БИОЛОГИЯ ВНУТРЕННИХ ВОД, 2026, том 19, № 6, с. 1437–1441

КРАТКИЕ СООБЩЕНИЯ

УДК 574.5

МЕДИАННАЯ ОЦЕНКА ЗНАЧИМОСТИ ТАКСОНА В КОЛИЧЕСТВЕННЫХ ГИДРОБИОЛОГИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЯХ

© 2026 г. М. В. Астахов[a, *]

[a]*Федеральный научный центр биоразнообразия наземной биоты Восточной Азии Дальневосточного отделения Российской академии наук, Владивосток, Россия*

**e-mail: mvastakhov@mail.ru*

Поступила в редакцию 18.12.2025 г.
После доработки 12.02.2026 г.
Принята к публикации 19.02.2026 г.

Медиана рангов, присваиваемых таксону отдельно по каждому из показателей, используемых для характеристики степени его представленности в биоценозе, может быть принята в качестве рутинной меры значимости таксона в гидробиологических исследованиях. Этот подход снимает необходимость применения арифметических операций, что исключает теоретические ошибки, связанные со способами расчета многих комплексных индексов. Еще одно преимущество такого подхода – обеспечение несмещенного вклада исходных показателей, характеризующихся разными числовыми диапазонами.

Ключевые слова: встречаемость, биомасса, численность, комплексные индексы

DOI: 10.7868/S3034522726060178

Значимость таксона (чаще на уровне вида) определяется степенью его участия в функционировании биоценоза. В естественных условиях "установить истинную функциональную роль" таксона трудно, поэтому о его значимости "в первом приближении" судят по показателям количественного развития (Митропольский, Мордухай-Болтовской, 1975). При этом "основополагающие" количественные показатели – численность, биомасса и частота встречаемости (Шитиков и др., 2005) востребованы при создании комплексных (составных) индексов, которые используются в качестве косвенных оценок биоценотической значимости таксона. Отмечено, что по отдельности перечисленные показатели не в состоянии "достаточно полно охарактеризовать роль вида в биоценозе" (Митропольский, Мордухай-Болтовской, 1975), характеризуют ее "слишком односторонне" (Осипов, 2021) и, более того, способны ввести в заблуждение, став причиной "ошибочной интерпретации" (Cortés, 1998). В разных источниках эти показатели могут быть обозначены разными буквенными символами. Например, численность – как N и A, биомасса – как B и W, а встречаемость – как P и F. В случае использования относительных величин к буквенному символу добавляют знак процента %. Факт, что данный показатель относится к определенному таксону (i) или к выборке/сообществу в целом (s), подчеркивают добавлением подстрочных знаков $_i$ или $_s$. Для сокращения объема настоящего сообщения, независимо от того какой буквой показатель обозначен в первоисточнике, мы будем обозначать численность (плотность распределения) буквой N, биомассу (массу) – буквой B, частоту встречаемости (доля проб, в которых присутствуют особи данного таксона) – буквой P. Если в первоисточнике сказано о включении в индекс средних величин показателя, то они будут обозначены надбуквенной чертой, например, $\overline{N}$, $\overline{B}$.

В ходе конструирования комплексных индексов исходные показатели связывают посредством обычных арифметических операций – умножения, деления, суммирования, извлечения корня. Математический смысл итоговых величин не всегда ясен, хотя попытки придерживаться строгого подхода известны. Так, вычисление ряда комплексных индексов дает среднее геометрическое исходных характеристик, благодаря чему результат вычислений "приобретает определенный математический смысл" (Арнольди, 1949). Например: $(\%B \times \%P)^{1/2}$ (Богоров, 1934), $(B \times N)^{1/2}$ (Зенкевич, Брацкая, 1937), $(\overline{B} \times \%P)^{1/2}$ (Мордухай-Болтовской, 1937), $(\overline{B} \times \overline{N} \times \%P)^{1/3}$ (Арнольди, 1949), $(\%N \times \%P)^{1/2}$ (Пирожников, 1955), $(N \times \%P)^{1/2}$ (Петров, 1961), $((B_i/B_s) \times (N_i/N_s))^{1/2}$ (Батурина, 2015). По сравнению с численностью и особенно встречаемостью, биомасса варьирует в гораздо большем диапазоне, поэтому может оказывать завышающее влияние на величину индекса. Для сглаживания такого эффекта были предложены другие варианты расчета: $(\%P \times \overline{B}^{1/2})^{1/2}$ (Мордухай-Болтовской, 1939),

$\%P \times (B \times N)^{1/2}$ (Арнольди, 1941), $\%P \times \overline{B}^{1/2}$ (Мордухай-Болтовской, 1948).

Большинство создателей перечисленных индексов для их наименования использовали словосочетание “индекс плотности”, что становится причиной ошибок цитирования, если в какой-либо более поздней работе авторство индекса не указано, но дано его название, формула или словесное описание. Таким образом, например, индекс плотности Л.А. Зенкевича и В.А. Броцкой (1937) описан в справочнике И.И. Дедю (1989). В результате В.К. Шитиков и соавт. (2005), применяя формулу $(B \times N)^{1/2}$ данного индекса, ссылаются на И.И. Дедю, а не на Л.А. Зенкевича и В.А. Броцкую. В то же время эти авторы (Шитиков и др., 2005) приводят любопытное обобщение названного индекса и “индекса доминирования” А. Ковнацкого ($D_i = P_i \times 100 \times N_i/N_s$; Kownacki, 1971), а именно: $P_i \times 100 \times (B_i \times N_i)^{1/2} / (B_s \times N_s)^{1/2}$.

Важно, что индекс плотности Л.А. Зенкевича и В.А. Броцкой (1937) можно записать как $B^{0.5} \times N^{0.5}$. В такой интерпретации данный индекс рассматривают как упрощение одной из первых формул расчета потока энергии через популяцию ($a \times B^{0.46} \times N^{0.54}$; Виленкин, 1965), если удельная интенсивность дыхания (константа a) принята равной единице (Денисов, 1972; Денисенко и др., 2006). Опираясь на факт, что для оценки потока энергии более корректными степенными коэффициентами при B и N являются 0.75 и 0.25 соответственно (Виленкин, Виленкина, 1979), Н.В. Денисенко и соавт. (2006) разработали собственный “индекс значимости”: $P_i \times (\overline{B}_i^{0.75} \times \overline{N}_i^{0.25})$.

Как и другие индексы, применяемые в биологии, комплексные индексы значимости время от времени подвергаются критике. Однако высказываемые замечания чаще имеют декларативный характер, без разъяснения сущности проблемы, и в целом сводятся к пересказам мнения, что комплексные индексы произвольны, эклектичны и не имеют под собой строгой теоретической основы. Самое цитируемое из этих замечаний приписывают Дж.М. Ламберу и М.Б. Дейлу (Lambert, Dale, 1964), которые якобы оценивали такие индексы как “представляющие псевдонаучную форму приведения данных” (Василевич, 1969; Песенко, 1982; Шитиков и др., 2005). Но на самом деле словосочетание “псевдонаучная форма” – это ошибка перевода на русский язык словосочетания “pseudo-quantitative form” (“псевдоколичественная форма”) из предложения, в котором Дж.М. Ламбер и М.Б. Дейл критикуют использование ботаниками шкал покрытия–обилия. Тем не менее эти авторы отметили, что “в теоретическом плане мало что можно сказать в пользу” составных критериев. В качестве примера они привели фитоценотический “индекс значимости” Кертиса (Curtis, McIntosh, 1951), известный под аббревиатурой *IVI* (“importance value index”), и вычисляемый как сумма неаддитивных величин – а именно процентов от разных оснований – относительной частоты встречаемости, относительной плотности распределения и относительного покрытия. Действительно, прямое суммирование процентов имеет смысл только, если они получены от одного и того же основания (исходного числа). Бессмысленное с теоретических позиций суммирование процентов от разных оснований можно видеть также в формулах, используемых при оценке значимости кормовых объектов в составе диет животных. Это касается фактического аналога *IVI* – индекса с названием “абсолютная значимость” *AI* (“absolute importance”), в котором относительное покрытие заменено на относительную массу: $AI = \%P + \%N + \%B$ (George, Hadley, 1979), “индекса относительной значимости” *IRI* (“index of relative importance”): $IRI = \%P \times (\%N + \%B)$ и модификаций последнего (Hart et al., 2002; Brown et al., 2012). На наш взгляд, скорректировать эти формулы просто: достаточно вместо суммы процентов рассчитывать их среднее взвешенное. Вместо операции сложения процентов, кроме того, можно применять операцию умножения, но прежде следует путем деления на 100 перевести проценты в доли единицы. В случае умножения тоже могут возникнуть критические вопросы, в частности, “что мы получаем, умножив, например, встречаемость на вес?” (Василевич, 1969). Или: что объясняет полученная таким образом величина? Однако стоит помнить, что цель построения комплексных индексов – не объяснение чего бы то ни было, а простая оценка на основе градиента получаемых значений. Чем больше величина – тем выше значимость (Батурина, Новаковский, 2025).

На практике препятствием к применению комплексных индексов является то, что из разных сочетаний исходных простых показателей могут быть рассчитаны одинаковые значения итоговых величин (Работнов, 1963; Грейг-Смит, 1967). Если такие равные величины будут получены для нескольких самых “значимых” таксонов, какой из них считать первостепенным? Тот, который чаще встречается? Или тот, у которого больше биомасса? Впрочем, аналогичное затруднение возможно и при оценке непосредственно по исходным показателям – встречаемости, биомассе, численности. С точки зрения статистического анализа любопытно замечание о маловероятности того, что какой-либо из методов расчета может дать более точный индекс, поскольку все они “смешивают” как минимум два “источника ошибок и вариабельности” (Hyslop, 1980). Понятно, что под “источниками” подразумеваются исходные показатели.

Из представленной выше вводной части нашего сообщения следует, что основной теоретической

проблемой конструирования комплексных индексов является ошибочный выбор способа связывания исходных показателей.

Цель настоящей работы – исследовать возможности комплексного оценивания значимости с учетом разных исходные показателей при исключении необходимости связывать их посредством арифметических операций. Предположительно, такую возможность даст перевод исходных показателей из шкалы отношений в шкалу рангов. Поэтому в качестве оценки значимости будет использована медиана рангов, которые можно присвоить таксону в соответствии с учтенной величиной количественного выражения каждого из характеризующих его исходных показателей. Фундаментальная концепция подходов к подобному применению медианы не нова (Орлов, 2006; Халафян, 2011), однако в области гидробиологии остается без должного внимания.

Адаптированный нами алгоритм реализации указанной концепции дает медианную оценку (МО) значимости таксона. Состоит он в следующем. Предварительно подготавливают три таблицы – по количеству исходных показателей (встречаемость, биомасса, численность). В строки первых столбцов этих таблиц вносят названия оцениваемых таксонов, располагая их в порядке убывания соответствующих им значений каждого показателя (второй столбец). Упорядоченным таким образом значениям каждого показателя присваивают ранговые номера (третий столбец): максимальному значению – ранг 1, следующему по величине – ранг 2 и т.д. В случаях одинаковых значений действуют по общепринятой схеме: таким значениям присваивают один и тот же ранговый номер, найденный как медиана их номеров в данном упорядоченном ряду. Например, для упорядоченного ряда значений 9, 7, 7, 7, 4 результат присвоения рангов такой: 1, 3, 3, 3, 5.

Затем подготавливают оценочную таблицу. Первый столбец оценочной таблицы будет содержать названия целевых таксонов, следующие три столбца – соответствующие этим таксонам ранговые номера из трех предварительных таблиц. В заключительный столбец оценочной таблицы вносят МО – итоговые оценки значимости. МО определяется как медиана рангов, присвоенных таксону отдельно по каждому показателю, и служит мерой их обобщения. Отметим, что согласно теории измерений, обобщение рангов посредством среднего арифметического является ошибочной практикой (Stevens, 1946; Орлов, 2006). Благодаря использованию только трех исходных мер (встречаемость, биомасса, численность), найти медиану просто. В таком случае процесс сводится к визуальному поиску ранга, номер которого “лежит” между номерами двух других рангов, присвоенных таксону. Например, в представленной оценочной таблице (табл. 1) для таксона *Eugyrioides adriaticus* медианой рангов 11 (P_r), 9 (B_r), 12 (N_r) будет 11, а для таксона *Modiolula phaseolina* медианой рангов 1, 1, 1 – 1. Важно подчеркнуть, что здесь оценочная таблица дополнена столбцами со значениями исходных показателей. Это сделано для наглядности и лучшего восприятия методики. Для сопоставления этот пример таблицы включает также колонки с результатами расчетов трех “трехпараметрических” индексов значимости (Арнольди, 1949; Шитиков и др., 2005; Денисенко и др., 2006), которые условно обозначены как I_1, I_2, I_3. Разумеется, в стандартной оценочной таблице (см. описание выше) дополнительных столбцов нет.

Из табл. 1 видно, что ранжирование нивелирует различия числовых диапазонов разных исходных показателей, т.е. обеспечивает равнозначный вклад последних в медианную оценку. В этом преимущество рассматриваемого подхода. Результаты расчета трех ранее описанных индексов значимости и МО в целом совпадают. Здесь сортировка таксонов проведена по МО. При сортировке отдельно по каждому индексу некоторые таксоны меняли положение относительно друг друга, но при этом оставались в пределах рангов, присвоенных согласно медианной оценке. Исключением стало смещение таксона *Nephtys hombergii* (МО = 9) в позицию между рангами 10 и 11 в случае сортировки по индексу Л.В. Арнольди (1949). Числовые эксперименты, проведенные нами, подтвердили рабочую гипотезу, что причина – занижение роли показателя встречаемости при вычислении данного индекса. Стремясь придать строгий математический смысл этому индексу, Л.В. Арнольди (1949) построил его в виде формулы среднего геометрического: ввел произведение трех исходных мер под знак корня 3-й степени. Однако, как показали наши эксперименты, на практике такое решение дает менее корректные результаты, нежели индекс, предложенный Л.В. Арнольди ранее: произведение частоты встречаемости на среднее геометрическое биомассы и численности (Арнольди, 1941). Также более адекватными оказались индексы, построенные В.К. Шитиковым с соавт. (2005) и Н.В. Денисенко с соавт. (2006). При вычислении этих индексов мера встречаемости тоже не подвергается преобразованиям, снижающим ее результирующий вклад. Разумеется, извлечение корня снижает роль и биомассы с численностью, однако по сравнению с диапазоном частоты встречаемости, диапазоны значений, принимаемые этими двумя показателями многократно шире, что благоприятствует сохранению влияния последних. При конструировании комплексных индексов значимости использование нетрансформированной меры встречаемости важно еще и потому, что данный показатель отражает ряд ценных характеристик, – например, характер пространственного и сезонного распределения таксона,

Таблица 1. Пример определения медианной оценки значимости и результаты расчета трех комплексных индексов*

Таксон	P	P_r	$\overline{B}$	B_r	$\overline{N}$	N_r	МО	I_1	I_2	I_3
Modiolula phaseolina	1	1	110.8	1	1958	1	1	60.1	83.7	227
Molgula euprocta	0.9	2	12.5	2	72	2	2	9.3	4.9	17.4
Abra alba	0.85	3	2.1	5	38	5	5	4.1	1.4	3.7
Terebellides stroemii	0.6	5	1.9	6	63	3	5	4.2	1.2	2.7
Papillicardium simile	0.6	5	3.3	3	28	6	5	3.8	1.0	3.4
Amphiura stepanovi	0.6	5	0.3	10	21	7	7	1.6	0.3	0.5
Melinna palmata	0.35	8	1.4	7	59	4	7	3.1	0.6	1.2
Pachycerianthus solitarius	0.3	9	1	8	5	8	8	1.1	0.1	0.4
Nephtys hombergii	0.4	7	0.2	12	4	9	9	0.7	0.1	0.2
Mytilus galloprovincialis	0.05	11	3.2	4	3	10	10	0.8	<0.1	0.2
Synapta hispida	0.05	11	0.25	11	2	11	11	0.3	<0.1	<0.1
Eugyrioides adriaticus	0.05	11	0.5	9	1	12	11	0.3	<0.1	<0.1

Примечание. P – частота встречаемости (доли единицы), $\overline{B}$ – средняя биомасса (г/м^2), $\overline{N}$ – средняя численность (экз./м^2); P_r, B_r, N_r – ранги таксонов по показателям встречаемости, биомассы, численности; I_1, I_2 и I_3 – результаты расчета индексов даны согласно Л.В. Арнольди (1949), В.К. Шитикову с соавт. (2005) и Н.В. Денисенко с соавт. (2006) соответственно; МО – медианная оценка значимости. *Первичные данные (результаты обработки 20 проб) заимствованы из статьи Л.В. Арнольди (1941).

его приуроченность к определенным условиям среды, редок он или обычен (Богоров, 1934; Иоганзен, Файзова, 1978; Баканов, 2005). В случаях равной численности или биомассы особей разных таксонов “бóльшее влияние на сообщество” оказывает тот, который встречается “в большем количестве проб” (Баканов, 2005).

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Представленный нами пример свидетельствует, что определение медианных оценок значимости на основе ранжирования способствует сохранению баланса между влиянием разных исходных показателей и гарантирует равноценность вклада каждого из них в конечный результат. Использование только трех исходных показателей исключает необходимость применения арифметических операций, что снижает вероятность ошибок теоретического характера. Таким образом, алгоритм определения медианной оценки значимости таксона можно рекомендовать в качестве стандартной рутинной процедуры при проведении количественных гидробиологических исследований.

ФИНАНСИРОВАНИЕ

Работа выполнена в рамках государственного задания Министерства науки и высшего образования Российской Федерации (тема № 124012400285–7).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Арнольди Л.В. 1941. Материалы по количественному изучению зообентоса в Черном море // Тр. ЗИН АН СССР. Т. 7. Вып. 2. С. 94.

Арнольди Л.В. 1949. Материалы по количественному изучению зообентоса Черного моря. II. Каркинитский залив // Тр. Севастопольской биол. ст. Т. 7. С. 127.

Баканов А.И. 2005. Количественная оценка доминирования в экологических сообществах // Количественные методы экологии и гидробиологии (Сборник научных трудов, посвященный памяти А.И. Баканова). Тольятти: СамНЦ. С. 37.

Батурина Н.С. 2015. Сообщества донных беспозвоночных водотоков северного Алтая и западного Саяна: Дис. ... канд. биол. наук: 03.02.04. Новосибирск. 200 с.

Батурина М.А., Новаковский А.Б. 2025. Видовая структура сообществ малощетинковых червей (Oligochaeta, Annelida) в верховьях рек Печоры и Вычегды: сравнительный анализ фауны // Биология внутр. вод. № 3. С. 477. https://doi.org/10.31857/S0320965225030086

Богоров В.Г. 1934. Инструкция по сбору и обработке материалов по исследованию питания планктоядных рыб. М.: ВНИРО.

Василевич В.И. 1969. Статистические методы в геоботанике. Л.: Наука.

Виленкин Б.Я. 1965. Об интерпретации данных количественных сборов бентоса // Океанология. Т. 5. Вып. 1. С. 128.

Виленкин Б.Я., Виленкина М.Н. 1979. Дыхание водных беспозвоночных // Итоги науки и техники. Сер. Зоология беспозвоночных. М.: ВИНИТИ.

Грейг-Смит П. 1967. Количественная экология растений. М.: Мир.

Дедю И.И. 1989. Экологический энциклопедический словарь. Кишинев: Главная редакция Молдавской Советской Энциклопедии.

Денисенко Н.В., Денисенко С.Г., Фролов А.А. 2006. Зообентос Горла и Воронки Белого моря: структура и особенности распределения в прибрежье Кольского полуострова // Морские беспозвоночные Арктики, Антарктики и Субантарктики (Исследования фауны морей. Т. 56(64)). СПб.: Зоол. ин-т РАН. С. 15.

Денисов Н.Е. 1972. Некоторые вопросы методики водолазных исследований донных сообществ // Океанология. Т. 12. Вып. 5. С. 884.

Зенкевич Л.А., Броцкая В.А. 1937. Материалы по экологии руководящих форм бентоса Баренцова моря // Уч. зап. МГУ. Зоология. Вып. 13. № 3. С. 203.

Иоганзен Б.Г., Файзова Л.В. 1978. Об определении показателей встречаемости, обилия, биомассы и их соотношения у некоторых гидробионтов // Элементы водных экосистем (Тр. Всесоюз. гидробиол. об-ва. Т. 22). М.: Наука. С. 215.

Митропольский В.И., Мордухай-Болтовской Ф.Д. 1975. Макробентос // Методика изучения биогеоценозов внутренних водоемов. М.: Наука. С. 158.

Мордухай-Болтовской Ф.Д. 1937. Состав и распределение бентоса в Таганрогском заливе // Работы Доно-Кубанской науч. рыбохоз. станции. Вып. 5. С. 3.

Мордухай-Болтовской Ф.Д. 1939. О годовых изменениях в бентосе Таганрогского залива // Зоол. журн. Т. 18. Вып. 6. С. 989.

Мордухай-Болтовской Ф.Д. 1948. Распределение бентоса в дельте Днепра // Зоол. журн. Т. 27. Вып. 5. С. 421.

Орлов А.И. 2006. Прикладная статистика. М.: Экзамен.

Осипов С.В. 2021. Значимость вида в биоценозе, классе биоценозов, районе: обзор комплексных индексов // Изв. РАН. Серия биол. № 3. С. 321. https://doi.org/10.31857/S0002332921030103

Песенко Ю.А. 1982. Принципы и методы количественного анализа в фаунистических исследованиях. М.: Наука.

Петров К.М. 1961. Биоценозы рыхлых грунтов черноморской части подводного склона Таманского полуострова // Зоол. журн. Т. 40. Вып. 3. С. 318.

Пирожников П.Л. 1955. Питание и пищевые отношения рыб в эстуарных районах моря Лаптевых // Вопр. ихтиологии. Вып. 3. С. 140.

Работнов Т.А. 1963. Опыт использования принципа непрерывности растительного покрова при изучении растительности штата Висконсин // Бюл. МОИП. Отд. биол. Т. 68. № 4. С. 147.

Халафян А.А. 2011. STATISTICA 6. Математическая статистика с элементами теории вероятностей. М.: Бином.

Шитиков В.К., Розенберг Г.С., Зинченко Т.Д. 2005. Количественная гидроэкология. Методы, критерии, решения. Кн. 1. М.: Наука.

Brown S.C., Bizzarro J.J., Cailliet G.M. et al. 2012. Breaking with tradition: redefining measures for diet description with a case study of the Aleutian skate *Bathyraja aleutica* (Gilbert, 1896) // Environ. Biol. Fish. V. 95. P. 3. https://doi.org/10.1007/s10641-011-9959-z

Cortés E. 1998. Methods of studying fish feeding: reply // Can. J. Fish Aquat. Sci. V. 55. № 12. P. 2708. https://doi.org/10.1139/f98-159

Curtis J.T., McIntosh R.P. 1951. An upland forest continuum in the prairie-forest border region of Wisconsin // Ecology. V. 32. № 3. P. 476. http://www.jstor.org/stable/1931725

George E.L., Hadley W.F. 1979. Food and habitat partitioning between rock bass (*Ambloplites rupestris*) and smallmouth bass (*Micropterus dolomieui*) young of the year // Trans. Amer. Fish Soc. V. 108. № 3. P. 253. https://doi.org/10.1577/1548-8659(1979)108<253:FAHPBR>2.0.CO;2

Hart R.K., Calver M.C., Dickman C.R. 2002. The index of relative importance: an alternative approach to reducing bias in descriptive studies of animal diets // Wildl. Res. V. 29. P. 415. https://doi.org/10.1071/WR02009

Hyslop E.J. 1980. Stomach contents analysis – a review of methods and their application // J. Fish Biol. V. 17. № 4. P. 411. https://doi.org/10.1111/j.1095-8649.1980.tb02775.x

Kownacki A. 1971. Taksoceny Chironomidae potoków polskich Tatr Wysokich // Acta Hydrobiol. V. 13. № 4. P. 439.

Lambert J.M., Dale M.B. 1964. The use of statistics in phytosociology // Adv. Ecol. Res. V. 2. P. 59. https://doi.org/10.1016/S0065-2504(08)60330-X

Stevens S.S. 1946. On the theory of scales of measurement // Science. V. 103. № 2684. P. 677.

Median Assessment of the Taxon Importance in Quantitative Hydrobiological Studies

M. V. Astakhov[1, *]

[1]*Federal Scientific Center of the East Asia Terrestrial Biodiversity, Far Eastern Branch, Russian Academy of Sciences, Vladivostok, Russia*

**e-mail: mvastakhov@mail.ru*

The median of the ranks assigned to a taxon separately for each of the indicators used to characterize the degree of its representation in the biocenosis can be taken as a routine measure of the taxon importance in hydrobiological studies. This approach exempts the need for arithmetic operations, which eliminates the theoretical errors associated with the calculation methods of many complex indexes. Another advantage of such approach is that it ensures an unbiased contribution from the initial indicators, characterized by different numerical ranges.

Keywords: frequency of occurrence, biomass, abundance, compound indices