w wersji 3.3.0 (www.r-project.org), przy użyciu głównie pakietów „lme4” [Bates i in. 2013, 2014] i „piecewiseSEM” [Lefcheck 2015] oraz zaimplementowanego kodu (<https://raw.githubusercontent.com/aufrank/R-hacks/master/mer-utils.R>) w celu obliczenia wskaźnika *VIF* zmodyfikowanego dla modelu mieszanego. Diagnostykę i dopasowanie modeli do wartości rzeczywistych wykonano w oprogramowaniu MS Excel oraz STATISTICA 12. Wnioskowanie statystyczne przeprowadzono, przyjmując poziom istotności $\alpha=0,05$.

Wyniki

W wyniku procedury konstruowania modelu i jego parametryzacji uzyskano dwa algorytmy najlepiej opisujące przyrost pierśnicowego pola przekroju jodły:

– dla wartości absolutnych przyrostu

$$\ln(ZG_i) = 2,3409 + 0,7723 \cdot \ln(D_i) + 1,1378 \cdot WDK - 0,1649 \cdot C18w + 0,0055 \cdot W30 + u_j + e_{ij} \quad [1]$$

– dla wartości procentowych przyrostu

$$\ln(ZG_i)_p = 13,8355 - 2,6768 \cdot \ln(D_i) - 0,0474 \cdot HD - 0,0832 \cdot C18w + 0,0037 \cdot W30 + u_j + e_{ij} \quad [2]$$

gdzie:

$\ln(ZG_i)$ – logarytm naturalny przyrostu pierśnicowego pola przekroju badanej jodły *i* w okresie 10 lat,

$\ln(ZG_i)_p$ – logarytm naturalny procentu przyrostu pierśnicowego pola przekroju badanej jodły *i* w okresie 10 lat,

$\ln(D_i)$ – logarytm naturalny wartości pierśnicy badanej jodły *i* na początku okresu,

WDK – względna długość korony,

HD – współczynnik smukłości jodły,

C18w – wskaźnik Lorimera uwzględniający drzewa równe i grubsze od centralnego,

W30 – wiek, w którym jodła osiągnęła pierśnicę 30 cm,

u_j – efekt losowy powierzchni *j*,

e_{ij} – składnik resztowy modelu.

Wszystkie włączone do modeli efekty stałe i losowe były statystycznie istotne (tab. 2).

Z postaci modelu 1 można wnioskować, że istotny dodatni wpływ na przyrost pierśnicowego pola przekroju jodły miały wielkość pierśnicy początkowej oraz względna długość korony. Dodatni znak przy zmiennej W30 wskazuje, że im później jodły osiągnęły pierśnicę 30 cm, tym większy wykazały przyrost. Negatywny wpływ uwidocznił się w przypadku wskaźnika wpływu Lorimera C18w. Parametry efektów modelu 2 wskazują, że ujemny związek z przyrostem pierśnicowego pola przekroju jodły miały pierśnica początkowa, współczynnik smukłości oraz wskaźnik wpływu Lorimera C18w. Im mniejsza była pierśnica początkowa i presja konkurencyjna oraz im

Tabela 2.

Estymacja efektów stałych i predykcja efektów losowych wybranych modeli przyrostu pierśnicowego pola przekroju jodły w okresie 10 lat (modele 1 i 2)

Estimation of fixed effects and prediction of random effects in selected models of fir basal area increment in 10-year period (models 1 and 2)

		Efekty stałe Fixed effects			Efekty losowe Random effects				
		SE	T	p	S2	SD	p		
1	WW	2,3409	1,0455	2,239	0,0252	pow	0,0198	0,1407	<0,0001
	ln(Di)	0,7723	0,2591	2,980	0,0029	res	0,1708	0,4133	
	WDK	1,1378	0,3824	2,975	0,0029				
	C18w	-0,1649	0,0380	-4,342	<0,0001				
	W30	0,0055	0,0020	2,696	0,0070				
2	WW	13,8355	1,7635	7,846	<0,0001	pow	0,0839	0,2896	0,0011
	ln(Di)	-2,6768	0,3470	-7,715	<0,0001	res	0,1312	0,3622	
	HD	-0,0474	0,0079	-6,029	<0,0001				
	C18w	-0,0832	0,0366	-2,275	0,0229				
	W30	0,0037	0,0018	2,047	0,0407				

WW – wyraz wolny, Di – pierśnica, HD – współczynnik smukłości, WDK – względna długość korony, C18w – wskaźnik wpływu [Lorimer 1983], W30 – wiek uzyskania pierśnicy 30 cm, pow – powierzchnia, res – reszty; SE – błąd standardowy, T – statystyka T, S2 – wariancja, SD – odchylenie standardowe, p – prawdopodobieństwo obliczone

WW – intercept, Di – breast height diameter, HD – slenderness, WDK – relative crown length, C18w – competition index [Lorimer 1983], W30 – age when DBH=30 cm is reached, pow – plot, res – residuals; SE – standard error, T – Student T statistics, S2 – variance, SD – standard deviation, p – p-value

bardziej zbiezysty był pień, tym większy był procentowy przyrost. Podobnie jak w modelu 1 – im później jodły osiągnęły pierśnicę 30 cm, tym większy wykazały procent przyrostu.

Wartości warunkowego i marginalnego wskaźnika determinacji wskazują, że zbudowane modele wyjaśniają odpowiednio 48 i 42% (model 1) oraz 62 i 38% (model 2) zmienności przyrostu pierśnicowego pola przekroju analizowanych jodeł.

W ramach diagnostyki modeli zgodność rozkładu składnika resztowego z rozkładem normalnym stwierdzono na podstawie wyników testu Shapiro-Wilka (model 1: $W=0,9865$, $p=0,3924$; model 2: $W=0,9783$, $p=0,092023$). Potwierdzona została również niezależność wektorów u (efekt losowy) i e (błędy losowe) oraz homoskedastyczność modeli. Wartość wskaźnika czynnika inflacji wariancji VIF , która wyniosła od 1,0676 do 1,9391 dla modelu 1 oraz od 1,6122 do 4,7580 dla modelu 2, wskazuje na brak istotnej współliniowości zmiennych niezależnych.

W obu modelach średni błąd predykcji (model 1: 6,0368; model 2: 0,6598) ma znak dodatni, co wskazuje na niedoszacowanie wartości przewidywanych w stosunku do rzeczywistych. Procentowy błąd predykcji nie przekracza wartości 20% (model 1: 14,7%; model 2: 18,5%), natomiast średni absolutny błąd procentowy predykcji dochodzi do wartości 34,7% dla modelu 1 oraz 28,7% dla modelu 2.

Zmienne objaśniane i objaśniające obejmowały bardzo szeroki zakres, co zwiększa wiarygodność zaproponowanego modelu. Przyrost pierśnicowego pola przekroju wahał się w granicach 117-1562 cm² przy średniej 526 cm², natomiast procent przyrostu pola przekroju wynosił od 6 do 94% (średnia 36%). Pierśnica mieściła się w zakresie od 32 do 80 cm (średnio 53 cm), współczynnik smukłości zawierał się w przedziale od 43 do 90 (średnio 62), względna długość korony jodeł wynosiła od 28 do 86% przy średniej 58%, wskaźnik wpływu C18w obejmował zakres od 0 do 6 (średnio 1), a wiek, w którym jodła osiągnęła pierśnicę 30 cm, wahał się od 42 do 176 lat (średnio 82 lata).

Dyskusja

Wykorzystane w procesie modelowania zmienne objaśniające można podzielić na dwie grupy. Do pierwszej z nich należy zaliczyć cechy bezpośrednio wpływające na wielkość przyrostu w badanym przedziale czasu (tutaj ostatnie 10 lat). Taką cechą jest względna długość korony, która została włączona do modelu 1. Podobny związek względnej długości korony z przyrostem grubości jodły stwierdzili Jaworski i in. [1995] w Polsce czy Monserud i Sterba [1999] na terenie Austrii. W przypadku innych gatunków również ta cecha była najbardziej istotnym predyktorem przyrostu grubości [Wykoff 1990; Maily i in. 2003]. Zaletą względnej długości korony jest łatwość wzrokowej oceny tej cechy w drzewostanie. Za Jaworskim i in. [1995] oraz Bernadzkim [2008] można przyjąć udział 40-50% w wysokości drzewa za optymalną długość korony. W modelu 2, opisującym przyrost procentowy, cechy korony nie były reprezentowane. Stopień konkurencji okazał się być istotnym predyktorem przyrostu absolutnego i procentowego, wpływając ujemnie na jego wielkość w obu modelach. Do algorytmów został włączony najprostszyszy wskaźnik wpływu, jedyny nieprzeznaczony, uwzględniający tylko konkurentów o pierśnicy równej i większej od jodły centralnej. Wystąpienie w obu modelach wskaźnika wpływu sugeruje, że również w ramach cięć rębnych zasadne jest uwalnianie koron drzew, które planujemy pozostawić w drzewostanie do czasu uzyskania przez nie pierśnicy docelowej (pielęgnacja zapasu).

W drugiej grupie zmiennych uwzględniono cechy niemające bezpośredniego związku z przyrostem grubości, ale kumulujące informacje o przeszłości danego drzewa: mikrosiedlisku, w jakim wzrastało, wcześniejszym poziomie konkurencji, tempie wzrostu w młodym wieku czy cechach genetycznych [Barclay, Layton 1990; Wimberly, Bare 1996]. Zmienną, która została wprowadzona do obu modeli, jest pierśnica. Miała ona w obu modelach zdecydowanie najsilniejszy wpływ na absolutny i procentowy przyrost pola przekroju. W modelu 1 wpływ ten był dodatni. Im drzewo było grubsze, tym więcej przyrastało. Podobne wyniki odnotowali również inni autorzy [Wykoff 1990; Wimberly, Bare 1996; Monserud, Sterba 1999]. Uzyskany wynik oznacza, że jodły, które uzyskały już zakładaną pierśnicę docelową, nadal mogą bardzo dobrze przyrastać na grubość, natomiast są usuwane z innych powodów, np. deprecjacji surowca, zwiększających się kosztów pozyskania i transportu, trudności ze zbytem nadmiernie grubych drzew czy z koniecznością odślaniania odnowień. W modelu 2 estymowany dla pierśnicy współczynnik ma znak ujemny. Oznacza to, że najwyższy procent przyrostu pola przekroju można uzyskać na drzewach cieńszych i jest to zgodne z zasadami pielęgnacji zapasu. W modelu 2 został wprowadzony współczynnik smukłości ze znakiem ujemnym. Drzewa bardziej zbieżyste (mniejsze HD) odkładają większy procent przyrostu. Drzewa zbieżyste charakteryzują się zarówno bardzo dużą przestrzenią wzrostu, jak i koroną. Największa względna długość korony w analizowanej próbie przekraczała 80%, znacznie przewyższając wspomniane wcześniej wartości optymalne, a najmniejszy współczynnik HD wynosił około 40, przy wartości optymalnej około 80 [Burschel, Huss 1997]. Były to drzewa ugałęzione na prawie całej długości pnia i rosące swobodnie. Jest to pewnym zaskoczeniem, ponieważ drzewa o takich cechach nie powinny już intensyfikować przyrostu, gdyż korony zużywają znaczną część wyprodukowanych asymilatów [Assmann 1968; Jaworski 2004].

W tej grupie zmiennych uwzględniono także cechy charakteryzujące wzrost jodeł w młodości. Zdolność znoszenia ocienienia sprawia, że jodły, pomimo znacznego ograniczenia przyrostu wysokości i grubości, są w stanie przeżywać w takich warunkach bardzo długo [Jaworski 2011]. Według niektórych autorów wzrost odnowienia pod krótkotrwałą osłoną, sprzyjającą szybkiemu wzrostowi w młodym wieku, wywiera negatywny wpływ na żywotność dojrzałych jodeł

[Meyer 1957 za Jaworski 2011; Jaworski, Zarzycki 1983; Korpel 1986]. Jaworski [2011] podkreśla jednak, że długi wzrost w ocienieniu, a nawet przygłuszenie, nie przekreślają możliwości osiągnięcia dużych rozmiarów i sędziwego wieku – pod warunkiem stopniowego odsłaniania. Blanckmeister [1956 za Jaworski 2011] podaje, że wolny wzrost w młodości sprzyja późnemu osiągnięciu kulminacji przyrostu, który następnie utrzymuje się na wysokim poziomie przez bardzo długi czas. Jednak radykalne i długotrwałe ograniczenie dostępu światła może znacząco wpływać na tempo wzrostu i zmniejsza szansę dorobienia drzew do górnej warstwy drzewostanu [Bruchwald i in. 2015], co wydłuża cykl produkcji, gdyż powolna odbudowa aparatu asymilacyjnego zwiększa ilość czasu potrzebnego do regeneracji przyrostu. Powstaje również pytanie, czy regeneracja przyrostu po okresie bardzo długiego przygłuszenia jest zawsze pełna. Wiek osiągania pierśnicy 30 cm jest zmienną znajdującą się w końcowej postaci obu modeli. Im później jodły uzyskały pierśnicę 30 cm, tym większy przyrost absolutny i procentowy reprezentowały w ostatnim dziesięcioleciu. Prawdopodobnie zahamowanie tempa wzrostu w młodym wieku spowodowało przesunięcie okresu kulminacji przyrostu pola przekroju i dlatego aktualnie jest on wyższy niż u jodeł przyrastających w młodości bardziej intensywnie. Potwierdza to również znaną zdolność jodły do regeneracji przyrostu nawet po okresie znacznego przygłuszenia [Jaworski 2011]. Właściwość ta uzasadnia prowadzenie cięć rębnych w drzewostanach jodłowych zgodnie z zasadami pielęgnacji zapasu i daje możliwość uzyskania większego udziału sortymentów wielkowieńskich.

Należy jednak zwrócić uwagę na niską wartość marginalnego wskaźnika determinacji, uwzględniającego udział wariancji wyjaśnionej przez zmienne występujące w modelach (efekty stałe). Pomimo szerokiego spektrum uwzględnionych zmiennych objaśniających nieznanne czynniki odpowiadają za około 60% zmienności przyrostu pola przekroju jodeł. W pracy nie badano bezpośrednio lokalnego zróżnicowania mikrosiedlisk troficzno-wilgotnościowych, w których wzrastały poszczególne jodły, nie uwzględniono ich zmienności genetycznej czy odmienności mikrobioty grzybów mykoryzowych, a czynniki te mogą mieć istotny wpływ na wielkość przyrostu. Natomiast wszystkie występujące w modelach zmienne mogły być kształtowane przez hodowcę w przeszłości i, z wyjątkiem W30, są widoczne podczas wyznaczania cięć.

Podsumowanie

Uzyskane wyniki wskazują na duże możliwości i celowość prowadzenia pielęgnacji zapasu w rębnych drzewostanach jodłowych. Przy wyborze drzew do usunięcia należy kierować się ustaloną pierśnicą docelową. Po jej osiągnięciu jodły nadal mogą cechować się bardzo dobrym bieżącym przyrostem pola przekroju. Należy pozostawiać w drzewostanie jodły cieńsze, o większej niż przeciętna względnej długości korony. Cięcia uwalniające korony pozostających jodeł, również na etapie cięć rębnych, znajdują uzasadnienie. Ograniczenie przyrostu w młodym wieku, np. na skutek ocienienia, nie ogranicza możliwości uzyskania drzew o znacznych wymiarach.

Literatura

- Adame P., Hynynen J., Cañellas I., del Río M. 2008. Individual-tree diameter growth model for rebollo oak (*Quercus pyrenaica* Willd.) coppices. *Forest Ecol. Manag.* 255: 1011-1022.
- Akaike H. 1974. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control* 19: 716-723.
- Assmann E. 1968. Nauka o produktywności lasu. PWRiL, Warszawa.
- Barclay H. J., Layton C. R. 1990. Growth and mortality in managed Douglas fir: relation to a competition index. *Forest Ecol. Manag.* 36: 187-204.
- Bates D., Maechler M., Bolker B. 2013. lme4: Linear mixed-effects models using Eigen and Eigen. R package version 0.999999-2. <http://CRAN.R-project.org/package=lme4>

- Bates D., Maechler M., Bolker B., Walker S. 2014. Fitting linear mixed-effects models using lme4. J. Stat. Soft. <http://arxiv.org/abs/1406.5823>
- Bernadzki E. 2008. Jodła pospolita. Ekologia, zagrożenia, hodowla. PWRiL, Warszawa.
- Biecek P. 2011. Analiza danych z programem R. Modele liniowe z efektami stałymi, losowymi i mieszanymi. PWN, Warszawa.
- Bruchwald A., Dmyterko E., Niemczyk M., Łukaszewicz J. 2015. Tempo wzrostu wysokości i pierśnicy jodły pospolitej (*Abies alba* Mill.) w Beskidzie Niskim. Sylwan 159 (10): 804-812.
- Burnham K. P., Anderson D. R. 2002. Model selection and multimodel inference: a practical information-theoretic approach. Springer-Verlag, New York.
- Burschel P., Huss J. 1997. Grundriss des Waldbaus. Parey Buchverlag, Berlin.
- Feliksik E. 1990. Badania dendroklimatologiczne dotyczące jodły (*Abies alba* Mill.) występującej na obszarze Polski. Zesz. Nauk. AR. Kraków 151: 1-106.
- von Gadow K., Hui G. Y. 1999. Modelling forest development. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Gałecki A., Burzykowski T. 2013. Linear mixed-effects models using R. A step-by-step approach. Springer-Verlag, New York.
- Hegyi F. 1974. A simulation model for managing jack-pine stands. W: Fries J. [red.]. Growth models for tree and stand simulation. Proceedings of the IUFRO meeting in 1973, Royal College of Forestry, Stockholm. Research Notes 30: 74-90.
- Jaworski A. 2004. Podstawy przyrostowe i ekologiczne odnawiania oraz pielęgnacji drzewostanów. PWRiL, Warszawa.
- Jaworski A. 2011. Hodowla lasu. Tom III. PWRiL, Warszawa.
- Jaworski A., Karczmarek J., Pach M., Skrzyszewski J., Szar J. 1995. Ocena żywotności drzewostanów jodlowych w oparciu o cechy biomorfologiczne koron i przyrost promienia pierśnicy. Acta Agr. Silv. Ser. Silv. 33: 115-131.
- Jaworski A., Zarzycki K. 1983. Ekologia. W: Białobok S. [red.]. Jodła pospolita. PWN, Warszawa.
- Korpel S. 1986. Die Wachstumsreaktion der Weißtanne auf Änderungen des Wuchsraumes. 5. IUFRO Tannensymposium, Zvolen. 239-254.
- Larose D. T. 2006. Data mining methods and models. Wiley, New York.
- Lefcheck J. S. 2015. piecewiseSEM: Piecewise structural equation modeling in R for ecology, evolution, and systematics. Methods in Ecology and Evolution 7 (5): 573-579. DOI: 10.1111/2041-210X.12512.
- Lorimer C. G. 1983. Tests of age-independent competition indices for individual trees in natural hardwood stands. Forest Ecol. Manag. 6: 343-360.
- Mailly D., Turbis S., Pothier D. 2003. Predicting basal area increment in a spatially explicit, individual tree model: a test of competition measures with black spruce. Can. J. Forest Res. 33: 435-443.
- Monserud R. A., Sterba H. 1999. Modeling individual tree mortality for Austrian forest species. Forest Ecol. Manag. 113: 109-123.
- Nakagawa S., Schielzeth H. 2013. A general and simple method for obtaining R^2 from generalized linear mixed-effects models. Methods Ecol. Evol. 4: 133-142.
- Paluch J., Jastrzębski R. 2013. Natural regeneration of shade-tolerant *Abies alba* Mill. in gradients of stand species compositions: Limitation by seed availability or safe microsites? Forest Ecology and Management 307: 322-332.
- Pinheiro J. C., Bates D. M. 2000. Mixed-effects Models in S and S-PLUS. Springer-Verlag, New York.
- Schwarz G. 1978. Estimating the dimension of a model. Ann. Stat. 6: 461-464.
- Sprugel D. G. 1983. Correcting for bias in log-transformed allometric equations. Ecology 64: 209-210.
- Stanisz A. 2007. Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny. T. 2. Modele liniowe i nieliniowe. Statsoft, Kraków.
- Strimbu B. 2012. Correction for bias of models with lognormal distributed variables in absence of original data. Ann. Forest Res. 55: 265-279.
- Vanclay J. K. 1994. Modelling forest growth and yield: applications to mixed tropical forests. CAB International, Wallingford, UK.
- Wimberly M. C., Bare B. B. 1996. Distance-dependent and distance-independent models of Douglas-fir and western hemlock basal area growth following silvicultural treatment. Forest Ecol. Manag. 89: 1-11.
- Wykoff W. R. 1990. A basal area increment model for individual conifers in the northern Rocky Mountain. Forest Sci. 36: 1077-1104.
- Zielski A., Krapiec M. 2009. Dendrochronologia. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Zuur A. F., Ieno E. N., Smith G. M. 2007. Analysing Ecological Data. Springer. Science+Business Media, LLC, New York.
- Zuur A. F., Ieno E. N., Walker N. J., Saveliev A. A., Smith G. M. 2009. Mixed Effects Models and Extensions in Ecology with R. Springer Science+Business Media, LLC, New York.