

МОДЕЛИРОВАНИЕ  
И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ  
В ЭКОЛОГИИ

Министерство высшего и среднего специального образования  
Латвийской ССР

Латвийский ордена Трудового Красного Знамени  
государственный университет имени Петра Стучки

Кафедра ботаники

МОДЕЛИРОВАНИЕ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ В ЭКОЛОГИИ

Межвузовский сборник научных трудов



Латвийский государственный университет им. П. Стучки  
Рига 1978

УДК 574.519.95:85

Межвузовский сборник научных трудов по узкой тематике моделирования и прогнозирования динамики фитоэкологических систем. В сборнике эта проблема рассматривается на разных уровнях. Ряд статей посвящен общеметодологическим и теоретико-методическим вопросам биоэкологического моделирования и прогнозирования. В отдельных статьях показано приложение оригинальных методов в практическом прогнозировании обилия урожая плодов и шишек древесных растений, для выявления эффекта воздействия промышленных выбросов, рекреации и гидромелиорации на лесные биогеоценозы и их оптимизации. Сборник представляет интерес для экологов, ботаников, специалистов лесного хозяйства, работающих в области охраны природы и рационального природопользования.

Редакционная коллегия

Д-р биол. наук А. М. МАУРИНЬ (отв. редактор),

д-р биол. наук И. Я. ЛИЕПА,

канд. биол. наук Н. Е. БУЛЫГИН,

П. Я. СКУДРА.

Печатается по решению редакционно-издательского совета  
ЛГУ им. П. Стучки от 12 мая 1978 года

© Латвийский государственный университет им. П. Стучки, 1978

М 21006-051y 167-78  
М 812(II)-78

## ХАРАКТЕРНЫЕ ОШИБКИ ПРИМЕНЕНИЯ МАТЕМАТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ В БИОЛОГИИ

В течение последних 20-30 лет усиленно проводится математизация биологии. В этом современном процессе развития науки самое активное участие принимают как биологи и математики, так и другие специалисты разных отраслей науки, имеющие достаточную биологическую и математическую подготовку. Математизация биологии неизбежна, она объективно обусловлена необходимостью разработки новых, более совершенных методов исследования, необходимых для решения задач, недоступных для существующих методов. Предшествующими поколениями исследователей, ни чуть не уступавшим нынешнему по одаренности, наблюдательности, творческому подходу, преданности науке и другим неотъемлемым чертам настоящего ученого, возможности старых методов почти исчерпаны. В нынешних условиях категорическая приверженность к использованию только классических методов, оправдавшим себя в прошлом, приводит к неоправданным затратам времени и средств, трудоемкости и малой эффективности исследований. Будущее науки коренным образом зависит от создания новых методов и умелого использования их в едином сочетании с классическими методами. Принципиально новые возможности на этом пути познания представляет количественный подход, основывающийся на различном применении математических методов. Следовательно, математизация биологии является прогрессивной, многообещающей чертой развития познания живого. Доказательством этого служат многочисленные примеры успешного решения сложных проблем. Однако на пути математизации биологии встречается множество самых различных неожиданностей, обусловленных как трудностями совместимости биологической и математической специфики,

так и ограниченными возможностями одновременного усвоения двух таких обширных и до сих пор далеко стоящих областей науки, как биология и математика. Поэтому естественно, что на этом пути неизбежны ошибочные решения, недопущение которых в дальнейшем ускорит процесс взаимного обогащения этих двух фундаментальных наук. На основе изучения материала разных книг, статей, диссертационных работ и научных отчетов наиболее характерные ошибки применения математических методов в биологии можно подразделить на следующие группы.

К первой группе относятся ошибки, возникающие в результате недооценки значения качественного анализа. Успех исследовательской работы целиком зависит от всестороннего понимания биологической сущности исследуемой проблемы и от умелого использования уже раскрытых закономерностей в качестве отправных предпосылок для разработки логической структуры исследования. Математические методы в творческом процессе нематематических наук играют вспомогательную роль и служат эффективным и незаменимым средством реализации (аппроксимации и изучения) логической структуры исследования. Нежелание или неумение все это учитывать в подавляющем большинстве случаев приводит к ошибочным выводам, имеющим иногда даже абсурдный характер. Часто допускаются грубые ошибки первой группы, вызванные несоответствием начальной информации к задаче исследования. Особенно это характерно для тех работ, которые выполняются посредством эмпирико-индуктивного подхода. Пример (так как целью данной статьи является обобщенный обзор характерных ошибок а не критический анализ конкретных публикаций, ссылка на авторов, допустивших эти ошибки не приводится). Допустим, что задачей исследовательской работы является изучение гетерогенности определенного типа лесорастительных условий. Решение этой задачи предусматривается путем анализа эмпирического материала, состоящего из описаний большого числа пробных площадей, заложенных исследователем в разных

насаждениях. Как известно, некоторые типы лесорастительных условий, например, кисличник (*Oxalidosa*), разными авторами интерпретируются весьма неоднозначно. Поэтому выбор каждого насаждения и места закладки в нем пробной площади существенно зависит от понимания исследователем понятия "кисличник". В зависимости от интерпретации этого типа лесорастительных условий собирается относительно однородный или гетерогенный эмпирический материал и любой математический метод, подлинно отражающий структуру собранных данных, даст ответ, заранее полностью обусловленный выбором пробных площадей. В данном случае математика используется в качестве аппарата "объективного доказательства" реализации субъективного (намеренного или ненамеренного) желания исследователя.

Основной второй подгруппы ошибок является непродуманный подбор характеристик системы или процесса. Неудачный выбор характеристики означает неадекватное отражение реакции системы. Поэтому принятые решения в результате изучения такой характеристики часто оказываются недопустимыми. Особенно это относится к так называемым производным характеристикам, которые в отличие от первичных характеристик не наблюдаются непосредственно, но определяются в виде разных математических выражений. Пример. Для характеристики влияния интенсивности рубок ухода многими лесоводами используется элементарный прирост по диаметру  $Z'_D$  оставшихся после рубки деревьев. По этому методу за определенный период времени определяется среднее значение удвоенной ширины годовичного кольца  $Z_D$ , которая делится на сумму площадей сечения оставшихся деревьев  $G$ , т. е.  $Z'_D = Z_D / G$ . Общеизвестно, что на изреживание древостоя деревья реагируют повышенным линейным приростом. Это явление наблюдается в широком интервале изменения интенсивности изреживания, следовательно значение числителя  $Z_D$  формулы определения элементарного прироста по диаметру повышается. Кроме того эффект этого логического процесса усиливается механическим увеличением  $Z_D$ ,

так как обычно срубятся отстававшие в росте деревья, иными словами, деревья с пониженным или нулевым линейным приростом, что приводит к механическому приросту  $Z_0$  после рубки ухода. С другой стороны, в результате удаления определенного числа деревьев древостоя снижается значение знаменателя указанной формулы. Поэтому увеличение интенсивности рубок ухода сопровождается повышенный элементарный прирост по диаметру. Однако народное хозяйство нуждается в запасе древесины, а не в процентах или в миллиметрах изменения ширины годичного кольца. Интенсивность рубки на прирост по запасу и на прирост по диаметру оказывает различное воздействие. Повышенные значения оба вида прироста имеют только при низкой или умеренной интенсивности рубки. Начиная с определенной степени изреживания древостоя  $Z_0$  уже не в состоянии компенсировать прирост по объему вырубленной части древостоя и поэтому прирост по запасу совокупности оставшихся деревьев снижается и становится отрицательным. Это означает, что древостой производит древесину ниже своих потенциальных возможностей, хотя, судя по элементарному линейному приросту, эффект такой рубки ухода, следует признать положительным. Учитывая тот факт, что рубки ухода ежегодно проводятся на обширной территории страны, приведенный пример убедительно показывает значимость правильного выбора характеристики системы. В данном случае выбор непродуманного показателя влияния интенсивности рубок ухода приводит к "научному" обоснованию истощения древесных ресурсов.

Третья подгруппу составляют ошибки, вызванные неоправданным подбором исследуемых факторов воздействия на объект изучения.

Характерно при математическом моделировании протекания физиологических процессов использование логически малообоснованных или статистически несущественных факторов. Такой подход непосредственно не влечет за собой искажения результатов исследования. Однако каждый дополнительный фактор усложняет модели и ограничивает их практическую реализацию. Наряду с этим

нарушается требование, в соответствии с которым в матрице данных число факторов не должно превышать половину числа наблюдений. В связи с исключительной трудоемкостью и ограниченной доступностью многих биологических экспериментов соблюдение этого требования является весьма проблематичным. С другой стороны, наблюдается противоположная ситуация, характеризующаяся желанием придать слишком большое значение отдельным факторам. Крайним выражением этого стремления является отказ от многомерного подхода в результате организации исследования по принципу "единого фактора". Следуя этому принципу, реакция системы наблюдается по изменению всего одного фактора, а все остальные факторы относятся к фону наблюдения. В природных условиях соблюдение этого принципа является невозможным, так как независимо от желания исследователя одновременно и взаимосвязанно меняются все факторы. Более того, среди так называемых фоновых факторов могут оказаться такие, которые по значимости воздействия далеко превышают непосредственно изучаемый фактор. Поэтому при другом сочетании фоновых факторов результаты наблюдения реакции системы могут оказаться совсем иными для тех же значений "единственного" фактора. Примером использования принципа "единственного фактора" могут служить функции роста, отражающие ход накопления биомассы в зависимости от возраста системы. Функции роста нашли широкое применение в разных отраслях науки и производства. Так, например, в лесном хозяйстве использование функций роста в виде таблиц хода роста насаждений имеет длительную историю. Следует признать, что таблицы хода роста хорошо аппроксимируют процесс увеличения усредненных значений таксационных показателей строго однородных совокупностей насаждений, представленных чистыми древостоями нормальной полноты в пределах одного класса бонитета данной древесной породы. Любые отклонения, нарушающие эти ограничения, в частности, различный хозяйственный режим, вызывают несоответствие между данными таблиц хода роста и конкретными лесонасаждениями. Кроме того, сле-

дует отметить, что в условиях интенсивного лесного хозяйства жесткие требования к однородности совокупностей насаждений почти не соблюдаются, так как в результате воздействия природных факторов и хозяйственной деятельности человека чистые древостои с нормальной полнотой представлены крайне редко. Поэтому различные попытки использования таблиц хода роста в качестве инструмента составления долгосрочных прогнозов и разработанные на основе этих таблиц разные программы проведения лесохозяйственных мероприятий для конкретных древостоев, охватывающие весь период оборота рубки, являются весьма приближенными и непригодными для проведения технико-экономических расчетов.

Четвертая подгруппа ошибок характеризуется небрежным отношением к выбору формы связи между изучаемой характеристикой системы и факторами воздействия. Основным недостатком является отсутствие логического обоснования формулы связи. Нередко эта формула выбирается по методу наименьших квадратов, без учета биологической сущности взаимозависимости характеристики и данного фактора. Метод наименьших квадратов формально ранжирует все испытываемые формулы по принципу наилучшей аппроксимации эмпирических данных на заданном интервале проверяемого фактора. Этот метод не гарантирует, что формула такой же окажется за пределами этого интервала. Более того, вне пределов интервала, представленного эмпирическими данными, вследствие качественного изменения взаимоотношений изучаемых показателей такая формула может оказаться совершенно непригодной. Это означает, что по такой формуле недопустима экстраполяция, столь необходимая при проведении прогнозных расчетов. Единственным методом проверки однородности формы связи и за пределами указанного интервала является содержательный логический анализ биологической сущности этой связи. Лишь по биологически обоснованной формуле допустимо прогнозирование способом экстраполяции. Пример. В лесной таксации давно используется кривая высот, представляющая взаимосвязь между высотой и диаметром

деревьев данного древостоя. Предложено множество конкретных формул для аналитической аппроксимации этой кривой.

Часто из-за своей простоты применяется формула параболы второго порядка, при этом не указываются ограничения применимости этой формулы. Следует признать, что в узком интервале она хорошо подходит к этой задаче. Однако, начиная с определенного уровня диаметра деревьев, соответствующего максимуму параболы, значения высоты деревьев, вычисленные по этой формуле, симметрично снижаются, что явно противоречит истинной ситуации в лесу. Одновременно можно привести случаи замены этой простой и адекватной формулы на другие виды связи, например, гиперболы при исследовании протекания физиологических процессов в зависимости от возраста живых организмов. При экстраполяции по такой формуле, не имеющей ограничений на применимость ее, каждый может "убедиться", что восьмидесятилетний спринтер без труда улучшает мировые рекорды, установленные спортсменами, находящимися в расцвете своих физических способностей.

К пятой подгруппе ошибок приводит несодержательная интерпретация результатов применения математических методов. Интерпретация полученных результатов является последним этапом исследовательской работы. Поэтому ошибки, допущенные на этом этапе, вызывают наибольшие огорчения. Во многих случаях результатам вычислений приписываются необоснованные свойства и возможности объяснения биологических фактов. Хорошей иллюстрацией этого вида ошибок служит такое простое, но относительно часто встречающееся явление, как ложная или логически необоснованная корреляция. Как известно, разнородные количественные характеристики корреляционной связи формально можно определить между любой парой признаков, представленных соответствующим числом наблюдений в виде двух зависимых рядов чисел. Однако такие подсчеты имеют смысл лишь тогда, если между изучаемыми признаками существует логическая зависимость. Не обращая внимания на это требование, нетрудно "доказать" наличие четкой зависи-

мости между рождаемостью детей и числом аистов в данном регионе. Подобная ситуация возникает при решении вопроса о каузальности исследуемой взаимосвязи. Только посредством всестороннего содержательного изучения логической сущности этой взаимосвязи можно убедиться, какой признак является зависимым или независимым, поскольку не существует такого математического метода, который способен был бы заменить качественный анализ. Казалось бы, все это исключительно просто и понятно, но, к глубокому сожалению, все еще приходится сталкиваться с преувеличением возможностей математических методов даже в серьезных изданиях материалов научных конференций. Не иначе как абсурдным примером этого явления можно назвать желание использовать математическую модель, составленную по данным периода ретроспекции 30-35 лет, в качестве аппарата прогнозирования динамики численности популяции определенного вида растений на 1500 и более лет вперед. Это явное игнорирование требований современной теории прогнозирования. Удивительно, но такие поразительные предложения были опубликованы в научной литературе еще несколько лет тому назад.

Общей основой второй группы ошибок является механическое применение математических методов, допускающееся главным образом из-за недостаточной математической подготовки исследователя. В этом отношении можно выделить три уровня: механический, сознательный и творческий уровень применения математических методов. В первом случае исследователь, не имеющий явного представления о возможностях и особенностях используемого математического аппарата, применяет его формально, обычно строго придерживаясь сходного примера, опубликованного другим автором. При этом подобие между этим "образцом" и данной работой не доказывается. Поэтому в зависимости от конкретных условий вполне возможна как удачная, так и ошибочная обработка информации. Следует отметить, что сам исследователь даже не подозревает несостоятельности или случайного характера своих выводов.

Второй этап характеризуется всесторонним учетом как

биологической специфики объекта изучения, так и учетом возможностей адекватно подобранного математического метода. Результаты исследований других авторов не служат "безошибочным путеводителем", а используются в качестве материала для сопоставления с собственными выводами и последующего анализа и обобщения достигнутого в рамках данной проблематики.

На третьем этапе исследователь четко сознает трудности адекватной сопоставимости биологических и математических особенностей. Вместо необоснованного энтузиазма и представления о всемогуществе современных математических методов постепенно у него вырабатывается убеждение, что для решения ряда биологических проблем соответствующие методы пока еще не предложены и поэтому предстоит их разработать заново или модифицировать существующие методы на основе строгого соблюдения качественного своеобразия изучаемых объектов.

Характерной ошибкой второй группы является применение статистических методов без проверки соответствия между эмпирическим и теоретическим распределениями. Произвольное допущение того, что признаки биологических объектов следуют нормальному распределению, не всегда оказывается справедливым. Естественно, что в этих случаях статистические методы, основанные на нормальном распределении, приведут к неверным выводам. Поэтому всегда неизменным условием является проверка соответствия распределения. В зависимости от этой проверки выбирается или подходящий математический аппарат, или соответствующий способ трансформации начальной информации к нормальному распределению.

Ко второй группе ошибок относится часто наблюдаемое подразделение показателей корреляционной связи на определенное число групп. Известны предложения, опубликованные даже в учебниках по биометрии, в соответствии с которыми коэффициент корреляции, например, характеризует тесную связь между признаками при  $r > 0,75$ ; среднюю связь при  $0,35 \leq r \leq 0,75$ , слабую связь при  $r < 0,35$  и т.д. В

разных публикациях число упомянутых групп и уровни их границ меняются, однако ошибочная постановка вопроса остается у всех этих авторов одинаковой - не учитывается объем выборочной совокупности, по данным которой получен оцениваемый коэффициент корреляции. Поэтому в условиях небольших выборочных совокупностей, относительно часто встречающихся в биологических исследованиях, вполне реальны ситуации, при которых коэффициент корреляции так называемой тесной связи оказывается даже несущественным. Например, при уровне значимости  $\alpha = 0,01$  и объеме выборочной совокупности  $n = 10$ , коэффициент корреляции  $r = 0,75$  следует признать случайным.

В рамках дисперсионного анализа нередко встречается неверное использование критерия Фишера. Как известно, при оценке существенности воздействия контролируемых факторов эмпирическое значение этого критерия определяется в виде отношения между средним квадратом оцениваемого фактора и средним квадратом остатка. Следует запомнить, что средний квадрат остатка используется в качестве знаменателя этого отношения, так как разброс остатка служит основой для сопоставления всех остальных видов разброса данных статистического комплекса. В этом случае повышение среднего квадрата данного фактора, обусловленное возрастанием воздействия этого фактора, сопровождается увеличением эмпирического значения критерия Фишера и наоборот. При таком положении вещей в условиях отсутствия воздействия изучаемого фактора эмпирическое значение этого критерия равно нулю. Однако имеется немало работ, в которых непреклонно соблюдается требование, предъявляемое к критерию Фишера для сопоставления двух дисперсий независимых совокупностей. В соответствии с этим требованием в качестве числителя отношения двух дисперсий используется наибольшая из них. Следуя этому указанию и в рамках дисперсионного анализа, в тех случаях, для которых средний квадрат оцениваемого фактора меньше среднего квадрата остатка, эмпирическое значение критерия определяется в перевернутом по-

рядке, т.е. как отношение между средним квадратом остатка и средним квадратом данного фактора. Нетрудно убедиться, что в этом случае при снижении воздействия, оказанного контролируемым фактором, такое механическое применение критерия Фишера ведет к противоположному результату - неограниченному возрастанию его эмпирического значения, следовательно, и к противоположному выводу по оценке воздействия данного фактора.

Ко второй группе ошибок относится также неверное применение критерия наименьшей существенной разницы, используемого для проверки значимости отдельных разниц между классами градаций изучаемого фактора. Ввиду своей простоты этот критерий нашел широкое применение в дисперсионном анализе независимо от числа классов градаций ( $K$ ), хотя давно доказано, что использование критерия наименьшей существенной разницы обоснованно лишь при  $K=2$ . Поэтому, если  $K > 2$ , оценку конкретных разниц гомогенного статистического комплекса следует провести посредством критерия Дункана или другого соответствующего критерия.

Третью группу составляют ошибки, причина которых обуславливается субъективными желаниями исследователя. В этом отношении особенно много промахов допускается при выборе наиболее подходящего математического аппарата, учитывающего как биологическую сущность изучаемой проблемы, так и конкретные условия эксперимента. В некоторой степени сказанное объясняется чрезвычайными трудностями одновременного освоения биологии и многообразных математических методов на уровне, допускающем однозначный и всесторонне обоснованный выбор соответствующего математического метода. Обычно исследователь, овладевший одним или несколькими частными методами, старается изо всех сил предложить их для решения любой задачи. Особенно характерно это для тех авторов, которые относительно недолго занимаются биологическими исследованиями и не успели еще освободиться от вредного представления о всемогуществе "своих" методов в приложении их миру живого.

Нередко улыбку биологов вызывает упорное стремление перевести общеизвестные биологические факты на язык той или иной отрасли математики. Сами по себе подобного рода упражнения следует признать интересными, но, с другой стороны, они не имея исследовательской ценности, создают много информационного шума и терминологической путаницы. Во многих случаях ссылка на обобщающий характер таких "переводов" тоже весьма сомнительна. Поэтому появление таких работ не только не способствует развитию биологии, но даже, наоборот, осложняет его, вызывая непонимание и возражения со стороны специалистов, что в конечном счете сводится к дискредитации самой идеи математизации биологии.

В некоторых случаях субъективные желания исследователей оказываются столь сильными, что для подтверждения своих выводов они прибегают даже к абсурдным утверждениям. Характерным примером для этого служит склонность некоторых генетиков и селекционеров с помощью соображений биологического характера "обосновывать" наличие отрицательного значения суммы квадратов чисел. Такие попытки опровержения фундаментальных основ одной науки с помощью "соображений" другой науки являются весьма далекими от научного подхода. Как правило, такие приемы обусловлены стремлением прикрыть свое неумелое применение современных средств познания.

Задачей предлагаемой статьи не является приведение всеобъемлющего обзора допущенных ошибок и неточностей применения математических методов в биологии. За пределами этой работы осталось много поучительных примеров, свидетельствующих о неудачах добросовестных искателей новых методов познания живого. Анализ этих неудач не должен стать предметом критики их авторов. Изучение допущенных ошибок должно служить верным ориентиром, предупреждающим о многообразных опасностях на трудном и многообещающем пути математизации биологии.

## ПРИНЦИП НЕОБРАТИМОСТИ В МОДЕЛИРОВАНИИ БИОЭКОЛОГИЧЕСКИХ СИСТЕМ

Биология существенно упорядочена в том смысле, что она проявляет гомеорез (а не гомеостаз).

К. Уоддингтон

Ознакомление с современной литературой по моделированию биоэкологических систем обнаруживает парадоксальную, на первый взгляд, ситуацию: большинство моделей динамики таких систем основаны на концепции равновесия [1, 2]. Представление о равновесии биоэкологических систем противоречит теории необратимых процессов, которая утверждает, что равновесие присуще обратимым процессам и в принципе возможно лишь в закрытых системах [3]. Биоэкологические системы же являются открытыми и в них совершаются необратимые процессы. "Все и только живые системы, — писал Э. Бауер, — никогда не бывают в равновесии и исполняют за счет своей свободной энергии постоянную работу против равновесия, требуемого законами физики и химии при существующих внешних условиях" [4]. О теоретической и методологической несостоятельности концепции равновесия природных комплексов пишут как советские, так и зарубежные авторы [5, 6].

Почему же концепция равновесия в моделировании биоэкологических систем столь живуча? Причин тому много; они имеют как объективный, так и субъективный характер. Так как модели гомеостатического типа основываются на упрощенном представлении о динамике биоэкологических систем, они представляются более удобными и соответствующими принципу экономичности в науке (так называемому принципу Окама). Математическое обеспечение таких моделей значительно облегча-

ется наличием готового математического аппарата, разработанного для формализованного описания гомеостатичных систем. Особенно следует отметить влияние кибернетики, которая, как пишет У.Р.Эшби [7], имеет дело только с гомеостатичными системами.

Все эти и другие факторы, способствующие живучести концепции равновесия в моделировании биоэкологических систем, находят питательную почву в одном из традиционных подходов к исследованию экосистем. Этот подход основан на учете и изучении лишь актуальных функциональных связей, отражающих сегодняшнюю жизнь биоэкологической системы. Анализируя различные подходы к систематизации в биологии, К.М.Хайлов [8] отмечает, что они сводятся к двум принципам. Один из этих принципов основывается на реликтовых, филогенетических (эволюционных, в более широком смысле) связях, а другой — на актуальных, экологических связях. Усматривая прогресс биологии в синтезе обоих принципов, он пишет: "Важно также, чтобы между функциональным и эволюционным изображением системы была причинная связь, т.е. чтобы систему функциональной организации можно было представить как результат ее эволюции, а эволюцию — как процесс, развертывающийся на основе данной функциональной организации" (с.136). Особенно актуальной эта проблема становится в связи с изучением эволюции биосферы под влиянием непрерывно усиливающегося преобразующего антропогенного воздействия и необходимости разработки теоретических и методологических основ управления динамикой биоэкологических систем. Решение этой проблемы не сводится к простому объединению функционального и эволюционного изображения биоэкологических систем.

Адекватное изображение, как вербальное, так и формализованное описание динамики биоэкологической системы требует применения принципа необратимости. О необратимом характере эволюции животных и растений писал Ч.Дарвин [9]: "Нетрудно понять, почему вид, раз исчезнувший, никогда не может появиться снова, если бы даже снова повторились совершенно тождественные условия жизни — органические и неорганические

кие. Если бы потомок какого-нибудь вида и мог ( что, без сомнения, и случалось весьма нередко) приспособиться таким образом, чтобы быть в состоянии занять в экономике природы место другого вида и таким образом вытеснить его, все же обе формы - старая и новая - не были бы вполне тождественны, потому что обе они, почти несомненно, унаследовали бы от своих различных прародителей признаки, а организмы уже различные и изменялись бы различным образом".

Однако в теории эволюции принцип необратимости известен как "закон Долло". Известный бельгийский палеонтолог Луи Долло дал этому принципу следующую формулировку: "Организм никогда не возвращается точно к прежнему состоянию даже в том случае, если он оказывается в условиях существования, тождественных тем, через которые он прошел. Но вследствие неразрушимости прошлого он всегда сохраняет какой-нибудь след промежуточных этапов, которые были им пройдены" [10]. По мнению Л. Долло, эволюция живого есть вероятностное суммирование индивидуальных вариаций, совершающееся в точно определенном порядке; чтобы представить ее обратимость, надо допустить вмешательство причин, точно противоположных тем, которые вызвали и закрепили индивидуальные вариации, при этом действовавших в точно обратной последовательности. Вероятность реализации такого допущения, утверждал Л. Долло равна нулю. Отсюда следует, что принцип необратимости эволюционных изменений не эмпирическая закономерность, а фундаментальный закон эволюции.

Очевидно принцип необратимости является и общим законом эволюции биоэкосистем и всей биосферы. В процессе функционирования биоэкосистемы в ее структуре происходят изменения как биотических, так и абиотических элементов. Эти изменения носят вероятностный характер, но определенный порядок их суммирования определяется уже тем, что из многих возможностей становится действительностью только одна из них. Поскольку структура биоэкосистемы изменяется во времени, то восстановлением условий предшествующего периода в принципе невозможно вернуть эту систему в прежнее



ее состояние. Ведь на тождественные условия биоэкосистема с изменившейся структурой будет реагировать уже по-иному. Темпы этих изменений постоянно ускоряются, и в наши дни они стали вполне соизмеримы с продолжительностью жизни человека. К тому же существующая структура системы, ее функционально-организационные связи налагают определенные ограничения на число степеней свободы возможных изменений. В этом смысле проявляется гемеорез — эффект необратимого канализированного развития биоэкосистемы. Принцип канализированного развития живых организмов сформулировал К.Х. Уоддингтон [11]. Он пишет: "Биология существенно упорядочена в том смысле, что она проявляет гемеорез (а не гемеостаз): не может быть живого существа, которое было бы способно одинаково легко изменяться во всех мыслимых направлениях с течением времени." [12]

Понятие гемеостаза (гемеостазиса) было введено американским физиологом В.Кенноном в 20-х годах нашего столетия. Этим понятием он обозначал совокупность сложных приспособительных реакций (врожденных "механизмов") животного организма, направленных на поддержание значений существенных переменных внутренней среды организма в пределах физиологически допустимых границ. В генетических системах этот принцип известен как "закон генетического равновесия" (формула Харди-Вайнберга) или генетический гемеостаз. Формула Харди-Вайнберга, пишут Р.Ригер и А.Михаалис [13], "являющаяся краеугольным камнем современной популяционной генетики, характеризует статику менделеевской популяции ... Если бы частоты всех генов в популяции оставались всегда константными, это исключало бы возможность эволюции, т.к. основой эволюции является изменение частоты генов. Подобные изменения происходят в результате: 1) мутаций, 2) отбора, 3) миграции и 4) генетического дрейфа".

В связи с применением принципа необратимости в моделировании динамики биоэкологических систем возникает ряд методологических проблем. Кратко остановимся на двух из них.



Необратимость в динамике системы реализуется, как правило, не путем монотонных изменений, а скачкообразным переходом в новое качественное состояние. С увеличением лага прогноза возрастает вероятность захвата экстраполяцией качественных скачков в динамике прогнозируемой системы. После каждого из таких скачков система переходит в другое качественное состояние с иными закономерностями функционирования, которые уже адекватно не отражаются математической моделью, разработанной для описания предыдущего качественного состояния системы. Поэтому такая модель принципиально неприменима для прогнозирования дальнейшей динамики качественно изменившейся системы. Между качественными переходами состояние системы внешне напоминает равновесие. Но такое "равновесие" - это период латентного развития системы, когда в ее глубинной сущности происходят кардинальные изменения. Эти скрытые изменения в будущем проявятся в переходе всей системы в новое качественное состояние. Для прогностического моделирования ожидаемого скачка необходимо выявить и измерить сдвиги, происходящие в самой сущности системы во время ее латентного периода. Информацию о таких сдвигах несут как изменения структурных элементов, так и характера их взаимодействия. Поэтому проблема расчленяется на две задачи - выявление и количественная оценка изменений структуры системы, с одной стороны, и адекватная формализация взаимодействия внутренних и внешних факторов.

В моделировании биоэкологических систем имеем дело с очень сложными полииерхическими объектами, компоненты которых представляют различные формы движения материи. Каждый компонент развивается по своим специфическим закономерностям, но вместе образуют единую, интегрированную внутренними связями систему. Для адекватной формализации динамики такой качественно разнородной системы необходимо ее компоненты привести к единой основе. Как известно, неотъемлемым свойством всего сущего, отражающим его динамику, является время. Обсуждая проблему соотношения пространст-

венной и временной координат, Дж. Уитров [14] отмечает, что пространственное положение заданного объекта является "однозначной функцией времени, а время не обязательно является, а зачастую как раз не является однозначной функцией положения; с этой точки зрения скорее временная переменная, а не пространственная координата является основой." Однако, как пишет Дж. Уитров, законы физики безразличны к направлению времени. Для необратимых же процессов всегда характерно определенное направление времени. При построении обобщающих моделей динамики сложных биоэкологических систем существенные трудности возникают в связи с возможной разнонаправленностью собственных времен компонентов данной системы [15]. Из причинной теории логически вытекает неадекватность физического, геологического, химического, биологического и социального времени [16, 17]. Необходимо усиленный поиск подходов к разработке обобщающей модели внутреннего хронополиморфизма сложной биоэкологической системы.

#### Литература

1. Свирижев Ю.М., Елизаров Е.Я. Математическое моделирование биологических систем. М., 1970. 160 с.
2. Всесторонний анализ окружающей природной среды. Труды Советско-Американского симпозиума. Тбилиси, 25-29 марта 1974 г. Л., 1975. 326 с.
3. Пригожин И. Введение в термодинамику необратимых процессов. М., 1960.
4. Бауэр Э.С. Теоретическая биология. М.-Л., 1935, с. 43.
5. Осорио де Альмейда М.А. Миф о равновесии в природе. - Курьер ДНЕСКО, 1973, январь, с. 25-28.
6. Roseil D.Z. Natural resource conservation : geographer's view. - Philipp. Geogr. Journal, 1976, N20, N3, pp. 94-103.
7. Эшби У.Р. Введение в кибернетику. М., 1959. 432 с.

8. Хайлов К.М. Системы и систематизация в биологии.- В кн.: Проблемы методологии системного исследования. М., 1970, с.127-145.
9. Дарвин Ч. Происхождение видов. М., 1952, с.336.
10. Габуня Л.К., Луи Долло (1857-1931). М., 1974; с.234 .
- II. Waddington C.H. The strategy of genes. London, Allen and Unwin, 1957.
12. Уоддингтон К.Х. Замечания.- В кн.: На пути к теоретической биологии. I. Прологомены. М., 1970, с.177.
13. Ригер Р., Михаэлис А. Генетический и цитологический словарь. М. 1967, с.438-439.
14. Уитров Дж. Естественная философия времени. М., 1964, с.371.
15. Турсунов А. Направление времени: новые аспекты старой проблемы.- Вопросы философии, 1975, №3, с.60-74.
16. Вернадский В.И. Размышления натуралиста. М., 1975.
17. Круть И.В. О факторах и компонентах земного планетного времени.- В кн.: Доклады на ежегодных чтениях памяти Л.С.Берга. XV-XIX. 1967-1971. Ритмичность природных явлений. Л., 1973, с.7-25.

А.М.Мауринь, В.И.Ушинская  
ЛГУ им.П.Стучки (Рига)

## КРИТЕРИЙ ВЫБОРА МЕТОДИЧЕСКОГО ПОДХОДА В БИОЭКОЛОГИЧЕСКОМ ПРОГНОЗИРОВАНИИ

Все современные рациональные способы научного прогнозирования можно условно подразделить на два методических подхода — межсистемный и параметрический [1]. Сущность первого подхода заключается в том, что по поведению (в данный момент) прогнозирующей системы (например, комплекса экологических факторов) определяется поведение в будущем прогнозируемой системы (например, плодоношение растений). Второй методический подход основан на знании специфических связей в структуре прогнозируемой системы (например, закономерности онтогенеза). При построении математических моделей прогноза биологических систем различные авторы отдадут предпочтение первому или второму подходу в зависимости от своих математических вкусов и научной интуиции.

Нами предлагается критерий выбора методического подхода в биоэкологическом прогнозировании. Концептуальной основой критерия является анализ структуры детерминации прогнозируемой системы [2]. Материалом для такого анализа могут служить варьирующие количественные значения какого-либо признака. Это варьирование детерминируется, с одной стороны, типическими свойствами самой системы и паратипическими (внешними) факторами, с другой стороны. В методическом плане задача сводится к выделению из структуры общей детерминации системы ее типической компоненты (самодетерминации). Поскольку абсолютные значения варьирования различных признаков, а также одного и того же признака в различных системах несопоставимы, показатель самодетерминации может быть выражен лишь как относительная величина. Поэтому предлагается в качестве критерия выбора межсистемного или паратипического методического подхода в прогнозировании использовать такой показатель как относи-

тельный уровень самодетерминации прогнозируемой системы.

Располагая достаточно длинным временным рядом результатов измерения или наблюдений за варьированием данного признака (например, многолетними фенологическими наблюдениями) в исследуемой популяции (деме), показатель относительного уровня самодетерминации можно определить дисперсионным анализом. Для этого необходимо построить однофакторный комплекс, в котором классы градации фактора представлены отдельными особями и определить "силу влияния" фактора (т.е. индивидуальных различий между особями). Однако такой показатель "силы влияния" будет несколько завышен, так как включает долю варьирования значений признака, определяемую эдафическими различиями площадей питания особей. Поэтому необходимо вводить определенную поправку этого показателя. Для вычисления поправки можно пользоваться эмпирической закономерностью Х.Смита [3], согласно которой (I)

$$b = 1 - \frac{\lg \bar{Q}_A - \lg \bar{Q}}{\lg n_0} \quad (I)$$

- где  $b$  - показатель пестроты эдафических условий;  
 $\bar{Q}_A$  - средний межгрупповой квадрат;  
 $\bar{Q}$  - средний общий квадрат центральных отклонений;  
 $n_0$  - средний объем классов градации.

Показатель относительного уровня самодетерминации ( $D_A$ ) вычисляется по формуле (2)

$$D_A = \frac{S_A^2 \cdot b}{S_A^2 + S_E^2} \quad (2)$$

- где  $S_A^2$  - факторная дисперсия;  
 $S_E^2$  - фоновая дисперсия.

Такой подход с учетом относительного уровня самодетерминации системы объясняет кажушиеся парадоксальными результаты использования мехсистемных моделей для прогноза обилия шишек у местных видов сосны и ели обыкновен-

ной. Оказалось, что межсистемные модели прогноза, хорошо предсказывающие ожидаемый урожай у хвойных интродуцентов (например, у ели сербской и тсуги канадской), дают довольно неопределенные результаты для местных видов [4]. Определение относительного уровня самодетерминации количества урожая шишек показало, что этот показатель у местных видов в 2-3 раза выше, чем у интродуцентов. Примерно те же результаты были получены в отношении вегетативного роста деревьев. Такие результаты объясняются тем, что местные виды находятся в своем экологическом оптимуме и колебание внешних условий сравнительно меньше влияет на темп роста и периодичность семеношения, чем это имеет место у интродуцентов, перемещенных за пределы своего экологического оптимума.

В процессе онтогенеза наблюдается возрастание относительного уровня детерминации признаков. Однако у интродуцентов это возрастание выражено в значительно большей мере, чем у местных видов. Например, нашими исследованиями со студенткой Л. Ратсеп по лжетсуге Мензиеса выявлено возрастание этого показателя для радиального прироста с 17% в первом десятилетии до 36% в четвертом. Следовательно, при сравнении двух деков по относительному уровню самодетерминации признаков необходимо учитывать возраст особей.

С учетом вышеизложенных соображений предлагается следующий критерий выбора методического подхода для прогнозистического моделирования поведения интродуцентов. При низком (менее 30%) относительном уровне самодетерминации прогнозируемого результативного признака следует выбирать межсистемный подход, при высоком (более 70%) — параметрический. При средних значениях (30 — 70%) этого показателя следует сочетать оба методических подхода.

Но как же поступить в тех многих случаях, когда прогнозист не располагает необходимой ретроспективной информацией (данными временного ряда)? Для решения такой

задачи нами разработан способ, позволяющий временной ряд заменить пространственным. По этому способу относительный уровень самодетерминации признака определяется разложением эмпирического распределения центральных отклонений количественных значений признака прогнозируемого дема на отдельные компоненты ( гипотетические распределения). При этом возникновение отклоняющихся от нормального распределений частот количественных значений признака биологических объектов объясняется возможной суммацией двух или нескольких нормальных распределений.

Как показали наши исследования, разложение эмпирического распределения, отклоняющегося от нормального, на два нормальных гипотетических распределения практически оправдывается, если мы имеем дело с высоким относительным уровнем самодетерминации по данному признаку. В таком случае влияние паратипической (средовой) детерминации мало и не ведет к существенному искажению получаемых результатов. В наших исследованиях это имело место в отношении признака "максимальный диаметр цветка" для дема георгин.

Но в ряде случаев, когда относительный уровень самодетерминации признака биологической системы сравнительно невелик, как это и наблюдается в отношении большинства признаков растений, распределение требуется разлагать на три нормальных гипотетических распределения. Д.С. Фалконер [5] и П.Ф. Рокицкий [6], обсуждая частный случай нашей задачи ( т.е. определение так называемого коэффициента наследуемости), указывают, что общая или фенотипическая дисперсия биологического признака состоит не из двух, а из трех компонент ( дисперсий генотипической, паратипической и их взаимодействия). Эти авторы подчеркивают, что при разложении общей дисперсии на две компоненты (генотипическую и паратипическую), получаются завышенные значения коэффициента наследуемости, так как величина взаимодействия генотипических и паратипических факторов при разложении эмпирического распределения на два нормальных, значительной частью вклад-

чается в генотипическую дисперсию и тем самым завышает ее относительный уровень.

Алгоритм разделения распределений, отклоняющихся от нормального, на два гипотетических нормальных распределения опубликовал В.Д.Урбах [7,8]. Алгоритма разделения распределений, отклоняющихся от нормального, на три гипотетических нормальных распределения мы в литературе не нашли, поэтому возникла задача разработки такого алгоритма. Эту задачу мы решали, пользуясь консультациями зав. отделом Вычислительного центра ЛГУ им. П.Стучки Л.Н.Поспелова. Основой алгоритма, который использует метод случайного подбора, послужила формула нормального распределения (3)

$$y(x) = A_1 e^{-\frac{(x-\bar{x}_1)^2}{2s_1^2}} + A_2 e^{-\frac{(x-\bar{x}_2)^2}{2s_2^2}} + A_3 e^{-\frac{(x-\bar{x}_3)^2}{2s_3^2}}, \quad (3)$$

где

- $A_1, A_2, A_3$  - амплитуды гипотетических распределений;
- $\bar{x}$  - среднее арифметическое эмпирического распределения;
- $\bar{x}_1, \bar{x}_2, \bar{x}_3$  - средние арифметические гипотетических распределений;
- $s_1, s_2, s_3$  - средние квадратичные отклонения гипотетических распределений.

Критерием правильности разложения служит ошибка, представляющая собой разницу между эмпирическим распределением и суммой получаемых гипотетических распределений. Минимизация ошибки осуществляется ЭВМ путем последовательного перебора количественных значений параметров. За относительный уровень самодетерминация признака принимается процентное отношение квадрата среднего значения типического распределения к общей дисперсии эмпирического распределения (4)

$$D'_A = \frac{S_T^2}{S^2} \cdot 100\%, \quad (4)$$

- де  $\sigma^2$  - квадрат среднего значения центральных отклонений типического распределения;  
 $\sigma^2$  -общая дисперсия эмпирического распределения.

Для опознавания типического распределения среди трех гипотетических применяется следующая процедура. Рассчитывается линейная функция показателя "б" (показателя пестроты эдафических условий) в зависимости от объема групп дисперсионного комплекса для 5-7 вариантов одной и той же выборки. Затем определяется показатель типической гетерогенности ( $H_T$ ) по формуле:

$$H_T = \frac{\operatorname{tg} \alpha}{B}, \quad (5)$$

где  $\alpha$  - угол наклона линии функции "б" к оси абсцисс;

$$B = 1 - b.$$

Если  $H_T < 0,4$ , то в качестве типического выбирается меньшее значение из гипотетических распределений, а если  $H_T > 0,4$ , то большее. Для грубой оценки относительного уровня самодетерминации признака можно пользоваться показателем  $H_T$ .

Адекватность предлагаемого способа определения относительного уровня самодетерминации признаков прогнозируемой системы и процедуры опознавания типического распределения проверена на клоновом материале древесных (сосна и ель обыкновенная) и многолетних травянистых (сорта-клоны георгин) растений. При этом исследовались как генеративные, так и вегетативные признаки. Получено вполне удовлетворительное совпадение. Для реализации алгоритмов на ЭВМ разработаны программы MEFISTO-1, MEFISTO-2.

#### Литература

1. Мауринь А.М., Тардов Б.Н. Биологическое прогнозирование. Р., 1975.
2. Башаренко В.С. Детерминация в биологических процессах. Л., 1975.

3. Smith H.F. An empirical Law describing soil heterogeneity in the yields of agricultural crops.-The Journal of Agricultural Science.1938,28,p.2-49.
4. Zviedre A. Meteorologisko apstākļu ietekme pumpuru diferenciēšanās laikā uz parastās egles sievišķo ziedu daudzumu.-Jaunākais mežsaimniecība,19.R.,1976.
5. Falconer D.S. Introduction to Quantitative Genetics. Edinburgh-London,1960.
6. Фокицкий П.Ф. Введение в статистическую генетику. Минск, 1974.
7. Урбах В.Д. К вопросу о разложении отклоняющихся от нормального статистических распределений на два нормальных распределения.1.Симметричные распределения.- Биофизика,1961, т.4, вып.1, с.3-8.
8. Урбах В.Д. К вопросу о разложении отклоняющихся от нормального статистических распределений на два нормальных распределения.2.Асимметричные распределения.-Биофизика,1961, т.6, вып.3, с.265-271.

ОЦЕНКА ЭФФЕКТА ВОЗДЕЙСТВИЯ ПРОМЫШЛЕННЫХ  
ВЫБРОСОВ НА СОСНОВЫЕ И ЕЛОВЫЕ БИОЦЕНОЗЫ

За два последних десятилетия во всем мире необычайно возросло внимание к проблеме воздействия человека на окружающую среду и возникла явно осязаемая тревога за ее состояние. Побудительной причиной послужили быстро нарастающие темпы изменения среды разными видами человеческой деятельности. Загрязнения, отравление и общие изменения физико-химических свойств атмосферы грозят подрывом основных условий, необходимых для полноценного существования человека.

Одним из условий усиливающегося отрицательного влияния человека на биосферу послужил быстрый рост крупных городов, где концентрируется промышленность. Сильное загрязнение атмосферного воздуха происходит выбрасываемыми промышленными предприятиями газами и твердыми частицами различного происхождения.

Наиболее подвержен вредным действиям промышленных выбросов такой компонент ландшафта как лес и его основная часть - древостой. От промышленных выбросов (эмиссии) больше остальных пород страдают ценнейшие с хозяйственной точки зрения деревья - сосна и ель. По данным отечественных и зарубежных экологов хвойные насаждения, примыкающие к большим городам и промышленным объектам, почти всегда представляют редины с чахлыми деревьями, часто с сухостоем.

По имеющимся литературным данным [1,2] до сих пор крайне мало изучались фитоценологические, экологические и лесоводственно-экономические аспекты влияния промышленных выбросов на лесные биоценозы. С целью научного и практического выяснения данного вопроса для наших исследований были выбраны насаждения, прилегающие к Броцекскому цементно-шиферному комбинату, который является крупнейшим предприятием подобного рода в Прибалтике. Изучалось влияние

промышленных выбросов комбината за период времени с 1963 по 1975 годы. Начало исследуемого периода обусловлено тем, что последняя (четвертая) производственная линия комбината вступила в строй в 1962 году.

Сбор эмпирических данных произведен на территориях Блиденского, Ремтесского, Салдусского и Сесильского лесничеств Салдусского леспромпхоза, где в течение 1975-1977 гг. по общеизвестным методам лесной таксации заложено 26 временных пробных площадей, которые размещались вокруг комбината на расстоянии от 0,4 до 15 километров. Это расстояние соответствует визуальным данным о максимальном распространении цементной пыли в подветренном направлении. Пробные площади размещены с соблюдением равномерного распределения их по сторонам горизонта, древесным породам и возрастным группам.

На каждой пробной площади проведен сплошной перереч деревьев по двухсантиметровым ступеням толщины, измерена высота 8-10 деревьев среднего диаметра и по 3-5 образцам древесины, полученным при помощи бурава Пресслера, определен средний возраст лесобразующих пород. Для измерения ширины годичных слоев на каждой пробной площади буровом Пресслера взяты образцы древесины у 25-30 деревьев среднего диаметра.

Наилучшим количественным показателем эффекта воздействия любого фактора на лесной биоценоз является дополнительный прирост по запасу за определенный промежуток времени действия этого фактора. Дополнительный прирост - это та часть прироста по запасу, которая образовалась в результате воздействия оцениваемого фактора. Чем больше значение этого показателя, тем сильнее оцениваемое воздействие повлияло на процесс увеличения количества древесины, и наоборот. В конкретном случае для оценки влияния промышленных выбросов на динамику древесного прироста насаждений, прилегающих к Броценскому комбинату, применен метод И.Я. Лиена [3, 4, 5]. Используя данную методику обработка таксационного материала оцениваемых пробных площа-

дей заключалась в следующем:

- 1) по таблице сумм площадей определена настоящая площадь поперечного сечения насаждения на высоте 1,3 м, м<sup>2</sup>/га;
- 2) по данным измеренных 8-10 высот деревьев центральной ступени толщины определена средняя высота древостоя;
- 3) числовые значения  $\Delta D$  (суммарный прирост по диаметру наличного древостоя за период 13 лет) и  $Z_D$  (средняя величина текущего прироста по диаметру наличного древостоя за период ретроспекции 10 лет) для каждой пробной площади определены как среднеарифметические значения измерений соответствующих годовичных слоев.

Чтобы исключить влияние циклов солнечной активности на величину определяемого дополнительного прироста при вычислении диаметра прогнозируемого древостоя введен коэффициент  $Z^k$ , определяемый по данным контрольных древостоев. Числовые значения данного коэффициента, по существу, представляются соотношением ширины годовичных слоев исследуемого периода (в конкретном случае 13 лет) к ширине такого же количества годовичных слоев до начала исследования. В качестве контроля выбраны древостои, которые не подвергались влиянию промышленных выбросов, т.е. находящиеся на расстоянии от 25-40 километров от комбината. Всего выбрано 6 насаждений сосны и 5 насаждений ели в Талсинском, Кулдигском и Салдусском леспромохозах. Современные взгляды относительно выбираемых контрольных древостоев, в частности, требуют проверки гомогенности контрольных единиц, ибо единый класс возраста, подобный тип условий лесопроизрастания и класс бонитета еще не означает, что динамика прироста в периоде оценки и до этого тоже была подобной.

Гомогенность выбранных контролей проверена по известному в биометрии методу сравнения средних арифметических величин зависимых выборочных совокупностей, используя для сравнения индексы годовичных слоев. Полученные результаты оценивались по критерию Стьюдента. Для каждого контрольно-

ного древостоя по 25-ти образцам древесины вычислена среднеарифметическая величина коэффициента  $\lambda$ , а общее числовое значение этого коэффициента воспринимается как средне взвешанная. Результаты вычислений приведены в таблице I.

Таблица I

Числовые значения коэффициента  $\lambda$ 

№ контрольной площади	Древесные породы			
	Сосна		Ель	
	Число учетных деревьев	$\lambda$	Число учет- ных деревьев	$\lambda$
1	24	0,785	23	0,733
2	22	0,609	24	0,698
3	16	0,427	23	0,611
4	15	0,955	22	0,655
5	25	0,880	24	1,097
6	25	1,176		

 $\lambda$  среднее взвешанная:

для сосны - 0,825

для ели - 0,762

Затем было доказано подобие контрольных и оцениваемых насаждений, т.е. получена уверенность в подобности динамики гомогенного контроля и оцениваемых насаждений до начала существенного влияния промышленных выбросов комбината. Так как разница между экспонированными насаждениями и объединенному контролю по критерию Стьюдента оказалась несущественной, данные можно было использовать для дальнейших вычислений.

Используя полученные результаты измерения годичных слоев ( $\Delta D, \Delta D$ ) оцениваемых древостоев и числовые значения коэффициента  $\lambda$ , определен дополнительный прирост по запасу оцениваемых насаждений по вышеизложенному методу. Полученные результаты вычислений приведены в таблице 2.

Таблица 2

## Таксационные показатели оцениваемых насаждений

№ проб- ной площа- ди	Таксац. формула насажд.	Пло- щадь сечения м <sup>2</sup> /га	Сред- няя высо- та, м	Сред- ний диа- метр, см	Запас насажд. м <sup>3</sup> /га	Рас- сто- яние от комби- ната, км	Допол- нитель- ный прирост м <sup>3</sup> /га год
1	6E4C <sub>80</sub>	19,9	22,6	21,6	218,16	0,4	-0,11
2	7C3E <sub>50</sub>	49,1	24,2	28,1	528,19	0,7	-3,91
3	10E <sub>55</sub>	29,1	19,0	19,7	263,64	1,2	-0,54
4	10E <sub>35</sub>	8,91	12,6	16,7	57,98	2,0	-0,16
5	6C <sub>60</sub> <sup>4E</sup> <sub>80</sub>	38,5	23,2	22,6	425,23	2,0	-1,77
6	10C <sub>120</sub>	31,1	29,6	43,1	408,57	2,0	+0,12
7	10E <sub>50</sub>	36,3	22,8	21,5	404,32	2,5	-2,31
8	8C2E <sub>60</sub>	41,7	23,7	27,3	476,70	2,5	-0,73
9	10E <sub>50</sub>	38,0	21,0	16,5	394,17	2,7	-0,48
10	10E <sub>90</sub>	26,6	23,6	25,8	304,20	2,8	-0,05
11	10E <sub>110</sub>	22,0	31,7	28,8	326,44	2,8	+1,01
12	10C <sub>70</sub>	27,9	24,8	30,6	312,83	3,1	-2,80
13	10C <sub>80</sub>	20,4	29,8	30,4	268,74	3,3	-0,25
14	10E <sub>45</sub>	33,3	14,6	14,9	257,89	3,5	-2,96
15	7C <sub>60</sub> <sup>3E</sup> <sub>50</sub>	31,5	26,8	26,6	355,94	4,5	-2,35
16	6E4C <sub>60</sub>	40,4	27,1	26,3	482,27	7,0	-0,73
17	10E <sub>80</sub>	46,7	30,0	30,2	657,83	7,3	-1,42
18	5C <sub>50</sub> <sup>5E</sup> <sub>70</sub>	26,0	19,0	19,5	141,59	8,0	-1,01
19	6E <sub>75</sub> <sup>4C</sup> <sub>80</sub>	39,3	27,0	33,1	496,49	2,7	+0,24
20	10E <sub>55</sub>	16,4	20,8	29,7	164,00	3,8	+1,45
21	6C <sub>105</sub> <sup>4E</sup> <sub>85</sub>	33,3	21,5	34,8	295,79	7,0	-0,89
22	10E <sub>55</sub>	23,8	18,2	21,3	219,53	10,0	-2,13
23	6C <sub>70</sub> <sup>4E</sup> <sub>65</sub>	27,4	19,7	21,5	257,54	11,5	-2,83
24	10C <sub>70</sub>	16,4	23,5	30,8	175,87	14,0	-0,61
25	10C <sub>75</sub>	25,8	19,9	27,6	240,90	12,5	-1,49
26	10E <sub>55</sub>	13,6	15,9	15,3	112,63	12,7	-2,09

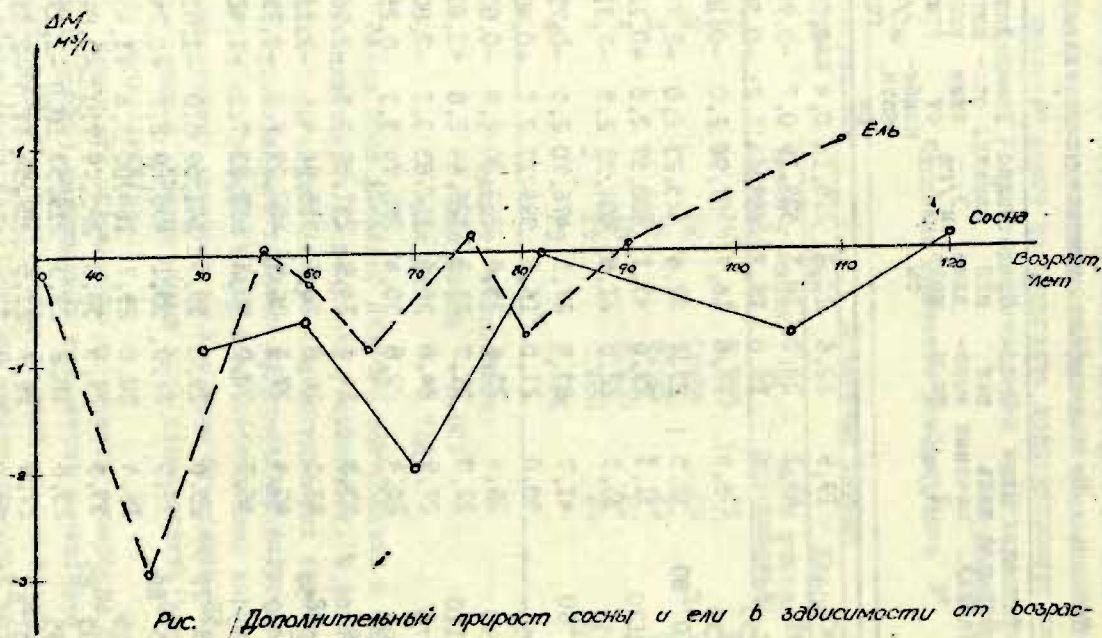


Рис. | Дополнительный прирост сосны и ели в зависимости от возраста насаждения.

Результаты вычислений показывают, что почти все насаждения, представленные пробными площадями, страдают от отрицательного воздействия промышленных выбросов комбината, т.е. имеют отрицательный дополнительный прирост. Отдельные насаждения, имеющие положительный дополнительный прирост, находятся в наветренной стороне комбината, а положительный дополнительный прирост на пробной площадке Б6 обусловлен сравнительно большим возрастом соснового насаждения. Величины дополнительного прироста находятся в довольно тесной зависимости от возраста насаждения (рис. на с.34). Из рисунка видно, что более восприимчивы к отрицательному воздействию промышленных выбросов являются средневозрастные и приспевающие насаждения обоих древесных пород. При увеличении возраста насаждения отрицательное воздействие промышленных выбросов уменьшается, а в старших насаждениях спелой возрастной группы отрицательное воздействие почти не наблюдается.

Существенное значение имеет расположение насаждений на территории вокруг комбината в зависимости от стороны горизонта. От воздействия выбросов больше страдают насаждения, находящиеся в подветренном направлении.

#### Литература

1. Охрана и использование природных ресурсов в СССР. М., 1974.
2. Актуальные проблемы изменения природной среды за рубежом. М., 1976.
3. Лица И.Я. Практический метод определения дополнительного прироста по запасу. - В кн.: Текущий прирост древостоев и его применение в лесном хозяйстве. Р., 1972, с.206-211.
4. Лица И.Я. Прогноз дополнительного древесного прироста лесных биоценозов в результате лесохозяйственного воздействия. - Вопросы научного прогнозирования, 1969, №11, с.163-166.
5. Лица И.Я. К оценке эффекта воздействия на лесной биоценоз. - В кн.: Моделирование в ботанике. Р., 1970, с.81-91.

А. М. Мауринь, К. К. Раман, И. Я. Лиєпа,  
ЛГУ им. П. Стучки (Рига)

КОНЦЕПЦИЯ И МЕТОДИКА ЭКОЛОГО-ПРОГНОСТИЧЕСКОЙ  
ОЦЕНКИ РЕКРЕАЦИОННЫХ ЛЕСОВ

Оценка состояния и прогнозирование ожидаемой динамики лесных биоценозов рекреационного назначения, происходящей под влиянием возрастающего антропогенного воздействия, представляет несомненный практический и теоретический интерес. Удовлетворительное решение этой проблемы, с одной стороны, явилось бы солидной основой для построения оптимальной стратегии и тактики такой бурно разрастающейся отрасли природопользования как рекреационная деятельность. С другой стороны, это явилось бы серьезным вкладом в развитие теории и методики оптимального управления развитием биогеоценозов. В-третьих, решение этой проблемы обогатило бы общую теорию и методологию научного прогнозирования. Однако адекватные методические подходы к прогнозированию динамики экосистем вообще и рекреационных лесных биоценозов, в частности, разработаны еще недостаточно.

Современные методики исследования антропогенного воздействия на природные комплексы условно можно подразделить на 2 группы. Первые основной упор делают на изучение состава и уровня воздействующих факторов (состав и количество во выбрасываемых загрязнителей, категории и число посетителей и т. п.). Вторые акцентируют внимание на изучении ответной реакции биоценозов. На наш взгляд, методы второй группы имеют существенные преимущества. Как известно, эффект воздействия любого внешнего фактора существенно зависит от множества других факторов, находящихся в динамичной взаимосвязи. Еще более перспективным явилось бы органическое объединение методик первой и второй группы в единый комплекс, позволяющий выявлять причинную взаимосвязь между факторами воздействия и вызываемым ими биологическим ре-

статом.

В пределах же второй группы существующими методами динамического обследования обычно оценивается лишь актуальное (нынешнее) состояние рекреационного комплекса. Для выявления трендов - преимущественных направлений тенденций и темпов динамики проводят многолетние стационарные исследования.

Наш методический подход обеспечивает возможность выявления основных трендов динамики деградационных изменений лесного биоценоза по результатам единовременного обследования. Методологически наш подход основан на представлении о пространственно-временной взаимосвязи всех структурных элементов лесного биоценоза. Следовательно, данные о динамике одного структурного элемента содержат определенную информацию об изменении во-времени других элементов структуры данного биоценоза. Однако информационная ценность различных элементов не равнозначна как по своему объективному значению, так и по возможностям ее извлечения. Поэтому необходимо избрать для анализа такой элемент структуры биоценоза, который по определенному ведущему показателю является центром общей корреляционной плеяды остальных элементов и к тому же фиксирует в себе временной ряд ретроспективной информации, достаточный для решения интересующей нас задачи.

Таким структурным элементом лесного биоценоза является древостой, а ведущим показателем - текущий прирост древесины. Как известно, древостой - это основной продуцент фитомассы и определитель структуры лесного биоценоза, а также важнейший рекреационный компонент. Деревья в своих годовичных кольцах содержат многолетнюю (до ста и более лет) информацию о прошлой динамике текущего прироста древесины, об изменении условий своего состояния.

Разработанный нами комплекс методик эколого-прогностической оценки рекреационных лесов включает следующие блоки.

I. Блок полевых исследований. Полевые исследования

ведутся главным образом методом пробных площадей. Распределение пробных площадей устанавливается в зависимости от антропогенной нагрузки, условий лесопроизрастания, господствующей древесной породы, возраста древостоя. На каждой пробной площади проводится таксация наличного древостоя, взятие образцов древесины буравом Пресслера у 25-30 деревьев, распределение деревьев по типам и категориям усыхания и деградации ( по визуальным наблюдаемым признакам), вычисление среднего бала повреждения пробной площади по этим признакам, измерение уплотнения почвы гамма-плотнотром ПГМ-2, определение степени вытаптывания живого напочвенного покрова, учет видового состава и обилия растений-индикаторов загрязнения воздуха (лишайников). Кроме того, берутся спилы с усохших и срубленных деревьев для определения характерных изменений и трендов хода роста деревьев данного вида и класса возраста в состоянии деградации и усыхания.

2. Блок камеральных исследований. Проводится анализ стволов усохших модельных деревьев. Измеряется с помощью электронного измерителя, сконструированного в Рижском политехническом институте, ширина годовых колец ( радиального прироста) взятых проб у каждого из 25-30 деревьев всех пробных площадей.

3. Блок обработки информации. Абсолютные величины ширины годовых колец пересчитываются в индексы Дугласа; определяется на ЭВМ ( по нашей программе RETRO ) за прошедшие, в среднем, 60 лет количественные значения ( абсолютные и относительные) годового прироста по высоте, диаметру и запасу, средней высоте и процента прироста древесины. Выявляются корреляционные связи динамики текущего прироста древостоя с количественными показателями других элементов структуры биоценоза. Вычисляются по программе ЛЕСТОДОН удельные веса влияния антропогенных факторов ( утаптывания почвы, загрязнение воздуха и др.) на деградацию лесного биоценоза.

4. Блок анализа ретроспективной информации. Выявляют-

ся характерные признаки и изменения трендов текущего прироста у усохших деревьев данного вида по классам возраста (изменение тренда текущего прироста, выявление точки перелома эмпирических линий текущего прироста, определение угла наклона этих линий после точки перелома, период времени от точки перелома до полного усыхания деревьев, средний уровень значений показателей текущего прироста в момент усыхания деревьев - в абсолютных и индексных единицах). Для каждой пробной площади определяются точки перелома линии тренда текущего прироста и производится стыковка сингулярных оценок состояния лесного биоценоза. Производится определение угла наклона линии тренда текущего прироста после переломной точки, а также средних величин показателей текущего прироста в течение последнего десятилетия (как в абсолютных, так и индексных единицах).

Как показали наши исследования для деревьев сосны обыкновенной, деградирующих и усыхающих в результате антропогенной деградации, зачастую характерны 2 переломные точки линии тренда текущего прироста. Вторую переломную точку, при ее наличии, идентифицировать легче - начиная с нее текущий прирост обычно не поднимается выше 40% от среднего за предшествующий период жизни дерева. Но после этой переломной точки профилактика уже малоэффективна, так как дерево вступает в период необратимой деградации, который заканчивается засыханием дерева где-то на уровне 20-30% от среднего текущего прироста. Однако вторая переломная точка не всегда проявляется. В таком случае отсчет всего лага прогноза ожидаемой продолжительности общего периода деградации и гибели деревьев ведется от первой переломной точки тренда текущего прироста. Продолжительность всего периода деградации от первой переломной точки до засыхания зависит от возраста дерева. Так, у сосны обыкновенной на Рижском взморье этот период в возрастной группе до 40 лет продолжается в основном от 7 до 10 лет, в группе 50-80 лет - 10-15 лет, в группе 90-120 лет - 15-25 лет, в группе 160 лет и старше - 30-40 лет. Соответственно с повышением

возраста уменьшается крутизна линии тренда текущего прироста. Это означает, что усыхание более интенсивно происходит у молодых деревьев, а с возрастом увеличивается способность деревьев противостоять отрицательному воздействию факторов внешней среды.

Приближенно первую переломную точку тренда текущего прироста можно определить по изменению наклона осредненной линии тренда и существенному уменьшению амплитуды колебания величины текущего прироста. Более четко эта точка обнаруживается по резкому падению отношения типической дисперсии (определяемой биологическими различиями деревьев) к фоновой (средовой) дисперсии. Другой подход к решению этой задачи излагается в статье В. Балодиса и К. Рамана в настоящем сборнике.

5. Разработка прогноза. Проводится классифицирование пробных площадей по обобщенному (комплексному) критерию деградации, учитывая состояние подроста (способен ли лес естественно возобновляться), угол наклона линии тренда текущего прироста наличного древостоя после переломной точки, период времени, пройденный от переломной точки, возраст древостоя, уровень величины показателей текущего прироста последнего года и усредненно за последнее десятилетие (в абсолютных и индексных величинах), величину колебаний текущего прироста и отношение типической дисперсии к фоновой, а также усредненный бал деградации, определенный по визуально наблюдаемым признакам. Разрабатывается прогноз лага начала и продолжительности массовой гибели деревьев (за массовую гибель принимается усыхание около  $2/3$  от всех деревьев данного биоценоза).

6. Эколого-прогностическое картирование. На топографическую основу лесоустроительного плана рекреационных насаждений наносятся обобщенная степень деградации и уровень перспективной угрожаемости (лаг прогноза ожидаемого массового усыхания). Составляется карто-схема территориального распределения количественных значений отрицательных факторов, наиболее существенно воздействующих на рекреаци-

онные лесонасаждения и определяющих их деградацию.

Проверка адекватности и отладка методики проверены на модельных объектах - рекреационных лесах Рижского взморья (1500 га) и лесонасаждениях Государственного исторического заповедника-леспаркхоза "Горки Ленинские" Московской области (2500 га).

В. А. Балодис, К. К. Раман  
ЛГУ им. П. Стучки (Рига)

## К ОЦЕНКЕ СТРУКТУРЫ ДЕГРАДАЦИИ РЕКРЕАЦИОННЫХ ЛЕСОНАСАЖДЕНИЙ ПО ТЕКУЩЕМУ ПРИРОСТУ ДРЕВЕСИНЫ

Лес под влиянием рекреационного использования проходит ряд характерных состояний. Стадию рекреационной депрессии, в которой находятся лесонасаждения, можно определить по состоянию подстилки, по набору травянистых видов в живом напочвенном покрове, по состоянию подроста и доли вытоптаных участков [1]. Одновременно с процессом рекреационной депрессии при длительном вытаптывании лесонасаждений начинается и деградация взрослых деревьев. Процесс деградации деревьев менее динамичен по сравнению с депрессией лесонасаждения и поддается выявлению по внешним признакам часто только тогда, когда достигнуты высшие степени деградации и начинается массовое выпадение деревьев. Подобные лесонасаждения даже в случае немедленных и самых активных мероприятий по их спасению могут на продолжительное время терять свои рекреационные свойства. Поэтому важно найти возможности оценки состояния древостоя до наступления массовой гибели деревьев.

Структуру деградации древостоя можно характеризовать долей деревьев, страдающих от вредного антропогенного воздействия. Среди признаков, которые пригодны для оценки структуры деградации древостоя, выделяется текущий прирост древесины. Этот признак как показатель состояния деревьев удобен тем, что ширина годовичных колец легко и точно измерима, способность к росту объективно отражает состояние растительного организма, по изменению ширины годовичных колец в древесине можно восстановить динамику текущего прироста во времени.

Настоящая работа посвящается выяснению характера изменения текущего прироста перед засыханием деревьев и обсуждению возможности оценки структуры деградации дре-

востоя по текущему приросту древесины.

Материал для решения поставленных задач был собран в 1975-1977 годах при обследовании рекреационных лесов курортного города Урмала. Было взято более 200 спилов на высоте I, 3 и у засохших в результате вытаптывания сосен. Возраст деревьев - от 30 до 250 лет.

На спилах, отдельно для южного, северного, восточного и западного направления, была измерена ширина всех годовичных колец. Измерения проводили на специальной установке конструкции Рижского политехнического института. Разрешающая способность измерений 0,01 мм, точность измерений  $\pm 0,03$  мм. Расчеты и зарисовки кривых были выполнены по нашим программам на ЭВМ типа GE-400.

Кривые измерения ширины годовичных колец ( $Z$ ) с возрастом ( $t$ ) получены отдельно для каждого спила. Максимальные значения величина  $Z$  достигает на втором-восьмом десятилетии жизни сосны. Максимальная средняя за II лет ширина годовичных колец ( $Z_{max}$ ) колеблется у разных индивидуумов от 0,9 мм до 4,7 мм.

После достижения максимальных величин текущего прироста, ширина годовичных колец у сосен, которые не подвергались вредному антропогенному воздействию, с возрастом уменьшается постепенно и равномерно. В ответ на сильное вытаптывание падение величины  $Z$  резкое - за I-3 года текущий прирост уменьшается до минимальных величин, при которых происходит и засыхание сосен. Ширина годовичных колец у сосен, которые страдают от вытаптывания ( $Z_{min}$ ) колеблется от 0,1 мм до 1,3 мм.

Величина  $Z_{min}$  варьирует у разных индивидуумов одного возраста. Тем не менее выявляется достоверная (уровень достоверности - 95%) отрицательная корреляция (коэффициент корреляции  $r \approx -0,58$ ) между этим показателем и возрастом сосен - чем больше возраст, тем меньше ширина годовичных колец. Эту зависимость отражает следующее уравнение регрессии:

$$Z_{min} = 0,008 t^2 - 4,644 t + 783,687 \quad (I)$$

где  $t$  - возраст сосен ( в годах), ( $30 \leq t \leq 250$ );  
 $Z_{min}$  - средняя ширина годовичных колец при засыхании ( в мкм).

От возраста зависит также продолжительность периода минимального текущего прироста перед засыханием. Деревья, которые начали страдать от вытаптывания в возрасте 20-30 лет, полностью засыхают в среднем через 10 лет, а сосны, которые подвергались вредному воздействию вытаптывания начиная с возраста 100 и более лет, держатся обычно более 30 лет.

При анализе кривых изменения  $Z$  от  $t$  для молодых сосен, обнаружение точки перехода к периоду минимального текущего прироста, как правило, не представляет трудностей - этот переход четко выражен, так как обычно происходит падение текущего прироста от значений, близких к  $Z_{max}$ , до  $Z_{min}$ . Для молодых древостоев таким образом подсчет доли деревьев, страдающих от вытаптывания не представляет трудностей.

В случае же зрелых сосен переход текущего прироста к уровню  $Z_{min}$  не всегда столь очевидно выражен, так как с увеличением возраста происходит естественное уменьшение текущего прироста. Для обоснованного обнаружения точки перелома в подобных трудных случаях появляется необходимость в подходящем биометрическом методе, позволяющем оценить достоверность различия между нормальным текущим приростом и  $Z_{min}$ . Обычно применяемым в подобных случаях критерии Стьюдента или Фишера здесь не пригодны, так как распределение величины  $Z_{min}$  также  $Z$  достоверно отличается от нормального распределения.

При переходе сосен к периоду минимального текущего прироста наблюдается резкое уменьшение абсолютной величины ежегодных колебаний текущего прироста. Однако использование величины дисперсии для обнаружения перехода от нормального роста к периоду минимального текущего прироста

та не оправдывает себя, поскольку по нашим данным между величиной текущего прироста и ее дисперсией имеется достоверная (уровень достоверности 95%) линейная корреляция ( $r = 0,84$ ).

Оценка структуры деградации по эмпирическим кривым распределения величин текущего прироста. Исходя из результатов анализа кривых зависимости  $Z$  от  $t$  для засохших сосен, представляется возможным оценить структуру деградации древостоя по эмпирическим кривым распределения средних за последние II лет ширины годовичных колец.

Учитывая то, что, во-первых, вытаптывание всего пространства лесонасаждения обычно происходит неравномерно, во-вторых, отдельные деревья обладают отличающейся антропоперантность, поврежденное человеком лесонасаждение можно представить как сумму 2 совокупностей деревьев: А - противостоящих вредному антропогенному воздействию; Б - резко сокративших прирост в результате этого воздействия.

С целью характеристики совокупности Б, мы построили кривые распределения средних за последние перед засыханием II лет величин  $Z$  для каждого возрастного класса сосен. Эти эмпирические распределения не отличаются достоверно от соответствующих теоретических нормальных распределений. В качестве исходных данных для совокупности А послужили величины  $Z$ , которые относятся к периоду роста сосен, когда они не страдали от вытаптывания. И в данном случае для полученных эмпирических распределений не было обнаружено достоверных отличий от соответствующих теоретических нормальных распределений.

Эмпирические кривые совокупностей А и Б одной и той же возрастной группы перекрываются друг с другом. Степень перекрывания возрастает с возрастом сосен. Следовательно, для выделения совокупностей А и Б в случае анализа естественных лесонасаждений, необходима подходящая методика для разделения эмпирических кривых, характеризующих каждый анализируемый древостой.

Для выявления совокупностей А и Б нами разработан алгоритм, который мы практически реализуем при помощи программы, отлаженной для ЭВМ типа БЭ-400. По этому алгоритму кривая распределения средних ширины годичных колец конкретной пробной площади сравнивается с теоретическими кривыми, которые вычисляются как сумма 2 кривых нормального распределения:

$$y_i = \frac{C}{\sqrt{2\pi}} \left\{ \frac{n_A}{\sigma_A} \exp\left[-\frac{(x_i - \mu_A)^2}{2\sigma_A^2}\right] + \frac{n_B}{\sigma_B} \exp\left[-\frac{(x_i - \mu_B)^2}{2\sigma_B^2}\right] \right\} (2)$$

- где  $x_i$  - средняя ширина годичных колец  $i$ -того класса теоретической кривой распределения;  
 $y_i$  - ожидаемое количество деревьев в  $i$ -ом классе;  
 $C$  - интервал группировки, подбирается с учетом, чтобы количество классов ( ) было более 10;  
 $n_A, n_B$  - количество деревьев, соответственно не страдающих (А) и страдающих (Б) от антропогенного воздействия ( $n_A + n_B \geq 200$ );  
 $\mu_A, \mu_B$  - средняя арифметическая ширина годичных колец в совокупностях А и Б;  
 $\sigma_A, \sigma_B$  - теоретическое стандартное отклонение для совокупностей А и Б.

Согласно разработанной программе, перед вычислением подбирает желаемое количество "шагов" ( $\Omega$ ) и желаемую точность ( $\delta^t$ ) расчетов. Подбор теоретических кривых производится следующим образом. Во внешнем цикле вычислений постепенно подбираются  $\Omega$  различных значений  $n_B$ , начиная от  $n_B = 0$  и кончая  $n_B = n$  (где  $n$  - общее количество учитываемых деревьев). Во внутренних циклах идет подбор соответственно  $\Omega$  различных значений  $\mu_B$  (от 0 до  $\mu_B = 0,5 \sum_{j=1}^{\Omega} z_j / n$ , где  $z_j$  - измерения ширины годичных колец) и такое же количество различных значений  $\sigma_B$  (от 0 до  $\sigma_B = \delta$  где  $\delta$  - стандартное отклонение эмпиричес-

ких данных). Соответственно величинам  $n_B$ ,  $M_B$  и  $\sigma_B$  в каждом цикле подбирается единственно возможные величины  $n_A$ ,  $M_A$  и  $\sigma_A$ :

$$n_A = n - n_B \quad (3)$$

$$M_A = \frac{\sum_{j=1}^n z_j - M_B \cdot n_B}{n_A} \quad (4)$$

$$\sigma_A = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n z_j^2 - \sigma_B^2 (n_B - 1) + n_B M_B^2 - n_A M_A^2}{n_A - 1}} \quad (5)$$

Все полученные различные комбинации  $n_B$ ,  $M_B$ ,  $\sigma_B$  используются для вычисления возможных теоретических привых по (2), которые сравниваются с эмпирической кривой. Из всех теоретических кривых выбирается одна, наиболее близкая эмпирической. Далее параметры выбранной кривой используются для более точного подбора теоретической кривой. Для этого описанная процедура повторяется  $k$  раз, при сужающейся амплитуде использованных параметров.

Степень совпадения теоретической кривой, получаемой в результате расчетов и эмпирической кривой, оценивается при помощи критерия Колмогорова-Смирнова ( $\lambda$ ) [2]. В случае, если между этими кривыми не обнаружено достоверных отличий, доля деревьев, страдающих от антропогенного воздействия ( $D$ ) вычисляется как соотношение (6)

$$D = n_B / (n_A + n_B) \quad (6)$$

Описанный алгоритм позволяет проследить также за динамикой изменения структуры деградации, так как соотношение (6) можно подсчитать для любого периода ретроспекции.

#### Литературы

1. Казанская Н.С., Ланина В.В., Марфенен Н.Н. Рекреационные леса. М., 1977, с. I-96.
2. Лiera I. Biometrija. R., 1974.

П. П. Залитис  
Латвийский НИИЛХП (Рига)

### МОДЕЛИРОВАНИЕ ЭВАПОТРАНСПИРАЦИИ ОСУШЕННЫХ ЛЕСОВ.

В нашей стране, начиная уже с первых лет строительства социалистического общества, неоднократно подчеркивался многоцелевой характер ведения лесного хозяйства. Основным его содержанием безусловно является целенаправленное использование и повышение биологической продуктивности лесных биогеоценозов, но в последнее время резко возрасло экологическое, в широком смысле слова, значение леса. Экологическую роль леса учитывают даже ведущие капиталистические страны, и в связи с этим производят переориентацию лесохозяйственных программ [1, 2, 3]. Среди экологических проблем одно из ведущих мест занимает гидрологическая роль леса. В районах недостаточной водообеспеченности этот вопрос изучался сравнительно продолжительно и всесторонне. Однако общие концепции, разработанные на основе этих исследований, мало пригодны для других районов, если не учитываются их региональные особенности.

Гидрологическая роль лесов во многом определяется их эвапотранспирацией (суммарным испарением). В пределах наземного биогеоценоза эвапотранспирация ( $\Theta$ ) может быть записана как функция 6 независимых переменных [4]:

$$\Theta = f(E, P, q, T, q_m, T_m), \quad (I)$$

где  $E$  - плотность потока влаги,

$P$  - плотность потока тепла,

$q, T$  - удельная влажность и температура воздуха в межлистном пространстве,

$q_m$  - удельная влажность воздуха внутри листьев,

$T_m$  - температура листьев.

Параметры этих переменных сильно варьируют как в пространстве, так и во времени. Только непрерывные стационарные

наблюдения с большим количеством датчиков позволяют определить эвапотранспирацию в конкретных биогеоценозах [5]. Поэтому в расчетах эвапотранспирации до сих пор доминируют эмпирические уравнения, в которых стационарные наблюдения в биогеоценозе связываются с данными гидрометеорологических станций.

Эвапотранспирация наземного фитоценоза определяется как внутренними (структура фитоценоза, фенологическая фаза -  $B$ ), так и внешними (климатические факторы -  $E_0$ ; увлажнение почвы -  $W$ ) факторами (2):

$$Э = f(B, E_0, W) \quad (2)$$

Влияние климатических факторов отчетливо выявляется при сравнении испарений с водной поверхности. В наших дальнейших расчетах испарение с поверхности водоемкостного бассейна площадью  $20 \text{ м}^2$  принято за эталон испаряемости  $E_0$ .

Как  $E_0$  так и  $Э$  (эвапотранспирация в непокрытых лесом угодьях) вычислены по методике А.Р. Константинова [6, 7]. Параметры  $E_0$  и  $Э$  определены для каждой декады с мая по октябрь - затем результаты суммированы. Для выявления эвапотранспирации лесных биогеоценозов ( $Э_л$ ) эта методика мало пригодна. До сих пор лучшие результаты дает уравнение водного баланса (3):

$$Э_л = OC + П_п + П_с - Q_п - Q_с \pm \Delta W, \quad (3)$$

где  $OC$  - осадки,

$П_п, П_с$  - приток подземных напорных вод и боковой приток с прилегающих площадей,

$Q_п, Q_с$  - отток на питание грунтовых вод и боковой отток,

$\Delta W$  - изменение влагосодержания в изученном слое почвогрунта.

Изучение параметров водного баланса на небольших водосборных площадях связано с неточностями в количественной оценке таких составляющих как  $П_п, П_с, Q_п, Q_с$ . На питание грунтовых вод нередко расходуется до 500-700 мм [8], по-

этому невязка между показателями эвапотранспирации, вычисленным по уравнению водного баланса небольших и больших водосборов, достигает 300-400 мм [ 9 ]. Можно отметить, что практически легче измерить параметры притока  $\Pi_n$  и  $\Pi_c$ , чем параметры оттока  $Q_c$  и особенно  $Q_n$ . Поэтому исследования водного баланса осушенных лесов имеют некоторые преимущества по сравнению с исследованиями в неосушенных лесах или в лесах на суходоле. Осушительная сеть перехватывает основную часть  $\Pi_c$  и  $Q_c$ , а с подземным оттоком  $Q_n$  обычно можно не считаться, поскольку переувлажненные биogeоценозы в большинстве случаев находятся в местах, где происходит разгрузка, а не питание подземных вод [10] .

В Латвийской ССР, где гидроресомелиоративный фонд составляет 48% от всех лесов республики, изучение гидрологических особенностей осушенных лесов имеет весьма важное значение. Отделом гидроресомелиорации ЛатНИИЛХП в 1965 году начаты стационарные исследования этих вопросов в лесах, произрастающих на южном подножье Центральной Видземской возвышенности ( стационар Весетниеки на территории ЛОС Калснава). Для изучения стокорегулирующих свойств осушенных лесов на гидроморфных минеральных почвах в 1971 году дополнительно оборудован стационар Пузе на северо-западе республики.

За II-летний период водный баланс осушенных лесов более подробно изучен в сосняках осушенного торфяного черничника (исходный тип - пойменное болото). Биogeоценозы этого типа занимают всю осушенную часть 2 водосборных площадей. Параметры притока посторонних вод  $\Pi_n$  и  $\Pi_c$  определены как сумма среднесуточных величин (4,5):

$$\Pi_n = f(\bar{h}) \quad (4)$$

$$\Pi_c = f(\bar{H}) \quad (5)$$

где  $\bar{h}$  - средняя высота пьезометрических урвней подземных напорных вод;

$\bar{H}$  - средняя глубина залегания урвней почвенно-грунтовых вод.

Данные  $\Delta W$  определены как разница влагосодержания в слое почвогрунта толщиной 100 см. Влагосодержание измерено в начале и в конце вегетационного периода весовым методом с 20-кратной повторностью. Изменения влагосодержания за более короткие сроки вычислены по (6):

$$W = f(H). \quad (6)$$

Это эмпирическое уравнение введено путем сопоставления многократных (более 400) измерений влажности торфа и глубины залегания уровня почвенно-грунтовых вод в течение 8 лет.

Достоверность показателей эвапотранспирации проверена сопоставлением величин эвапотранспирации, вычисленных по уравнениям водного баланса с показателями радиационного индекса ( $R$ ) сухости (7)

$$R = \frac{R}{0,58(OC + \Delta W)}, \quad (7)$$

где  $R$  - радиационный баланс ккал/см<sup>2</sup>.

Высокий коэффициент корреляции ( $r = -0,96$ ) свидетельствует о прямолинейном соотношении между этими показателями, и подтверждает достоверность определения параметров водного баланса.

Если за период с мая по октябрь осадков выпадает более 350 мм, величины эвапотранспирации в лесу мало (10-70 мм) отличаются от количества выпавших осадков. Если  $OC < 350$  мм, тогда  $\Delta W > OC$ , и наблюдается иссушение более глубоких слоев торфа. В таком случае в эвапотранспирации включаются посторонние воды, и величина суммарного испарения не падает ниже 350 мм. Однако, если мало осадков выпадает в течение двух или более лет, и влагосодержание торфа не возобновляется в период снеготаяния (как это было в 1975-1976 годах), то возможно понижение эвапотранспирации до 250 мм. Такие крайние условия на территории Латвийской ССР маловероятны ( $< 2\%$ ).

Водорегулирующая роль леса отчетливо проявляется при сопоставлении эвапотранспирации в лесу и в непокрытых лесом угодьях. В те годы, когда валовое увлажнение почвы

( $OC + Pn + Pс - Q_0$ ) за вегетационный период не превышает 300 мм, разница незначительная ( $\Delta_1 - \Delta_2 \approx 40$  мм), но в годы, когда валовое увлажнение больше 300 мм, эвапотранспирация в лесу существенно (до 260 мм) превышает эвапотранспирацию в поле. Поскольку

$$\Delta = f(E_0, W, B), \quad (8)$$

разница между эвапотранспирацией в лесу и непокрытых лесом участках одинакова как на территории стационара Весетниeki, так и в Пузе (рис. на с.54).

В литературе отмечается, что потенциальная эвапотранспирация в лесонасаждениях на отлично дренированных и полностью влагонасыщенных почвах примерно в два раза превосходит испарение с открытой водной поверхности [5]. Однако древесные более чувствительны, чем другие фитоценозы реагируют на изменение водного потенциала почвы. Поэтому, моделируя процесс эвапотранспирации по данным, осредненным за продолжительный период (месяц, вегетационный период), водорегулирующие свойства выявляются в более сглаженном виде. Это подтверждается и нашими данными: в годы, когда за период с мая по октябрь количество осадков превышает 10 мм, эвапотранспирация в лесу всего на 10-60 мм превышает испарение с открытой водной поверхности.

Методом множественной регрессии выявлено, что 90% варьирования эвапотранспирации можно объяснить варьированием трех переменных: осадков -  $OC$ , глубины залегания уровня почвенно-грунтовых вод -  $H$  и испаряемости -  $E_0$  (9):

$$\Delta_1 = 0,94(OC + H + E_0) - 300 \quad (9)$$

В формуле (9)  $\Delta_1$ ,  $OC$ ,  $E_0$  - в мм,  $H$  - в см. Коэффициент множественной корреляции  $R = 0,95$ , стандартное отклонение регрессии  $S = 28$  мм. Внимание заслуживают результаты сопоставления показателей удельного веса влияния упомянутых факторов. Величина эвапотранспирации в основном (81%) зависит от количества осадков и, при данной амплитуде варьирования переменных, повышение уровня почвенно-грунтовых вод может быть причиной понижения эвапотранспирации. Испаряе-

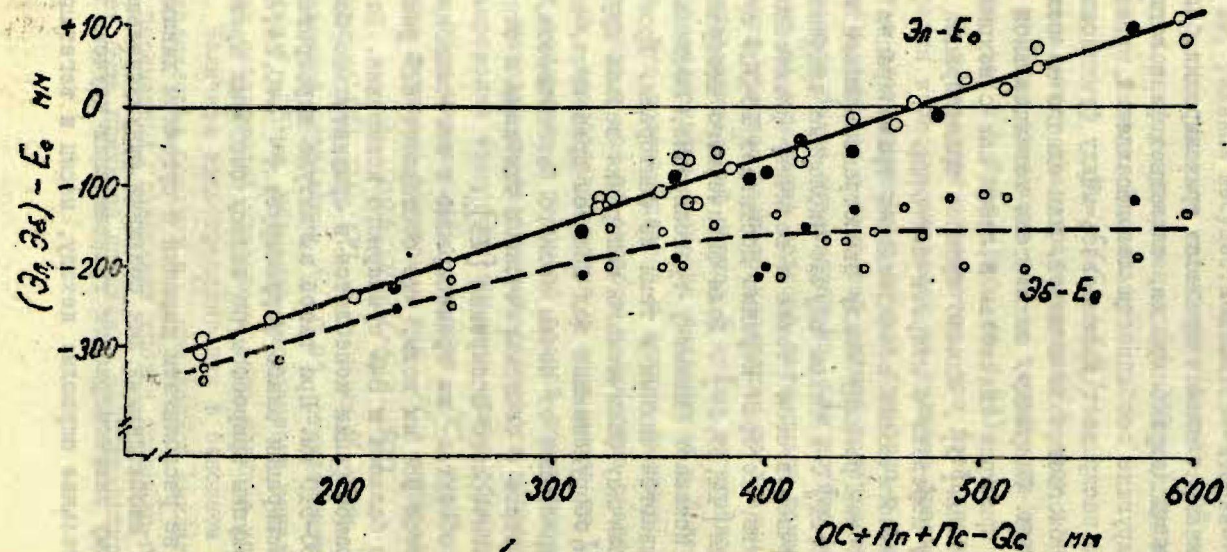
мость близка к оптимальной и ее варьирование существенно не влияет на эвапотранспирацию.

Функциональная модель процесса транспирации более тесно, чем модель эвапотранспирации, связывает физиологические и водорегулирующие особенности лесонасаждений, т.е. она более глубоко раскрывает взаимосвязь между функционированием лесного биогеоценоза и водой, как одного из основных элементов входа. Например, показатели потенциальной эвапотранспирации примерно одинаковы в лесах как с мокрыми, так и сухими листьями [5], однако процесс транспирации резко замедляется у деревьев с мокрыми листьями.

В лесозоологических исследованиях транспирацию нередко определяют как разницу между эвапотранспирацией и ин-терцепцией [5, II]. В таком случае численные значения транспирации включают в себя также и величину физического испарения с почвы, которая нередко достигает 10-30% суммарного испарения [12, 13, 14]. Доля физического испарения существенно не искажает динамику транспирации, поскольку обе они обуславливаются одними и теми же факторами. Кроме того определить величину физического испарения весьма трудно. Даже лизиметры, оборудованные под пологом древостоя, но искусственно отделенные от почвы лесного биогеоценоза, обычно дают результаты с систематическими ошибками в сторону увеличения физического испарения [15].

В наших объектах на транспирацию в вегетационный период расходуется 352 мм воды, что составляет 62% расходной части водного баланса и 84% суммарного испарения. По годам показатели транспирации колеблются в сравнительно больших пределах: 180-510 мм. При такой амплитуде варьирования показатели транспирации слабо коррелируют ( $r = +0,24$ ;  $r_{0,05} = 0,40$ ) с текущим приростом по запасу сосновых древостоев.

Мы пока не располагаем данными о суточной динамике транспирации, необходимыми для создания функциональной модели. Поэтому закономерности транспирации изучены за более продолжительные периоды: декаду, месяц и вегетационный период.



○ ○ Весенниеки    ● ● Лете

Рис. Разница между испаряемостью ( $E_0$ ) и эвапотранспирацией в лесу ( $Эл$ ) и в непокрытых лесом угодьях ( $Эс$ ) в зависимости от валового увлажнения почвы ( $Ос + Пн + Пс - Qс$ )

Транспирация ( $T$ ) в наших объектах изучена как функция трех переменных: проникших в почву осадков ( $OC_n$ ), глубины залегания уровня почвенно-грунтовых вод ( $H$ ) и потенциальной транспирации ( $T_n$ ). Потенциальная транспирация вычислена как разница между испаряемостью  $E_0$  и интерцепцией. В сезонном ходе транспирации проявляется цикличность: начиная с мая месяца по июль среднемесячная транспирация постепенно возрастает с 37 мм до 84 мм и потом уменьшается до 20 мм в октябре. Аппроксимируя функцию (10)

$$T = f(OC_n, T_n, H) \quad (10)$$

как параболу второй степени, выявлен удельный вес влияния отдельных факторов на подекадные варьирование показателей транспирации: проникшие в почву осадки - 61%, потенциальная транспирация - 23% и глубина залегания уровня почвенно-грунтовых вод - 11%; итого - 95%.

Эти данные свидетельствуют о том, что варьирование показателей транспирации в основном связано с адаптацией деревьев к условиям произрастания. В южных районах страны, где продуктивность лесных биогеоценозов во многом зависит от увлажнения почвы; варьирования показателей прироста древостоев хорошо аппроксимируются варьированием транспирации [16, 17]. Там, где увлажнение почвы не является основным лимитирующим фактором, продуктивность древостоев мало зависит от транспирации: с увеличением увлажнения почвы у деревьев возрастает интенсивность водообмена, но продуктивность транспирации снижается [18, 19]. В переувлажненных лесах, где затруднено поступление кислорода в более глубокие почвенные горизонты, а в почве наблюдается накопление углекислоты и вредных для растений восстановительных соединений [20, 21], деревья приспосабливаются к условиям произрастания, образуя поверхностную корневую систему. В таких условиях расход воды на транспирацию уменьшается по сравнению с лесом на влажных, но хорошо дренированных почвах [16]. Однако в заболоченных

лесах, как и в других условиях произрастания, на более интенсивное поступление влаги деревья реагируют повышением интенсивности транспирации [22], что не связано с увеличением продуктивности древостоев.

Результаты наших исследований свидетельствуют также о незначительном влиянии глубины залегания уровня почвенно-грунтовых вод как на эвапотранспирацию, так и на транспирацию осушенных лесов. Это подтверждает нецелесообразность двустороннего регулирования глубины почвенно-грунтовых вод. Климатические условия в Латвийской ССР таковы, что в осушенных лесах повышение транспирации способствует понижению, а не повышению уровня воды. Поскольку прирост по запасу вообще слабо коррелирует с транспирацией, то нет и необходимости чрезмерного понижения уровня почвенно-грунтовых вод. Лесоосушительная сеть, защищая почву от переувлажнения, способствует образованию новых лесных биогеоценозов, в которых почвенная влажность не является основным фактором, лимитирующим продуктивность древостоя.

#### Литература

1. Мировые проблемы лесного хозяйства. М., 1976, 272 с.
2. Nelson M.M. The forest service in the seventies. - J. Soil and Water Conserv., 1971, Nr.1, p.11-14.
3. Richardson S.D. The end of forestry in Great-Britain. - N.Z.J. Forestry, 1976, Nr.1, p.13-28.
4. Будаговский А.И., Лозинская Е.А. Теория суммарного испарения и ее приложения. - Водные ресурсы, 1976, №2, с.34-55.
5. Item H. Ein Modell für den Wasserhaushalt eines Laubwaldes. - Mitteilungen der Eidgenössischen Anstalt für das forstliche Versuchswesen, Bd.50, N.3, 1974, s.137-331.
6. Константинов А.Р. Испарение в природе. Л., 1968. 531 с.
7. Константинов А.Р., Астахова Н.И., Левенко А.А. Методы расчета испарения с сельскохозяйственных полей.

Л., 1971. 126 с.

- Gathy P. L'eau et la foret.-Bull.Soc.roy.forest.Belg.  
1972,Nr.4,p.236 ( no rez. ).
9. Schekorr, E. Untersuchungen über den Wasserhaushalt von drei kleiner Niederschlagsgebieten der Gebietsverdunstung. Kiel, 1971, s. 185.
10. Залитис П.П. Закономерности территориального распределения переувлажненных лесов в Латвийской ССР. -Лесоведение, 1976, №2, с.9-17.
11. Benecke P., Van der Ploeg R.R. Nachhaltige Beeinflussung der Landschaftswasserhaushaltes durch die Baumartenwahl.-Forstarchiv, 1975, №5, s.97-102.
12. Белоцерковская О.А. К вопросу о водно-типовом балансе лесов Полесья. (Международ. симпоз. по гидрологии заболоч. террит.), Минск, 1972, с. I-II.
13. Федоров С.Ф. Испарение с лесных насаждений в условиях лесной зоны Европейской территории СССР. Л., 1976, т.6, с.54-61.
14. Lütze R., Simon K. Zur Bilanzierung des Wasserhaushalts von Waldbeständen auf Sandstandorten der DDR. -Beitr.Forstwirt., 1975, №1, s.5-12.
15. Liani A. Misure lisimentriche di evapotranspirazione in giovani piante di pioppo. -Monte boschi, 1975, №3, p.17 (no rez.).
16. Молчанов А.А. Атмосфера как компонент лесного биогеоценоза. -В кн.: Основы лесной биогеоценологии. М., 1964, с.50-90.
17. Popescu-Zeletin I., Bindin G., Dorita N., Mocanu V. Zuwachs und Transpiration einiger Holzarten der Hochebene von Babadag in Verbindung mit Bodenfeuchtigkeit. -Rev. roumaine biol.Ser.bot. 1965.
18. Абрашко В.И. Абрашко М.А. О некоторых особенностях водного режима еловых древостоев южной тайги. -В кн.: Водный обмен в основных типах раститель-

ности СССР как элемент круговорота вещества и энергии. Новосибирск, 1975, с.75-79.

19. Ma Coll J.C. Soil moisture influence on growth, transpiration and nutrient uptake of pine seedlings. - Forest Sci. ,1973, N4, p.281-288.
20. Вомперский С.Э. Биологические основы эффективности лесосошения. М., 1968. 312 с.
21. Орлов А.Я. Об изучении водного режима лесных биогеоценозов. - В кн.: Современные вопросы лесоведения и лесной биогеоценологии. М., 1974, с.28-38.
22. Юркевич И.Д., Петров Е.Г. Влияние избыточного увлажнения почвы на транспирацию березы пушистой (*Betula pubescens*). - Докл. АН БССР, 1969, №9, с.847-850.

И. Я. Лиена, А. Я. Дрике  
ЛГУ им. П. Стучки (Рига)

## ОЦЕНКА РЕАКЦИИ ДРЕВОСТОЯ ПОСЛЕ УСТРОЙСТВА ОРГАНИЗОВАННОГО НАСАЖДЕНИЯ

Образование организованного насаждения предусматривает прорубку технологических коридоров и проведение рубок ухода на просеках, т. е. в полосах между коридорами. После такого разреживания древостоя резко изменяются условия произрастания оставшейся части насаждения. Лесной биоценоз четко реагирует на это антропогенное вмешательство. Наряду с изменением других компонентов лесного биоценоза, значительную реакцию проявляет древостой, результатом которой является изменение прироста по запасу. Кроме того, при прокладке технологических коридоров полностью удаляются деревья, прежде растущие на этих коридорах. В зависимости от ширины коридоров и расстояния между их осями вырубается до 25% и больше площади насаждения. Поэтому ожидается также существенное изменение продуктивности насаждения. В научной литературе проблематика реакции древостоя на прорубку технологических коридоров с одновременным проведением рубки ухода на просеках изучена недостаточно. Имеющиеся данные носят частный характер. Следует отметить, что эти данные получены по разным и часто несопоставимым методам оценки древостоя. В большинстве случаев результаты оценки представляют собой непосредственное сравнение величин запаса или прироста по запасу между древостоями организованных насаждений и контроля. При этом отсутствует четкое количественное доказательство соответствия между контролем и соответствующими насаждениями, что коренным образом сказывается на достоверности результатов исследований. Совсем не изучена динамика реакции древостоя после прокладки технологических коридоров.

Поэтому на сегодняшний день имеется ряд нерешенных вопросов проблематики организованного насаждения, важнейшие из которых можно сформулировать в следующем виде.

1. Имеется ли вообще заметная реакция древостоя? Особенно это относится к таким древесным видам как сосна и береза, которые в лесу образуют хорошо просвеченные древостои. Следовательно, возникает вопрос, дает ли дополнительное освещение, которое появляется после прорубки коридоров, дополнительный прирост по запасу и является ли этот показатель достаточно большим, чтобы компенсировать прирост по запасу вырубленных деревьев. Немаловажно, что сортиментная структура и экономическая стоимость вырубленных на коридорах деревьев значительно уступает той сортиментной структуре тех же деревьев в возрасте главной рубки.

2. Допуская, что такая реакция древостоя существует, следует установить, меняется ли его воздействие в зависимости от расстояния до коридора. Без ответа на этот вопрос нельзя определить биологически обоснованную ширину пасеки.

3. Какое распределение во времени имеет реакция древостоя, т.е. сколько лет после прорубки коридоров наблюдается эта реакция и какие числовые значения характеризуют ее в отдельные годы после рубки деревьев?

4. Какая реакция отдельных видов деревьев на прорубку коридоров и как она зависит от типа лесорастительных условий, видового состава насаждения, зрелости, класса бонитета и полноты?

5. Наблюдается ли уменьшение влияния реакции древостоя с возрастом насаждения, как это следовало бы ожидать, имея в виду изменение толерантности живых систем на воздействие внешних факторов и учитывая влияние самоизреживания древостоя? Если это так, возникает дополнительный вопрос - до какого возраста допустимо трансформирование насаждения в организованное насаждение.

6. Какое влияние имеет технология прорубки коридоров и проведение рубок ухода на пасеках?

Упомянутые вопросы не являются единственными. Имеются

еще и другие проблемы технического и технологического характера, к выяснению которых здесь не остановимся.

Наша работа имеет методический характер и цель ее - представить возможность однозначного определения реакции древостоя в любых условиях конкретных насаждений наших лесов.

Модельными объектами для реализации нашей методики выбраны два насаждения сосняка-черничника возрастом 40-45 лет, произрастающих вблизи стационара "Весетниеки" лесной опытной станции "Калснава" Латвийского научно-исследовательского института лесохозяйственных проблем. Коридоры были прорублены в 1965 г., т.е. за десять лет до определения реакции древостоя. Ширина коридоров - 3 м, расстояние между ними - 17-19 м. Деревья вырублены ручным способом, а трелевка древесины по коридорам осуществлялась лошадьми. Поэтому повреждение корневой системы или стволов оставшихся деревьев не наблюдалось. Одновременно с прорубкой коридоров на пасеках проведено прореживание. В обоих насаждениях заложены пробные площади, каждая из которых охватывает три пасеки с соответствующими коридорами. Длина пробных площадей по направлению коридоров - 50 м, каждая пасека разделена на двухметровые полосы. В каждой полосе произведен сплошной пересчет деревьев и приростным буравом Пресслера взяты образцы древесины для измерения ширины годовичных колец. Для конструирования кривой высот на каждой пасеке измерена высота и диаметр 15-20 деревьев. На коридорах и между ними измерены диаметры всех пней ( $d_c$ ), а между коридорами - диаметр на высоте пня и на высоте груди ( $d_{1,3}$ ) у 15-20 деревьев. Эти измерения проводились для конкретизации выражения  $d_{1,3} = f(d_c)$ , что необходимо для определения запаса вырубленной совокупности деревьев. В трех насаждениях подобных условий произрастания и примерно одинакового возраста и класса бонитета заложены три контрольные площади, в каждой из которых у 30 деревьев средних ступеней толщины ( $D \pm 2-4$  см) взяты образцы

древесины для измерения ширины годовичных колец.

На первом этапе камеральных работ доказана гомогенность контрольных участков. Для этого использованы индексы ширины годовичных колец последних 20 лет (период оценки  $t = 10$  лет и период ретроспекции -  $t' = 10$  лет). Индексы вычислены по методу Дугласа:

$$I_i = \frac{100 \times I_i}{\bar{x}}, \quad i = 1, \bar{n}, \quad (I)$$

где  $I_i$  - индекс ширины годовичного слоя  $i$ -го года, %;

$I_i$  - ширина годовичного слоя  $i$ -го года, мм;

$\bar{x}$  - среднее арифметическое значения ширины годовичных колец последних  $n$  лет, мм:

$$n = t + t' \quad (2).$$

В конкретном случае  $n = 20$  лет. Индексы ширины годовичных колец определены для каждой пробной площади. Различия между индексами оценены, методом сравнения средних арифметических взаимно зависящих выборочных совокупностей.

$$t = \frac{|\bar{x}_j - \bar{x}_k|}{\sqrt{\frac{\sum d_i^2 - \frac{(\sum d_i)^2}{n}}{n(n-1)}}} \quad (3)$$

где  $\bar{x}_j, \bar{x}_k$  - соответственно средние арифметические значения ширины годовичных колец  $j$ -го и  $k$ -го контрольных пробных площадей, мм;

$d_i$  - разница между индексами ширины годовичных колец сопоставляемых пробных площадей  $i$ -го года наблюдения, мм.

Эмпирическое значение критерия Стьюдента  $t$  сравнено с соответствующим теоретическим значением  $t_{0,05;19} = 2,9$ . Оказалось, что разница средних индексов ширины годовичных колец всех пробных площадей  $t < t_{0,05;19}$  и, следовательно, доказана гомогенность контрольных пробных площадей. Это значит, что за время последних 20-ти лет эти насаждения характеризуются подобным ходом роста и они могут быть

объединены в единый контроль. Шириной годовичных колец для объединенного контроля являются средние арифметические значения ширины годовичных колец отдельных контрольных площадей.

На втором этапе обработки данных проверена идентичность объединенного контроля и отдельных оцениваемых пробных площадей. Это означает необходимость доказать, что в период ретроспекции древостой объединенного контроля и конкретного оцениваемого участка имели сходный ход роста и, следовательно, данные являются сопоставимыми. Проверку идентичности производят подобным способом как проверку гомогенности контроля.

На третьем этапе определены показатели реакции древостоя - дополнительный прирост по запасу и текущий годовичный дополнительный прирост по запасу. Эти показатели вычислены для каждой пробной площади, для каждой насеки в отдельности и для каждой двойной полосы (в последней объединены две прилегающие друг к другу полосы, например, первая и вторая, вторая и третья, третья и четвертая и т. д.). Такой подход дает возможность использовать принцип скольжения, тем самым удваивая число наблюдений и сохраняя двухметровое расстояние между отдельными точками при анализе реакции древостоя в зависимости от расстояния до коридора.

Все показатели дополнительного прироста по запасу определены по единому алгоритму, который имеет следующий вид;

$$\Delta M = M - M_t \quad (4)$$

$$M = KG(H+4) \quad (5)$$

$$M_t = KG_t(H_t+4) \quad (6)$$

где  $\Delta M$  - дополнительный прирост по запасу за оцениваемый период  $t$ , м<sup>3</sup>/га;

$M$  - запас наличного древостоя во время оценки влияния воздействия фактора, т.е. в конце периода  $t$ , м<sup>3</sup>/га;

- $M_t$  - прогнозируемый запас наличного древостоя в то же время, т.е. запас, который имел бы древостой, если бы не были прорублены коридоры и не осуществлялась рубка ухода на пасеках,  $m^3/га$ ;
- $K$  - эмпирический коэффициент, зависящий от древесной породы (табл. I);
- $G, G_t$  - соответственно сумма площадей сечений наличного древостоя и ее прогностическое значение в конце периода  $t$ ,  $m^2/га$ :

$$G_t = \frac{D_t^2}{D^2} \cdot G; \quad (7)$$

- $D, D_t$  - соответственно средний диаметр наличного древостоя и его прогностическое значение в конце периода  $t$ , см:

$$D_t = D - \Delta D + \mathcal{K} t Z_D; \quad (8)$$

- $t$  - период времени, за который оценивается влияние воздействия данного мероприятия,  
 $t < 15$  лет;
- $\Delta D$  - суммарный прирост по диаметру наличного древостоя за период  $t$  лет, см;
- $Z_D$  - средняя величина текущего прироста по диаметру наличного древостоя за период ретроспекции  $t'$ , т.е. за 10 лет до прорубки коридоров, см;
- $\mathcal{K}$  - коэффициент коррекции, отражающий изменение тренда прироста за период  $t$  лет. Коэффициент  $\mathcal{K}$  представляет собой отношение между двумя значениями прироста по диаметру объединенного контроля. Числителем этого отношения является прирост, соответствующий периоду  $t$ , а знаменателем - прирост за такой же период до начала оцениваемого воздействия;
- $H, H_t$  - соответственно средняя высота наличного древостоя и его прогностическое значение в конце периода  $t$ , м:

$$H_t = H - \Delta H; \quad (9)$$

$\Delta H$  - общий прирост по высоте древостоя за период времени  $t$  лет, м:

$$\Delta H = \frac{\Delta D(aD+b)}{cD+d}; \quad (10)$$

Значения  $\Delta D$  вычисляются в мм;

$a, b, c, d$  - эмпирические коэффициенты, зависящие от древесной породы (см. табл. I)

Таблица I

Значения эмпирических коэффициентов

Древесная порода	Коэффициенты					Ограничения
	$k$	$a$	$b$	$c$	$d$	
Сосна	0,390	-0,073	14,5	1	100	$D \gg 8; 8 \leq H \leq 35$
Ель	0,415	-0,234	18,1	1	100	$D \gg 8; 10 \leq H \leq 35$
Береза	0,385	-0,211	21,5	3	100	$D \gg 8; 15 \leq H \leq 35$
Осина	0,405	-1,025	65,8	8	300	$D \gg 8; 15 \leq H \leq 35$
Ольха черная	0,400	-1,126	48,1	5	200	$D \gg 8; 10 \leq H \leq 35$
Ольха серая	0,380	-1,323	69,9	5	300	$D \gg 4; 6 \leq H \leq 25$

Полевые работы выполнены в июне 1976 г. Принимая во внимание сезонность текущего прироста, показатель последней ширины годичного кольца отбрасывается. Средний диаметр  $D$ , средняя высота  $H$  и площадь поперечного сечения  $G$  определены по общепринятым методам лесной таксации. Общий прирост по диаметру  $\Delta D$  и текущий прирост по диаметру  $\dot{\Delta D}$  определены как средние арифметические значения. Это же касается определения значений общего прироста объединенного контроля для вычисления коэффициента  $k$ . Так как материалы обоих кварталов дали подобные результаты, далее рассмотрим только полученные данные в квартале Б 26. Опре-

деленные таксационные показатели  $H$ ,  $D$ ,  $G$  и  $M$ , а также  $\Delta D$  и данные редуцированного прироста по запасу  $\Delta M/Gt$  соответственно периоду  $t = 10$  лет и значения  $Z_D$  соответственно периоду  $t' = 10$  лет, определенные для каждой пасаки и каждой двойной полосы показаны в таблице 2. Вместе с дополнительным приростом по запасу  $\Delta M$  далее употребляются значения  $\Delta M/Gt$ , чтобы исключить влияние гетерогенности полноты древостоя.

Значения редуцированного дополнительного прироста двойных полос изображены на рис. I, по которому наглядно видны изменения данного показателя  $\Delta M/Gt$  в зависимости от расстояния до коридора.

Из данных таблицы 2 и рис. I видно, что реакция древостоя вблизи коридора является положительной, но, отдаляясь от коридора, она постепенно снижается и самое низкое значение достигает в середине между коридорами. По отношению к оси пасаки все графики почти симметричны. Это значит, что влияние коридоров на обе стороны является примерно одинаковым. Выбранное расстояние между коридорами, равное 18 м, следует признать правильным, поскольку посередине между коридорами положительная реакция древостоя не наблюдается. Факт, что посередине между коридорами дополнительный прирост оказывается отрицательным, нельзя объяснить влиянием прорубки коридоров с одновременным проведением прореживания. Очевидно, имеется еще какой-нибудь фактор, который в течение последних десяти лет повлиял на рост деревьев отрицательно. Именно так можно объяснить явление, в соответствии с которым посередине между коридорами, где положительное влияние дополнительного освещения отсутствует, наблюдается отрицательная реакция древостоя.

Далее следует выяснить, является ли реакция древостоя сравнительно значительной и компенсирует ли прирост вырубленных деревьев? Для этого по указанным формулам сделаны вычисления, в результате которых обнаружено, что в 1975 г. среднее значение запаса всех пасаек -  $249,95 \text{ м}^3/\text{га}$  и общий дополнительный прирост за последние десять лет -

Таблица 2  
Значения таксационных показателей

Единица учета	Таксационные показатели							
	H, м	Q, см	G, м <sup>2</sup> /га	M, м <sup>3</sup> /га	Z <sub>0</sub> , мм	ΔD, мм	ΔM, м <sup>3</sup> /га	ΔM/ст. м <sup>2</sup> /га
<b>I пасека</b>								
1+2 полоса	18,8	16,3	35,50	315,7	2,36	29,5	19,25	0,570
2+3 полоса	18,8	15,1	21,55	184,9	2,15	23,8	3,82	0,180
3+4 полоса	17,8	14,9	21,20	265,3	1,86	21,2	4,75	0,154
4+5 полоса	17,6	14,7	39,90	336,1	1,92	20,1	-4,42	-0,110
5+6 полоса	17,8	14,9	36,65	311,6	2,18	21,3	-11,08	-0,293
6+7 полоса	18,1	15,3	29,45	253,8	2,30	23,9	-3,32	-0,111
8 <sup>x</sup> полоса	18,6	16,1	27,91	246,0	2,20	26,4	9,00	0,410
<b>2 пасека</b>								
1+2 полоса	18,6	15,7	32,80	289,1	2,26	27,4	15,27	0,484
2+3 "	18,4	15,5	34,00	297,0	2,35	28,0	12,43	0,378
3+4 "	17,7	14,3	25,85	218,8	2,26	26,5	8,05	0,320
4+5 "	17,7	14,6	26,75	226,4	2,18	24,2	1,86	0,070
5+6 "	16,9	13,5	17,25	140,6	2,08	22,2	-0,58	-0,033
6+7 "	16,9	13,5	18,50	150,8	2,33	25,6	0,92	0,050
8 <sup>x</sup> "	18,9	16,3	21,64	193,3	2,40	28,2	6,27	0,360
<b>3 пасека</b>								
1+2 полоса	17,7	15,3	29,40	248,8	2,57	32,07	14,59	0,525
2+3 "	17,8	15,5	26,25	223,2	2,77	31,5	5,51	0,214
3+4 "	17,6	15,3	18,35	154,6	2,53	27,0	-0,65	-0,035
4+5 "	17,6	15,1	24,05	202,6	2,11	23,7	2,42	0,102
5+6 "	17,5	14,8	30,05	252,0	2,17	23,6	0,76	0,025
6+7 "	17,7	15,4	21,54	182,3	2,33	25,8	1,42	0,066
8 <sup>x</sup> "	17,8	15,5	17,52	149,0	2,20	27,2	9,99	0,596

<sup>x</sup> Последняя полоса не объединялась, поскольку площадь ее является приблизительно равной двойной полосе.

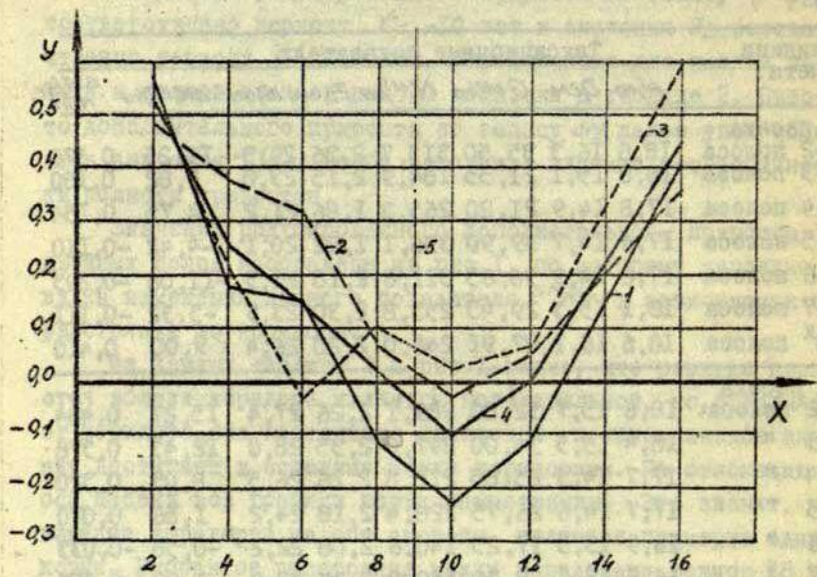


Рис. I Изменение дополнительного прироста в зависимости от расстояния до коридора:

X - расстояние от северо-восточного края пасеки, м;

Y - редуцированный дополнительный прирост по запасу,  $\text{м}^3/\text{м}^2$  за 10 лет;

1 - первой пасеки,

2 - второй пасеки,

3 - третьей пасеки,

4 - среднее арифметическое;

5 - продольная ось пасеки.

9,71 м<sup>3</sup>/га. До прорубки коридоров и прореживания в 1965 г. запас насаждения составлял 186,58 м<sup>3</sup>/га. В этом году вырублено 23,92 м<sup>3</sup>/га, в том числе на коридорах - 15,10 м<sup>3</sup>/га, а между ними - 8,82 м<sup>3</sup>/га, т.е. 36,9% из всего вырубленного запаса. Общая интенсивность рубки составляла 12,8%, а интенсивность прореживания на пасаках - 4,7%. Здесь не остановимся на вопросе, явилось ли необходимо прореживание в данных условиях, но продолжим анализ полученных результатов. Деревья, вырубленные на коридорах в 1975 году дали бы 19,6 м<sup>3</sup>/га. Принимая, что в 1965 г. вырубленный запас 15,60 м<sup>3</sup>/га использован и стоимость одного кубического метра древесины из-за различной сортиментной структуры не была меньше, чем в 1975 г., получаем, что на коридорах потеряно 19,6 - 15,10 = 4,50 м<sup>3</sup>/га. Так как общий дополнительный прирост - 9,71 м<sup>3</sup>/га, то получаем, что за последние десять лет дополнительно получены 5,21 м<sup>3</sup>/га или 2,1% по отношению к запасу насаждения в 1975 г.

Как теоретический, так и практический интерес вызывает динамика дополнительного прироста за оцениваемый период. Нетрудно заметить, что наша методика дает возможность по той же начальной эмпирической информации определить дополнительный прирост для всех значений периода  $t$  ( $1 \leq t \leq 10$ ). Значения редуцированного дополнительного прироста отдельных пасаек представлены в таблице 3.

Редуцированные значения дополнительного прироста изображены на рис. 2, который наглядно представляет кумулятивное развитие дополнительного прироста после рубки. Еще нагляднее реакцию древостоя после рубки дает текущий дополнительный прирост. Значения последнего вычислены как разница между двумя редуцированными значениями дополнительного прироста. Например, на первой пасаке текущий дополнительный прирост в 1975 г. вычислен от дополнительного прироста в том же году, который суммарно выражает реакцию древостоя за последние десять лет после рубки, отнимая дополнительный прирост 1974 г., который отражает реакцию древо-

стоя за первые девять лет после рубки, т.е.  $0,182-0,206 = -0,024 \text{ м}^3/\text{м}^2$  за год). Определенные значения текущего дополнительного прироста представлены в таблице 4.

Таблица 3  
Динамика дополнительного прироста

Год	Период	Редуцированные значения, $\text{м}^3/\text{м}^2$			
		I пасеки	2 пасеки	3 пасеки	Объединенной пасеки
1975	10	0,182	0,374	0,318	0,274
1974	9	0,206	0,408	0,351	0,308
1973	8	0,221	0,393	0,353	0,309
1972	7	0,288	0,411	0,400	0,356
1971	6	0,207	0,333	0,305	0,278
1970	5	0,096	0,197	0,178	0,161
1969	4	-0,018	0,066	0,014	0,021
1968	3	-0,099	-0,048	-0,064	-0,064
1967	2	-0,094	-0,064	-0,050	-0,080
1966	1	-0,030	0,000	0,000	-0,020

Таблица 4  
Динамика текущего дополнительного прироста

Год	Текущий дополнительный прирост, $\text{м}^3/\text{м}^2$ за год			
	I пасеки	2 пасеки	3 пасеки	Объединенной пасеки
1975	-0,024	-0,034	-0,033	-0,034
1974	-0,015	0,034	-0,002	-0,001
1973	-0,067	-0,037	-0,047	-0,047
1972	-0,081	0,078	0,095	0,078
1971	0,111	0,136	0,127	0,117
1970	0,114	0,131	0,164	0,140
1969	0,081	0,114	0,078	0,085
1968	-0,005	0,016	-0,014	0,016
1967	-0,064	-0,064	-0,050	-0,060
1966	-0,030	0,000	0,000	-0,020

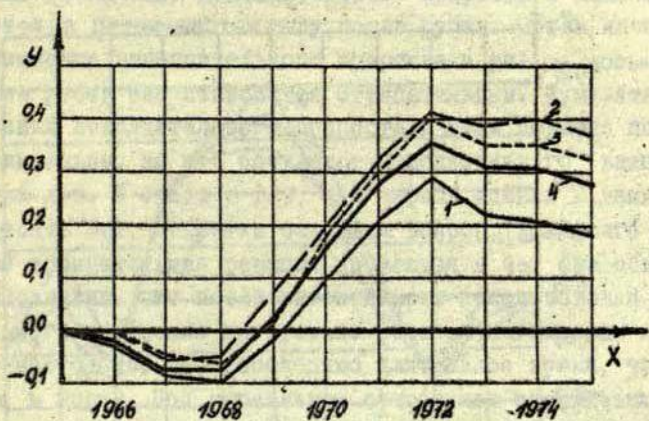


Рис.2. Кумулятивное развитие дополнительного прироста:

X - календарные годы;

Y - редуцированный дополнительный прирост по запасу,  $\text{м}^3/\text{м}^2$  за  $t$  лет;

1, 2, 3, 4 - см. рис. 1.

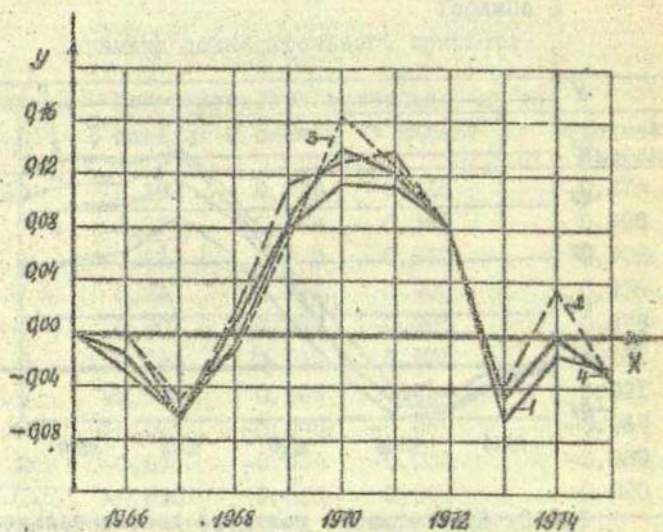


Рис.3. Развитие текущего дополнительного прироста:

X - календарные годы;

Y - текущий дополнительный прирост по запасу,  $\text{м}^3/\text{м}^2$  за год;

1, 2, 3, 4 - см. рис.1.

Как видно из рис. 2 и 3, в первые три года после рубки коридоров и прореживания дополнительный прирост является отрицательным. Это значит, что насаждение в это время переживает депрессию, при этом наиболее ярко это выражается во втором году после рубки. Начиная с третьего года, происходит увеличение дополнительного прироста и максимум достигается на пятом-шестом году после рубки. Потом начинается снижение дополнительного прироста и уже на восьмом году после рубки оно становится отрицательным. Кумулятивные значения дополнительного прироста в этом периоде пока еще положительны, но это результат положительного влияния предыдущих лет. В связи с тем, что период оценки в данном случае десять лет, открытым остается вопрос, как долго наблюдается отрицательная реакция древостоя и чем она объясняется. Возможно, что после интенсивного использования дополнительного освещения внутренние резервы насаждения истощались настолько, что необходимо длительное время, чтобы прийти в норму. Под нормальным состоянием насаждения понимаем начальное состояние, когда текущий дополнительный прирост является нулем. Практически это значит, что после 15-ти или более лет общий дополнительный прирост может оказаться нулевым или даже отрицательным и, следовательно, прорубка коридоров может оказаться фактором, дающим потери по приросту насаждения. Очевидно, чтобы это не случилось, необходимо дать насаждению новый стимул на восьмом году после рубки в виде удобрения.

Как уже было отмечено выше, наша работа не претендует на широкое обобщение в интерпретации. Полученные результаты относятся к чистым насаждениям сосняка-черничника, где прорубка коридоров и прореживание проводились ручным способом. Для более обобщенных выводов необходимы еще дальнейшие исследования.

Г. Е. Поспелова  
ЛГУ им. П. Стучки (Рига)

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ СТЕПЕНИ ОБИЛИЯ ПЛОДОНОШЕНИЯ  
НЕКОТОРЫХ ВИДОВ КЛЕНА С ПОМОЩЬЮ МАТЕМАТИЧЕСКОЙ  
МОДЕЛИ

Степень обилия плодоношения — это суммирующий показатель влияния комплекса экологических факторов на интродуцент в новом месте произрастания. При прогнозировании обилия плодоношения учесть все влияющие факторы за весь вегетационный период практически невозможно. Степень обилия плодоношения у древесных растений определяется как биологическими свойствами самого растения, так и влиянием экологических условий в период закладки и развития генеративных почек, цветения и формирования урожая. Для заблаговременного прогноза особый интерес представляет определение влияния экологических (особенно погодных) условий в период детерминации (закладки) генеративных почек. У исследуемых видов клена закладка генеративных почек происходит за год до плодоношения, поэтому по экологическим условиям в этот период можно прогнозировать ожидаемое через год обилие плодоношения. Поэтому нами предварительно исследовался эффект воздействия экологических факторов в период детерминации генеративных почек и влияние нагрузки маточника урожаем как за год, так и за два года до плодоношения. Оказалось, что на плодоношение клена татарского нагрузка маточника урожаем в предшествующие годы существенно не влияет. Однако на плодоношение двух других видов этот фактор оказывает существенное влияние: на клен серебристый за год и на клен остролистный — за два года до плодоношения. Определенные в результате предварительных исследований факторы, существенно влияющие на степень обилия плодоношения, были взяты нами в качестве параметров математической модели прогнозирования.

Целью настоящей работы была проверка адекватности со-

ставленных прогнозов на 1975, 1976, 1977 годы для клена татарского, остролистного и серебристого. Так как процессы плодоношения имеют стохастически детерминированный характер, то в качестве математической модели прогноза плодоношения нами были применены уравнения линейной и нелинейной регрессии. Прогноз составлялся с лагом в I год. При разработке модели прогноза использовались 19-летние ретроспективные данные о степени обилия плодоношения клена остролистного и татарского, а для клена серебристого - 16 летние. Доверительные границы прогноза определялись по стандартному отклонению регрессента  $\Delta_y$ .

В результате постепенного исключения незначительных факторов в качестве параметров математической модели степени обилия плодоношения клена остролистного был получен такой комплекс параметров прогнозирующих факторов: максимальная за сутки температура и температура почвы на глубине 20 см в III декаде июля и нагрузка урожаем плодов за два года до плодоношения. Суммарное влияние этих факторов 59%. Для клена татарского этот комплекс был следующим: максимальная за сутки температура, среднесуточная температура и температура почвы на глубине 20 см в III декаду июля. Суммарное влияние указанных факторов - 71%. Для клена серебристого - абсолютная максимальная температура в III декаду июля, абсолютная минимальная температура в первую декаду сентября и нагрузка маточника урожаем плодов за год до плодоношения. Суммарное влияние этих факторов - 80%.

На кафедре ботаники Биологического факультета ЛГУ им. П. Стучки разработана программа на языке FORTRAN для ЭВМ ДМ-415, по которой были определены коэффициенты уравнения для математической модели прогноза плодоношения. После определения коэффициентов уравнений и численных значений параметров влияющих факторов была вычислена ожидаемая степень обилия плодоношения на 1975, 1976, 1977 и 1978 годы (таблица на с. 76). Фактическая степень обилия определялась по мнению трех экспертов.

Таблица

Прогнозируемая и фактическая степень обилия плодоношения клена татарского, серебристого и остролистного на 1975, 1976, 1977 и 1978 годы

Вид	Год	Степень обилия плодоношения	
		прогнозируемая	фактическая
Клен татарский	1975	3,12 $\pm 0,42$	3,5
	1976	4,54 $\pm 0,42$	4,7
	1977	4,52 $\pm 0,42$	4,0
	1978	2,92 $\pm 0,42$	
Клен серебри- стый	1975	0,47 $\pm 1,11$	0
	1976	2,89 $\pm 1,11$	2,2
	1977	0,28 $\pm 1,11$	0
	1978	0,82 $\pm 1,11$	
Клен остро- листный	1975	2,82 $\pm 0,56$	3
	1976	3,78 $\pm 0,56$	4,2
	1977	4,31 $\pm 0,56$	4,2
	1978	2,89 $\pm 0,56$	

Как видно из таблицы фактическая степень обилия плодоношения в течение трех лет находилась в пределах доверительных границ прогноза. Однако у клена татарского и остролистного прогнозируемая степень обилия плодоношения имела более узкие доверительные границы прогноза.

Практическая верификация математических моделей показала, что они объективно описывают реальные биологические закономерности процесса плодоношения и могут быть использованы в прогнозировании степени плодоношения исследованных видов клена.

А.М.Мауринь, Р.Д.Григуле  
ЛГУ им.П.Стучки (Рига)

### ПРОГНОЗИРОВАНИЕ УРОЖАЯ ШИШЕК ЛИСТВЕННОЙ ЯПОНСКОЙ

Материалом для наших исследований послужили данные наблюдений за обилием урожая шишек лиственницы японской в Скриверской лесной даче за 1954-1974 гг. Деревья этого вида здесь произрастают в сомкнутом лесонасаждении, их возраст около 40 лет. Количество урожая шишек оценивалось по 6-бальной шкале [1]. Исследования проводились по методике, разработанной на кафедре ботаники ЛГУ им.П.Стучки [2,3]. Эта методика основана на стохастическом подходе и осуществляется сопоставлением данных о количестве урожая с метеорологической информацией. При этом определяются активные периоды, когда эффект влияния воздействующего фактора на количество урожая будущего года существен. В качестве математической модели прогноза обилия урожая шишек применено уравнение множественной регрессии вида (I):

$$y = \alpha + \sum_{i=1}^k b_i x_i, \quad (I)$$

где  $y$  - прогнозируемое количество урожая;  
 $x_i$  - параметры факторов, существенно влияющих на прогнозируемый показатель ( $y$ )  
в активные периоды;

$a, b_i$  - коэффициенты регрессии.

После постепенного исключения несущественных параметров был получен следующий комплекс параметров прогнозируемых метеорологических факторов:

$x_1$  - средний дефицит влажности воздуха в 13<sup>00</sup>  
за третью декаду июня;

$x_2$  - количество осадков в третьей декаде июня;

$x_3$  - средняя относительная влажность воздуха  
за третью декаду июня;

$x_4$  - средний дефицит влажности воздуха в 13<sup>00</sup>

за третью декаду июля;

$X_5$  - средняя суточная температура воздуха за третью декаду июля;

$X_6$  - средняя температура почвы на глубине 20 см за третью декаду июля.

Из этих параметров была составлена модель прогноза выше указанного типа (I). Оценка параметров модели по существенности удельного веса их влияния ( $\beta^i$ ) показала, что существенное влияние (при уровне значимости  $\alpha \leq 0,10$ ) на результативные (прогнозируемый) показатель ( $y$ ) в данном комплексе оказывают лишь  $X_2$ ,  $X_4$  и  $X_6$ . Поэтому, используя эти параметры, была разработана очередная модель прогноза, включающая только эти три параметра. Сумма аддитивных удельных весов влияния исключенных параметров ( $X_1$ ,  $X_3$  и  $X_5$ ) составляет 0,15. Однако величина квадрата коэффициента множественной корреляции уменьшилась после исключения упомянутых параметров лишь на 0,009 (т.е. с 0,772 до 0,763). Достоверность существенности удельных весов параметров новой модели прогноза значительно повысилась ( $\alpha \leq 0,05$ ).

Затем модель прогноза ожидаемой величины урожая шишек была дополнена параметром  $X_7$ , характеризующим нагрузку маточников урожаем шишек в период детерминации генеративных почек (за год до прогнозируемого урожая). Удельный вес влияния дополнительно введенного параметра ( $X_7$ ) оказался 0,09, а количественное значение квадрата коэффициента множественной корреляции модели повысилось до 0,800 (т.е. на 0,047). Величина стандартного отклонения ( $\sigma_y^2$ ) оказалась равной 1,13. Однако достоверность существенности параметра  $X_2$  в таком комплексе оказалась слишком низкой ( $\alpha > 0,10$ ). Поэтому этот параметр в дальнейшем был исключен и получена следующая модель прогноза ожидаемого через год урожая шишек лиственницы японской (2).

$$y = -11,931 - 0,589x_4 + 0,987x_6 - 0,341x_7. \quad (2)$$

Квадрат коэффициента множественной корреляции модели

(2) равен 0,780. Удельные веса параметров прогнозирующих факторов следующие:  $X_{24} = 0,24$ ;  $X_{26} = 0,44$ ;  $X_{27} = 0,11$ . Величина стандартного отклонения ( $S_y$ ) оказалась равной 1,05, т.е. в результате исключения параметра  $X_2$  понижалась на 0,08.

Практическая верификация модели (2) дала следующие результаты. Прогнозируемая величина урожая шишек на 1976 год  $4,2 \pm 1,0$  балла, фактическая около 4 баллов; в 1977 году соответственно  $0,3 \pm 1,0$  и 0,5 балла.

#### Литература

1. Мауринь А.М. Семеношение древесных экзотов в Латвийской ССР. Р., 1967, с.22-25.
2. Мауринь А.М., Лица И.Я., Дрике А.Я. Математическое моделирование в прогнозировании семенной продуктивности хвойных растений. - В кн.: Половая репродукция хвойных. Новосибирск, 1973, т.2, с.175-182.
3. Лица И.Я. Методика составления хронологической схемы активных периодов влияния факторов воздействия. - В кн.: Ель и ельники Латвии. Р., 1976, с.152-158.

## СОДЕРЖАНИЕ

И.Я.Лица, Характерные ошибки применения математических методов в биологии . . . . .	9
А.М.Мауринь, Принцип необратимости в моделировании биоэкологических систем . . . . .	15
А.М.Мауринь, В.И.Ушинская, Критерий выбора методического подхода в биоэкологическом прогнозировании	22
П.Я.Скудра, Оценка эффекта воздействия промышленных выбросов на сосновые и еловые биоценозы ..	29
А.М.Мауринь, К.К.Раман, И.Я.Лица, Концепция и методика эколого-прогностической оценки рекреационных лесов . . . . .	36
В.А.Балодис, К.К.Раман, К оценке структуры деградации рекреационных лесонасаждений по текущему приросту древесины . . . . .	42
П.П.Залитис, Моделирование эвапотранспирации осушенных лесов . . . . .	48
И.Я.Лица, А.Я.Дрике, Оценка реакции древостоя после устройства организованного насаждения . .	59
Г.Е.Поспелова, Прогнозирование степени обилия плодonoшения некоторых видов клена с помощью математической модели . . . . .	74
А.М.Мауринь, Р.Д.Григуле, Прогнозирование урожая шишек лиственницы японской . . . . .	77

---

### МОДЕЛИРОВАНИЕ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ В ЭКОЛОГИИ

Межвузовский сборник научных трудов

Редакторы И.Лица, Р.Довгополова  
Технический редактор А.Дрике  
Корректор А.Дрике

---

Подписано к печати 04.05.1978. ЯТ 04114. Ф/б 60x84/16.  
Бумага №1. 5,3 физ.печ.л. 3,8 уч.-изд.л. Тираж 500 экз.  
Зак. № 653. Цена 38 к.

Латвийский государственный университет им. П.Стучки  
Рига 226098, б. Райниса, 19  
Отпечатано на ротапринтере, Рига 226050, ул.Вейденбаума, 5  
Латвийский государственный университет им. П.Стучки