

**АЛЛОМЕТРИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ БИОМАССЫ И МОРФОЛОГИИ ДЕРЕВЬЕВ
КЕДРА СИБИРСКОГО НА УРАЛЕ И ПРОБЛЕМА МУЛЬТИКОЛЛИНЕАРНОСТИ ФАКТОРОВ***

В. А. Усольцев^{1,2*}, Г. Г. Терехов³

¹Уральский государственный лесотехнический университет
Российская Федерация, 620100, г. Екатеринбург, Сибирский тракт, 37

²Уральский государственный экономический университет
Российская Федерация, 620144, г. Екатеринбург, ул. 8 Марта/ Народной Воли, 62/45

³Ботанический сад УрО РАН
Российская Федерация, 620144, Екатеринбург, ул. 8 Марта, 202а
E-mail: *Usoltsev50@mail.ru

^{1,2}Usoltsev50@mail.ru, <http://orcid.org/0000-0003-4587-8952>

³terekhov_g_g@mail.ru, <http://orcid.org/0000-0002-2312-9224>

Аннотация. Необходимость в корректных аллометрических моделях обусловлена растущей потребностью в информации о биомассе лесов для осуществления политики в области изменения климата и оценки углерод депонирующей способности лесов. Поскольку в литературных источниках предлагаются аллометрические модели биомассы с разным количеством прогностических переменных, причем без учета мультиколлинеарности последних, впервые выполнен анализ трех- и двухфакторных моделей на предмет мультиколлинеарности. С этой целью для лесов Урала авторами получены фактические данные о структуре надземной биомассы и морфологии кедра сибирского (сосны кедровой сибирской) в количестве 77 модельных деревьев. Установлено, что имеющаяся на сегодня база данных о биомассе деревьев кедра сибирского не дает возможности построить корректные многофакторные модели по условию мультиколлинеарности. Предложена система простых (однофакторных) аллометрических моделей продукционных и морфологических показателей кедра сибирского, адекватных на уровне вероятности $p < 0,05$ и выше. Модели продукционных показателей могут быть использованы для оценки биопродуктивности кедровников на единице площади в возрастной динамике и при моделировании их углерод депонирующей способности. Модели морфологических показателей могут быть применены при анализе морфоструктуры древесного полога кедровников, в том числе, с применением методов глубокого обучения. По имеющимся литературным данным для молодых посадок кедра выявлена специфика отношения биомассы корней к надземной в возрастной динамике. Это соотношение снижается с 0,43 до 0,17 в возрастном диапазоне от 4 лет до 21 года.

Ключевые слова: *Pinus sibirica* Du Tour, уральский регион, аллометрические модели, показатели биомассы и морфологии деревьев, мультиколлинеарность факторов.

Conifers of the boreal area. 2025, Vol. XLIII, No. 2, P. 46–54

**ALLOMETRIC MODELS OF BIOMASS AND MORPHOLOGY OF *PINUS SIBIRICA* DU TOUR
TREES IN THE URALS AND THE PROBLEM OF MULTICOLLINEARITY OF FACTORS****

V. A. Usoltsev^{1,2}, G. G. Terekhov³

¹Ural State Forest Engineering University,
37, Siberian tract, Yekaterinburg, 620100, Russian Federation

²Ural State University of Economics
62/45, 8 Marta/ Narodnaya Volya str., Yekaterinburg, 620144, Russian Federation

³Botanical Garden of the Ural Branch of the Russian Academy of Sciences
202a, 8 Marta Str., Yekaterinburg, 620144, Russian Federation
E-mail: *Usoltsev50@mail.ru

^{1,2}Usoltsev50@mail.ru, <http://orcid.org/0000-0003-4587-8952>

³terekhov_g_g@mail.ru, <http://orcid.org/0000-0002-2312-9224>

* Работа выполнена согласно тематике научных исследований Уральского государственного экономического университета.

** The work was carried out according to the research programme of the Ural State University of Economics.

Annotation. The use of correct allometric models is driven by the growing need for information on forest biomass to implement climate change policies and assess the carbon deposition capacity of forests. Since allometric models of biomass with a different number of predictive variables are proposed in the literature, and without taking into account the multicollinearity of the latter, an analysis of three- and two-factor models for the presence of multicollinearity was performed for the first time. For this purpose, the authors obtained actual data on the structure of aboveground biomass and morphology of Siberian cedar (*Pinus sibirica* Du Tour) for the forests of the Urals in the amount of 77 model trees. It has been established that the currently available database on the biomass of Siberian cedar trees does not make it possible to build correct multifactorial models under the condition of multicollinearity. A system of simple (one-factor) allometric models of the production and morphological parameters of Siberian cedar, adequate at a probability level of $p < 0.05$ and higher, is proposed. Models of production indicators can be used to assess the biological productivity of cedar forests per unit area in age dynamics and in modeling their carbon deposition capacity. Models of morphological indicators can be used in the analysis of the morphological structure of the canopy of cedar forests, including using deep learning methods. When using the available literature data, the specificity of the ratio of root biomass to aboveground biomass (R:S ratio) in age dynamics has been revealed for young cedar plantations. This ratio decreases from 0.43 to 0.17 in the age range from 4 to 21 years.

Keywords: *Pinus sibirica* Du Tour, Ural region, allometric models, indicators of biomass and morphology of trees, multicollinearity of factors.

ВВЕДЕНИЕ

Точная оценка лесной биомассы имеет решающее значение в лесной экологии и при оценках глобального углеродного цикла [30]. Аллометрические модели являются наиболее часто используемым инструментом для оценки биомассы деревьев по их относительно легко измеряемым показателям высоты и диаметра ствола. Необходимость в точных аллометрических моделях обусловлена растущей потребностью в информации о биомассе лесов для осуществления политики в области изменения климата, что требует надежных оценок содержания углерода в лесных экосистемах [32; 38; 54]. Настоятельно требуется оценка надземной биомассы с точностью, позволяющей моделировать увеличение или уменьшение количества углерода, накопленного в лесу, за относительно короткие периоды времени [28]. Многие модели разработаны для отдельных видов деревьев с разными уровнями неопределенности [36; 44; 52; 53]. Также предпринимались различные попытки разработать всеобщие модели, применимые для многих видов, с использованием мета-анализа опубликованных уравнений для создания оперативной базы данных [33; 45; 58]. Эти модели могут быть адекватны для оценки биомассы в национальном или региональном масштабе, но могут вызвать смещения оценок биомассы деревьев в конкретном районе [51]. В последние годы формируются глобальные базы данных по аллометрическим моделям с целью решения экологических проблем мирового уровня [35; 39].

Исследование формы ствола традиционно является предметом лесной таксации [5]. Анализ формы кроны не представлял практического интереса, но с развитием методов лазерного зондирования [21] появилась необходимость в исследовании аллометрии кроны и морфологии деревьев, в том числе, для выявления оптимального пространства их роста. В целом, аллометрия кроны отдельного дерева определяет структуру и динамику всего древостоя [25; 47; 48; 49]. Современные нейро-символические модели, сочетающие глубокое обучение и символическую аргументацию, дают возможность корректного дистанционного определения не только морфоструктуры кроны деревьев, но и дистанционной классификации древес-

ных видов с помощью объектно-ориентированного программирования и алгоритмов настройки гиперпараметров [37].

Многофакторный анализ является наиболее распространенным подходом при изучении взаимосвязей между продукционными и легко измеряемыми таксационными показателями. При оценке биомассы дерева наиболее часто используются три структуры аллометрической модели: (1) 3-факторная, включающая в качестве прогностических переменных диаметр ствола, высоту и возраст дерева [12; 13; 19], (2) 2-факторная, включающая диаметр ствола и высоту дерева [15; 24; 50] и (3) простая аллометрическая, включающая только диаметр ствола [6; 11; 41]. Упомянутые прогностические переменные в литературе обычно называются независимыми, но фактически вследствие мультиколлинеарности они таковыми не являются. Известно, что усложнение модели путем включения в нее нескольких прогностических переменных обеспечивает, с одной стороны, меньшую вероятность смещений, вызванных игнорированием той или иной массобразующей (прогностической) переменной, а с другой стороны, – большую вероятность смещений, вызванных малым числом наблюдений или/и нарушением принципов планирования пассивного эксперимента [9; 43] и, как следствие, наличием некорректно структурированной матрицы исходных данных [14; 17].

Одним из условий корректности многофакторных моделей является наличие ортогональности определяющих факторов, однако в чистом виде это условие соблюдения невозможно, поскольку природа ортогональность игнорирует, и в ней все факторы взаимосвязаны, т. е. имеет место их мультиколлинеарность. Эффективность многофакторного анализа в значительной степени зависит от структуры корреляции между прогностическими переменными. Когда коварианты в модели не являются независимыми друг от друга, при анализе возникают проблемы мультиколлинеарности, что приводит к не адекватным оценкам. Обычно имеет место мультиколлинеарность структурная или мультиколлинеарность базы данных. Структурная мультиколлинеарность представляет математический артефакт, вызванный введением в модель новых переменных. Это или полиномы n -го

порядка, или синергизмы, представляющие совместный эффект 2–3 исходных переменных (полученные, например, путем их умножения, деления и т. п.). В частности, было установлено, что включение в модель подобных синергизмов повысило ее коэффициент детерминации, однако не было показано наличие или отсутствие их мультиколлинеарности [8].

С другой стороны, мультиколлинеарность, как уже упоминалось, может быть следствием плохо спланированного эксперимента и наличием плохо структурированной матрицы данных. Она является наиболее проблематичной, и, к сожалению, обременяет наши исследования наиболее часто и наиболее серьезно. Мультиколлинеарность вызывает неустойчивость оценок параметров модели, и, следовательно, приводит к недостаточной статистической значимости отдельных прогностических переменных, даже если модель в целом может быть значимой [46]. Она может привести к значительным стандартным ошибкам и ложному утверждению о статистической значимости результата [34]. В частности, было установлено, что изменчивость возраста хвойных деревьев определяется их высотой на 45–55 %, а включение диаметра кроны в качестве второй прогностической переменной оставило объясненную изменчивость возраста на том же уровне (44–54 %). Тем не менее, 2-факторная модель не была отвергнута как некорректная, а мультиколлинеарность переменных не оценивалась [40].

Известно имитационное исследование с использованием различных сценариев с разными структурами коллинеарности с целью оценить влияние коллинеарности при различных структурах корреляции между прогностическими переменными и сравнить эти результаты с существующими рекомендациями для учета нежелательной коллинеарности [57]. Рассмотрены три сценария корреляции между прогностическими переменными: (1) двумерная коллинеарная структура как наиболее простой случай, (2) многомерная коллинеарная структура, в которой прогностическая переменная коррелирует с остальными ковариантами, (3) более реалистичный сценарий, когда прогностические переменные могут быть выражены различными функциями [57].

Один из методов снижения отрицательного эффекта мультиколлинеарности основан на исключении прогностических переменных, коэффициенты корреляции которых превышают 0,95, посредством соответствующих статистических тестов по восьми критериям отбора [24]. Другой подход к снижению эффекта мультиколлинеарности основан на использовании критерия Шепли (Shapley values), первоначально предназначенного для оценки вклада прогностических переменных в объяснение изменчивости зависимой переменной, но при условии отсутствия взаимной корреляции прогностических переменных. Поскольку переменные коррелируют, была введена математически обоснованная корректировка коррелирующих переменных, в результате чего значение критерия Шепли становится независимым от существующих между ними корреляций. Более того, корректировка корреляций для одного объекта была расширена на несколько объектов в той же комбинации переменных [27].

Во множественной регрессии мерой мультиколлинеарности между прогностическими переменными служит коэффициент инфляции дисперсии (Variance Inflation Factor, VIF) или тесно связанный с ним индекс толерантности (TI).

VIF и TI связаны с коэффициентом детерминации R^2 согласно соотношениям:

$$VIF_i = 1/(1 - R_i^2), \quad (1)$$

$$TI_i = 1 - R_i^2, \quad (2)$$

где R_i – коэффициент множественной корреляции между i -й переменной и остальными переменными. VIF и TI отражают оценки степени взаимосвязи одной прогностической переменной с остальными в регрессионной модели [43].

При полной ортогональности факторов $VIF = 0$. При $1 < VIF < 5$ корреляцию факторов (прогностических переменных) считают умеренной и допустимой, а при $5 < VIF < 10$ и $VIF > 10$ корреляция факторов считается соответственно сильной и высокой, что в многофакторных моделях с точки зрения их корректности и устойчивости недопустимо [10].

Исторически сложилось так, что по количеству фактических данных о биомассе и морфологии двух видов сосен – обыкновенной и кедровой сибирской (кедром сибирским) – в существующей базе данных [16] имеется 25-кратное расхождение (4225 против 167 модельных деревьев). Основное внимание исследователи уделяли сосне обыкновенной и фактически игнорировали кедр сибирский, хотя последний ценен еще и как «хлебное» дерево [1]. Поэтому информация о биомассе и морфологии кедров сибирского, приоритетного по потребительной стоимости и экологической значимости вида [2; 3; 7; 23], представляет первоочередной интерес.

Цель настоящего исследования – по фактическим данным авторов, полученным на пробных площадях Среднего Урала, разработать аллометрические модели биомассы и морфологии деревьев кедров сибирского с учетом мультиколлинеарности факторов.

МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

Специфика лесного фонда по кедровникам Урала (а, возможно, и Сибири) состоит в том, что кедр в молодом возрасте представлен культурами, а в приспевающем и спелом возрастах абсолютно преобладают естественные древостои. Естественные кедровые молодняки на Урале встречаются иногда лишь в нагорном типе леса и представлены рединами, по производительности не выше IV–V классов бонитета (устное сообщение канд. биол. наук Н. В. Танцырева). Соответственно наши исходные данные представлены модельными деревьями: в культурах в возрасте от 15 до 46 лет (60 деревьев) и в естественных древостоях – в возрасте от 40 до 165 лет (17 деревьев) (табл. 1). Диапазон густот – от 3660 до 950 деревьев на 1 га, соответственно в культурах и естественных древостоях. Шишки на модельных деревьях не были учтены ввиду их отсутствия – в культурах по причине молодого возраста, а в спелых древостоях по причине неурожайного года.

Таблица 1

Диапазоны фактических данных о биомассе и морфологии деревьев**

№	Показатель	Диапазон		№	Показатель	Диапазон	
		от	до			от	до
1	P_s , кг	0,11	283,0	9	A , лет	4***	165
2	P_{bark} , кг	0,04	26,4	10	D , см	1,0	29,2
3	P_{br} , кг	0,09	41,2	11	H , м	1,4	24,0
4	P_f , кг	0,03	21,2	12	D_{cr} , м	0,8	3,4
5	P_{gr} , кг	0,42	333,6	13	L_{cr} , м	0,7	14,1
6	P_r , кг	0,0009	0,45	14	ρ_{wood}	233	644
7	V_r , дм ³	0,67	741,3	15	ρ_{bark}	238	1093
8	V_{bark} , дм ³	0,10	88,5	–	–	–	–

* Данные получены для Вологодской области и Красноярского края [4; 22];

** P_s , P_{bark} , P_{br} , P_f , P_{gr} , P_r – соответственно биомасса ствола в коре, коры ствола, ветвей, хвои, надземная, корней в абсолютно сухом состоянии, кг; V_r и V_{bark} – соответственно объем ствола в коре и коры ствола, дм³; A – возраст дерева, лет, D – диаметр ствола на высоте груди, см; H – высота дерева, м; D_{cr} – диаметр кроны, м; L_{cr} – длина кроны, м; ρ_{wood} и ρ_{bark} – соответственно базисная плотность древесины в коре и коры ствола, кг/м³.

*** Показан возраст саженцев кедра сибирского для Костромской области [4].

РЕЗУЛЬТАТЫ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

С учетом изложенного, мы провели сравнительный анализ моделей следующих структур:

$$\ln Y = a_0 + a_1 \ln D + a_2 \ln H + a_3 \ln A, \quad (3)$$

$$\ln Y = a_0 + a_1 \ln D + a_2 \ln H, \quad (4)$$

$$\ln Y = a_0 + a_1 \ln D + a_2 \ln A, \quad (5)$$

$$\ln Y = a_0 + a_1 \ln A + a_2 \ln H, \quad (6)$$

$$\ln Y = a_0 + a_1 \ln D, \quad (7)$$

$$\ln Y = a_0 + a_1 \ln A, \quad (8)$$

$$\ln Y = a_0 + a_1 \ln H, \quad (9)$$

где Y – один из продукционных или морфологических показателей табл. 1. Наряду с моделью (4) очень часто используется зависимость биомассы дерева от так называемого «видового цилиндра» D^2H , показывающая обычно связь, близкую к функциональной, но только по отношению к массе и объему ствола [29; 55; 56]. В отношении биомассы кроны было неоднократно показано, что подобная комбинированная переменная объясняет изменчивость биомассы кроны даже в меньшей степени, чем только диаметр ствола. Причина в том, что при фиксированном диаметре связь биомассы кроны с высотой дерева отрицательная, а в комбинированной переменной она «принудительно» предполагается быть положительной [12; 13; 20; 31; 42]. По этой причине модели с названной комбинированной переменной здесь не рассматриваются. В моделях (3)–(9) не предусмотрено участие густоты древостоя в качестве одной из прогностических переменных по причине, изложенной ранее [18].

Сравнительный анализ моделей (3)–(6) выполнен на предмет мультиколлинеарности прогностических переменных, используя программное обеспечение Python (<https://www.reneshbedre.com/blog/variance-inflation-factor.html>). На первом этапе анализа мы получили следующий результат (табл. 2):

Оказалось, что наименее коррелирован с диаметром и высотой дерева его возраст, тем не менее, зна-

чение VIF, равное 27,8, а также остальные два (115,0 и 145,9), свидетельствуют о высокой взаимной корреляции трех прогностических переменных, и модель (3) нельзя считать корректной при использовании имеющихся исходных данных.

Таблица 2

Показатели VIF для прогностических переменных модели (3)

Прогностическая переменная	$\ln A$	$\ln D$	$\ln H$
VIF	27,8	115,0	145,9

На втором этапе анализа выполнен перебор трех вариантов 2-факторной модели (4), (5) и (6) (табл. 3).

Таблица 3

Показатели VIF для прогностических переменных моделей (4), (5) и (6)

Номер модели	(4)		(5)		(6)	
Прогностическая переменная	$\ln D$	$\ln H$	$\ln D$	$\ln A$	$\ln A$	$\ln H$
VIF	114,8	21,9	27,8			

Оказалось, что наиболее сильная взаимная корреляция имеется между диаметром ствола и высотой дерева, менее выраженная – между диаметром ствола и возрастом, а также – между высотой дерева и его возрастом, но во всех случаях высокий уровень мультиколлинеарности не позволяет рассматривать модели (4), (5) и (6) в качестве адекватных для оценки продукционных показателей деревьев кедров сибирского.

Таким образом, мы приходим к выводу, что наши фактические данные о биопродуктивности и морфологии деревьев кедров сибирского не позволяют построить на их основе статистически адекватные многофакторные модели. Казалось бы, охвачен широкий возрастной диапазон от 4 до 165 лет, диапазон диаметра ствола от 1 до 29 см и диапазон высоты деревьев от 1,4 до 24 м, но все эти переменные в названных диапазонах оказались тесно коррелированы. Для построения 3-факторной модели продукционных и мор-

фологических показателей необходима корректно структурированная матрица исходных данных: для каждой градации возраста должны быть представлены фактические значения продукционных и морфологических показателей в максимально возможном диапазоне диаметра ствола, а для каждого сочетания возраста и диаметра ствола дерева должны быть представлены фактические значения названных показателей в максимально возможном диапазоне высоты деревьев. В подобной матрице данных мультиколлинеарность исключается, но ее формирование – дело отдаленного будущего.

Исходя из результатов двух этапов выполненного анализа мультиколлинеарности, всё, что можно получить сегодня по имеющейся базе данных по кедров сибирскому – рассчитать простые (однофакторные) аллометрические модели. На этом третьем этапе предстоит выяснить, какая прогностическая перемен-

ная из трех анализируемых будет объяснять наибольшую долю варьирования того или иного продукционного или морфометрического показателя. Для этой цели выполнен расчет моделей (7), (8) и (9), и его результаты представлены в табл. 4.

Варианты моделей с наибольшими значениями коэффициента детерминации сведены в табл. 5. Все модели значимы на уровне вероятности $p < 0,05$ и выше. Во всех моделях для продукционных показателей наиболее информативен диаметр ствола. В моделях для базисной плотности коры наиболее информативен возраст дерева (модель 8), но поскольку его значение не всегда доступно, для данного показателя продублирована модель (7), объясняющая несколько меньшую изменчивость плотности ($\text{adj}R^2$ равен 0,481 против 0,690). Аналогичное дублирование по моделям (8) и (9) было применено к морфологическим показателям (L_{cr}/H) и (D_{cr}/H).

Таблица 4
Значения коэффициентов детерминации моделей (7), (8) и (9)*

Зависимая переменная	Номер модели и прогностическая переменная			Зависимая переменная	Номер модели и прогностическая переменная		
	(7)	(8)	(9)		(7)	(8)	(9)
	$\ln D$	$\ln A$	$\ln H$		$\ln D$	$\ln A$	$\ln H$
Для продукционных показателей				Для морфологических показателей			
$\ln P_s$	0,980	0,712	0,948	$\ln D_{cr}$	0,620	0,079	0,464
$\ln P_{bark}$	0,974	0,683	0,934	$\ln L_{cr}$	0,886	0,525	0,878
$\ln P_{br}$	0,904	0,421	0,791	$\ln(D_{cr}/D)$	0,680	0,466	0,642
$\ln P_f$	0,868	0,379	0,693	$\ln(L_{cr}/D_{cr})$	0,274	0,260	0,368
$\ln P_a$	0,987	0,632	0,913	$\ln(L_{cr}/H)$	0,330	0,623	0,490
$\ln V_t$	0,986	0,710	0,955	$\ln(D_{cr}/H)$	0,329	0,715	0,552
$\ln V_{bark}$	0,955	0,782	0,938	–	–	–	–
$\ln \rho_{wood}$	0,319	0,092	0,260	–	–	–	–
$\ln \rho_{bark}$	0,481	0,690	0,509	–	–	–	–

* Обозначения переменных см. табл. 1. Жирным шрифтом выделены наибольшие значения коэффициента детерминации.

Таблица 5
Характеристика моделей (7), (8) и (9)

Номер модели	Зависимая переменная	Константы модели		$\text{adj}R^{2**}$	SE***
		a_0^*	a_1		
(7)	$\ln P_s$	–3,5250	2,6680	0,980	0,248
	$\ln P_{bark}$	–4,6110	2,3037	0,974	0,244
	$\ln P_{br}$	–3,3844	2,0993	0,904	0,439
	$\ln P_f$	–3,3131	1,8445	0,868	0,470
	$\ln P_a$	–2,4881	2,4289	0,987	0,185
	$\ln V_t$	–2,7351	2,7524	0,986	0,207
	$\ln V_{bark}$	–4,9709	2,6921	0,955	0,376
	$\ln \rho_{wood}$	6,1618	–0,1047	0,319	0,106
(8)	$\ln \rho_{bark}$	7,3715	–0,3967	0,481	0,272
	$\ln \rho_{bark}$	8,2758	–0,5053	0,690	0,221
(7)	$\ln D_{cr}$	–0,3219	0,4874	0,620	0,203
	$\ln L_{cr}$	0,1780	0,7005	0,886	0,163
	$\ln(D_{cr}/D)$	–0,2502	–0,5489	0,680	0,211
(9)	$\ln(L_{cr}/D_{cr})$	0,4257	0,2855	0,368	0,182
(9)	$\ln(L_{cr}/H)$	0,2226	–0,2688	0,490	0,173
(8)	$\ln(L_{cr}/H)$	0,8136	–0,3238	0,623	0,149
(9)	$\ln(D_{cr}/H)$	–0,1888	–0,5432	0,552	0,240
(8)	$\ln(D_{cr}/H)$	2,0689	–1,0073	0,715	0,192

* свободный член модели скорректирован на логарифмическую трансформацию [26];

** $\text{adj}R^2$ – коэффициент детерминации, скорректированный на количество переменных;

*** SE – стандартная ошибка модели.

По биомассе корней кедр сибирского ситуация с фактическими данными еще хуже, чем по надземной: для Урала они отсутствуют, но имеются лишь немногочисленные данные для сеянцев и культур Вологодской области и Красноярского края в количестве 13 определений в возрасте от 4 до 21 года. По упомянутым 13 измерениям биомассы надземных и подземных органов кедр сибирского мы получили зависимость

$$\ln(P_r/P_a) = -0,0483 - 0,5680 \ln A;$$

$$\text{adj}R^2 = 0,839; SE = 0,186. \quad (10)$$

Согласно модели (10) отношение биомассы корней к надземной в посадках кедр сибирского снижается с 0,43 в возрасте 4 года до 0,17 в возрасте 21 год.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Поскольку в литературных источниках предлагаются аллометрические модели биомассы с разным количеством прогностических переменных, причем без учета мультиколлинеарности последних, впервые выполнен анализ трех- и двухфакторных моделей на предмет мультиколлинеарности и установлено, что имеющаяся на сегодня база данных о биомассе деревьев кедр сибирского не дает возможности построить корректные многофакторные модели по условию мультиколлинеарности.

Предложена система простых (однофакторных) аллометрических моделей продукционных и морфологических показателей кедр сибирского, адекватных на уровне вероятности $p < 0,05$ и выше. Модели продукционных показателей могут быть использованы для оценки биопродуктивности кедровников на пробных площадях в возрастной динамике и при моделировании их углерод депонирующей способности. Модели морфологических показателей могут быть применены при анализе морфоструктуры древесного полога кедровников, в том числе, с применением методов глубокого обучения.

Для молодых посадок кедр выявлена специфика отношения биомассы корней к надземной в возрастной динамике, это соотношение снижается с 0,43 до 0,17 в возрастном диапазоне от 4 лет до 21 года.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЕ ССЫЛКИ

1. Барышевцев В. Кедровники – плодовые сады // Лесной журнал. 1917. Вып. 1-3. С. 35–55.
2. Братилова Н. П., Матвеева Р. Н., Буторова О. Ф. Биология и формовое разнообразие сосны кедровой сибирской // Эко-Потенциал. 2014. № 1 (5). С. 120–127.
3. Воробьев В. Н. Биологические основы комплексного использования кедровых лесов / отв. ред. И. В. Семечкин. Новосибирск : Наука : Сиб. отд-ние, 1983. 254 с.
4. Воробьев В. Н., Хамитов Р. С. Влияние состояния филлотаксиса на показатели роста сеянцев кедр сибирского // Вестник Иркутской гос. сельскохозяйств. акад. 2015. Вып. 69. С. 46–52.
5. Гурский А. А. Форма и полндревесность стволов сосны в искусственных насаждениях ленточных боров Казахстана // Вестник сельскохозяйственной науки Казахстана. 1972. № 11. С. 91–94.

6. Ильюшенко А. Ф. Сезонное развитие листовой поверхности и биологическая продуктивность в березняках // Лесоведение. 1968. № 2. С. 3–13.

7. Матвеева Р. Н., Буторова О. Ф., Братилова Н. П. Королева тайги. Красноярск : СибГТУ, 2003. 144 с.

8. Мауринь А. М., Лиєпа И. Я., Дрике А. Я. и др. Прогнозирование плодоношения древесных растений // Оптимизация использования и воспроизводства лесов СССР. М. : Наука, 1977. С. 50–53.

9. Налимов В. В. Теория эксперимента. М. : Наука, 1971. 208 с.

10. Репина Е. Г., Цыпин А. П., Зайчикова Н. А., Ширнаева С. Ю. Эконометрика в табличном редакторе MS Excel [Электронный ресурс]: практикум. Самара: Изд-во Самар. гос. экон. ун-та, 2019. ISBN 978-5-94622-970-8 (https://rusneb.ru/catalog/000199_000009_010271621/).

11. Усольцев В. А. Взаимосвязь некоторых таксационных элементов кроны и ствола у березы пушистой в Северном Казахстане // Вестник сельскохозяйственной науки Казахстана. 1971. № 2. С. 80–84.

12. Усольцев В. А. Моделирование структуры и динамики фитомассы древостоев. Красноярск: Изд-во Красноярского ун-та, 1985. 191 с. (<http://elar.usfeu.ru/handle/123456789/3353>).

13. Усольцев В. А. Рост и структура фитомассы древостоев. Новосибирск : Наука, Сибирское отд-ние, 1988. 253 с.

14. Усольцев В. А. О применении регрессионного анализа в лесоводственных задачах // Лесная таксация и лесоустройство. 2004. № 1 (33). С. 49–55.

15. Усольцев В. А. Фитомасса модельных деревьев лесобразующих пород Евразии: база данных, климатически обусловленная география, таксационные нормативы. Екатеринбург : Уральский государственный лесотехнический университет, 2016. 336 с.

16. Усольцев В. А. Фитомасса модельных деревьев для дистанционной и наземной таксации лесов Евразии : монография. Электронная база данных. 3-е доп. изд. Екатеринбург : Ботанический сад УрО РАН, Уральский государственный лесотехнический университет, 2023. – 1 электрон. опт. диск (CD-ROM). ISBN 978-5-8295-0861-6 (<https://elar.usfeu.ru/handle/123456789/12451>).

17. Усольцев В. А., Марковский В. И., Максимов С. В. и др. О планировании пассивного эксперимента при оценке фитомассы лесов // Научные труды. Вып. 2. Екатеринбург : УГЛТУ, 2002. С. 15–22.

18. Усольцев В. А., Цепордей И. С. Морфология кроны лесобразующих родов Евразии: аллометрия и ранжирование // Хвойные бореальной зоны. 2023б. Т. 41. № 6. С. 504–514. DOI: 10.53374/1993-0135-2023-6-504-514.

19. Усольцев В. А., Воробейчик Е. Л., Бергман И. Е. Биологическая продуктивность лесов Урала в условиях техногенного загрязнения: Исследование системы связей и закономерностей. Екатеринбург : УГЛТУ, 2012. 365 с.

20. Усольцев В. А., Ковязин В. Ф., Цепордей И. С. и др. Биомасса ассимиляционного аппарата лесов Евразии: коррекция методов эмпирического моделирования // Известия Санкт-Петербургской лесотехнич. акад. 2020. Вып. 232. С. 50–78. DOI: 10.21266/2079-4304.2020.232.50-78

21. Усольцев В. А., Цепордей И. С., Часовских В. П. Модели для оценки биомассы деревьев лесообразующих видов по диаметру кроны в связи с использованием дронов // Хвойные бореальной зоны. 2023а. Т. 41. № 4. С. 300–305.
22. Усольцев В. А., Щерба Н. П. Структура фитомассы кедровых сосен в плантационных культурах. Красноярск : Изд-во СибГТУ, 1998. 134 с. (<http://elar.usfeu.ru/handle/123456789/3377>).
23. Усольцев В. А., Щукин А. В. О географии и экологии кедра сибирского // Лесная таксация и лесоустройство. Красноярск : СибГТУ, 2003. № 1(32). С. 115–119.
24. Abdullah N., Jubok Z. H. Multicollinearity remedial techniques in model-building // Matematika. 2013. Vol. 29. No. 1b. P. 107–115.
25. Bartkowiec L., Paluch J. Morphological plasticity of six tree species with different light demands growing in multi-layered deciduous forests in Central Europe // European Journal of Forest Research. 2023. Vol. 142 (5). P. 1177–1195.
26. Baskerville G. L. Use of logarithmic regression in the estimation of plant biomass // Canadian Journal of Forest Research. 1972. Vol. 2 (1). P. 49–53.
27. Basu I., Maji S. Multicollinearity correction and combined feature effect in Shapley values // Proceedings AI 2021: Advances in Artificial Intelligence, 34th Australasian Joint Conference, AI 2021, Sydney, NSW, Australia, February 2–4, 2022. P. 1–12. (Lecture Notes in Computer Science. 2022.)
28. Basuki T. M., Van Laake P. E., Skidmore A. K. et al. Allometric equations for estimating the above-ground biomass in tropical lowland Dipterocarp forests // Forest Ecology and Management. 2009. Vol. 257. P. 1684–1694.
29. Bi H., Turner J., Lambert M. J. Additive biomass equations for native eucalypt forest trees of temperate Australia // Trees. 2004. Vol. 18. P. 467–479.
30. Bombelli A., Avitabile V., Beileli Marchesini L. et al. Assessment of the status of the development of the standards for the terrestrial essential climate variables: biomass. Food and Agriculture Organization – Global Terrestrial Observation System, Rome, 2009. 86 p.
31. Bondé L., Ganamé M., Ouédraogo O. et al. Allometric models to estimate foliage biomass of *Tamarindus indica* in Burkina Faso // Southern Forests: a Journal of Forest Science. 2017. Vol. 80. P. 143–150.
32. Brown S. Measuring carbon in forests: current status and future challenges // Environmental Pollution. 2001. Vol. 116. P. 363–372.
33. Chave J., Andalo C., Brown S. et al. Tree allometry and improved estimation of carbon stocks and balance in tropical forests // Oecologia. 2005. Vol. 145. P. 87–99.
34. Draper N. R., Smith H. Applied regression analysis. New York, NY : Wiley, 2014. 736 p.
35. Falster D., Duursma R., Ishihara M. et al. BAAD: a Biomass And Allometry Database for woody plants // Ecology. 2015. Vol. 96(5). P. 1445 (Ecological Archives E096-128).
36. Fehrmann L., Kleinn C. General considerations about the use of allometric equations for biomass estimation on the example of Norway spruce in central Europe // Forest Ecology and Management. 2006. Vol. 236. P. 412–421.
37. Harmon I., Weinstein B., Bohlman S. et al. A neuro-symbolic framework for tree crown delineation and tree species classification // Remote Sensing. 2024. Vol. 16. Article 4365.
38. Joosten R., Schumacher J., Wirth C. et al. Evaluating tree carbon predictions for beech (*Fagus sylvatica* L.) in western Germany // Forest Ecology and Management. 2004. Vol. 189. P. 87–96.
39. Jucker T., Fischer F. J., Chave J. et al. Tallo – a global tree allometry and crown architecture database // Global Change Biology. 2022. Vol. 28. P. 5254–5268.
40. Kalliovirta J., Tokola T. Functions for estimating stem diameter and tree age using tree height, crown width and existing stand database information // Silva Fennica. 2005. Vol. 39. P. 227–248.
41. Kittredge J. Estimation of amount of foliage of trees and stands // Journal of Forestry. 1944. Vol. 42. No. 11. P. 905–912.
42. Lin K., Lyu M., Jiang M. et al. Improved allometric equations for estimating biomass of the three *Castanopsis carlesii* H. forest types in subtropical China // New Forests. 2017. Vol. 48. P. 115–135.
43. Marcoulides K. M., Raykov T. Evaluation of variance inflation factors in regression models using latent variable modeling methods // Educational and Psychological Measurement. 2019. Vol. 79(5). P. 874–882.
44. Návar J. Biomass component equations for Latin American species and groups of species // Annals of Forest Science. 2009. Vol. 66. P. 208–216.
45. Návar J. Alometría para biomasa en especies arbóreas del noroeste de México // Tropical and Subtropical Agroecosystems. 2010. Vol. 12. P. 507–519.
46. Oke J. A., Akinkunmi W. B., Etebeffia S. O. Use of correlation, tolerance, and variance inflation factor for multicollinearity test // Global Scientific Journals, 2019. Vol. 7(5). P. 652–659.
47. Pretzsch H. The effect of tree crown allometry on community dynamics in mixed-species stands versus monocultures. A review and perspectives for modeling and silvicultural regulation // Forests. 2019. Vol. 10. Article 810.
48. Pretzsch H. Tree growth as affected by stem and crown structure // Trees. 2021. Vol. 35. P. 947–960.
49. Schmucker J., Uhl E., Steckel M. et al. Crown allometry and growing space requirements of four rare domestic tree species compared to oak and beech: implications for adaptive forest management // European Journal of Forest Research. 2022. Vol. 141. P. 587–604.
50. Schumacher F. X., Hall F. S. Logarithmic expression of timber-tree volume // Journal of Agricultural Research. 1933. Vol. 47. No. 9. P. 719–734.
51. Segura M., Kanninen M. Allometric models for tree volume and total aboveground biomass in a tropical humid forest in Costa Rica // Biotropica. 2005. Vol. 37. P. 2–8.
52. Shumie A., Alemu A., Abebe G. et al. Allometric equations for estimation of above- and below-ground biomass of *Acacia mearnsii* in northwestern Ethiopia // Forest Science and Technology. 2024. Vol. 20. No. 3. P. 279–285.
53. Sukhbaatar G., Chimednyam D., Nachin B. et al. Allometric equations for the estimation of above- and below-ground biomass for *Larix sibirica* Ledeb. in Northern Mongolia // Forest Science and Technology. 2023. Vol. 19. P. 12–20.

54. Wirth C., Schumacher J., Schulze E. D. Generic biomass functions for Norway spruce in central Europe – a meta-analysis approach toward prediction and uncertainty estimation // *Tree Physiology*. 2003. Vol. 24. P. 121–139.

55. Xiang W., Liu S., Deng X. et al. General allometric equations and biomass allocation of *Pinus massoniana* trees on a regional scale in southern China // *Ecological Research*. 2011. Vol. 26. P. 697–711.

56. Xiang W., Zhou J., Ouyang S. et al. Species-specific and general allometric equations for estimating tree biomass components of subtropical forests in southern China // *European Journal of Forest Research*. 2016. Vol. 135. P. 963–979.

57. Yoo W., Mayberry R., Bae S. et al. A study of effects of multicollinearity in the multivariable analysis // *International Journal of Applied Science and Technology*. 2014. Vol. 4(5). Article 9.

58. Zianis D., Mencuccini M. On simplifying allometric analyses of forest biomass // *Forest Ecology and Management*. 2004. Vol. 187. P. 311–332.

REFERENCES

1. Baryshevcev V. Kedrovniki – plodovye sady // *Lesnoj zhurnal*. 1917. Vyp. 1-3. S. 35–55.

2. Bratilova N. P., Matveeva R. N., Butorova O. F. Biologiya i formovoe raznoobrazie sosny kedrovoy sibirskoy // *Eko-Potencial*. 2014. № 1 (5). S. 120–127.

3. Vorob'ev V. N. Biologicheskie osnovy kompleksnogo ispol'zovaniya kedrovyyh lesov / otv. red. I. V. Semechkin. Novosibirsk : Nauka : Sib. otd-nie, 1983. 254 s.

4. Vorob'ev V. N., Hamitov R. S. Vliyaniye sostoyaniya fillotaksisa na pokazateli rosta seyancev kedra sibirskogo // *Vestnik Irkutskoy gosudarstvennoy sel'skohozyajstvennoy akademii*. 2015. Vyp. 69. S. 46–52.

5. Gurskij A. A. Forma i polnodrevesnost' stvolov sosny v iskusstvennyh nasazhdeniyah lentochnyh borov Kazakhstana // *Vestnik sel'skohozyajstvennoy nauki Kazakhstana*. 1972. № 11. S. 91–94.

6. Il'yushenko A. F. Sezonnoye razvitiye listovoy poverhnosti i biologicheskaya produktivnost' v bereznyakh // *Lesovedenie*. 1968. № 2. S. 3–13.

7. Matveeva R. N., Butorova O. F., Bratilova N. P. Koroleva tajgi. Krasnoyarsk : SibGTU, 2003. 144 s.

8. Maurin' A. M., Liepa I. Ya., Drike A. Ya. i dr. Prognozirovaniye plodonosheniya drevesnyh rasteniy // *Optimizatsiya ispol'zovaniya i vosproizvodstva lesov SSSR*. M. : Nauka, 1977. S. 50–53.

9. Nalimov V. V. Teoriya eksperimenta. M. : Nauka, 1971. 208 s.

10. Repina E. G., Cypin A. P., Zajchikova N. A., Shirmaeva S. Yu. Ekonometrika v tablichnom redaktore MS Excel [Elektronnyy resurs] : praktikum. Samara : Izd-vo Samar. gos. ekon. un-ta, 2019. ISBN 978-5-94622-970-8. (https://rusneb.ru/catalog/000199_000009_010271621/).

11. Usol'cev V. A. Vzaimosvyaz' nekotoryh taksacionnyh elementov krony i stvola u berezy pushistoy v Severnom Kazakhstane // *Vestnik sel'skohozyajstvennoy nauki Kazakhstana*. 1971. № 2. S. 80–84.

12. Usol'cev V. A. Modelirovaniye struktury i dinamiki fitomassy drevostoev. Krasnoyarsk : Izd-vo Krasnoyarskogo un-ta, 1985. 191 s. (<http://elar.usfeu.ru/handle/123456789/3353>).

13. Usol'cev V. A. Rost i struktura fitomassy drevostoev. Novosibirsk : Nauka, Sibirskoe otd-nie, 1988. 253 s.

14. Usol'cev V. A. O primenenii regressionnogo analiza v lesovodstvennykh zadachah // *Lesnaya taksatsiya i lesoustroystvo*. 2004. № 1 (33). S. 49–55.

15. Usol'cev V. A. Fitomassa model'nyh derev'ev lesobrazuyushchih porod Evrazii : baza dannyh, klimaticheskii obuslovlennaya geografiya, taksacionnye normativy. Ekaterinburg : Ural'skij gosudarstvennyj lesotekhnicheskij universitet, 2016. 336 s.

16. Usol'cev V. A. Fitomassa model'nyh derev'ev dlya distancionnoj i nazemnoj taksatsii lesov Evrazii : Monografiya. Elektronnyaya baza dannyh. 3-e dopolnennoe izdanie. Ekaterinburg : Botanicheskij sad UrO RAN, Ural'skij gosudarstvennyj lesotekhnicheskij universitet, 2023. 1 elektron. opt. disk (CD-ROM). ISBN 978-5-8295-0861-6 (<https://elar.usfeu.ru/handle/123456789/12451>).

17. Usol'cev V. A., Markovskij V. I., Maksimov S. V. i dr. O planirovanii passivnogo eksperimenta pri ocenke fitomassy lesov // *Nauchnye trudy. Vyp. 2*. Ekaterinburg : UGLTU, 2002. S. 15–22.

18. Usol'cev V. A., Cepordej I. S. Morfologiya krony lesobrazuyushchih rodov Evrazii: allometriya i ranzhirovaniye // *Hvojnye boreal'noj zony*. 2023b. T. 41, № 6. S. 504–514. DOI: 10.53374/1993-0135-2023-6-504-514.

19. Usol'cev V. A., Vorobejchik E. L., Bergman I. E. Biologicheskaya produktivnost' lesov Urala v usloviyah tekhnogenogo zagryazneniya: Issledovanie sistemy svyazej i zakonomernostej. Ekaterinburg : UGLTU, 2012. 365 s.

20. Usol'cev V. A., Kovyazin V. F., Cepordej I. S. i dr. Biomassa assimilyacionnogo apparata lesov Evrazii: korrekciya metodov empiricheskogo modelirovaniya // *Izvestiya Sankt-Peterburgskoj lesotekhnicheskoy akademii*. 2020. Vyp. 232. S. 50–78. DOI: 10.21266/2079-4304.2020.232.50-78

21. Usol'cev V. A., Cepordej I. S., Chasovskih V. P. Modeli dlya ocenki biomassy derev'ev lesobrazuyushchih vidov po diametru krony v svyazi s ispol'zovaniem dronov // *Hvojnye boreal'noj zony*. 2023a. T. 41, № 4. S. 300–305.

22. Usol'cev V. A., Shcherba N. P. Struktura fitomassy kedrovyyh sosen v plantacionnykh kul'turah. Krasnoyarsk : Izd-vo SibGTU, 1998. 134 s. (<http://elar.usfeu.ru/handle/123456789/3377>).

23. Usol'cev V. A., Shchukin A. V. O geografii i ekologii kedra sibirskogo // *Lesnaya taksatsiya i lesoustroystvo*. Krasnoyarsk : SibGTU, 2003. № 1(32). S. 115–119.

24. Abdullah N., Jubok Z. H. Multicollinearity remedial techniques in model-building // *Matematika*. 2013. Vol. 29. No. 1b. P. 107–115.

25. Bartkowicz L., Paluch J. Morphological plasticity of six tree species with different light demands growing in multi-layered deciduous forests in Central Europe // *European Journal of Forest Research*. 2023. Vol. 142 (5). P. 1177–1195.

26. Baskerville G. L. Use of logarithmic regression in the estimation of plant biomass // *Canadian Journal of Forest Research*. 1972. Vol. 2 (1). P. 49–53.

27. Basu I., Maji S. Multicollinearity correction and combined feature effect in Shapley values // *Proceedings AI 2021: Advances in Artificial Intelligence, 34th Australasian Joint Conference, AI 2021, Sydney, NSW, Australia, February 2–4, 2022*. P. 1–12. (Lecture Notes in Computer Science. 2022.)

28. Basuki T. M., Van Laake P. E., Skidmore A. K. et al. Allometric equations for estimating the above-ground biomass in tropical lowland Dipterocarp forests // *Forest Ecology and Management*. 2009. Vol. 257. P. 1684–1694.
29. Bi H., Turner J., Lambert M. J. Additive biomass equations for native eucalypt forest trees of temperate Australia // *Trees*. 2004. Vol. 18. P. 467–479.
30. Bombelli A., Avitabile V., Beileli Marchesini L. et al. Assessment of the status of the development of the standards for the terrestrial essential climate variables: biomass. Food and Agriculture Organization – Global Terrestrial Observation System, Rome, 2009. 86 p.
31. Bondé L., Ganamé M., Ouédraogo O. et al. Allometric models to estimate foliage biomass of *Tamarin- dus indica* in Burkina Faso // *Southern Forests: a Journal of Forest Science*. 2017. Vol. 80. P. 143–150.
32. Brown S. Measuring carbon in forests: current status and future challenges // *Environmental Pollution*. 2001. Vol. 116. P. 363–372.
33. Chave J., Andalo C., Brown S. et al. Tree allometry and improved estimation of carbon stocks and balance in tropical forests // *Oecologia*. 2005. Vol. 145. P. 87–99.
34. Draper N. R., Smith H. Applied regression analysis. New York, NY : Wiley, 2014. 736 p.
35. Falster D., Duursma R., Ishihara M. et al. BAAD: a Biomass And Allometry Database for woody plants // *Ecology*. 2015. Vol. 96(5). P. 1445 (Ecological Archives E096-128).
36. Fehrmann L., Klein C. General considerations about the use of allometric equations for biomass estimation on the example of Norway spruce in central Europe // *Forest Ecology and Management*. 2006. Vol. 236. P. 412–421.
37. Harmon I., Weinstein B., Bohlman S. et al. A neuro-symbolic framework for tree crown delineation and tree species classification // *Remote Sensing*. 2024. Vol. 16. Article 4365.
38. Joosten R., Schumacher J., Wirth C. et al. Evaluating tree carbon predictions for beech (*Fagus sylvatica* L.) in western Germany // *Forest Ecology and Management*. 2004. Vol. 189. P. 87–96.
39. Jucker T., Fischer F. J., Chave J. et al. Tallo – a global tree allometry and crown architecture database // *Global Change Biology*. 2022. Vol. 28. P. 5254–5268.
40. Kalliovirta J., Tokola T. Functions for estimating stem diameter and tree age using tree height, crown width and existing stand database information // *Silva Fennica*. 2005. Vol. 39. P. 227–248.
41. Kittredge J. Estimation of amount of foliage of trees and stands // *Journal of Forestry*. 1944. Vol. 42. No. 11. P. 905–912.
42. Lin K., Lyu M., Jiang M. et al. Improved allometric equations for estimating biomass of the three *Castanopsis carlesii* H. forest types in subtropical China // *New Forests*. 2017. Vol. 48. P. 115–135.
43. Marcoulides K. M., Raykov T. Evaluation of variance inflation factors in regression models using latent variable modeling methods // *Educational and Psychological Measurement*. 2019. Vol. 79(5). P. 874–882.
44. Návár J. Biomass component equations for Latin American species and groups of species // *Annals of Forest Science*. 2009. Vol. 66. P. 208–216.
45. Návár J. Alometría para biomasa en especies arbóreas del noroeste de México // *Tropical and Subtropical Agroecosystems*. 2010. Vol. 12. P. 507–519.
46. Oke J. A., Akinkunmi W. B., Etebefia S. O. Use of correlation, tolerance, and variance inflation factor for multicollinearity test // *Global Scientific Journals*, 2019. Vol. 7(5). P. 652–659.
47. Pretzsch H. The effect of tree crown allometry on community dynamics in mixed-species stands versus monocultures. A review and perspectives for modeling and silvicultural regulation // *Forests*. 2019. Vol. 10. Article 810.
48. Pretzsch H. Tree growth as affected by stem and crown structure // *Trees*. 2021. Vol. 35. P. 947–960.
49. Schmucker J., Uhl E., Steckel M. et al. Crown allometry and growing space requirements of four rare domestic tree species compared to oak and beech: implications for adaptive forest management // *European Journal of Forest Research*. 2022. Vol. 141. P. 587–604.
50. Schumacher F. X., Hall F. S. Logarithmic expression of timber-tree volume // *Journal of Agricultural Research*. 1933. Vol. 47. No. 9. P. 719–734.
51. Segura M., Kanninen M. Allometric models for tree volume and total aboveground biomass in a tropical humid forest in Costa Rica // *Biotropica*. 2005. Vol. 37. P. 2–8.
52. Shumie A., Alemu A., Abebe G. et al. Allometric equations for estimation of above- and below-ground biomass of *Acacia mearnsii* in northwestern Ethiopia // *Forest Science and Technology*. 2024. Vol. 20. No. 3. P. 279–285.
53. Sukhbaatar G., Chimednyam D., Nachin B. et al. Allometric equations for the estimation of above- and below-ground biomass for *Larix sibirica* Ledeb. in Northern Mongolia // *Forest Science and Technology*. 2023. Vol. 19. P. 12–20.
54. Wirth C., Schumacher J., Schulze E. D. Generic biomass functions for Norway spruce in central Europe – a meta-analysis approach toward prediction and uncertainty estimation // *Tree Physiology*. 2003. Vol. 24. P. 121–139.
55. Xiang W., Liu S., Deng X. et al. General allometric equations and biomass allocation of *Pinus massoniana* trees on a regional scale in southern China // *Ecological Research*. 2011. Vol. 26. P. 697–711.
56. Xiang W., Zhou J., Ouyang S. et al. Species-specific and general allometric equations for estimating tree biomass components of subtropical forests in southern China // *European Journal of Forest Research*. 2016. Vol. 135. P. 963–979.
57. Yoo W., Mayberry R., Bae S. et al. A study of effects of multicollinearity in the multivariable analysis // *International Journal of Applied Science and Technology*. 2014. Vol. 4(5). Article 9.
58. Zianis D., Mencuccini M. On simplifying allometric analyses of forest biomass // *Forest Ecology and Management*. 2004. Vol. 187. P. 311–332.

© Усольцев В. А., Терехов Г. Г., 2025