

## Статистическая модель распределения удельной активности цезия-137 по территории локального участка древостоя

*А. Н. Раздайводин, А. А. Белов, А. Н. Белов,  
Всероссийский научно-исследовательский институт лесоводства  
и механизации лесного хозяйства*

*Анализируются данные измерений удельной активности радионуклидов в почве 75-летних сосновых насаждений в зоне радиоактивных выпадений в результате аварии на Чернобыльской АЭС в 1986 г. Определены параметры статистических моделей распределения уровней радиации по территории лесного насаждения.*

*The data for measuring specific radionuclide activity in soil of 75 years old pine forest in the region where radioactive substances were fell out in consequence of Chernobyl accident in 1986 are analyzed. The parameters of statistical models of distribution of irradiation intensity along forest stand territory are determined.*

*Ключевые слова: удельная активность, статистическая модель, участок древостоя, цезий-137*

Использование статистических моделей – один из наиболее ёмких методов описания особенностей пространственного распределения изучаемых объектов. Знание параметров распределения удельной активности радионуклидов по территории лесных насаждений позволяет определить оптимальную схему обследований и необходимый объем учетных работ при оценке радиационной обстановки на землях лесного фонда.

Первые попытки использовать с этой целью вероятностные модели (на примере растительных сообществ) относятся к 1920-м годам. Однако широкое распространение в научной работе моделирование получило лишь полвека спустя, в связи с развитием количественного метода экологических исследований.

В настоящее время выделяют 3 общих типа природных распределений:

- относительно равномерное (регулярное);
- случайное (беспорядочное);
- агрегированное (неравномерное).

Регулярные распределения формируются в условиях, содействующих равномерному рассеиванию объектов по территории, когда различия в их количестве в каждой отдельно взятой точке в основном обусловлены случайными причинами. Описание таких распределений обычно осуществляют с помощью математической вероятностной функции Гаусса-Лапласа (нормальное распределение). Для аппроксимации случайного размещения объектов используют формулу Пуассона, характеризующую распределение редких событий, а для агрегированных распределений

предложен ряд теоретических моделей, основанных на различных предположениях о механизме формирования пространственной структуры [8–10]. Соответствие реального распределения той или иной теоретической модели позволяет выбирать наиболее эффективные методы математической статистики для анализа экспериментальных данных.

Мы проводили исследования в мае 2010 г. в 75-летнем сосняке-зеленомошнике Красногорского участкового лесничества Клинецовского лесничества Брянской обл. на участке с плотностью радиоактивного загрязнения насаждения свыше 150 Ки/км<sup>2</sup>. В пределах пробной площади, заложенной в возвышенной части нагорья, был выделен экспериментальный участок квадратной формы (0,25 га), разделенный на 100 площадок по 25 м<sup>2</sup> (5 × 5 м) с фиксированными границами. На каждой площадке отбор проб почвы осуществляли стандартным пробоотборником по схеме «пяти уколов», т.е. из 5 смежных точек (по схеме «конверта»). Общая масса почвы в одной пробе в среднем составила 1145,7 ± 10,6 г. Содержание <sup>137</sup>Cs определяли на гамма-анализаторе в условиях лаборатории радиационного контроля

отдела радиационной экологии леса ФБУ ВНИИЛМ.

Средняя арифметическая оценка удельной активности <sup>137</sup>Cs (УА <sup>137</sup>Cs) по результатам измерения всех 100 почвенных проб составила 21101,0 Бк/кг при среднеквадратическом отклонении 4946,0 Бк/кг. Коэффициент вариации данного статистического ряда (23,4%) свидетельствует о значительной вариабельности показателя удельной активности [3]. Тем не менее, статистический анализ не выявил существенного отличия фактического распределения УА <sup>137</sup>Cs от нормального распределения. Как видно из табл. 1, фактические частоты наблюдаемых оценок УА <sup>137</sup>Cs весьма близки к частотам нормального распределения, рассчитанным по стандартному алгоритму [5], а вычисленное значение критерия хи-квадрат ( $\chi^2_{\text{факт}} = 2,847$ ) значительно меньше теоретического значения  $\chi^2_{0,05} = 14,07$  при вероятности  $P = 95\%$ .

При дальнейшей обработке экспериментальных данных было проверено соответствие фактического распределения УА <sup>137</sup>Cs еще двум теоретическим моделям: случайному и логарифмически нормальному (логнормальному) рас-

**Таблица 1. Сопоставление фактического распределения удельной активности цезия-137 с тремя теоретическими моделями (размер выборки – 100 площадок)**

Нормальное распределение			Закон Пуассона			Логнормальное распределение		
Интервальная оценка УА, кБк/кг	Встречаемость средних частных оценок УА, %		Преобразованная оценка УА, усл. ед.	Встречаемость средних частных оценок УА, %		Средняя интервальная оценка УА, кБк/кг	Встречаемость средних частных оценок УА, %	
	факт.	теор.		факт.	теор.		факт.	теор.
10,00-11,99	2	2	0	2	1	1,00-1,049	2	0
12,00-13,99	4	4	1	4	3	1,05-1,099	0	2
14,00-15,99	8	8	2	8	8	1,10-1,149	4	4
16,00-17,99	16	12	3	16	14	1,15-1,199	7	8
18,00-19,99	14	15	4	14	17	1,20-1,249	16	14
20,00-21,99	16	17	5	16	17	1,25-1,299	16	18
22,00-23,99	14	15	6	14	15	1,30-1,349	16	19
24,00-25,99	9	12	7	9	11	1,35-1,399	21	15
26,00-27,99	8	8	8	8	7	1,40-1,449	10	11
28,00-29,99	6	4	9	6	4	1,45-1,499	5	6
30,00-31,99	2	2	10	2	2	1,50-1,549	2	2
32,00 и >	1	1	11	1	1	1,55 и >	1	1
$\chi^2_{\text{факт}}$	2,847		$\chi^2_{\text{факт}}$	3,018		$\chi^2_{\text{факт}}$	3,709	
$\chi^2_{0,05}$	14,07		$\chi^2_{0,05}$	14,07		$\chi^2_{0,05}$	14,07	

пределениям. С этой целью исходные интервальные оценки УА  $^{137}\text{Cs}$  были преобразованы: в первом случае – в условные дискретные величины от 0 до 11, во втором – вместо фактических значений удельной активности (кБк/кг) были использованы соответствующие логарифмы.

Полученные значения критерия хи-квадрат в обоих случаях оказались выше (табл. 1), чем в случае с нормальным распределением, и, значит, с меньшей точностью отражают действительное положение вещей. Однако в обоих случаях рассчитанные оценки критерия не превысили его теоретической величины при  $P = 95\%$ , а следовательно, фактическое распределение УА  $^{137}\text{Cs}$  формально не может быть признано достоверно отличающимся как от модели Пуассона, так и от логнормального распределения.

При обсуждении полученных результатов необходимо отметить следующие особенности.

Модель Пуассона разработана для аппроксимации редких событий и наиболее точно описывает природные распределения (в зависимости от изучаемого объекта и особенностей территории) при весьма малых значениях средней арифметической выборки – порядка 0,1–0,5 и менее [1]. При достаточно больших значениях средней арифметической распределение Пуассона сравнивается с нормальным распределением; в примере, приведенном в книге «Количественная экология растений» [2, с. 57], это отмечено при величине выборочной средней 9,0, в нашем случае – 5,0.

При рассмотрении результатов статистического анализа необходимо обратить внимание на возникновение отрицательной асимметрии (правостороннее смещение) ряда распределения после логарифмического преобразования исходных данных: показатель асимметрии в данном случае равен -0,276. Исходное распределение имеет несколько более симметричный вид.

При исследованиях в первые годы после аварии на Чернобыльской АЭС было отмечено, что в 1987–1990 гг. на локальных участках древостоев, расположенных ближе к реактору, распределение радионуклидов по площади характеризовалось достаточно хорошо выраженной неоднороднос-

тью; а на удалении в несколько десятков километров распределение показателей мощности дозы в основном носило диффузный характер [6].

Аппроксимация данных измерений удельной активности  $^{137}\text{Cs}$  моделью нормального распределения свидетельствует об отсутствии ярко выраженной неравномерности размещения радионуклида по территории обследованного участка древостоя. Причины этого, по-видимому, заключаются в следующем. Во-первых, за четверть века с момента аварии на Чернобыльской АЭС произошел распад значительной доли радионуклида (период полураспада  $^{137}\text{Cs}$  равен 30 годам); в частности, с 1994 по 2002 г. мощность дозы гамма-излучения на землях лесного фонда, загрязненных радионуклидами, снизилась в среднем на 20–25 % [7]. При этом на микроучастках с его более высокой исходной плотностью распалось большее количество вещества. Во-вторых, в течение всего этого времени происходило горизонтальное перераспределение вещества радионуклида на поверхности и в верхних слоях почвы за счет опадения из крон вещества  $^{137}\text{Cs}$ , изначально осевшего на хвое и ветвях, и за счет его механического переноса талыми и дождевыми водами. Определенная часть радионуклида из микроучастков исходной агрегации под «окнами» в пологе леса могла быть транспортирована по корневой системе в кроны сосен, после чего постепенно с опадающей хвоей поступала на поверхность почвы в приствольной части деревьев. Все указанные факторы содействовали выравниванию размещения вещества радионуклида по территории древостоя.

В рамках статистического исследования заслуживает рассмотрения вопрос: в какой мере на результаты моделирования пространственного распределения удельной активности  $^{137}\text{Cs}$  повлияла схема отбора проб почвы? Во-первых, нами была использована не случайная вероятностная выборка, а систематический отбор проб почвы через равные расстояния. Во-вторых, пробы отбирали способом «конверта», при котором отдельные составные части смешанных проб разных учетных площадок располагаются относительно близко друг к другу. В связи с этим, по сравнению с классическим случайным отбором

проб, можно ожидать уменьшение разброса частных значений измеряемого показателя и, соответственно, искусственное «выравнивание» ряда распределения.

Для проверки этой возможности были рассчитаны показатели варибельности оценок УА  $^{137}\text{Cs}$  для трех вариантов отбора проб. В первом варианте провели отбор 10 субвыборок по 25 учетных площадок, выбранных по таблице случайных чисел [4]; этот вариант соответствует случайному отбору проб. Во втором варианте субвыборки аналогичного размера комплектовали так, чтобы исключить наличие смежных площадок (систематический рассеянный отбор). Третий вариант фактически воспроизводил в уменьшенном масштабе исходный способ учета: субвыборки состояли из 25 компактно расположенных учетных площадок (систематический компактный отбор). Для каждой субвыборки рассчитывали обычные статистические показатели: среднюю арифметическую, стандартное отклонение и коэффициент вариации.

Нами было зафиксировано отсутствие резких различий в оценках указанных статистических характеристик по вариантам отбора проб (табл. 2). Тем не менее, в целом и средняя выборочная величина УА  $^{137}\text{Cs}$ , и стандартное отклонение, и коэффициент вариации наиболее велики

для совокупности случайных субвыборок; несколько меньше эти показатели при систематическом рассеянном и еще ниже при систематическом компактном расположении учетных площадок. Так, коэффициент вариации при систематическом рассеянном отборе оказался на 5,7%, а при систематическом компактном отборе – на 8,9% ниже, чем по результатам случайной выборки. Впрочем, указанные различия не могут быть квалифицированы как статистически достоверные. Их следует оценить лишь как слабовыраженную тенденцию: значения критерия Фишера, рассчитанные в ходе дисперсионного анализа, существенно меньше теоретических при вероятности  $P = 95\%$  (см. табл. 2). Более высокие значения F-критерия для стандартного отклонения и коэффициента вариации, в сравнении с его значением для средней выборочной оценки УА  $^{137}\text{Cs}$ , по-видимому, означают, что выбор схемы отбора проб оказывал несколько более существенное влияние на показатели варибельности измеряемого признака, нежели на показатель его среднего уровня.

Полученные статистические параметры позволяют рассчитать необходимый размер выборки для достижения заданной точности определения средней УА  $^{137}\text{Cs}$ . Обычная формула расчетов имеет вид:

**Таблица 2. Статистические параметры субвыборок по 25 учетных площадок, отобранных тремя способами**

№ п/п	Средняя оценка УА $^{137}\text{Cs}$ , Бк/кг, по вариантам отбора проб			Стандартное отклонение, Бк/кг, по вариантам отбора проб			Коэффициент вариации, %, по вариантам отбора проб		
	1-й	2-й	3-й	1-й	2-й	3-й	1-й	2-й	3-й
1	21482	20912	20161	5917	3922	3642	27,5	18,8	18,1
2	20378	21026	22187	4793	5019	5837	23,5	23,9	26,3
3	21736	21200	20208	4293	5073	4469	19,7	23,9	22,1
4	22145	21266	21848	5484	5875	5481	24,8	27,6	25,1
5	20469	22249	20673	4781	4385	3602	23,4	19,7	17,4
6	21462	19690	19778	6498	4235	4413	30,3	21,5	22,3
7	20997	20957	21519	4759	5127	5584	22,7	24,5	25,9
8	21130	21850	21093	5483	5788	5197	25,9	26,5	24,6
9	20666	20642	20857	5149	4090	4891	24,9	19,8	23,4
10	22632	21494	20422	5432	5731	4056	24,0	26,7	19,9
В среднем	21310	21129	20875	5259	4925	4717	24,7	23,3	22,5
$F_{\text{выч.}}$	0,88			1,40			1,26		
$F_{0,5}$	3:35			3:35			3:35		

$$N = t^2 V^2 / e^2,$$

где:

$N$  – размер выборки, количество элементарных единиц учета (в нашем случае площадок  $5 \times 5$  м);

$V$  – коэффициент вариации, %;

$e$  – допустимая относительная ошибка, %;

$t$  – критерий Стьюдента.

Принимая  $e = 10\%$ ,  $t = 1,96$  (при вероятности 95%), для полученных средних значений коэффициента вариации получаем следующие размеры выборок: для случайной выборки – 23,4, для систематической рассеянной выборки – 20,9 и для систематической компактной – 19,4 учетных площадки.

Таким образом, исследования показывают, что фактическое распределение удельной активности  $^{137}\text{Cs}$  по территории исследованного участка соснового древостоя удовлетворительно описывается тремя статистическими моделями, из которых наиболее точную аппроксимацию обес-

печивает нормальное распределение (функция Гаусса-Лапласа). Использовать модель нормального распределения предпочтительно и с практической точки зрения, поскольку этот математический закон, по сравнению с функцией Пуассона и логарифмически нормальным распределением, не требует специальных преобразований исходных данных и, тем самым, облегчает обработку и интерпретацию полевых и лабораторных материалов радиационного мониторинга.

В результате сопоставления разных схем отбора почвенных проб было установлено, что выборки с использованием принципа систематического отбора проб обеспечивают практически одинаковую точность средних оценок удельной активности  $^{137}\text{Cs}$  в сравнении со случайной выборкой, но имеют тенденцию к некоторому занижению (на 6–9%) показателей вариабельности измеряемого показателя, что требует внесения соответствующих поправок в объемы учетных работ.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Белов, А. Н. Распределение непарного шелкопряда и его энтомофагов в пространстве при колебаниях плотности популяции / А. Н. Белов, Н. Б. Панина // Известия ТСХА. – 1985. – Вып. 2. – С. 112–119.
2. Грейг-Смит, П. Количественная экология растений / П. Грейг-Смит. – М. : Мир, 1967. – 359 с.
3. Доспехов, Б. А. Методика полевого опыта (с основами статистической обработки результатов) / Б. А. Доспехов. – М. : Колос, 1985. – 352 с.
4. Елисеева, И. И. Общая теория статистики / И. И. Елисеева, М. М. Юзбашев. – М. : Финансы и статистика, 2005. – 657 с.
5. Лакин, Г. Ф. Биометрия / Г. Ф. Лакин. – М. : Высшая школа, 1980. – 293 с.
6. Лысков, А. Б. Радиационная обстановка и распределение радионуклидов в сосняках зоны аварии на Чернобыльской АЭС / А. Б. Лысков // Лесоведение. – 1992. – № 3. – С. 52–60.
7. Панфилова, Е. Н. О результатах повторного обследования почв лесного фонда в зонах радиоактивного загрязнения при аварии на Чернобыльской АЭС (по состоянию на 1 января 2003 г.) [Электронный документ] / Е. Н. Панфилова. – Тез. докл. на Межведомст. комиссии по радиац. мониторингу окружающей природной среды (МВК). ([http://www.seu.ru/programs/atom-safe/Chernobyl/Chern\\_1.htm](http://www.seu.ru/programs/atom-safe/Chernobyl/Chern_1.htm)).
8. Fisher, R. A. The negative binomial distribution / R. A. Fisher // Ann. Eugenics. – 1941. – Vol. 11. – P. 182–187.
9. Neyman, J. On a new class of “contagious” distributions, applicable in entomology and bacteriology / J. Neyman // Ann. Math. Stat. – 1939. – № 10. – P. 35–57.
10. Thomas, M. A generalization of Poisson’s binomial limit for use in ecology / M. Thomas // Biomtriika. – 1949. – Vol. 36. – P. 18–25.

## Метод количественной оценки факторов динамики годичного прироста сосновых древостоев Алтайского края в зоне выпадения РПВ

*А. А. Белов, Всероссийский научно-исследовательский институт лесоводства и механизации лесного хозяйства*

*Приведены результаты анализа динамики радиального прироста деревьев сосны в условиях Алтайского края. Дана количественная оценка четырех факторов роста деревьев в зоне выпадения радионуклидов. Проведена идентификация физической природы факторов роста деревьев.*

*The results of analysis of radial growth dynamics of pine trees in Altai region are shown. The quantitative estimation of four growth factors for trees in zone of radionuclide falling is given. The identification of physical nature of growth factors is made.*

*Радиоактивные продукты взрывов, динамика текущего прироста древесины, факторная нагрузка, загрязнение почвы*

Динамика прироста древесины отражает изменчивость характеристик внутренне-го, физиологического состояния деревьев и колебания внешних, природных и антропогенных условий их существования, включая особенности погоды разных лет, интенсивность повреждения деревьев насекомыми, промышленное загрязнение атмосферы и почвы [1, 2]. Многообразие факторов, определяющих интенсивность роста деревьев, обуславливает сложность их идентификации и необходимость совершенствования методологической базы дендрометрических исследований.

Одним из методов математико-статистического исследования, обеспечивающих экономное описание обширных массивов исходного числового материала и существенно облегчающих его анализ и интерпретацию, является факторный анализ [3, 6, 7]. Метод позволяет подтвердить существующую или сформулировать новую научную гипотезу, дает возможность выявить и количественно оценить зависимости между многими

одновременно действующими факторами, определить вклад каждого из них в варьирование интересующего нас показателя. Существенным преимуществом метода является возможность использовать данные не контролируемого эксперимента, а материалов, полученных при измерениях естественного варьирования переменных величин. Это особенно важно при исследованиях сложных лесных экосистем, контролируемые эксперименты в которых не всегда возможны.

В данной работе метод факторного анализа использован для количественной оценки факторов динамики годичного прироста сосновых древостоев Алтайского края в зоне выпадения радиоактивных продуктов взрывов (РПВ), проводившихся на Семипалатинском испытательном полигоне (СИП) в течение 40 лет (с 1949 г.).

На СИП было произведено 458 ядерных взрывов, включая 30 наземных, 118 атмосферных и 470 подземных. Локальные радиоактивные выпадения различной интенсивности в разное время наблюдались практически по всей тер-

ритории Алтайского края. При этом максимальные абсолютные значения доз реализовались после первого испытания 29 августа 1949 г. и составили на границе Алтайского края свыше 100 Р. Максимальные площади (практически 3/4 территории Алтайского края) были загрязнены после испытания 7 августа 1962 г. Дозообразующими нуклидами были короткоживущие изотопы, а основной вклад в радионуклидное загрязнение территории внесен изотопами йода [5].

Радиометрические исследования, проведенные в 1993–1994 г. в насаждениях 6 лесхозов Алтайского края, показали, что дозы гамма-излучения на всех обследованных территориях колеблются в пределах 10–15 мкР/ч и только на участках с выходом гранитов достигают 19–22 мкР/ч, т.е. не превышают средних показателей для «чистых» районов Российской Федерации [4].

Полевые работы проведены в сосновых дровостоях, расположенных в 5 км севернее пос. Павловка Угловского района Алтайского края. Участок исследования расположен в зоне локального выпадения радиоактивных веществ, здесь произрастает 100-летний низкополнотный древостой (степень сомкнутости крон около 0,5). Для оценки радиального прироста деревьев в конце августа 2010 г. буровом Пресслера были отобраны пробы древесины из деревьев разных категорий состояния (без признаков ослабления, ослабленные, сильно ослабленные и усыхающие). После изъятия из приростного бурава керны обертывали увлажненной бумагой с дезинфицирующим раствором для защиты от высыхания, деформации и повреждения плесневыми грибами и содержали в специальных емкостях с плотно закрывающимися крышками. Прирост измеряли в условиях лаборатории с использованием бинокулярного микроскопа МБС-10 с точностью до 0,05 мм.

В табл. 1 приведены коэффициенты корреляции, характеризующие сопряженность колебаний общего, раннего и позднего радиального прироста древесины 9 деревьев без явных признаков ослабления за 69 лет – с 1942 по 2010 г.

В целом для всех пар деревьев характерна сравнительно высокая степень сопряженности изменения ширины годичных колец и состав-

ляющих ее частей. При парном сравнении динамики общего прироста разных деревьев для 27 из 36 возможных сочетаний получены оценки коэффициента корреляции  $r > 0,8$  (очень тесная связь), для 8 сочетаний  $0,8 > r > 0,7$  (тесная связь) и лишь в одном случае получено значение  $r = 0,655$ , характеризующее умеренную тесноту связи варьирующих переменных.

Сопряженность колебаний раннего и позднего прироста выражена в несколько меньшей степени. Очень тесная корреляция раннего прироста зафиксирована для 25 сочетаний деревьев из 36 (притом что оценки  $r > 0,85$  встречались в 8 против 20 случаев для общего прироста), тесная связь – для 7 и умеренная – для 4 сочетаний; разные степени корреляции позднего прироста получены соответственно для 8 (в том числе ни одного случая с величиной  $r > 0,85$ ), 19 и 9 сочетаний (см. табл. 1). Низкие показатели корреляционной связи для позднего прироста в сравнении с ранним, по-видимому, обусловлены значительным разнообразием значений температуры воздуха и влажности почвы в локальных станциях произрастания учетных деревьев в поздневесенний и летний период, в сравнении с ранневесенним.

В результате статистической обработки корреляционной матрицы методом факторного анализа [6] получена система нагрузок четырех ортогональных факторов, включающая 3 подсистемы, в каждой из которых охарактеризованы 9 исходных переменных параметра. При анализе полученных количественных показателей следует иметь в виду, что результат факторного анализа имеет неточности, обусловленные рядом обстоятельств. С одной стороны, корреляционная матрица содержит числовые характеристики, отражающие действительные показатели синхронности динамики прироста разных деревьев с определенной погрешностью (в связи со случайными ошибками выборки, неточностями измерения ширины годичных слоев древесины и т.п.). С другой стороны, возможны отклонения, обусловленные самой процедурой факторного анализа (в частности, из-за имеющейся доли произвольности в определении элементов главной диагонали корреляционной матрицы).

Таблица 1. Корреляционная матрица общего прироста 9 деревьев сосны с 1942 по 2010 г.

№ дерева	1	2	3	4	5	6	7	8	9
<i>Общий прирост</i>									
1	1,000								
2	0,882	1,000							
3	0,862	0,884	1,000						
4	0,846	0,909	0,785	1,000					
5	0,867	0,919	0,780	0,882	1,000				
6	0,761	0,874	0,716	0,841	0,868	1,000			
7	0,801	0,904	0,761	0,933	0,889	0,858	1,000		
8	0,753	0,852	0,655	0,914	0,835	0,898	0,892	1,000	
9	0,779	0,858	0,740	0,858	0,818	0,858	0,836	0,839	1,000
<i>Ранний прирост</i>									
1	1,000								
2	0,849	1,000							
3	0,759	0,827	1,000						
4	0,831	0,850	0,700	1,000					
5	0,872	0,874	0,674	0,862	1,000				
6	0,722	0,808	0,607	0,815	0,815	1,000			
7	0,802	0,875	0,709	0,922	0,849	0,829	1,000		
8	0,737	0,788	0,559	0,896	0,806	0,868	0,868	1,000	
9	0,769	0,822	0,662	0,846	0,801	0,846	0,803	0,810	1,000
<i>Поздний прирост</i>									
1	1,000								
2	0,778	1,000							
3	0,802	0,818	1,000						
4	0,702	0,773	0,730	1,000					
5	0,748	0,834	0,719	0,741	1,000				
6	0,706	0,803	0,700	0,616	0,686	1,000			
7	0,654	0,833	0,693	0,789	0,766	0,743	1,000		
8	0,684	0,822	0,724	0,840	0,727	0,768	0,809	1,000	
9	0,597	0,755	0,698	0,650	0,605	0,766	0,755	0,714	1,000

Из табл. 2 видно, что значения первой факторной нагрузки ( $C_1$ ) для всех видов прироста (общий, ранний и поздний) по абсолютной величине значительно больше значений трех остальных факторных нагрузок. Относительную силу воздействия каждого из четырех выделенных факторов можно представить в виде соотношения  $C_1 : C_2 : C_3 : C_4$ , которое для общего прироста равно 9,83 : 1,87 : 1,06 : 1,00, для раннего прироста – 7,64 : 1,61 : 1,09 : 1,00 и для позднего прироста – 7,11 : 1,41 : 1,38 : 1,00.

Другая особенность результатов факторного анализа заключается в том, что факторные на-

грузки  $C_1$  во всех случаях положительны, тогда как параметры  $C_2$ ,  $C_3$  и  $C_4$  принимают как положительные, так и отрицательные значения.

Задача интерпретации физических (биологических, экологических и т.п.) факторов по результатам факторного анализа достаточно сложна и может быть решена с большим или меньшим успехом на основе детального знания особенностей изучаемого объекта (или процесса).

Наиболее простой является идентификация первого фактора. Значения факторных нагрузок  $C_1$  относительно близки для всех учетных деревьев и колеблются в диапазоне от 0,854 до 0,966



Таблица 2. Факторные нагрузки 4 факторов для 9 деревьев сосны. Результаты факторного анализа

Параметры	Номера деревьев								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
<i>Общий прирост</i>									
$C_1$	0,898	0,966	0,854	0,954	0,939	0,915	0,943	0,912	0,899
$C_2$	-0,278	-0,139	-0,344	0,101	-0,057	0,101	0,117	0,333	0,108
$C_3$	-0,063	0,063	-0,115	-0,155	0,080	0,266	-0,066	0,040	0,045
$C_4$	-0,072	-0,036	0,115	-0,102	-0,145	0,057	-0,087	-0,095	0,133
<i>Ранний прирост</i>									
$C_1$	0,892	0,936	0,782	0,945	0,919	0,888	0,937	0,894	0,891
$C_2$	-0,233	-0,199	-0,337	0,122	-0,073	0,217	0,081	0,336	0,109
$C_3$	-0,135	0,089	0,168	-0,152	-0,150	0,142	-0,081	-0,087	0,147
$C_4$	0,103	-0,038	-0,201	-0,113	0,163	0,161	-0,158	0,025	0,097
<i>Поздний прирост</i>									
$C_1$	0,832	0,932	0,862	0,859	0,856	0,848	0,884	0,891	0,811
$C_2$	-0,263	-0,031	-0,196	-0,079	-0,197	0,239	0,155	0,111	0,269
$C_3$	-0,177	-0,032	-0,206	0,277	0,097	-0,233	0,162	0,177	-0,148
$C_4$	0,048	0,092	-0,163	-0,175	0,231	0,136	0,058	-0,090	-0,101

для общего, от 0,782 до 0,945 для раннего и от 0,811 до 0,932 для позднего прироста. Коэффициент вариации величин факторных нагрузок равен 3,8; 5,5 и 4,1% соответственно, что свидетельствует об их малой изменчивости, которая, по-видимому, обусловлена случайными ошибками измерений.

При рассмотрении результатов анализа следует обратить внимание на то, что факторные нагрузки аналогичны коэффициентам регрессии и могут использоваться для оценки относительной силы воздействия различных факторов; максимальная сила воздействия оценивается значением факторной нагрузки, равным 1,0. В связи с этим фактор  $C_1$  можно охарактеризовать как оказывающий, бесспорно, положительное и весьма сильное воздействие на формирование раннего, позднего и общего прироста древесины. Наиболее вероятным фактором (группой факторов) с такими особенностями могут быть общие условия произрастания древесной растительности (почвенные, температурные, гидрологические и др.) в районе исследования, в целом соответствующие экологическим требованиям изучаемого биологического вида (сосны обыкновенной) и, судя по небольшому разбросу значений  $C_1$  в выборочной совокупности, достаточно одно-

родные для всей территории произрастания учетных деревьев. В эту же группу факторов входит загрязненность почвы выпавшими радиоактивными продуктами ядерных взрывов, которые обусловили резкое уменьшение интенсивности роста древесины после 1949 г., но в силу относительно равномерного распределения по территории района исследований не повлияли на синхронность колебаний ширины годичных колец учетных деревьев.

При сопоставлении значений первой факторной нагрузки для одних и тех же деревьев проявляется весьма тесная связь оценок  $C_1$  для раннего прироста и оценками этого параметра для общего прироста: сопряженность этих величин характеризуется коэффициентом корреляции  $r = 0,934 \pm 0,135$  при вероятности  $P > 99,9\%$ . Связь первых факторных нагрузок для общего и позднего прироста существенно менее тесна:  $r = 0,522 \pm 0,322$  при  $P > 80\%$ , а для позднего и раннего прироста статистически недостоверна:  $r = 0,275 \pm 0,363$  при  $P < 50\%$ . Приведенные статистические показатели позволяют говорить о том, что в районе исследований условия произрастания сосны обыкновенной наиболее благоприятны в начале вегетационного периода при формировании раннего прироста, в связи с большей ув-

лаженностью почвы после весеннего снеготаяния, меньшей сухостью воздуха и более умеренной его температурой.

Значения второй факторной нагрузки существенно варьируют. При этом имеется тесная сопряженность оценок  $C_2$  для всех видов прироста: связь данного параметра для общего и раннего прироста характеризуется коэффициентом корреляции  $r = 0,975 \pm 0,084$  при  $P > 99,9\%$ , для общего и позднего прироста  $r = 0,741 \pm 0,254$  при  $P > 95\%$ , для раннего и позднего прироста  $r = 0,748 \pm 0,251$  при  $P > 95\%$ . Тесная статистическая связь позволяет предполагать, что второй выделенный фактор является общим для всех видов прироста. По величине оценок  $C_2$  совокупность учетных деревьев можно разделить на несколько групп. На основе результатов анализа общего прироста к первой группе можно отнести деревья 1–3 с отрицательными факторными нагрузками в диапазоне от  $-0,139$  до  $-0,344$ , ко второй группе – деревья 4, 6, 7 и 9 с оценками  $C_2$  от  $0,101$  до  $0,117$ . В качестве отдельных объектов исследования можно рассматривать деревья 5 и 8, факторные нагрузки которых достаточно индивидуальны.

Осуществить аналогичное дифференцирование деревьев позволяют и результаты анализа раннего прироста: факторные нагрузки  $C_2$  для деревьев 1–3 колеблются в диапазоне от  $-0,199$  до  $-0,337$ , для деревьев 4, 6, 7 и 9 – от  $0,081$  до  $0,217$ . Как и в случае с общим приростом, оценки  $C_2$  для деревьев 5 и 8 существенно отличаются от оценок данной факторной нагрузки для указанных двух групп деревьев и заметно различаются между собой.

Группировка деревьев по результатам расчета факторных нагрузок  $C_2$  для позднего прироста лишь частично совпадает с указанной выше. Деревья 1 и 3, как и по данным анализа общего и раннего приростов, охарактеризованы относительно большими по абсолютной величине отрицательными оценками  $C_2$ , в эту же группу можно отнести дерево 5. Отрицательные, но существенно меньшие по абсолютной величине, вторые факторные нагрузки получены для деревьев 2 и 4, которые можно выделить в отдельную группу.

И наконец, сравнительно близкие по величине положительные оценки  $C_2$  позволяют объединить деревья 6–9 в самостоятельную группу.

Сопоставление оценок  $C_2$  для раннего и позднего прироста позволяет предположить, что второй выделенный фактор отражает различия в пространственном положении деревьев и, соответственно, в локальных условиях произрастания отдельных деревьев. Главное различие, на наш взгляд, заключается в разных условиях увлажнения почвы в начале вегетационного периода. Деревья 1–3 произрастают в наиболее разреженной части древостоя (в условиях, сопоставимых с опушечными), где весеннее таяние снега и высыхание почвы происходит наиболее быстро. Достаточно близко к этой группе расположено дерево 5. Остальные деревья находятся в глубине насаждения, при этом дерево 8 произрастает в понижении, которое отличается наиболее сильным увлажнением почвы в ранневесенний период.

Подтверждением предположения о связи оценок факторной нагрузки  $C_2$  с условиями роста деревьев служат данные о средней ширине годичных колец. По этому показателю можно выделить 4 группы деревьев:

- 1) деревья 1, 2 и 3 (средняя ширина годичного кольца  $Z_{\text{tot}} = 1,04$  мм);
- 2) дерево 5 ( $Z_{\text{tot}} = 1,26$  мм);
- 3) деревья 4, 6, 7 и 9 ( $Z_{\text{tot}} = 1,47$  мм);
- 4) дерево 8 ( $Z_{\text{tot}} = 1,50$  мм).

Соответствующие средние значения факторной нагрузки  $C_2$  равны  $-0,254$ ;  $-0,057$ ;  $0,122$  и  $0,333$ . Обе последовательности согласуются между собой и с описанными выше особенностями мест произрастания учетных деревьев.

Для идентификации третьего и четвертого фактора требуется дополнительное изучение условий роста деревьев в районе исследования. Судя по тому, что оценки факторной нагрузки  $C_3$  и для раннего, и для позднего прироста сравнительно невелики по абсолютной величине и принимают как положительные, так и отрицательные значения у разных деревьев, они отражают воздействие каких-то микростациональных переменных параметров. При этом значения  $C_3$  для раннего и позднего приростов находятся в обрат-

ной, а значения  $C_4$  – в прямой зависимости: значения коэффициента корреляции равны соответственно  $-0,721 \pm 0,262$  при  $P > 95\%$  и  $0,588 \pm 0,345$  при  $P > 80\%$ . Другими словами, третий из выделенных факторов сдерживает формирование раннего прироста и стимулирует поздний прирост (и наоборот), а четвертый фактор действует на оба вида прироста в одном и том же направлении.

Материалы исследований показывают, что факторный анализ результатов измерения радиального прироста деревьев может служить эффективным методическим приемом для количественной оценки силы воздействия факторов внешней среды на объекты исследования (отдельные деревья и группы деревьев) и на этой основе позволяет ранжировать или группировать эти объекты. Количественные оценки факторных нагрузок дают возможность сформулировать гипотезы о причинах, определяющих ход роста древостоев в разные отрезки вегетацион-

ного периода и определить направления дальнейших лесоводственных исследований.

Проведенные расчеты позволили выявить и количественно оценить 4 фактора динамики текущего прироста древесины сосны в зоне выпадения радионуклидов. На основе численных значений факторных нагрузок выделен один доминирующий фактор, идентифицированный как совокупность общих почвенных, температурных и гидрологических условий района расположения древостоя, а также степени загрязнения почвы радиоактивными веществами. Высокая степень однородности этих условий на территории произрастания учетных деревьев обусловила большую синхронность изменений их текущего радиального прироста с 1942 по 2010 г. Прочие факторы, прежде всего факторы, обусловленные различиями в увлажненности почвы в ранневесенний период, в связи с особенностями микро-рельефа и пространственного положения деревьев, имели существенно меньшее значение.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Ваганов, Е.А. Анализ роста дерева по структуре годичных колец / Е. А. Ваганов, И. А. Терсков. – Новосибирск : Наука. Сиб. отд-ние, 1977. – 93 с.
2. Ваганов, Е. А. Рост и структура годичных колец хвойных / Е. А. Ваганов, А. В. Шашкин. – Новосибирск : Наука, 2000. – 232 с.
3. Иберла, К. Факторный анализ / К. Иберла. – М. : Статистика, 1980. – 399 с.
4. Коровин, В. В. Радиационная обстановка в лесном фонде Алтайского края в связи с испытанием ядерных устройств на Семипалатинском полигоне / В. В. Коровин, Н. П. Мишуков, В. П. Юланов // Вопросы лесной радиоэкологии. – М. : МГУЛ, 2000. – С. 120–136.
5. Радиационное воздействие Семипалатинского полигона на Алтайский край и проблемы количественной оценки этого воздействия / В. М. Лобарев, Я. Н. Шойхет, А. А. Лагутин, В. И. Киселев, В. В. Судаков, В. И. Дьяченко // Вестник научной программы «Семипалатинский полигон – Алтай». – 1994. – Вып. 1. – С. 10–26.
6. Окунь, Я. Факторный анализ / Я. Окунь. – М. : Статистика, 1974. – 200 с.
7. Факторный, дискриминантный и кластерный анализ / Ред. И. С. Енюков. – М. : Финансы и статистика, 1989. – 215 стр.