

ЛП-ББ; BA ♦ *S. ikonnikovii* Juz. (~*S. regeliana* s.l.) – ЛП-ББ; BA-ЮС ♦ *S. ochotensis* Probat. – ЛЕ-ТХ; ЭН ♦ *Stachys aspera* Michx. – ЛП, ПУ; AA

Scrophulariaceae: *Euphrasia maximowiczii* Wettst. – ЛП, ПУ; BA ♦ *Limosella aquatica* L. ЛП-ЛП; ЦП ♦ *Linaria vulgaris* L. – АД-ПУ ♦ *Odontites vulgaris* Moench – ЛП-ЛГ, ПУ; EA ♦ *Pedicularis labradorica* Wirsing – ЛЕ-СХ; EA ♦ *Veronica longifolia* L. – ЛП-ЛГ; EA

Orobanchaceae: *Boschniakia rossica* (Cham. et Schlecht.) B.Fedtsch. – ЛЕ; ЦП

Plantaginaceae: *Plantago major* L. – ПУ; ЦП ♦ *P. depressa* Schlecht. – ЛП, ПУ; OA

Rubiaceae: *Galium boreale* L. – СТ, ЛЕ; ЦП ♦ *G. trifidum* L. (~*G. baicalense* Pobed.) – ЛП-ББ; ЦП

Caprifoliaceae: *Linnaea borealis* L. – ЛЕ; ЦП ♦ *Lonicera edulis* Turcz. ex Freyn – ЛЕ-СХ, НМ; BA-CA ♦ *Sambucus sibirica* Nakai – ЛЕ; EA

Valerianaceae: *Valeriana alternifolia* Ledeb. – ЛЕ, ЛП; CA-BA

Campanulaceae: *Adenophora sublata* Kom. – ЛЕ-НМ, СХ; BA ♦ *A. tricuspida* (Fisch. ex Schult.) A. DC. – СТ-ЛС; BA-ЮС ♦ *Campanula rotundifolia* L. – AM-MM; EA

Asteraceae: *Achillea asiatica* Serg. – ЛЕ, ПУ; EA ♦ *Artemisia commutata* Bess. – СТ-ЛС, ЛП; EA ♦ *A. integrifolia* L. – ЛП, ПУ; BA-CA ♦ *A. lagocephala* (Bess.) DC. – AM-MM; CA ♦ *A. mongolica* (Bess.) Fisch. ex Nakai – СТ-ЛС, ПУ; BA-ЮС ♦ *A. scoparia* Waldst. et Kit. – ЛП, ПУ; EA ♦ *A. tanacetifolia* L. – ЛЕ-СХ; ЦП ♦ *Bidens radiata* Thuill. – ЛП-ББ; EA ♦ *Cacalia hastata* L. – ЛЕ-НМ, СХ; EA ♦ *Cirsium pendulum* Fisch. ex DC. – ЛП-ЛГ, ПУ; BA-ЗП ♦ *Crepis tectorum* L. – ЛП, ПУ; EA ♦ *Dendranthema zawadskii* (Herbich) Tzvel. – СТ-ГС; EA ♦ *Erigeron acris* L. s.l. – ПУ ♦ *E. politus* Fries – ЛП, ПУ; ЦП ♦ *Filaginella uliginosa* (L.) Opiz – ЛП, ПУ; ЦП ♦ *Hieracium umbellatum* L. – ЛЕ, ЛП, ПУ; ЦП ♦ *Inula britannica* L. – ЛП, ПУ; EA ♦ *Lactuca sibirica* (L.) Maxim. – ЛП-ЛГ, ПУ; ЦП ♦ *Picris davurica* Fisch. – СТ-ЛС, ПУ; BA-ЮС ♦ *Ptarmica acuminata* Ledeb. – ЛП-ЛГ; BA-ЮС ♦ *Saussurea amurensis* Turcz. – ЛП-ББ; BA-ЮС ♦ *S. dubia* Freyn – ЛЕ-СХ; BA ♦ *S. neoserrata* Nakai – ЛЕ-НМ; BA ♦ *Senecio dubitabilis* C.Jeffrey et Y.L.Chen (*S. dubius* Ledeb.) – ЛЕ-СХ, ПУ; EA ♦ *Tanacetum boreale* Fisch. ex DC. – AM-ГМ; AA ♦ *Taraxacum* sp.

**ОБ ОЦЕНКЕ СХОДСТВА И РАЗЛИЧИЯ В СЕРИИ
ФЛОРИСТИЧЕСКИХ И ФИТОЦЕНОТИЧЕСКИХ
ОПИСАНИЙ**

Б.И. Сёмкин¹, М.В. Горшков²

¹ Тихоокеанский институт географии ДВО РАН, Владивосток

² Тихоокеанский государственный экономический
университет, Владивосток

**About estimation of similarity and dissimilarity in series
of floristic and phytocenotic lists**

B.I. Semkin¹, M.V. Gorshkov²

¹ Pacific Institute of Geography, Vladivostok, Russia

² Pacific State economical university, Vladivostok, Russia

Во флористических и геоботанических исследованиях часто оценивается сходство (различие) сразу целой серии описаний (Алёхин, 1925; Андреев, 1980; Ахтямов, 2001; Быков, 1983; Василевич, 1969; Воронов, 1973; Грейг-Смит, 1967; Миркин, 1983; Мэгарран, 1992; Песенко, 1982; Сёмкин, 1972 а, б; 1973; 2001; Фёдоров, 1979; Чернов, 1971). Для сравнения серии описаний используются различные индексы: «среднее сходство» (Алёхин, 1925), «индекс биотической дисперсии» (Greig-Smith, 1964; Koch, 1957), «коэффициент рассеяния (дисперсности)» (Шенников, 1964), «мера бета-разнообразия» (Whittaker, 1960; Уиттекер, 1980), «мера гомотонности» и двойственная ей «мера гетеротонности» (Миркин, Розенберг, 1983), «коэффициент сходства серии описаний» (Сёмкин, 1972 б) или «мера сходства и дескриптивных множеств» (Сёмкин, 1973).

В настоящей статье предложен аксиоматический подход для упорядочивания многообразия индексов и коэффициентов, формулировки строгих математических определений этих индексов, внесения некоторых исправлений в некорректно построенные индексы, получения ряда новых мер сходства и различия, а также обобщение рассматриваемых мер на случай различных интерпретаций. Материалы

данной статьи позволят устранить «терминологический разнобой» в одном из важных направлений дескриптивной информатики.

Истоки аксиоматического подхода к введению мер сходства серии описаний

С чего начинается аксиоматический подход? С некоторым приближением можно сказать, что для нашего случая его истоки можно найти в попытках количественной оценки сходства серии описаний растительного покрова, а также в использовании для этих целей различных коэффициентов и индексов. Для того, чтобы сформулировать систему аксиом необходимо выполнить следующие методологические процедуры:

1. Провести экспликацию понятия «описание» в виде математического объекта – дескриптивного множества (набора) и определить на этих объектах отношения и алгебраические операции.
2. Провести анализ свойств различных коэффициентов и индексов, оценивающих сходство серии описаний для целей определения аксиом.
3. Провести формальную (математическую) запись выделенных свойств в виде системы аксиом.
4. Рассмотреть примеры использования абстрактных (математических) мер сходства для решения практических задач.
5. Проверить систему аксиом на непротиворечивость и независимость.

История сравнительного метода, использующего различные эмпирические показатели сходства для биологических объектов (описаний сообществ, списков видов флор и фаун), показала насколько трудно отделить арифметические операции и отношения от конкретных естественных структур. Например, с точки зрения логики существует только одна абстрактная (математическая) мера сходства, а не отдельный коэффициент сходства (например, «коэффициент демографического сходства», «коэффициент биомассы и энергетического сходства населения» и т.д. (Константинов, 1969), «индекс биотической дисперсии» (Koch, 1957), «мера гетеротопности» и ряд других (Миркин и др., 1989)).

Следовательно, чтобы использовать сравнительные методы для различных практических ситуаций необходимо выделить математические структуры, т. е. абстрактные объекты (дескриптивные множества, наборы), установить на них отношения и операции, определить меры сходства посредством системы аксиом. Это позволит

«оторвать» измерение сходства и различия от конкретных естественных объектов, что необходимо для создания общей теоретической основы сравнительного анализа.

Рассмотрим некоторые коэффициенты и индексы для оценки сходства и однородности серий описаний растительных сообществ и определим их свойства.

Коэффициент общности ассоциации

При исследовании тамбовских лугов в 1915-16 гг. был впервые применен коэффициент общности к отдельным ассоциациям (Алехин, 1925). В каждой ассоциации выбиралось некоторое число участков, а затем для каждой пары участков рассчитывался коэффициент общности Жаккара, а также определялось среднее арифметическое, которое и являлось коэффициентом общности данной ассоциации. Для примера взята ассоциация *Alopecurus pratensis* на лугах р. Ворони, причем было исследовано 10 отдельных участков. Сравнение участков попарно дало всего 45 комбинаций. Для них В.В. Алехин рассчитал коэффициенты общности Жаккара. Приведем в таблице 1 коэффициенты общности Жаккара (K_1) и рассчитанные по ним эквивалентные коэффициенты сходства Сёренсена (K_0).

Среднее арифметическое 45 коэффициентов общности Жаккара составило 0,376, а для эквивалентных им коэффициентов сходства Сёренсена – 0,541. На этом примере можно рассмотреть проблему сохранения эквивалентности мер сходства для средних величин.

Удовлетворят ли средние коэффициенты \bar{K}_0 и \bar{K}_1 соотношению $\bar{K}_0 = \frac{2\bar{K}_1}{1 + \bar{K}_1}$? Для рассмотренного случая $K_0 = 0,541$ и $K_1 = 0,376$.

Рассчитаем \bar{K}'_0 по значениям K_1 :

$$\bar{K}'_0 = \frac{2\bar{K}_1}{1 + \bar{K}_1} = \frac{2 \times 0,376}{1 + 0,376} = 0,547.$$

Очевидно, что $\bar{K}'_1 \neq \bar{K}_0$. Однако, для данного случая их значения достаточно близки.

Средний коэффициент общности рассматривался А.Е. Жадовским (1925) по данным Р. Jaccard (1908) путем нахождения среднего арифметического парных коэффициентов сходства Жаккара.

Свойства среднего коэффициента сходства

Рассмотрим свойства среднего коэффициента сходства. В современных обозначениях предложенный коэффициент сходства се-

Таблица 1 – Table 1

Коэффициенты общности Жаккара для 10 участков ассоциации *Alopecurus pratensis* (Алехин, 1925) (над диагональю) и коэффициенты сходства Сёренсена (под диагональю)

Jaccard affinity coefficients for 10 plots of the association *Alopecurus pratensis* (Алехин, 1925) (above) and Sorensen affinity coefficients (under diagonal)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	×	38	45	41	32	59	26	44	26	29
2	55	×	44	48	42	39	45	39	30	39
3	62	61	×	32	41	38	39	35	31	38
4	58	65	48	×	33	45	35	42	30	34
5	48	59	58	50	×	27	37	37	31	26
6	74	56	55	62	43	×	38	53	32	37
7	41	62	56	52	54	55	×	42	42	52
8	61	56	52	59	48	69	59	×	25	30
9	41	46	47	46	47	48	59	40	×	50
10	45	56	55	51	41	54	68	46	67	×

рии описаний можно представить в следующем виде:

$$K(A_1, \dots, A_n) = \frac{\sum_{j>i=1}^n K(A_i, A_j)}{C_n^2},$$

где $K(A_1, \dots, A_n)$ – мера сходства семейства n множеств A_1, \dots, A_n ; $K(A_i, A_j)$ – мера сходства двух множеств A_i и A_j ($i = 1, 2, \dots, n$); $C_n^2 = \frac{n(n-1)}{2}$; n – число сравниваемых множеств.

Отметим следующие свойства меры сходства $K(A_1, \dots, A_n)$:

$0 \leq K(A_1, \dots, A_n) \leq 1$ для любых A_1, \dots, A_n . Это свойство обусловлено тем, что $0 \leq K(A_i, A_j) \leq 1$.

Если $A_1 = A_2 = \dots = A_n$, то очевидно $K(A_1, \dots, A_n) = 1$, в силу равенства каждой меры $K(A_i, A_j) = 1$.

Если $K(A_1, \dots, A_n) = 1$, то $A_1 = A_2 = \dots = A_n$. Из определения меры $K(A_1, \dots, A_n)$ следует, что $\sum_{j>i=1}^n [1 - K(A_i, A_j)] = 0$ или $1 - K(A_i, A_j) = 0$, $K(A_i, A_j) = 1$, т.е. $A_i = A_j$ для любых i и j , т.е. $A_1 = A_2 = \dots = A_n$.

Если $K(A_1, \dots, A_n) = 0$, то $A_i \cap A_j = \emptyset$, $i \neq j$, i, \dots, n ; j, \dots, n .

Действительно, если $\sum_{j>i=1}^n K(A_i, A_j) = 0$, то $K(A_i, A_j) = 0$ для любых A_i и A_j , $i \neq j$, т.е. $A_i \cap A_j = \emptyset$, $i = 1, \dots, n$; $j = 1, \dots, n$.

Обратно. Пусть $A_i \cap A_j = \emptyset$, $i \neq j$; $i = 1, \dots, n$; $j = 1, \dots, n$. Тогда $K(A_i, A_j) = 0$ для любых A_i и A_j или $K(A_1, \dots, A_n) = 0$.

Очевидно свойство симметричности меры $K(A_1, \dots, A_n)$, т.к. $K(A_i, A_j) = K(A_j, A_i)$ для любых A_i и A_j .

Свойства мер сходства n множеств определяются посредством свойств мер сходства двух множеств. Приведем меры сходства и различия семейства n множеств, построенные на других принципах, отличных от ранее рассмотренных.

Индекс биотической дисперсии

Данный индекс был предложен Л. Кохом (Koch, 1957):

$$K_{n-1}(x_1, \dots, x_n) = \frac{T - S}{(n-1)T},$$

где $S(x_1, \dots, x_n) = n(X_1 \cup X_2 \cup \dots \cup X_n)$, $T(x_1, \dots, x_n) = \sum_{i=1}^n n(X_i)$, n – число сравниваемых множеств. Рассмотрим свойства этого индекса и приведем значения функций S и T в случае равных и попарно непересекающихся множеств. При равенстве $X_1 = X_2 = \dots = X_n = X$ получаем $S(x_1, \dots, x_n) = n(X)$ и $T(x_1, \dots, x_n) = n \times n(X_i)$. В этом случае $K_{n-1}(x_1, \dots, x_n) = 1$. Верно также и обратное утверждение, т.е. если $X_1 = X_2 = \dots = X_n = X$, то $K_{n-1}(x_1, \dots, x_n) = 1$.

В случае попарно непересекающихся множеств, т.е. при условии $X_i \cap X_j = \emptyset$; $i \neq j$; $i = 1, \dots, n$; $j = 1, \dots, n$ следует что $S(x_1, \dots, x_n) = n(X_1) + \dots + n(X_n) = T(x_1, \dots, x_n)$, т.е. $S = T$ и $K_{n-1}(x_1, \dots, x_n) = 0$. Верно и обратное утверждение. Очевидно также свойство симметричности $K_{n-1}(x_1, \dots, x_n)$.

Коэффициент рассеяния (дисперсности)

Этот коэффициент определяется как отношение общего числа видов к их среднему числу на площадке (Шенников, 1964). В современных обозначениях коэффициент записывается как:

$$q_1 = \frac{nS}{T},$$

где $S(x_1, \dots, x_n) = n(X_1 \cup X_2 \cup \dots \cup X_n)$ – число видов объединения n множеств X_1, \dots, X_n ; $T(x_1, \dots, x_n) = \sum_{i=1}^n n(X_i)$ – сумма числа элементов каждого из рассмотренных множеств; n – число сравниваемых множеств.

Численные значения данного коэффициента сложно (а зачастую и невозможно) содержательно интерпретировать. Неясно, что он измеряет – сходство или различие n множеств? Для решения этого вопроса необходимо провести нормирование коэффициента, т.е. привести его значения к интервалу $[0, 1]$ одним из двух способов:

$$Q_1 = \frac{q_1 - \min(q_1)}{\max(q_1) - \min(q_1)} \quad \text{или} \quad Q_1' = \frac{\max(q_1) - q_1}{\max(q_1) - \min(q_1)},$$

где $\min(q_1)$ – минимальное значение q_1 ; $\max(q_1)$ – максимальное значение q_1 . Очевидно, что оба коэффициента взаимно дополняют друг друга до 1, т.е. $Q_1 = 1 - Q_1'$.

Определим максимальные и минимальные значения коэффициента q_1 . Пусть все множества равны, т.е. $X_1 = X_2 = \dots = X_n = X$. Тогда $S = n(X_1 \cup X_2 \cup \dots \cup X_n) = n(X)$, $T = n \times n(X)$. В этом случае q_1 принимает минимальное значение, т.е. $\min(q_1) = 1$.

Если множества попарно не пересекаются, т.е. $X_i \cap X_j = \emptyset$; $i \neq j$; $i = 1, \dots, n$; $j = 1, \dots, n$, то $S = T$ и коэффициент q_1 принимает максимальное значение равное n , т.е. $\max(q_1) = n$.

Подставляя минимальные и максимальные значения коэффициентов в формулы Q_1 и Q_1' получаем соответственно:

$$Q_1 = \frac{\frac{nS}{T} - 1}{(n-1)T} = \frac{nS - T}{(n-1)T}, \quad Q_1' = \frac{n(T-S)}{(n-1)T}.$$

Следовательно: $Q_1 = F_0(x_1, \dots, x_n)$, $Q_1' = K_0(x_1, \dots, x_n)$,

где F_0 и K_0 – меры различия и сродства n множеств соответственно (Сёмкин, 1972 а, б).

Коэффициент нестроты сложения

Коэффициент определяется как отношение среднего числа видов на площадке к общему числу видов (Шенников, 1964). В совре-

менных обозначениях указанный коэффициент можно записать так:

$$q_2 = \frac{1}{q_1} = \frac{T}{nS}.$$

Коэффициент q_2 также называют индексом «частотного насыщения» (Миркин, Розенберг, 1983). Как отмечают Б.М. Миркин и Г.С. Розенберг, данный индекс является мерой, обратной по отношению к мере гомотопности (т.е. служит мерой гетеротопности фитоценозов). Проведем нормировку q_2 двумя способами:

$$Q_2 = \frac{q_2 - \min(q_2)}{\max(q_2) - \min(q_2)} = \frac{T-S}{(n-1)S}, \quad Q_2' = \frac{\max(q_2) - q_2}{\max(q_2) - \min(q_2)} = \frac{nS - T}{(n-1)S}.$$

В результате нормирования q_2 получили коэффициент сродства Коха и коэффициент различия, дополняющий его до единицы, т.е. $Q_2 = K_{n-1}$ и $Q_2' = F_{n-1}$ в современных обозначениях соответственно.

Мера бета-разнообразия

В современных обозначениях эта мера (Whittaker, 1960) принимает вид: $q_3 = \frac{nS}{T} - 1 = \frac{nS - T}{T}$.

Очевидна ее связь с коэффициентом q_1 : $q_3 = q_1 - 1$. Нормировка двумя способами приводит меру q_3 к мерам различия F_0 и сродства K_0 соответственно: $F_0 = \frac{nS - T}{(n-1)T}$, $K_0 = \frac{n(T-S)}{(n-1)T}$. Эти меры впервые предложены Б.И. Сёмкиным (1972 а, б) в качестве мер различия и сродства n дескриптивных множеств.

Мера сродства n дескриптивных множеств

Все рассмотренные нами выше коэффициенты и индексы оценивали сходство или различие n описаний, учитывающие только присутствие и отсутствие видов. Оказалось, что все приведенные формулы для мер сродства и различия справедливы и для сравнения n описаний, учитывающих обилие видов.

Использование дескриптивных (весовых) множеств или дескриптивных наборов (Сёмкин, 1973), входящих в формулы мер сродства, позволяет записать их в следующем виде:

$$S = m(X_1 \cup \dots \cup X_n) = \mu(x_1 \vee \dots \vee x_n),$$

$$T(X_1, \dots, X_n) = \sum_{i=1}^n m(X_i) = \sum_{i=1}^n \mu(x_i).$$

где X_1, \dots, X_n – дескриптивные множества; x_1, \dots, x_n – дескриптивные наборы (упорядоченная совокупность весов множества).

Пусть семейство дескриптивных наборов задано в виде:

$$x_1 = \langle x_{11}, \dots, x_{1r} \rangle, x_2 = \langle x_{21}, \dots, x_{2r} \rangle, \dots, x_n = \langle x_{n1}, \dots, x_{nr} \rangle,$$

где $x_{ij} \geq 0$ – неотрицательные числа ($i=1, \dots, n$; $j=1, \dots, r$). Тогда

$$\mu(x_i) = \sum_{j=1}^r x_{ij}, \quad T = \sum_{i=1}^n \mu(x_i) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^r x_{ij},$$

$$S = \mu(x_1 \vee \dots \vee x_n) = \sum_{i=1}^n \max(x_{i1}, \dots, x_{ir}).$$

Алгоритм расчета показателей T и S рассмотрим на простых примерах. Пусть задано 3 булевых набора размерностью 5.

	1	2	3	4	5
x_1	1	0	1	1	1
x_2	1	1	0	1	0
x_3	0	1	1	1	0

Найдем максимальный элемент в каждой строке и сумму элементов в каждом столбце: $T = 2+2+2+3+1 = 10$, $S = 1+1+1 = 3$.

Пусть задано 3 дескриптивных набора размерностью 5.

	1	2	3	4	5	max
x_1	2	5	4	6	7	7
x_2	1	4	3	5	6	6
x_3	2	5	3	4	5	5

$$T = 5+14+10+15+18 = 62, \quad S = 7+6+5 = 18.$$

Свойства мер сходства n дескриптивных булевых наборов

Рассмотрение совокупности предложенных коэффициентов и индексов сходства (и различия) серий описаний по качественным признакам (видовым спискам) дает возможность установить ряд свойств, необходимых для составления системы аксиом мер сходства n дескриптивных наборов. Приведем некоторые из них: 1) меры сходства ограничены минимальным значением – 0 и максимальным значением – 1; 2) меры сходства серии из n описаний (дескриптивных наборов) симметричны, т.е. не зависят от порядка сравнения описаний; 3) максимальное сходство серии описаний соответствует всем одинаковым описаниям и равно 1; 4) минимальное сходство серии описаний соответствует попарно различным описаниям, т.е. таким парам описаний, у которых нет общих видов.

Всем рассматриваемым коэффициентам и индексам присуще свойство однородности, т.е. они являются однородными функциями нулевой степени (Фихтенгольц, 1947) от S и T .

Количественная оценка обилия видов производится в шкале отношений, что позволяет суммировать эти показатели (Суппес, Зиннес, 1967). Мера сходства n описаний и мера их различия взаимно дополняют друг друга до единицы.

Система аксиом мер сходства n дескриптивных наборов

Меры сходства n дескриптивных наборов¹ удовлетворяют следующей системе аксиом:

- 1) $0 \leq K(x_1, \dots, x_n) \leq 1$ (аксиома ограниченности);
- 2) $K(x_1, \dots, x_n) = K(x_{i_1}, \dots, x_{i_n})$ (аксиома симметрии), где i_1, \dots, i_n – любая перестановка чисел $1, \dots, n$;
- 3) $K(x_1, \dots, x_n) = 0 \Leftrightarrow \underbrace{x_1 \wedge x_2 = \ominus, \dots, x_{n-1} \wedge x_n = \ominus}_{\frac{n(n-1)}{2}}$ (аксиома минимального сходства);
- 4) $K(x_1, \dots, x_n) = 1 \Leftrightarrow x_1 = \dots = x_n$ (аксиома максимального сходства);
- 5) $K(\lambda x_1, \dots, \lambda x_n) = K(x_1, \dots, x_n)$, $\lambda > 0$ (аксиома однородности).

Мера различия n дескриптивных наборов $F(x_1, \dots, x_n)$ определяется как дополнение меры сходства $K(x_1, \dots, x_n)$ до 1, т.е. $F = 1 - K$.

Эквивалентность относительных мер сходства многих переменных

Строгое определение эквивалентности мер сходства дано в работе Б.И. Сёмкина и В.И. Двойченкова (Сёмкин, Двойченков, 1973). Пусть $K_1(x_1, \dots, x_n)$ и $K_2(x_1, \dots, x_n)$ – две относительные меры сходства, определенные на $\underbrace{E \times E \times \dots \times E}_n$. Если существует монотонно воз-

растающая функция φ : $K_1 = \varphi(K_2)$, то меры K_1 и K_2 называются эквивалентными. Равносильно этому определению следующее: если $K^*(x_1, \dots, x_n) \geq K^*(y_1, \dots, y_n)$ тогда и только тогда, когда $K^{**}(x_1, \dots, x_n) \geq K^{**}(y_1, \dots, y_n)$, то $K^* \sim K^{**}$.

¹ Отношения и операции для дескриптивных наборов приведены в работах (Сёмкин, 1973; 1978; 2007).

Если K – относительная мера сходства, а F – относительная мера различия такие, что существует строго монотонная убывающая функция $K = \psi(F)$, то меры K и F называются коэквивалентными.

Классы эквивалентных мер сходства n дескриптивных множеств

Рассмотрим различные классы эквивалентных и коэквивалентных мер.

1) Класс эквивалентных мер K_τ .

$$K_\tau(x_1, \dots, x_n) = \frac{K_0(x_1, \dots, x_n)}{1 + \tau - \tau K_0(x_1, \dots, x_n)}, \text{ где } K_0(x_1, \dots, x_n) = \frac{n(T-S)}{(n-1)T}. \text{ При}$$

$\tau=0$ и $n=2$ в этот класс включается мера сходства Сёренсена, а при $\tau=1$ и $n=2$ – мера Жаккара. Графическое представление класса эквивалентных мер K_τ представлено на рис. 1, а вывод формулы приведен в Приложении.

Меры K_τ и $F_\tau = 1 - K_\tau$, соответственно, коэквивалентны.

2) Класс эквивалентных мер $K_{\tau(n)}$.

$$K_{\frac{n-2}{2}}(x_1, \dots, x_n) = \frac{2(T-S)}{T + (n-1)S}, K_{n-1}(x_1, \dots, x_n) = \frac{T-S}{(n-1)S}, K_{n-1} = \frac{K_{\frac{n-2}{2}}}{2 - K_{\frac{n-2}{2}}}.$$

При $n=2$ первый коэффициент совпадает с мерой Сёренсена, а второй – с мерой Жаккара.

3) Класс эквивалентных мер $K_\tau(P)$.

Пусть $\{P^{(1)}, \dots, P^{(n)}\}$ – семейство нормированных наборов.

$$P^{(1)} = (P_1^{(1)}, \dots, P_r^{(1)}), \dots, P^{(n)} = (P_1^{(n)}, \dots, P_r^{(n)}).$$

Мера сходства двух наборов равна:

$$E(P^{(i)}, P^{(j)}) = P_1^{(i)} \times P_1^{(j)} + \dots + P_r^{(i)} \times P_r^{(j)},$$

$$\text{где } \sum_{k=1}^r P_k^{(i)} = \sum_{k=1}^r P_k^{(j)} = 1.$$

Мера сходства семейства наборов равна:

$$K_\tau(P^{(1)}, \dots, P^{(n)}) = \frac{K_0}{1 + \tau - \tau K_0},$$

$$\text{где } K_0(P^{(1)}, \dots, P^{(n)}) = \frac{2 \sum_{j>i=1}^n E(P^{(i)}, P^{(j)})}{(n-1) \sum_{i=1}^n E(P^{(i)}, P^{(i)})}.$$

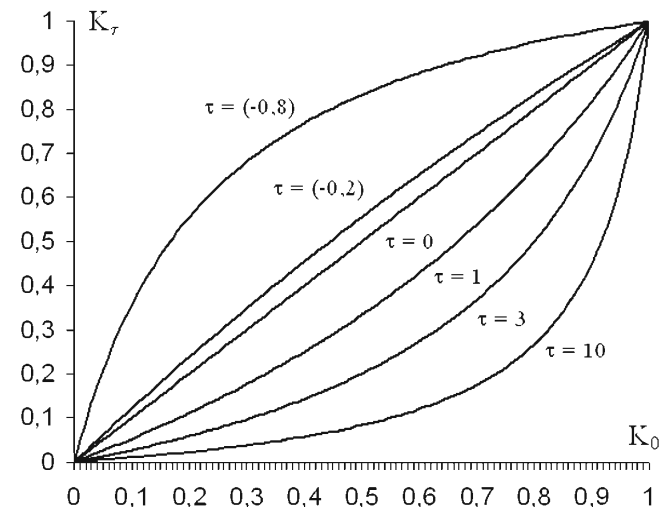


Рис. 1. Графическое выражение мер сходства τ -класса

Fig. 2. Graphical representation of affinity measures of the τ -class

Приведенная мера K_0 впервые была использована в работе Б.И. Сёмкина (Сёмкин и др., 1973).

4) Класс эквивалентных мер $K_{(\tau)}$.

$$K_{(\tau)}(x_1, \dots, x_n) = \frac{K_{(0)}(x_1, \dots, x_n)}{1 + \tau - \tau K_{(0)}(x_1, \dots, x_n)},$$

$$\text{где } K_{(0)}(x_1, \dots, x_n) = \frac{2 \sum_{j>i=1}^n m(x_i \wedge x_j)}{(n-1) \sum_{i=1}^n m(x_i)}.$$

При $n=2$ и $\tau=0$ получаем коэффициент Сёренсена, а при $\tau=1$ и $n=2$ – меру Жаккара.

Согласование эквивалентности мер сходства

При рассмотрении мер сходства n дескриптивных наборов возникает вопрос: сохраняется ли эквивалентность, установленная для мер сходства n дескриптивных множеств ($n \geq 2$) при различных n . В случае выполнения указанного условия (т.е. при сохранении эквивалентности мер при различных n) мы будем говорить, что меры согласованы в отношении их эквивалентности.

Рассмотрим участок IV субальпийского луга (Ormont). Списки видов 4 площадок этого луга приведены в работе Р. Jaccard (1901) и воспроизведены позднее в статье А.Е. Жадовского (1925). Для сравнения площадок по видовым спискам рассчитаем матрицу пересечений (табл. 2) размером 4×4 и приведем только число видов, встречающихся на каждой площадке (диагональ матрицы), и число общих видов каждой пары площадок (над диагональю матрицы).

По данным матрицы пересечений рассчитаем меры сходства Жаккара (табл. 3, над диагональю) и эквивалентные им меры Сёренсена (табл. 3, под диагональю). Определим средние значения мер сходства Жаккара и Сёренсена (по табл. 3.):

$$\bar{K}_1 = 1/6 (0,74 + 0,59 + 0,51 + 0,71 + 0,63 + 0,74) = 0,653$$

$$\bar{K}_0 = 1/6 (0,85 + 0,74 + 0,68 + 0,83 + 0,77 + 0,85) = 0,787$$

Проверим выполнимость условия эквивалентности мер для средних значений. Определим \bar{K}_0 по значениям \bar{K}_1 :

$$\bar{K}_0' = \frac{2\bar{K}_1}{1 + \bar{K}_1} = \frac{2 \times 0,653}{1 + 0,653} = 0,790.$$

Меры сходства \bar{K}_0 и \bar{K}_1 – неэквивалентны, однако их значения в нашем случае достаточно близки. Приведем 2 эквивалентные меры сходства 4 описаний, для которых отношения эквивалентности сохраняются при любом n .

Мера сходства $K_{(0)}$ и $K_{(1)}$ эквивалентны при любом n . В нашем случае:

$$K_{(0)}(x_1, x_2, x_3, x_4) = \frac{2C(x_1, x_2, x_3, x_4)}{(n-1) \times T(x_1, x_2, x_3, x_4)},$$

$$K_{(1)}(x_1, x_2, x_3, x_4) = \frac{C(x_1, x_2, x_3, x_4)}{(n-1) \times T(x_1, x_2, x_3, x_4) - C(x_1, x_2, x_3, x_4)}.$$

По матрице пересечений (табл. 2) произведем расчеты:

$C(x_1, x_2, x_3, x_4) = 23 + 19 + 18 + 23 + 22 + 23 = 128$ (сумма наддиагональных элементов); $T(x_1, x_2, x_3, x_4) = 25 + 29 + 26 + 28 = 108$ (сумма диагональных элементов); $K_{(0)}(x_1, x_2, x_3, x_4) = \frac{2 \times 128}{3 \times 108} = 0,790$;

$$K_{(1)}(x_1, x_2, x_3, x_4) = \frac{128}{3 \times 108 - 128} = 0,653.$$

Значения мер сходства \bar{K}_0 и $K_{(0)}$, а также мер сходства \bar{K}_1 и $K_{(1)}$ достаточно близки или совпадают. Очевидно, что предпочтения

Таблица 2 – Table 2

Матрица пересечения для 4 площадок субальпийского луга (Ormont)
Cross-matrix for 4 plots on the subalpine meadow (Ormont)

	1	2	3	4
1	25	23	19	18
2		29	23	22
3			26	23
4				28

Таблица 3 – Table 3

Матрица мер сходства Жаккара (над диагональю) и мер Сёренсена (под диагональю) для площадок субальпийского луга
Affinity matrix with measures of Jaccard (above) and Sorensen (under diagonal) for plots on the subalpine meadow

	1	2	3	4
1	×	0,74	0,59	0,51
2	0,85	×	0,71	0,63
3	0,74	0,83	×	0,74
4	0,68	0,77	0,85	×

следует отдавать мерам сходства $K_{(t)}$, в сравнении с мерами сходства \bar{K}_t , т.к. эквивалентные меры $K_{(t)}$ сохраняют эквивалентные отношения при любом n .

Иллюстрация методов на флористических и фитоценологических данных

Оценка сходства и различия описаний с помощью мер

При классификации растительных сообществ методом Браун-Бланке, в таблицах, характеризующих субассоциации, приводятся число описаний сообществ, число видов в каждом описании и общее число видов в субассоциации (Ахтямов, 2001). Указанные данные позволяют определить три параметра (n , S и T), на основе которых можно рассчитать меры сходства и различия n описаний. М.Х. Ахтямов (2001) для характеристики субассоциаций определяет индекс биотической дисперсии Коха (K_{n-1}) и меру разнообразия Уиттекера (I_w), используя для их расчета параметры n , S и T . С нашей точки зрения, использовать эти меры для определения сходства или различия серии описаний некорректно. Мера разнообразия Уиттекера содержит ошибку, т.к. в ее знаменателе пропущен множитель $(n-1)$. В результате, значения этой «меры» не нормированы. Индекс Коха

можно использовать только в случае сравнения одинаковых по числу описаний серий. Этот коэффициент (K_{n-1}) зависит от n , и при различных n производится расчет по разным мерам K_0, K_1, \dots, K_n , значения которых определяются в разных шкалах (рис. 1).

Проведем расчет мер сходства и различия серии описаний на основе данных по ассоциации *Salicetum udensis* (Ахтямов, 2001) (табл. 4). Содержательную интерпретацию сходства описаний сообществ можно дать только используя численные значения одной меры сходства K_0 , так как мера K_1 эквивалентна K_0 , а меры различия F_0 и F_1 коэквивалентны мерам сходства K_0 и K_1 , соответственно.

Сходство описаний, согласно мере сходства K_0 , возрастает от субассоциаций *S. u. typicum* (A_1) к субассоциации *S. u. spiraeetosum salicifoliae* (A_3), затем в субассоциациях *S. u. swidietosum* (A_4) и *S. u. caricetosum appendiculatae* (A_5) стабилизируется и резко возрастает в субассоциации *S. u. naumburgietosum thyrsoflorae* (A_6).

С помощью индекса Коха невозможно было обнаружить стабилизации численных значений сходства в ассоциациях A_4 и A_5 . Эта закономерность не вскрывается и «мерой» разнообразия Уиттекера. Следовательно, для оценки сходства серии описаний корректно использовать только одну меру сходства – K_0 или меры, эквивалентные ей, сохраняющие эквивалентность при любом $n \geq 2$.

Оценка сезонных и годовых изменений сообществ

При исследовании сезонных и годовых изменений видового разнообразия высокотравных сообществ Камчатки было установлено, что в сложившемся сообществе при естественном его развитии видовое разнообразие изменяется в течение сезона в одном и том же направлении каждый год. Численные значения разнообразия, полученные с помощью различных мер в одно и то же время каждого года, были близки (Сёмкин и др., 1973). Эта закономерность была подтверждена с помощью меры сходства n описаний ($K_0(P)$). На основе полученных данных (табл. 5) проведем расчеты мер сходства серии фитоценологических описаний с учетом показателей обилия видов, как в сыром виде, так и в процентном отношении.

Расчеты производим по формулам: $K_0 = \frac{n(T-S)}{(n-1)T}$, причем меры

сходства рассчитываются по сырому весу ($K_0(A_1, A_2, A_3), K_0(B_1, B_2, B_3), K_0(C_1, C_2, C_3)$) и по долевого участию видов: ($K_0(A'_1, A'_2, A'_3),$

$K_0(B'_1, B'_2, B'_3), K_0(C'_1, C'_2, C'_3)$), и $K_{(0)} = \frac{2C}{(n-1)T} = \frac{C}{T}$, всего 6 зна-

Таблица 4 – Table 4

Оценка компонентов видового разнообразия сообществ субассоциаций ассоциации *Salicetum udensis* (по: Ахтямов, 2001)

Estimation of species diversity parameters in subassociations of the association *Salicetum udensis* (after: Ахтямов, 2001)

Показатели	Субассоциации					
	A ₁	A ₂	A ₃	A ₄	A ₅	A ₆
Общее число (S) видов	18	35	42	49	27	24
Сумма числа видов каждого из описаний (T)	36	114	106	115	59	56
Число описаний (n)	5	7	6	8	5	3
Мера сходства n описаний K ₀	0,62	0,81	0,72	0,66	0,68	0,86
Мера сходства n описаний K ₁	0,46	0,68	0,57	0,49	0,51	0,75
Мера различия n описаний F ₀	0,38	0,19	0,27	0,34	0,32	0,14
Мера различия n описаний F ₁	0,54	0,32	0,43	0,51	0,49	0,25
Индекс биотической дисперсии Коха K _{n-1}	0,24	0,38	0,30	0,19	0,30	0,66
Мера β-разнообразия Уиттекера I _w	1,50	1,15	1,38	2,41	1,29	0,29

Примечание – Note. A₁ – *S. u. typicum*; A₂ – *S. u. impatientosum noli-tangerii*; A₃ – *S. u. spiraeetosum salicifoliae*; A₄ – *S. u. swidietosum*; A₅ – *S. u. caricetosum appendiculatae*; A₆ – *S. u. naumburgietosum thyrsoflorae*

Таблица 5 – Table 5

Изменения значений фитомассы растений высокотравного сообщества на Камчатке

Changes in plant biomass in tallherb community in Kamchatka

Виды	Измерения биомассы (сырой вес, ц/га) по сезонам								
	A ₁	B ₁	C ₁	A ₂	B ₂	C ₂	A ₃	B ₃	C ₃
<i>Filipendula kamtschatica</i>	75,7 (0,804)	143,6 (0,556)	156,2 (0,569)	91,4 (9,803)	178,4 (0,570)	190,1 (0,553)	85,2 (0,802)	178,4 (0,573)	178,2 (0,546)
<i>Heracleum dulce</i>	8,9 (0,095)	22,9 (0,089)	26,7 (0,97)	10,2 (0,090)	24,5 (0,078)	32,4 (0,094)	9,7 (0,091)	23,1 (0,079)	30,0 (0,192)
<i>Senecio cannabifolius</i>	3,2 (0,034)	69,6 (0,270)	51,3 (0,187)	5,4 (0,047)	75,1 (0,240)	79,4 (0,231)	4,8 (0,045)	67,3 (0,230)	77,2 (0,236)
<i>Antriscus aemula</i>	6,3 (0,067)	22,0 (0,085)	40,3 (0,147)	6,8 (0,060)	35,2 (0,112)	42,0 (0,122)	6,5 (0,061)	34,4 (0,118)	41,1 (0,126)
Сумма	94,1	258,1	274,5	113,8	313,2	343,9	106,2	303,2	326,5

Примечание – Note. Сезоны (seasons): A₁ – 16.6.1966; B₁ – 6.7.1966; C₁ – 19.8.1966; A₂ – 16.6.1967; B₂ – 6.7.1967; C₂ – 19.8.1967; A₃ – 16.6.1968; B₃ – 6.7.1968; C₃ – 19.8.1968. В скобках указаны доли фитомассы (The proportion of biomass is in parentheses).

Таблица 6 – Table 6

Матрица сходства для 3 дескриптивных наборов, оценивающих неизменность видовой структуры высокотравных сообществ Камчатки в течение 3 лет

Affinity matrix for 3 descriptive sets showing the constancy of species composition in tall herb communities in Kamchatka over a 3-year period

Мера сходства	T	S	C	Численное значение меры сходства
$K_0 (A_1, A_2, A_3)$	314,1	113,8	–	0,957
$K_0 (A'_1, A'_2, A'_3)$	3	1,013	–	0,994
$K_0 (B_1, B_2, B_3)$	863,4	113,2	–	0,956
$K_0 (B'_1, B'_2, B'_3)$	3	1,050	–	0,975
$K_0 (C_1, C_2, C_3)$	944,9	343,9	–	0,954
$K_0 (C'_1, C'_2, C'_3)$	3	1,009	–	0,996
$K_{(0)} (A_1, A_2, A_3)$	314,1	–	294,4	0,937
$K_{(0)} (A'_1, A'_2, A'_3)$	3	–	2,889	0,963
$K_{(0)} (B_1, B_2, B_3)$	863,4	–	808,3	0,936
$K_{(0)} (B'_1, B'_2, B'_3)$	3	–	2,898	0,966
$K_{(0)} (C_1, C_2, C_3)$	944,9	–	875,5	0,927
$K_{(0)} (C'_1, C'_2, C'_3)$	3	–	2,971	0,990

чений мер. Результаты расчетов (на основе таблицы 5) сведены в таблице 6, данные которой позволяют сделать вывод о том, что наиболее высокие значения показали меры сходства K_0 и $K_{(0)}$, рассчитанные по долям, причем хорошие результаты показали обе меры. В целом, можно отметить, что правомерно использовать каждую из мер K_0 и $K_{(0)}$.

Анализ свойств мер сходства n дескриптивных наборов различных классов эквивалентности позволил выделить две меры сходства – одну из класса K_τ и одну из класса $K_{(\tau)}$ при $\tau=0$. Этими мерами (K_0 и $K_{(0)}$) вполне можно обойтись и при оценке сходства, как булевых, так и весовых дескриптивных наборов.

ЛИТЕРАТУРА

Алехин В.В. Фитосоциология (учение о растительных сообществах) и ее последние успехи у нас и на Западе // Методика геоботанических исследований. Л.; М.: Пучина, 1925. С. 7-95.
 Андреев В.Л. Классификационные построения в экологии и систематике. М.: Наука, 1980. 142 с.
 Ахтямов М.Х. Ценотаксономия прирусловых ивовых и ивово-тополевых и уремных лесов поймы реки Амур. Владивосток: Дальнаука, 2001. 138 с.

Быков Б.А. Экологический словарь. Алма-Ата: Наука, 1983. 216 с.
 Василевич В.И. Статистические методы в геоботанике. Л.: Наука, 1969. 232 с.
 Воронов А.Г. Геоботаника. М.: Высш. школа, 1973. 384 с.
 Грейг-Смит П. Количественная экология растений. М.: Мир, 1967. 360 с.
 Жадовский А.Е. Метод Жаккара (Jaccard) в изучении растительных сообществ // Методика геоботанических исследований. Л.; М.: Пучина, 1925. С. 97-117.
 Константинов А.С. Использование теории множеств в биогеографическом и экологическом анализе // Успехи соврем. биол. 1969. Т. 67, вып. 1. С. 99-108.
 Миркин Б.М., Розенберг Г.С. Толковый словарь современной фитоценологии. М.: Наука, 1983. 134 с.
 Миркин Б.М., Розенберг Г.С., Наумова Л.Г. Словарь понятий и терминов современной фитоценологии. М.: Наука, 1989. 223 с.
 Мэгарран Э. Экологическое разнообразие и его измерение. М.: Мир, 1992. 184 с.
 Песенко Ю.А. Принципы и методы количественного анализа в фаунистических исследованиях. М.: Наука, 1982. 287 с.
 Сёмкин Б.И. Дескриптивные множества и их приложения // Исследование систем. Т. 1. Анализ сложных систем. Владивосток: ДВНЦ АН СССР, 1973. С. 83-94.
 Сёмкин Б.И. Количественная оценка дифференцирующего разнообразия для целей сравнительного анализа растительных сообществ и их классификации // Классификация и динамика лесов Дальнего Востока. Владивосток: Дальнаука, 2001. С. 286-287.
 Сёмкин Б.И. Количественные показатели для оценки односторонних флористических связей, предложенных Б.А. Юрцевым // Ботан. журн. 2007. Т. 92, №4. С. 114-127.
 Сёмкин Б.И. Об аксиоматическом подходе определению мер различия и квазиразличия на семействах множеств // Информационные методы в системах управления измерения и контроля. Владивосток: ДВНЦ АН СССР, 1972 а. Т.1. С. 23-26.
 Сёмкин Б.И. Общие принципы введения мер различия, сходства и разнообразия в биоценологии // Принципы и методы экспериментального изучения растительных сообществ. Л.: Наука, 1972 б. С. 12-16.
 Сёмкин Б.И. Основы методов систематизации географических данных // Математические методы в экологии и географии. Владивосток: ДВНЦ АН СССР, 1978. С. 3-11.
 Сёмкин Б.И., Двойченко В.И. Об эквивалентности мер сходства и различия // Исследование систем. Анализ сложных систем. Владивосток: ДВНЦ АН СССР, 1973. Т.1. С. 95-104.

- Сёмкин Б.И., Степанова К.Д., Щербова М.А. Влияние скашивания на видовую структуру крупнотравного сообщества на Камчатке // Ботан. журн. 1973. Т. 58, № 5. С. 665-670.
- Суплес П., Зиннес Д. Основы теории измерений // Психологические измерения. М., 1967. С. 9-110.
- Уиттекер Р. Сообщества и экосистемы. М.: Прогресс, 1980. 327 с.
- Фёдоров В.Д. О методах изучения фитопланктона и его активности. М.: МГУ, 1979. 168 с.
- Фихтенгольц Г.М. Курс дифференциального и интегрального исчисления. М.; Л.: Гостехиздат, 1947. Т. 1. 692 с.
- Чернов Ю.И. О некоторых индексах, используемых при анализе структуры животного населения суши // Зоол. журн. 1971. Т. 50, вып. 7. С. 1079-1091.
- Шенников А.П. Введение в геоботанику. Л.: ЛГУ. 1964. 447 с.
- Greig-Smith P. Quantitative plant ecology. 2nd ed. London: Butterworths, 1964. 242 p.
- Jaccard P. Nouvelles recherches sur la distribution florale // Bull. Soc. Vaudoise sci. Natur. 1908. Vol. 44. Bd 140. S. 223-270.
- Koch L.F. Index of biotal dispersity // Ecology. 1957. Vol. 38, N 1. P. 145-148.
- Whittaker R.H. Vegetation of the Siskiyou Mountains, Oregon and California // Ecol. Monogr. 1960. N 30. P. 279-338.

ПРИЛОЖЕНИЕ

Вывод формулы
$$K_{\tau}(x_1, \dots, x_n) = \frac{K_0(x_1, \dots, x_n)}{1 + \tau - \tau K_0(x_1, \dots, x_n)}.$$

Рассмотрим дробно-линейные функции от значений T и S , т.е.

$$K(T, S) = \frac{\alpha_1 T + \alpha_2 S + \alpha_3}{\beta_1 T + \beta_2 S + \beta_3}, \quad \beta_1 + \beta_2 \neq 0.$$

Из аксиомы однородности следует, что $\alpha_3 = \beta_3 = 0$. Определим минимальные и максимальные значения K :

$$K_{\min} = \frac{\alpha_1 + \alpha_2}{\beta_1 + \beta_2} \quad (\text{при } T = S), \quad K_{\max} = \frac{n\alpha_1 + \alpha_2}{n\beta_1 + \beta_2} \quad (\text{при } T = nS, n \geq 2).$$

$$\text{Тогда } K_{\tau} = \frac{K - K_{\min}}{K_{\max} - K_{\min}} = \frac{(n\beta_1 + \beta_2)(T - S)}{(n-1)(\beta_1 T + \beta_2 S)} = \frac{K_0}{1 + \tau - \tau K_0},$$

где $K_0 = \frac{n(T - S)}{(n-1)T}$, $\tau = \frac{(n-1)\beta_2}{n\beta_1 + \beta_2}$, $\tau > -1$ (последнее условие следует из неравенства $K < 1$).

СОДЕРЖАНИЕ

Цвелев Н.Н., Пробатова Н.С. Роды <i>Elymus</i> L., <i>Elytrigia</i> Desv., <i>Agropyron</i> Gaertn., <i>Psathyrostachys</i> Nevski и <i>Leymus</i> Hochst. (<i>Poaceae: Triticeae</i> во флоре России	5
Омелько А.М., Якубов В.В., Бакалин В.А., Великанов А.В., Черданцева В.Я., Скирина И.Ф., Яковлева А.Н., Крестов П.В. Растительный покров Ланжинских гор (Охотия)	103
Нюшко Т.И. Печеночники средних и северных Курильских островов: острова Симушир, Кетой, Распуа, Шиашкотан, Онекотан	164
Старченко В.М., Борисова И.Г. Флора и растительность рудника «Березитовый» и его окрестностей	183
Сёмкин Б.И., Горшков М.В. Об оценке сходства и различия в серии флористических и фитоценологических описаний	203

CONTENTS

Tsvelev N.N., Probatova N.S. The genera <i>Elymus</i> L., <i>Elytrigia</i> Desv., <i>Agropyron</i> Gaertn., <i>Psathyrostachys</i> Nevski and <i>Leymus</i> Hochst. (<i>Poaceae: Triticeae</i>) in flora of Russia	5
Omelko A.M., Yakubov V.V., Bakalin V.A., Velikanov A.V., Cherdantseva V.Ya., Skirina I.F., Yakovleva A.N., Krestov P.V. Plant cover of the mountains Langinskiye Gory (Okhotia)	103
Nyushko T.I. Liverworts of the Middle and Northern Kuril Islands: Simushir, Ketoi, Rasshua, Shiashkotan and Onekotan	164
Starchenko V.M., Borisova I.G. Flora and vegetation of mine Berezitovy and neighboring territories	183
Semkin B.I., Gorshkov M.V. On estimation of similarity and dissimilarity in series of floristic and phytocenotic lists	203