

WOJCIECH OCHAŁ, BOGDAN WERTZ, STANISŁAW GRABCZYŃSKI, STANISŁAW ORZEŁ

Dokładność określania świeżej masy strzał jodły na podstawie przeliczników wagowo-objętościowych*

Accuracy of estimation silver fir stem mass on the basis of volume to weight conversion factors

ABSTRACT

Ochał W., Wertz B., Grabczyński S., Orzeł S. 2018. Dokładność określania świeżej masy strzał jodły na podstawie przeliczników wagowo-objętościowych. Sylwan 162 (4): 277-287.

The paper describes the accuracy of estimation of silver fir stem fresh mass on the basis of volume to weight conversion factor, derived from samples, collected from few different places along the stem. The research material contained 13 sample trees selected from homogenous 70-years old stand, situated in mountainous area of the Beskid Sądecki in Polish part of the Carpathians (S Poland). Volume over the bark of sample trees was calculated with section-wise method and the whole stem fresh biomass was directly weighted. For each sample tree three stem discs were collected at $\frac{1}{6}$, $\frac{1}{2}$ and $\frac{5}{6}$ of tree height, their weight and volume were precisely determined and the biomass conversion factors (equivalent of stem density) were calculated. The assessment of the accuracy of whole fresh stem biomass was conducted according to five variants: for the biomass conversion factors derived from each individual stem disc (lower, middle or upper), from weighted mean density and on the basis of the constructed mixed model, where relative height and diameter were treated as fixed effects and influence of individual trees was included as a random term. The volume of sample fir stems ranged from 0.15 to 2.22 m³, while their fresh biomass varied between 138.1 and 1896.7 kg. Obtained results show that variation of the density was higher within stems than between them (coefficient of variation amounted to 8.4% i 3.3% respectively). The average density increased along stem, from 835.6 kg/m³ for lower part ($\frac{1}{6}$ H) to 986.8 kg/m³ for the upper part ($\frac{5}{6}$ H). Estimating the biomass on the basis of just lower stem disc resulted in the average relative error equal to -5.8%, while for middle stem disc the error was +1.2%, and for upper disc +11.3%. The use of conversion factors derived from weighted average density of all three stem discs resulted in average bias equal to -1.7% with standard error 1.0%. Despite the presence of mean bias of -2.3%, the constructed density model gave the most precise estimation of the stem biomass (standard error 0.7%), which indicates the reasons for its further improvements and usage.

KEY WORDS

Abies alba, wood density, stem biomass, biomass estimation

*Badania wykonano w ramach projektu „REMBIOFOR” współfinansowanego przez NCBiR, ze środków programu „BIOSTRATEG” na podstawie umowy nr BIOSTRATEG1/267755/4/NCBR/2015 oraz w ramach tematu DS/ZBiPL/2017 finansowanego ze środków na działalność statutową.

ADDRESSES

Wojciech Ochał – e-mail: w.ochal@ur.krakow.pl

Bogdan Wertz – e-mail: b.wertz@ur.krakow.pl

Stanisław Grabczyński – e-mail: rlgrabcz@cyf-kr.edu.pl

Stanisław Orzeł – e-mail: s.orzel@ur.krakow.pl

Zakład Biometrii i Produkcyjności Lasu, Uniwersytet Rolniczy w Krakowie; al. 29 Listopada 46, 31-425 Kraków

Wstęp

Biomasa to wyrażana w jednostkach wagowych wielkość materii organicznej występującej na określonym obszarze. Biomasa ekosystemów lądowych odgrywa zasadniczą rolę w globalnym obiegu węgla, będąc równocześnie jego magazynem i źródłem emisji. Szacuje się, że pochłanianie węgla przez ekosystemy lądowe wynosi około 3 Pg C/rok, co stanowi ponad $\frac{1}{3}$ emisji tego pierwiastka uwalnianego w wyniku wydobycia paliw kopalnych [Pan i in. 2011]. Wykorzystanie biomasy jako odnawialnego źródła energii, zastępującego jednocześnie wydobycie paliw kopalnych, staje się ważną strategią wielu państw europejskich mającą na celu ograniczenie globalnych zmian klimatycznych [Ericsson i in. 2006]. Monitorowanie bilansu węgla, jak i ocena wielkości produkcji biomasy na cele energetyczne wymagają obiektywnych i dokładnych metod pomiaru. W ekosystemach leśnych strefy umiarkowanej najwięcej materii organicznej zakumulowane jest w warstwie drzew, której udział w nadziemnej biomase przekracza nierzadko 90% [Orzeł i in. 2005a, b, 2006a, b]. Najpowszechniejszą metodą określania biomasy tej warstwy drzewostanu jest sumowanie masy pojedynczych drzew ustalonej na podstawie modelu regresyjnego [Parresol 1999]. Modele biomasy tworzone są na bazie odpowiednio wylosowanej próby drzew. Po ścięciu drzewa rozdzielane są na podstawowe jednorodne komponenty, tj. pień i koronę, a te następnie na drewno i korę pnia oraz gałęzie, aparat asymilacyjny i organy generatywne. Każdy komponent drzewa jest ważony, a jego masę wyraża się jako funkcję jednej lub kilku prostych w pomiarze cech dendrometrycznych, najczęściej pierśnicy i wysokości [Ter-Mikaelian, Korzukhin 1997; Zianis i in. 2005]. Najistotniejszym komponentem biomasy drzewa jest pień. Udział tej frakcji u olszy czarnej wynosi od 37 do 75% [Ochał 2013], u sosen w średnim wieku ponad 80% [Ochał i in. 2013] i wraz z wiekiem rośnie [Sato, Madgwick 1982]. Bezpośrednie ważenie pni, szczególnie dużych drzew, jest czynnością kosztowną i czasochłonną, wymagającą użycia ciężkiego sprzętu i znacznych zasobów ludzkich. W przypadku pni, zwłaszcza o stosunkowo regularnym kształcie, zamiast bezpośredniego ważenia masę estymuje się na podstawie miąższości określonej standardowymi technikami dendrometrycznymi oraz współczynników wagowo-objętościowych ustalonych na podstawie krótkich wyrzynków pobranych z pnia [Sato, Madgwick 1982]. W celu ograniczenia nakładu pracy i kosztów pomija się często w badaniach etap określania wartości przeliczników wagowo-objętościowych indywidualnie dla poszczególnych drzew, a ich wartość zastępuje się wartością średnią, ustaloną na podstawie wcześniejszych badań, tablic gęstości lub modeli. Cienciala i in. [2008] biomase drewna i kory pni dębu obliczali, mnożąc miąższość określoną sposobem sekcyjnym (metrowe sekcje) przez gęstość tych komponentów odczytaną z tablic [Good... 2003]. Bartelink [1996] do określania suchej biomasy pni daglezi wykorzystał średnią gęstość zacerpniętą z innych opracowań poświęconych właściwościom drewna tego gatunku. Hakkila [1979] opracował model średniej gęstości pni sosny, świerka i brzozy na podstawie pomiarów gęstości drewna na pierśnicy (wywierty pozyskane świdrem przyrostowym) oraz wielkości przeciętnego przyrostu pierśnicy. Model ten pozwala na zróżnicowanie gęstości dla poszczególnych drzew w zależności od wyników przeprowadzonych pomiarów.

W większości badań wykorzystuje się jednak średnią gęstość określoną na podstawie próbek w postaci wyrzynków (krążków) pobranych z różnych wysokości pnia. Dokładność oszacowania średniej gęstości pnia zależy zarówno od liczby użytych krążków, jak i miejsca ich wycięcia [Repola 2006]. Cutini i in. [2013] przy oszacowaniach biomasy pojedynczych pni wykorzystywali średnią gęstość pnia określoną na podstawie krążków wyciętych z podstawy, pierśnicy i połowy długości pnia. Repola [2008] na podstawie wyrzynków pobranych z pierśnicy i z 0,7 wysokości drzewa kalibrował model gęstości pni brzoź w Finlandii. Najdokładniejszym, a zarazem najbardziej pracochłonnym sposobem wykorzystania przeliczników wagowo-objętościowych jest wariant polegający na podziale pnia na krótkie sekcje, a następnie określeniu oddzielnie dla każdej z nich miąższości i odpowiedniego współczynnika przeliczeniowego [Zianis i in. 2011; Poudel, Temesgen 2016].

Ustalenie średniej gęstości pnia jest trudne z powodu dużej liczby czynników warunkujących wielkość tej cechy. Gęstość pnia zależy bowiem od: gatunku drzewa, jego lokalizacji geograficznej, jakości siedliska, pozycji w strukturze biosocjalnej, wieku, intensywności przyrostu i uwarunkowań genetycznych [Hakkila 1979], a także sposobu zagospodarowania [Ketterings i in. 2001]. Zmienia się też ona zarówno w kierunku radialnym, jak i wzdłuż pnia, przyjmując zazwyczaj wzorec charakterystyczny dla określonego gatunku [Wassenberg i in. 2015; Longuetaud i in. 2016, 2017]. Liczne badania empiryczne nad zmiennością gęstości wewnątrz pni wskazują charakterystyczne miejsca na strzale, w których gęstość zbliżona jest do przeciętnej. Z badań prowadzonych w Finlandii wynika, że drewno o gęstości zbliżonej do średniej gęstości pnia sosny, świerka i brzozy położone jest na $\frac{1}{4}$ wysokości ich pni [Hakkila 1979]. Zdaniem Wassenberg i in. [2015] dla strzał o paraboloidalnym kształcie miejsce o przeciętnej gęstości znajduje się na $\frac{1}{3}$ wysokości, zaś dla strzał kształtem zbliżonych do stożka leży pomiędzy $\frac{1}{4}$ a $\frac{1}{3}$ ich wysokości.

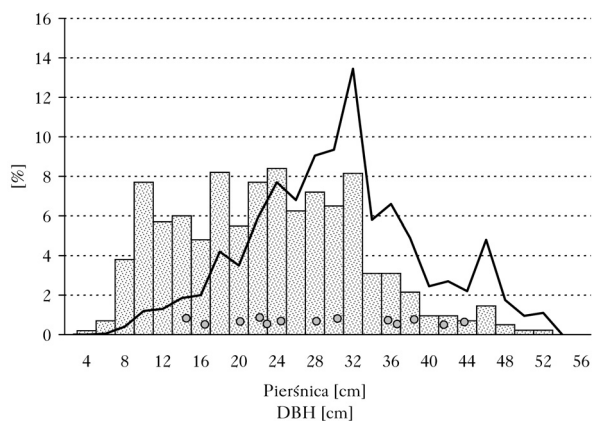
Liczne przykłady badań potwierdzają dużą zmienność gęstości w obrębie pni drzew oraz wskazują na konsekwencje lekceważenia tego zjawiska przy wykorzystywaniu współczynników wagowo-objętościowych do szacowania biomasy pni na podstawie ich miąższości [Wiemann, Williamson 2014; Liepiņš i in. 2017]. Autorzy tych badań nie podają jednak wielkości błędów wynikających z przyjętej strategii obliczeniowej, co wynika głównie z trudności i kosztochłonności prac, w których jednocześnie wykonuje się ważenie pni i stosuje któryś ze sposobów szacowania przeciętnej gęstości.

Celem pracy była empiryczna ocena dokładności estymacji masy pni jodły pospolitej z wykorzystaniem współczynników wagowo-objętościowych ustalonych na podstawie próbek pobranych z różnych miejsc na strzale.

Materiał i metody

Materiał badawczy stanowiły wyniki szczegółowych pomiarów 13 jodeł wybranych w oddziale 23a, położonym na terenie Leśnego Zakładu Doświadczalnego w Krynicy. Jest to lity, około 70-letni drzewostan jodłowy o powierzchni 18,21 ha, rosnący na siedlisku lasu górskiego świeżego. Udział jodły w polu pierśnicowego przekroju drzewostanu wynoszącym 49,7 m²/ha stanowi 93,3%, pozostała część przypada na buk, świerk, jawor i jesion. Zagęszczenie jodły wynosi 950 drzew/ha, jej przeciętna pierśnica 24,9 cm, przeciętna wysokość 22,9 m, a zasobność 521 m³/ha. Drzewa próbne wybrano tak, aby reprezentowały możliwie szeroki zakres pierśnic, a w szczególności te przedziały grubości, które w największym stopniu stanowią o miąższości i biomacie drzewostanu (ryc. 1).

Przed ścięciem zaznaczono na drzewach położenie pierśnicy. Po ścięciu okrzęsano je i pomierzono całkowitą ich długość z dokładnością do 1 cm, przykładając taśmę tak, aby odczyt 1,3 m



Ryc. 1.

Położenie drzew próbnych (kropki) w strukturze grubości (słupki) i pierśnicowego pola przekroju (linia)

Allocation of sample trees (dots) in the DBH (bars) and basal area (line) structure

znalazł się w miejscu zaznaczonej pierśnicy. W celu określenia całkowitej nadziemnej miąższości podzielono strzały na sekcje o długości 1 m i w środku każdej zmierzono dwukrotnie grubość w korze (pomiar na krzyż) z dokładnością do 0,1 cm. Następnie strzały pocięto na odcinki o długości 2,0 m, których masę zważono elektroniczną wagą hakową o dokładności odczytu 0,05 kg.

Na podstawie przeprowadzonych pomiarów obliczono miąższość strzał (V_{strz}) wzorem sekcyjnym środkowego przekroju oraz ich całkowitą świeżą masę (M_{strz}), będącą sumą mas poszczególnych fragmentów oraz masy rzazów powstałych podczas przerzynki. Całkowita świeża masa analizowanych pni wyniosła 11 387,6 kg, przyjmując dla poszczególnych jodeł wartości od 138,1 do 1896,7 kg, zaś ich miąższość zmieniała się od 0,1530 do 2,2158 m³ (tab. 1).

Z każdej jodły wycięto trzy regularne wyrzynki (krążki) o grubości 15 cm, położone na $1/6$, $1/2$ i $5/6$ wysokości strzały. Krążki wraz z korą zważono na wadze platformowej o dokładności 0,5 g. W połowie wysokości krążków zmierzono, z dokładnością do 0,1 cm, grubość największą (d_m) i grubość do niej prostopadłą (d_p), zaznaczając kierunki pomiaru na czole krążka. W miejscach wyznaczonych przez kierunki mierzonych grubości zmierzono czterokrotnie wysokość krążka z dokładnością do 0,1 cm. Objętość krążków w korze obliczono według wzoru:

$$v = \pi \cdot d_m \cdot d_p \cdot h_{sr}$$

gdzie:

d_m – maksymalna średnica krążka w korze,

d_p – prostopadła do maksymalnej średnica krążka w korze,

h_{sr} – średnia wysokość krążka obliczona z czterech pomiarów.

Na podstawie wyciętych krążków obliczono dla każdego drzewa gęstość drewna z korą dla dolnej ($\rho_{1/6}$), środkowej ($\rho_{1/2}$) i górnej ($\rho_{5/6}$) części pnia według ogólnego wzoru:

$$\rho = \frac{m}{v}$$

gdzie:

m – świeża masa krążka z korą [kg],

v – objętość krążka w korze w stanie świeżym [m³].

Zależność gęstości drewna od wysokości położenia na strzale zweryfikowano na podstawie liniowego modelu mieszanego o ogólnej postaci [West i in. 2007]:

$$Y = X\beta + Zu + \varepsilon$$

Tabela 1.

Średnia (M), minimum (Min), maksimum (Max), odchylenie standardowe (SD) i współczynnik zmienności (CV [%]) pierśnicy (D [cm]), miąższości pnia (V [m³]) i świeżej masy pnia (śwM [kg]) drzew próbnych
 Mean (M), minimum (Min), maximum (Max), standard deviation (SD) and coefficient of variability (CV [%]) of breast height diameter (D [cm]), stem volume (V [m³]) and fresh stem biomass (śwM [kg]) for sample trees

	M	Min	Max	SD	CV
D	28,3	14,4	42,2	9,5	33,4
V	0,9191	0,1530	2,2158	0,6867	74,7
śwM	799,0	138,1	1896,7	557,5	72,3

gdzie:

- Y – zmienna zależna,
- X – macierz stałych zmiennych wyjaśniających,
- β – wektor współczynników efektów stałych,
- Z – macierz losowych zmiennych wyjaśniających,
- u – wektor współczynników efektów losowych,
- ε – błąd losowy.

W analizach wykorzystano liniowy model mieszany z uwagi na konieczność uwzględnienia korelacji pomiędzy gęstością próbek pobranych z różnych miejsc w obrębie tego samego drzewa. Związek gęstości pnia z wysokością położenia krążka opisano modelem 1, zaś z wysokością położenia krążka i jego grubością – modelem 2:

$$\text{model 1:} \quad \rho_{ij} = \beta_0 + \beta_1 H_{ij} + u_{0j} + \varepsilon_{ij}$$

$$\text{model 2:} \quad \rho_{ij} = \beta_0 + \beta_1 H_{ij} + \beta_2 D_{ij} + u_{0j} + \varepsilon_{ij}$$

gdzie:

- ρ_{ij} – gęstość w i -tym miejscu strzały j -tego drzewa,
- H_{ij} – względna wysokość położenia i -tego miejsca na strzale j -tego drzewa,
- D_{ij} – grubość w korze i -tego miejsca na strzale j -tego drzewa,
- $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ – parametry związane z efektami stałymi,
- u_{0j} – parametr związany z efektem losowym j -tego drzewa,
- ε_{ij} – błąd losowy.

Istotność parametrów efektów stałych zweryfikowano testem Walda, natomiast istotność efektu losowego oceniono przy pomocy skorygowanego kryterium Akaike (AIC_c), porównując jakość dopasowania modelu uwzględniającego efekt losowy i modelu bez jego uwzględnienia [Zuur i in. 2007]. W obu modelach zweryfikowano założenia o rozkładzie efektu losowego i rozkładzie reszt – odpowiednio $u_{0j} \sim N(0, \sigma_u^2)$ oraz $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$.

Ocenę dokładności określania biomasy pni jodeł na podstawie przeliczników wagowo-objętościowych przeprowadzono dla pięciu wariantów:

$$B_1 = \rho_{1/6} \cdot V_{strz}$$

$$B_2 = \rho_{1/2} \cdot V_{strz}$$

$$B_3 = \rho_{5/6} \cdot V_{strz}$$

$$B_4 = \rho_{1/6} \cdot V_d + \rho_{1/2} \cdot V_s + \rho_{5/6} \cdot V_g$$

$$B_5 = \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k \cdot v_k$$

gdzie:

- V_{strz} – miąższość strzały określona sposobem sekcyjnym środkowego przekroju,
 V_d, V_s, V_g – miąższość odpowiednio dolnej, środkowej i górnej części strzały, stanowiącej $1/3$ jej długości, obliczona sposobem sekcyjnym środkowego przekroju,
 v_k – miąższość k -tej metrowej sekcji,
 $\rho_{1/6}, \rho_{1/2}, \rho_{5/6}$ – gęstość określona na podstawie próbki pobranej odpowiednio z wysokości $1/6, 1/2$ i $5/6$ wysokości strzały,
 $\hat{\rho}_k$ – gęstość określona na podstawie modelu 2 dla k -tej metrowej sekcji strzały.

Wielkość błędów absolutnych i procentowych obliczono, porównując biomasę określoną powyższymi sposobami z biomasą rzeczywistą strzały otrzymaną w wyniku bezpośredniego zważenia. W przypadku sposobu B_5 , aby nie oceniać dokładności zastosowanego modelu 2 na danych, które były wykorzystane do jego budowy, błędy oszacowania masy pni określono metodą sprawdzianu krzyżowego (ang. LOOCV – leave-one-out cross-validation) [Hastie i in. 2009].

Dla każdego z analizowanych sposobów określono podstawowe statystyki rozkładu błędów procentowych i zweryfikowano hipotezę zerową zakładającą brak błędu systematycznego ($H_0: \mu=0$ przeciw $H_A: \mu \neq 0$).

Obliczenia i analizy wykonano w środowisku R (www.r-project.org) i pakiecie Statistica PL (StatSoft, Inc.).

Wyniki

Gęstość analizowanych pni wahała się od 856,0 do 902,6 kg/m³. U wszystkich badanych jodeł gęstość była najmniejsza na $1/6$ wysokości strzały (835,6 kg/m³) i zwiększała się wraz ze wzrostem położenia wycinków na strzale, wynosząc średnio 986,8 kg/m³ na $5/6$ ich wysokości (tab. 2). Gęstość najwyższego wyrzynka ($5/6H$) była średnio o 89,1 kg/m³ (7,4%) i o 151,2 kg/m³ (18,1%) wyższa niż dla krążków pobranych odpowiednio z $1/2H$ i $1/6H$. Zmienność gęstości pomiędzy drzewami była nieznacznie niższa (współczynnik zmienności równy 3,3%) niż zmienność tej cechy w obrębie pni (współczynnik zmienności równy 8,4%).

Z analizy modelu 1 wynika, że gęstość drewna z korą jodły zależy zarówno od położenia na strzale, jak i zmienności osobniczej (tab. 3, ryc. 2 i 3). Średni wzrost gęstości pomiędzy podstawą a wierzchołkiem analizowanych pni wynosił 227 kg/m³. Włączenie do modelu czynnika losowego (tab. 3), uwzględniającego autokorelację obserwacji w obrębie pojedynczych drzew, podniosło jakość dopasowania modelu 1 (spadek wartości $AICc$ oraz błędów standardowych estymowanych parametrów), co wskazuje, że rozkład gęstości wzdłuż strzały jest cechą indywidualną poszczególnych drzew – wariancja wynikająca ze zmienności osobniczej (418,1) jest bowiem duża w porównaniu do zmienności niewyjaśnionej przez model 1 (846,8).

Tabela 2.

Średnia (M), minimum (Min), maksimum (Max), odchylenie standardowe (SD) i współczynnik zmienności (CV [%]) gęstości pnia [kg/m³] na względnych wysokościach
 Mean (M), minimum (Min), maximum (Max), standard deviation (SD) and coefficient of variability (CV [%]) of stem density [kg/m³] at relative heights

	M	Min	Max	SD	CV
$1/6H$	835,6	770,2	927,5	43,4	5,2
$1/2H$	897,7	824,5	964,4	35,2	3,9
$5/6H$	986,8	928,5	1025,6	29,3	3,0

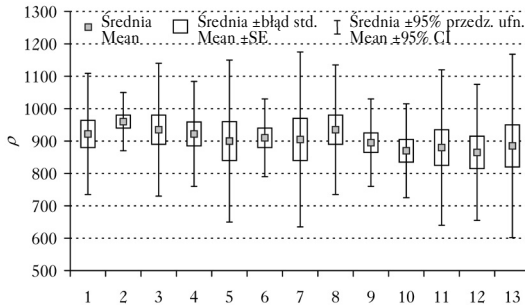
Tabela 3.

Parametry (β_0 , β_1 , β_2) i ich błąd standardowy (se), wariancja niewyjaśniana przez model (σ^2), wariancja związana z czynnikiem losowym poszczególnego drzewa (τ_{00}), współczynnik determinacji (R^2) oraz wartość skorygowanego kryterium informacyjnego Akaike ($AICc$) dla modeli gęstości pnia jako funkcji względnej wysokości na strzale (M1) oraz wysokości i grubości (M2) bez czynnika losowego (FE) i z czynnikiem losowym (RE)

Parameters (β_0 , β_1 , β_2) and their standard error (se), variance not explained by model (σ^2), variance associated with random effect of individual tree (τ_{00}), determination coefficient (R^2), corrected Akaike information criterion ($AICc$) for stem density models as a function of relative height (M1) as well as relative height and diameter (M2) without (FE) or with (RE) random term

	β_0 (se)	β_1 (se)	β_2 (se)	σ^2	τ_{00}	R^2	$AICc$
M1-FE	793,2* (12,24)	227,0* (21,50)	–	–	–	0,751	395,93
M1-RE	793,2* (11,28)	227,0* (17,14)	–	846,8	418,1	0,868	394,58
M2-FE	903,3* (23,93)	134,6* (24,89)	-0,348* (0,069)	–	–	0,853	377,76
M2-RE	903,3* (22,99)	134,6* (23,91)	-0,348* (0,067)	744,7	0,0	0,853	380,40

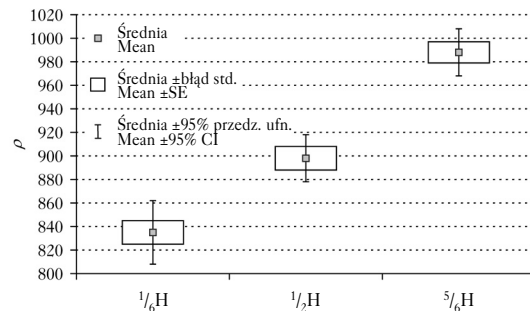
* istotny na poziomie $\alpha=0,05$; significant at $\alpha=0,05$



Ryc. 2.

Gęstość drewna z korą [kg/m^3] analizowanych jodeł (1-13) określona na podstawie pobranych wyrzynków

Stem density [kg/m^3] of analyzed firs (1-13) estimated on the basis of collected cross-sections



Ryc. 3.

Gęstość pnia [kg/m^3] na względnych wysokościach drzewa

Stem density [kg/m^3] at relative height of trees

Uwzględnienie grubości pnia na i -tej wysokości (D_i) jako dodatkowej zmiennej objaśniającej (model 2) podniosło jakość dopasowania modelu (duży spadek wartości $AICc$). Model 2 prognozuje przeciętny wzrost gęstości między podstawą a wierzchołkiem drzew o $134,6 \text{ kg/m}^3$ (tab. 3). Z tabeli 3 wynika także, że wzrost grubości o 1 mm w analizowanym miejscu na strzale powoduje spadek gęstości średnio o $0,348 \text{ kg/m}^3$. Ponadto włączenie do modelu 2 czynnika losowego, uwzględniającego autokorelację w obrębie poszczególnych drzew, nie wpłynęło na poprawę jego dopasowania (wzrost wartości $AICc$).

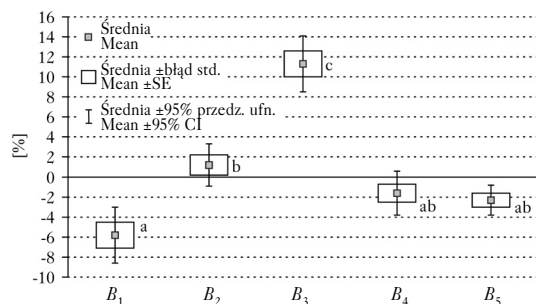
Średni błąd oszacowania masy strzał jodeł przyjmował dla poszczególnych wariantów wartości od $-5,8 \pm 1,3\%$ do $+11,3 \pm 1,3\%$ (tab. 4, ryc. 4). W przypadku pojedynczych drzew obserwowano błędy od $-12,9\%$ (wariant B_1) do $+19,6\%$ (wariant B_3). Spośród testowanych wariantów trzy (B_1 , B_3 , B_5) obarczone były błędem systematycznym, przy czym warianty B_1 i B_5 zaniżały

Tabela 4.

Średnia (M), minimum (Min), maksimum (Max), odchylenie standardowe (SD) i błąd standardowy (SE) błędów procentowych oszacowania masy strzał oraz wyniki testu t, weryfikującego obecność błędów systematycznego

Mean (M), minimum (Min), maximum (Max), standard deviation (SD) and standard error (SE) of relative error of stem mass estimation with results of t-test, verifying the presence of the bias

	M	SD	Min	Max	SE	<i>t</i>	<i>df</i>	<i>p</i>
B ₁	-5,8	4,6	-12,9	4,0	1,3	-4,57	12	0,001
B ₂	1,2	3,7	-3,7	6,7	1,0	1,21	12	0,251
B ₃	11,3	4,6	3,0	19,6	1,3	8,84	12	0,000
B ₄	-1,7	3,5	-6,3	5,8	1,0	-1,72	12	0,110
B ₅	-2,3	2,4	-6,2	2,6	0,7	-3,58	12	0,004



Ryc. 4.

Błąd procentowy [%] określania masy strzał dla testowanych wariantów (B₁-B₅)

Relative error [%] of stem mass estimation for tested variants (B₁-B₅)

Te same litery oznaczają jednorodne grupy wyróżnione testem Scheffego przy $\alpha=0,05$

The same letters indicate homogenous groups distinguished with Scheffe test at $\alpha=0,05$

wyniki oszacowań masy strzał, a B₃ je zawyżał (tab. 4). Przeciętny błąd dla wariantów B₂ i B₄ nie różnił się istotnie od zera. Jego wartość wynosiła odpowiednio +1,2 ± 1,0% i -1,7 ± 1,0%. Istnieje podstawa do wyróżnienia trzech jednorodnych grup wariantów (ryc. 4). Pierwszą stanowiły warianty B₁, B₄ i B₅, drugą B₂, B₄ i B₅, a trzecią wariant B₃. Zmienność błędów oszacowania świeżej masy strzał w oparciu o gęstości określone na podstawie pojedynczych krążków (warianty B₁, B₂ i B₃) była wyraźnie większa w porównaniu ze zmiennością błędów jej oszacowania według wariantów B₄ i B₅.

Dyskusja

Zróżnicowanie gęstości drewna wzdłuż strzał analizowanych jodeł na ogół nie odbiega od opisywanych prawidłowości rozkładu gęstości drewna wewnątrz pni drzew [Wiemann, Williamson 2014; Wassenberg i in. 2015; Longuetaud i in. 2016, 2017]. Uwzględnienie tego zróżnicowania oraz zmienności gęstości drewna pomiędzy drzewami jest niezbędne dla dokładnego określania masy pni na podstawie estymatora ilorazowego, który stosowany jest do konwersji miąższości strzał na świeżą lub suchą ich masę [Valentine i in. 1984; Kleinn, Pelz 1987; Pérez-Cruzado, Rodríguez-Soalleiro 2011]. Analiza gęstości próbek pobranych z poszczególnych jodeł wskazuje, że zmienność tej cechy wzdłuż pni jest większa w porównaniu ze zmiennością między poszczególnymi drzewami. Wpływ zmienności osobniczej można wyeliminować przez standardowe traktowanie drzew jako oddzielnych jednostek losowania. W takim przypadku zasadniczy wpływ na wyniki oszacowania biomasy na podstawie estymatora ilorazowego będzie miała zmienność gęstości drewna wzdłuż pni drzew. Z przeprowadzonych badań wynika, że wpływ tej zmienności jest znaczący. Procentowe błędy określania masy pni analizowanych jodeł wahały się bowiem od - 12,9% do +19,6% i były zbliżone do rezultatów prezentowanych w innych opracowaniach. W doświadczeniu przeprowadzonym na próbie 16 drzew w 20-letnim drzewostanie świerkowym

Kleinn i Pelz [1987] stwierdzili błędy o wartościach z zakresu od $-11,0\%$ do $+7,1\%$. Analizując dokładność szacowania świeżej masy pni 8 dębów, Valentine i in. [1984] otrzymali błędy z przedziału od $\pm 5,6$ do $\pm 14,4\%$, zaś estymacja masy pni morwy białej obarczona była błędem $\pm 12,3\%$ [Peper, McPherson 1998].

Metody estymacji masy pni powinny gwarantować uzyskanie wyników nieobciążonych błędem systematycznym. W literaturze opisywanych jest kilka strategii wyboru miejsca pobrania próbek do oszacowania wielkości przeliczników wagowo-objętościowych. Najczęściej przyjmują one postać losowania stratyfikacyjnego z losowym lub systematycznym wyborem miejsca pobrania próbki [Briggs i in. 1987; Pérez-Cruzado, Rodríguez-Soalleiro 2011]. Preferowane są także losowania z prawdopodobieństwem proporcjonalnym do estymowanej wielkości, np. miąższości pnia [Kleinn, Pelz 1987]. W prezentowanej pracy warianty B_1 , B_2 i B_3 odpowiadają arbitralnemu (nielosowemu) wyborowi próbki, zakładającemu reprezentatywność wybranych miejsc pod względem gęstości pnia. Przeprowadzone testy wykazały, że warianty B_1 i B_3 obarczone są błędem systematycznym, o wielkości odpowiednio $-5,8$ i $+11,3\%$. Lokalizacja próbki w połowie długości strzały (wariant B_2) pozwoliła na estymację masy pni z błędem $+1,2\%$, w przypadku którego nie było podstaw do przyjęcia hipotezy o jego istotności na poziomie $\alpha=0,05$. Wynik ten sugeruje, że miejsce położone w pobliżu połowy długości strzały może być reprezentatywne pod względem gęstości. Zastosowanie modelu 2 do oszacowania gęstości na różnych wysokościach strzał umożliwiło wskazanie przybliżonej wysokości miejsca, w którym gęstość odpowiadała przeciętnej. W przypadku analizowanych jodeł miejsce to położone było na wysokości od $0,22H$ do $0,58H$ ($Q_1=0,37H$ i $Q_3=0,47H$), przeciętnie na $0,42$ wysokości drzewa, a więc nieco wyżej od względnej wysokości podawanej w innych opracowaniach. Hakkila [1979] dla różnych gatunków drzew podawał wartość równą $0,33H$, Wassenberg i in. [2015] przedział od $0,25H$ do $0,33H$, zaś Pérez-Cruzado i Rodríguez-Soalleiro [2011] zakres od $0,22H$ do $0,48H$ dla eukaliptusa. Przedstawione różnice prawdopodobnie wynikają z rodzaju użytego przelicznika wagowo-objętościowego. W niniejszej pracy analizy dotyczyły ilorazu świeżej masy i objętości w stanie świeżym, natomiast cytowane prace odnosiły się do ilorazu suchej masy i objętości w stanie świeżym. Niewątpliwie czynnikiem wpływającym na obserwowane różnice jest rozkład wilgotności wzdłuż strzały.

Metody B_4 i B_5 odpowiadają wariantowi losowania stratyfikacyjnego z systematycznym wyborem miejsc oszacowania gęstości. W przypadku wariantu B_5 stwierdzono występowanie błędu systematycznego wynoszącego $-2,3\%$. Przeciętny błąd dla wariantu B_4 był wprawdzie tylko nieznacznie mniejszy, bo wynosił $-1,7\%$, ale w tym przypadku nie ma podstaw do przyjęcia hipotezy o jego istotności. Zwiększenie liczby próbek i podział pnia na sekcje (warstwy stratyfikacyjne – wariant B_5) nie wpłynęły znacząco na poprawę oszacowań masy pnia. Zarówno bowiem zmienność oszacowanej świeżej masy, jak i średni błąd jej oszacowania nie różniły się w porównaniu z arbitralnym wyborem miejsca oceny gęstości (wariant B_2). Z badań Pérez-Cruzado i Rodríguez-Soalleiro [2011] wynika, że losowanie stratyfikacyjne z systematycznym wyborem miejsc oceny gęstości jest obciążone błędem systematycznym, którego wartość nieznacznie spada wraz ze wzrostem intensywności próby oraz wymiarów drzew. Według autorów w przypadku eukaliptusa błędy mniejsze niż 5% można osiągnąć przy intensywności próby wynoszącej około $0,95$ krążka/m dla drzew o pierśnicy $d_{1,3} < 14$ cm oraz $0,75$ krążka/m dla drzew o pierśnicy $d_{1,3} > 24$ cm. Na obecność błędu systematycznego wskazują także badania Briggs i in. [1987]. Zdaniem autorów przy próbie złożonej z 9 krążków rozmieszczonych losowo jego wielkość może być pomijana. Na obciążenie estymatora ilorazowego w stratyfikacyjnym losowaniu z systematycznym wyborem miejsc pomiaru wskazywano już wcześniej [Valentine i in. 1984].

W wariancie B_5 gęstość obliczono z opracowanego modelu rozkładu tej cechy wzdłuż pni analizowanych jodeł. Według Repoli [2006] wykorzystanie modelu rozkładu gęstości nie wpływa na przeciętną wartość błędu predykcji, jednak redukuje odchylenie standardowe tych błędów. Wyniki opracowania potwierdzają powyższe spostrzeżenie: średni błąd w wariancie B_5 nie różnił się istotnie od wariantów B_2 i B_4 , natomiast zmienność błędów była najmniejsza. Biorąc pod uwagę powyższe obserwacje oraz wyniki innych opracowań [Briggs i in. 1987; Pérez-Cruzado, Rodríguez-Soalleiro 2011], sugerujących konieczność dużej intensywności próbkowania w celu podniesienia dokładności estymacji masy pni, można przypuszczać, że racjonalnym rozwiązaniem jest budowa modelu rozkładu gęstości na podstawie nielicznych, ale optymalnie rozmieszczonych próbek i późniejsze jego wykorzystanie do obliczania całkowitej masy pni.

Wnioski

- ✦ Zmienność gęstości świeżego drewna z korą jest większa w obrębie pnia niż pomiędzy poszczególnymi osobnikami w badanym drzewostanie jodłowym.
- ✦ Średnia gęstość świeżego drewna z korą rośnie wraz z wysokością na strzał, zatem masa strzał jodeł określona na podstawie próbek pobranych z odziomkowych części pnia obciążona jest systematycznym błędem ujemnym, zaś na podstawie próbek z części wierzchołkowych błędem dodatnim.
- ✦ Średni błąd określania świeżej masy strzał jodeł nie różni się istotnie od zera w przypadku wykorzystania przelicznika wagowo-objętościowego ustalonego na podstawie próbki pobranej z połowy wysokości pnia lub obliczonego na podstawie trzech równomiernie rozmieszczonych próbek.
- ✦ Miejsce o przeciętnej gęstości świeżego drewna z korą położone jest na ogół nieco poniżej połowy wysokości strzał analizowanych jodeł. Konieczne są dalsze badania identyfikujące czynniki warunkujące jego położenie, co umożliwiłoby wybór optymalnego miejsca poboru próbki do obliczenia przelicznika wagowo-objętościowego.
- ✦ Wykorzystanie modelu rozkładu gęstości wzdłuż strzał do estymacji świeżej masy pni zmniejsza ryzyko powstania dużych błędów, jednak wymagane są dalsze badania nad opracowaniem optymalnego schematu losowania próbek do jego konstrukcji.

Literatura

- Bartelink H. H. 1996. Allometric relationships on biomass and needle area of Douglas-fir. *Forest Ecology and Management* 86 (1-3): 193-203. DOI: 10.1016/S0378-1127(96)03783-8.
- Briggs R. D., Cunia T., White E. H., Yawney H. W. 1987. Estimating sample tree biomass by subsampling: some empirical results. W: Wharton E. H., Cunia T. [red.], *Estimating Tree Biomass Regressions and Their Error: Proceedings of the Workshop on Tree Biomass Regression Functions and Their Contribution to the Error of Forest Inventory Estimates*. USDA Forest Service: Broomall, PA, U.S. 119-127.
- Cienciala E., Apltauer J., Exnerová Z., Tatarinov F. 2008. Biomass functions applicable to oak trees grown in Central-European forestry. *Journal of Forest Science* 54 (3): 109-120.
- Cutini A., Chianucci F., Manetti M. C. 2013. Allometric relationships for volume and biomass for stone pine (*Pinus pinea* L.) in Italian coastal stands. *iForest – Biogeosciences and Forestry* 6 (5): 331-335. DOI: 10.3832/ifer0941-006.
- Ericsson K., Rosenqvist H., Ganko E., Pisarek M., Nilsson L. 2006. An agro-economic analysis of willow cultivation in Poland. *Biomass and Bioenergy* 30 (1): 16-27.
- Good practice guidance for land use, land-use change and forestry. 2003. IPCC.
- Hakkila P. 1979. Wood density surveys and dry weight tables for pine, spruce and birch stems in Finland. *Communications Instituti Forestalis Fenniae* 96 (3): 59.
- Hastie T., Tibshirani R., Friedman J. 2009. *The elements of statistical learning: Data mining, inference, and prediction*. Springer: New York.
- Ketterings Q. M., Coe R., Noordwijk M. van, Ambagau' Y., Palm C. A., van Noordwijk M. 2001. Reducing uncertainty in the use of allometric biomass equations for predicting above-ground tree biomass in mixed secondary forests. *Forest Ecology and Management* 146 (1-3): 199-209. DOI: 10.1016/S0378-1127(00)00460-6.

- Kleinn C., Pelz D. R. 1987. Subsampling trees for biomass. W: Wharton E. H., Cunia T. [red.]. Estimating Tree Biomass Regressions and their Error: Proceedings of the Workshop on tree Biomass Regression Functions and their Contribution to the Error of Forest Inventory Estimates. USDA Forest Service: Broomall, PA, U.S. 225-227.
- Liepiņš J., Ivanovs J., Lazdiņš A., Jansons J., Liepiņš K. 2017. Mapping of basic density within European aspen stems in Latvia. *Silva Fennica* 51 (5): 1-9.
- Longuetaud F., Mothe F., Fournier M., Dlouha J., Santenoise P., Deleuze C. 2016. Within-stem maps of wood density and water content for characterization of species: a case study on three hardwood and two softwood species. *Annals of Forest Science* 73 (3): 601-614. DOI: 10.1007/s13595-016-0555-4.
- Longuetaud F., Mothe F., Santenoise P., Diop N., Dlouha J., Fournier M., Deleuze C. 2017. Patterns of within-stem variations in wood specific gravity and water content for five temperate tree species. *Annals of Forest Science* 74 (3): 19. DOI: 10.1007/s13595-017-0657-7.
- Ochał W. 2013. Nadziemna biomasa drzew w młodych drzewostanach olszy czarnej (*Alnus glutinosa* (L.) Gaertn.). *Acta Agraria et Silvicultura ser. Sylvestris* 51: 75-89.
- Ochał W., Grabczyński S., Orzeł S., Wertz B., Socha J. 2013. Alokacja nadziemnej biomasy u sosen zajmujących różne pozycje biosocjalne w drzewostanie. *Sylvan* 157 (10): 737-746.
- Orzeł S., Forgiel M., Ochał W., Socha J. 2006a. Nadziemna biomasa i roczna produkcja drzewostanów sosnowych Puszczy Niepołomickiej. *Sylvan* 150 (3): 1-17.
- Orzeł S., Forgiel M., Socha J., Ochał W. 2005a. Biomass and annual production of common alder stands of the Niepołomice Forest. *Electronic Journal of Polish Agricultural Universities* 8 (1).
- Orzeł S., Ochał W., Forgiel M., Socha J. 2006b. Biomasa i roczna produkcja drzewostanów dębowych Puszczy Niepołomickiej. *Sylvan* 150 (5): 30-43.
- Orzeł S., Socha J., Forgiel M., Ochał W. 2005b. Biomasa i roczna produkcja drzewostanów mieszanych Puszczy Niepołomickiej. *Acta Sci. Pol. Silv. Colendar. Rat. Ind. Lignar.* 4 (2): 63-79.
- Pan Y., Birdsey R. A., Fang J., Houghton R., Kauppi P. E., Kurz W. A., Phillips O. L., Shvidenko A., Lewis S. L., Canadell J. G., Ciais P., Jackson R. B., Pacala S. W., McGuire A. D., Piao S., Rautiainen A., Sitch S., Hayes D. 2011. A large and persistent carbon sink in the world's forests. *Science* 333: 988-994.
- Parresol B. R. 1999. Assessing tree and stand biomass: a review with examples and critical comparisons. *Forest Science* 45 (4): 573-593.
- Peper P. J., McPherson E. G. 1998. Comparison of four foliar and woody biomass estimation methods applied to open-grown deciduous trees. *Journal of Arboriculture* 24 (4): 191-200.
- Pérez-Cruzado C., Rodríguez-Soalleiro R. 2011. Improvement in accuracy of aboveground biomass estimation in *Eucalyptus nitens* plantations: Effect of bole sampling intensity and explanatory variables. *Forest Ecology and Management* 261 (11): 2016-2028. DOI: 10.1016/j.foreco.2011.02.028.
- Poudel K. P., Temesgen H. 2016. Methods for estimating aboveground biomass and its components for Douglas-fir and lodgepole pine trees. *Canadian Journal of Forest Research* 46: 77-87. DOI: 10.1139/cjfr-2015-0256.
- Repola J. 2006. Models for Vertical Wood Density of Scots Pine, Norway Spruce and Birch Stems, and Their Application to Determine Average Wood Density. *Silva Fennica* 40 (4): 673-685.
- Repola J. 2008. Biomass Equations for Birch in Finland. *Silva Fennica* 42 (4): 605-624.
- Satoo T., Madgwick H. A. I. 1982. Forest biomass. Martinus Nijhoff/Dr W. Junk Publishers: The Hague.
- Ter-Mikaelian M. T., Korzukhin M. D. 1997. Biomass equations for sixty-five North American tree species. *Forest Ecology and Management* 97 (1): 1-24. DOI: 10.1016/S0378-1127(97)00019-4.
- Valentine H. T., Tritton L. M., Furnival G. M. 1984. Subsampling trees for biomass, volume, or mineral content. *Forest Science* 30 (3): 673-681.
- Wassenberg M., Chiu H. S., Guo W., Spiecker H. 2015. Analysis of wood density profiles of tree stems: incorporating vertical variations to optimize wood sampling strategies for density and biomass estimations. *Trees – Structure and Function* 29 (2): 551-561. DOI: 10.1007/s00468-014-1134-7.
- West B. T., Welch K. B., Galecki A. T. 2007. Linear mixed models. A practical guide using statistical software. *Statistics in Medicine*. DOI: 10.1002/sim.3167.
- Wiemann M. C., Williamson G. B. 2014. Wood specific gravity variation with height and its implications for biomass estimation. Research Paper FPL-RP-677. Madison.
- Zianis D., Muukkonen P., Mäkipää R., Mencuccini M. 2005. Biomass and stem volume equations for tree species in Europe. *Silva Fennica*. The Finnish Society of Forest Science, The Finnish Forest Research Institute Monographs 63.
- Zianis D., Xanthopoulos G., Kalabokidis K., Kazakis G., Ghosn D., Roussou O. 2011. Allometric equations for aboveground biomass estimation by size class for *Pinus brutia* Ten. trees growing in North and South Aegean Islands, Greece. *European Journal of Forest Research* 130 (2): 145-160. DOI: 10.1007/s10342-010-0417-9.
- Zuur A. F., Ieno E. N., Smith G. M. 2007. Analysing ecological data. Springer, New York.