

**MICHAŁ ZASADA, KAROL BRONISZ, SZYMON BIJAK, RAFAŁ WOJTAN,
ROBERT TOMUSIAK, ALBERT DUDEK, KAZIMIERZ MICHALAK,
LECH WRÓBLEWSKI**

Wzory empiryczne do określania suchej biomasy nadziemnej części drzew i ich komponentów*

Empirical formulae for determination of the dry biomass of aboveground parts of the tree

ABSTRACT

Zasada M., Bronisz K., Bijak Sz., Wojtan R., Tomusiak R., Dudek A., Michalak K., Wróblewski L. 2008. Wzory empiryczne do określania suchej biomasy nadziemnej części drzew i ich komponentów. Sylwan 3: 27-39.

The paper presents empirical equations elaborated to determine dry biomass of Scots pine trees and their parts. Basing on the relationships between dry biomass of different tree parts and tree characteristics, various forms of commonly used non-linear biomass equations were examined. To assure additive character of biomass equations, seemingly unrelated regression was used for the final model fitting.

KEY WORDS

dry biomass, allometric equations, Scots pine, carbon sequestration

ADDRESSES

Michał Zasada – Samodzielny Zakład Dendrometrii i Nauki o Produkcyjności Lasu; Wydział Leśny SGGW; ul. Nowoursynowska 159; 02-776 Warszawa; e-mail: Michal.Zasada@wl.sggw.pl

Karol Bronisz – e-mail: Karol.Bronisz@wl.sggw.pl

Szymon Bijak – e-mail: Szymon.Bijak@wl.sggw.pl

Rafał Wojtan – e-mail: Rafal.Wojtan@wl.sggw.pl

Robert Tomusiak – e-mail: Robert.Tomusiak@wl.sggw.pl

Albert Dudek – e-mail: Albert.Dudek@wl.sggw.pl

Kazimierz Michalak – e-mail: Kazimierz.Michalak@wl.sggw.pl

Lech Wróblewski – e-mail: Lech.Wroblewski@wl.sggw.pl

Wstęp

Wzrastająca zawartość dwutlenku węgla w atmosferze Ziemi i przewidywane zmiany klimatu wynikające ze wzrostu zawartości tego gazu wywołały zainteresowanie badaniami zmierzającymi do sterowania ilością węgla magazynowanego w ekosystemach lądowych i wodnych. Podpisany przez przeszło 150 krajów w 1997 r. „Protokół Kyoto” wśród działań zmierzających do kontrolowania emisji gazów szklarniowych wymienia także gospodarkę leśną. Uważa się, że zwiększanie lesistości oraz podwyższanie intensywności gospodarki leśnej jest jednym z najbardziej efektywnych sposobów kompensowania wzrostu emisji CO₂ powodowanego rozwojem gospodarczym.

* Prezentowane w niniejszej pracy wyniki są częścią tematu badawczego „Oszacowanie akumulacji węgla przez sosnowe kompleksy leśne w zachodniej Polsce i określenie wpływu różnych alternatyw gospodarowania na dynamikę wiązania węgla” finansowanego przez Ministerstwo Szkolnictwa Wyższego i Nauki (grant nr P06L 011 29).

Monitorowanie węgla związanego lub uwalnianego w rezultacie gospodarowania ekosystemami leśnymi oraz prognozowanie jego zmian w zależności od różnych scenariuszy postępowania staje się w związku z tym bardzo ważne.

Od szeregu lat zagadnieniu temu poświęca się wiele uwagi. Największa ilość prac naukowych dotyczących akumulacji węgla oraz wpływu różnych scenariuszy gospodarowania na dynamikę wiązania węgla przez ekosystemy leśne pochodzi ze Stanów Zjednoczonych. Opracowania te dotyczą głównie lasów Ameryki Północnej [Birdsey 1992; Brown i in. 1999] i lasów tropikalnych [Cost i in. 1990; Detwiler, Hall 1988]. Dostępne są również prace europejskie z tego zakresu [np. Alexeyev, Birdsey 1998]. Punktem wyjściowym do określania ilości akumulowanego węgla jest określenie suchej biomasy, której 45-50% stanowi węgiel [Birdsey 1992, Alexeyev, Birdsey 1998]. W Polsce do dnia dzisiejszego zagadnienie to nie było praktycznie poruszane. Wyjątkiem są tutaj prace Lemke [1973, 1975a, 1975b, 1978, 1983] oraz Lemke i Woźniaka [1992]. Badania biomasy nadziemnych części i korzeni sosen opublikowali także Oleksyn i in. [1999]. Prace mające na celu określenie biomasy drzewostanów sosnowych Puszczy Niepołomickiej prowadzili też Socha i Wężyk [2004, 2007] oraz Orzeł i in. [2005].

Przy określaniu wiązania dwutlenku węgla przez drzewny komponent ekosystemu leśnego stosuje się dwie podstawowe metody. Jedną z nich posługuje się niewielką próbą, na podstawie której bardzo dokładnie określa się zawartość poszczególnych elementów drzew (drewna, kory, gałęzi, korzeni, liści, itp.), a następnie mierzy się ich właściwości fizyczne (wilgotność, ciężar właściwy). Uzyskane wyniki służą do określenia masy poszczególnych elementów składowych drzewa i w efekcie – do określenia w badanym obiekcie biomasy i ilości zakumulowanego węgla. Zaletą tego sposobu jest duża dokładność na poziomie pojedynczego obiektu (drzewostanu), zaś wadą – ograniczona możliwość bezpośredniego zastosowania wyników dla większych obiektów. Daje ona jednak podstawy do opracowania wzorów empirycznych i metod stosowanych dla większych obiektów [Parresol 1999]. W metodzie tej nadziemna biomasa drzew określana jest jako funkcja różnych cech drzewa (najczęściej pierśnicy i wysokości lub samej pierśnicy, a zatem w podobny sposób, jak określa się miąższość drzew). Przykładami zastosowania tej metody są m.in. prace Baldwina i Sauciera [1983], Clarka i in. [1985, 1986], Clarka i Tarasa [1976], Tarasa i Clarka [1975], Tarasa i Phillipsa [1978], Hahna [1984] czy Ter-Mikaeliana i Korzukhina [1997]. Istnieją również opracowania pozwalające na określenie biomasy na podstawie pomiarów wysokości drzew w młodych drzewostanach [Adegbidi i in. 2002].

Drugą metodą – powszechnie stosowaną w praktyce – zakłada zastosowanie wyników tradycyjnej inwentaryzacji lasu (urzędniowej lub wielkoobszarowej) do szacowania biomasy i akumulacji węgla. Uzyskana w czasie pomiarów miąższość obiektu leśnego przeliczana jest na biomasę i węgiel przy pomocy odpowiednich współczynników przeliczeniowych biomasy („biomass expansion factor”). Współczynnik przeliczeniowy biomasy jest zwykle definiowany jako stosunek biomasy nadziemnej części żywych drzew na jednostce powierzchni do ich miąższości, najczęściej miąższości grubizny. Metoda ta znalazła zastosowanie m.in. przy szacowaniu biomasy i akumulacji dwutlenku węgla w lasach USA, Kanady, Rosji i lasów w krajach tropikalnych [Cost i in. 1990; Kurz i in. 1992; Brown 1997; Schroeder i in. 1997; Alexeyev, Birdsey 1998; Brown i in. 1999]. Wadą tego sposobu jest to, że w inwentaryzacji miąższości z reguły świadomie pomija się pewne elementy (np. drzewa martwe, drzewa poniżej granicznej pierśnicy, drobne gałęzie), stąd prowadzi ona może do znacznych błędów określania biomasy, a co za tym idzie również ilości akumulowanego węgla. Z drugiej jednak strony jest to metoda polecana do stosowania w dużych obiektach, przy strategicznych analizach prowadzonych na dużą skalę.

Prezentowane w niniejszej pracy wyniki są częścią tematu badawczego, którego celem jest opracowanie oraz weryfikacja wzorów empirycznych i współczynników przeliczeniowych do określania ilości biomasy w drzewostanach sosnowych, metody określania ilości magazynowanego węgla w drzewostanach i kompleksach leśnych, a także określania zmian w akumulacji węgla i jej dynamiki wynikających z realizacji określonego sposobu gospodarowania. Celem pierwszego etapu projektu było poznanie zależności między suchą biomasa drzew i ich komponentów a różnymi cechami drzew oraz opracowanie wzorów empirycznych służące do określania biomasy drzewnej i związanego węgla w drzewostanach sosnowych na podstawie rutynowych pomiarów przeprowadzonych podczas inwentaryzacji lasu.

Materiał badawczy

Materiał badawczy niniejszej pracy stanowią dane pomiarowe i opisowe zebrane w 18 drzewostanach sosnowych położonych na terenie nadleśnictw Lubsko i Gubin (Regionalna Dyrekcja Lasów Państwowych Zielona Góra). Badaniami objęto sosnę rosnącą na typowych dla niej siedliskach, tzn. Bs, Bśw i BMśw. Wyróżniono grupę drzewostanów młodych (do 40 lat), średniowiekowych (41-80 lat) i starszych (powyżej 81 lat). Każdej z dziewięciu możliwych kombinacji wieku i siedliska przydzielono po dwa drzewostany. Wybrane powierzchnie zostały trwale oznaczone w terenie. Obszar każdej z 18 powierzchni próbnych został określony w ten sposób, by na każdej z nich znalazło się co najmniej 200 drzew. Na powierzchniach próbnych pomierzono pierśnicę wszystkich drzew żywych z zaokrągleniem do 1 mm oraz, do sporządzenia krzywej wysokości, wysokości 25 drzew z zaokrągleniem do 0,1 m.

Na każdej z powierzchni wybrano i ścięto po 5 drzew próbnych. Przydział drzew do stopni pierśnic był proporcjonalny do liczebności drzew w stopniach. Łącznie wyznaczono i ścięto 90 drzew. Po ścięciu przeprowadzono sekcyjny pomiar miąższości każdego z drzew w korze i bez kory stosując wzór środkowego przekroju przy sekcjach o długości 1 metra. Na powierzchniach za pomocą dynamometrów określono masę każdego drzewa z uwzględnieniem masy całej strzały w korze oraz masy korony z podziałem na masę uigłonych gałązek, masę tej części gałęzi żywych, które nie są pokryte igłami, oraz masę gałęzi suchych.

Z każdego drzewa próbnego pobrano okorowane wyrzynki. Jeśli średnia wysokość drzewostanu, z którego pobierano drzewa, była większa od 12 metrów - wyrzynki pobierano z wysokości: 0,0 m, 1,5 m, 4,5 m, 7,5 m, 10,5 m, 13,5 m, 16,5 m itd. W drzewostanach o średniej wysokości poniżej 12 metrów stosowany był następujący schemat: 0,0 m, 1,5 m, 3,5 m, 5,5 m, 7,5 m, 9,5 m itd. Wyrzynki z każdego drzewa były szczelnie pakowane w plastikowe worki. Łącznie pobrano 566 wyrzynków (od 5 do 8 z jednego drzewa). Korę z drzew próbnych dzielono na dwa rodzaje: grubą korowinę z niższych oraz korę cienką z wyższych partii strzał. Próbki kory pobierano łącznie z całej powierzchni, tak by świeża masa kory z jednej powierzchni wynosiła około 2 kg. Łącznie przygotowano 36 próbek. Gałęzie drzew próbnych, ważone bezpośrednio po okrzesaeniu, zostały później wykorzystane dla pobrania trzech reprezentatywnych próbek dla powierzchni próbnej. Próbki te (łącznie 54) opisano i zapakowano w szczelne worki. Cały materiał dostarczono do laboratorium Instytutu Technologii Drewna w Poznaniu. Wyniki prowadzonych tam prac pozwoliły na ustalenie gęstości oraz świeżej i suchej masy strzał w korze i bez kory oraz na ustalenie suchej masy koron drzew z wyróżnieniem części składowych.

Metodyka

Pierwszym etapem badań było poznanie zależności między biomasa poszczególnych części drzew a różnymi zmiennymi niezależnymi. W tym celu dla poszczególnych komponentów drzewa okre-

ślono równanie, które najlepiej opisuje zależność biomasy od zmiennych niezależnych. Testowi podlegały następujące funkcje:

$$W = b_0 + b_1 \cdot d \quad [1]$$

$$W = b_0 + b_1 \cdot d^2 \quad [2]$$

$$W = b_0 + b_1 \cdot d^2 + b_2 \cdot h \quad [3]$$

$$W = b_0 + b_1 \cdot d^2 + b_2 \cdot h^2 \quad [4]$$

$$W = b_0 + b_1 \cdot d^2 \cdot h \quad [5]$$

$$W = b_0 + b_1 \cdot d^2 + b_2 \cdot h + b_3 \cdot d^2 \cdot h \quad [6]$$

$$W = b_0 \cdot d^{b_1} \quad [7]$$

$$W = b_0 \cdot d^{b_1} \cdot h^{b_2} \quad [8]$$

$$W = b_0 \cdot (d^2 \cdot h)^{b_1} \quad [9]$$

gdzie:

W – oznacza suchą masę różnych komponentów drzewa (strzały bez kory, kory, gałęzi i ulistnionych gałązek),

d – pierśnicę drzewa,

h – wysokość drzewa,

b_i – parametry poszczególnych równań.

Powyższe funkcje były wielokrotnie wykorzystywane w badaniach biomasy drzew i ich komponentów [Parresol 2001; Balboa-Murias i in. 2006]. Z analizy wyłączono wzory wykorzystujące logarytmiczną transformację zmiennych, która co prawda stabilizuje wariancję odchyień resztowych, ale powoduje, że przekształcenie dopasowanego równania do postaci nielogarytmowanej (w celu określenia wartości cechy Y , a nie jej logarytmu) prowadzi do uzyskania obciążonego estymatora zmiennej zależnej [Meyer 1944]. Jedyną formą ewentualnej transformacji zmiennych było użycie jako zmiennej niezależnej kwadratu pierśnicy (d^2) jako ekwiwalentu pierśnicowego pola przekroju drzewa oraz iloczynu kwadratu pierśnicy i wysokości ($d^2 \cdot h$) jako równoważnika miąższości drzewa. Ponieważ w przypadku każdego modelu odchylenia resztowe charakteryzowały się heteroskedastycznością wariancji, do szacowania parametrów równań zastosowano ważoną nieliniową metodę najmniejszych kwadratów. W efekcie uzyskiwano wyrównanie przebiegu wariancji w funkcji zmiennej niezależnej.

Wybór najlepszych równań do określania suchej masy poszczególnych komponentów drzew oparty został na następujących kryteriach:

- ocenie dopasowania modelu wyrażonego za pomocą średniego błędu kwadratowego (residual mean square error – RMSE), średniego błędu prognozy (mean error – ME), który jest charakterystyką błędu systematycznego, współczynnika determinacji R^2 oraz statystyki AIC (Akaike's Information Criterion),
- analizie odchyień resztowych (rozkład normalny, brak trendu, homoskedastyczność wariancji),

- wykorzystanie zmiennych niezależnych najczęściej pozyskiwanych podczas pomiaru lasu oraz stosowanych przez modele wzrostu (pierśnica i wysokość drzewa),
- parsymonii modelu (minimalnej liczby parametrów niezbędnych do uzyskania zadowalającego wyniku),
- braku wielowspółliniowości zmiennych niezależnych.

Średni błąd kwadratowy (RMSE) to podstawowa miara dopasowania modelu, którą określa się za pomocą wzoru:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - p}}$$

gdzie:

- y_i – wartość obserwowana zmiennej zależnej,
- \hat{y}_i – wartość obliczona,
- n – liczba spostrzeżeń,
- p – liczba parametrów modelu.

Im mniejsza wartość błędu, tym lepsze dopasowanie modelu. Średni błąd prognozy (ME) charakteryzuje ewentualny błąd systematyczny modelu. Określa się go wzorem:

$$ME = \frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)}{n}$$

gdzie wszystkie symbole zostały uprzednio zdefiniowane. Wartość ME nieistotnie różna od zera oznacza brak błędu systematycznego.

Współczynnik determinacji R^2 jest najczęściej stosowaną miarą siły związku między cechami, a jednocześnie miarą dopasowania modelu. Określa się go za pomocą wzoru:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2}$$

Do wyboru najlepszego modelu może również służyć współczynnik AIC (Akaike's Information Criterion). Współczynnik ten stosuje się zwłaszcza przy analizie modeli nieliniowych. Określa się go na podstawie analizy sumy kwadratów reszt — im wartość mniejsza, tym lepsze dopasowanie, a zatem i lepszy model. Dodatkowo wartość współczynnika AIC uwzględnia ilość zmiennych równania modelu. Wartość AIC określa się dla modeli, dla których możliwe jest określenie wartości funkcji wiarygodności:

$$AIC = -\frac{2l(\hat{\Theta})}{n} + \frac{2k}{n}$$

gdzie:

- $l(\hat{\Theta})$ – logarytm funkcji wiarygodności dla oszacowanego wektora parametrów,
- k – liczba parametrów modelu,
- n – liczba obserwacji.

Przy budowie równań służących do określania biomasy drzew i ich części ważne jest zapewnienie spełnienia logicznego założenia, że suma oszacowanych przy pomocy równań wielkości biomasy części drzewa powinna być równa oszacowanej biomasy całego drzewa, czyli zapewnienie addytywności równań do określania biomasy. Problem ten został podniesiony przez Kozaka

[1970], a następnie dyskutowany przez Chiyendę i Kozaka [1984] oraz Cunię i Briggsa [1984]. Parresol [1999, 2001] przedstawił szczegółowo zagadnienie addytywności liniowych i nieliniowych równań biomasy i zaproponował najodpowiedniejsze metody estymacji parametrów równań, tj. takie, które dostarczają nieobciążonych i efektywnych estymatorów biomasy drzew i ich części.

Po wyborze równań cząstkowych do określenia ostatecznej wartości parametrów wzorów dla poszczególnych komponentów oraz suchej masy całego drzewa zbudowano model o równaniach pozornie niezależnych (seemingly unrelated regression, SUR). Metoda ta polega na wykorzystaniu modelu wielorównaniowego, w którym zakłada się, że składniki losowe poszczególnych równań układu są między sobą skorelowane, a parametry poszczególnych równań są estymowane łącznie przy pomocy metody najmniejszych kwadratów [Zellner 1962]. Założenie o skorelowaniu składników losowych poszczególnych równań w przypadku modelu biomasy drzew i ich części jest oczywiste, gdyż kolejne równania modelu wykorzystują te same zmienne niezależne, które wpływają na wszystkie elementy tworzonego modelu. Model ten opiera się na następujących założeniach:

- każdy analizowany w regresji element jest oddzielną zmienną niezależną i regresja całego drzewa jest funkcją wszystkich zmiennych niezależnych,
- w każdej regresji można zastosować oddzielną wagę,
- zapewniona jest addytywność funkcji,
- wartość oczekiwana błędów jest równa zero,
- wariancja reszt jest stała w funkcji zmiennej zależnej,
- błędy różnych równań są ze sobą skorelowane (tzw. contemporaneous correlation).

Spełniający powyższe założenia model do określania biomasy drzew i ich komponentów można przedstawić w następującej postaci:

$$\begin{aligned} y_1 &= f_1(X_1) + \varepsilon_1 \\ y_2 &= f_2(X_2) + \varepsilon_2 \\ &\dots \\ y_k &= f_k(X_k) + \varepsilon_k \\ y_{\text{total}} &= f_{\text{total}}(X_1, X_2, \dots, X_k) + \varepsilon_{\text{total}} \end{aligned}$$

gdzie:

- y_1, \dots, y_k – masa poszczególnych komponentów drzewa,
- y_{total} – masa całego drzewa,
- $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_k, \varepsilon_{\text{total}}$ – błędy poszczególnych równań.

Obliczenia i analizy wykonano wykorzystując moduł „systemfit” [Henningssen i Hamman 2006] pakietu R [Ihaka i Gentleman 1996] oraz PROC MODEL pakietu SAS [2002].

Wyniki

ESTYMACJA PARAMETRÓW RÓWNAŃ INDYWIDUALNYCH. Wartości miar oceniających jakość dopasowanie poszczególnych modeli biomasy strzały i jej komponentów zestawiono w tabelach 1-5. Na ich podstawie wybrano równania, które w najlepszy sposób opisują daną cechę.

Najlepszym modelem opisującym suchą masę drewna jest wzór [8] (tab. 1). Charakteryzuje się on brakiem obciążenia (ME=0), najmniejszym średnim błędem kwadratowym (RMSE=12,38) i najlepszymi wskaźnikami dopasowania ($R^2=0,98$, AIC=712,10). Wszystkie parametry modelu są

Tabela 1.

Kryteria dopasowania modelu na suchą masę drewna strzały
Criteria of goodness-of-fit for stem wood dry biomass equations

Wzór	RMSE	ME	R ²	AIC
[1]	38,17	6,68	0,88	871,29
[2]	21,13	1,76	0,95	791,13
[3]	21,43	1,71	0,96	787,05
[4]	20,51	1,50	0,96	772,13
[5]	13,02	0,00	0,98	724,72
[6]	12,87	0,00	0,98	718,29
[7]	17,30	0,91	0,96	772,05
[8]*	12,38	0,00	0,98	712,10
[9]	12,68	0,00	0,98	716,40

RMSE – średni błąd kwadratowy; ME – błąd średni; R² – współczynnik determinacji; AIC – kryterium informacyjne Akaike'go;
* równanie o najlepszym dopasowaniu

RMSE – residual mean square error; ME – mean error; R² – coefficient of determination; AIC – Akaike's Information Criterion;
* equation of the best fit

Tabela 2.

Kryteria dopasowania modelu na suchą masę kory strzały
Criteria of goodness-of-fit for stem bark dry biomass equations

Wzór	RMSE	ME	R ²	AIC
[1]	4,54	0,47	0,78	518,14
[2]	3,87	0,05	0,81	502,65
[3]	3,89	0,04	0,81	504,42
[4]	3,89	0,04	0,82	504,20
[5]	4,04	0,00	0,81	506,67
[6]	3,89	0,00	0,82	505,60
[7]*	3,86	0,03	0,81	502,43
[8]	3,86	0,00	0,82	503,52
[9]	3,87	0,00	0,81	502,73

Oznaczenia jak w Tabeli 1.

Description – see Table 1.

Tabela 3.

Kryteria dopasowania modelu na suchą masę ulistnionych gałązek
Criteria of goodness-of-fit for dry biomass of branches with needles equations

Wzór	RMSE	ME	R ²	AIC
[1]	2,50	0,09	0,74	418,91
[2]	2,26	-0,07	0,78	406,20
[3]	2,26	-0,06	0,79	405,11
[4]*	2,24	-0,05	0,79	403,86
[5]	2,52	0,00	0,74	420,08
[6]	2,27	0,00	0,79	406,08
[7]	2,27	-0,04	0,78	406,45
[8]*	2,23	0,01	0,79	403,99
[9]	2,39	0,00	0,75	416,46

Oznaczenia jak w Tabeli 1.

Description – see Table 1.

Tabela 4.

Kryteria dopasowania modelu na suchą masę żywych gałęzi
Criteria of goodness-of-fit for alive branches dry biomass equations

Wzór	RMSE	ME	R ²	AIC
[1]	5,15	0,33	0,63	543,30
[2]	4,51	-0,05	0,69	528,47
[3]	4,32	-0,03	0,72	520,48
[4]	4,27	0,01	0,73	519,07
[5]	4,67	0,00	0,66	536,78
[6]	4,35	0,00	0,72	522,31
[7]	4,40	-0,12	0,70	525,67
[8]*	4,19	0,00	0,73	517,36
[9]	4,67	0,00	0,66	536,65

Oznaczenia jak w Tabeli 1.
Description – see Table 1.

Tabela 5.

Kryteria dopasowania modelu na suchą masę suchych gałęzi
Criteria of goodness-of-fit for dead branches dry biomass equations

Wzór	RMSE	ME	R ²	AIC
[1]	1,28	0,12	0,69	284,74
[2]	1,05	0,01	0,76	260,92
[3]	1,00	0,01	0,78	255,99
[4]	1,01	0,02	0,77	258,95
[5]	1,01	0,00	0,76	259,89
[6]*	0,98	0,00	0,79	253,88
[7]	1,02	-0,01	0,77	255,82
[8]	1,04	0,01	0,78	257,43
[9]	1,05	0,01	0,76	261,45

Oznaczenia jak w Tabeli 1.
Description – see Table 1.

istotnie różne od zera przy poziomie istotności $\alpha=0,01$. Zatem, wzór opisujący suchą masę drewna strzały ma na tym etapie analizy następującą postać:

$$M_d = 0,000329 \cdot d^{1,768} \cdot h^{1,209}$$

gdzie:

- M_d – sucha masa drewna strzały [kg],
- d – pierśnica drzewa [mm],
- h – wysokość drzewa [m].

Analiza miar dopasowania wykazała, że wzór [7] jest najlepszy do opisu zależności między suchą masą kory a cechami drzewa (tab. 2). Cechuje się on najniższą wartością błędów RMSE i najmniejszym współczynnikiem AIC.

gdzie:

$$M_k = 0,000129 \cdot d^{2,117}$$

- M_k – sucha masa kory strzały [kg],
- d – pierśnica drzewa [mm].

Przy opisie suchej masy ugiętych gałązek najlepszym dopasowaniem charakteryzują się wzory [4] i [8] (tab. 3). Ze względu na mniejsze obciążenie i błąd do dalszych analiz wybrano wzór [8]:

$$M_u = 0,0002916 \cdot d^{2,382} \cdot h^{-0,822}$$

gdzie:

- M_u – sucha masa ulistnionych gałązek [kg],
- d – pierśnica drzewa [mm],
- h – wysokość drzewa [m].

Najlepszym modelem opisującym suchą masę gałązek żywych jest wzór [8] (tab. 4). Charakteryzuje się on brakiem obciążenia (ME=0), najmniejszym błędem (RMSE=4,19), a także najlepszymi wskaźnikami dopasowania ($R^2=0,73$, AIC=517,36).

$$M_z = 0,000007 \cdot d^{3,691} \cdot h^{-1,87}$$

gdzie:

- M_z – sucha masa żywych gałęzi [kg],
- d – pierśnica drzewa [mm],
- h – jego wysokość [m].

Najlepszymi charakterystykami dopasowania i brakiem obciążenia wśród modeli opisujących biomasa suchych gałęzi charakteryzuje się wzór [6] (tab. 5). Jednak jego parametry nie są istotnie różne od zera przy poziomie istotności 0,05. W związku z tym, do dalszych analiz, pomimo nieco słabszego dopasowania, wybrano wzór [7]:

$$M_s = 0,00002203 \cdot d^{2,226}$$

gdzie:

- M_s – sucha masa suchych gałęzi [kg],
- d – pierśnica drzewa [mm].

ESTYMACJA PARAMETRÓW RÓWNIANIA CAŁOŚCIOWEGO. Ostatecznego oszacowania parametrów dokonano metodą równań pozornie niezależnych (SUR). Do danych dopasowano następujący model całościowy:

$$M_d = b_1 \cdot d^{b_2} \cdot h^{b_3}$$

$$M_k = b_4 \cdot d^{b_5}$$

$$M_u = b_6 \cdot d^{b_7} \cdot h^{b_8}$$

$$M_z = b_9 \cdot d^{b_{10}} \cdot h^{b_{11}}$$

$$M_s = b_{12} \cdot d^{b_{13}}$$

$$M_{drzewa} = b_1 \cdot d^{b_2} \cdot h^{b_3} + b_4 \cdot d^{b_5} + b_6 \cdot d^{b_7} \cdot h^{b_8} + b_9 \cdot d^{b_{10}} \cdot h^{b_{11}} + b_{12} \cdot d^{b_{13}}$$

Wartości błędu RMSE dla poszczególnych równań składowych oraz wzoru końcowego prezentuje tabela 6. Uzyskane wartości parametrów wzoru na suchą biomasa sosny wyznaczoną na podstawie pierśnicy i wysokości drzewa zestawiono w tabeli 7.

Dyskusja

Budowa równań służących do szacowania biomasy drzew i ich części nie jest zadaniem prostym. Związane jest to przede wszystkim z dużą zmiennością analizowanych parametrów. Współczyn-

Tabela 6.

Średni błąd kwadratowy dopasowania modelu na suchą biomasa drzew i ich części
Residual mean square error of goodness-of-fit for dry biomass of trees and their parts models

Komponent	RMSE
M_d	12,38
M_k	3,86
M_u	2,23
M_z	4,19
M_s	0,98
M_{drzewa}	18,09

M_d – sucha masa drewna strzały; M_k – sucha masa kory strzały; M_u – sucha masa ulistnionych gałązek; M_z – sucha masa żywych gałęzi; M_s – sucha masa suchych gałęzi; M_{drzewa} – sucha masa drzewa
 M_d – stem wood dry biomass; M_k – stem bark dry biomass; M_u – dry biomass of branches with needles; M_z – alive branches dry biomass; M_s – dead branches dry biomass; M_{drzewa} – tree dry biomass

Tabela 7.

Wartości parametrów wzoru na suchą biomasa sosny wyznaczaną na podstawie pierśnicy i wysokości drzewa
Values of parameters in equation for Scots pine dry biomass determined basing on tree's dbh and height

Wartości parametrów		
$b_1=0,0004100$	$b_2=1,627725$	$b_3=1,390374$
$b_4=0,0001920$	$b_5=2,117192$	
$b_6=0,0002120$	$b_7=2,309780$	$b_8=-0,58099$
$b_9=0,0000038$	$b_{10}=3,653659$	$b_{11}=-1,60080$
$b_{12}=0,0000072$	$b_{13}=2,433082$	

nik zmienności suchej masy drzew w badanych drzewostanach wyniósł 97,2%, zaś jego wartości dla poszczególnych części drzewa wahały się od prawie 82 do ponad 115%. Drugim powodem trudności w osiągnięciu satysfakcjonującego wyniku jest duża pracochłonność pomiarów terenowych i laboratoryjnych, a co za tym idzie – niewielkie liczebności możliwych do pobrania prób.

W wielu publikacjach dotyczących określania biomasy drzew stosuje się jedynie pierśnicę lub kwadrat pierśnicy jako zmienną niezależną [np. Muukkonen 2007]. Wyniki innych badań wskazują, że w większości przypadków znacznie lepsze rezultaty (mniejszy błąd i wartość statystyki AIC oraz większa wartość współczynnika determinacji) uzyskuje się przy uwzględnieniu wysokości (a często i innych cech) jako dodatkowych predyktorów [Socha, Wężyk 2004, 2007]. W przypadku suchej masy drewna strzały wzory oparte tylko na pierśnicy dają najgorsze wyniki dopasowania. Uwzględnienie wysokości powoduje spadek wielkości średniego błędu kwadratowego (RMSE) o co najmniej 1/3 z ponad 21 do kilkunastu kg. Jednakże również wzory wykorzystujące wyłącznie pierśnicę jako zmienną niezależną znajdują zastosowanie. W prezentowanych badaniach – podobnie, jak w wielu przypadkach opisywanych w literaturze – najlepsze dopasowanie suchej masy kory i suchych gałęzi uzyskano za pomocą wzoru opartego tylko o pierśnicę (równanie [7]). Na uwagę zasługuje również fakt, że w żadnym z analizowanych przypadków wzory w postaci liniowej nie zostały wybrane jako najlepsze do określania suchej masy komponentów drzew. Wiąże się to nie tylko ze zbyt małą ich elastycznością, ale również z nielogiczną interpretacją postaci wzoru (wyrazu wolnego) oraz systematycznym błędem dodatnim określania suchej masy dla drzew o niewielkich wymiarach. Równania [1]-[6] mogą zatem znaleźć zastosowanie jedynie w przypadku korzystania z logarytmicznej transformacji zależności suchej masy od cech drzewa.

Spośród opracowanych modeli suchej masy poszczególnych komponentów nadziemnej części drzewa, najlepszym dopasowaniem cechuje się masa drewna strzały. Współczynnik determinacji dla wybranego równania wyniósł 98%. Oznacza to, że możliwe jest określenie masy tej części drzewa ze stosunkowo dużą dokładnością, co ma szczególne znaczenie dla precyzji szacowania biomasy całego drzewa. Związane jest to z tym, że udział drewna w suchej masie całego drzewa wynosi średnio 84,6%. Mniejszy udział pozostałych komponentów w całkowitej masie powoduje, że ich gorsze dopasowanie (R^2 od 73 do 81%) nie powinno wpłynąć istotnie na zwiększenie błędu szacowania całkowitej masy drzewa.

Podsumowanie i wnioski

W pracy przedstawiono wyniki badań mających na celu wstępne oszacowanie suchej biomasy drzew i ich części. Wykorzystując wyniki pomiarów z 18 powierzchni próbnych przeanalizowano 9 różnych wzorów opisywanych w literaturze jako odpowiednich do określania masy drzew na podstawie pierśnicy lub pierśnicy i wysokości. Dla każdego z komponentów drzewa określono odpowiedni model, a następnie, wykorzystując metodę równań pozornie niezależnych, zaproponowano wzór pozwalający na oszacowanie suchej masy całości nadziemnej części drzewa oraz jego części z zachowaniem zasady addytywności modelu. Zbudowany model wymaga weryfikacji na szerszym materiale empirycznym oraz porównania z istniejącymi w literaturze wzorami allometrycznymi.

Literatura

- Adegbi, H. G., Jokela E. J., Comerford N. B., Barros N. F. 2002. Biomass development for intensively managed loblolly pine plantations growing on Spodosols in the southeastern USA. *For. Ecol. And Management* 167: 91-102.
- Alexeyev V. A., Birdsey R. A. 1998. Carbon storage in forests and peatlands of Russia. Gen. Tech. Rep. NE-244. Radnor, PA: U.S. Department of Agriculture, Forest Service, Northeastern Forest Experiment Station. 137 p.
- Balboa-Murias M. A., Rodriguez-Soalleiro R., Merino A., Alvarez-Gonzalez J. G. 2006. Temporal variations and distribution of carbon stocks in aboveground biomass of radiata pine and maritime pine pure stands under different silvicultural alternatives. *For. Ecol. Manage.* 237: 29-38.
- Baldwin V. C., Saucier J. R. 1983. Aboveground Weight and Volume of Unthinned, Planted Longleaf Pine on West Gulf Forest Sites. Research Paper SO-191. New Orleans, LA: U.S. Dept. of Agriculture, Forest Service, Southern Forest Experiment Station. 25 p.
- Birdsey R. A. 1992. Carbon Storage and Accumulation in United States Forest Ecosystems, USDA Forest Service Gen. Tech. Rep. WO-59.
- Brown S. L. 1997. Estimating biomass and biomass change in tropical forests: a primer. FAO Forestry Paper 134, Food and Agriculture Organization, Rome, Italy.
- Brown S. L., Schroeder P., Kern J. S. 1999. Spatial distribution of biomass in forests of the eastern USA. *For. Ecol. Manage* 123: 81-90.
- Clark A. III., Phillips D. R., Frederick D. J. 1985. Weight, Volume and Physical Properties of Major Hardwood Species in the Gulf and Atlantic Coastal Plain. USDA Forest Service. Southeastern Forest Experiment Station, Asheville, North Carolina. Research Paper SE-250.
- Clark A. III., Phillips D. R., Frederick D. J. 1986. Weight, Volume and Physical Properties of Major Hardwood Species in the Piedmont. USDA Forest Service. Southeastern Forest Experiment Station, Asheville, North Carolina. Research Paper SE-255.
- Clark A. III., Taras M. A. 1976. Biomass of Shortleaf Pine in a Natural Sawtimber Stand in Northern Mississippi. USDA Forest Service. Southeastern Forest Experiment Station, Asheville, North Carolina. Research Paper SE-146.
- Cost N. D., Howard J. O., Mead B., McWilliams W. H., Smith W. B., Van Hooser D. D., Wharton E. H. 1990. The Forest Biomass Resource of the United States. General Research Paper WO-57. USDA Forest Service.
- Chiyenda S. S., Kozak A. 1984. Additivity of component biomass regression equations when the underlying model is linear. *Can. J. For. Res.* 14: 441-446.

- Cunia T., Briggs R. D. 1984. Forcing additivity of biomass tables: some empirical results. *Can. J. For. Res.* 14: 376-384.
- Detwiler R. P., Hall C. A. S. 1988. Tropical forests and the global carbon cycle. *Science* 239: 42-47.
- Hahn J. T. 1984. Tree Volume and Biomass Equations for The Lake States. Research Paper NC-250. St. Paul, MN. USDA Forest Service, North Central Forest Experiment Station.
- Henningsen A., Hamman J. D. 2006. Systemfit: A Package to Estimate Simultaneous Equation Systems in R. MPRA Paper 1421, University Library of Munich, Germany.
- Ihaka R., Gentleman R. 1996. R: a language for data analysis and graphics. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 5: 299-314.
- Kozak A. 1970. Methods of ensuring additivity of biomass components by regression analysis. *For. Chron.* 46: 402-404.
- Kurz W. A., Apps M. J., Webb T. M., McNamee P. J. 1992. The carbon budget of the Canadian forest sector: Phase I. Information Report NOR-X-326, Forestry Canada, Northwest Region, Northern Forestry Centre.
- Lemke J. 1973. Charakterystyka ilościowa igliwia i ulistnionych gałązek w młodszych drzewostanach sosnowych (Quantitative characterisation of needles and twigs with needles in younger pine stands). *Fol. For. Pol. Ser. A.* 21: 173-191.
- Lemke J. 1975a. Miąższość gałęzi drzew w drzewostanach sosnowych (Tree branch volume in the Scots pine forests). *PTPN.* 1975. t. XL: 29-36.
- Lemke J. 1975b. Szacowanie ciężaru świeżego igliwia sosny zwyczajnej (Estimation the fresh needle weight of Scots pine). *Sylvan* 6: 37-44.
- Lemke J. 1978. Charakterystyka ilościowa igliwia i ulistnionych gałązek w starszych drzewostanach sosnowych (Quantitative characteristics of the needles and twigs with needles in old Scots pine stands). *Fol. For. Pol. Ser. A*, vol. 23: 53-66.
- Lemke J. 1983. Tabele do szacowania ciężaru igliwia i uigłonych gałązek sosny zwyczajnej (Tables for estimation of the weight of needles and twigs with needles of the Scots pine). *Sylvan* 2: 21-30.
- Lemke J., Woźniak A. 1992. Szacowanie masy igieł nasłonecznionej i ocienionej części korony sosny zwyczajnej (Estimating Needle Biomass from Sunexposed and Shaded of Scots Pine Crown). *Sylvan* 2:25-32.
- Meyer H. A. 1944. A correction for systematic error occurring in the application of the logarithmic volume equation. Pennsylvania State University, Forest Research paper 7.
- Muukkonen P. 2007. Generalized allometric volume and biomass equations for some tree species in Europe. *Eur. J. Forest Res.* 126: 157-166.
- Oleksyn J., Reich P. B., Chafupka W., Tjoelker M. G. 1999. Differential Above- and Below-ground Biomass Accumulation of European *Pinus sylvestris* Populations in a 12-year-old Provenance Experiment. *Scand. J. For. Res.* 14: 7-17.
- Orzel S., Socha J., Forgiel M., Ochał W. 2005. Biomass of underbrush and conditions for its occurrence in stands of the Niepolomice Forest. *Electronic Journal of Polish Agricultural Universities, Forestry*, Volume 8, Issue 1.
- Parresol B. R. 1999. Assessing Tree and Stand Biomass: A Review with Examples and, Critical Comparisons. *For. Sci.* 45 (4): 573-593.
- Parresol B. R. 2001. Additivity of nonlinear biomass equations *Can. J. For. Res.* 31: 865-878.
- SAS Institute Inc. 2002. SAS 9.1.3 Help and Documentation, Cary, NC.
- Schroeder P., Brown S., Mo J., Birdsey R., Cieszewski C. J. 1997. Biomass estimation for temperate broadleaf forests of the United States using inventory data. *For. Sci.* 43: 424-434.
- Socha J., Wężyk P. 2004. Empirical formulae to assess the biomass of the above-ground part of pine trees. *Electronic Journal of Polish Agricultural Universities, Forestry*, Volume 7, Issue 2.
- Socha J., Wężyk P. 2007. Allometric equations for estimating the foliage biomass of Scots pine. *Eur. J. Forest Res.* 126: 263-270.
- Taras M. A., Clark A. III. 1975. Aboveground biomass of loblolly pine in a natural, uneven-aged sawtimber stand in central Alabama. *Tappi* 58 (2): 103-105.
- Taras M. A., Phillips D. R. 1978. Aboveground Biomass of Slash Pine in a Natural Sawtimber Stand in Southern Alabama. USDA Forest Service. Southeastern Forest Experiment Station, Asheville, North Carolina. Research Paper SE 188. 31p.
- Ter-Mikaelian M. T., Korzukhin M. D. 1997. Biomass equations for sixty-five North American tree species. *For. Ecol. and Management* 97: 1-24.
- Zellner A. 1962. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of American Statistical Association* 57: 348-368.

SUMMARY**Empirical formulae for determination of the dry biomass of aboveground parts of the tree**

Carbon sequestration has become quite important issue recently. It is essential to have a tool that enables the estimation of amount of carbon accumulated in trees. Empirical allometric equations allow determining dry biomass of trees and their parts on the basis of tree characteristics (e.g. height and diameter).

The paper presents examination of various forms of commonly used non-linear biomass equations carried out to establish the comprehensive model describing relation of dry biomass of trees and their parts in relation to tree characteristics. Basing on empirical material from 18 Scots pine stands in Bory Lubuskie (western Poland), equations for biomass of different tree's component were investigated. To assure the logical assumption of additive character of the overall model, seemingly unrelated regression was used for the final formula determination.

Presented results require both validation in further empirical studies as well as analysis of the influence of other tree and stand parameters.