

Научная статья

УДК 574.587(265.54)

DOI: 10.26428/1606-9919-2023-203-925-943

EDN: MNRKIR



ИЗМЕНЧИВОСТЬ ОБЩИХ ХАРАКТЕРИСТИК ДОННОГО НАСЕЛЕНИЯ И ИХ ЭФФЕКТИВНОСТЬ ДЛЯ МОНИТОРИНГА КАЧЕСТВА МОРСКОЙ СРЕДЫ

А.В. Мощенко*

Дальневосточный региональный научно-исследовательский
гидрометеорологический институт,
690091, г. Владивосток, ул. Фонтанная, 24

Аннотация. На основе применения двухфакторного ковариационного анализа показано, что с позиций статистики для мониторинга и оценки экологического состояния морской среды по-настоящему пригоден лишь индекс TPF_{bio} , индексы $AMBI$, $M-AMBI$ и $BOPA$ следует рассматривать как ограниченно пригодные, остальные — как непригодные. Низкая эффективность большинства характеристик биоты обусловлена тремя основными причинами: недостаточное для корректных вычислений число видов в пробе, что нередко встречается в акваториях, подверженных заметному антропогенному стрессу; существенное влияние сезонной и межгодовой изменчивости, исключить которое часто не представляется возможным; трудности видовой идентификации молоди множества гидробионтов, что ведет к неоправданному увеличению или уменьшению значений большинства биотических параметров.

Ключевые слова: экологическое состояние, загрязнение, эвтрофикация, донные отложения, залив Петра Великого, экологические индексы, характеристики обилия, ковариационный анализ

Для цитирования: Мощенко А.В. Изменчивость общих характеристик донного населения и их эффективность для мониторинга качества морской среды // Изв. ТИНРО. — 2023. — Т. 203, вып. 4. — С. 925–943. DOI: 10.26428/1606-9919-2023-203-925-943. EDN: MNRKIR.

Original article

Variability of general characteristics of the bottom population and their effectiveness for monitoring the quality of the marine environment

Alexander V. Moshchenko

Far-Eastern Regional Hydrometeorological Research Institute,
24, Fontannaya St., Vladivostok, 690091, Russia

D.Biol., leading researcher, avmoshchenko@mail.ru, ORCID 0000-0001-6600-5654

Abstract. There is shown using the two-factor covariation analysis ANCOVA that, from the position of statistics, TPF_{bio} is the only truly suitable index for monitoring and assessment

* Мощенко Александр Владимирович, доктор биологических наук, ведущий научный сотрудник, avmoshchenko@mail.ru, ORCID 0000-0001-6600-5654.

the ecological state of the marine environment, whereas the indices *AMBI*, *M-AMBI* and *BOPA* should be considered as limited suitable and the others as unsuitable. Poor efficiency for the most of biota characteristics has the following three main reasons. Firstly, the number of species in samples from the areas subjected to anthropogenic stress is usually insufficient for correct calculations. Secondly, the influence of seasonal and interannual variability is usually significant and cannot be excluded. Thirdly, accurate taxonomic identification is difficult for juveniles of many species that can lead to unjustified under- or overestimation of many biotic parameters.

Keywords: ecological state, contamination, eutrophication, bottom sediments, Peter the Great Bay, ecological index, abundance characteristics, ANCOVA

For citation: Moshchenko A.V. Variability of general characteristics of the bottom population and their effectiveness for monitoring the quality of the marine environment, *Izv. Tikhookean. Nauchno-Issled. Inst. Rybn. Khoz. Okeanogr.*, 2023, vol. 203, no. 4, pp. 925–943. (In Russ.). DOI: 10.26428/1606-9919-2023-203-925-943. EDN: MNRKIR.

Введение

Одними из наиболее эффективных методов оценки качества водной среды являются наблюдения за уровнем загрязнения осадков и состоянием донных животных, в частности макрозообентоса. Важнейшим направлением при этом является использование неких общих характеристик, которые в той или иной степени характеризуют экологическое состояние донного населения [Washington, 1984; Borja et al., 2004; Muxika et al., 2007; Мощенко, Белан, 2008; Ponti et al., 2009; и мн. др.]. Это так называемые экологические индексы видового богатства Маргалефа, разнообразия Шеннона-Винера, выравнинности видовых распределений Пиелу, доминирования Симпсона, статистика Кларка. С некоторой долей скептицизма, основанного на собственном опыте, к таким показателям можно отнести и параметры обилия — плотность поселения и биомассу.

Более «продвинуты» в диагностике состояния морской и эстуарной среды интегральные биотические индексы — *AMBI*, *M-AMBI*, *BOPA*, *BENTIX*, *IBI*, *EBI*, *B-IBI*, *BEQI* и др. [Borja et al., 2000, 2004; Muxika et al., 2007; Dauvin et al., 2009; Ponti et al., 2009]. Использование большинства из них регламентировано общими правилами Евросоюза, которые касаются экологического качества различных водоемов и сформулированы в Рамочной Директиве по водным ресурсам и Рамочной Директиве ЕС о морской стратегии (соответственно Water Framework Directive — WFD, Marine Strategy Framework Directive — MSFD) [Van Hoey et al., 2010]. Указанные параметры являются одними из основных инструментов, при помощи которых в ЕС определяется состояние морской среды и донного населения. Для применения перечисленных показателей на акватории зал. Петра Великого необходима их адаптация, что связано с видовым своеобразием донной фауны этого района; ранее такая адаптация произведена для индексов *AMBI* и *M-AMBI* [Мощенко и др., 2021a].

Состав, структура и состояние макрозообентоса в прибрежной зоне Владивостока определяются прежде всего уровнем химического загрязнения и особенностями придонного гидрологического режима; последний во многом обусловлен интенсивностью терригенного стока [Мощенко и др., 2022a, б]. Для характеристики гидрологического режима с некоторой долей осторожности можно использовать глубину в точках отбора проб. Этот параметр статистически значимо включается в большинство моделей, полученных посредством канонического анализа соответствий при выявлении основных факторов среды, которые определяют дифференциацию сообществ макрозообентоса. Кроме того, важную роль играют различные характеристики гранулометрического состава осадков, которые, в конечном итоге, определяют тип грунта.

Цель работы — исследовать изменчивость количественных характеристик донного населения под воздействием основных факторов среды и на этой основе оценить их эффективность для экологического мониторинга на примере зал. Петра Великого Японского моря.

Материалы и методы

В работе использованы результаты комплексных экологических съемок ДВНИГ-МИ и ННЦМБ ДВО РАН (1992–2019 гг.) в зал. Петра Великого. Это акватория к северу

от устья р. Туманной, заливы Посыета, Стрелок, Амурский и Уссурийский, прол. Босфор Восточный, бухты Рифовая, Золотой Рог, Патрокл, Улисс и Диомид (всего 261 станция). Методы сбора и камеральной обработки опубликованы ранее [Мощенко и др., 2021a–в].

Для количественной характеристики макрозообентоса использовали биомассу и плотность поселения (B и A , далее — плотность). Кроме того, вычисляли индексы видового богатства Маргалефа (R в наиболее простом его виде — как число таксонов в пробе, и SR — как отношение R к сумме квадратов долей видов от общей плотности), разнообразия Шеннона-Винера, выравниваемости Пиелу и доминирования Симпсона (H' , e и Si). Для описания размерного состава применяли W -статистику Кларка*. Общий уровень загрязнения характеризовали индексом TPF_{chem} [Belan, Moshchenko, 2005]. Степень антропогенного нарушения бентоса оценивали методом, основанным на зависимости H' бивалвий от TPF_{chem} [Мощенко, Белан, 2008].

Экологическое состояние макрозообентоса описывали индексами $AMBI$ и $M-AMBI$ [Bořja et al., 2004, 2012; Muxika et al., 2007]. Первый определяется по сумме удельных плотностей пяти групп видов, по-разному относящихся к содержанию C_{opt}^2 , второй вычисляется на основе процедуры факторного анализа индексов $AMBI$, H' и R . По определению, индекс $AMBI$ скорее должен характеризовать уровень эвтрофикации, чем загрязнения. Кроме того, применяли параметры $BOPA$ (биотический полихето-амфиподный индекс) и TPF_{bio} [Dauvin et al., 2009; Мощенко и др., 2022a]. Первый рассчитывается как логарифм отношения численности видов-оппортунистов полихет, нормализованной по общей плотности, к таковой всех амфипод и характеризует, как и индексы $AMBI$ и $M-AMBI$, состояние бентоса. Второй «настроен» на биоиндикацию степени химического загрязнения осадков и вычисляется по координатам оптимумов таксонов донных животных; классификация таксонов по отношению к эвтрофикации и загрязнению выполнена по А.В. Мощенко с соавторами [2021a, 2022б].

Для проверки данных на соответствие нормальному распределению и равенству внутригрупповых дисперсий (гомоскедастичность) применяли тесты Шапиро-Уилка, Ливина и Брюша-Пэгэна (нулевые гипотезы H_0 — распределение соответствует нормальному, данные и остатки гомоскедастичны), а для трансформации результатов наблюдений — алгоритм Бокса-Кокса, реализованный в пакете AID среды R [<https://cran.r-project.org/web/packages/AID/AID.pdf>]. Поскольку преобразование оказалось успешным во всех случаях, ANCOVA был выполнен при помощи общих линейных моделей [Кабаков, 2014]. При определении наилучшей модели ANCOVA применяли процедуру ступенчатого выбора; в качестве ковариат использовали TPF_{chem} и содержание C_{opt}^2 , в качестве факторов — глубину и тип грунта (прил. табл. 1**). Для статистического подтверждения правильности выбора независимых переменных, включаемых в первичную модель, использовали MANCOVA с вычислением критериев Пилаи, λ Уилка, Готеллинга-Лоули и Роя; для проверки предположения о многомерной нормальности и равенстве внутригрупповых дисперсий применяли тесты Шапиро-Уилка и Бокса [<https://cran.r-project.org/web/packages/jmv/jmv.pdf>].

Подгонку и тестирование моделей производили на основе протокола разведочного анализа данных и базовых диагностических графиков, предназначенных для проверки основных допущений МНК-моделей — линейности, нормальности распределения и гомоскедастичности, наличия выбросов, точек высокой напряженности и влиятельных наблюдений [Кабаков, 2014]. Вначале для каждого параметра выполняли вычисления на основе первичной модели, определяли точки «выбросов» и удаляли их из данных. Затем эту операцию повторяли до достижения приемлемого результата, но не более четырех раз, что обычно сокращает набор данных не более чем на 5–6 %; после каж-

* Statistical analysis and interpretation of marine community data. Reference methods for marine pollution studies. Nairobi: UNEP, 1995. № 64. 75 p.

** Приложение размещено на странице статьи на сайте журнала (<http://izvestiya.tinro-center.ru>) как дополнительный файл.

дого сокращения проверяли нормальность и гомоскедастичность остатков модели, не допуская падения величины общей объясненной дисперсии (TEV). Далее осуществляли итоговые вычисления для оценки модели и вклада независимых переменных в TEV .

Результаты и их обсуждение

Трансформация данных. Распределение всех биотических параметров до преобразования не соответствовало нормальному паттерну, а выборки у e , Si , $AMBI$, $M-AMBI$ и $BOPA$ не были гомоскедастичными. У индексов Пиелу и $AMBI$ равенство внутригрупповых дисперсий отсутствовало как для двух, так и для трех градаций глубины, у индекса Симпсона — только для двух, у $M-AMBI$ и $BOPA$ — для трех (табл. 1). Процедура трансформации оказалась успешной во всех случаях — выборки данных приобрели искомые соответствие и гомоскедастичность и, таким образом, стали пригодными для выполнения ANCOVA на основе общих линейных моделей (табл. 1, прил. рис. 1–12). В большинстве преобразований использован метод Шапиро-Уилка, выборки Si и $BOPA$ трансформировали при помощи метода χ^2 Пирсона, выборки $AMBI$ и TPF_{bio} — способом Лиллиефорса. Выбор метода преобразования у последних четырех показателей производили по максимальной величине вероятности справедливости H_0 (с меньшей p положительные результаты у всех этих параметров дали методы Жака-Бэра, а у $AMBI$ и TPF_{bio} — и χ^2 Пирсона).

Построение первичной модели. На первом этапе исследовали модели, учитывающие все возможные эффекты непрерывных и категориальных предикторов, включая их взаимодействие (всего семь переменных). При выборе степени полинома использовали наиболее простое решение, опираясь на следующие соображения. Во-первых, среди множества общих линейных моделей, сопоставимых по форме с логистической зависимостью, которая предоставляет наилучший результат с экологической точки зрения, самой простой является аппроксимация полиномом третьей степени. Во-вторых, наибольшее увеличение TEV наблюдается при переходе от линейной модели к многочлену второй степени (рис. 1). С ее повышением от двух до трех этот инкремент резко падает (в 3,2–3,7 раза, точка перегиба), а далее — стабилизируется. По аналогии с диаграммами каменной осыпи, которые применяются в различных методах многомерного анализа, где точка перегиба определяет число выделяемых факторов или кластеров, в нашем случае эта точка указывает на степень полинома, которую следует использовать в моделях ANCOVA.

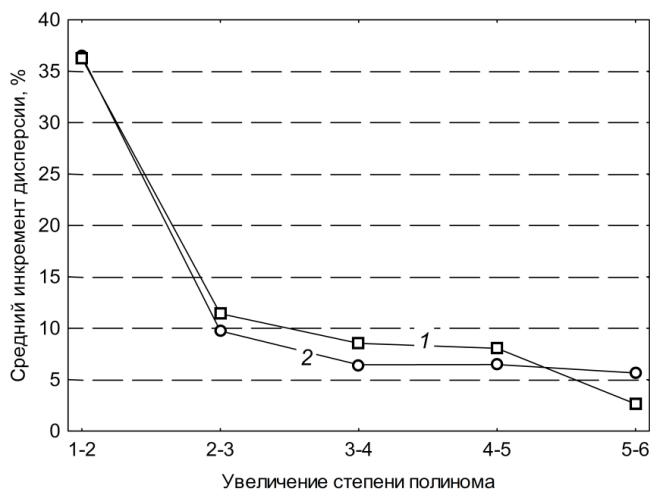


Рис. 1. Изменение общей объясненной дисперсии с увеличением степени полинома ковариаты: 1 — TPF_{chem} ; 2 — содержание C_{opr}

Fig. 1. Changes of the total explained variance with increasing the degree of polynomial model of covariate: 1 — TPF_{chem} ; 2 — TOC

Таблица 1
Table 1
Results of tests on the data compliance with normal distribution and homoscedasticity for untransformed and transformed data and indices
(3 «types» of bottom sediments)

Параметр	Преобразование	Метод	Результаты теста		Тест Ливина			
			Статистика	p	Два диапазона глубины		Три диапазона глубины	
					F	Pr(> F)	F	Pr(> F)
Индекс Маргалефа, R	До	SW	0,969	2,2e-5	1,812	0,111	1,222	0,286
	После ($\lambda_1 = 0,57, \lambda_2 = 1,0$)	SW	0,994	0,348	0,832	0,528	0,703	0,689
	До	SW	0,958	7,9e-8	2,175	0,057	1,277	0,256
	После ($\lambda_1 = 0,35, \lambda_2 = 1,0$)	SW	0,994	0,417	1,249	0,288	1,033	0,412
Плотность поселения, A	До	SW	0,629	2,2e-16	1,741	0,126	1,312	0,238
	После ($\lambda_1 = 0,16, \lambda_2 = 1,0$)	SW	0,992	0,139	0,626	0,680	0,845	0,564
	До	SW	0,494	2,2e-16	0,958	0,444	0,852	0,558
	После ($\lambda_1 = 0,06, \lambda_2 = 1,0$)	SW	0,997	0,882	1,427	0,215	1,268	0,236
Индекс Шеннона-Винера, H	До	SW	0,978	4,7e-4	0,657	0,657	1,290	0,249
	После ($\lambda_1 = 1,89, \lambda_2 = 1,0$)	PT	12,06	0,740	0,533	0,751	1,087	0,373
	До	SW	0,950	7,6e-8	2,311	0,045	1,989	0,048
	После ($\lambda_1 = 3,70, \lambda_2 = 1,0$)	SW	0,990	0,084	1,859	0,095	1,290	0,220
Индекс Пиелу, e	До	SW	0,839	8,6e-16	2,399	0,038	1,511	0,154
	После ($\lambda_1 = -0,34, \lambda_2 = 0,01$)	PT	14,83	0,537	1,245	0,289	0,801	0,602
	До	SW	0,972	5,1e-6	1,881	0,098	1,619	0,120
	После ($\lambda_1 = -0,51, \lambda_2 = 2,0$)	SW	0,997	0,882	1,667	0,143	1,495	0,159
Статистика Кларка, W	До	SW	0,949	7,2e-8	3,245	0,007	2,378	0,017
	После ($\lambda_1 = -0,04, \lambda_2 = 1,0$)	LT	0,051	0,105	0,930	0,462	0,683	0,707
	До	SW	0,953	1,8e-7	1,768	0,120	2,554	0,011
	После ($\lambda_1 = 3,84, \lambda_2 = 1,0$)	SW	0,995	0,540	1,298	0,265	1,820	0,074
Индекс M-AMBI	До	SW	0,652	2,2e-16	3,799	0,003	5,710	0,000
	После ($\lambda_1 = -0,01, \lambda_2 = 0,0001$)	PT	16,75	0,211	1,406	0,224	1,389	0,204
	До	SW	0,947	4,4e-8	1,455	0,205	1,266	0,262
	После ($\lambda_1 = 1,70, \lambda_2 = 1,0$)	LT	0,054	0,055	0,841	0,522	0,898	0,519

Примечание. λ_1 — вычисляемый параметр; λ_2 — задаваемый параметр; SW — метод Шапиро-Уилка; PT — χ^2 Пирсона; LT — тест Лиллиефорса.

Процедура ступенчатого выбора существенно сокращает число предикторов (прил. табл. 2). При ковариате TPF_{chem} в моделях чаще всего присутствуют сразу все три независимые переменные (в девяти случаях из 24), а эффекты их взаимодействия исключаются. Конечные варианты с двумя и тремя грациями глубины идентичны, кроме модели индекса Si : при трех диапазонах сама глубина в уравнении отсутствует. Для ковариаты $C_{орг}$ структура моделей заметно отличается от варианта с TPF_{chem} : преобладают зависимости, состоящие из непрерывной переменной и глубины (в 11 случаях). В трех моделях (e — две и три грации глубины, TPF_{bio} — две) присутствуют эффекты взаимодействия факторов. Различаются и другие модели для двух и трех диапазонов глубины: в последнем варианте у биомассы в уравнение включается только ковариата, а у R и SR добавляется тип грунта; у W -статистики отсеивается глубина, а у TPF_{bio} — глубина и эффекты взаимодействия.

Ступенчатый выбор модели, как и другие способы исключения лишних параметров, весьма «сурово» отсеивают независимые переменные, и остается высокая вероятность отбросить предиктор, чей вклад в общую дисперсию, по меньшей мере, был бы замечен. Каких-либо жестких рекомендаций по этому поводу не существует, но некоторые авторы обосновывают границу порога включения в 0,1 (так называемая маргинальная значимость) и даже в 0,2*. На практике это означает, что следует использовать модели, получаемые за шаг-два до окончания процедуры ступенчатого выбора; в нашем случае эти модели почти всегда состояли из непрерывной переменной, глубины и типа грунта. Исключение — модели с эффектами взаимодействий у индексов e и TPF_{bio} для ковариаты $C_{орг}$ (прил. табл. 2).

Графически, при отсутствии влияния взаимодействия факторов, кривые изменения величин исследуемых параметров вдоль ковариаты располагаются параллельно друг другу. Эффекты взаимодействий выражаются в изменении угла относительного наклона этих линий, однако в нашем случае проявление таких эффектов обусловлено спецификой самих имеющихся данных (рис. 2). Это прежде всего сосредоточение результатов измерений биотических показателей в первой трети диапазона значений ковариаты, что наблюдается, например, для всех типов осадков на глубинах 28 м и

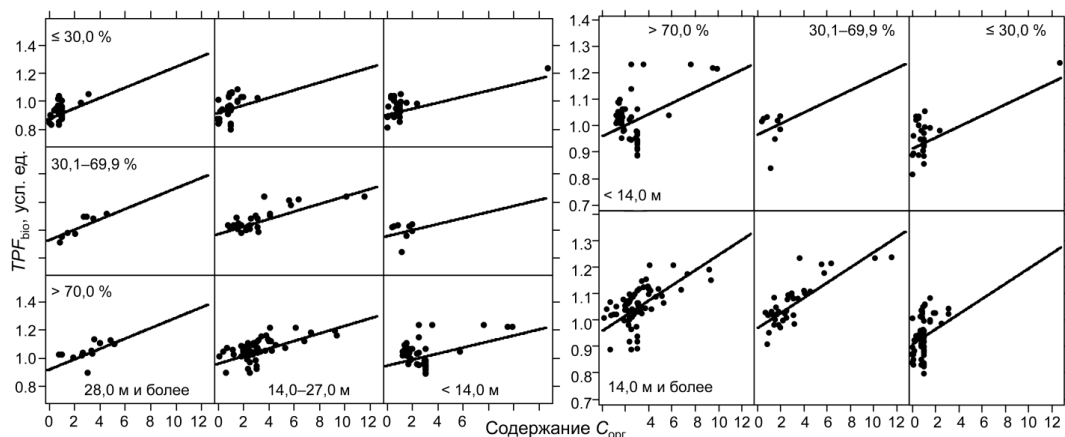


Рис. 2. Пример графических результатов, полученных при построении моделей ANCOVA: диаграммы эффектов для трех «типов» грунта, трех и двух грааций глубины (соответственно **слева** и **справа**); для наглядности использована линейная аппроксимация

Fig. 2. Example of graphic results for ANCOVA models: effect diagrams for 3 «types» of bottom sediments, 3 and 2 depth ranges (**left** and **right**, correspondingly); linear approximation is shown for clarity

* Oksanen J. Multivariate Analysis of Ecological Communities in R: vegan tutorial. 2015. 43 p. <https://ru.scribd.com/document/353618622/R-Vegan-Tutorial-Multivariate-Analysis-of-Ecological-Communities-by-Oksanen>.

более. В итоге результирующие линии поворачиваются против часовой стрелки по отношению к таковым для градаций, где данные вдоль непрерывной переменной распределены более равномерно.

Несколько исправляет ситуацию переход от трех к двум градациям глубины (рис. 2), но эта операция не отвергает полностью «искусственность» включения в модели взаимодействий ковариат и категориальных предикторов, которая возникает из-за неоднородности распределения данных вдоль градиента непрерывных переменных. В то же время она уменьшает TEV , причем часто существенно, а в 14 из 24 случаев — и значимо с позиций статистики (прил. табл. 3). Так или иначе, эффекты взаимодействий для имеющихся данных невозможно оценить достоверно, исходя из их реального проявления в природе. Таким образом, суммируя приведенные выше аргументы, правая часть первичной модели должна состоять из полинома третьей степени ковариаты, обеих категориальных переменных (по три градации) и не должна включать эффекты взаимодействия независимых параметров.

Статистическим подтверждением этого вывода служат результаты MANCOVA (прил. табл. 4): критерии Пиллаи, λ Уилка и Готеллинга-Лоули указывают на отсутствие необходимости включения в модели эффектов взаимодействий категориальных факторов. В то же время использованные данные оказались многомерно «ненормальными» (результаты теста Шапиро-Уилка: вероятность справедливости $H_0, p = 0,000$), а оценить многомерную гомоскедастичность вообще не представилось возможным из-за малого объема выборки. Многомерная ненормальность и ограниченность данных говорят о необходимости индивидуальной подгонки моделей для всех исследуемых биотических параметров.

Итоги ковариационного анализа. Испытания первичных моделей большинства параметров дают удовлетворительные результаты: распределение остатков соответствует нормальному, а внутригрупповые дисперсии равны между собой (прил. табл. 5). Исключения для обеих непрерывных переменных — W и $AMBI$, а у модели биомассы с ковариатой $C_{орг}$ остатки оказались неоднородны. Следует отметить, что положительные результаты при проверке гомогенности дисперсий остатков большинства моделей достигались при использовании теста Ливина, а более чувствительная и специально разработанная для такого анализа процедура Брюша-Пэгэна указывает на их внутригрупповую неоднородность, что подтверждается и базовыми диагностическими диаграммами; особенно это выражено у зависимостей с $C_{орг}$ (прил. рис. 13–36).

Наибольшая объясненная дисперсия получена у TPF_{bio} , причем при обеих непрерывных переменных — соответственно 67,4 и 49,1 % для TPF_{chem} и $C_{орг}$, наименьшая — у индекса Пиелу, W -статистики и биомассы (4,2–10,5 %). Существенная часть изменчивости (28,5–37,7 %) описана для $AMBI$, $M-AMBI$, $BOPA$ и Si (у последнего — только для $C_{орг}$, для TPF_{chem} — 23,3 %), у остальных характеристик TEV варьировала в пределах 11,0–28,0 % (прил. табл. 6). Необходимо подчеркнуть, что индекс $AMBI$, который настроен на диагностику эвтрофикации и, по определению, в модели с $C_{орг}$ должен иметь наибольшую среди других предикатов TEV , пропустил вперед TPF_{bio} и $BOPA$ (частные вклады этой ковариаты составили 26,2, 40,1 и 32,0 %).

Итоговые модели во всех случаях оказались лучше, чем первичные, о чем говорят меньшие значения критерия Акаике и что подтверждается результатами тестов на нормальность и гомогенность остатков (табл. 2). Положительные результаты дал тест Брюша-Пэгэна, как и проверка на нормальность критерием Шапиро-Уилка: остатки оказались гомоскедастичны и нормально распределены (соответственно все и 18 из 24 моделей). У остальных моделей — индекса H' (обе ковариаты), SR , e (TPF_{chem}), R и TPF_{bio} ($C_{орг}$) — нормальное распределение остатков доказано менее чувствительными тестами Лиллиефорса и χ^2 Пирсона. Опыт использования ANCOVA показывает, что его применение, когда распределение выборок не совпадает с нормальным паттерном, ведет к некоторому завышению оценок величины TEV и частных вкладов независимых переменных, а в некоторых случаях — и к изменению их соотношений. Таким образом,

Таблица 2

Некоторые результаты сравнения первичных и итоговых моделей,
а также статистического анализа остатков итоговых моделей ANCOVA

Table 2

Some results of comparison between primary and final models
and statistical analysis for residuals of the final ANCOVA models

Параметр	Сравнение моделей			Тест Шапиро-Уилка		Тест Брюша-Пэгэна	
	Δ	AIC_p	AIC_f	W	p	BP	p
Ковариата TPF_{chem}							
Плотность поселения, A	0,022	1377	1329	0,992	0,146	0,740	0,390
Биомасса, B	0,022	1094	1002	0,994	0,380	0,022	0,882
Индекс Маргалефа, R	0,016	1245	1191	0,991	0,111	0,058	0,810
Индекс Маргалефа, SR	0,047	451,1	332,8	0,040*	0,445	1,523	0,217
Индекс Шеннона-Винера, H	0,076	1246	1113	0,044*	0,281	0,477	0,490
Индекс Пиелу, e	0,086	548,7	485,6	0,050*	0,139	0,365	0,546
Индекс Симпсона, Si	0,069	697,7	624,2	0,993	0,283	0,268	0,605
Статистика Кларка, W	0,063	-550,2	-676,7	0,993	0,237	1,494	0,222
Индекс $AMBI$	0,139	-321,2	-469,1	0,994	0,396	0,750	0,387
Индекс $M-AMBI$	0,068	401,6	330,3	0,994	0,461	0,142	0,706
Индекс $BOPA$	0,113	547,8	449,0	0,987	0,097	1,562	0,211
Индекс TPF_{bio}	0,105	-761,1	-860,7	0,994	0,397	0,230	0,632
Ковариата содержание $C_{орг}$							
Плотность поселения, A	0,030	1364	1280	0,991	0,144	0,709	0,400
Биомасса, B	0,033	1089	995,9	0,992	0,204	0,015	0,901
Индекс Маргалефа, R	0,058	1224	1144	0,052*	0,097	0,829	0,363
Индекс Маргалефа, SR	0,036	428,2	359,6	0,990	0,074	0,544	0,461
Индекс Шеннона-Винера, H	0,084	1253	1143	0,055*	0,070	2,354	0,125
Индекс Пиелу, e	0,146	545,8	453,7	0,990	0,075	0,371	0,543
Индекс Симпсона, Si	0,087	704,6	619,0	0,991	0,115	0,075	0,785
Статистика Кларка, W	0,065	-537,4	-664,5	0,989	0,052	1,090	0,297
Индекс $AMBI$	0,115	-309,9	-442,5	0,994	0,493	0,688	0,407
Индекс $M-AMBI$	0,078	402,2	313,4	0,993	0,343	0,731	0,393
Индекс $BOPA$	0,121	535,0	441,3	0,984	0,051	3,315	0,069
Индекс TPF_{bio}	0,077	-644,3	-706,9	15,21**	0,510	1,206	0,272

Примечание. Δ — инкремент коэффициента детерминации; AIC_p и AIC_f — значения информационного критерия Акаике для первичной и итоговой модели; W и BP — соответственно статистики тестов Шапиро-Уилка и Брюша-Пэгэна; p — вероятность справедливости H_0 .

* Результаты теста Лиллиефорса.

** Результаты теста χ^2 Пирсона.

к результатам моделирования H , SR , e , R и TPF_{bio} следует относиться осторожнее, чем к остальным.

Другим немаловажным результатом подгонки моделей оказался заметный прирост TEV , причем этот инкремент превысил 10 % у $AMBI$ и $BOPA$ для обеих непрерывных переменных, у TPF_{bio} — для ковариаты TPF_{chem} , а у индекса Пиелу — для $C_{орг}$ (наибольший прирост среди предикатов, 14,6 %). В среднем увеличение TEV при ковариате TPF_{chem} оказалось почти на процент меньше, чем для содержания $C_{орг}$ и составило соответственно $6,9 \pm 0,1$ и $7,8 \pm 0,1$ % (табл. 2). Как и при испытании первичных моделей, наибольшая объясненная дисперсия была получена у TPF_{bio} и также у обеих ковариат — 77,9 и 56,8 %, наименьшая — у A , B , W и e (10,7–18,9 %). Существенная часть изменчивости (40,0–49,8 %) была описана для $AMBI$, $M-AMBI$ и $BOPA$, у остальных характеристик TEV варьировала в пределах 23,5–33,8 % (табл. 3). Индекс $AMBI$, который должен иметь наибольшую среди других предикатов TEV в модели с $C_{орг}$, пропустил вперед TPF_{bio} , $M-AMBI$ и $BOPA$ (частные вклады этой ковариаты — 28,4, 45,7, 29,2 и 40,1 %).

Таблица 3

Итоговые результаты ANCOVA (с учетом краевых эффектов), модель:

$$Pa \sim \text{poly}(TPF_{\text{chem}} \text{ или содержание } C_{\text{орг}}, \text{ degree} = 3) + FSed + FDth$$

Table 3

Final results of ANCOVA analysis (including edge effects) for the model

$$Pa \sim \text{poly}(TPF_{\text{chem}} \text{ or } TOC, \text{ degree} = 3) + FSed + FDth$$

Параметр	Фактор	SS	df	η^2	F	p
Плотность поселения, <i>A</i> $r^2 = 0,132$, $F = 5,444$, $p = 0,000$	Глубина	316,2	2	0,108	16,28	0,000
	Содержание AP	29,24	2	0,010	1,506	0,224
	TPF_{chem}	41,56	3	0,014	1,427	0,236
	Остатки	2428	250			
Биомасса, <i>B</i> $r^2 = 0,107$, $F = 4,155$, $p = 0,000$	Глубина	33,70	2	0,046	5,619	0,004
	Содержание AP	2,33	2	0,003	0,389	0,678
	TPF_{chem}	42,49	3	0,058	4,722	0,003
	Остатки	731,8	244			
Индекс Маргалефа, <i>R</i> $r^2 = 0,235$, $F = 10,99$, $p = 0,000$	Глубина	190,5	2	0,113	15,24	0,000
	Содержание AP	80,71	2	0,048	6,460	0,002
	TPF_{chem}	124,1	3	0,074	6,624	0,000
	Остатки	1562	250			
Индекс Маргалефа, <i>SR</i> $r^2 = 0,279$, $F = 13,18$, $p = 0,000$	Глубина	5,345	2	0,081	11,45	0,000
	Содержание AP	4,522	2	0,068	9,685	0,000
	TPF_{chem}	8,654	3	0,131	12,36	0,000
	Остатки	55,56	244			
Индекс Шеннона-Винера, <i>H</i> $r^2 = 0,264$, $F = 12,21$, $p = 0,000$	Глубина	74,15	2	0,049	7,155	0,000
	Содержание AP	144,6	2	0,095	13,96	0,000
	TPF_{chem}	184,3	3	0,121	11,85	0,000
	Остатки	1680	244			
Индекс Пиелу, <i>e</i> $r^2 = 0,157$, $F = 6,485$, $p = 0,000$	Глубина	0,758	2	0,007	0,973	0,380
	Содержание AP	2,746	2	0,027	3,524	0,031
	TPF_{chem}	12,48	3	0,123	10,67	0,000
	Остатки	94,69	237			
Индекс Симпсона, <i>Si</i> $r^2 = 0,275$, $F = 13,234$, $p = 0,000$	Глубина	7,336	2	0,036	5,472	0,005
	Тип грунта	18,01	2	0,088	13,43	0,000
	TPF_{chem}	31,05	3	0,151	31,05	0,000
	Остатки	163,6	244			
Статистика Кларка, <i>W</i> $r^2 = 0,153$, $F = 6,305$, $p = 0,000$	Глубина	0,014	2	0,020	1,856	0,159
	Тип грунта	0,002	2	0,003	0,243	0,784
	TPF_{chem}	0,096	3	0,131	8,290	0,000
	Остатки	0,937	233			
Индекс <i>AMBI</i> $r^2 = 0,454$, $F = 28,61$, $p = 0,000$	Глубина	0,036	2	0,016	2,103	0,124
	Тип грунта	0,198	2	0,089	11,58	0,000
	TPF_{chem}	0,780	3	0,349	0,780	0,000
	Остатки	2,061	241			
Индекс <i>M-AMBI</i> $r^2 = 0,439$, $F = 27,28$, $p = 0,000$	Глубина	5,223	2	0,072	12,51	0,000
	Тип грунта	9,632	2	0,132	23,06	0,000
	TPF_{chem}	17,18	3	0,235	17,18	0,000
	Остатки	50,96	244			
Индекс <i>BOPA</i> $r^2 = 0,444$, $F = 18,25$, $p = 0,000$	Глубина	9,87	2	0,072	6,174	0,003
	Тип грунта	7,23	2	0,053	4,523	0,012
	TPF_{chem}	43,61	3	0,319	18,18	0,000
	Остатки	198,2	248			

Продолжение табл. 3
Table 3 continued

Параметр	Фактор	SS	df	η^2	F	p
Индекс TPF_{bio} $r^2 = 0,779$, $F = 121,3$, $p = 0,000$	Глубина	0,005	2	0,006	1,500	0,226
	Тип грунта	0,042	2	0,041	11,70	0,000
	TPF_{chem}	0,824	3	0,729	154,7	0,000
	Остатки	0,428	241			
Плотность поселения, A $r^2 = 0,183$, $F = 7,892$, $p = 0,000$	Глубина	254,0	2	0,091	14,87	0,000
	Тип грунта	89,42	2	0,032	5,236	0,006
	Содержание $C_{орг}$	167,7	3	0,060	6,548	0,000
	Остатки	2109	244			
Биомасса, B $r^2 = 0,137$, $F = 5,538$, $p = 0,000$	Глубина	34,48	2	0,047	5,883	0,003
	Тип грунта	3,25	2	0,004	0,555	0,575
	Содержание $C_{орг}$	63,93	3	0,086	7,273	0,000
	Остатки	715,0	244			
Индекс Маргалефа, R $r^2 = 0,338$, $F = 17,80$, $p = 0,000$	Глубина	201,8	2	0,112	19,16	0,000
	Тип грунта	105,2	2	0,059	9,988	0,000
	Содержание $C_{орг}$	299,4	3	0,167	18,95	0,000
	Остатки	1285	244			
Индекс Маргалефа, SR $r^2 = 0,333$, $F = 17,37$, $p = 0,000$	Глубина	7,071	2	0,080	15,07	0,000
	Тип грунта	4,724	2	0,054	10,07	0,000
	Содержание $C_{орг}$	17,52	3	0,199	24,89	0,000
	Остатки	57,24	244			
Индекс Шеннона-Винера, H $r^2 = 0,248$, $F = 11,38$, $p = 0,000$	Глубина	95,73	2	0,071	8,617	0,000
	Тип грунта	101,1	2	0,075	9,102	0,000
	Содержание $C_{орг}$	139,2	3	0,103	8,356	0,000
	Остатки	1339	241			
Индекс Пиелу, e $r^2 = 0,189$, $F = 7,899$, $p = 0,000$	Глубина	1,281	2	0,011	1,801	0,167
	Тип грунта	8,487	2	0,075	11,93	0,000
	Содержание $C_{орг}$	11,49	3	0,102	10,77	0,000
	Остатки	84,65	237			
Индекс Симпсона, Si $r^2 = 0,272$, $F = 12,90$ $p = 0,000$	Глубина	6,360	2	0,045	4,751	0,010
	Тип грунта	6,506	2	0,046	4,860	0,009
	Содержание $C_{орг}$	25,78	3	0,181	12,84	0,000
	Остатки	162,0	242			
Статистика Кларка, W $r^2 = 0,110$, $F = 4,305$, $p = 0,000$	Глубина	0,043	2	0,045	5,435	0,005
	Тип грунта	0,047	2	0,049	5,908	0,003
	Содержание $C_{орг}$	0,016	3	0,017	1,338	0,263
	Остатки	0,969	233			
Индекс AMBI $r^2 = 0,400$, $F = 22,96$, $p = 0,000$	Глубина	0,083	2	0,045	4,363	0,014
	Тип грунта	0,133	2	0,071	6,987	0,001
	Содержание $C_{орг}$	0,529	3	0,284	18,51	0,000
	Остатки	2,294	241			
Индекс M-AMBI $r^2 = 0,447$, $F = 27,87$, $p = 0,000$	Глубина	5,069	2	0,090	12,79	0,000
	Тип грунта	3,626	2	0,065	9,152	0,000
	Содержание $C_{орг}$	16,41	3	0,292	27,60	0,000
	Остатки	47,75	241			

Окончание табл. 3
Table 3 finished

Параметр	Фактор	SS	df	η^2	F	p
Индекс $BOPA$ $r^2 = 0,498$, $F = 22,78$, $p = 0,000$	Глубина	13,67	2	0,097	9,082	0,000
	Тип грунта	0,127	2	0,001	0,084	0,919
	Содержание $C_{орг}$	56,70	3	0,401	25,10	0,000
	Остатки	187,3	249			
Индекс TPF_{bio} $r^2 = 0,568$, $F = 45,76$, $p = 0,000$	Глубина	0,037	2	0,036	5,449	0,005
	Тип грунта	0,075	2	0,074	11,04	0,000
	Содержание $C_{орг}$	0,462	3	0,457	45,60	0,000
	Остатки	0,824	244			

Примечание. SS — сумма квадратов; r — коэффициент множественной корреляции; F — критерий Фишера; p — вероятность справедливости H_0 ; df — число степеней свободы; η^2 — частные вклады предикторов в объясненную дисперсию; Pa — биотический параметр, $poly$ — полином, $degree$ — его степень, $FSed$ и $FDth$ — категориальные факторы «тип грунта» и «глубина» (по три градации).

Непрерывные предикторы на статистически значимом уровне входили почти во все итоговые модели, за исключением таковых у A и W (ковариаты TPF_{chem} и $C_{орг}$) (табл. 3). Общие тренды моделей у большинства предикторов были отрицательными (ковариата TPF_{chem}) и лишь у Si , $AMBI$, TPF_{bio} и $BOPA$ — положительными, причем изменения этих параметров вдоль градиента предиктора происходило довольно равномерно (прил. рис. 37–41). Подобные закономерности наблюдались и для ковариаты $C_{орг}$, а основными отличиями явилось исчезновение выраженных трендов в моделях у e и W . Кроме того, снижение $M-AMBI$ приобрело отчетливую монотонность, у биомассы — стало почти таковым, а у $BOPA$ — ее потеряло. В целом уменьшение большинства параметров вдоль обеих ковариат происходило неравномерно, с отчетливо выраженной точкой изменения знака функции, имеющей у разных показателей разные координаты TPF_{chem} и $C_{орг}$.

При ковариате TPF_{chem} статистически значимые эффекты градиций глубины отсутствовали в моделях для индексов Пиелу и TPF_{bio} ; у индекса $AMBI$ и статистики Кларка включение этого фактора происходило на уровне вероятности в 0,124 и 0,159 (табл. 3). У ковариаты содержание $C_{орг}$ значимое воздействие глубины не попадало лишь в модель биомассы. Тип грунта не был значимо представлен в модели биомассы при обеих непрерывных переменных и, кроме того, отсутствовал у плотности, статистики Кларка (ковариата TPF_{chem}) и $BOPA$ ($C_{орг}$).

В целом эффекты категориальных факторов показывают стандартные для морского донного населения закономерности (прил. рис. 37–41). Так, наибольшее богатство, разнообразие и выравнивание ранговых распределений (R , SR , H' и e) наблюдаются на самых разнообразных смешанных грунтах, что связано с увеличением количества биотопов, пригодных для поселения донных животных. Наоборот, степень доминирования (Si) для таких осадков заметно снижается. Эти эффекты, в той или иной степени, выражены при обеих ковариатах, кроме как у индекса Пиелу. Макрозообентос больших глубин заметно разнообразнее, чем на мелководье и, кроме того, глубоководные местообитания заселяются гидробионтами плотнее, чем мелководные. Минимальные величины индекса TPF_{bio} , приуроченные к песчаным грунтам, обусловлены самим определением этого параметра, индицирующего уровень загрязнения.

Весьма интересны проявления эффектов категориальных переменных и у других параметров — рост $AMBI$ в среднем диапазоне глубин и последовательное снижение $M-AMBI$ с ее уменьшением, падение первого при снижении содержания частиц тонких фракций и максимумы второго на смешанных грунтах. Любопытно и существенное повышение TPF_{bio} на промежуточных глубинах при ковариате $C_{орг}$ и т.д. Однако полный «разбор полетов» требует существенного теоретического и, возможно, экспериментального анализа с привлечением иных статистических процедур, что не входит в задачи

настоящей работы. Реальные значения биотических параметров и их статистические характеристики для разных глубин и грунтов суммированы в приложении (табл. 7); для изученной акватории эти величины следует рассматривать как референтные.

Эффективность биотических показателей при оценке загрязнения и эвтрофикации и причины ее снижения. Полученные результаты позволяют оценить эффективность изученных параметров обилия и экологических индексов при мониторинге состояния морской среды, опираясь на общую объясненную дисперсию и вклады в нее непрерывных и категориальных переменных (рис. 3). Для индикации наилучшим показателем, очевидно, следует считать тот, который имеет наибольший и существенный ($> 50\%$) вклад индицируемого фактора в TEV на фоне минимального «шума», создаваемого остальными предикторами.

Единственным параметром, полностью удовлетворяющим этим требованиям, является TPF_{bio} , настроенный, как уже было отмечено, на определение уровня химического загрязнения грунтов (вклад ковариаты в общую дисперсию — почти 73% , остальных факторов — в сумме $< 5\%$, или примерно 94 и 6% от TEV). Как ни странно, этот показатель может рассматриваться и как индикатор уровня эвтрофикации (содержания $C_{орг}$), хотя и в меньшей степени. Заметный, но все же не исключительный, вклад ковариаты $C_{орг}$ в его дисперсию ($45,7\%$, или $80,5\%$ от TEV) ощутимо отягощен статистически значимыми воздействиями типа грунта и глубины (в сумме $11,0$ – $19,3\%$ от TEV).

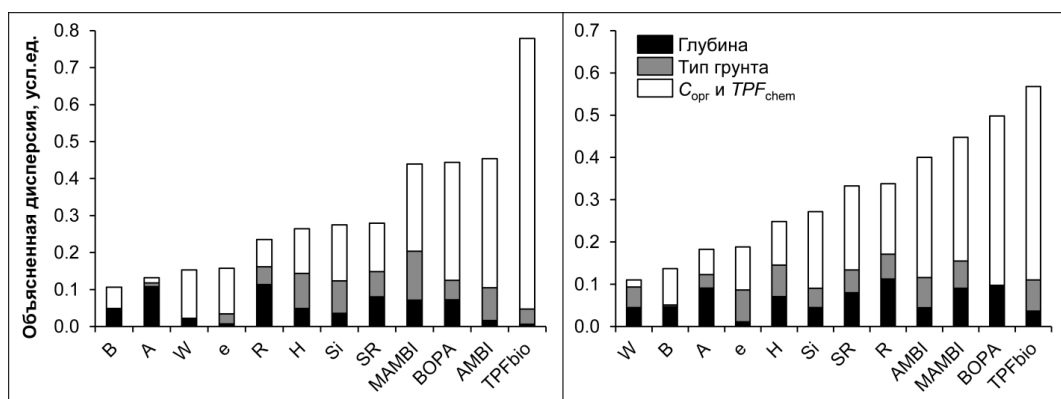


Рис. 3. Вклад различных факторов в общую объясненную дисперсию биотических параметров для ковариат TPF_{chem} и $C_{орг}$ (соответственно **слева** и **справа**)

Fig. 3. Certain factors contribution to the total explained variance of biotic parameters for covariates of TPF_{chem} (**left panel**) and TOC (**right panel**)

Довольно высокая индикативная способность TPF_{bio} по отношению к $C_{орг}$ связана как с его заметной корреляцией с содержанием органики, так и с включением в его вычисление концентрации фенолов. Содержание этих загрязняющих веществ, которые обильны в биологических объектах и продуктах их метаболизма, обусловлено ростом эвтрофикации в результате усиления терригенного стока, начавшегося в первой половине нулевого десятилетия текущего века [Мощенко и др., 2020, 2021в]. В результате соответствующее увеличение концентраций биогенов привело к росту продукции микроводорослей, которые, вероятно, и являются одним из важнейших источников этих соединений на исследованной акватории.

Биотические индексы $AMBI$ и $M-AMBI$ гораздо в меньшей степени соответствуют указанным требованиям, существенно уступая TPF_{bio} в общей объясненной дисперсии, тогда как вклады сторонних факторов в их изменчивость гораздо выше, что особенно заметно для ковариаты $C_{орг}$. Доля TEV , объясненной непрерывными переменными, у этих показателей составляет всего $34,9$ и $23,5\%$ при ковариате TPF_{chem} (меньше, чем у TPF_{bio} , в $2,1$ и $3,1$ раза, в процентах от TEV — $76,9$ и $53,6$) и $28,4$ и $29,2\%$ для $C_{орг}$ (в $1,6$ раза, $71,0$ и $65,4\%$). При этом суммарные эффекты категориальных факторов

достигают у *AMBI* 23,1 и 29,0 % от *TEV* (ковариаты соответственно TPF_{chem}^{chem} и C_{opr}^{opr}), а у *M-AMBI* еще больше — 46,4 и 34,6 % (рис. 3). В этом контексте индекс *ВОРА* в большей степени сопоставим с *AMBI* и *M-AMBI*, чем с TPF_{bio}^{bio} : на ковариату TPF_{chem}^{chem} у него приходится 31,9, а на C_{opr}^{opr} — 40,1 % (разница в 2,3 и 1,1 раза, 76,6 и 80,4, 23,4 и 19,6 %). Следует подчеркнуть, что по способности индизировать содержание C_{opr}^{opr} *ВОРА* явно превосходит индексы *AMBI* и *M-AMBI*, сближаясь в этом отношении с TPF_{bio}^{bio} (рис. 3).

Индекс *AMBI* позиционируется авторами как мера степени нарушения или повреждения донного населения и его местообитания, а *M-AMBI* — как таковая экологического статуса макрозообентоса (прил. табл. 8). Нами доказано статистически значимое воздействие сторонних факторов на эти параметры (табл. 3). *AMBI* достигает наибольших величин на промежуточных глубинах (14–27 м) и минимален в диапазоне 28 м и более, а «повреждения местообитаний» в наибольшей степени выражены на алевропелитах. Самый высокий экологический статус донного населения наблюдается на самых больших глубинах и снижается с ее уменьшением. В то же время этот статус максимален на смешанных грунтах и минимален на илисто-глинистых отложениях. Получается, что при одном и том же содержании органики или значении TPF_{chem}^{chem} , но на разных глубинах или грунтах сообщества макрозообентоса имеют разный экологический статус, а их местообитания повреждены в разной степени, что, по меньшей мере, затрудняет интерпретацию результатов наблюдений. Возможно, это обусловлено исключением взаимодействий независимых переменных, что позволило бы дать разное объяснение этим закономерностям.

Для *M-AMBI* такая дисфункция связана с самим способом его вычисления и включением в эту процедуру *R* и *H'*, изменения которых в зависимости от глубины и типа грунта, как было показано выше, соответствуют стандартным для морского бентоса закономерностям. Иная ситуация складывается с индексом *AMBI*: его определение базируется на классификации животных по отношению к содержанию C_{opr}^{opr} , которая во многом основана на экспертных оценках, а не на строгой математической формализации, в отличие от классификации макрозообентоса по уровню загрязнения [Мощенко и др., 2021а, 2022а,б]. Существенные проблемы при адаптации этого показателя для зал. Петра Великого возникали именно при отнесении видов, обитающих на данной акватории, к той или иной экологической группе, выделяемой авторами индекса, причем часть видов пришлось переклассифицировать, и это изменение было обусловлено именно применением статистических методов анализа их кривых отклика.

Заметно хуже в отношении применимости для экологического мониторинга выглядят параметры, описывающие богатство, разнообразие и доминирование — индексы *R*, *SR*, *H'* и *Si* (рис. 3). Суммарный вклад сторонних факторов в *TEV* варьирует у них в пределах 44,8–68,6 % при ковариате TPF_{chem}^{chem} и от 33,3 до 58,6 % для содержания C_{opr}^{opr} ; наилучший результат — минимальный процент от *TEV* — в обоих случаях показывает *Si*, наихудший — *R* и *H'* (соответственно для TPF_{chem}^{chem} и C_{opr}^{opr}). Наконец, совсем бесполезным, с позиций статистики, выглядит применение характеристик обилия — плотности и биомассы, а также индекса Пиелу и, что удивительно, статистики Кларка, которая была создана для оценки состояния макрозообентоса. Естественно, прежде всего это обусловлено крайне низкой суммарной объясненной дисперсией (10,7–18,9 %), тогда как вклад ковариат, например у *W* и *e*, заметно превышает 50 % (TPF_{chem}^{chem} — соответственно 85,6 и 78,1 % от *TEV*). При ковариате C_{opr}^{opr} непрерывная переменная сохраняет относительно высокий процент *TEV* у индекса Пиелу, тогда как у *W*-статистики он резко падает и становится статистически незначимым (соответственно 54,0 и 15,0 %).

Очевидно, что существуют две основные причины непригодности использования в экологическом мониторинге статистики Кларка, индекса Пиелу и в значительной степени других индексов. Во-первых, это число видов макрозообентоса, найденных на станции, и их размерные характеристики. Во-вторых, это сезонная и межгодовая динамика видового состава и его количественных показателей, а также зависимость от уровня антропогенного воздействия.

Для вычисления индекса Пиелу и статистики Кларка необходимо, чтобы на станции (в пробе) было найдено не менее двух видов. В реальности наличие двух, трех и даже четырех видов может дать даже абсолютную выравненность видовых распределений ($e \rightarrow 1,00$). Наиболее яркими примерами этого могут служить две станции, опробованные на внутренних акваториях зал. Посыета в 1993 г. (четыре вида, $e = 1,00$). Другие, не менее выразительные примеры, — станция той же съемки с тремя видами ($e = 0,95$), станции в бухтах Патрокл (2006 г., два вида, 0,99) и Золотой Рог (два вида, 0,95). В то же время идеально выравненные видовые распределения ($e = 0,9$ и более) отнюдь не редкость и были отмечены на 14 из 261 станции, тогда как невыравненные и абсолютно невыравненные распределения ($e = 0,25$ и менее) — на девяти.

«Несуразные» значения статистики Кларка обычно приурочены к станциям с экстремальным загрязнением и уровнем эвтрофикации. Так, на станции Z7 в бухте Золотой Рог в 2001 г. наблюдалось выраженное доминирование относительно крупных животных (пять видов, $W = 0,255$), хотя должно было быть наоборот, в 2016 г. (также пять видов) это преобладание не было столь отчетливым (0,099), а в 2019 г. (13 видов) преимущество получили мелкие представители бентоса (–0,106). Большие значения W в 2001 и 2016 гг. были обусловлены присутствием крупной полихеты *Nereis* sp. (более 10 см в длину и около сантиметра в диаметре), почти постоянного обитателя бухты Золотой Рог, а в 2019 г. она не была найдена. Необходимо подчеркнуть, что выраженное доминирование относительно крупных животных наблюдается в разы чаще, чем мелких ($W > 0,120$ и $< -0,064$), соответственно на 128 и 21 станции, что должно было бы отражать и соотношение количества точек опробования в относительно чистых и сильно загрязненных районах. Однако этому противоречат результаты ANCOVA.

Основные черты сезонной изменчивости наиболее представительных групп донных животных* — это увеличение обилия и видового разнообразия летом, а часто и осенью, и их снижение в весенний период, причем масштаб этих вариаций может достигать 200–300 % и более (прил. рис. 42, 43). Такие закономерности отчетливы в чистых районах; с ростом загрязнения эта динамика все более и более нарушается и при превышении порогового значения ERL_q ($TPF_{chem} = 2,8$) исчезает, причем у более чувствительных к антропогенному воздействию двустворчатых моллюсков этот коллапс наступает раньше, чем у полихет, которые более устойчивы к таким эффектам. Если уровень загрязнения возрастает, но не превосходит ERL_q , в изменениях количественных характеристик могут наблюдаться положительные тренды, что обусловлено, по-видимому, прохождением донным населением нескольких стадий на пути к разрушению.

На первой из них, на фоне снижения видового разнообразия (исчезают, в первую очередь, редкие и малочисленные виды), появляются виды-оппортунисты (индикаторы загрязнения), или, что точнее, более толерантные к загрязнению животные. Последние постепенно становятся доминантами и могут дать рост биомассы и/или численности в зависимости от своих биологических характеристик, например размеров, плодовитости и т.п. (промежуточная стадия). Затем вымирают более многочисленные и устойчивые виды, численность и биомасса снижаются и, наконец, исчезают и сами виды-индикаторы (конечная стадия). Вероятно, на самом начальном этапе число видов и, соответственно, индексы богатства и разнообразия могут даже несколько увеличиваться за счет притока более устойчивых видов, причем из-за их появления сезонная динамика может быть выражена даже более отчетливо (прил. рис. 42, 43). Следует отметить, что за рубежом выделяют восемь этапов деградации донного населения под воздействием загрязнения (прил. табл. 8).

* В распоряжении автора имеются лишь опубликованные результаты изучения сезонной и межгодовой динамики таксоценов многощетинковых червей и двустворчатых моллюсков [Oleynik, Moshchenko, 2001; Белан и др., 2003]. Первые обычно доминируют по плотности поселения, вторые — по биомассе [например, Мощенко, 2023; Мощенко и др., 2023].

Если толерантный вид представлен относительно крупными индивидуумами, при его вселении биомасса бентоса может увеличиться, а плотность — снизиться из-за вымирания других видов. Наоборот, когда оппортунисты мелкие, но образуют скопления с большой плотностью, биомасса может уменьшиться (при очень большой плотности можно ожидать и ее увеличения), а численность — возрасти. Само собой, численность и биомасса животных могут и не измениться, когда размеры и плотность поселения оппортунистов сопоставимы с таковыми у доминантов и субдоминантов ненарушенного бентоса. Вероятно, все эти сочетания, в конечном итоге, и определяют многообразие сезонных и межгодовых откликов донного населения на загрязнение.

Естественно, изменения первичных количественных характеристик (A , B , R) ведут и к изменению параметров, вычисляемых на их основе. Так, при сезонном увеличении плотности, которое происходит из-за оседания личинок бентосных животных, произойдет неизбежное снижение W -статистики. Не останутся в стороне и биотические индексы $AMBI$ и $M-AMBI$, и даже TPF_{bio} , хотя и в минимальной степени за счет появления молоди видов, которые не свойственны данному конкретному участку акватории и исчезнут, не достигнув зрелого возраста. При этом на величину всех экологических индексов приток молодых животных повлияет и с другой, субъективной, стороны. Молодь очень многих видов почти невозможно определить до вида (а то и до рода) и в результате один вид может «раздвоиться», например *Nereis zonata* на *N. zonata* и *Nereis* sp., два вида дадут четыре и так далее.

Влияние сезонной изменчивости можно устранить либо за счет выполнения нескольких съемок — весной, летом, осенью (а в идеале — и зимой) и последующего усреднения полученных результатов, либо приурочить полевые работы к какому-либо одному периоду (у нас это разгар гидрологического лета — вторая-третья декада августа) [Мощенко, Белан, 2008]. Однако отбор проб в одни и те же календарные сроки, как, впрочем, и повторяемость съемок в разные сезоны, не исключит воздействия межгодовой динамики биотических параметров. Эта динамика обусловлена, например, волнами жизни, которые обычно связаны с изменениями условий среды, вариациями экологической ситуации вследствие флуктуаций интенсивности терригенного стока, наконец, отклонениями и трендами температурного режима, что сдвигает сроки нереста беспозвоночных. На все это накладывается временной ход уровня загрязнения со своим комплексом причинно-следственных связей. Таким образом, судить об изменении состояния донного населения и, соответственно, среды его обитания на основе биотических параметров возможно только при наличии длительного ряда непрерывных наблюдений (на наш взгляд, не менее чем десятилетнего).

Естественно, использование e и W , как и всех остальных показателей, возможно для оценки состояния макрозообентоса и среды его обитания при разовых одновременных съемках. Для этого необходимо соблюдение обычных приемов статистики, включая выбраковку данных, и тщательный анализ видового состава. Кроме того, для увеличения числа найденных видов следует объединять пробы, взятые на одной станции, а для заполнения пропусков, возникающих из-за невозможности вычисления показателей, использовать моделирование, для чего существуют два основных способа. Во-первых, это определение наилучшей зависимости искомого параметра от других характеристик и вычисление «пропуска» по уравнению регрессии, во-вторых, построение карты распределения с исключением неприемлемого значения и считывание величины искомого параметра в пропущенной точке. Существует и не статистический, но весьма наглядный способ, который заключается в удалении при вычислениях проблемного вида, такого как *Nereis* sp. на станции Z7 в бухте Золотой Рог. В результате W -статистика приобретает здесь вполне приемлемые и ожидаемые значения, снизившись до $-0,178$ и $-0,099$ в 2001 и 2016 гг.

Заключение

Итак, в результате применения ANCOVA наибольшая объясненная дисперсия была получена у TPF_{bio} (почти 78 %), наименьшая — у биомассы, плотности, статистики

Кларка и индекса Пиелу ($< 19\%$). Существенная часть изменчивости была описана для *AMBI*, *M-AMBI* и *BOPA* (до $49,8\%$), у остальных параметров *TEV* в целом не превышала трети общей вариабельности. Тренды моделей большинства предикатов были отрицательными и лишь у индекса Симпсона, *AMBI*, *TPF_{bio}* и *BOPA* — положительными. Уменьшение большей части биотических параметров вдоль обеих ковариат происходило неравномерно, с отчетливо выраженной точкой изменения знака функции, имеющей у разных показателей различные координаты непрерывных предикторов. Эффекты категориальных факторов показывают стандартные для морского донного населения закономерности: рост богатства и разнообразия на самых разнообразных грунтах и снижение здесь степени доминирования. Макрозообентос больших глубин оказывается заметно разнообразнее, чем на мелководье, и, кроме того, глубоководные местообитания заселяются гидробионтами плотнее, чем мелководные.

С позиций статистики для мониторинга и оценки экологического состояния морской среды по-настоящему пригоден лишь *TPF_{bio}*, *AMBI*, *M-AMBI* и *BOPA* следует рассматривать как ограниченно пригодные, остальные — как непригодные. Низкая эффективность большинства характеристик биоты является следствием, во-первых, недостаточного для корректных вычислений числа видов, что нередко присутствует на акваториях, подверженных заметному антропогенному стрессу, во-вторых, существенного влияния сезонной и межгодовой изменчивости, исключить которое часто не представляется возможным; в третьих, трудностей видовой идентификации молодежи множества донных беспозвоночных, что ведет к неоправданному увеличению упрощенного индекса Маргалефа, используемого при вычислении индексов Пиелу, Симпсона, статистики Кларка (для нее немалую роль играет и диверсификация плотности по неоправданно выделенным видам), и самого индекса Маргалефа в стандартной форме. Наряду с этим все исследованные биотические параметры применимы для оценок состояния бентоса одновременных съемок, с соблюдением обычных приемов статистики, включая выбраковку данных, и тщательный анализ видового состава в пробах.

Благодарности (ACKNOWLEDGEMENTS)

Автор благодарен сотрудникам ДВНИГМИ Т.А. Белан и Б.М. Борисову за предоставление материала, а также всем рецензентам за ценные замечания, которые были учтены при подготовке настоящей рукописи к печати.

The author is grateful to T.A. Belan and B.M. Borisov (FERHRI) for providing materials for the study and to all anonymous reviewers for their valuable comments taken into account when preparing the article.

Финансирование работы (FUNDING)

Исследование не имело спонсорской поддержки.

The study had no sponsor funding.

Соблюдение этических стандартов (COMPLIANCE WITH ETHICAL STANDARDS)

Все применимые международные, национальные и/или институциональные принципы ухода и использования животных были соблюдены.

Автор заявляет, что у него нет конфликта интересов.

All applicable international, national and/or institutional principles for the care and use of animals have been observed.

The author states that he has no conflict of interest.

Список литературы

Белан Т.А., Мощенко А.В., Чернова А.С. Долговременные изменения видового разнообразия таксоценов многощетинковых червей в прибрежной зоне Японского моря // Докл. рабочего совещания по изучению глобальных изменений на Дальнем Востоке. — Владивосток : Дальнаука, 2003. — С. 196–224.

Кабакوف Р.И. R в действии. Анализ и визуализация данных в программе R : пер. с англ. П.А. Волковой : моногр. — М. : ДМК Пресс, 2014. — 588 с.

Мощенко А.В. Сообщества макрозообентоса рыхлых грунтов прибрежных акваторий залива Петра Великого близ Владивостока (Японское море) и их экологическое состояние // Изв. ТИНРО. — 2023. — Т. 203, вып. 3. — С. 618–638. DOI: 10.26428/1606-9919-2023-203-618-638. EDN: EJWBOV.

Мощенко А.В., Белан Т.А. Количественная оценка степени антропогенного нарушения сообществ макрозообентоса рыхлых грунтов // Биол. моря. — 2008. — Т. 34, № 4. — С. 279–292.

Мощенко А.В., Белан Т.А., Борисов Б.М. Метод оценки химического загрязнения донных осадков с использованием биоиндикации // Изв. ТИНРО. — 2022а. — Т. 202, вып. 4. — С. 861–879. DOI: 10.26428/1606-9919-2022-202-861-879. EDN: MDYYND.

Мощенко А.В., Белан Т.А., Борисов Б.М. Распределение и классификация макрозообентоса залива Петра Великого Японского моря по отношению к загрязнению донных отложений // Изв. ТИНРО. — 2022б. — Т. 202, вып. 3. — С. 623–639. DOI: 10.26428/1606-9919-2022-202-623-639. EDN: FZIAEB.

Мощенко А.В., Белан Т.А., Борисов Б.М. Сообщества макрозообентоса рыхлых грунтов прибрежных акваторий открытой части залива Петра Великого Японского моря и их экологическое состояние // Изв. ТИНРО. — 2023. — Т. 203. — С. 581–600. DOI: 10.26428/1606-9919-2023-203-581-600. EDN: ZEVAIV.

Мощенко А.В., Белан Т.А., Борисов Б.М. и др. Адаптация метода оценки качества морской среды по данным биологического анализа на основе индексов AMBI и M-AMBI для залива Петра Великого Японского моря // Тр. ДВНИГМИ. — 2021а. — Вып. 156. — С. 142–181.

Мощенко А.В., Белан Т.А., Борисов Б.М. и др. К методике выделения сообществ макрозообентоса: простой алгоритм для практики экологического мониторинга // Тр. ДВНИГМИ. — 2021б. — Вып. 156. — С. 111–141.

Мощенко А.В., Белан Т.А., Лишавская Т.С. и др. Основные тенденции временного хода концентраций приоритетных поллютантов в осадках прибрежных акваторий Владивостока (залив Петра Великого Японского моря) // Изв. ТИНРО. — 2021в. — Т. 201, вып. 2. — С. 440–457. DOI: 10.26428/1606-9919-2021-201-440-457.

Мощенко А.В., Белан Т.А., Лишавская Т.С. и др. Многолетняя динамика концентраций приоритетных поллютантов и общего уровня химического загрязнения прибрежных акваторий Владивостока (залив Петра Великого Японского моря) // Изв. ТИНРО. — 2020. — Т. 200, вып. 2. — С. 377–400. DOI: 10.26428/1606-9919-2020-200-377-400.

Belan T.A., Moshchenko A.V. Polychaete taxocenosis variability associated with sediment pollution loading in the Peter the Great Bay (the East Sea/Japan Sea) // Ocean Science J. — 2005. — Vol. 40, № 1. — P. 1–10.

Borja Á., Franco J., Muxika I. The biotic indices and the Water Framework Directive: the required consensus in the new benthic monitoring tools // Mar. Pollut. Bull. — 2004. — Vol. 48, № 3–4. — P. 405–408.

Borja Á., Franco J., Perez V. A Marine Biotic Index to Establish the Ecological Quality of Soft-Bottom Benthos Within European Estuarine and Coastal Environments // Mar. Pollut. Bull. — 2000. — Vol. 40, № 12. — P. 1100–1114.

Borja Á., Mader J., Muxika I. Instructions for the use of the AMBI index software (Version 5.0) // Revista de Investigacion Marina. — 2012. — Vol. 19, № 3. — P. 71–82.

Dauvin J.C., Bachelet G., Barille' A.L. et al. Benthic indicators and index approaches in the three main estuaries along the French Atlantic coast (Seine, Loire and Gironde) // Mar. Ecol. — 2009. — Vol. 30. — P. 228–240.

Muxika I., Borja Á., Bald J. Using historical data, expert judgment and multivariate analysis in assessing reference conditions and benthic ecological status, according to the European Water Framework Directive // Mar. Pollut. Bull. — 2007. — Vol. 55, Iss. 1–6. — P. 16–29. DOI: 10.1016/j.marpolbul.2006.05.025.

Oleynik E.V., Moshchenko A.V. Ten-year variability of Bivalvia taxon in the coastal zone of Peter the Great Bay (Japan Sea) // Oceanography of the Japan Sea: proc. CREAMS-2000 Intern. Symp. — Vladivostok : Dalnauka, 2001. — P. 264–268.

Ponti M., Vadrucchi M.R., Orfanidis S., Pinna M. Biotic indices for ecological status of transitional water ecosystems // Transit. Waters Bull. — 2009. — Vol. 3, № 3. — P. 32–90. DOI: 10.1285/i1825229Xv3n3p32.

Van Hoey G., Borja A., Birchenough S. et al. The use of benthic indicators in Europe: From the Water Framework Directive to the Marine Strategy Framework Directive // *Mar. Pollut. Bull.* — 2010. — Vol. 60, Iss. 12. — P. 2187–2196.

Washington H.G. Diversity, biotic and similarity indices. A review with special relevance to aquatic ecosystems // *Water Res.* — 1984. — Vol. 18, Iss. 6. — P. 653–694. DOI: 10.1016/0043-1354(84)90164-7.

References

Belan, T.A., Moshchenko, A.V., and Chernova, A.S., Long-term changes in the species diversity of polychaetes taxa in the coastal zone of the Sea of Japan, in *Doklady` rabocheho soveshaniya po izucheniyu global`ny`kh izmenenij na Dal`nem Vostoke* (Reports of the workshop on the study of global changes in the Far East), Vladivostok: Dal'nauka, 2003, pp. 196–224.

Kabakov, R.I., *R v deistvii. Analiz i vizualizatsiya dannykh v programme R* (R in Action: Data Analysis and Visualization in the R Software), Moscow: DMK, 2014. [transl. from English by P.A. Volkova]

Moshchenko, A.V., Communities of macrozoobenthos on soft sediments in the coastal areas of Peter the Great Bay near Vladivostok (Japan Sea) and their ecological status, *Izv. Tikhookean. Nauchno-Issled. Inst. Rybn. Khoz. Okeanogr.*, 2023, vol. 203, no. 3, pp. 618–638. doi 10.26428/1606-9919-2023-203-618-638. EDN: EJWBOB.

Moshchenko, A.V. and Belan, T.A., Method for the appraisal of anthropogenic disturbance of macrozoobenthic communities of soft substrata, *Rus. J. Mar. Biol.*, 2008, vol. 34, no. 4, pp. 235–248.

Moshchenko, A.V., Belan, T.A., and Borisov, B.M., A method for assessing chemical contamination of bottom sediments using bioassay approach, *Izv. Tikhookean. Nauchno-Issled. Inst. Rybn. Khoz. Okeanogr.*, 2022, vol. 202, no. 4, pp. 861–879. doi 10.26428/1606-9919-2022-202-861-879. EDN: MDYYHD.

Moshchenko, A.V., Belan, T.A., and Borisov, B.M., Distribution and classification of macrozoobenthos in Peter the Great Bay of Japan Sea in relation to contamination of bottom sediments, *Izv. Tikhookean. Nauchno-Issled. Inst. Rybn. Khoz. Okeanogr.*, 2022, vol. 202, no. 3, pp. 623–639. doi 10.26428/1606-9919-2022-202-623-639. EDN: FZIAEB.

Moshchenko A.V., Belan T.A., and Borisov, B.M., Communities of macrozoobenthos on soft sediments in the coastal areas of open parts of Peter the Great Bay, Japan Sea and their ecological status, *Izv. Tikhookean. Nauchno-Issled. Inst. Rybn. Khoz. Okeanogr.*, 2023, vol. 203, no. 3, pp. 581–600. doi 10.26428/1606-9919-2023-203-581-600. EDN: ZEVAIV.

Moshchenko, A.V., Belan, T.A., Borisov, B.M., Lishavskaya, T.S., and Sevastyanov, A.V., Adaptation of the method of appraisal of marine environment quality using biological data analysis at the base of *AMBI* and *M-AMBI* indices for Peter the Great Bay (Sea of Japan), *Tr. Dal'nevost. Nauchno-Issled. Gidrometeorol. Inst.*, 2021, vol. 156, pp. 142–181.

Moshchenko, A.V., Belan, T.A., Borisov, B.M., Lishavskaya, T.S., and Sevastyanov, A.V., To the methodology of the differentiation of macrozoobenthic soft-bottom communities: simple algorithm for ecological monitoring practice, *Tr. Dal'nevost. Nauchno-Issled. Gidrometeorol. Inst.*, 2021, vol. 156, pp. 111–141.

Moshchenko, A.V., Belan, T.A., Lishavskaya, T.S., Sevastianov, A.V., and Borisov, B.M., Main tendencies of temporal changes for concentration of priority pollutants in sediments of the coastal areas at Vladivostok (Peter the Great Bay, Japan Sea), *Izv. Tikhookean. Nauchno-Issled. Inst. Rybn. Khoz. Okeanogr.*, 2021, vol. 201, no. 2, pp. 440–457. doi 10.26428/1606-9919-2021-201-440-457

Moshchenko, A.V., Belan, T.A., Lishavskaya, T.S., Sevastianov, A.V., and Borisov, B.M., Longterm dynamics of prior pollutants concentration and total level of chemical contamination in the coastal areas at Vladivostok (Peter the Great Bay, Japan Sea), *Izv. Tikhookean. Nauchno-Issled. Inst. Rybn. Khoz. Okeanogr.*, 2020, vol. 200, no. 2, pp. 377–400. doi 10.26428/1606-9919-2020-200-377-400

Belan, T.A. and Moshchenko, A.V., Polychaete taxocenes variability associated with sediment pollution loading in the Peter the Great Bay (the East Sea/Japan Sea), *Ocean Sci. J.*, 2005, vol. 40, no. 1, pp. 1–10.

Borja, Á., Franco, J., and Muxika, I., The biotic indices and the Water Framework Directive: the required consensus in the new benthic monitoring tools, *Mar. Pollut. Bull.*, 2004, vol. 48, no. 3–4, pp. 405–408.

Borja, Á., Franco, J., and Perez, V., A Marine Biotic Index to Establish the Ecological Quality of Soft-Bottom Benthos Within European Estuarine and Coastal Environments, *Mar. Pollut. Bull.*, 2000, vol. 40, no. 12, pp. 1100–1114.

Borja, Á., Mader, J., and Muxika, I., Instructions for the use of the AMBI index software (Version 5.0), *Revista de Investigacion Marina*, 2012, vol. 19, no. 3, pp. 71–82.

Dauvin, J.C., Bachelet, G., Barille, A.L., Blanchet, H., Montaudouin, de X., Lavesque, N., and Ruellet, T., Benthic indicators and index approaches in the three main estuaries along the French Atlantic coast (Seine, Loire and Gironde), *Mar. Ecol.*, 2009, vol. 30, pp. 228–240.

Muxika, I., Borja, Á., and Bald, J., Using historical data, expert judgement and multivariate analysis in assessing reference conditions and benthic ecological status, according to the European Water Framework Directive, *Mar. Pollut. Bull.*, 2007, vol. 55, nos. 1–6, pp. 16–29. doi 10.1016/j.marpolbul.2006.05.025

Oleynik, E.V. and Moshchenko, A.V., Ten-year variability of Bivalvia taxon in the coastal zone of Peter the Great Bay (Japan Sea), in *Oceanography of the Japan Sea: proc. CREAMS-2000 Intern. Symp.*, Vladivostok: Dalnauka, 2001, pp. 264–268.

Ponti, M., Vadrucchi, M.R., Orfanidis, S., and Pinna, M., Biotic indices for ecological status of transitional water ecosystems, *Transit. Waters Bull.*, 2009, vol. 3, no. 3, pp. 32–90. doi 10.1285/i1825229Xv3n3p32

Van Hoey, G., Borja, A., Birchenough, S., Buhl-Mortensen, L., Degraer, S., Fleischer, D., Kerckhof, F., Magni, P., Muxika, I., Reiss, H., Schröder, A., and Zettler, M.L., The use of benthic indicators in Europe: From the Water Framework Directive to the Marine Strategy Framework Directive, *Mar. Pollut. Bull.*, 2010, vol. 60, no. 12, pp. 2187–2196. doi 10.1016/j.marpolbul.2010.09.015

Washington, H.G., Diversity, biotic and similarity indices. A review with special relevance to aquatic ecosystems, *Water Res.*, 1984, vol. 18, no. 6, pp. 653–694. doi 10.1016/0043-1354(84)90164-7

Package 'AID'. <https://cran.r-project.org/web/packages/AID/AID.pdf>. Cited January, 16, 2023.

Package 'jmv'. <https://cran.r-project.org/web/packages/jmv/jmv.pdf>. Cited September, 11, 2023.

Oksanen, J., Multivariate Analysis of Ecological Communities in R: vegan tutorial. <https://ru.scribd.com/document/353618622/R-Vegan-Tutorial-Multivariate-Analysis-of-Ecological-Communities-by-Oksanen>. Cited January, 30, 2023.

Statistical analysis and interpretation of marine community data: reference methods for marine pollution studies, Nairobi: UNEP, 1995, no. 64.

Поступила в редакцию 18.09.2023 г.

После доработки 10.11.2023 г.

Принята к публикации 30.11.2023 г.

*The article was submitted 18.09.2023; approved after reviewing 10.11.2023;
accepted for publication 30.11.2023*