

М. Э. Баландайкин

Характер влияния видового состава древостоя на частоту встречаемости *Inonotus Obliquus* (Pers.) Pil.

Определяются особенности влияния состава насаждения *Betula pendula* Roth. на степень распространенности *Inonotus obliquus* (Pers.) Pil. Показано, что при $\alpha = 5\%$ пространственная структура патогена не зависит от индекса участия березы в запасе.

Ключевые слова: *Inonotus obliquus* (Pers.) Pil., *Betula pendula* Roth., видовой состав.

М. Е. Balandaikin

Character of Influence of the Forest Stand Sort Structure on Occurrence Frequency of *Inonotus Obliquus* (Pers.) Pil.

Are defined the peculiarities of influence of the structure of planting *Betula pendula* Roth on prevalence degree of *Inonotus obliquus* (Pers.) Pil. It is shown that at $\alpha=5\%$ the spatial structure of a pathogen doesn't depend on the index of participation of a birch in a stock.

Keywords: *Inonotus obliquus* (Pers.) Pil., *Betula pendula* Roth., a sort structure.

Введение

Ксилотроф *Inonotus obliquus* (Pers.) Pil. вызывает активно развивающуюся коррозийно-деструктивную гниль сердцевины ствола преимущественно березы [5, 6, 7]. Патоген способен также инфицировать и живые деревья ольхи, реже рябины, бука, ильмовых и некоторых других лиственных пород [7]. Гнилью поражается значительное количество древесины, которая полностью теряет свои физико-механические свойства и становится годной лишь на дрова [7]. В научной литературе имеется достаточно сведений касательно определения фитосанитарного состояния лесных массивов, содержащих в своем видовом составе березу [2, 4, 14, 19] либо ольху черную или клейкую (*Alnus glutinosa* (L.) Gaertn.) [22], которые инфицированы косотрубчатым трутовиком, как неблагоприятного.

Береза повислая (*Betula pendula* Roth.) – важнейший эврибионтный лесообразователь не только Ульяновской области, но и России в целом. Она способна за 80–90 лет давать двойной урожай.

На степень стохастической патологической угрозы лесам оказывают влияние факторы различной природы, среди которых одним из самых главных является биоэкологический видовой состав насаждений. В связи с этим настоящее ис-

следование посвящено такому аспекту изучения природы *I. Obliquus*, как определение уровней экспрессии барьерной функции примеси пород в древостоях против внедрения в них патологического агента. Испытания проводились в трех лесничествах Ульяновской области (Барышском, Вешкаймском и Ульяновском), в полной мере отражающих специфику природных условий региона в целом.

Экспериментальная часть

На первом этапе исследований по материалам лесоустройства выделялись наиболее распространенные в изучаемом регионе элементы таксационных признаков насаждений и проводилось рекогносцировочное обследование древостоев березы Барышского, Вешкаймского и Ульяновского лесничеств области, основная цель которого сводилась к подбору мест для натурального оформления пробных площадей.

Испытания проводились на безразмерных пробных площадях по 1000 деревьев. Объем работ дифференцировался по трем лесничествам области пропорционально доле участия коэффициентов состава насаждений отдельных лесничеств в общей совокупной структуре рассматриваемого таксационного показателя.

Определение степени участия данного таксационного признака в распространении трутовика скошенного осуществлялось при относительной однородности прочих показателей в весенне-летней период. Исследования проводились по семь раз.

Таксация насаждений осуществлялась глазомерным и глазомерно-измерительным способами, обеспечивающими установленную Лесоустроительной инструкцией 2008 г. нормативную точность определения таксационных показателей лесов, по стандартным методикам, изложенным в [1, 12, 20]. Пробные площади закладывались с соблюдением ОСТа 56-69-83 «Пробные площади лесоустроительные. Метод закладки» [16].

Состав древостоя определялся по степени участия в нем древесных пород. По составу насаждения делятся на чистые и смешанные. Насаждение считается чистым, если оно состоит из одной породы, а примесь других пород не превышает 10 % общего запаса, а при двух или более породах в составе – смешанным [9, 18].

Породный состав записывается в виде формулы, в которой приводятся сокращенные обозначения древесных пород и доли их участия в составе, выражаемые в виде коэффициентов (целых чисел), каждая единица которых соответствует 10 процентам участия древесной породы в общем запасе древесины лесного насаждения [12].

На первое место в формуле состава ставится преобладающая порода, представленная наибольшей долей в запасе, а в ряде случаев – главная порода. Главной породой считается та, которая в большей степени отвечает целям хозяйства и является более перспективной в данных условиях местопроизрастания. Главная порода считается преобладающей и ставится на первое место в формуле состава, если ее доля в общем запасе составляет не менее 0,4 в приспевающих, спелых и перестойных, а также не назначаемых в рубку ухода средневозрастных древостоях, и не менее 0,3 в молодняках и средневозрастных древостоях, назначаемых в рубки ухода.

В данном исследовании вместо запасов использовались суммы площадей сечений на 1 га, сравнительно легко измеряемые с помощью полнотомера Биттерлиха как для всего насаждения, так и для каждой породы. Такой подход оправдывается тем, что запас прямо пропорционален сумме площадей сечений [1, 12].

Так как в настоящем эксперименте число результатов измерений $n \leq 15$, то их принадлеж-

ность к нормальному распределению не проверялась [17]. Статистическая же обработка данных осуществлялась методом попарных сравнений, который допускает проведение математического анализа сравниваемых выборок по параметрам нормального распределения, либо распределения Стьюдента в разнообразных исследованиях благодаря возможности сопоставления пар измерений [21].

В биологических изысканиях зачастую считается достаточным применяемой нами 5 %-ный уровень значимости (вероятность ошибочной оценки $P = 0,05$) [10].

Средняя квадратичная ошибка различий, наблюдаемых между парными вариантами, определялась как:

$$m_d = \sqrt{\frac{\left(\frac{\sum d^2}{n} - D^2 \right)}{n-1}},$$

где d – разница между парными значениями сравниваемых величин; D – разница между средними величинами сравниваемых совокупностей.

Критерий достоверности рассчитывался по формуле: $t = D/m_d$.

Обсуждение результатов и выводы

В Ульяновской области в общем составе основных лесообразующих пород преобладает сосна (41,9 % и 97,7 % от доли хвойных пород). Сосновые насаждения от прочих отличаются наиболее равномерным распределением по группам возраста, что обуславливается их своевременной рубкой в течение длительного времени в соответствии с расчетной лесосекой и полным ее освоением. По всем лесничествам региона в возрастной структуре сосновых насаждений практически незначительны отличия, за исключением Старокулаткинского лесничества, в котором хвойные насаждения в основном искусственного происхождения [11]. Это оказывается благоприятным, в том числе для проведения научных исследований, так как возрастное распределение породы позволяет формировать разнообразные экспериментальные сочетания как внутри хозяйства, так и за его пределами, что в данном случае явилось одним из аргументов в пользу выбора именно вариации сосновой примеси в березовых древостоях условием осуществления эксперимента и предопределило весь дальнейший ход рассуждений (сказалось пороговое влияние сосны на распространение возбудителя). Также

сосна (наряду с дубом) является главной и приоритетной при создании культур древесной породой как коренная и наиболее ценная для Ульяновской области.

В природе редко встречаются более или менее значительные площади древостоев, которые состояли бы только из одной породы. Обычно имеется некоторая примесь других пород, поэтому условились считать чистыми древостоями и такие, в которых примесь прочих пород составляет меньше 10 % [18]. Роль последних не учитывалась и при составлении цифровых коэффициентов описываемых далее формул состава.

Зачастую береза и сосна формируют смешанные древостои в разнообразных группах типов леса региона с пространственной и парцеллярной диффузией разного характера несколько отличной вертикальной структурой. С учетом изложенного варианты выборок оказались таковыми: смешанные насаждения – березово-сосновый лес

6С4Б, сосново-березовые леса с формулами состава 6Б4С и 8Б2С соответственно; чистые насаждения – березовый лес 10Б. В трех группах являлась преобладающей береза, в одной – сосна. Подобная градация в индексах видового состава была обусловлена тем, что лесные насаждения по составу разделяются при разнице в коэффициентах состава преобладающей породы или возрастных поколений деревьев на 2 единицы и более [12]. Насаждения с более низкими коэффициентами состава березы и высокими сосны не выделялись, поскольку в них, по предварительному рекогносцировочному обследованию, не было обнаружено ни одного экземпляра гриба, а дисперсия вариантов вплоть до березово-соснового леса объясняется исключительно стремлением автора наиболее полно отразить репрезентативный характер эксперимента. Таким образом, результаты исследования имели вид (табл. 1).

Таблица 1

Встречаемость *I. obliquus* в зависимости от видового состава насаждений, шт./1 тыс. деревьев

№ ПП	Видовой состав			
	6С4Б	6Б4С	8Б2С	10Б
1	0	0	0	1
2	0	0	0	1
3	0	0	0	0
4	0	0	2	0
5	0	0	0	0
6	0	0	0	1
7	0	1	0	0
$\bar{x} \pm s_{\bar{x}}$	0,00±0,00	0,14±0,14	0,29±0,29	0,43±0,20
<i>s</i>	0,00	0,38	0,76	0,54
\bar{x} , %	0	32,56	67,44	100
<i>D</i>	–	0,14	0,29	0,43

D^2	–	0,02	0,08	0,18
$\sum d^2$	–	1	4	3
m_d	–	0,14	0,29	0,20
t	–	1,00	1,00	2,12

Поскольку правильное применение дисперсионного анализа предполагает нормальное или близкое к нормальному распределение совокупности, из которой взяты выборки, объединяемые в дисперсионный комплекс [10], а здесь выборки были представлены исключительно разными совокупностями, проверку которых на распределение Гаусса по отдельности не представлялось возможным осуществить, то в настоящей работе дисперсионный анализ не использовался. Также ко всему прочему дисперсионный анализ позволяет проверить лишь гипотезу о равенстве всех средних. Но если гипотеза не подтверждается, нельзя узнать, какая именно группа отличается от других.

Это позволяют сделать методы множественного сравнения. Все они основаны на критерии Стьюдента, но учитывают, что сопоставляются более одной пары средних. Простейший из методов множественного сравнения – введение поправки Бонферрони. Неравенство Бонферрони ($\alpha' < k\alpha$, где α' – вероятность хотя бы один раз ошибочно выявить различия) гласит: если k раз применить критерий с уровнем значимости α , то вероятность, по крайней мере, в одном случае найти различие там, где его нет, не превышает произведения k на α .

Можно сказать, что α' является истинным уровнем значимости многократного применения критерия. Таким образом, из неравенства Бонферрони следует, что если мы хотим обеспечить вероятность ошибки α' , то в каждом из сравнений мы должны принять уровень значимости α' / k – это и есть поправка Бонферрони.

Поправка Бонферрони хорошо работает, если число сравнений невелико. Если оно превышает 8, метод становится слишком «строгим», и даже весьма большие различия приходится признавать статистически незначимыми. Однако существуют не столь жесткие методы множественного сравнения, например, критерий Ньюмена –

Кейлса, а также способы смягчения строгости самой поправки Бонферрони (через увеличение числа степеней свободы) [8].

При дополнении метода попарных сравнений поправкой Бонферрони уровень значимости окажется равным 0,0083 или 0,8 % (так как $0,05/6$, а $k = 4 \cdot 3/2 = 6$) при условии применения критерия Стьюдента для оценивания различий средних арифметических между выборками, что значительно уменьшает чувствительность критерия. Однако для простоты и оперативности выполнения анализа сравнению со всеми остальными подлежала единственная выборка (березово-сосновый лес 6С4Б, условный контроль), различие которой в средних с чистыми насаждениями формулы состава 10Б, обладающими наибольшим значением частоты встречаемости *I. obliquus*, обусловило бы целесообразность принятия решения по дальнейшим сравнениям всех выборок, попадающих внутрь этого интервала. В таком случае уровень значимости несколько бы уменьшил строгость критерия ($0,05/3 = 0,017$ или 1,7 %), но все же и это стало излишним. Как оказалось, даже при вероятности ошибочной оценки $P = 0,05$ и числе степеней свободы $n = 6$ существующие различия между двумя экстремумами интервала 6С4Б – 10Б признаются статистически незначимыми: экспериментальное $t = 2,12$ меньше критического 2,45 (табл. 1). В опытах 6Б4С и 8Б2С $t = 1,00$, что говорит о равенстве разности средних арифметических двух совокупностей D и средней квадратичной ошибке различий, наблюдаемых между парными вариантами m_d , и указывает на отсутствие необходимости дальнейших расчетов. Нулевая гипотеза остается в силе.

Важно заметить, что неопровержение H_0 -гипотезы нельзя рассматривать как доказательство равенства между неизвестными параметрами совокупностей, из которых извлечены сравниваемые выборки. В таких случаях вопрос о

преимущество одной статистической совокупности перед другой остается открытым. Ведь не исключено, что при повторных испытаниях H_0 -гипотеза может оказаться несостоятельной. Более того, и в тех случаях, когда H_0 -гипотеза опровергается, не следует спешить с окончательным выводом [10].

Как можно видеть (табл. 1), степень встречаемости *I. obliquus* не одинакова. В смешанных по составу насаждениях она оказалась ниже, чем в чистых (форма линейной зависимости). Частота встречаемости патологического агента в сосново-березовом лесу 6Б4С составила $0,14 \pm 0,14$ шт./1000 экземпляров деревьев (32,56 % от 10Б), в сосново-березовом лесу 8Б2С – $0,29 \pm 0,29$ шт./1000 экземпляров деревьев (67,44 % от 10Б), в представленном чистыми насаждениями березовом лесу – $0,43 \pm 0,20$ шт./1000 экземпляров деревьев. В березово-сосновом лесу 6С4Б гриб не был обнаружен.

Подобное положение дел о постулировании видимых различий и придании им доказательной базы на основании применения статистических методов может поправить только усиление воспроизводимости результатов измерений, которое оказалось ограниченным на данном поле исследований (имеющем свои особенности и специфику в виде своеобразного характера дисперсии пространственной структуры растительных парцелл Ульяновской области). Исследования, выполненные на территориях, по площади значительно превышающих представленное экспериментальное пространство, либо обладающих отличной пространственной конфигурацией консорции березы, или иная, нежели здесь, методика испытаний, по всей вероятности, вкупе позволят привести итоги опыта подобного рода к достоверному вероятностному обоснованию и логическому завершению.

С увеличением примеси сосны в древостоях и уменьшением доли участия березы в их совместном общем запасе соответственно снижалась частота встречаемости *I. obliquus*. Это объясняется тем, что смешанные насаждения в своем составе содержат породы (или одну породу), которые препятствуют распространению патогена, а также имеют прочие прерогативы перед чистыми, которые им позволяют непосредственно и косвенно ингибировать развитие инфекционного начала. Смешанные древостои имеют ряд преимуществ перед чистыми: у них выше общая продуктивность, поскольку лучше используется

экологическая ниша (свет, тепло, почва); они обладают повышенной устойчивостью к болезням, вспышкам размножения вредных насекомых, вредным газам и повреждениям, в том числе к ветровалу и бурелому, снеговалу и снеголому; они улучшают почву; в них ниже уровень пожарной опасности [3, 15].

Следует отметить, что на распространение гриба может оказывать влияние и биология прирешиваемой породы. Так, наиболее вероятно встретить скошенный трутовик в насаждениях с примесью пород, составляющих круг растений-хозяев *I. obliquus*, нежели в древостоях с примесью из иных видов деревьев, не являющихся питающими растениями для конкретного патогена.

Несмотря на то, что проверка (тестирование) материала на нормальность распределения не осуществима в принципе, различия в математическом ожидании выборок оказались статистически недостоверными, все же была предпринята попытка проведения парного корреляционно-регрессионного анализа (указанные условия предполагались). Закон распределения определялся визуально на основе корреляционного поля (диаграммы рассеяния) и гистограммы: в расположении точек наблюдается линейная тенденция, следовательно, по всей вероятности, совокупность исходных данных подчиняется нормальному закону распределения. Необходимость определения данного распределения вытекает из основного требования корреляционного анализа – совокупность значений всех факторных и результативного признаков должна подчиняться многомерному нормальному распределению. В случае малого объема совокупности (как здесь) для проведения ее формального тестирования на нормальность распределения закон распределения определяется визуально на основе корреляционного поля.

По разным оценкам для получения хорошего уравнения регрессии в среднем необходимо данных в 4–10 раз больше, чем число факторов, влияние которых требуется выразить математически. При пропорции числа наблюдений, превышающей количество факторов в десятки раз, в действие вступает закон больших чисел, который обеспечивает взаимопогашение случайных колебаний. В конкретном случае репрезентативность совокупной выборки составляла 4. При этом, безусловно, нужно учитывать, что при репрезентативности выборки в четыре точки статистический прогноз может иметь высокую степень сомнительной надежности.

Первый этап, собственно корреляционный анализ, предусматривал определение характера и силы связи объясняемой Y и объясняющей X переменных величин. Факторный признак x (регрессор) был представлен цифровыми коэффициентами березы в видовом составе насаждения, а результативный y (отклик) – частотой встречаемости *I. obliquus*. Предиктор один, поскольку, как известно, наиболее надежной на практике бывает однофакторная модель. Таким образом, анализу подлежала система, оформленная двумерными данными.

Отличие статистической связи от функциональной заключается в том, что в последнем случае между аргументом и функцией существует однозначное соответствие, то есть каждому определенному значению аргумента x соответствует определенное значение функции $y = f(x)$. При статистической связи разным значениям одной переменной соответствуют различные распределения другой переменной, в которых могут быть найдены частные средние \bar{y}_x . Поэтому форма статистической связи может быть описана не как зависимость отдельных значений y от величин x , а как зависимость частных средних \bar{y}_x от значений x [10].

Поскольку коэффициент ковариации (COV) не учитывает случаи, когда коррелируемые признаки выражаются разными единицами измерения, то применялся эмпирический коэффициент корреляции r , устраняющий этот недостаток отношениями отклонений $(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$ к средним квадратическим отклонениям s_x и s_y :

$$r_{xy} = \frac{\frac{1}{n} \left[\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) \right]}{s_x s_y}.$$

Коэффициент корреляции можно вычислить, не прибегая к расчету средних квадратических отклонений, что упрощает вычислительную работу, по следующей аналогичной формуле:

$$r_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}.$$

В данном эксперименте коэффициент оказался равным 1, что свидетельствует о существовании сильной зависимости ($0,75 \leq r \leq 1,00$ [13]) частоты встречаемости патогена от видового со-

става древостоя, положительный знак r – о прямой связи между признаками (наблюдается прямая линейная зависимость между X и Y).

Эмпирический коэффициент корреляции, как и любой другой выборочный показатель, служит оценкой своего генерального параметра ρ и, как величина случайная, сопровождается ошибкой:

$$s_r = \sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}}.$$

Отношение выборочного коэффициента корреляции к своей ошибке служит критерием для проверки нулевой гипотезы – предположения о том, что в генеральной совокупности этот показатель равен нулю, то есть $\rho=0$ [10]. Нулевая гипотеза отвергается на принятом уровне значимости α и числе степеней свободы $k = n - 2$, если

$$t_{набл} = r \sqrt{\frac{n-2}{1-r^2}} \geq t_{кр}.$$

Наблюдаемое $t = 101,82$ во много раз превзошло критическое – 4,30, что указывает на действительную «близость» r к +1 и подтверждает наличие линейной корреляции между регрессором и откликом. А поскольку линейная зависимость значима, то можно провести регрессионный анализ (следующий этап), то есть найти ее явное выражение.

Линейная зависимость между переменными Y и X описывается уравнением общего вида $\bar{y}_x = a + bx_1 + cx_2 + dx_3 + \dots$, где a, b, c, d, \dots – параметры уравнения, определяющие соотношения между аргументами $x_1, x_2, x_3, \dots, x_m$ и функцией \bar{y}_x . В практике учитываются не все возможные, а лишь некоторые аргументы, в простейшем случае – всего один:

$$\bar{y}_x = a + bx.$$

В этом уравнении линейной регрессии a – свободный член, а параметр b определяет наклон линии регрессии по отношению к осям прямоугольных координат. В аналитической геометрии этот параметр именуется угловым коэффициентом, в биометрии – коэффициентом регрессии [10]. Он показывает, насколько в среднем величина одного признака y изменяется при изменении на единицу меры другого, корреляционно связанного с Y признака X . Параметр b , или коэффициент регрессии, по одному из вариантов определяется так:

$$b_{yx} = \frac{n \sum xy - \sum x \sum y}{n \sum x^2 - (\sum x)^2}$$

Параметр регрессии коэффициент сдвига a –

$$a_{yx} = \frac{\sum y \sum x^2 - \sum x \sum yx}{n \sum x^2 - (\sum x)^2}$$

С целью как можно лучшего согласования теоретической линейной зависимости с экспериментальными данными, ее определяющими, использовался метод наименьших квадратов. В качестве меры адекватности регрессионной функции статистическим данным применялся коэффициент детерминации (мера определенности) R^2 . При наличии линейной связи коэффициентом детерминации служит квадрат коэффициента корреляции r_{xy}^2 . Линией тренда графически отображалась тенденция и аппроксимация данных.

Выборочные показатели регрессии являются оценками соответствующих генеральных параметров и, как величины случайные, также сопровождаются статистическими ошибками. Ошибка выборочного коэффициента регрессии Y по X определяется по формуле

$$s_{b_{yx}} = \sqrt{\frac{(1 - r^2) \sum (y_i - \bar{y})^2}{(n - 2) \sum (x_i - \bar{x})^2}}$$

Его достоверность оценивают с помощью t -критерия Стьюдента [10]. В [8] $t_{набл} = b/s_b$, а так как из $b = 0$ следует $r = 0$, то гипотеза об отсутствии корреляции равнозначна гипотезе о нулевом наклоне прямой регрессии. Поэтому для оценки статистической значимости отличия b от 0 можно воспользоваться формулой для оценки статистической значимости корреляции.

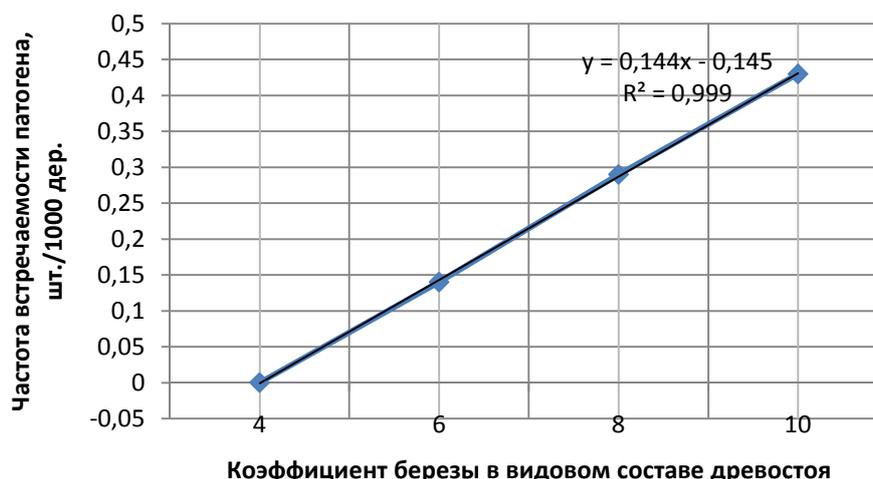


Рис. 1. Зависимость частоты встречаемости *I. obliquus* от состава древостоя

На рис. 1 представлено уравнение регрессии, проиллюстрировано его графическое отображение и указана величина достоверности аппроксимации.

Для проверки значимости полученного уравнения регрессии, то есть адекватности результатам эксперимента, применялся критерий Фишера.

Расчетное значение F -критерия Фишера находится как отношение дисперсии исходного ряда наблюдений изучаемого показателя и несмещенной оценки дисперсии остаточной последовательности для данной модели. Если расчетное значение с $k_1 = (m)$ и $k_2 = (n - m - 1)$ степенями

свободы больше табличного при заданном уровне надежности, то модель считается значимой.

Фактическое значение F -критерия определяется:

$$F_{набл} = \frac{R^2}{1 - R^2} \frac{(n - m - 1)}{m}$$

Для парной регрессии $m = 1$. Поэтому табулированное значение F -критерия принимается с учетом того, что число степеней свободы для общей суммы квадратов (большей дисперсии) равно 1, а число степеней свободы остаточной суммы квадратов (меньшей дисперсии) при линейной регрессии составляет $n - 2$ при заданном уровне значимости. Поскольку F -критерий позволяет оценить

качество уравнения регрессии в целом, то средняя ошибка абсолютной аппроксимации (\bar{A}), по которой определяется существенность среднего отклонения расчетных данных результативного признака от фактических, образующих модель, в настоящей работе не учитывалась.

Фактическое значение критерия Фишера 10368 димерной совокупности при агрегировании ее данных значительно превзошло критическое 98,5 (0,01, 1, 2), а тем более 18,51 (0,05, 1, 2), что говорит о высокой значимости коэффициента детерминации и подтверждает статистическую надежность найденного уравнения регрессии, то есть уравнение регрессии адекватно описывает экспериментальные данные (теоретические результаты хорошо согласуются с экспериментальными данными). Нулевая гипотеза относительно значимости всех коэффициентов регрессии (все коэффициенты регрессии в постулируемой модели практически равны нулю) отвергается конкурирующей.

Величина достоверности аппроксимации $R^2 = 1$ (рис. 1) означает, что практически в 100 % (если быть точнее 99,98 %) случаев полученным уравнением регрессии объясняется влияние предиктора видового состава древостоя на отклик частоты встречаемости *I. obliquus*. Соответственно величина $(1 - R^2) \cdot 100\% = 0,02\%$, характе-

ризует долю дисперсии объясняемой переменной Y , вызванную влиянием всех остальных, неучтенных в постулируемой модели объясняющих переменных. Таким образом, можно говорить почти о полном согласии экспериментальных и теоретических (расчетных) данных, поскольку коэффициент детерминации $R^2 \approx 1$, а тип связи из стохастического (статистического) ранга устремляется в функциональный.

Напоследок важно отметить, что на состояние подобных этой исследуемых моделей оказывает влияние не только большое количество разнообразных внешних факторов, но и сочетание их совместных воздействий (синергия). Кроме того, причины возникновения и проявления взаимных связей могут представлять собой следствие либо существования действительной зависимости между изучаемыми переменными величинами, либо воздействия случайных факторов, либо, наконец, и того и другого одновременно. В процессе статистического анализа необходимо учитывать, что результативный признак подвержен влиянию не только независимых переменных, но и неучтенных или случайных факторов, а также присутствию неизбежных ошибок измерения переменных величин при сборе и регистрации исходных данных.

Библиографический список

1. Анучин, Н. П. Лесная таксация [Текст] : учебник для вузов / Н. П. Анучин. – 5-е изд., доп. – М. : Лесн. пром-сть, 1982. – 552 с.
2. Арковенко, Е. А. Санитарное состояние древостоев Лисинского учебно-опытного лесхоза [Текст] / Е. А. Арковенко // Сборник материалов Международной научно-практической конференции молодых ученых «Современные проблемы и перспективы рационального лесопользования в условиях рынка», проходившей 15–16 ноября 2006 г. в Санкт-Петербургской государственной лесотехнической академии ; под общей ред. А. А. Егорова. – СПб. : СПбГЛТА. – 2007. – С. 45–47.
3. Атрохин, В. Г. Лесоводство и дендрология [Текст] : учебник для техникумов / В. Г. Атрохин. – М. : Лесн. пром-сть, 1982. – 368 с.
4. Барсукова, Т. Н. Ксилопаразитные трутовые грибы на территории Звенигородской биологической станции [Текст] / Т. Н. Барсукова, О. В. Мамедова // Труды Звенигородской биологической станции. – Т. 3. – М. : Логос, 2001. – С. 100–105.
5. Бондарцев, А. С. Трутовые грибы европейской части СССР и Кавказа [Текст] / А. С. Бондарцев. – М.-Л. : Изд-во АН СССР, 1953. – 1106 с.
6. Бондарцева, М. А., Пармасто, Э. Х. Определитель грибов СССР : Порядок афиллофоровые. Вып. 1. Семейства гименохетовые, лахнокладиевые, кониофоровые, щелелистниковые [Текст] / М. А. Бондарцева, Э. Х. Пармасто. – Л. : Наука, 1986. – 192 с.
7. Вакин, А. Т. Альбом пороков древесины [Текст] / А. Т. Вакин, О. И. Полубояринов, В. А. Соловьев. – М. : Лесная промышленность, 1969. – 164 с.
8. Гланц, С. Медико-биологическая статистика [Текст] : [пер. с англ.] / С. Гланц. – М. : Практика, 1998. – 459 с.
9. Грошев, Б. И. Лесная таксация и подготовка лесосечного фонда / Б. И. Грошев. – Издание 4-е, исправленное и дополненное (Б-чка лесника). – М. : Лесная промышленность, 1976. – 80 с.
10. Лакин, Г. Ф. Биометрия [Текст] : учеб. пособие для биол. спец. вузов / Г. Ф. Лакин. – 4-е изд., перераб. и доп. – М. : Высш. шк., 1990. – 352 с.
11. Лесной план Ульяновской области [Текст] : [утвержден распоряжением Губернатора Ульяновской области от 30.12.2008 г. №858-р]. – Ульяновск, 2008. – 187 с.
12. Лесостроительная инструкция [Текст] : [утверждена Приказом МПР России от 06.02.2008 г. №31]. – М., 2008. – 56 с.

13. Лялин, В. С. Статистика: теория и практика в Excel [Текст] : учеб. пособие / В. С. Лялин, И. Г. Зверева, Н. Г. Никифорова. – М. : Финансы и статистика, 2010. – 448 с.

6. Музыка, С. М. Макроскопические грибы в мониторинге окружающей природной среды северных районов Иркутской области [Текст] / С. М. Музыка // Хвойные бореальной зоны. – 2009г. – №1. – С. 126–131.