

УДК 630\*526. 1+630\*524. 39

**В. А. Усолецев, С. В. Тепикин, И. В. Мельникова, З. Я. Нагимов**  
(Уральская государственная лесотехническая академия)

## **ОЦЕНКА МАССЫ КРОН СОСНЫ И ЕЛИ СРЕДНЕГО УРАЛА НА ОСНОВЕ ПСЕВДОИНВАРИАНТНЫХ ВЗАИМОСВЯЗЕЙ**

Выведены биологически обусловленные устойчивые аллометрические зависимости массы хвои и скелета кроны от диаметра ствола у основания кроны и от суммы площадей сечений ветвей I порядка, позволяющие многократно снизить объем полевых работ по взвешиванию и сушке фракций фитомассы крон сосны и ели без снижения точности получаемых результатов.

Высокая трудоемкость количественной оценки фитомассы древостоев по составляющим фракциям (листва, ветви, корни и т. д.), с одной стороны, и необходимость создания банков данных по фитомассе лесов в связи с разработкой глобальных экологических программ (Усолецев, 1993б), — с другой, требуют ускоренного развития методов учета фитомассы. В этой связи особую актуальность приобретает нахождение биологически обусловленных устойчивых взаимосвязей фитомассы деревьев с легко замеряемыми таксационными показателями.

Метод инвариантной оценки фитомассы кроны  $P$  по диаметру ствола у ее основания  $D_{ок}$ , основанный на принципе сбалансированности системы водного транспорта в дереве (пайп-модель), был предложен и получил дальнейшее развитие в работах японских исследователей (Yamaoka, 1958; Shinozaki et al, 1964; Oohata, Shinozaki, 1979; Chiba, 1990). Было показано, что соотношение  $P-D_{ок}$  инвариантно относительно возраста, условий местопроизрастания и в пределах различных видов одной древесной породы. В то же время, с диаметром на высоте груди  $D$  названное соотношение специфично по перечисленным факторам. Более тесная связь  $P-D_{ок}$  ( $R = 0,99$ ) в сравнении с зависимостью  $P-D$  ( $R = 0,94$ ) подтверждена у сосны ежовой (Loomis et al, 1966), а также у сосны ладанной (Blanche et al, 1985) и обыкновенной (Вомперский, Иванов, 1984; Кайбияйнен и др., 1986). А. И. Иванов и А. И. Дубинин (1992), проанализировав физиологические аспекты названного феномена в естественных сосняках в возрасте 40-120 лет, объяснили инвариантность зависимости  $P-D_{ок}$  тем, что в сечении ствола у основания кроны доля площади ранней древесины заболони, в том числе доля зоны транзита влаги (последних 3-5-годовых слоев), имеет максимальную и устойчивую величину.

С учетом изложенного и исходя из выполненного анализа публикаций по инвариантным методам оценки массы крон (Усольцев, 1993а), мы попытались реализовать принцип инвариантности на примере основных лесобразующих пород Среднего Урала — сосны и ели — с целью разработки ускоренного метода составления нормативов для таксации фитомассы древостоев при невысоких трудозатратах, но без снижения точности учета.

### Объекты и методика

Исследования проведены в сомкнутых ельниках Предуральской предгорной провинции широколиственно-хвойных лесов (Красноуфимский лесхоз), Среднеуральской низкогорной провинции среднетаежных лесов (Ново-Лялинский лесхоз) и в сомкнутых сосняках Зауральской холмисто-предгорной провинции в пределах средней (Карпинский лесхоз) и южной (Учебно-опытный лесхоз УГЛТА) подзон тайги (Колесников и др., 1973). Доля ели в составе древостоя от 10 до 5 единиц с примесью пихты, березы, сосны или кедра; сосняки преимущественно чистые по составу. Характеристика пробных площадей приведена в табл. 1.

Модельные деревья взяты по ступеням толщины, по 4-10 на каждой пробной площади. У модельных деревьев замеряли в двух направлениях диаметры ствола на высоте груди и у основания кроны, по числу годичных колец на пне определяли возраст. Крону делили на 3 секции, отделяли ее от ствола и секаторами обрезали охвоенные побеги (древесную зелень). Соотношение хвои и побегов в древесной зелени определяли в каждой секции по навескам 0,5-1,0 кг, взятым из массы предварительно перемешанной древесной зелени секции. От каждой секции брали навески хвои, охвоенных и неохвоенных побегов (5-50 г) для определения содержания сухого вещества путем сушки до постоянного веса при температуре 105°C.

У модельных деревьев, соответствующих рангу среднего дерева, проведены дополнительные измерения и взвешивания: у каждого обрубали все ветви I порядка и измеряли диаметры у основания ветвей. У ветвей взвешивали отдельно неохвоенную и охвоенную части и от последней брали навеску около 50 г для определения доли хвои путем непосредственного ее обрывания с последующей сушкой полученных фракций. Этим методом обработано по 16 модельных деревьев ели и сосны в диапазоне возрастов и эколого-ценотических условий, представленных в табл. 1.

### Результаты и обсуждение

Успешность реализации поставленной задачи и корректность результатов в немалой степени определяются выбором адекватной функции, описывающей зависимость  $P \sim D_{ок}$ . Анализ литературы показывает, что линейная функция (Вомперский, Иванов, 1984; Marchand, 1984; Dean, Long, 1986) и полином второго порядка (Вомперский, Иванов, 1984) в случае, когда они рассчитываются методом наименьших квадратов, некорректны при малых значениях  $D_{ок}$ , поскольку линия регрессии не про-

Таблица 1

**Распределение количества пробных площадей (числитель)  
и модельных деревьев (знаменатель) по типам леса  
и таксационным показателям**

Типы леса	Классы бонитета	Классы возраста								Итого
		I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII— XV	
Ельничек липняковый	I	—	—	2/16	—	—	—	—	—	2/16
Е. травяно-зеленомошный	II	—	—	1/8	2/17	1/7	—	—	—	4/32
	III	1/5	1/7	—	3/25	—	1/7	—	—	6/44
Е. разнотравно-зеленомошный	III	3/15	—	1/5	1/5	—	—	—	—	5/25
Е. высокоствольно-равнохвощевый	IV	—	1/5	1/10	1/10	—	—	—	—	5/25
Е. зеленомошно-кисличный	IV	—	—	—	2/10	—	—	1/5	—	3/15
Е. долгомошно-сфагновый	V	—	—	—	—	1/5	2/10	—	2/10	5/25
Итого в ельниках		4/20	2/12	5/39	9/67	2/12	3/17	1/5	2/10	28/182
Сосняк разнотравный	I	—	—	1/7	2/12	1/3	—	—	—	4/22
С. ягодничковый	II	—	1/3	7/50	1/7	3/17	—	—	1/4	13/81
	III	—	3/21	1/9	—	1/6	2/14	—	—	7/50
С. брусничный	II	—	—	1/5	—	—	—	—	—	1/5
	III	—	1/4	5/29	2/11	2/5	—	—	—	10/49
	IV	—	1/4	3/13	1/7	1/6	—	—	—	6/30
С. болотный	V	—	—	—	1/6	1/4	—	—	1/3	3/13
Итого в сосняках		—	6/32	18/113	7/43	9/41	2/14	—	2/7	44/250

ходит через начало координат. Последнему условию удовлетворяет функция аллометрического роста, имеющая к тому же определенное биологическое обоснование (Гульбе и др., 1991; Рождественский и др., 1991; Shinozaki et al, 1964; Loomis et al, 1966; Dean, Long, 1986).

С учетом изложенного по всей совокупности 110 модельных деревьев ели нами рассчитаны приближенно инвариантные аллометрические зависимости (рис. 1,а)

$$P_x = 0,01542 D_{ок}^{2,4091}; R^2 = 0,970 \quad (1)$$

стандартная ошибка SE = 3,9%;

$$P_c = 0,00676 D_{ок}^{2,7027}; R^2 = 0,970; SE = 5,1%, \quad (2)$$

где  $P_x$  и  $P_c$  — соответственно масса хвои и скелета кроны (ветви плюс побеги текущего года) в абсолютно сухом состоянии, кг;  $D_{ок}$  — диаметр ствола у основания кроны, см. Все константы при независимых переменных здесь и далее статистически достоверны на уровне  $t_{0,5}$ . Уравнения действительны в пределах распределения модельных деревьев и пробных площадей по определяющим факторам (см. табл. 1).

Для оценки точности регрессионных уравнений обычно рассчитывают величину относительной ошибки  $\Delta$ , %:

$$\Delta = 100 \sqrt{\Sigma[(y_i - \bar{y}_i) / \bar{y}_i]^2 / (n - k)}, \quad (3)$$

где  $n$  — число наблюдений;  $k$  — число коэффициентов уравнения;  $y_i$  и  $\bar{y}_i$  — соответственно расчетные и фактические значения зависимой переменной. Однако при большом диапазоне варьирования зависимой переменной, (т. е. большой общей дисперсии) малые значения определяемой величины дают ошибку, непомерно большую в сравнении с вкладом этих малых значений в конечный результат оценки (Сенкевич, 1980; Рождественский и др., 1988; Усольцев, Крепкий, 1994). Поэтому в нашей работе использован показатель стандартной ошибки SE, %, рассчитываемой по формуле

$$SE = S / Y_{cp} = 100 \sqrt{\Sigma(y_i - \bar{y}_i)^2 / (n - k)} / Y_{cp}, \quad (4)$$

где  $S$  — абсолютная ошибка уравнения, или остаточное отклонение;  $Y_{cp}$  — средняя величина зависимой переменной, рассчитываемая как функция средних значений независимых переменных по уравнению, точность которого мы определяем (Рождественский и др., 1988).

В отличие от сечения ствола у основания кроны, в общем сечении ствола на высоте груди вышеупомянутая зона транзита влаги составляет незначительную долю. Последнее из названных сечений содержит ядро и заболонь, представленную на 90% зоной депонирования резервной влаги (Иванов, Дубинин, 1992). Поэтому доля зоны транзита влаги в этом

сечении варьирует с возрастом и условиями произрастания, а связь массы кроны с диаметром  $D$  (см) в той же совокупности 110 модельных деревьев менее тесная, чем с диаметром  $D_{ок}$  (рис. 1, а, б):

$$P_x = 0,04220 D^{1,6696}; R^2 = 0,893; SE = 10,3\%, \quad (5)$$

$$P_c = 0,02003 D^{2,1147}; R^2 = 0,906; SE = 11,1\%. \quad (6)$$

С учетом изложенных соображений зависимости (5) и (6) не могут быть приняты в качестве инвариантных. Тем не менее, диаметр  $D$  может быть использован для оценки массы кроны ели, но с включением в уравнения (5) и (6) дополнительных таксационных показателей дерева и древостоя, косвенным образом объясняющих изменчивость проводящей способности ствола на высоте груди:

$$P_x = 0,2291D^{3,5217}D^{0,4552 \ln \alpha}G^{-2,0325}G^{0,5317 \ln H_{100}}H_{100}^{-0,8512 \ln D}A^{-0,03877 \ln^2 \alpha};$$

$$R^2 = 0,957; SE = 4,8\%; \quad (7)$$

$$P_c = 0,1636D^{3,3804}D^{0,5698 \ln \alpha}G^{-1,8390}G^{0,4158 \ln H_{100}}H_{100}^{-0,8179 \ln D}A^{-0,04232 \ln^2 \alpha};$$

$$R^2 = 0,956; SE = 6,5\%, \quad (8)$$

где  $A$  — возраст дерева, лет;  $G$  — сумма площадей сечений древостоя,  $m^2/га$ ;  $H_{100}$  — класс бонитета, выраженный средней высотой древостоя (м) в базовом возрасте 100 лет по бонитетной шкале М. М. Орлова.

В сосняках по совокупности 250 модельных деревьев получены приближенно инвариантные зависимости (рис. 2,а):

$$P_x = 0,02115 D_{ок}^{2,1660}; R^2 = 0,935; SE = 15,4\%; \quad (9)$$

$$P_c = 0,01863 D_{ок}^{2,5356}; R^2 = 0,942; SE = 7,7\%. \quad (10)$$

Рассчитанные для оценки массы кроны по той же совокупности деревьев сосны альтернативные взаимосвязи имеют вид (рис. 2. б)

$$P_x = 0,00786D^{2,1407}; R^2 = 0,896; SE = 23,5\%; \quad (11)$$

$$P_c = 0,00534D^{2,5419}; R^2 = 0,930; SE = 10,2\%; \quad (12)$$

Уравнения (11) и (12) характеризуются более низкими коэффициентами детерминации по сравнению с (9) и (10). Тем не менее, включение в уравнения (11) и (12) всего набора определяющих таксационных показателей и расчет уравнений

$$P_x = 67,8582 \cdot D^{1,5619} \cdot D^{0,5669 \ln \alpha} \cdot G^{-1,9568} \cdot H_{100}^{-1,0614} \cdot A^{-0,2417 \ln D};$$

$$R^2 = 0,935; SE = 16,0\%; \quad (13)$$

$$P_c = 5,0621D^{1,9532} \cdot D^{0,5012 \ln D} \cdot G^{-1,8674} \cdot H_{100}^{-0,2884 \ln D} \cdot A^{-0,2526};$$

$$R^2 = 0,946; SE = 8,8\%; \quad (14)$$

позволили повысить коэффициенты детерминации до уровня уравнений (9) и (10).

Это означает, что варьирование доли зоны транзита влаги в сечении ствола на высоте груди и варьирование массы кроны, тесно связанной с названной зоной, определяются одновременным действием четырех факторов: величины диаметра  $D$ , возраста дерева, полноты древостоя и добротности условий произрастания. Однако это связано с необходимостью получения огромного массива экспериментальных данных фитомассы по всем определяющим факторам. При условии обеспечения ортогональности (отсутствия взаимной корреляции) определяющих факторов общее число модельных деревьев равно  $n^j$ , где  $n$  — число градаций в пределах варьирования каждого фактора;  $j$  — число факторов. При  $j = 4$  и минимальном значении  $n = 5$  это составит 625 модельных деревьев. Подобный объем экспериментального материала использован нами при составлении нормативов для таксации фитомассы сосняков Северного Казахстана (Усольцев, 1988). Обычно же исходный материал при составлении подобных нормативов имеет меньший объем. Поэтому нормативы составляются либо по ограниченному числу факторов и числу пробных площадей, заложенных по каждому из них, либо с нарушениями принципа ортогональности.

Итак, оценка фитомассы кроны дерева может быть выполнена на основе простых взаимосвязей с диаметром  $D_{ок}$ . Однако при составлении таблиц фитомассы на уровне древостоя использование таких взаимосвязей сопряжено со значительными трудностями, поскольку в этом случае измерить диаметры под кроной у всех растущих деревьев практически невозможно. Авторы пайп-модели (Shinozaki et al, 1964) предложили дополнить основную псевдоинвариантную зависимость  $P \sim D_{ок}$  вспомогательной зависимостью  $D_{ок} \sim D$ , при этом предполагалось, что последняя имела бы локальный характер и определялась в каждом конкретном древостое.

По сути, в их предложении был уже заложен принцип разложения исследуемой закономерности на составляющие, имеющие разные уровни обобщения и связанные между собой рекуррентным соотношением (Усольцев, 1988). Первым реализовал названную двухэтапную процедуру определения массы кроны О. С. Ватковский (1968). Он установил, что масса кроны дуба наиболее точно определяется по суммарной площади сечения ветвей  $I$  порядка  $\Sigma S_{об}$ . Поскольку измерение последнего показателя очень трудоемко, он ввел вспомогательную зависимость  $\Sigma S_{об}$  от площади сечения ствола на высоте груди  $S$ . Полученные О. С. Ватковским закономерности можно обобщить в виде рекуррентной системы зависимостей

$$\left. \begin{array}{l} \text{I. } P = f(\Sigma S_{об}) \\ \text{II. } \Sigma S_{об} = f(S) \end{array} \right\} \quad (15)$$

В системе (15) зависимая переменная вспомогательного уравнения II входит в основное уравнение I в качестве независимой переменной (Усольцев, 1988), а стрелкой показана последовательность их табулирования. Уравнение I является приближенно инвариантным, применимым для широкого диапазона возрастов и эколого-ценотических условий, а уравнение II имеет локальное значение, оно может быть рассчитано по данным обмера ветвей I порядка, а также измерения величины  $S$  у 5-10 деревьев, взятых по ступеням толщины на данной пробной площади.

Позднее рекуррентный принцип при оценке площади поверхности и сухой массы листвы березы на основе пайп-модели был реализован М. В. Козловым и И. В. Соколовой (1984). Они вывели псевдоинвариантную зависимость  $P_x \sim D_{ок}$ , общую для берез различных видов, и вспомогательную зависимость  $D_{ок} \sim D$ , учитывающую сбег бессучковой зоны ствола:

$$D_{ок} = f(D, LO), \quad (16)$$

где  $LO$  — расстояние от высоты груди до основания кроны. В результате авторами составлена таблица для определения массы листвы березы по двум легко измеряемым показателям.

Наиболее полное развитие метод оценки массы крон на основе псевдоинвариантных взаимосвязей и рекуррентно-регрессионных систем получил в работах Т. А. Гульбе с соавт. (1991) и С. Г. Рождественского с соавт. (1991), где на трех древесных породах исследованы инвариантные продукционно-морфометрические характеристики крон деревьев и оценена точность полученных взаимосвязей при определении массы крон на единице площади древостоев.

Использование псевдоинвариантных взаимосвязей при оценке массы крон обеспечивает снижение трудозатрат при составлении нормативов учета фитомассы древостоев. В этом случае нет необходимости получения экспериментальных данных фитомассы по всему диапазону возрастов и эколого-ценотических условий. Достаточно исследовать изменение констант соотношения  $D_{ок} \sim D$  по названным определяющим факторам. На рис. 3 даны фрагменты полей распределения экспериментальных данных ели и сосны для соотношения  $D_{ок} \sim D$ , варьирующего в связи с возрастом деревьев. Графики показывают, что в молодняках величина  $D_{ок}$  превышает величину  $D$  или равна ей, но по мере возрастного сдвига основания кроны вверх по стволу величина  $D_{ок}$  все более уменьшается по сравнению с  $D$ . При одном и том же диаметре  $D$  диаметр  $D_{ок}$  тем меньше, чем выше возраст дерева. Соотношение  $D_{ок} \sim D$  изменяется не только с возрастом, но и в зависимости от условий произрастания при фиксированном возрасте, а также в зависимости от полноты древостоя при фиксированном возрасте и условиях произрастания. Сказанное конкретизировано выводом обобщающих многофакторных уравнений для ели

$$D_{ок} = 0,2436D^{1,4427} \cdot D^{0,1793 \ln D} \cdot G^{-0,0996 \ln H_{100}} \cdot H_{100}^{0,9807} \cdot H_{100}^{-0,3228 \ln D} \cdot A^{-0,06439 \ln D},$$

$$R^2 = 0,953; SE = 1,3\% \quad (17)$$

и для сосны

$$D_{ок} = 14,1419D^{0,8381} \cdot D^{0,2069}nG \cdot G^{-0,8055} \cdot H_{100}^{0,1484}nD \cdot A^{0,1441}; R^2 = 0,943; SE = 1,7\% \quad (18)$$

Зависимости (17) и (18), совмещенные с основными уравнениями (1)–(2) и (9)–(10), образуют для ели и сосны соответственно две рекуррентные регрессионные системы общего вида

$$\left. \begin{array}{l} \text{I. } P = f(D_{ок}) \\ \text{II. } D_{ок} = f(D, G, H_{100}, A) \end{array} \right\} \quad (19)$$

которые дают возможность расчетным путем, без натурных работ оценить фитомассу кроны на 1 га, если известны ряды распределения деревьев по ступеням толщины, составленные по каждому из трех факторов, включенных в качестве определяющих в уравнения (17) и (18).

Учитывая вывод О. С. Ватковского (1968) о большей информативности показателя  $\Sigma S_{об}$  в сравнении с  $D_{ок}$  при оценке массы кроны, а также опыт исследований С. Г. Рождественского с соавт. (1991) и Т. А. Гульбе с соавт. (1991), по совокупности 16 средних модельных деревьев нами рассчитаны псевдоинвариантные связи второго вида:

для ели

$$P_x = 0,02392 \Sigma S_{об}^{1,1162}; R^2 = 0,988; SE = 1,4\% \quad (20)$$

$$P_c = 0,02672 \Sigma S_{об}^{1,1064}; R^2 = 0,972; SE = 2,1\% \quad (21)$$

и для сосны

$$P_x = 0,02039 \Sigma S_{об}^{1,0159}; R^2 = 0,924; SE = 3,5\% \quad (22)$$

$$P_c = 0,00660 \Sigma S_{об}^{1,4208}; R^2 = 0,983; SE = 1,7\% \quad (23)$$

где  $\Sigma S_{об}$  — суммарная площадь сечений у основания ветвей I порядка, см<sup>2</sup>. Попарное сравнение уравнений (1) и (20), (2) и (21), (9) и (22), (10) и (23) показывает, что суммарная площадь сечения ветвей и диаметр  $D_{ок}$  в качестве независимой переменной дают оценки массы кроны, близкие между собой по точности. Однако нужно иметь в виду, что показатель  $\Sigma S_{об}$  является расчетным, его получение более трудоемко и менее технологично в сравнении с  $D_{ок}$ . С целью упростить применение уравнений (20)–(23) для оценки массы кроны, вслед за С. Г. Рождественским с соавт. (1991), мы рассчитали вспомогательные приближенно инвариантные зависимости:

для ели

$$\Sigma S_{об} = 0,8288D_{ок}^{2,0690}; R^2 = 0,962; SE = 1,2\% \quad (24)$$



и для сосны

$$\Sigma S_{об} = 1,8637 D_{ок}^{1,7912}; R^2 = 0,954; SE = 2,5\% \quad (25)$$

В этом случае двухэтапную рекуррентную систему (19) можно заменить трехэтапной

$$\left. \begin{array}{l} \uparrow \text{I. } P = f(\Sigma S_{об}) \\ \text{II. } \Sigma S_{об} = f(D_{ок}) \\ \uparrow \text{III. } D_{ок} = f(D, G, H_{100}, A) \end{array} \right\} \quad (26)$$

Сравнение псевдоинвариантных уравнений вида  $P \sim D_{ок}$  и  $P \sim \Sigma S_{об}$  по показателям детерминации и стандартным ошибкам, а также сравнение результатов их табулирования (табл. 2) показывает, что расхождения между ними незначительные и скорее всего находятся в пределах доверительных диапазонов регрессий. Результаты сравнения тем более убедительны, что объем экспериментального материала, включенного в расчет зависимости  $P \sim \Sigma S_{об}$ , в несколько раз меньше объема исходных данных зависимости  $P \sim D_{ок}$  и, строго говоря, названные две зависимости сравнивать не совсем правомерно.

Результаты сравнения позволяют сделать вывод, что не только зависимости  $P \sim D_{ок}$  и  $P \sim \Sigma S_{об}$ , но и соответствующие им рекуррентные системы (19) и (26), могут использоваться для оценки массы кроны на равных основаниях. Поскольку при усреднении результатов, полученных по двум регрессионным системам, ошибки взаимно нейтрализуются (Гульбе и др., 1991), то для повышения точности оценок можно рекомендовать одновременное применение регрессионных систем (19) и (26).

Трудоемкость составления нормативов учета фитомассы древостоев может быть существенно снижена также путем сокращения массива экспериментальных данных, по которому рассчитывается псевдоинвариантная взаимосвязь. С целью оптимизации объема экспериментальных данных из исходных массивов (110 деревьев ели и 250 — сосны) посредством генератора случайных чисел были набраны в 10 повторностях для каждой породы три выборки данных в объеме  $m$ , где  $m = 5, 10$  или  $20$  деревьев. По каждой выборке рассчитаны аллометрические зависимости  $P \sim D_{ок}$  для массы хвои и скелета кроны и затем аппроксимированы по фактическим значениям исходных массивов. Полученные значения  $P_x$  и  $P_c$  сопоставлены с соответствующими фактическими значениями в исходных массивах путем расчета стандартных ошибок по формуле (4). Результаты расчета (табл. 3) показывают, что при увеличении объема выборки с 5 до 20 деревьев ошибки уравнений регрессии несколько снижаются. Это снижение, выраженное зависимостью  $SE \sim m$ , характеризуется коэффициентами детерминации  $0,20 \cdot 0,23$  при значениях критерия Стьюдента  $t_{05}$ , равных от 3,1 до  $3,3 > 2,0$ . Однако объем выборки  $m=20$  и исходный объем данных дают фактически одинаковые ошибки.

Таблица 2

## Сравнение результатов табулирования псевдоинвариантных уравнений двух видов

Показатели	Ступени диаметра ствола у основания кроны, см										Номер уравнения
	4	6	8	10	12	14	16	18	20		
Ель											
$P_x$ , кг	0,5	1,2	2,3	4,0	6,1	9,0	12,3	16,3	21,0	(1)	
$P_c$ , кг	0,3	0,9	1,9	3,4	5,6	8,5	12,1	16,7	22,2	(2)	
$\Sigma S_{об}$ , см <sup>2</sup>	15	34	61	97	142	195	257	328	408	(24)	
$P_x$ , кг	0,5	1,2	2,4	4,0	6,1	8,7	11,8	15,6	19,8	(20)	
$P_c$ , кг	0,5	1,3	2,5	4,2	6,4	9,1	12,4	16,2	20,6	(21)	
Сосна											
$P_x$ , кг	0,4	1,0	1,9	3,1	4,6	6,4	8,6	11,1	13,9	(9)	
$P_c$ , кг	0,6	1,7	3,6	6,4	10,1	14,9	20,9	28,2	36,8	(10)	
$\Sigma S_{об}$ , см <sup>2</sup>	23	50	84	125	174	230	293	363	439	(25)	
$P_x$ , кг	0,5	1,2	2,1	3,2	4,7	6,4	8,3	10,5	12,9	(22)	
$P_c$ , кг	0,6	1,6	3,3	5,9	9,3	13,8	19,5	26,3	34,4	(23)	

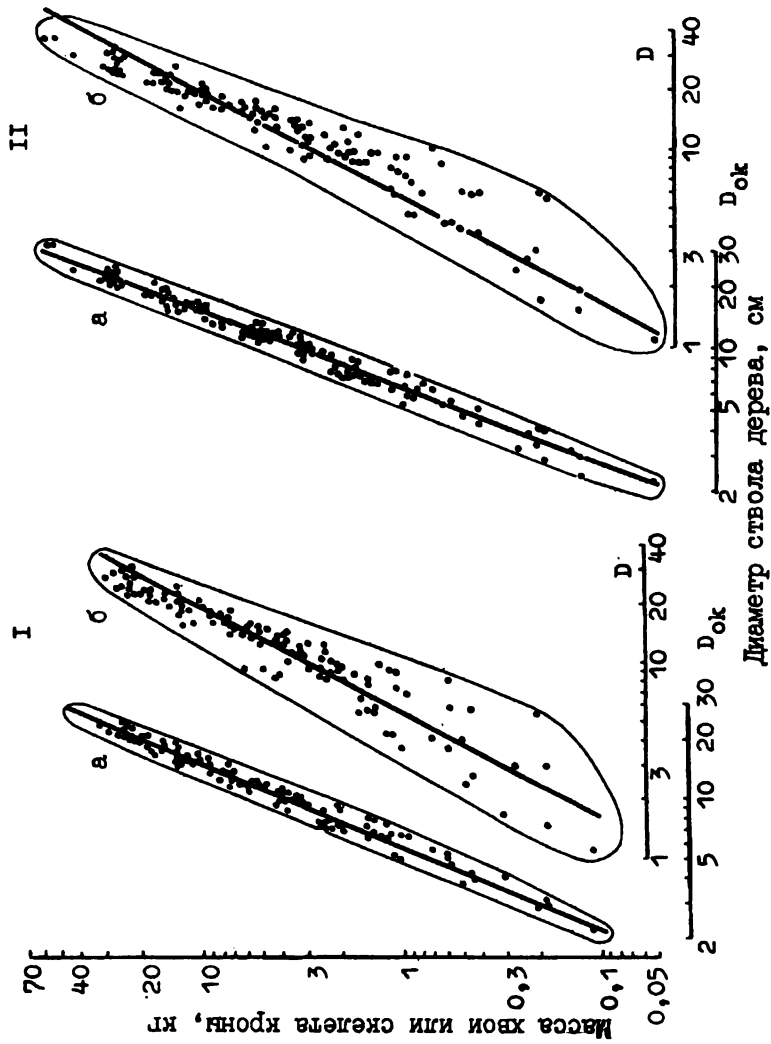


Рис. 1. Зависимость массы хвои (I) и скелета кроны (II) ели в абсолютно сухом состоянии от диаметра ствола у основания кроны (а) и от диаметра на высоте груди (б)

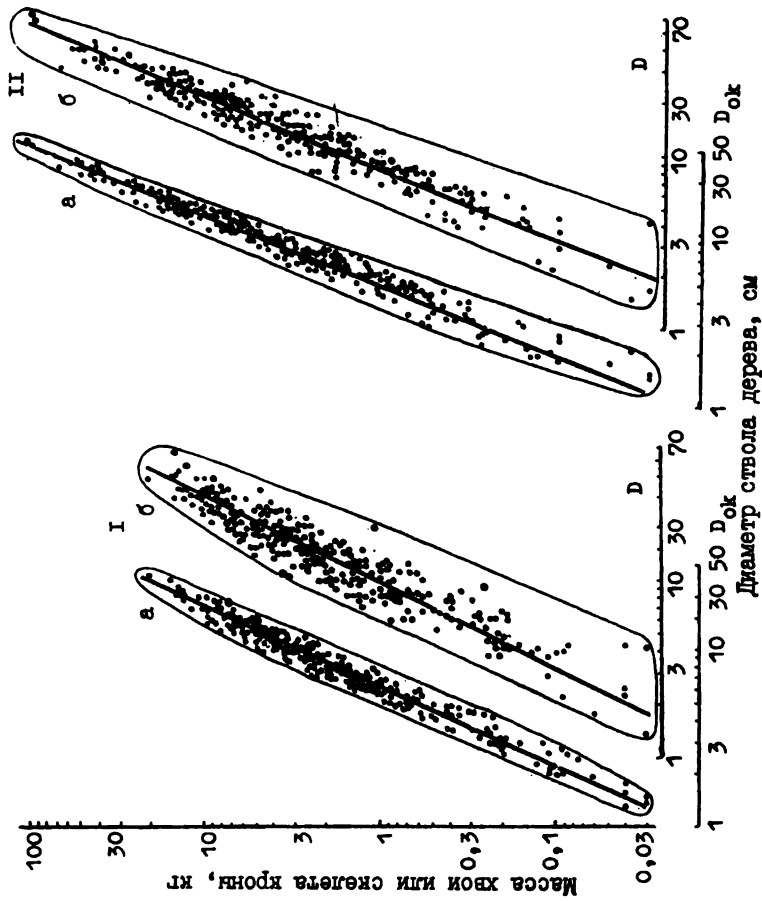


Рис. 2. Зависимость массы хвои (I) и скелета кроны (II) сосны в абсолютно сухом состоянии от диаметра ствола у основания кроны (а) и от диаметра на высоте груди (б)

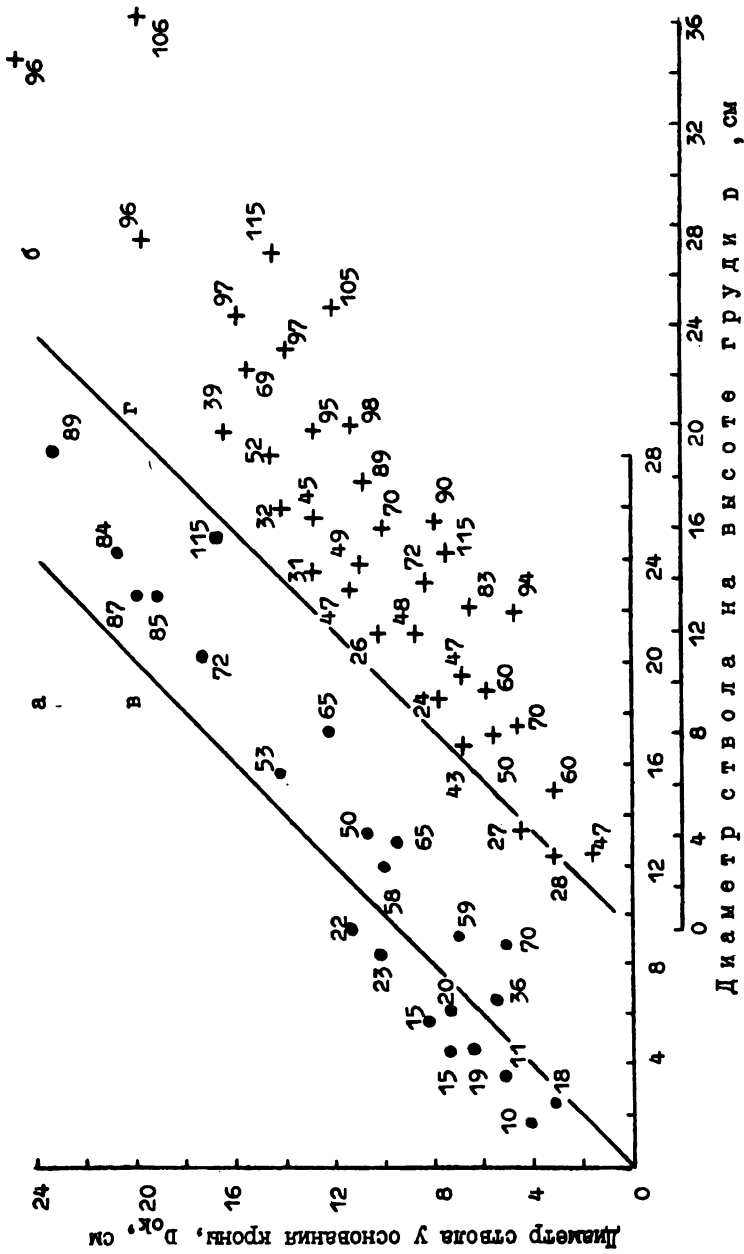


Рис. 3. Зависимость диаметра ствола у основания кроны ели (а) и сосны (б) от диаметра на высоте груди; в и г — линии равенства диаметров  $D_{ок}$  и  $D$  соответственно у ели и сосны. Цифрами обозначен возраст деревьев в годах

Таблица 3

Средние значения ошибок (числитель) и пределы их варьирования по 10 повторностям (знаменатель) в зависимости от числа модельных деревьев, взятых для расчета зависимости  $R \sim D_{ок}$

Фракции фито-массы	Ошибки (%) при объеме выборки (экз. деревьев)			
	5	10	20	исходный массив
Ель				
Хвоя	$\frac{4,4}{(3,9-5,3)}$	$\frac{4,6}{(3,9-5,1)}$	$\frac{3,9}{(3,9-4,1)}$	3,9
Скелет кроны	$\frac{5,7}{(5,1-6,8)}$	$\frac{5,4}{(5,1-5,9)}$	$\frac{5,3}{(5,1-5,7)}$	5,1
Сосна				
Хвоя	$\frac{20,9}{(16,0-27,2)}$	$\frac{17,6}{(14,9-28,6)}$	$\frac{15,9}{(14,9-17,5)}$	15,4
Скелет кроны	$\frac{10,3}{(6,6-20,8)}$	$\frac{7,9}{(7,3-9,4)}$	$\frac{7,7}{(7,3-7,9)}$	7,7

Из сказанного следует, что для получения надежной зависимости  $R \sim D_{ок}$  нет необходимости рубить и взвешивать 110 деревьев в ельниках и 250 в сосняках, как это было выполнено в нашей работе. Для этой цели достаточно взять в диапазоне ступеней толщины  $D$  от 1 до 50 см и в максимально возможных диапазонах возраста и эколого-ценотических условий методом случайной или систематической выборок около 20 деревьев.

### Заключение

Выполненный на феноменологическом уровне анализ простых зависимостей массы листвы и скелета кроны ели и сосны от диаметра ствола у основания кроны и полученные аллометрические уравнения позволяют многократно снизить объем полевых работ по взвешиванию и сушке фракций фитомассы. Это обеспечивается приближенной инвариантностью названных уравнений относительно возраста древостоев и эколого-ценотических условий их роста.

Поскольку последние факторы определяют массу крон на 1 га, то при составлении нормативов для оценки фитомассы сбор экспериментальных данных осуществляется по названным факторам на 600-700 модельных деревьях и ограничивается традиционным определением линейных размеров деревьев, таксационных показателей древостоев и пересчетом деревьев по ступеням толщины — без взвешивания массы крон. Совмещение названных показателей с приближенно инвариантными уравнениями для оценки фитомассы осуществляется посредством рекуррентных регрессионных систем.

Объем экспериментальных данных по фитомассе крон, используемых для расчета зависимостей  $P \sim D_{ок}$ , может быть сокращен до 20 модельных деревьев, взятых в максимально широком диапазоне толщины стволов, а также возраста и эколого-ценотических условий.

### Библиографический список

Ватковский О. С. Методы определения фитомассы ствола и кроны дуба // Лесоведение, 1968. № 6. С. 58-64.

Вомперский С. Э., Иванов А. И. Связь площади поперечного сечения заболони с массой хвои сосны обыкновенной // Лесоведение, 1984. № 3. С. 60-65.

Гульбе Т. А., Рождественский С. Г., Уткин А. И. и др. Опыт оценки массы крон мелколиственных древостоев по параметрам ветвей и ствола // Лесоведение, 1991. № 2. С. 48-58.

Иванов А. И., Дубинин А. И. Площадь сечения заболони и площадь зоны транзита влаги в ней у сосны обыкновенной // Лесоведение, 1992. № 5. С. 28-37.

Кайбияйнен Л. К., Хари П., Сазонова Т. А., Мякеля А. Сбалансированность системы водного транспорта у сосны обыкновенной. III. Площадь проводящей ксилемы и масса хвои // Лесоведение, 1986. № 1. С. 31-37.

Козлов М. В., Соколова И. В. Методика определения площади и массы листы берез // Лесоведение, 1984. № 6. С. 79-83.

Колесников Б. П., Зубарева Р. С., Смолоногов Е. П. Лесорастительные условия и типы лесов Свердловской области. Свердловск: УНЦ АН СССР, 1973. 176 с.

Рождественский С. Г., Уткин А. И., Гульбе Я. И. Статистическая обработка фактического материала // Анализ продукционной структуры древостоев. М.: Наука, 1988. С. 7-10.

Рождественский С. Г., Гульбе Т. А., Уткин А. И. и др. Инвариантные продукционно-морфологические характеристики крон деревьев мелколиственных пород // Лесоведение, 1991. № 1. С. 31-41.

Сенкевич Н. Г. Зависимость между массой листьев и проводящей системой ствола вяза мелколистного // Лесоведение, 1980. № 1. С. 89-94.

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

Усольцев В. А. Применение инвариантных взаимосвязей при оценке массы крон деревьев. Екатеринбург: УЛТИ, 1993а. 90 с.

Усольцев В. А. Глобальные экологические программы и базы данных по фитомассе лесов // ИВУЗ. Лесн. журнал. 1993б № 4. С. 3-7.

Усольцев В. А., Крепкий И. С. Регрессионный анализ вертикально-фракционного распределения массы корней в сосняках Аман-Карагайского бора // Экология, 1994, № 2. С. 21-33.

Blanche C. A., Hodges J. D., Nebeker T. E. A leaf area - sapwood area ratio developed to rate loblolly pine tree vigor // Can. J. For. Res. 1985. Vol. 15. P. 1181-1184.

Chiba Y. Plant form analysis based on the pipe model theory. I. A statical model within the crown // Ecol. Res. 1990. Vol. 5. P. 207-220.

Dean T. J., Long J. N. Variation in sapwood area - leaf area relations within two stands of lodgepole pine // For. Sci. 1986. Vol. 32. № 3. P. 749-758.

Loomis R. M., Phares R. E., Crosby J. S. Estimating foliage and branchwood quantities in shortleaf pine // For. Sci. 1966. Vol. 12. № 1. P. 30-39.

Marchand P. J. Sapwood area as an estimator of foliage biomass and projected leaf area for *Abies balsamea* and *Picea rubens* // Can. J. For. Res. 1984. Vol. 14. № 1. P. 85-87.

Oohata S., Shinozaki K. A statistical model of plant form-Further analysis of the pipe model theory // Japan. J. Ecol. 1979. Vol. 29. P. 323-335.

Shinozaki K., Yoda K., Hozumi K., Kira T. A quantitative analysis of plant form - the pipe model theory // Jap. J. Ecol. 1964. Vol. 14. №. 3. -1: Basic analysis. P. 97-105; №. 4. -2: Further evidence of the theory and its application in forest ecology. P. 133-139.

Yamaoka Y. The total transpiration from a forest // Trans. Amer. Geophys. Union. 1958. Vol. 39. P. 266-272.