

Простейшие методы статистической обработки результатов экологических исследований

© А.С.Боголюбов, Экосистема, 1998

В данном пособии приводятся простейшие методы статистической и математической обработки наиболее распространенных типов данных экологических (биологических) исследований: методы статобработки рядов данных, оценки корреляции двух совокупностей, методы оценки разнообразия сообществ и ширины экологических ниш. Все расчеты не требуют сложного счетного оборудования и могут быть произведены вручную на калькуляторе.

Введение

Применение методов статистической обработки результатов экологических исследований позволяет получать пригодные для сравнения количественные характеристики распределения организмов, проводить саму процедуру сравнения, а также устанавливать зависимость между отдельными переменными, характеризующими среду обитания.

Применяемая в экологических исследованиях математическая статистика обладает широким набором методов, позволяющих решать самые разные, в том числе и очень сложные, задачи. В настоящем пособии приводится лишь самый необходимый **минимум** простейших методов статистической обработки. Этих методов достаточно для реализации многих задач, стоящих перед юными исследователями природы на начальном этапе их учебно-исследовательской деятельности.

Это пособие не для тех, у кого на столе стоит мощный компьютер с набором программ статобработки, хотя и им не мешает вникнуть в механизмы простейших биометрических расчетов. Это пособие для тех у кого есть только калькулятор, но кто хочет, чтобы результаты его работы выглядели современно, а выводы не были голословными.

В данном пособии много внимания мы уделяем примерам применения тех или иных методик, выбирая в качестве объекта хорошо знакомые нам ситуации, наиболее часто встречающиеся в работах юных экологов. Это, однако, не означает, что данные методики не применимы при исследовании других объектов и закономерностей природы. Большим «искусством» при ознакомлении с данным пособием является способность «перенести» приведенные примеры на «свой» объект. Ведь главным преимуществом статистических методов является именно их универсальность - возможность применения одной и той же формулы для оценки совершенно различных объектов и типов задач.

Оценки рядов: среднее, отклонение, вариация, ошибка

Результаты многократных измерений одного фактора (параметра среды) в статистике называются **рядом**.

Примеры рядов экологических данных: измерения динамики хода температур, численности растений или животных на равных промежутках маршрута, измерения длительности того или иного поведенческого акта животного или частоты проявления определенных действий, доли определенной формы активности в бюджетах времени различных животных одного вида и т.п.

Все данные ряда при этом объединены каким-то общим признаком, который и находится в центре внимания исследователя. Все данные ряда обязательно обладают одной размерностью, т.е. измеряются в одинаковых единицах.

Для характеристики ряда используют три основных показателя: среднюю арифметическую, среднее квадратичное отклонение и коэффициент вариации; а также ошибки этих показателей (в первую очередь - ошибку средней).

Средняя арифметическая характеризует среднюю величину членов ряда. Она вычисляется как сумма значений всех членов ряда, деленная на число членов этого ряда: $M = \Sigma x / N$.

Среднее квадратичное отклонение отражает то, насколько отдельные члены ряда отклоняются от среднего значения, при этом среднее квадратичное отклонение имеет ту же размерность, что и члены ряда (например, градусы С° или число особей). Для вычисления среднего квадратичного отклонения есть несколько формул:

$$\delta = \sqrt{\frac{\sum (x - M)^2}{N - 1}}; \delta = \sqrt{\frac{\sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{N}}{N - 1}}; \delta = \sqrt{\left(\frac{\sum x^2}{N} - M^2\right) \frac{N}{N - 1}},$$
 где δ - среднее квадратичное отклонение, $\sum x^2$ - сумма квадратов значений всех членов ряда, $(\sum x)^2$ - квадрат суммы всех членов ряда, N - число членов ряда, M - средняя арифметическая ряда, $\sum (x - M)^2$ - сумма квадратов разностей каждого члена ряда и средней арифметической.

где δ - среднее квадратичное отклонение, $\sum x^2$ - сумма квадратов значений всех членов ряда, $(\sum x)^2$ - квадрат суммы всех членов ряда, N - число членов ряда, M - средняя арифметическая ряда, $\sum (x - M)^2$ - сумма квадратов разностей каждого члена ряда и средней арифметической.

Коэффициент вариации - это выраженное в процентах отношение среднего квадратичного отклонения к средней арифметической: $CV = \delta / M \cdot 100\%$. В отличие от среднеквадратичного отклонения, коэффициент вариации - безразмерная величина, поэтому он может служить для сравнения по степени вариабельности любых рядов.

Ошибки всех трех основных показателей вычисляются по сравнительно простым формулам:

$$m_M = \delta / \sqrt{N};$$

$$m_\delta = \delta / \sqrt{2N};$$

$$m_V = V / \sqrt{2N}.$$

Приводя числовые данные в тексте или в таблицах вначале ставят значения параметра, затем знак \pm , а после него - значение ошибки. Например, средняя продолжительность пребывания птицы у гнезда при кормлении птенцов 8 сек \pm 2 сек.

Приведенные выше простейшие методики статистической обработки являются обязательными при проведении любых исследований, связанных с набором однотипных данных. Без этих расчетов дальнейшая обработка и тем более, подведение итогов считаются бессмысленными.

Оценка корреляции

В тех случаях, когда исследователь видит или имеет основания предположить, что изменения двух исследуемых показателей (рядов) как-то **связаны** между собой, встает задача охарактеризовать эту связь. Такая задача решается с помощью коэффициентов и показателей корреляции. Все корреляционные характеристики решаются в ходе сравнения двух рядов.

Применяя корреляционный анализ, следует иметь в виду, что наличие даже очень сильной корреляционной связи еще не означает существования между сравниваемыми показателями **функциональной зависимости** типа «А меняется потому, что изменилось Б». Очень часто корреляция является следствием того, что оба показателя тесно связаны с некоторым третьим, нами не учитываемым фактором: «А и Б изменились потому, что изменилось В».

Рассмотрим один из **ранговых показателей** корреляции.

Начальным этапом расчетов ранговых показателей является **ранжирование** сравниваемых рядов (т.е. «приведение их к общему знаменателю»).

Ранжирование - это замена числовых значений ряда порядковыми номерами этих значений при расположении их от большего к меньшему (в порядке убывания).

Если в ряду имеется **несколько одинаковых** значений, то каждому из них присваивается одинаковый ранг, *равный среднему арифметическому номеров, занимаемых этими одинаковыми значениями*. **Например**, ранжируя произвольный ряд данных, состоящий, к примеру, из 12 значений (вверху), получаем:

Значения	14	35	67	75	14	5	78	32	90	14	75	12
Ранги	9	6	5	3,5	9	12	2	7	1	9	3,5	11

Ранги двух одинаковых значений 75 в этом примере равны 3,5 ((3 место + 4 место) / 2 = 3,5), ранги значений 14 равны 9 ((8+9+10) / 3 = 9).

Показатель ранговой корреляции Спирмена.

Предположим, *например*, что при изучении зависимости численности планктона в воде от скорости течения реки были получены следующие два ряда данных:

X	3	7	4	9	3	4	4	8	1	6
Y	15	4	12	6	8	10	8	0	25	4

Эти ряды были получены в результате одновременных (относящихся к одному дню) оценок этих показателей на 10 различных участках реки. Таким образом, каждому значению ряда X соответствует одно значение ряда Y. Проведя с обоими рядами процедуру ранжирования, получаем:

X	8,5	3	6	1	8,5	6	6	2	10	4
Y	2	8,5	3	7	5,5	4	5,5	10	1	8,5

Далее вычисляют **разности рангов в сопряженных парах (X-Y)**: 6,5; -5,5; 3; -6; 3; 2; 0,5; -8; 9; -4,5. Члены полученного таким образом ряда возводятся в квадрат и суммируются: $\Sigma=(X-Y)^2 = 42,25 + 30,25 + 9 + 36 + 9 + 4 + 0,25 + 64 + 81 + 20,25 = 296,00$.

Полученное значение подставляют в формулу для вычисления **ранговой корреляции Спирмена**: $\sigma = 1 - \frac{6 \Sigma \delta^2}{N(N^2 - 1)}$, где δ - разность рангов попарно сопряженных значений, $\Sigma \delta^2$ - только что вычисленная сумма квадратов разностей, N - объем сравниваемых рядов (число пар сопряженных значений), σ - показатель корреляции Спирмена.

В нашем *примере* показатель корреляции равен:

$$\sigma = 1 - \frac{6 \times 296}{10 \times (100 - 1)} = 1 - \frac{1776}{990} = 1 - 1,79 = -0,79.$$

Показатель корреляции имеет отрицательное значение, т.е. чем больше скорость течения реки, тем меньше на данном участке численность планктона.

Проверить **значимость (достоверность)** показателя корреляции можно по формуле:

$$\sigma_{кр} = \frac{2,58}{\sqrt{N-1}} \left(1 - \frac{0,69}{N-1}\right);$$

Если вычисленное по этой формуле *критическое значение меньше*, чем полученное значение показателя корреляции или **равно** ему, то наличие корреляционной связи можно считать **достоверным**. Подставляя в данную формулу значение N = 10, получаем $\sigma_{кр} = 0,79$.

Следовательно, наметившуюся **отрицательную** зависимость между численностью планктона и скоростью течения реки можно считать достоверной.

Другим наиболее распространенным показателем ранговой корреляции является **коэффициент Кендала**. Этот ранговый коэффициент позволяет решать те же задачи, но обладает большей строгостью. Ознакомится с его использованием можно в одной из книг по статистике.

Сравнение рядов (достоверность различий)

Излагаемые в данной главе методы позволяют делать заключения о том, насколько различаются между собой два сравниваемых ряда или две реально наблюдаемые частоты, а также сравнивать теоретически ожидаемую и реально наблюдаемую частоты каких-либо событий.

Задачи такого рода, пожалуй, наиболее часто встречаются в экологических исследованиях. Они возникают когда необходимо, например, ответить на вопросы типа: действительно ли полученные в разных местах данные измерений одного и того же фактора различаются между собой (или так только кажется), насколько связь между двумя факторами сильнее их связей с другими факторами, насколько случайны те или иные кажущиеся закономерности или особенности поведения животных и т.п.

Ранговый критерий Вилкоксона

Этот критерий позволяет наиболее просто провести сравнение двух совокупностей, закономерности распределения которых неизвестны, по их основной тенденции и проверить существование между ними достоверных различий.

Вычисление критерия начинают с того, что проводят **совместное** ранжирование обоих рядов (значения из разных рядов выстраивают в один общий ряд), причем значения, принадлежащие к разным рядам записывают в двух разных строках (см. пример).

Если в обоих рядах окажутся совпадающие варианты, то их вычеркивают и в последующем не рассматривают.

После этой процедуры членам **объединенного** ряда присваивают ранги так же, как это было описано выше в предыдущем разделе. Далее вычисляют сумму рангов каждого из рядов в отдельности и результаты подставляют в формулу: $\tau = \frac{N_x(N+1) - 2n_x}{\sqrt{N_x N_y (N+1)}}$, где N_x - число

членов ряда, обладающего меньшей суммой рангов, N_y - число членов ряда, обладающего большей суммой рангов, $N=N_x+N_y$ - общее число членов совокупного ряда, n_x - меньшая сумма рангов.

Если полученное значение превышает 1,13, то можно сделать вывод о достоверности различий рядов.

Пример. Предположим, у нас имеются две пробные площади с различной численностью лишайников на деревьях в пределах этих площадей. На одной площади обследовано 12 деревьев, на другой - 16. Для каждого дерева имеется значение проективного покрытия лишайников:

1 пл.	26	17	8	67	65	9	40	95	46	25	89	44				
2 пл.	8	4	65	26	6	8	1	87	36	44	23	66	24	90	76	56

Требуется оценить, существенны ли различия между площадками.

После сокращения членов, которые имеются в обоих рядах (26, 8, 65, 44) и проведения совместного ранжирования получаем:

1:	95		89			67			46	40		25			17	9				
2:		90		87	76		66	56			36		24	23			8	6	4	1

Затем присваиваем каждому члену ряда соответствующий ранг:

1:	1		3			6			9	10		12			15	16				
2:		2		4	5		7	8			11		13	14			17	18	19	20

Сумма рангов площадки № 1 равна 72 (число членов ряда - 8).

Сумма рангов площадки № 2 равна 138 (число членов ряда - 12).

Подставляя полученные значения в формулу критерия, получаем:

$$\tau = \frac{8(20+1) - 2 \times 72}{\sqrt{8 \times 12(20+1)}} = \frac{168 - 144}{\sqrt{2016}} = \frac{24}{44,9} = 0,53$$
 . Поскольку полученное значение критерия (0,53)

значительно меньше критического (1,13), у нас нет оснований для заключения о существовании существенных различий в численности лишайников на двух изученных площадках (по формальным признакам данные площадки одинаковы).

Помимо рангового критерия Вилкоксона, в статистике имеется множество других методов расчета достоверности различий, основанных на сравнении как абсолютных (от 0 до бесконечности, как и вышеприведенный критерий), так и относительных частот (от 0 до 1 или от 0 до 100) значений.

Критерий «хи-квадрат» (доказательство неравномерности распределения)

Для оценки достоверности отличия фактического (наблюдаемого) распределения от теоретического (случайного, равномерного) обычно применяют критерий χ^2 . Однако, прежде чем ответить на вопрос равномерно ли распределен вид по исследованным местообитаниям (микростациям), сначала нужно выяснить, а какое должно быть его распределение, чтобы оно считалось равномерным.

Наиболее распространенным в биометрии подходом (особенно в области экологии животных и этологии) считается такой, при котором предполагается, что животные распределены в пространстве в соответствии с распределением используемого ими ресурса (корма, биомассы, мест для гнездования и т.п.). Расчет критерия χ^2 показывает - так ли это, или животные испытывают тяготение к той или иной части пространства или ресурсу.

Расчет критерия производится по формуле: $\chi^2 = \sum (f - f^*)^2 / f^*$, где f - наблюдаемая частота, а f^* - ожидаемая (теоретическая).

Если полученное значение χ^2 больше критического χ^2_{st} (определяется по таблицам, которые приведены во всех руководствах по биометрии и статистике) для данного числа степеней свободы и уровня значимости, то гипотеза об отсутствии различия между теоретическим и эмпирическим распределениями отвергается (т.е. имеются значимые различия). Если полученное значение χ^2 меньше найденного по таблице, то делается вывод об отсутствии различий.

Число степеней свободы (v) - это число классов (градаций среды, местообитаний) по которым распределен изучаемый вид (M) минус единица ($v=M-1$).

В качестве иллюстрации рассмотрим *пример* с распределением кормящихся птиц по частям крон деревьев, где они собирают корм (или распределением гнезд по имеющимся искусственным дуплянкам в разных местообитаниях). Предположим, мы получили следующие данные распределения вида по 5 градациям среды (частям крон или местообитаниям)(второй столбец таблицы):

Номер станции	Фактическое распределение f	Теоретическое распределение \hat{f}	$f - \hat{f}$	$(f - \hat{f})^2$	$(f - \hat{f})^2 / \hat{f}$
1	35	40	-5	25	0,625
2	28	30	-2	4	0,133
3	18	20	-2	4	0,20
4	12	8	4	16	2,0
5	7	2	5	25	12,5
Сумма	100	100			15,46

Данные фактического распределения могут быть представлены как в виде частоты встречаемости (в процентах), так и в абсолютных значениях, однако с точки зрения расчетов теоретической частоты удобнее использовать проценты. Теоретической (ожидаемой нами) частотой распределения (помещена в третий столбец таблицы) в наших примерах могут быть, например, найденные нами данные о распределении биомассы корма по частям крон или распределение по исследуемым местообитаниям развешанных искусственных гнездовий.

Подставляем данные в формулу (см. таблицу) и получаем значение $\chi^2=15,46$. Наш результат оказался существенно выше критического (найденного по таблице) значения (при числе степеней свободы $v=4$ на уровне значимости $P=0,05$ критическое значение $\chi^2=9,49$), что свидетельствует о неслучайном (неравномерном) распределении нашего вида по частям крон или местообитаниям. Если бы полученное нами значение χ^2 было равно или меньше 9,49 мы бы доказали, что распределение птиц полностью соответствует распределению их ресурса (в данном случае корма или дуплянок).

Оценки сходства

Очень часто при обработке результатов экологических исследований возникает задача количественно оценить степень сходства нескольких совокупностей, например - сходство двух видов по характеру распределения в разных местообитаниях или, наоборот, - сходство двух или более местообитаний по составу видов.

Для решения подобных задач применяют коэффициенты подобия или сходства, большое количество которых выработано в статистике. Специальными исследованиями показано, что применение разных коэффициентов дает сходные результаты, поэтому здесь мы приводим лишь один из наиболее употребимых коэффициентов.

Коэффициенты сходства Серенсена-Чекановского

Этот коэффициент является наиболее универсальным при оценках сходства двух или более совокупностей данных. Удобен он тем, что для его вычисления данные могут быть представлены как в виде «встречаемости» (т.е. в виде процентов или долей единицы, где сумма значений равна 100% или 1,0), так и в абсолютных величинах. Кроме того, у этого коэффициента имеется модификация, с помощью которой можно оценивать качественное сходство двух совокупностей по наличию в них общих элементов.

Процедуру вычисления поясним на *примере*: допустим, нам надо сравнить два местообитания по характеру наличия и численности в них нескольких видов животных (или растений). Предположим, у нас имеются данные о численности 10 различных видов в данных местообитаниях:

виды:	Численность (плотность населения) видов									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 м/об	8	45	12	113	81	60	4	247	65	32
2 м/об	25	67	8	548	111	43	6	1391	63	68
min знач.	8	45	8	113	81	43	4	247	63	32

Формула для оценки сходства **количественных** признаков выглядит следующим образом:

$$K_s = \frac{2 \sum_{i=1}^n \min(a_i, b_i)}{\sum_{i=1}^n a_i + \sum_{i=1}^n b_i}, \text{ где } \sum_{i=1}^n \min(a_i, b_i) \text{ вычисляется путем сложения минимальных значений обоих}$$

рядов (нижняя строка в таблице, в нашем примере равно 644)¹; а $\sum_{i=1}^n a_i$ и $\sum_{i=1}^n b_i$ - это суммы всех значений сравниваемых совокупностей - в нашем примере - 667 и 2330 соответственно. Подставляя эти значения в формулу получаем: $K_s = \frac{2 \times 644}{667 + 2330} = \frac{1288}{2997} = 0,430$. Поскольку коэффициент Серенсена-Чекановского изменяется от 0 до 1 (отсутствие сходства - полное сходство), то в данном случае можно говорить о низкой степени сходства двух исследованных местообитаний.

Поскольку величина сходства, найденная с помощью данного коэффициента, - величина относительная, целесообразным является проведение сравнений между собой нескольких пар совокупностей. Так, например, имея набор из 5-6 местообитаний можно рассчитать коэффициенты сходства для каждой из пар местообитаний, и по выявленным значениям коэффициента определить наиболее сходные и наиболее различные местообитания.

Коэффициент Серенсена-Чекановского для вычисления сходства по **качественным** признакам рассчитывают по формуле:

$K_s = 2a/(2a + b + c)$, где a - число общих признаков 2-х сравниваемых совокупностей, b - число признаков, принадлежащих только 1-й совокупности, c - число признаков, принадлежащих только 2-й совокупности.

Например, при сравнении двух сообществ животных, одно из которых состоит из 18, а другое - из 21 вида, причем 15 видов встречаются в обоих сообществах: $K_s = 2 \times 15 / (2 \times 15 + 3 + 6) = 30 / 39 = 0,769$.

Данный коэффициент также принимает значения от 0 до 1.

Оценка экологического разнообразия

Понятие биологического (экологического) разнообразия складывается из двух факторов (величин): **видового богатства** (числа видов) и их **обилия** (количества особей, или численности). Различные статистические модели позволяют оценить как видовое богатство отдельно, так и видовое разнообразие сообщества в целом.

Индексы видового богатства

Индексы видового богатства наиболее просты и учитывают только то, какое число видов приходится на общее число особей.

¹ Данная часть формулы, применяемая для расчетов сходства не по абсолютным, как в данном примере, а по относительным значениям (проценты или доли единицы), называется **коэффициентом Шорыгина**. Складываются минимальные из двух рядов значения, и их сумма лежит в пределах от 0 (при полном отсутствии сходства) до 100 % (1,0) при полном сходстве. Данная мера является также весьма приемлемой при расчетах сходства рядов, но требует пересчета абсолютных значений в относительные.

Индексы видового богатства просты и удобны в использовании, как правило хорошо улавливают различия между местообитаниями, но существенно зависят от размера выборки (числа видов). Желательно при этом анализировать примерно **одинаковые** и достаточно большие объемы выборок.

Наиболее быстрым способом оценки видового богатства (легкие расчеты) являются индексы Маргалефа и Менхиника. Они позволяют оценить, сколько приходится видов на общее число особей.

а) **Индекс Маргалефа**: $D = (S - 1) / \lg N$, где S - число выявленных видов, а N - общее число особей всех выявленных видов.

б) **Индекс Менхиника**: $D = S / \sqrt{N}$, где S - также число выявленных видов, а N - общее число особей всех видов.

Подчеркнем, что оба этих индекса дают относительные значения, т.е. их можно использовать только для сравнения сообществ одного и того же типа (например сообщества разных групп животных - планктона, насекомых, птиц в разных местообитаниях, но ни в коем случае не разные сообщества между собой).

Индексы видового разнообразия

Более сложными для расчетов, но и более «полными», т.е. хорошо улавливающими биологическую суть сообществ, являются «индексы видового разнообразия», которые, кроме видового богатства, учитывают еще и обилие каждого из видов.

Одним из наиболее популярных в экологии является **индекс Макинтоша** (мера разнообразия Макинтоша): $D = \sqrt{\sum_i n_i^2}$, где n_i - количество особей i -го вида.

Поскольку в данном виде индекс изменяется от 1 до бесконечности (причем чем «разнообразнее» сообщество, тем индекс ниже, т.е. данный индекс является индексом «однообразия»), автором на его основе разработан другой, более точный индекс разнообразия:

$\Delta = (N - D) / (N - \sqrt{N})$, где D - стандартная мера разнообразия Макинтоша, а N - общее число всех особей изучаемого сообщества.

Процедуру расчетов поясним на **примере**. Пусть выборка общим объемом $N=50$ (особей) содержит 5 видов со следующим числом принадлежащих им особей: $n_1=30, n_2=10, n_3=5, n_4=3, n_5=2$. В данном примере $D = \sqrt{30^2 + 10^2 + 5^2 + 3^2 + 2^2} = 32,2$; $\Delta = (50 - 32,2) / (50 - \sqrt{50}) = 0,414$.

Данный модифицированный индекс Макинтоша изменяется в пределах от 0 (при наличии только одного вида в сообществе) до 1 (равномерное распределение численности по видам, т.е. максимальное разнообразие).

Оценка ширины экологической ниши (местообитания)

Для изучения разнообразия природных ресурсов, используемых особью или видом, биологи анализируют обычно два экологических параметра: **ширину экологической ниши** и равномерность распределения по **местообитаниям**.

Для оценки этих показателей чаще всего применяют **индекс Симпсона** (индекс «полидоминантности»): $S_\lambda = (\sum_i p_i^2)^{-1}$, где p_i - доли встречаемости видов, использующих тот или иной ресурс, или доли численности видов в том или ином местообитании. Показатель изменяется в пределах от 1 (минимальная «ширина» ниши, в случае, если вид использует только один ресурс или встречается только в одном местообитании) до бесконечности.

Например, требуется оценить ширину экологической ниши вида, использующего те или иные кормовые объекты, или распределенного по ряду местообитаний. Имеются следующие исходные данные распределения: гипотетический вид использует 7 типов корма (встречается в 7 местообитаниях), каждый из которых использует с частотой - 0,40; 0,25; 0,10; 0,10; 0,08;

0,05; 0,02 («доли» - это те же проценты, но не от 0 до 100, а от 0 до 1). Возводим каждое из этих значений в квадрат и суммируем: $0,16+0,0625+0,01+0,01+0,0064+0,0025+0,000625=0,2518$. $1/0,2518=3,97$.

Вычисляемая таким образом ширина экологической ниши или местообитания является показателем относительным, т.е. предназначена только для сравнения нескольких видов между собой.

В оригинальном виде данный индекс не учитывает общего разнообразия ресурса или местообитаний, который **потенциально** может использоваться видом. Т.е. в примере, рассмотренном выше, помимо тех 7 ресурсов (местообитаний) **используемых** видом, в данной экосистеме могут быть также ресурсы, **не используемые**, видом, но этот факт данной формулой не учитывается. Для «исправления» этого недостатка полученный при помощи индекса Симпсона показатель **нормируют** по числу **всех потенциальных** ресурсов (местообитаний): S_d/N , где N - общее число всех ресурсов (местообитаний), которые может использовать (в которых может встречаться) исследуемый вид.

Данный показатель также является относительным и лежит в пределах от нуля (бесконечно стремится к нулю в случае очень большого числа неиспользуемых ресурсов) до бесконечности.

Описанные выше простейшие статистические методы не требуют применения специальных таблиц, необходимых при использовании большинства других статистических критериев. Все расчеты по данным коэффициентам и критериям могут быть рассчитаны при помощи простого калькулятора вручную. Для тех, кто в своей работе сталкивается с необходимостью обработки больших массивов данных с высокой точностью, а также желающим самостоятельно освоить другие статистические методы, рекомендуем специальную литературу по математической статистике и биометрии, обширный список которой приведен ниже.

В заключение следует отметить, что несмотря на кажущуюся сложность большинства методик статистической обработки данных и простейших методик математических расчетов, ничего особенно сложного и «страшного» в них нет. Их применение в практике учебно-исследовательской деятельности школьников необходимо и очень полезно, т.к. приучает юных исследователей к «культуре производства» научных исследований, не дает возможности «фантазировать» по поводу полученных результатов, заставляет заранее планировать постановку эксперимента или программу сбора полевого материала.

Данное пособие не ставит своей целью научить начинающих исследователей всем тонкостям применения математического аппарата в экологии, а лишь слегка приоткрывает «завесу таинственности», скрывающуюся за страшными словами «матанализ» и «статобработка». Главное - не торопиться и спокойно разобраться в тех возможностях, которые предоставляет нам математика. Со временем, сложные и, на первый взгляд, непостижимые формулы расчетов станут простыми и необходимыми, после чего будет сделан следующий закономерный шаг: к компьютерной обработке данных и моделированию.

Литература

- Бейли Н. Математика в биологии и медицине. М.: Мир, 1970. - 326 с.
- Большов Л.Н., Смирнов Н.В. Таблицы математической статистики. М.: Наука, 1965. - 461 с.
- Василевич В.И. Статистические методы в геоботанике. Л.: Наука, 1969. - 232 с.
- Венецкий И.Г., Кильдишев Г.С. Основы теории вероятностей и математической статистики. М.: Статистика, 1968. - 360 с.
- Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика. М.: Высшая школа, 1977.
- Грейг-Смит П. Количественная экология растений. М.: Мир, 1967. - 459 с.
- Доспехов Б.А. Методика полевого опыта (с основами статистической обработки результатов исследования). М.: Колос, 1973. - 356 с.
- Зайцев Г.Н. Методика биометрических расчетов: Математическая статистика в экспериментальной ботанике. М.: Наука, 1973. - 256 с.
- Кендалл М., Стьюарт А. Многомерный статистический анализ и временные ряды. М.: Наука, 1976. - 736 с.
- Кендэл М. Ранговые корреляции. М.: Статистика, 1975. - 214 с.
- Коли Г. Анализ популяций позвоночных. М.: Мир, 1979. - 362 с.
- Корн Г., Корн Т. Справочник по математике для научных работников и инженеров. М.: Наука, 1970. - 720 с.
- Миркин Б.Г. Анализ качественных признаков и структур. М.: Статистика, 1980. - 319 с.
- Оуэн Д.Б. Сборник статистических таблиц. М.: ВЦ АН СССР, 1966. - 586 с.
- Песенко Ю.А. Принципы и методы количественного анализа в фаунистических исследованиях. М.: Наука, 1982. - 287 с.
- Плохинский Н.А. Биометрия. М.: Изд-во МГУ, 1970. - 367 с.
- Попов С.В., Ильченко О.Г. Методические рекомендации по этологическим наблюдениям за млекопитающими в неволе. М.: Московский зоопарк, 1990. - 76 с.;
- Рокицкий П.Ф. Биологическая статистика. Минск: Высш. школа, 1973. - 320 с.
- Свиричев Ю.М., Логофет Д.О. Устойчивость биологических сообществ. М.: Наука, 1978. - 352 с.
- Урбах В.Ю. Статистический анализ в биологических и медицинских исследованиях. М.: Медицина, 1975. - 296 с.
- Фомин С.В., Беркинблит М.Б. Математические проблемы в биологии. М.: Наука, 1973. - 199 с.
- Янко Я. Математико-статистические таблицы. М.: Госстатиздат, 1961. - 243 с.