

Если нет эвристической модели, а наблюдения выполнены без содержательного обоснования, то на практике чаще всего это происходит по многим причинам: а) неверно подобраны интервалы изменения \hat{x} и \hat{y} ; б) нет увязки между эвристикой и математикой; в) слишком малы интервалы изменения \hat{x} и \hat{y} и т.п.

На рис. 4в показан идеальный случай, когда зона устойчивости исходных данных сводится

в центральную точку $C(\bar{x}, \bar{y})$. Эта точка является генеральной средней арифметической величиной. Очевидно, что точка C может образоваться и при других законах распределения, а также при их различных сочетаниях.

Процесс параметрической идентификации очень быстро сходится к устойчивым значениям параметров модели. Причем небольшие изменения (оператором ПЭВМ) значений параметров модели не влияют, так как все же эти параметры модели сходятся к одному набору чисел.

В реальных явлениях и процессах этого не происходит. Поэтому, как показано на рис. 4г, появляется влияние эксцесса. В области точек $f(\hat{x}, \hat{y})$ появляется зона устойчивости

$f(\tilde{x}, \tilde{y})$ по модам или медианам. Для множества факторов это будет какое-то замкнутое пространство, внутри которого линия регрессии может колебаться из-за сочетаний различных значений параметров модели. Сходимость параметрической идентификации протекает дольше и исследование значений по модели (1) по каким-то эвристическим соображениям. Такой случай стохастичности параметров модели появляется редко, да и то с увеличением количества параметров модели. Вычислительными экспериментами было установлено, что при числе факторов более 15 ($m > 15$) и числе переменных модели более 25 моделирование становится неустойчивым, то есть в этом случае трудно предсказуемым процессом.

Для преодоления этого явления и повышения устойчивости исходных данных необходимо моделировать комплекс формул, поочередно идентифицируя по матрице исходных данных каждую модель (2) в отдельности.

Статья опубликована при поддержке гранта 3.2.3/4603 МОН РФ

Проблемы экологического мониторинга

Технические науки

БИОТЕХНИЧЕСКИЙ ЗАКОН И ЧИСЛЕННОСТЬ НАБЛЮДЕНИЙ

Мазуркин П.М.

Марийский государственный технический университет

Йошкар-Ола, Россия

Полнота количественной части исходной информации влияет на результаты параметрической идентификации. Вначале необходима сортировка исходной информации для отсеивания тех наблюдений, которые заведомо «испорчены» влиянием «чужих» факторов. Пусть такая процедура проведена, хотя она нами не рекомендуется из-за того, что любой член статистической выборки имеет право на существование. Лучше всего отбросить резко отклоняющуюся от других точку после моделирования идентификацией предложенного нами биотехнического закона [1].

Однако всегда необходимо знать, сколько же наблюдений необходимо зарегистрировать, то есть определить число наблюдений, которое значимо будет меньше для процедур идентификации устойчивых законов распределения. Поэтому методология идентификации биотехнического зако-

на примерно в 2-5 раз экономит время и издержки на проведение последующих измерений по осознанным методикам экспериментов.

Если число наблюдений хорошо предсказуемо в технических однофакторных и даже многофакторных исследованиях и в планируемых экспериментах, то многофакторные исследования эргатических (с участием человека) или природо-хозяйственных (с участием природных объектов) систем, характеризующихся мультисвязностью факторов, не имеют пока обоснованных методических рекомендаций по численности необходимых наблюдений.

Принято среди ученых аксиоматически, что выборочное наблюдение, объем которого не превышает 20 единиц, следует считать малой выборкой [2, с.298]. Если есть некоторая спасительная граница, то естественно, экономисты и инженеры часто не выходят за пределы малых выборок.

Например, по рекомендациям [3, с.189] для получения достоверной многофакторной регрессионной модели рекомендуется общее число наблюдений n принять из условия

$$n \geq 20N + N, \quad (1)$$

где N - число одновременно изменяющихся в будущей модели факторов.

Условие (1) предполагает, что сочетание факторов в наблюдениях соответствует однофакторному исследованию по методу Гаусса-Зайделя. Если условия исследований, например, в резании материалов, соблюдены, то путем стыковки однофакторных экспериментов можно получать многофакторную регрессионную модель.

Например, вначале меняется x_1 , а остальные можно считать стабилизированными на оптимальном уровне.

После 20 наблюдений начинает изменяться x_2 , а остальные факторы неизменны. Если предположить 3-5 точек изменения значений фактора, то число повторений наблюдений по условию (1) необходимо 4-7. Такие значения используются, как известно, в технических опытах, в которых надежность (достоверность) наблюдений достигает выше 95%.

Пусть функционирование эргатической системы планируем. Для описания частных функций пусть достаточно 5-6 точек. Отсюда следует, что при тесной организованной структуре связей факторов (мультиязычности) предельно минимальное число наблюдений равно 5-6 вне зависимости от числа объясняющих факторов. Но, как известно [2, с.56], нельзя выявить свойства совокупности непосредственно на основе единичного наблюдения. Поэтому необходимы повторения наблюдений, то есть статистические совокупности по каждому наблюдению (планирование это допускает).

так как все значения факторов должны быть (не допускаются пустые клетки матрицы исходных данных).

По (2) возможны два способа контроля числа наблюдений по методу равных частот.

где $[m]_{\min}$ - минимально допустимое число точек, необходимое для описания выбранной в конструкции модели частной функции.

Например, пусть в совокупности значений фактора x_1 при 100 наблюдениях встречаются только два различающихся значения, относительный размах $(x_{1\max} - x_{1\min}) / \bar{x}_1$ которых, при $\bar{x}_1 = (x_{1\max} + x_{1\min}) / 2$, достаточно существен. Тогда частным регрессионным уравнением может стать только прямая линия. Если в исходной модели заложена нелинейная зависимость, то

Если метод МЭРА использовать в резании материалов, то с учетом 4-7 повторений получим при условии полной силы взаимосвязей $n = 20-40$ для любого числа факторов. Однако для эргатических и природохозяйственных систем, где планирование затруднено, а выполняется только пассивный эволюционный эксперимент, с использованием пассивных наблюдений (что необходимо и выгодно зачастую и в технике) трудно ожидать одновременного проявления всех факторов. Поэтому возникает задача выявления силы этой связи в режиме реального времени. После достижения оптимального значения n возможно применить метод равных частот [2, с.128]. Сущность способа вычисления для определения необходимого числа наблюдений заключается в том, что совокупности значений факторов x_1, x_2, \dots, x_n принимаются в качестве статистических выборок.

Примем следующие обозначения: N_0 - число факторов в исходной конструкции математической модели; N - число объясняющих переменных в конце параметрической идентификации; n - общее число наблюдений, оставшихся после сортировки исходной информации; m - число изменений (точек) для представительности объясняющей переменной; m' - число повторов наблюдений. В связи с избыточностью исходной структуры модели соблюдается соотношение $N_0 \geq N$.

Очевидно, что для любого количества факторов справедливо соотношение

$$n = mm', \quad (2)$$

1. Метод представительности числа изменений факторов. По совокупности значений факторов проверяется условие минимального числа изменений, чтобы

$$m \geq [m]_{\min}, \quad (3)$$

регистрацию данных необходимо продолжать до тех пор, пока не будет достигнуто достаточное число точек изменений.

Очевидно, что контроль достаточности регистрации исходных данных необходимо проводить по тому фактору, у которого наблюдается минимальное число изменений собственных значений.

Такой метод контроля процесса при регистрации данных пассивного эксперимента прост и дает хорошие практические результаты. Значение $[m]_{\min}$ принимается в пределах 3-10 в зависимости от вида объясняющей частной кривой. На-

пример, для гармонических волновых кривых необходимы 15-20 и даже большее число изменений.

2. Метод равных частот изменения факторов. В сравнении с предыдущим методом требования к представительности выборок ус-

ложняются. Пусть условие (3) выполнено для всех факторов. Тогда возникает вопрос, а достаточно ли повторений по каждому изменению каждого из факторов. Поэтому можем записать условие

$$m' \geq [m']_{\min}, \quad (4)$$

где $[m']_{\min}$ - минимально допустимое число повторений.

Значение $[m']$ для исследований технических объектов принимается в пределах 3-10 и более, а для технологических исследований 8-15 и более.

Очевидно, что чем больше $[m']$, то тем достовернее исследование. Однако, при этом возникают затраты времени и средств на регистрацию исходной информации. Практически значения m' вычисляются для некоторых интервалов из изменения факторов. Размер интервала Δx определяется по формуле Г.А. Стреджеса [2, с.125]

$$\Delta x = \frac{x_{\max} - x_{\min}}{1 + 3,322 \lg n}, \quad (5)$$

где x_{\max} , x_{\min} - соответственно максимальное и минимальное значение фактора.

Выражение в знаменателе формулы (5) характеризует число групп наблюдений l . Зависимость между l и n практически следующая [2, с.126]:

n	15-24	25-44	45-89	90-179	180-359	360-719	720-1439
l	5	6	7	8	9	10	11

Средняя частота повторений \bar{f} может быть вычислена по формуле

$$\bar{f} = n/l. \quad (6)$$

Поставив во взаимное соответствие выражения (5) и (6) получим

$$m' \geq [m'] = \bar{f} = n/l. \quad (7)$$

Отсюда, с учетом знаменателя формулы (5), получим формулу для вычисления потребного числа наблюдений

$$n/(1 + 3,322 \lg n) = [m'] = 3 \div 15. \quad (8)$$

Практически проще вычислять число наблюдений по выражению

$$n \geq l[m'], \quad (9)$$

которое получается из формулы (2) путем подстановки $m = l$, $m' = [m']$. Условие (9) применимо при текущем контроле представительности каждого фактора. Например, пусть по наименее

динамичному фактору текущее значение n_m стало 20. Тогда из вышеприведенной двухстолбцовой таблицы имеем $l = 5$. Пусть проводится пассивный эксперимент в производственных условиях, то $[m']$ примем равным 6 (значение $[m']$ в технических исследованиях можно хорошо обосновать однофакторными планируемыми экспериментами). Тогда получим из (9) $n \geq 5 \times 6 = 30$.

Отсюда следует, что текущее значение числа n_m еще не достигло требуемого количества. Поэтому продолжаем регистрацию.

После второго контроля пусть условие (3) полностью выполнено (по всем факторам) и $n_m = 40$. Тогда $l = 6$. Из условия (24) получим $n = 6 \times 6 = 36$. Так как $n_m > n$, то регистрацию исходных данных прекращаем (если условие (24) выполнено для всех факторов).

Практически может оказаться, что некоторые факторы, учтенные в исходной математической модели, «не желают» меняться. В этом случае изучают условия, приводящие к стабилизации значений фактора. Если эти условия достоверны, то стабильный фактор исключают из исследуемого множества переменных. Соответственно упрощается конструкция исходной статистической модели.

Слежение за числом наблюдений по методу равных частот (точнее сказать минимально

равных частот) оказывается высокоэффективным средством контроля текущей информации.

Пусть все факторы имеют одинаковую частотность, то есть $l = const$ для всех факторов.

$$k = [m][m']N / n_m \quad (10)$$

Как пример рассмотрим применение МЭРА в объединенной серии многофакторных экспериментов, проведенных по методу Гаусса-Зайделя, но разными авторами.

Геостатистика сосны. Табличная модель изменения таксационных показателей по 2138 пробным площадям из сосняков Евразии приведена в монографии [4] с подробными пояснениями каждого из 3-20 наблюдений. Принципиально новым здесь является фиксация геодезических координат пространственного распределения пробных площадей по ареалам сосны от Атлантического до Тихого океана. Такая геодезическая привязка даст возможность в ближайшей перспективе, например, как это было выполнено по годовичному приросту древесины [5], рассматривать сосняки северного полушария Земли вдоль всех берегов Северного Ледовитого океана. Фрагмент табличной модели по базе данных проф. В.А. Усольцева [4] с нашими дополнениями по параметрам приведен в данных табл. 1.

В ней были приняты следующие условные обозначения: α - широта северная, град; β - долгота восточная, град; B - ранг бонитета (по

Тогда можно рассчитывать силу взаимной связи k во всем множестве учитываемых факторов по уравнению

известной наибольшей шкале классов бонитета: однако римские цифры не позволяют проводить математическую обработку значений этого фактора плодородия почвы): ранг 0 – класс Ib; 1 – Ib; 2 – Ia; 3 – I; 4 – II; 5 – III; 6 – IV; 7 – V; 8 – Va; 9 – Vb; 10 – Vv [6]; \bar{A} - средний возраст деревьев на пробной площади, лет; \bar{q} - средний удельный запас стволовой древесины, м³/га; \bar{n} - средняя густота (плотность) размещения деревьев, шт./га; \bar{H} - средняя высота деревьев на пробной площади, м; \bar{D} - средний диаметр ствола на высоте 1,3 м от корневой шейки, см; \bar{V}_c - средний расчетный объем ствола деревьев на каждой пробной площади, вычисленный по соотношению \bar{q} / \bar{n} , м³.

В статье приводится неполный факторный анализ [6-9] показателей и показано влияние четырех влияющих параметров α , β , B и \bar{A} на самих себя и на запас древесины \bar{q} .

Таблица 1.

Таксационная характеристика пробных площадей сосны по Евразии

№ п/п	Параметры лесного земельного участка			Параметры пробной площади сосняка			Параметры сосны на пробной площади		
	широта α , град	долгота β , град	бонитет B , ранг	возраст \bar{A} , лет	запас \bar{q} , м ³ /га	густота \bar{n} , шт./га	высота \bar{H} , м	диаметр \bar{D} , см	объем \bar{V}_c , м ³
1	59.267	10.317	5	20	53.4	5265	5.99	7.1	0.0101
2	59.267	10.317	4	20	53.6	4659	6.54	7.8	0.0115
3	59.267	10.317	5	20	57.0	5237	6.35	7.4	0.0109
4	59.267	10.317	6	31	56.8	5224	6.23	7.2	0.0109
5	59.267	10.317	4	31	174.3	2639	10.9	12.2	0.0660
6	59.500	11.000	8	100	69.7	2066	8.5	9.5	0.0337
...
2135	41.333	44	8	148	140	440	11.5	28.5	0.3182
2136	43.5	41.833	3	84	540	700	24.0	31.9	0.7714
2137	43.5	41.833	2	150	350	750	14.3	28.7	0.4667
2138	35.667	45.250	4	24	48	908	7.4	15.8	0.0529

Параметры древостоев \bar{q} , \bar{n} , \bar{H} , \bar{D} , \bar{V}_c принимаются за показатели, зависящие от объясняющих переменных α , β , B и \bar{A} . Но между последними параметрами также существуют факторные связи (табл. 2).

Известна норма адекватности, когда коэффициент корреляции должен удовлетворять усло-

вию $r \geq 0,3$. В табл. 2 коэффициенты корреляции меньше этого значения выделены курсивом, а выше 0,4 выделены полужирным курсивом. При этом наибольшее значение параметра адекватности у полученных статистических моделей равно 0,7791.

Таблица 2.

Корреляционная матрица биотехнических закономерностей между факторами пробных площадей сосняков Евразии

Влияющие факторы	Зависимые факторы сосняков Евразии						
	α , град	β , град	B , ранг	\bar{A} , лет	\bar{q} , м ³ /га	$\bar{q}_{\beta\alpha B A}^m$	$\bar{q}_{\beta\alpha B A}$
α , град	1	0.0587	0.4571	0.3681	0.1492	0.2067	0.2894
β , град	0.3066	1	0.1693	0.1529	0.0545	0.0563	0.1838
B , ранг	0.4401	0.2086	1	0.3784	0.4156	0.4007	0.4011
\bar{A} , лет	0.4215	0.2135	0.3536	1	0.6583	0.7791	0.7338

Примечания: $\bar{q}_{\beta\alpha B A}^m$ - тренды (тенденции) по порядку влияющих факторов; $\bar{q}_{\beta\alpha B A}$ - тренды с дополнительными волновыми составляющими колебательного возмущения.

Рассмотрим несколько примеров биотехнических закономерностей.

Влияние долготы на широту. Распределение сосняков на территории Евразии по пробным площадям [4] оказывается не случайным (рис. 1) по биотехнической закономерности

$$\alpha = 0,00049363(\beta + 261,524)^{2,52610} \exp(-0,0027032(\beta + 261,524)^{1,16097}) - 62,092 \quad (1)$$

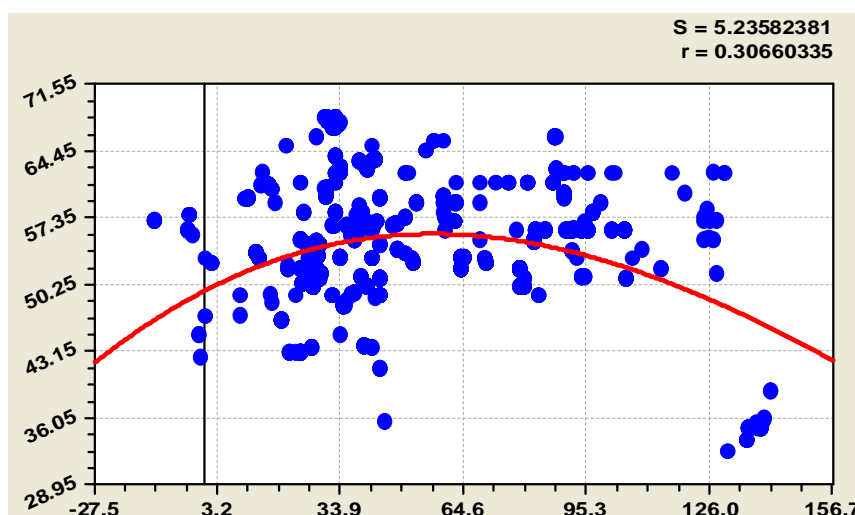


Рис. 1. Геоэкономическое распределение пробных площадей сосны вдоль Евразии (абсцисса – восточная долгота, ордината – северная широта, S - сумма квадратов отклонений, r - коэффициент корреляции).

По уравнению (1) получается, что сосняки Евразии образуют полуоволну по широтам всей планеты, влияя на территории суши Земли до 62 градуса южной широты до Антарктиды.

Бонитет лесной почвы и широта. Из данных табл. 2 видно, что факторы являются зависимыми друг от друга.

Изменение бонитета сосняков определяется (рис. 2) формулой

$$B = 4,10567 \exp(-0,00022410\alpha^{2,22781}) + 9,63091 \cdot 10^{-6} \alpha^{3,19339} \quad (2)$$

Здесь проявляются два процесса: с одной стороны, происходит естественный экспоненциальный спад плодородия почвы от экватора Земли к северному полюсу, а с другой – показательный рост бонитета лесной почвы от многовекового

воздействия лесной среды сосняков. Активное формирование древесной растительности собственного места произрастания улучшением качества лесной почвы приводит к среднелинному смешению сосняков по формуле

$$\alpha = 38,5028 \exp(0,25309B^{0,18563}) + 1,13542 \cdot 10^{-12} B^{26,41890} \exp(-2,86466B^{1,06289}) \quad (3)$$

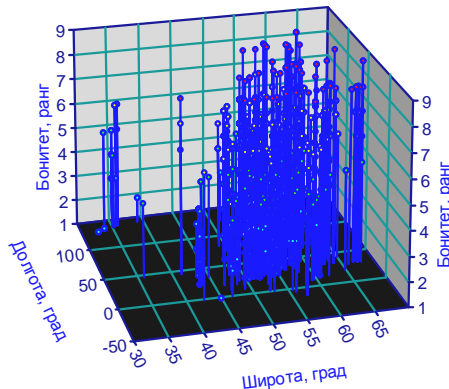


Рис. 2. Влияние широты и долготы на бонитет

$$\alpha = 38,6802 \exp(-0,0022248\bar{A}^{1,44518}) + 3,32861\bar{A}^{0,60147} \exp(-3,22766 \cdot 10^{-5} \bar{A}^{1,70966}) \quad (4)$$

Здесь видно, что по закону гибели в первой составляющей происходит естественная тенденция приближения взрослых фитоценозов к экватору. Однако сосна, как биологический вид, противодействует этому стрессовым возбуждением по второй составляющей (рис. 3).

Среднестатистическим образом на максимальной широте находятся сосняки в возрасте 200-250 лет. Лесные пробные площади Японии по данным [4] относятся к молодым лесным древостоям (кластер точек в левом нижнем углу на рис. 3).

Изменение возраста сосняков Евразии. Пространственное распределение возраста сосняков по всем учтенным пробным площадям показано на рис. 4. Среднестатистический возраст сосняков определяется уравнением

$$\bar{A} = 0,00043942\alpha^{2,92633} \quad (5)$$

A в зависимости от долготы возраст сосняков меняется так:

$$\bar{A} = 2,99526 \cdot 10^{-10} (\beta + 228,461)^{5,09818} \exp(-0,0014304(\beta + 228,461)^{1,34378}) \quad (6)$$

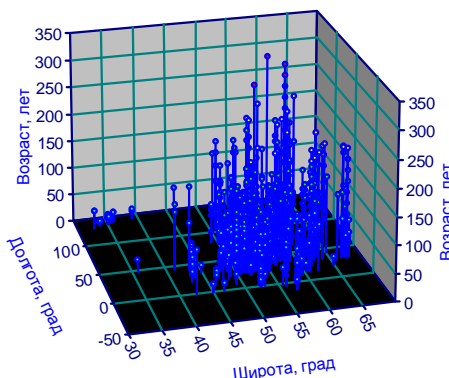


Рис. 4. Возраст сосняков от широты и долготы пробных площадей

$$B = 3,99276 \exp(-0,0024847\bar{A}^{0,88978}) + 4,43218 \cdot 10^{-7} \bar{A}^{3,64597} \exp(-0,01647\bar{A}^{1,01023}) \quad (7)$$

По биотехнической закономерности, состоящей из суммы закона экспоненциального роста и биотехнического закона в упрощенной форме, вида

Мы являемся сторонником В.И. Вернадского и считаем значимым влияние растительного покрова на динамику Земли и на формирование и дрейф континентов и всей суши.

Однако в данной статье только подчеркнем, что исторические факторы сукцессии [10, 11] лесных территорий пока изучаются только на эвристическом уровне. Здесь далеко от структурного, и тем более, параметрического уровня идентификации биотехнической закономерностей.

Широта и возраст сосны. По конструкции, но с изменением знака в первой составляющей, была получена закономерность вида

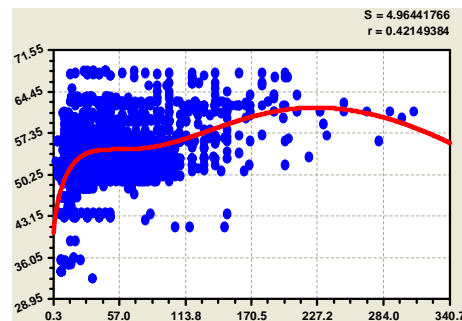


Рис. 3. Влияние возраста сосняков на широту пробных площадей

Бонитет и возраст. Взаимное влияние этих двух факторов является достаточно значимым (см. табл. 2).

Почва и растение на ней биологически взаимосвязаны.

Бонитет по формуле (7) достигает максимума (минимально требуемого плодородия) примерно в 200 лет. Молодые сосны до 60 летнего возраста могут проживать без биоэнергетической поддержки со стороны взрослых особей только на почвах до четвертого ранга, то есть не хуже II класса.

$$\bar{A} = 42,26901 \exp(0,0025558B^{0.13050}) + 0,00011773B^{10,15028} \exp(-0,99780B) \quad (8)$$

до четвертого ранга бонитета в среднем по Евразии растут сосны 42,3-летнего возраста и только с пятого ранга начинается повышения среднего возраста сосняков, получая максимум 115 лет в Vb классе бонитета.

Статья опубликована при поддержке гранта 3.2.3/4603 МОН РФ

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ:

1. Мазуркин, П.М. Статистическое моделирование. Эвристико-математический подход / П.М. Мазуркин. - Научное издание. - Йошкар-Ола: МарГТУ, 2001. - 100с.
2. Сигорский, В.П. Математический аппарат инженера / В.П. Сигорский. - Киев: Техника, 1975. - 768 с.
3. Скурихин В.И. Математическое моделирование / В.И. Скурихин, В.Б. Шифрин, В.В. Дубровский. - Киев: Техника. 1983. - 270 с.
4. Усольцев, В. А. Фитомасса лесов Северной Евразии: база данных и география / В.А. Усольцев. - Екатеринбург: УрО РАН, 2001. - 706 с.
5. Ловелиус, Н.В. Изменчивость прироста деревьев. Дендроиндикация природных процессов и антропогенных воздействий / Н.В. Ловелиус. - Л.: Наука, 1979. - 232 с.
- Гумилев, Л.Н. От Руси до России: очерки этнической истории / Л.Н. Гумилев. - М.: Айрис-пресс, 2007. - 320 с.
6. Мазуркин, П.М. Биотехническое проектирование (справочно-методическое пособие) / П.М. Мазуркин. - Йошкар-Ола: МарПИ, 1994. - 348 с.
7. Мазуркин, П.М. Геоэкология: Закономерности современного естествознания / П.М. Мазуркин. - Йошкар-Ола: МарГТУ, 2006. - 336 с.
8. Мазуркин, П.М. Математическое моделирование. Идентификация однофакторных статистических закономерностей: Учебное пособие / П.М. Мазуркин, А.С. Филонов. - Йошкар-Ола: МарГТУ, 2006. - 292 с.
9. Мазуркин П.М. Лесоаграрная Россия и мировая динамика лесопользования / П.М. Мазуркин. - Йошкар-Ола: МарГТУ, 2007. - 334 с.
10. Рысин, Л.П. Исторический фактор в современной сукцессионной динамике лесов Центра Русской равнины / Л.П. Рысин // Лесоведение. 2006. - № 6. - С.3-11.
11. Тарасенко, В.П. Русский лес в антропогене / В.П. Тарасенко, В.К. Тепляков. - М.: ИД «Лесная пром-сть», 2006. - 400 с.

БИОТЕХНИЧЕСКИЙ ЗАКОН И ПЛАНИРОВАНИЕ ЭКСПЕРИМЕНТА

Мазуркин П.М.

*Марийский государственный технический университет
Йошкар-Ола, Россия*

Исследователь должен постоянно помнить слова Бэкона о том, что «ставить эксперимент, - это учинить допрос природе» (цит. по [2]). Это значит, что ставить планируемый эксперимент (да и пассивный тоже) в эргатической и природохозяйственной системе - это учинить допрос людям и другим живым существам. Например, в лесотехнических системах допрос учиняется работникам леса и самым примитивным образом (из-за малого знания) учиняется допрос лесам, то есть жизненно значимым и для людей биологическим существам.

Особое внимание должно быть уделено исследованию функционирования эргатических систем (например, бригада лесорубов с лесозаготовительным оборудованием), где даже присутствие регистраторов информации психологически воздействует на изменение производительности труда. Немалую осторожность требует применение методов планирования эксперимента (однофакторного, многофакторного), которые, по нашему мнению, необходимо использовать по возможности только в технических экспериментах. Например, планирование эксперимента позволяет эффективно исследовать физико-химические процессы, представляющие собой сложный комплекс элементарных физико-химических явлений, совмещенных в точке пространства [3].

Пространственная локализация многих видов физико-химических процессов позволяет эффективно перевести эвристический язык топологических структур [4, с.4], а с другой стороны, требует активного вмешательства человека в изменение исходных условий физико-химических взаимодействий. Функции взаимодействий имеют высокую определенность, поэтому принципы эвристической самоорганизации ведут к рациональным конструкциям математических моделей.

Построение их здесь поддается автоматизации. Сценарии автоматизации нами были разработаны применительно к идентификации обобщенной формулы асимметричных вейвлет-сигналов. Однако в естественных условиях многие физико-химические взаимодействия явным образом не проявляются, а если и проявляются, то в весьма замедленном изменении значений факторов. Поэтому в таких условиях методы планирования эксперимента незаменимы. С использованием МЭРА возможно использование «нежестких» методов планирования, как, например, с неполным сочетанием значений факторов и т.д.