

**ОПЫТ ПРИМЕНЕНИЯ СОВРЕМЕННЫХ СТАТИСТИЧЕСКИХ  
МЕТОДОВ В ЛЕСОВОДСТВЕННЫХ ИССЛЕДОВАНИЯХ**

В. П. ГРИГОРЬЕВ, Л. Н. РОЖКОВ

(Белорусский технологический институт им. С. М. Кирова)

Народное хозяйство страны поставило большие задачи перед советской лесоводственной наукой. Решение их должно быть научно обоснованным и подкрепляться объективными выводами. Немалую роль в этом будет играть дальнейшее внедрение математической статистики в лесоводственные исследования. Еще К. Маркс отмечал, что использование математики—это показатель зрелости науки. В настоящее время можно вполне определенно утверждать, что лесоводство нуждается в широком использовании математических и статистических методов исследования. Без этого невозможен дальнейший прогресс лесоводственной науки.

Объекты лесоводственных исследований—это биологические совокупности, связанные с лесными ценозами. Изучаемые признаки этих совокупностей бывают в той или иной мере изменчивы. В этом состоит трудность, с которой исследователь сталкивается при решении лесоводственных вопросов. До недавнего времени применение статистических методов в лесоводственных исследованиях носило характер описания отдельных выборок (совокупности деревьев, их распределения и пр.), попарного сравнения средних показателей, изучения связи между отдельными характеристиками. При этом основное усилие исследователей направлялось на изоляцию главного действующего фактора, обеспечивающего определенные свойства тех или иных показателей.

При постановке полевых опытов с удобрениями необходимо учитывать влияние естественной (а иногда и систематической) изменчивости почвенного плодородия. Опыты кафедры лесоводства Белорусского технологического института на стационарах 8<sup>н</sup>, 9<sup>а</sup>—9<sup>г</sup> в Негорельском учебно-опытном и в Ярцевском лесхозах позволяют путем дисперсионного анализа дать качественную оценку изменчивости почвенного плодородия, тем самым более объективно учесть влияние удобрений и люпина на рост древесных растений. Следует отметить, что ошибки опыта, обусловленные большим варьированием признаков изучаемых биологических совокупностей, могут достигать величины 8—10%. При обработке результатов дисперсионным анализом в этом случае существенными признаются отклонения в 25—30% от средней величины контрольных вариантов. Между тем, при традиционных попарных сравнениях это обстоятельство не может быть учтено. Существенными признаются расхождения в 10—5% и менее, что часто вводит исследователей в заблуждение по поводу истинной ценности исследования.

Решение подобной задачи рассмотрим на примере влияния сопутствующей культуры люпина (с одно-двух- и трехрядными посевами его в междурядьях) на рост 10-летней ели с различным размещением культур

(пробная площадь 2 кафедры лесоводства в Ярцевском лесхозе Смоленской области). Анализ частных средних (табл. 1) показывает значительные различия высот не только между вариантами опыта в целом, но и

Таблица 1

Средние высоты ели по вариантам опыта, см

Варианты размещения люпина (фактор В)	Размещение культур ели (фактор А)			
	повторность вариантов	А <sub>1</sub> 1,5×1,2 м	А <sub>2</sub> 1,8×1,2 м	А <sub>3</sub> 2,0×1,2 м
Контроль (В <sub>1</sub> )	1	164,6	166,2	122,6
	2	163,0	160,1	139,5
	3	94,2	154,5	149,8
	Среднее	140,6	160,3	137,3
1-рядный посев люпина (В <sub>2</sub> )	1	199,2	170,8	159,9
	2	183,2	157,2	148,6
	3	162,8	152,8	172,5
	Среднее	181,7	160,3	160,3
2-рядный посев люпина (В <sub>3</sub> )	1	182,0	195,4	170,0
	2	186,2	181,3	149,2
	3	174,2	166,4	153,8
	Среднее	180,8	181,0	157,7
3-рядный посев люпина (В <sub>4</sub> )	1		173,1	170,3
	2		164,5	172,3
	3		158,2	149,5
	Среднее		165,3	164,0

внутри вариантов по повторностям. Оценку значимости влияния факторов воздействия на результирующий показатель вследствие такой его «пестроты» можно произвести лишь с помощью дисперсионного анализа. Смысл его в данном случае заключается в проверке существенности различий в высотах ели между вариантами опыта по сравнению с колебаниями этого показателя между повторностями внутри отдельных вариантов, возникающих под влиянием естественной изменчивости плодородия почвы в условиях опыта. Дисперсионный анализ (табл. 2) был выполнен путем решения двухфакторного (фактор В—люпин, фактор А—густота посадок ели) пропорционального комплекса. В выборочном комплексе оказалось достоверным лишь влияние люпина ( $F_B = 4,22 > F_5 = 3,0$ ). Суммарное действие организованных факторов ( $F_x = 2,05 < F_5 = 2,3$ ) и влияние различного размещения культур ( $F_A = 1,91 < F_5 = 3,4$ ) оказались недоказанными. Влияние люпина на высоту ели не зависит от каких бы то ни было сочетаний вариантов размещения люпина и различной густоты посадки ели ( $F_{AB} = 1,01 < F_5 = 2,6$ ). Показатель силы влияния суммарных факторов воздействия равен  $\bar{\gamma}_{ix}^2 = 0,497$ , а для генеральной совокупности  $\bar{\gamma}_{ix}^2$  составляет не менее 24,6 и не более 74,8%. Выявлен значительный удельный вес случайных факторов ( $\bar{\gamma}_{iz}^2 = 0,503$ ). Показатель влияния фактора В (люпина)  $\bar{\gamma}_{ia}^2 = 0,279$ , т. е. составляет для генеральной совокупности не менее 22,1 и не более 34,7%. Из числа же всех организованных факторов влияние люпина составляет 56,1%. Наименьшая существенная разность  $\Delta = 7,06$  см при  $\beta = 0,95$ . Пользуясь ею, обнаруживаем, что прибавки по высоте недоказаны лишь для вариантов с однорядным и двухрядными посевами люпина при размещении культур ели

Таблица 2

Итоговая таблица дисперсионного анализа средних по повторностям высот ели

Показатели	A	B	AB (взаимо- действие)	X (суммар- ные фак- торы воз- действия)	Z (случай- ные фак- торы)	У (общая диспер- сия)
Дисперсия (С)	1093	3627	1740	6460	6514	12974
Сила влияния $\eta_i^2$	0,084	0,279	0,134	0,497	0,503	1,000
Число степеней сво- боды $\nu$	2	3	6	11	21	32
Вариансы $\sigma_i^2$	546,5	1209,0	290,0	587,3	286,2	
Критерий Фишера (фак- тический) $F_i$	1,91	4,22	1,01	2,05		
Табличный критерий Фишера $F_{st}$	{ 3,4—5,7—9,6 }			{ 2,3—3,2—4,8 }		
$m_{\eta_0}^{-2} = 0,068$				$\bar{\eta}_0^2 = \{0,221 \div 0,347\}$		
$m_{\eta_x}^{-2} = 0,251$				$\bar{\eta}_x^2 = \{0,246 \div 0,748\}$		
$m_y = 3,50$ см				$\Delta = 7,06$ см (при $\beta = 0,95$ )		

Примечание. Использовались символы и биометрическая терминология по Н. А. Плохинскому (1970):  
 $m_y$  — ошибка средней величины выборочной совокупности;  
 $\Delta$  — доверительные границы наименьшей существенной разности;  
 $\beta$  — степень вероятности.

1,8×1,2 м. На фоне общего достоверного влияния люпина на рост ели в высоту эти два частных случая подчеркивают то обстоятельство, что в условиях данного опыта не всегда можно достигнуть существенных прибавок по высоте ели. Это в свою очередь требует выяснить причины ухудшения роста и разработать мероприятия для их устранения.

Как видно из настоящего примера, что подтверждается также анализом всех других полевых опытов кафедры, остаточные дисперсии, вызванные неконтролируемыми или неопределенными факторами, бывают иногда настолько значительными, что не позволяют правильно оценить в опыте роль изучаемого фактора. При этом многие фактически существенные различия между вариантами могут быть отнесены к числу недостоверных. Когда представится возможность произвести хотя бы приблизительное измерение таких сопутствующих факторов и исключить их влияние на изучаемые признаки, точность опыта повысится и мы получим дополнительную ценную научную информацию при одних и тех же затратах на постановку опыта. В ряде случаев этого можно достигнуть при обработке соответствующего экспериментального материала с помощью ковариационного анализа.

В лесоводственных исследованиях на окончательную оценку результатов опыта большое влияние оказывает изменчивость роста отдельных деревьев и их совокупностей. Существует мнение (Г. Ф. Морозов, 1949; Н. С. Нестеров, 1960; Г. Р. Эйтинген, 1962), что индивидуальная сила роста деревьев воздействует на их рост в молодом возрасте. А некоторые исследователи (Н. С. Нестеров, 1960) идут дальше, считая,

что индивидуумы, отличающиеся лучшим ростом, будут сохранять его преимущество и в последующем, притом заметно усиливая его.

Таким образом, если при закладке опыта (например, с внесением удобрений) исходные показатели роста деревьев были различными, то эти различия могут существенно повлиять на результаты опыта.

В опыте по определению влияния междурядной культуры многолетнего люпина на рост ели имелось 4 варианта: контрольный и с одно-, двух- и трехрядными посевами люпина в междурядьях культур в трехкратной повторности каждого варианта. Культуры ели созданы в 1964 г. посадкой крупномерным 3-летним посадочным материалом. Осенью 1967 г. были произведены обмеры приростов в высоту за 4 года у 200 деревьев на каждой секции (по 600 шт. для варианта).

Дисперсионный анализ для исходной высоты саженцев ( $X$ ) и для их приростов в высоту за последующие 4 года ( $Y$ ) показал наличие существенных различий между вариантами как по начальной высоте, так и по приросту ели. В этих случаях возникает задача количественно оценить влияние исходного состояния деревьев на их рост в последующем на фоне опыта и представить этот фон в однородном (для контроля и опытных участков) состоянии.

Графическое изображение связи между исходной высотой и приростом выявило явно выраженную линейную регрессию во всех вариантах опыта. Вычисленные коэффициенты корреляции оказались в пределах 0,57—0,65. По исследованиям ряда авторов (Дж. У. Снедекор, 1961) наследственные признаки, связанные с ростом, обычно имеют корреляции между 0,35 и 0,55.

Дальнейшую обработку полученных данных мы произвели с помощью ковариационного анализа по Дж. У. Снедекору (1961) (табл. 3).

Было выявлено, что рост культур ели в течение 4 лет после их посадки зависит от исходного состояния деревьев. Регрессия по вариантам выразилась следующими уравнениями:

Контроль	$Y_1 = 5,71 + 2,80 X;$
1-рядный посев люпина	$Y_2 = 10,0 + 2,80 X;$
2-рядный посев люпина	$Y_3 = 13,66 + 2,80 X;$
3-рядный посев люпина	$Y_4 = 10,97 + 2,80 X.$

Уже из уравнений регрессии видно, что в вариантах с люпином ель имеет намного больший прирост, а из трех вариантов размещения люпина более благоприятным на рост ели оказалось влияние двухрядных посевов люпина. Вычисленные по этим уравнениям средние  $Y$ , приведенные к одному значению  $X$ , отличаются от первоначальных. Это позволило более правильно оценить роль фактора воздействия. Эффективность ковариации относительно простого анализа средних приростов оказалась равной  $R = 151\%$ . Значит, без ковариации для достижения той же точности мы должны были произвести обмер у 51% деревьев (на 1224 шт. больше). Точность определения величины прироста ( $Y$ ) в опыте после проведенной коррекции на исходную высоту ( $X$ ) снизилась с 8,4 до 5,56%, а коэффициент вариации уменьшился с 41,18 до 27,27%.

Решая частную задачу при помощи указанного метода, мы получили интересные сведения о влиянии индивидуальных наследственных свойств ели, выраженных ее исходным состоянием, на рост в последующем. Считаю необходимым постановку специальных исследований по этому вопросу, как весьма важному для лесохозяйственного производства. Но уже и сейчас следует признать целесообразным использование крупномерного посадочного материала при закладке культур ели, особенно с междурядным введением люпина.

Таблица 3

## Ковариационный анализ

Стро- ки	Варианты	n	$\Sigma x^2$	$\Sigma xy$	$\Sigma y^2$	Коэффициент регрессии b	Отклонения от регрессии		средний квадрат
							$\nu$	$\frac{\Sigma y^2 - \Sigma xy^2}{\Sigma x^2}$	
1	Контроль	599	5104	14732	123798	2,89	598	81277	135,9
2	1-рядный посев люпина	599	5671	15126	127348	2,67	598	87004	145,5
3	2-рядный »	599	5336	14014	117897	2,63	598	81192	135,8
4	3-рядный »	599	5567	16731	121723	3,01	598	71440	128,3
5	Внутри вариантов						2392	320913	134,2
6	Коэффициент регрессии						3	432	144,0
7	Общее	2396	21678	60603	490766	2,80	2395	321345	134,2
8	Приведенные средние						3	22692	7564,0
9	Итого...	2399	22883	63791	525639		2398	344037	

Следует отметить, что наиболее трудоемкие операции, связанные с получением сумм квадратов, в дисперсионном и ковариационном анализе сводятся к простым арифметическим вычислениям, которые могут успешно решаться с помощью электронных и счетно-перфорационных вычислительных машин.

Современные математические методы можно и нужно использовать не только при обработке результатов наблюдений, но и при планировании эксперимента, включающего выбор действительной схемы эксперимента и анализа экспериментальных данных (Н. Бейли, 1963; Ч. Хикс, 1967).

При выборе схемы эксперимента важнейшими являются следующие два момента: количество вариантов в опыте и размещение вариантов и их повторностей (делянок) в натуре, т. е. выбор типа смешения. В отношении первого сошлемся на высказывание Р. Фишера: «Ни одно утверждение не пользуется таким частым употреблением в связи с полевыми опытами, как формула, что нужно задавать природе немного вопросов или, в идеале, только один вопрос сразу. Нам это кажется совершенно неправильным. Наоборот, природа охотнее всего отвечает на логичный и продуманный вопросник; и на самом деле, если мы задаем ей простой вопрос, она часто воздерживается от ответа, впредь до решения какого-либо другого вопроса» (цит. по Д. Д. Финни, 1957). Приведем конкретный пример. Если изучать реакции какой-то древесной породы на азотные, фосфатные и калийные удобрения посредством отдельных опытов, то, как минимум, потребуется три опыта. Ни один из опытов не даст сведений о том, зависит ли реакция на азотные удобрения от присутствия фосфата и калия или не зависит от них. Если вместо этой схемы организовать комбинированный набор вариантов с различными сочетаниями удобрений, то это позволит выявить, кроме влияния отдельных видов удобрений на древесное растение, еще и такие вопросы: зависит ли реакция растений на азот (или любое другое удобрение) от присутствия калия или других удобрений, зависит ли размах взаимодействия между азотом и калием (или другие сочетания) от присутствия фосфата и т. д. Кроме того, в опыт могут быть введены другие факторы (влажность почвы и пр.). Ответ на все эти вопросы можно получить при выборе так называемых факториальных схем опыта.

При выборе типа смешения предпочтительнее, на наш взгляд, пользоваться методом рендомизации, т. е. случайным размещением деленок по фону опыта. Это позволяет исключить возможность систематической ошибки или влияния неоднородности почвенного плодородия на результат опыта.

Все описанные методы статистических исследований уже нашли довольно широкое применение в сельскохозяйственном опытном деле, в биологии, медицине, технике и других областях науки. Внедрение их в лесоводственную науку происходит слишком медленно, что объясняется отчасти слабой осведомленностью лесоводов об этих методах. До сих пор в программах высших лесных учебных заведений и учебниках по применению вариационной статистики в лесном хозяйстве эти и другие новейшие методы отсутствуют. Мы считаем, что с помощью современного математического аппарата и широкого применения статистических методов при постановке опытов и сборе экспериментального материала можно избежать субъективных суждений по отдельным вопросам и превратить лесоводство в точную науку. Более объективная и унифицированная информация позволит глубже познать те сложные процессы и взаимосвязи, которые характеризуют лесные биогеоценозы.

## ЛИТЕРАТУРА

- Бейли Н. 1963. Статистические методы в биологии. М. Жилкин Б. Д. 1965. Классификация деревьев по продуктивности. М. Морозов Г. Ф. 1949. Учение о лесе. М.—Л. Нестеров Н. С. 1960. Очерки по лесоведению. М. Плохинский Н. А. 1970. Биометрия. М. Снедекор Дж. У. 1961. Статические методы в применении к исследованиям в сельском хозяйстве и биологии. М. Финни Д. Д. 1957. Применение статистики в опытном деле. М. Фишер Р. 1958. Статические методы для исследователей. М. Хикс Ч. 1967. Основные принципы планирования эксперимента. М. Эйтинген Г. Р. 1962. Избр. тр. М.