

KAROL BRONISZ, MICHAŁ ZASADA

Uproszczone wzory empiryczne do określania suchej biomasy nadziemnej części drzew i ich komponentów dla sosny zwyczajnej*

Simplified empirical formulas to determine the dry biomass of aboveground components of trees for Scots pine

ABSTRACT

Bronisz K., Zasada M. 2016. Uproszczone wzory empiryczne do określania suchej biomasy nadziemnej części drzew i ich komponentów dla sosny zwyczajnej. Sylwan 160 (4): 277-283.

So far developed and published Polish equations for determination of aboveground biomass of Scots pine are based on two predictors: diameter at the breast height (DBH) and tree height. The main goal of the presented study were i) to build the simplified empirical biomass equations that use exclusively DBH as the independent variable, and ii) to compare the obtained results with values from equations based on both predictors (optimal model). The empirical material consisted of biomass data for 90 Scots pines growing on typical habitats in Bory Lubuskie (western Poland). The elaborated equations have a lower accuracy than the optimal ones. The R^2 value for all biomass components is higher than 0.69, and reaches as much as 0.976 in the case of dry wood biomass. The root mean square error (RMSE) for such components as dry biomass of bark and alive or dead branches and branches with needles is lower for the simplified model. However, for the dry wood biomass the optimal model has lower RMSE value. Because this component has the largest share in the total aboveground tree biomass (AGB), the resulting RMSE for the AGB is lower than for the optimal model. Optimal model is also more accurate when the mean error is considered. The simplified model can be used when there are no height measurement available or there is an anxiety that the use of height-diameter models significantly increases the uncertainty of results.

KEY WORDS

allometric equation, Scots pine, biomass, seemingly unrelated regression

ADDRESSES

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

Michał Zasada – e-mail: Michal.Zasada@wl.sggw.pl

Samodzielna Pracownia Dendrometrii i Nauki o Produkcyjności Lasu, SGGW w Warszawie;
ul. Nowoursynowska 159, 02-776 Warszawa

Wstęp

W ostatnich dekadach wiele prac z zakresu biometrii leśnej dotyczy określania biomasy drzew i drzewostanów oraz ich części, tj. pni, gałęzi, aparatu asymilacyjnego i korzeni. Związane jest to m.in.

*Pomiary służące do opracowania wzorów zostały zgromadzone podczas realizacji projektu badawczego „Oszacowanie akumulacji węgla przez sosnowe kompleksy leśne w zachodniej Polsce i określenie wpływu różnych alternatyw gospodarowania na dynamikę wiązania węgla” (Ministerstwo Szkolnictwa Wyższego i Nauki, grant nr P06L 011 29).

z chęcią określania produktywności ekosystemów leśnych [Orzeł i in. 2006] oraz z zapotrzebowaniem na narzędzia pozwalające na oszacowanie ilości pochłanianego przez ekosystemy leśne dwutlenku węgla. W Polsce tego typu badania opisano m.in. w pracach: Orła i in. [2005], przedstawiającej analizy wielkości oraz bieżącego przyrostu suchej biomasy nadziemnej części drzew drzewostanów mieszanych w Puszczy Niepołomickiej, Sochy i Wężyka [2007], dotyczącej opracowania wzorów empirycznych umożliwiających obliczenie suchej biomasy igieł sosny, Zasady i in. [2008], zawierającej wzory empiryczne do określania suchej biomasy nadziemnej części drzew i ich komponentów w drzewostanach sosnowych, Bronisza i in. [2009], porównującej różne sposoby określania suchej i świeżej biomasy aparatu asymilacyjnego w drzewostanach sosnowych oraz Bijaka i in. [2013], traktującej o suchej biomase korzeni młodych drzewostanów brzoźowych rosnących na gruntach porolnych.

Jedna z grup metod służących do szacowania biomasy wykorzystuje wzory allometryczne wyrażające biomasa jako funkcję wymiarów drzewa [Gayon 2000], którymi najczęściej są pierśnica i wysokość. Ponieważ w drzewostanach wykonuje się głównie pomiary pierśnicy, a wysokość mierzy się zwykle jedynie na próbie drzew, w praktyce najczęściej używa się wzorów wykorzystujących wyłącznie pierśnicę. Uwzględnienie dodatkowych predyktorów zwiększa co prawda dokładność szacowania biomasy, ale jednocześnie ogranicza w niektórych przypadkach zastosowanie wzorów. Możliwe jest oczywiście zastąpienie brakujących pomiarów (np. wysokości) wartościami pochodzącymi z lokalnych modeli (krzywych wysokości), jednak ich zastosowanie może w znaczący sposób zwiększyć niepewność szacowania biomasy [Hunter i in. 2013]. Stąd też spotyka się niejednokrotnie sytuację, w której istniejące wzory allometryczne są przetwarzane do postaci wykorzystującej wyłącznie pierśnicę [Jenkins i in. 2004; Zianis i in. 2005].

Opublikowane w 2008 roku wzory allometryczne do szacowania suchej biomasy drzew i ich części dla sosny [Zasada i in. 2008] wykorzystują jako dane wejściowe do obliczeń pierśnicę i wysokość. Celem niniejszej pracy było opracowanie uproszczonych wzorów empirycznych, tj. wykorzystujących tylko pierśnicę, oraz porównanie wyników otrzymanych z uzyskanymi za pomocą opublikowanych wzorów optymalnych.

Materiał i metody

Materiał badawczy niniejszej pracy stanowią dane pomiarowe i opisowe zebrane w 18 drzewostanach sosnowych położonych na terenie nadleśnictw Lubsko i Gubin (RDLP w Zielonej Górze) na siedliskach Bs, Bśw i BMśw. Szczegółowa metodyka pomiarów dla powyższych drzewostanów została zamieszczona w pracy Zasady i in. [2008]. Statystyczną charakterystykę 90 analizowanych drzew próbnych przedstawiono w tabeli 1.

Do oszacowania parametrów równań allometrycznych suchej biomasy poszczególnych organów (komponentów) drzew (B [kg]) użyto regresji nieliniowej i modelu allometrycznego w postaci:

$$B = a \cdot D^b$$

gdzie:

- D – pierśnica drzewa [mm],
- a, b – parametry modelu.

Model ten poddano ocenie poprzez analizę istotności i dokładności poszczególnych parametrów oraz wartości miar dopasowania (R^2 – współczynnik determinacji, RMSE – średni błąd kwadratowy). Do określenia ostatecznej wartości parametrów wzorów poszczególnych komponentów oraz suchej biomasy całej części nadziemnej drzewa zbudowano model o równaniach pozornie niezależnych (seemingly unrelated regression, SUR) – model wielorównaniowy, w którym

Tabela 1.

Wiek (W [lata]), pierśnica (D [mm]), wysokość (H [m]), nadziemna biomasa drzewa (AGB [kg]) oraz biomasa [kg] drewna (ST), kory (Ba), ulistnionych gałązek (BRn), żywych gałązek (BRa) i martwych gałązek (BRd) drzew modelowych

Age (W years), breast height diameter (D [mm]), height (H [m]), aboveground biomass (AGB [kg]) as well as biomass [kg] of stem wood (ST), bark (Ba), branches with needles (BRn), alive branches (BRa) and dead branches (BRd) for sample trees

	Minimum Minimum	Maksimum Maximum	Mediana Median	Średnia Mean	Odchylenie standardowe Standard deviation
W	25	105	57	60	24
D	67	315	149	157	6
H	6,95	25,65	15,03	15,51	3,93
AGB	9,702	500,290	79,897	115,718	108,560
ST	6,986	427,328	59,211	90,880	87,791
Ba	1,302	53,268	7,815	10,081	8,916
BRn	0,517	27,757	4,513	5,822	4,772
BRa	0,323	49,744	3,925	6,879	7,942
BRd	0,197	9,753	1,225	2,056	2,053

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]. Ze względu na niejednorodność wariancji odchyleń resztowych, podczas dopasowania modelu zastosowano wagę w postaci odwrotności pierwiastka pierśnicy analizowanych drzew próbnych. Ostateczna postać modelu została oceniona poprzez dokładność poszczególnych parametrów. Uzyskany model uproszczony (zawierający pierśnicę drzewa jako jedyną zmienną niezależną) porównano z modelem optymalnym, opublikowanym przez Zasadę i in. [2008] przy zastosowaniu miar dopasowania (R^2 , RMSE oraz ME – błąd średni prognozy) oraz oceny normalności reszt za pomocą testu Shapiro-Wilka. Obliczenia i analizy wykonano, wykorzystując moduły *nls* [Bates, Watts 1988] i *ggplot2* [Wickham 2009] pakietu R [Ihaka, Gentleman 1996; R Core Team 2012] oraz PROC MODEL pakietu SAS [2013].

Wyniki

Oceniając analizowany model allometryczny dla różnych komponentów drzew, zauważa się, że wartość współczynnika determinacji we wszystkich przypadkach jest większa od 0,69. Współczynnik ten jest największy w przypadku suchej biomasy drewna, a najmniejszy w przypadku suchej biomasy żywych gałązek (tab. 2). Istotne jest, że tylko model dla suchej biomasy drewna charakteryzuje się istotnością statystyczną obu parametrów. Ostateczne wartości i dokładności parametrów modelu uproszczonego o równaniach pozornie niezależnych (SUR) przedstawione zostały w tabeli 3.

Jedną z miar dopasowania, stanowiącą podstawę porównania uzyskanego modelu uproszczonego z optymalnym, jest współczynnik determinacji (R^2). Model optymalny charakteryzuje się równymi (sucha biomasa kory, sucha biomasa suchych gałązek) lub większymi wartościami analizowanej miary w stosunku do modelu uproszczonego, a jej wartość dla części nadziemnej drzew wynosi aż 0,976 (tab. 4). Średni błąd kwadratowy (RMSE) modelu uproszczonego dla takich komponentów jak sucha biomasa kory oraz sucha biomasa ulistnionych, żywych i martwych gałązek jest mniejszy dla modelu optymalnego, zaś dla suchej masy drewna – większy. W związku z tym, że komponent ten ma największy udział w suchej biomacie nadziemnej części drzewa, wartość błędów dla całej części nadziemnej jest mniejszy w przypadku modelu optymalnego.

Tabela 2.

Wartości parametrów (a, b) i ich błędy standardowe (SE) oraz miary dopasowania modelu (R^2 – współczynnik determinacji, RMSE – średni błąd kwadratowy) dla poszczególnych komponentów drzewa (oznaczenia jak w tabeli 1)

Model parameter (a, b) values and standard errors (SE) and goodness-of-fit measures (R^2 – coefficient of determination, RMSE – residual mean square error) for each tree component (denotes as in table 1)

	a	SE	b	SE	R^2	RMSE
ST	0,000197*	0,00007	2,528*	0,0646	0,9618	17,26
Ba	0,0001903	0,000131	2,11848*	0,1261	0,8148	3,86
BRn	0,0002732	0,000188	1,94433*	0,1268	0,7775	2,26
BRa	0,0000106	0,000013	2,591*	0,2189	0,6979	4,39
BRd	0,00000604	0,000005	2,466*	0,1653	0,7746	0,98

* istotne przy poziomie istotności 0,05; significant at 0.05 significance level

Tabela 3.

Wartości parametrów (a, b) i ich błędy standardowe (SE) dla poszczególnych komponentów drzewa (oznaczenia jak w tabeli 1) w ostatecznej wersji modelu

Final model parameter (a, b) values and standard errors (SE) for each tree component (denotes as in table 1)

	a	SE	b	SE
ST	0,000204*	0,000067	2,52118*	0,06030
Ba	0,000189	0,000117	2,11993*	0,11450
BRn	0,000334	0,000202	1,90723*	0,11220
BRa	0,000014	0,000015	2,53614*	0,19210
BRd	0,0000077	0,0000067	2,42275*	0,16050

* istotne przy poziomie istotności 0,05; significant at 0.05 significance level

Tabela 4.

Miary dopasowania modelu uproszczonego i optymalnego Zasady i in. [2008]

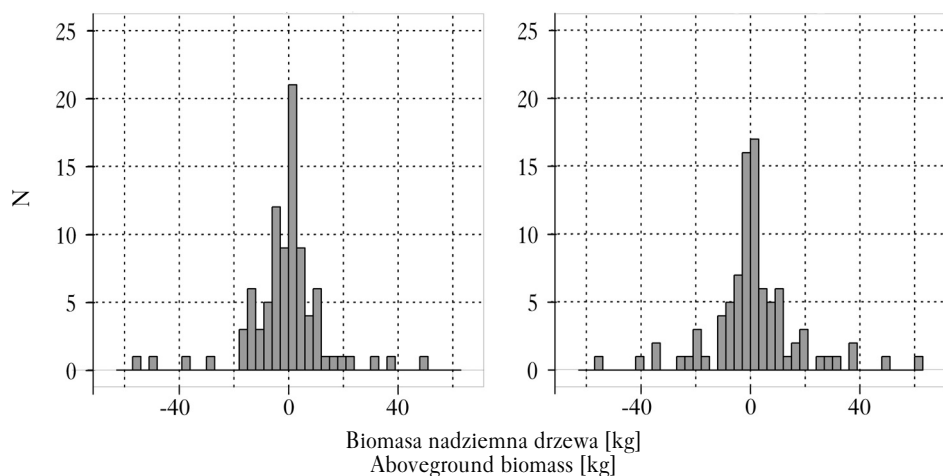
Criteria of goodness-of-fit for the simplified and optimal model of Zasada et al. [2008]

	Model optymalny Optimal model			Model uproszczony Simplified model		
	R^2	RMSE	ME	R^2	RMSE	ME
AGB	0,9760	18,09	-0,0108	0,9672	26,38	0,1946
ST	0,9807	12,38	-0,2977	0,9618	19,26	0,0287
Ba	0,8148	3,86	-0,0114	0,8148	0,93	0,0018
BRn	0,7872	2,23	0,0405	0,7773	0,35	0,0002
BRa	0,7286	4,19	0,2109	0,6968	1,26	0,1288
BRd	0,7745	0,98	0,0469	0,7745	0,07	0,0351

oznaczenia jak w tabeli 1; denotes as in table 1

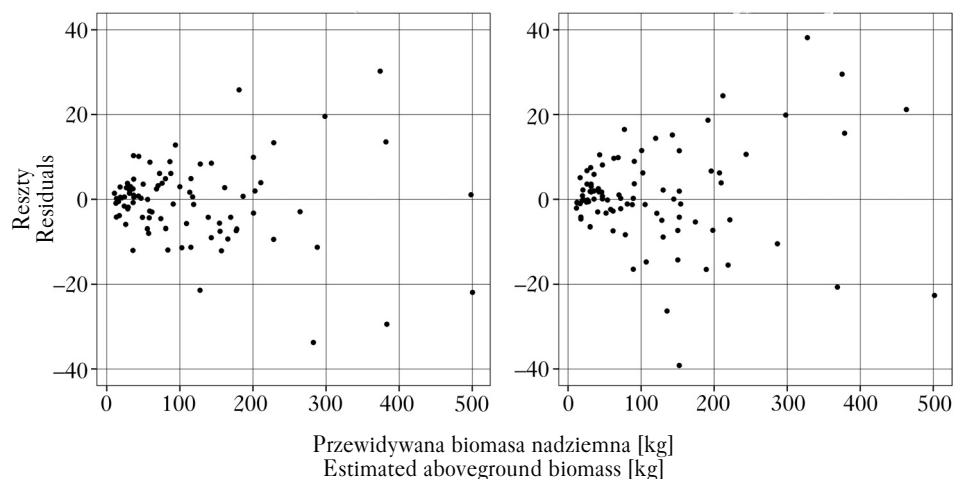
Analizując wartości błędu średniego prognozy (ME), zauważa się, że model uproszczony we wszystkich przypadkach generuje błędy dodatnie, co odzwierciedla się w wartości tego błędu dla całej biomasy nadziemnej (0,1946). Model optymalny z kolei charakteryzuje się zarówno błędami dodatnimi, jak i ujemnymi – i w konsekwencji niską wartością analizowanego błędu dla całej części nadziemnej drzewa (-0,0108).

Wizualna analiza rozkładów reszt przedstawiona na przykładzie biomasy nadziemnej drzewa (ryc. 1) wykazała, że są one zbliżone do normalnego, jednak test nie pozwolił na potwierdzenie tego faktu ($p < 0,00004$). Rozkłady reszt ważonych odwrotnością pierwiastka pierśnicy analizowanych drzew próbnych dla biomasy nadziemnej drzewa wskazują, że graniczne wartości są mniejsze w przypadku modeli optymalnych (ryc. 2).

**Ryc. 1.**

Rozkład reszt dla modelu optymalnego (lewo) i uproszczonego (prawo)

Residuals distribution for optimal (left) and simplified (right) model

**Ryc. 2.**

Rozkład ważonych reszt względem przewidywanych wartości biomasy nadziemnej drzewa dla modelu optymalnego (lewo) i uproszczonego (prawo)

Distribution of weighted residuals against estimated aboveground dry biomass for optimal (left) and simplified (right) model

Dyskusja

Pierśnica drzewa jest parametrem łatwym do pozyskania podczas pomiarów terenowych i wykazującym cechy umożliwiające stosowanie go podczas analiz dotyczących biomasy drzew. Muukkonen [2007] stworzył na jego podstawie modele biomasy różnych komponentów oraz miąższości dla pięciu gatunków drzew w skali całej Europy. Podobny punkt widzenia przyjęli Alberti i in. [2005], opracowując wzory empiryczne dotyczące miąższości strzał, biomasy części nadziemnej drzew, gałęzi oraz igieł we włoskich drzewostanach z jesionem wyniosłym jako dominującym gatunkiem

drzewa. Kolejnym przykładem modeli uproszczonych są wzory biomasy opracowane z zastosowaniem coraz bardziej popularnej metody modeli efektów mieszanych [de-Miguel i in. 2014]. W pracy tej autorzy opracowali metamodele biomasowe, możliwe do zastosowania na szeroką skalę dzięki możliwości kalibracji pod względem lokalnych warunków wzrostu drzewostanów. Zestaw równań do określania biomasy młodych sosen na podstawie pierśnicy dla większych obszarów opracowali również Oleksyn i in. [1999].

Wysokość drzew jest parametrem, który podczas tworzenia modeli allometrycznych często stosowany jest łącznie z pierśnicą. Jak wskazują m.in. wyniki analiz prezentowanych w niniejszym artykule, zastosowanie wysokości ma pozytywny wpływ na dokładność uzyskiwanych wyników. Związane jest to z tym, że takie cechy drzew jak liczba kształtu, miąższość czy biomasa są skorelowane z wysokością [Bruchwald 1999]. Socha i Wężyk [2007] stwierdzili, że współczynnik determinacji modeli uproszczonych do określania biomasy ulistnionych gałązek i igieł jest równy wartościom uzyskiwanym dla modeli optymalnych, zaś różnica na korzyść tych drugich zachodzi w przypadku wartości średniego błędu kwadratowego. Istnieją również przykłady, które wskazują, że modele uproszczone mogą być dokładniejsze od modeli optymalnych, np. wyniki Moore'a [2010] dotyczące nadziemnej biomasy sosny kalifornijskiej rosnącej w lasach Nowej Zelandii. Jednak w przypadku tej pracy dużą rolę odgrywa również sposób transformacji danych. Należy zwrócić uwagę, że rezygnacja z wysokości w opracowanych wzorach może spowodować zwiększenie błędów w przypadku ich stosowania w innych regionach i na innych siedliskach. W przypadku gdy we wzorach funkcjonuje również wysokość – wrażliwość błędów mogłaby być mniejsza (pozwala na swoistą korektę wzorów w sytuacji innych zależności między wysokościami i pierśnicami drzew niż dla danych wyjściowych wykorzystanych do budowy wzorów).

W praktyce prawie nigdy nie prowadzi się pomiarów wysokości wszystkich drzew w drzewostanie, a jedynie posługuje się próbą [Bruchwald 1999]. Pomiar niewielkiej liczby drzew służy do sporządzenia krzywej wysokości lub umożliwia skorzystanie ze stałych krzywych wysokości. Narzędzia te to modele zależności pomiędzy wysokością a pierśnicą drzew w drzewostanie, które umożliwiają uzupełnienie brakujących pomiarów wysokości drzew wartościami z równania regresji. Oczywiście korzystanie z krzywych wysokości powoduje powstanie dodatkowego błędu. Jego wielkość jest jednak stosunkowo niewielka: błąd średni wysokości w drzewostanach sosnowych przy typowej liczebności próby (25 drzew) wynosi około 2%, co w niewielkim stopniu wpływa na błąd określania miąższości [Bruchwald 1999] czy biomasy. Przy mniejszej liczbie mierzonych drzew istnieje również możliwość wykorzystania stałych krzywych wysokości [Rymer-Dudzińska 1978], które jednak prowadzić mogą do błędów większych niż w przypadku stosowania lokalnych modeli.

Aby stwierdzić, który wariant określania biomasy jest godny polecenia – zastosowanie mniej dokładnych modeli wykorzystujących wyłącznie pierśnicę czy użycie dokładniejszych modeli wykorzystujących pierśnicę i wysokość z drugim parametrem uzyskanym z krzywej wysokości – konieczne jest przeprowadzenie dodatkowych analiz. Może się bowiem okazać, że co prawda modele uproszczone są nieco mniej dokładne niż optymalne, jednak różnica w dokładności jest na tyle mała, że nie znajduje uzasadnienia stosowanie wariantu z wysokościami uzyskiwanymi z krzywych wysokości. Wyniki analiz opisane w niniejszej pracy nie pozwalają na wyciągnięcie tak daleko idących wniosków, szczególnie ze względu na stosunkowo niewielki materiał empiryczny. Z drugiej jednak strony zarówno różnice w błędach modeli, jak i błąd krzywej wysokości są na tyle małe, że z praktycznego punktu widzenia obydwa sposoby obliczania biomasy można stosować zamiennie. Trzeba mieć jednak świadomość, że w każdym przypadku zastąpienie pomiaru (w tym pomiaru wysokości) wartościami modelowymi prowadzi do uzyskania wyników obarczonych większą niepewnością [Hunter i in. 2013].

Wnioski

- ✦ W pracy zaproponowano uproszczone wzory empiryczne pozwalające na oszacowanie nadziemnej biomasy drzew i ich komponentów dla sosny wyłącznie na podstawie ich pierśnicy.
- ✦ Zastosowane wzory charakteryzują się niewiele mniejszą dokładnością niż wzory optymalne.
- ✦ Wzory uproszczone mogą znaleźć zastosowanie w sytuacji, gdy nie są dostępne pomiary wysokości drzew.

Literatura

- Alberti G., Candido P., Peressotti A., Turco S., Piussi P., Zerbi G. 2005. Aboveground biomass relationships for mixed ash (*Fraxinus excelsior* L. and *Ulmus glabra* Hudson) stands in Eastern Prealps of Friuli Venezia Giulia (Italy). *Annals of Forest Science* 62: 831-836. DOI: 10.1051/forest:2005089.
- Bates D. M., Watts D. G. 1988. *Nonlinear Regression Analysis and Its Applications*. Wiley, New York.
- Bijak S., Zasada M., Bronisz A., Bronisz K., Czajkowski M., Ludwisiak Ł., Tomusiak R., Wojtan R. 2013. Estimating coarse roots biomass in young silver birch (*Betula pendula*) stands on post-agricultural lands in central Poland. *Silva Fennica* 47 (2), article id 963.
- Bronisz K., Bronisz A., Zasada M., Bijak S., Wojtan R., Tomusiak R., Dudek A., Michalak K., Wróblewski L. 2009. Biomasa aparatu asymilacyjnego w drzewostanach sosnowych zachodniej Polski. *Sylwan* 153 (11): 758-767.
- Bruchwald A. 1999. *Dendrometria*. Wydawnictwo SGGW, Warszawa.
- Gayon J. 2000. History of the Concept of Allometry. *Integrative and Comparative Biology* 40 (5): 748-758.
- Hunter M. O., Keller M., Victoria D., Morton D. C. 2013. Tree height and tropical forest biomass estimation. *Biogeosciences* 10: 8385-8399.
- Ihaka R., Gentleman R. 1996. R: a language for data analysis and graphics. *Journal of Computational and Graphical Statistics*. 5: 299-314.
- Jenkins J. C., Chojnacki D. C., Heath L. S., Birdsey R. A. 2004. Comprehensive database of diameter-based biomass regressions for North American tree species. Gen. Tech. Rep. NE-319. Newtown Square, PA: U.S. Department of Agriculture, Forest Service, Northeastern Research Station.
- de-Miguel S., Mehtätalo L., Durkaya A. 2014. Developing generalized, calibratable, mixed-effects meta-models for large-scale biomass prediction. *Canadian Journal Of Forest Research* 44: 648-656. DOI: 10.1139/cjfr-2013-0385.
- Moore J. R. 2010. Allometric equations to predict the total above-ground biomass of radiata pine trees. *Annals of Forest Science* 67: 806. DOI: 10.1051/ forest/2010042.
- Muukkonen P. 2007. Generalized allometric volume and biomass equations for some tree species in Europe. *European Journal of Forest Research* 126: 157-166. DOI: 10.1007/s10342-007-0168-4.
- Oleksyn J., Reich P. B., Chalupka W., Tjoelker M. G. 1999. Differential above- and below-ground biomass accumulation of European *Pinus sylvestris* populations in a 12-year-old provenance experiment. *Scandinavian Journal of Forest Research* 14: 7-17.
- Orzeł S., Forgiel M., Ochał W., Socha J. 2006. Nadziemna biomasa i roczna produkcja drzewostanów sosnowych Puszczy Niepołomickiej. *Sylwan* 150 (9): 16-32.
- Orzeł S., Socha J., Forgiel M., Ochał W. 2005. Biomass and annual production of mixed stands in the Niepołomice Forest. *Acta Scientiarum Polonorum, Silvarum Colendarum Ratio et Industria Lignaria* 4 (2): 63-79.
- R Core Team. 2012. *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0. <http://www.R-project.org/>
- Rymer-Dudzińska T. 1978. Równania stałych krzywych wysokości dla drzewostanów sosnowych. *Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego – Akademii Rolniczej w Warszawie* 26: 37-68.
- SAS Institute Inc. 2013. *SAS® 9.4 Guide to Software Updates*. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Socha J., Wężyk P. 2007. Allometric equations for estimating the foliage biomass of Scots pine. *European Journal of Forest Research* 126: 263-270.
- Wickham H. 2009. *ggplot2: elegant graphics for data analysis*. Springer, New York. <http://had.co.nz/ggplot2/book>
- Zasada M., Bronisz K., Bijak S., Wojtan R., Tomusiak R., Dudek A., Michalak K., Wróblewski L. 2008. Wzory empiryczne do określania suchej biomasy nadziemnej części drzew i ich komponentów. *Sylwan* 152 (3): 27-39.
- Zellner A. 1962. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of American Statistical Association* 57: 348-368.
- Zianis D., Muukkonen P., Mäkipää R., Mencuccini M. 2005. Biomass and stem volume equations for tree species in Europe. *Silva Fennica Monographs* 4.