

Министерство природных ресурсов и экологии Российской Федерации
Федеральная служба по гидрометеорологии и мониторингу окружающей среды
ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ БЮДЖЕТНОЕ УЧРЕЖДЕНИЕ
«ДАЛЬНЕВОСТОЧНЫЙ РЕГИОНАЛЬНЫЙ НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ
ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИЙ ИНСТИТУТ»
(ФГБУ «ДВНИГМИ»)

УДК 574.632 574.633

№ госрегистрации АААА-А20-120042190045-6

инв. №



УТВЕРЖДАЮ
Директор ФГБУ «ДВНИГМИ»
Е. А. Горшков
«19» декабря 2022 г.

ОТЧЕТ
О НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКОЙ РАБОТЕ

ИССЛЕДОВАНИЕ СТРУКТУРЫ ИЗМЕНЧИВОСТИ ОБЩИХ ХАРАКТЕРИСТИК
ДОННОГО НАСЕЛЕНИЯ ДЛЯ ОПРЕДЕЛЕНИЯ НАИБОЛЕЕ ЭФФЕКТИВНЫХ ДЛЯ
МОНИТОРИНГОВЫХ ИССЛЕДОВАНИЙ БИОТИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ

(промежуточный)

4.6.3

Ответственный исполнитель
темы, доктор биол. наук

А.В. Мощенко

Владивосток 2022

СПИСОК ИСПОЛНИТЕЛЕЙ

Отв. Исполнитель, вед.
науч. сотр., д-р биол. наук


подпись, дата

19.12.2022

А.В. Мошенко
(введение, раздел 1–4,
заключение)

Исполнители темы:

Вед. науч. сотр.,
канд. биол. наук.


подпись, дата

19.12.2022

Т.А. Белан
(раздел 1, 4)

Научный сотр.


подпись, дата

19.12.2022

Б.М. Борисов
(раздел 1)

Нормоконтроль

подпись, дата

С. А. Шабалин

РЕФЕРАТ

Отчет 108 с., 1 кн., 23 рис., 11 таб., 79 источн., 1 прил.: 36 рис., 3 таб.

МОНИТОРИНГ, ЗАЛИВ ПЕТРА ВЕЛИКОГО, ЭКОЛОГИЧЕСКОЕ СОСТОЯНИЕ МОРСКОЙ СРЕДЫ, ЗАГРЯЗНЕНИЕ, ЭВТРОФИКАЦИЯ, ДОННЫЕ ОТЛОЖЕНИЯ, ЭКОЛОГИЧЕСКИЕ ИНДЕКСЫ, ХАРАКТЕРИСТИКИ ОБИЛИЯ

Объектом исследования является макрозообентос залива Петра Великого.

Цель работы — оценить эффективность характеристик обилия и экологических индексов показателей с позиций статистики и дать рекомендации для их использования в практике мониторинга.

В процессе работы систематизированы и реструктурированы данные (261 станция, 1992-2019 гг.) по глубине отбора проб, гранулометрическому составу, содержанию загрязняющих веществ и органического углерода в осадках, характеристикам обилия (плотность поселения, биомасса) и экологическим индексам (видового богатства Маргалефа, разнообразия Шеннона-Винера, выравненности Пиелу, доминирования Симпсона, статистике Кларка, $AMBI$, $M-AMBI$ и TPF_{bio}).

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 $AMBI$ и $M-AMBI$ следует рассматривать как ограниченно пригодные, остальные — как непригодные. Низкая эффективность большинства характеристик биоты обусловлена следующими основными причинами. Во-первых, это недостаточное для корректных вычислений число видов в пробе, что нередко имеет место на акваториях, подверженных заметному антропогенному стрессу. Во-вторых, существенное влияние сезонной и межгодовой изменчивости, исключить которое часто не представляется возможным. В третьих, трудности видовой идентификации молодежи множества гидробионтов, что ведет к неоправданному увеличению или уменьшению значений большинства биотических параметров.

Разработаны рекомендации по использованию исследованных биотических параметров в практике экологического мониторинга, которые включают указания, касающиеся количества отбираемых проб на станции, первичному анализу, критическому контролю, заполнению пропусков, а также определению тенденций в изменении состояния макрозообентоса и их интерпретации. Все они подробно рассмотрены на примере прибрежных районов Владивостока (залив Петра Великого Японского моря) с использованием современных методов статистического анализа, что может служить «инструкцией» для выполнения подобных исследований на любых других акваториях морей РФ.

СОДЕРЖАНИЕ

ВВЕДЕНИЕ	5
1 Материалы и методы.....	10
1.1 Используемые материалы, отбор и обработка проб	10
1.2 Анализ данных	10
1.3 Статистический анализ и алгоритм трансформации данных	13
1.4 Подгонка модели.....	17
1.5 Кривые накопления видов.....	19
2 Результаты проверки и трансформации данных.....	21
3 Результаты ковариационного анализа для уровня химического загрязнения и содержания органического углерода	24
3.1 Построение модели	24
3.2 Итоговая подгонка модели и результаты ANCOVA	29
3.3 Эффективность биотических показателей при оценке уровня загрязнения и эвтрофикации и причины ее снижения.....	44
4 Рекомендации по использованию исследованных биотических характеристик в практике экологического мониторинга	54
ЗАКЛЮЧЕНИЕ	62
СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ.....	65
ПРИЛОЖЕНИЕ А.....	72

ВВЕДЕНИЕ

Высокий уровень контаминации многих прибрежных акваторий РФ, отсутствие выраженных тенденций к снижению содержания большинства загрязняющих веществ (ЗВ) и интенсивная экономическая эксплуатация этих районов обуславливает необходимость комплексного изучения морской среды. Ее мониторинг должен включать наблюдения как за факторами воздействия (загрязнениями), так и за состоянием элементов биосферы (откликами живых организмов на эти воздействия), за изменением их структурных и функциональных показателей [1, 2]. При этом контроль гидробиологических показателей является приоритетным, поскольку обеспечивает возможность прямой оценки состояния водных экосистем, испытывающих вредное влияние антропогенных факторов.

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 [3–22 и мн. др.]. Прежде всего, это так называемые экологические индексы – видового богатства Маргалефа, разнообразия Шеннона-Винера, выравнинности видовых распределений Пиелу, доминирования Симпсона, статистика Кларка [23–27]. С некоторой долей скептицизма, основанного на собственном многолетнем опыте мониторинговых исследований, к таким показателям можно отнести и параметры обилия – плотность поселения и биомассу.

Индекс Маргалефа (далее в настоящем Отчете R и SR) отражает видовое богатство населения какой либо территории: чем выше его значение, тем оно больше. В упрощенном и довольно распространенном варианте этот показатель определяется как число таксонов, найденных на станции или в пробе [например, 18]. Однако правильнее выглядит его вычисление как отношения количества таксонов к логарифму суммарного числа особей, найденных на исследованной площади (в пробе, на станции, в счетной площадке и т.п.). Это до некоторой степени отражает известную зависимость выды-площадь, асимптотически стремящуюся к некоторому порогу насыщения, который характерен для каждого региона [28].

Существует несколько десятков индексов разнообразия, однако самым распространенным среди них является так называемый индекс Шеннона-Винера (H') [29–31], который в экологии скорее должен был бы называться индексом Маргалефа–Мак-Артура. Определяется как отрицательная сумма произведений частот или отношений значимости элементов системы (в нашем случае – видов или таксонов более высокого ранга) к их общей значимости на ее логарифм. Например, численности или биомассы i -го

вида к суммарной численности или биомассе сообщества. Использование логарифма по основанию два приводит к получению результата в битах, например на особь или грамм биомассы. Вполне возможно использование и других оснований логарифма, однако, при этом следует принимать во внимание соотношения между их величинами. Основным преимуществом этого индекса является четкое определение компонент измеряемого разнообразия – богатство элементов системы и выравненность – равномерность представленности элементов системы.

Индекс выравненности Пиелу (e) определяется как отношение индекса Шеннона-Винера к логарифму (по основанию два) числа найденных таксонов и показывает относительное распределение особей среди видов, чем он больше, тем равномернее вклад отдельных элементов. С этим показателем связан и обратно ему пропорционален индекс доминирования Симпсона (S), рассчитываемый как сумма отношений значимостей i -ых таксонов к их общему числу. Последний показатель, по сравнению с предыдущим, имеет явное преимущество, поскольку вычисляется даже для одного таксона ($S_i=1$, абсолютное доминирование), тогда как определение e ограничивается двумя.

Среди перечисленных выше индексов статистика Кларка (W) является единственным специализированным для донного населения показателем. Она вычисляется как суммарная ранговая разность значений биомассы и численности, а в основе этих расчётов лежит метод ABC-диаграмм, суть которого состоит в том, что на одном и том же рисунке строятся кумулятивные кривые плотности и биомассы. Считается, в соответствии с r - и K -селекцией [32], что в ненарушенных сообществах по биомассе доминируют виды, представленные крупными, а по плотности – мелкими особями, K - и r -стратегами. Поэтому, на ABC-диаграмме кривая биомассы лежит над кривой плотности. С ростом загрязнения и/или эвтрофикации кривые биомассы и плотности сближаются друг с другом и могут перекрещиваться. При высокой степени загрязнения кривая плотности располагается над кривой биомассы. Статистика Кларка изменяется от -1 до $+1$; ее величина стремится к -1 в полностью разрушенных и к $+1$ – в ненарушенных сообществах.

Более «продвинуты» в диагностике состояния морской (и эстуарной) среды интегральные биотические индексы – $AMBI$, $M-AMBI$, $BENTIX$, IBI , EBI , $B-IBI$, $BEQI$ и другие [18, 33–41]. 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) [42–45]. Указанные параметры, образно говоря, являются одними из основных «инструментов», при помощи которых в ЕС определяется состояние морской среды и донного населения. Для применения перечисленных показателей на акватории залива Петра Великого необходима их адаптация, что связано с видовым своеобразием донной фауны этой акватории; ранее такая адаптация произведена для индексов *AMBI* и *M-AMBI* [46, 47].

Первый из них определяется по сумме удельных плотностей пяти групп видов, по-разному относящихся к содержанию органического углерода в донных отложениях ($C_{\text{орг}}$), второй – на основе процедуры факторного анализа с использованием индексов *AMBI*, видового богатства Маргалёфа и разнообразия Шеннона-Винера [16, 18, 38]. Для их вычисления существует программное обеспечение, свободно распространяемое в интернете [48]. Индекс *AMBI*, по мнению авторов, в наибольшей степени приспособлен для описания степени нарушения среды обитания макрозообентоса вследствие загрязнения, *M-AMBI* – для характеристики его экологического состояния [18, 48]. В целом, индекс *M-AMBI* эквивалентен *BEQI*, который вычисляется усреднением *AMBI*, *R* и *H*, нормализованных по отношению к их референтным для данной акватории величинам (коэффициент детерминации $r^2 \sim 0,999$), что дает возможность для его упрощенного вычисления и облегчения интерпретации [49].

Следует подчеркнуть, что авторы индексов *AMBI* и *M-AMBI* считают адекватными градиенты эвтрофикации и загрязнения, хотя нигде не акцентируют на этом внимания. Наши многочисленные наблюдения показывают, что схемы распределения величин показателей, характеризующих эвтрофикацию и химическое загрязнение, похожи, но отнюдь не идентичны. Например, коэффициент детерминации у содержания $C_{\text{орг}}$ в грунтах и уровня их химического загрязнения (индекс TPF_{chem} , см. далее) без выбраковки составляет всего около 70 % [50]. Более того, в настоящее время эвтрофикация и загрязнение обусловлено действием разных факторов: для первой это терригенный сток, для второго – сток индустриальный, включая эоловый разнос и пр., что доказано на основе применения конфирматорного факторного анализа и, следовательно, является значимым с позиций статистики [51, 52]. Таким образом, индекс *AMBI*, по определению, должен характеризовать скорее уровень эвтрофикации, чем загрязнения.

Для индикации уровня химического загрязнения морской среды авторами был предложен индекс TPF_{bio} , основанный на классификации животных по отношению к TPF_{chem} (пять групп), и вычисляемый как усреднённый оптимум встречаемости и плотности поселения видов-индикаторов вдоль градиента TPF_{chem} по средним величинам этих параметров внутри выделенных групп [53]. Применение TPF_{bio} позволяет

восстанавливать последовательность изменений в силе антропогенного воздействия в периоды, когда анализ содержания ЗВ еще не производили; корректировать уровень химического загрязнения; изучать процессы аккумуляции ЗВ в самой прибрежной части моря, где анализ загрязнения не был выполнен по объективным причинам.

Состав, структура и состояние макрозообентоса на прибрежной акватории Владивостока определяются, прежде всего, уровнем химического загрязнения и особенностями придонного гидрологического режима; последний во многом обусловлен интенсивностью терригенного стока [54]. Для характеристики гидрологического режима, с некоторой долей осторожности, возможно использовать глубину в точках отбора дночерпательных проб. Этот параметр статистически значимо включается в большинство моделей, полученных посредством канонического анализа соответствий (ССА) при выявлении основных факторов среды, которые определяют дифференциацию сообществ макрозообентоса, причем часто на более высоком уровне, чем остальные переменные [54]. Кроме того, важную роль играют различные характеристики гранулометрического состава осадков, которые, в конечном итоге, определяют тип грунта.

Для характеристики общего уровня химического загрязнения авторами был предложен индекс TPF_{chem} (Total Pollutant Factor), представляющий собой среднюю величину суммы ранжированных концентраций углеводородов, фенолов, свинца, меди и ДДТ (\ln -масштаб, 5 рангов) [15, 17, 19]. Эти элементы и соединения относятся к приоритетным ЗВ, а их набор для залива Петра Великого был определен методами факторного анализа.

Цель работы — оценить эффективность перечисленных биотических индексов с позиций статистики, и дать рекомендации для их использования в практике мониторинга на примере залива Петра Великого Японского моря. Для ее достижения необходимо решить четыре основные задачи:

1) Систематизировать и реструктуризировать данные по глубине отбора проб, гранулометрическому составу, содержанию загрязняющих веществ и органического углерода в осадках, характеристикам обилия (плотность поселения, биомасса) и экологическим индексам (видового богатства Маргалефа, разнообразия Шеннона-Винера, выравнимости Пиелу, доминирования Симпсона, статистике Кларка, $AMBI$ и $M-AMBI$) макрозообентоса за период с 1992 г.

2) Проверить и, по необходимости, трансформировать биотические параметры с целью достижения нормальности и гомоскедастичности распределений для выполнения стандартного дисперсионного и/или ковариационного анализа (ANOVA, ANCOVA на основе общих линейных моделей);

3) Построить модель и выполнить процедуры стандартных ANOVA и/или ANCOVA биотических параметров. В случае неудачи трансформации этих показателей – применить ANOVA и/или ANCOVA, основанных на обобщенных линейных моделях;

4) Разработать рекомендации по использованию исследованных биотических параметров в практике экологического мониторинга на примере залива Петра Великого Японского моря.

1 Материалы и методы

1.1 Используемые материалы, отбор и обработка проб

Материалом для анализа являются результаты съемок ФГБУ «ДВНИГМИ» и ННЦМБ «ИБМ ДВО РАН» (1992, 1993, 1996, 2001, 2005, 2006, 2007, 2016, 2018 и 2019 гг.) в заливе Петра Великого. Это акватория к северу от устья реки Туманной*, заливы Посьета, Стрелок, Амурский и Уссурийский, пролив Босфор Восточный, бухты Рифовая, Золотой Рог, Патрокл, Улисс и Диомид (всего 261 станция) (рисунок 1.1, 1.2). Пробы грунта отбирали дночерпателем Ван-Вина (0,11 м², 1–4 пробы); на каждой станции часть верхнего слоя осадков (2–3 см) одной из проб замораживали для последующего измерения концентраций ЗВ, $C_{\text{орг}}$ и определения гранулометрического состава. Для биологического анализа грунт промывали на сите с ячейей 1 мм и фиксировали макробентос 4 % буферным раствором формальдегида.

Концентрации металлов (Cu и Pb), углеводородов, фенолов и хлорорганических пестицидов – сумму ДДТ и его метаболитов ДДД и ДДЭ – в донных отложениях измеряли в лаборатории мониторинга загрязнения морских вод ФГБУ «Приморское УГМС» по стандартным методикам Росгидромета [55]. Содержание $C_{\text{орг}}$ анализировали методом окисления смесью $K_2Cr_2O_7 - H_2SO_4$ с колориметрическим окончанием в ННЦМБ «ИБМ ДВО РАН» [56, 57]. Гранулометрический состав определяли комбинацией ситового метода и метода А-22 в ФГБУН «ТОИ ДВО РАН» [58, 59]. Таксономическая принадлежность макрозообентоса установлена сотрудниками ФГБУ «ДВНИГМИ» и ННЦМБ «ИБМ ДВО РАН». Животных, определенных до вида или более высокого таксономического ранга, подсчитывали и взвешивали с точностью до 0,01 г после обсушивания на фильтровальной бумаге. С целью определения плотности поселения и биомассы (соответственно A и B , экз./м² и г/м²) полученные данные пересчитывали на 1 м² площади дна.

1.2 Анализ данных

Общий уровень загрязнения характеризовали индексом:

$$TPF_{\text{chem}} = (УВ + ФЕ + Pb + Cu + \Sigma\text{ДДТ}) / 5 \quad (1.1)$$

где УВ, ФЕ, Pb, Cu и $\Sigma\text{ДДТ}$ – 5-ранговые оценки (\ln -масштаб) содержания углеводородов, фенолов, свинца, меди, суммы ДДТ и его метаболитов [17]. Степень антропогенного нарушения бентоса оценивали методом, который основан на зависимости

*Далее – притуманганская акватория: Туманган – корейское название реки Туманной.

изменений индекса Шеннона-Винера для двустворчатых моллюсков (H_b') от TPF_{chem} [19, 20]. Показатели этих нарушений — величины ERL_q и ERM_q ($TPF = 2.8$ и 3.2), которые ограничивают область прогрессивной деградации — почти линейного падения H_b' . Вычисление TPF_{chem} производили при помощи программ TrfCalc, разработанный одним из авторов в среде STATISTICA.

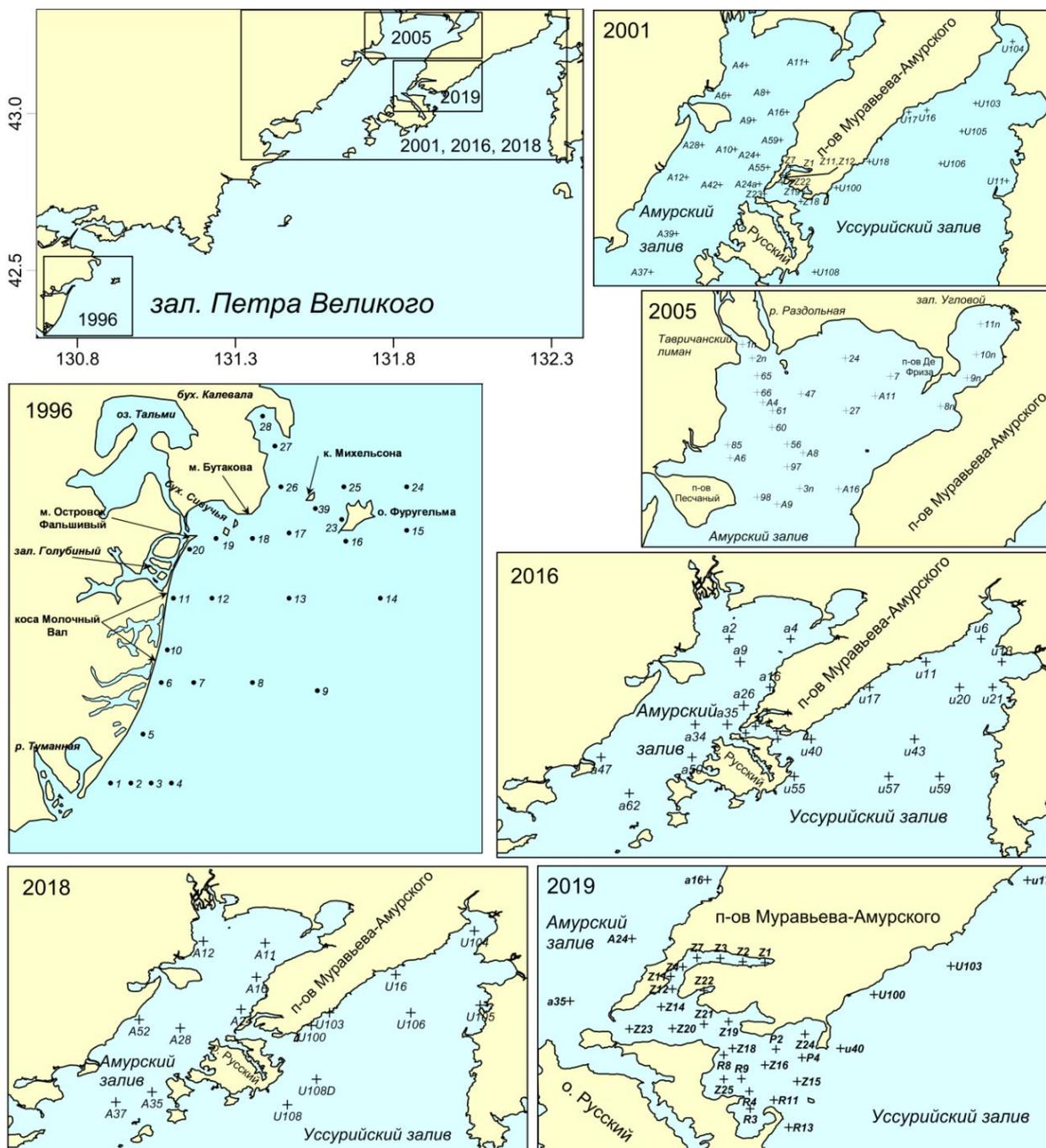


Рисунок 1.1 – Районы работ на акватории зал. Петра Великого в разные годы

Кроме плотности поселения и биомассы (A и B), в Отчете использованы следующие характеристики макрозообентоса – число видов на станции или в пробе (R, упрощённый индекс Маргалефа), индексы видового богатства Маргалефа (SR),

разнообразия Шеннона-Винера (H'), выравненности Пиелу (e), доминирования Симпсона (S_i) и статистика Кларка (W). Эти показатели подсчитывали по формулам:

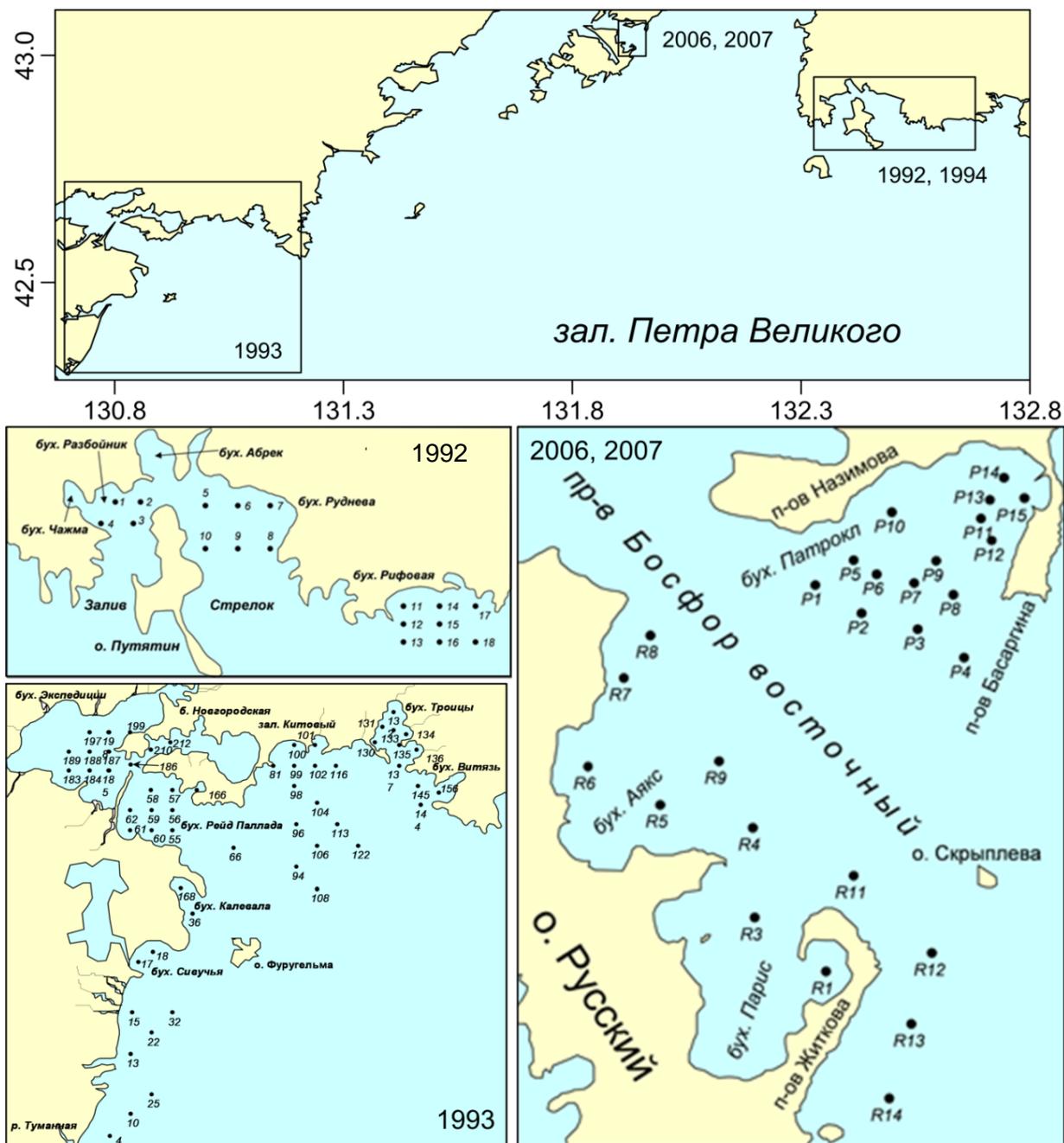


Рисунок 1.2 – Районы работ на акватории зал. Петра Великого в разные годы

$$H' = -\sum (p_i \times (\log_2 p_i)) \quad (1.2)$$

$$e = H / \log_2 R \quad (1.3)$$

$$SR = (R - 1) / \log_2 A \quad (1.4)$$

$$S_i = \sum (p_i / A)^2 \quad (1.4)$$

$$W = \sum_{i=1}^R (B_i - A_i) / [50 \times (R - 1)] \quad (1.5)$$

где p_i – доля вида i от общей плотности. Вычисления перечисленных биотических

характеристик выполняли при помощи ППП PRIMER 5.0.

Для характеристики экологического состояния макрозообентоса использовали индексы *AMBI* (AZTI Marine Biotic Index) и *M-AMBI* [29, 48]. Первый определяется по сумме удельных плотностей пяти групп видов, по-разному относящихся к содержанию $C_{орг}$:

$$AMBI = [(0 \times \%GI) + (1,5 \times \%GII) + (3 \times \%GIII) + (4,5 \times \%GIV) + (6 \times \%GV)] / 100, \quad (1.6)$$

где GI–GV – группы видов. Необходим для расчёта *AMBI* список видов и таксонов более высокого ранга залива Петра Великого, расклассифицированных по указанным группам, опубликован авторами ранее [46, 47]. Второй индекс, *M-AMBI* или *Multivariate AMBI*, вычисляется на основе процедуры факторного анализа с использованием индексов *AMBI*, *R* и *H'*.

Для сравнения использовали индекс TPF_{bio} , разработанный авторами в процессе выполнения НИР в 2021 г. [53], который «настроен» на определение степени химического загрязнения донных отложений:

$$TPF_{bio} = (\sum (Opt_i)) / R \quad (1.7)$$

где Opt_i – усредненная координата оптимума по TPF_{chem} для групповой встречаемости и плотности каждого таксона. Подготовленные для дальнейшего анализа данные в формате Excel показаны на рисунке 1.3.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P	Q	R	S	T
1	Reg	Point	Dpth	TPF_{chem}	C_{org}	AP	F2_Dth	F3_Dth	F_Sed	R	SR	A	B	H	e	Si	W	AMBI	MAMBI	TPF_{bio}
2	2001	A10	16.0	2.80	2.37	88.1	Dee	Mid	AP	7	2.987	578	68.0	1.23	0.566	0.242	0.020	1.97	0.553	2.45
3	2001	A11	8.6	2.00	2.00	99.3	Sha	Sha	AP	8	3.053	504	7.7	1.70	0.686	0.417	-0.059	2.84	0.476	2.44
4	2001	A12	16.0	2.00	2.37	88.0	Dee	Mid	AP	13	5.975	414	8.2	2.51	0.833	0.094	0.137	3.05	0.646	2.53
5	2001	A16	17.0	2.40	3.28	96.1	Dee	Mid	AP	13	4.095	933	86.2	2.52	0.822	0.162	0.120	3.41	0.561	2.79
6	2001	A24	21.0	3.60	3.46	88.1	Dee	Mid	AP	21	4.604	4775	203.2	2.02	0.464	0.454	-0.063	4.30	0.466	3.57
7	2001	A24a	16.0	2.80	1.91	7.4	Dee	Mid	San	2	0.454	82	47.0	0.74	0.742	0.710	0.184	1.59	0.389	2.69
8	2001	A28	9.0	1.60	1.82	59.9	Sha	Sha	Mix	2	1.561	89	358.5	0.52	0.619	0.638	0.196	2.68	0.374	2.66
9	2001	A37	35.0	2.40	3.37	82.9	Dee	Dee	AP	21	5.845	1320	110.5	3.70	0.849	0.083	0.197	3.24	0.718	2.81
10	2001	A39	32.0	2.40	2.68	82.9	Dee	Dee	AP	14	3.338	1327	227.3	2.78	0.855	0.098	0.301	3.36	0.573	2.61
251	Tum	T15	51.0	1.50	0.25	13.8	Dee	Dee	San	51	6.239	2574	231.5	2.80	0.493	0.124	0.094	1.53	0.761	1.94
252	Tum	T2	51.0	1.75	1.05	44.2	Dee	Dee	Mix	41	5.894	1026	56.9	3.36	0.626	0.059	0.231	1.86	0.763	2.26
253	Tum	T20	7.0	1.25	0.60	1.3	Sha	Sha	San	20	3.008	743	165.7	0.87	0.202	0.287	0.216	1.61	0.550	1.95
254	Tum	T23	20.0	1.25	0.17	7.5	Dee	Mid	San	22	3.375	660	351.4	0.60	0.135	0.307	0.183	1.53	0.543	1.89
255	Tum	T24	43.0	1.25	0.20	12.2	Dee	Dee	San	45	5.923	1863	46.4	4.32	0.787	0.205	-0.118	1.70	0.693	1.72
256	Tum	T25	26.0	1.25	0.18	9.3	Dee	Mid	San	38	5.130	1350	35.9	3.90	0.742	0.107	0.003	1.75	0.714	1.80
257	Tum	T3	62.0	2.00	0.95	30.3	Dee	Dee	Mix	54	7.132	2214	91.7	3.84	0.668	0.117	0.067	1.99	0.778	2.05
258	Tum	T4	67.0	2.00	0.52	16.5	Dee	Dee	San	43	4.996	3675	440.9	2.73	0.504	0.441	-0.011	0.38	0.684	2.17
259	Tum	T5	11.0	1.00	0.10	2.4	Sha	Sha	San	17	2.917	241	19.3	2.78	0.681	0.130	0.243	1.41	0.608	1.65
260	Tum	T6	11.0	2.25	1.20	48.7	Sha	Sha	Mix	38	5.645	702	332.6	0.69	0.131	0.105	0.315	1.11	0.747	1.76
261	Tum	T7	21.0	1.25	0.04	0.8	Dee	Mid	San	33	5.136	508	94.5	1.42	0.282	0.086	0.324	1.53	0.706	1.88
262	Tum	T9	52.0	1.25	0.07	0.7	Dee	Dee	San	38	4.033	5883	80.0	2.02	0.386	0.563	0.006	0.36	0.629	1.77

Рисунок 1.3 – Фрагмент итоговой таблицы систематизированных и реструктуризированных данных, подготовленный для выполнения дальнейших статистических процедур

1.3 Статистический анализ и алгоритм трансформации данных

Для проверки данных на соответствие нормальному распределению и равенству внутригрупповых дисперсий (гомоскедастичности) применяли тесты Шапиро-Уилка, Ливина и Брюша-Пэгэна (нулевые гипотезы H_0 – распределение данных соответствует нормальному, данные и остатки модели гомоскедастичны), а для трансформации результатов наблюдений – алгоритм Бокса-Кокса реализованный в пакете AID среды R [60, 61]. Поскольку трансформация данных оказалась успешной во всех случаях (см. раздел 2), ковариационный анализ (ANCOVA) был произведен при помощи общих линейных моделей [61, 62]. Эти модели требуют строгого соблюдения «нормальности» и гомоскедастичности данных, так как используют метод наименьших квадратов, который позволяет получить общую объясненную дисперсию и вклады в нее ковариат и факторов. При определении наилучшей модели ANCOVA применяли процедуру ступенчатого выбора.

При выполнении ANCOVA в качестве ковариат использовали TPF_{chem} и $C_{орг}$, в качестве факторов – глубину отбора проб и содержание алевропелитов (фракций $< 0,1$ мм, далее – тип грунта). Диапазоны градаций факторов представлены в таблице 1.1. Выбор таких диапазонов осуществлен, главным образом, в соответствии с собственными многолетними наблюдениями над распределением донного населения и визуальным определением типов донных отложений.

Таблица 1.1 – Градации факторов, использованные в ANCOVA

Параметр, ед. изм.	Обозначение	Диапазон		
		1	2	3
Содержание алевропелитов (частиц $< 0,01$ мм), %	<i>FSed</i>	$\leq 30,0$ (San)	30,1–70,0 (Mix)	$> 70,0$ (AP)
Глубина, м	<i>FDth2</i>	$< 14,0$	14,0 и более	
Глубина, м	<i>FDth3</i>	$< 14,0$ (Sha)	14,0–27,0 (Mid)	28,0 и более (Dee)

Примечание. В скобках – сокращенные названия диапазонов изменения факторов.

Проверка данных, выбор модели, ее подгонка и ANCOVA выполнены в браузере Rcmdr среды R (на компьютере должна быть установлена среда R и ее необходимые модули [62]). Использовали опции (рисунок 1.4):

- 1) «Статистики» → «Итоги» → «Тест нормальности»;
- 2) «Статистики» → «Дисперсии» → «Тест Ливина»;
- 3) «Статистики» → «Подгонка моделей» → «Линейная модель»;
- 4) «Модели» → «Ступенчатый выбор модели»;
- 5) «Модели» → «Тестирование гипотез» → «Таблица ANOVA»;
- 6) «Модели» → «Тестирование гипотез» → «Сравнение моделей»;

- 7) «Модели» → «Числовая диагностика» → «Тест Брюша-Пэгэна на неравномерность»;
- 8) «Модели» → «Графики» → «Базовые диагностические графики»;
- 9) «Модели» → «Графики» → «Effect plots».

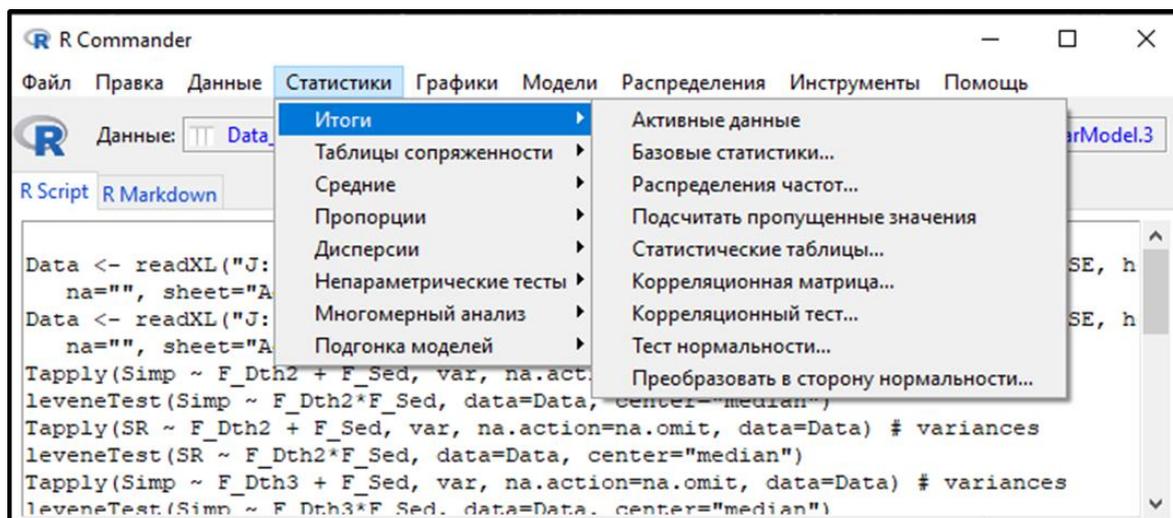


Рисунок 1.4 – Пример использования опции «Статистики» браузера Rcmdr среды R

Трансформация данных для достижения соответствия нормальному распределению произведена при помощи следующего алгоритма:

- 1) Открываем модуль AID:

```
library(AID) (1.8)
```

- 2) Прикрепляем наши данные, импортированные из Excel файла в браузере Rcmdr, при их смене обязательно используем функцию «detach»:

```
attach(Data) (1.9)
```

```
detach(Data) (2.0)
```

- 3) Если требуется, выбираем для анализа необходимые столбцы и просматриваем свои данные (проще это сделать в браузере Rcmdr):

```
data = Data[,n:k] (2.1)
```

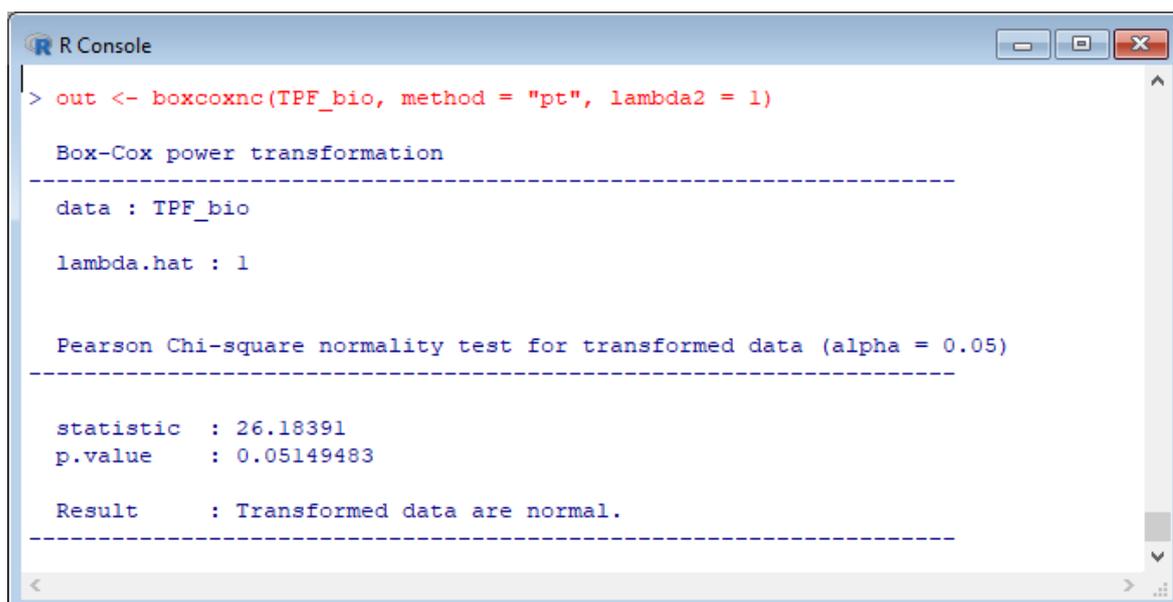
```
fix(data) (2.2)
```

- 4) Выполняем трансформацию:

```
out <- boxcoxnc(Pa, method = "sw", lambda2 = 1,
lambda = seq(-15,15,0.01)) (2.3)
```

где Pa – показатель, который вы собираетесь трансформировать, lambda2 – подбираемый параметр, seq – диапазон изменения lambda2. Вид выводимых на консоль результатов, получаемых при выполнении команды 2.3, представлен на рисунке 1.5, графический пример – на рисунке 1.6. Кроме метода Шапиро-Уилка (method = “sw”),

используемого по умолчанию, предусмотрено применение и других способов трансформации – Андерсона-Дарлинга, Крамера-фон Майса, χ^2 Пирсона, Шапиро-Франция, Лиллиефорса, Жака-Бэра, искусственной ковариаты и максимального правдоподобия (соответственно "ad", "svm", "pt", "sf", "lt", "jb", "ac", "mle"). В случае неудачи трансформации появляется строка «Result: Transformed data are not normal», при неправильном выборе lambda2 и необходимости его изменения – «Ошибка в boxcoxnc (Pa, method = "lt", lambda2 = 2): Enlarge the range of the lambda».



```

R Console
> out <- boxcoxnc(TPF_bio, method = "pt", lambda2 = 1)

Box-Cox power transformation
-----
data : TPF_bio

lambda.hat : 1

Pearson Chi-square normality test for transformed data (alpha = 0.05)
-----

statistic : 26.18391
p.value   : 0.05149483

Result    : Transformed data are normal.
-----

```

Рисунок 1.5 – Пример результатов, получаемых при выполнении команды 2.3

4) Выводим, если необходимо, значение λ_1 , вероятность справедливости H_0 , полученные в результате трансформации данные, их среднее значение и доверительные интервалы:

$$\text{out}\$\text{lambda.hat} \quad (2.4)$$

$$\text{out}\$\text{p.value} \quad (2.5)$$

$$\text{out}\$\text{tf.data} \quad (2.6)$$

$$\text{confInt}(\text{out}) \quad (2.7)$$

5) Переносим полученные данные в буфер обмена:

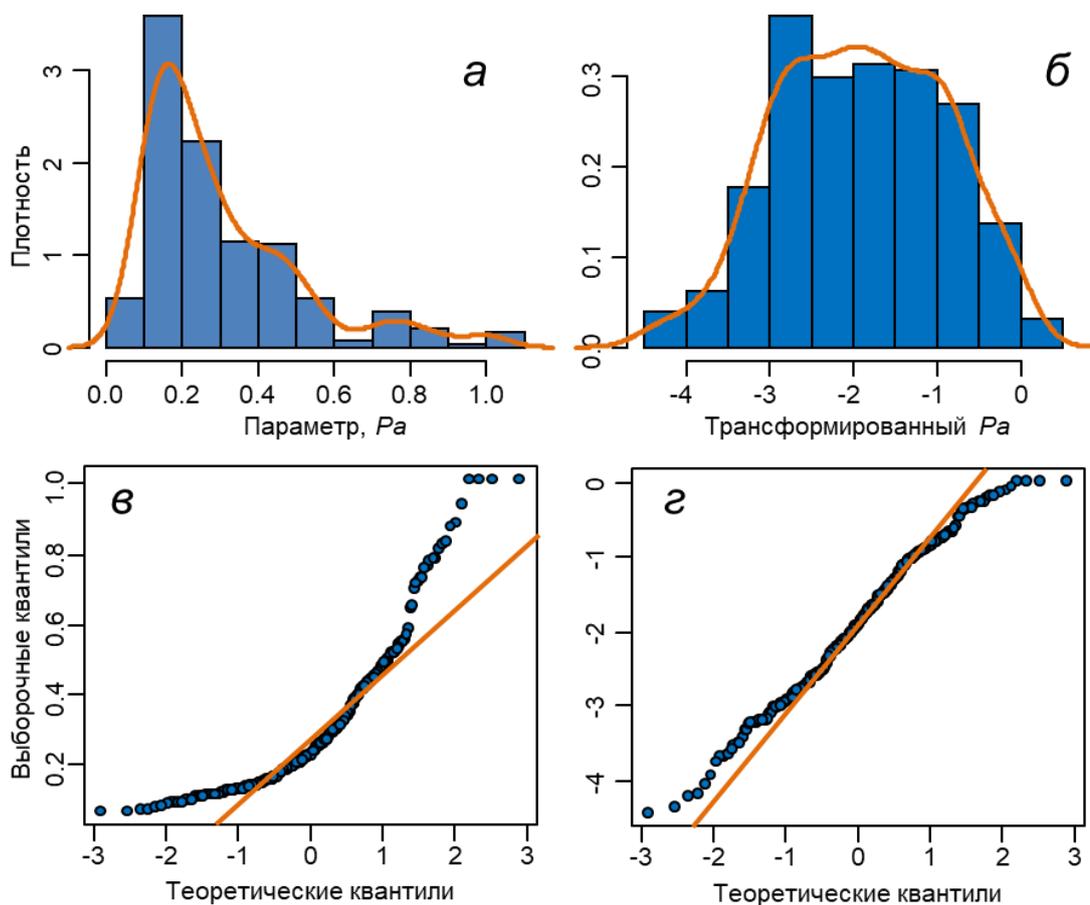
$$\text{write.table}(\text{out}\$\text{tf.data}, "clipboard", \text{sep} = "\t", \text{col.names} = \text{NA}) \quad (2.8)$$

и вставляем в лист Excel-файла, формируя таблицу для ANCOVA.

1.4 Подгонка модели

Итоговую подгонку и тестирование моделей выполняли при помощи базовых диагностических графиков в четыре этапа:

1) Производили вычисления на основе первичной модели;



a, в – реальные данные; *б, г* – трансформированные

Рисунок 1.6 – Пример графического результата использования команды 2.3, отредактированный в PowerPoint после изменения и разгруппирования рисунка

- 2) Для моделей каждого биотического параметра определяли точки «выбросов» и удаляли их из файла с данными (рисунок 1.6);
- 3) Повторяли эту операцию до достижения приемлемого результата, но не более 4 раз, что обычно обеспечивает сокращение набора первичных данных не более чем на 6–8 %, причем после каждого сокращения проверяли нормальность и гомоскедастичность остатков модели, и не допускали уменьшения величины объясненной дисперсии;
- 4) Осуществляли итоговые вычисления для оценки модели и вклада независимых переменных в общую объясненную дисперсию.

Базовые диагностические графики предназначены для проверки основных допущений МНК-моделей – линейности, нормальности распределения данных и их гомоскедастичности, наличия выбросов, точек высокой напряженности и влиятельных наблюдений [62].

- 1) Если зависимая переменная линейно связана с предиктором, то связь между остатками и предсказанными (то есть подогнанными) значениями отсутствует. Другими словами, модель должна отражать всю закономерную изменчивость данных, учитывая все,

кроме белого шума. На диаграмме зависимости остатков от предсказанных значений отчетлива нелинейная зависимость, что позволяет задуматься о добавлении квадратного члена в уравнение модели (рисунок 1.7 а).

- 2) Если значения предиката распределены нормально, остатки должны быть нормально распределены со средним значением 0. Графическая проверка данных на нормальность состоит в построение графика распределения вероятностей, сопоставляющего стандартизованные остатки и значения, которые ожидаются при нормальном распределении (рисунок 1.7 б). Если допущение о нормальном распределении выполняется, то точки на этой диаграмме должны ложиться на прямую линию с углом наклона в 45° . В данном конкретном примере это допущение не выполняется.

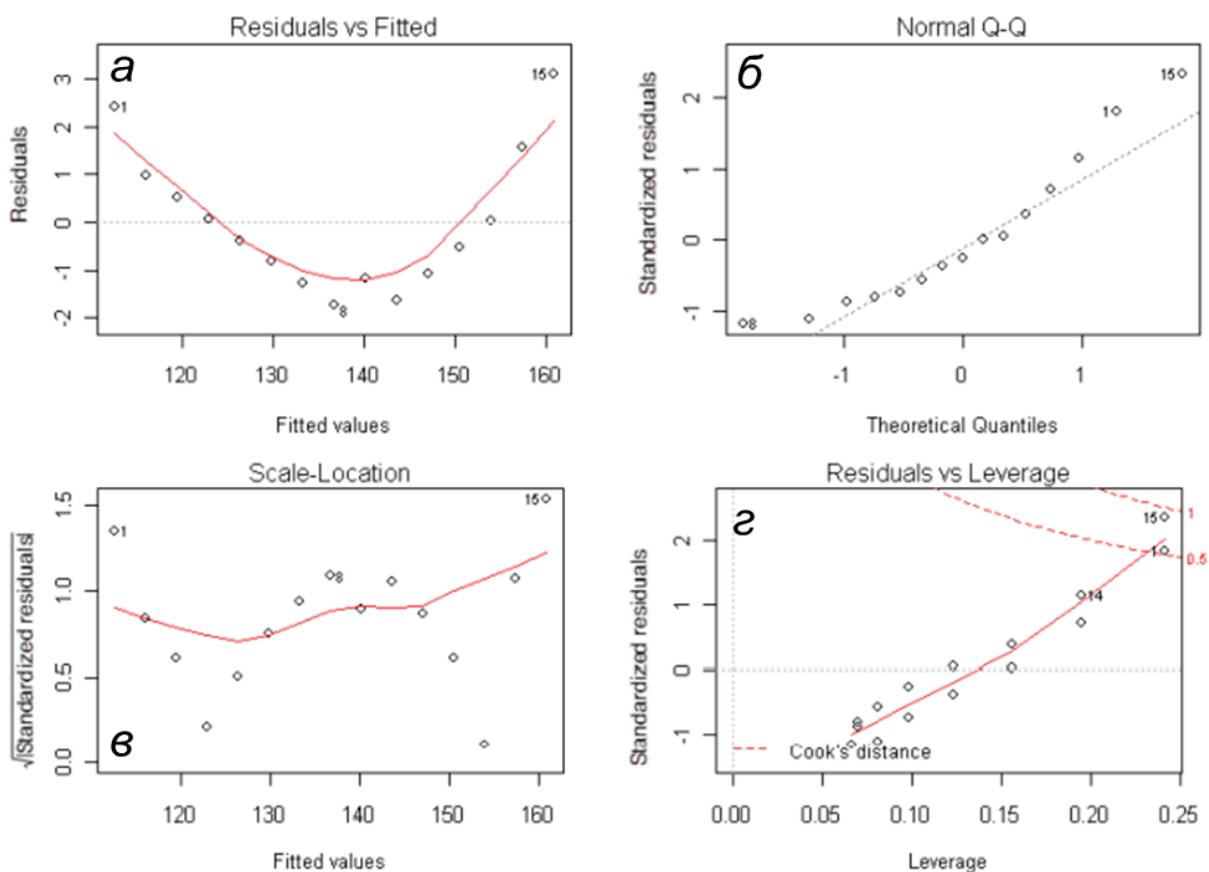


Рисунок 1.7 – Пример базовых диагностических диаграмм по [62]. Пояснения в тексте

- 3) Если допущение о постоянстве изменчивости (гомоскедастичности) выполняется, то точки диаграмме «Scale-Location» должны располагаться в форме полосы вокруг горизонтальной линии (рисунок 1.7 в). Здесь это допущение выполняется.
- 4) График зависимости остатков от напряженности содержит информацию о наблюдениях, на которые следует обратить внимание (рисунок 1.7 в). Диаграмма выявляет выбросы, точки высокой напряженности и влиятельные наблюдения:
 - Выброс – это значение, которое плохо предсказывается подобранной моделью (то есть имеет большой положительный или отрицательный остаток).

—Значение с высокой величиной напряженности описывается необычной комбинацией предикторов. Следовательно, это выброс в пространстве независимых переменных.

—Влиятельное наблюдение – это значение, которое вносит непропорциональный вклад в расчет параметров модели. Такие наблюдения выявляются при помощи расстояния Кука.

В нашем примере точки 1, 8 и 15 – это явные выбросы, причем наблюдение 15 можно отнести к влиятельным; его удаление повлияет на оценку параметров модели, причем, как подсказывает опыт автора, не обязательно в положительную сторону. Следует подчеркнуть, что с удалением данных нужно быть аккуратными: модели должны соответствовать результатам наблюдений, а не наоборот. На наш взгляд, последнее является основным положением или принципом построения и подгонки моделей.

1.5 Кривые накопления видов

При разработке рекомендаций по использованию биотических параметров в практике экологического мониторинга, для определения оптимального количества проб, применяли так называемые кривые накопления видов (Species Accumulation Curves). Фрагмент таблицы, подготовленный для данного анализа, представлен на рисунке 1.8.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M
1	Point	Acanth	Actiniar	Ampelis	Amphar	Amphar	Amphio	Anadar	Anisocc	Annelid	Anonyx	Apheloc	Arabella
2	16a1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3	16a2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	2a1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0
5	2a2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
6	26a1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
7	26a2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
8	34a1	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0
9	34a2	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
10	35a1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
11	35a2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
12	4a1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
13	4a2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0

Рисунок 1.8 – Фрагмент таблицы в формате Excel, подготовленной для построения кривой накопления видов

1) Открываем модуль `vegan`:

```
library(vegan) (2.9)
```

2) В браузере Rcmdr импортируем из Excel файла наши данные (Fq2016), просматриваем их (если необходимо) и редактируем – удаляем колонку с именами станций (проб).

3) Выполняем необходимые вычисления для построения искомой рандомизированной кривой (100 выборок из первичных данных):

```
sp <- specaccum(Fq2016, "random") (3.0)
```

4) По желанию выводим различные статистические характеристики точек кривой:

```
sp (3.1)
```

```
summary(sp) (3.2)
```

5) Строим график кривой:

```
plot(sp2, ci.type="poly", col="blue", lwd=2, ci.lty=0,  
      ci.col="lightblue") (3.3)
```

6) Дополняем его так называемыми «ящиками с усами»:

```
boxplot(sp2, col="yellow", add=TRUE, pch="+") (3.4)
```

2 Результаты проверки и трансформации данных

Проблему всех статистических методов можно сформулировать как «garbage in, garbage out» (мусор на входе – мусор на выходе). Иными словами, если не уделять должного внимания тому, как тот или иной метод работает и какие требования предъявляет к данным, то получаемые с его помощью результаты нельзя будет воспринимать всерьез [63]. Следовательно, работа должна начинаться с тщательного ознакомления со свойствами этих данных и проверки необходимых условий применимости соответствующих статистических методов. Этот начальный этап называют разведочным анализом данных (РДА). В концентрированной форме рекомендации выполнения РДА сведены в единый протокол, который включает следующие основные элементы [64]:

1. Формулировка исследовательской гипотезы и сбор данных.

2. Разведочный анализ данных:

- Выявление точек-выбросов;
- Проверка однородности дисперсий;
- Проверка нормальности распределения данных
- Выявление избыточного количества нулевых значений;
- Выявление коллинеарных переменных;
- Выявление характера связи между анализируемыми переменными;
- Выявление взаимодействий между переменными-предикторами;
- Выявление пространственно-временных связей между значениями предиката.

3. Применение статистического метода (модели) в соответствии с поставленной задачей и свойствами данных.

«Гипотеза» для данного исследования сформулирована во «ВВЕДЕНИИ», данные и методы их сбора описаны как в разделе 1.1, так и ранее, в процессе выполнения НИР 2020 и 2021 [46, 50, 53, 54] и по большей части опубликованы [15, 17, 19, 20, 47, 51, 52]. Первичное выявление и удаление выбросов произведено на этапе систематизации и реструктуризации результатов наблюдений (удалены некоторые совершенно «несуразные» значения индекса Пиелу и статистики Кларка). Это же касается «избыточного количества нулевых значений», число которых невелико, а определение «коллинеарных переменных» относится, главным образом, к множественному регрессионному анализу, а не к выбранной нами процедуре (пункт 3 протокола РДА). Ниже представлены результаты проверки имеющихся данных на нормальность распределения и гомоскедастичность, и итоги их трансформации (таблица 2.1, рисунки А.1–А.11).

Таблица 2.1 – Результаты проверки данных на их соответствие нормальному распределению и гомоскедастичности (три «типа» донных отложений) и их трансформации

Параметр	Преобразование	Метод*	Результаты теста		Тест Ливина			
					Два диапазона глубины		Три диапазона глубины	
			Статистика	<i>p</i>	<i>F</i>	Pr(> <i>F</i>)	<i>F</i>	Pr(> <i>F</i>)
Индекс Маргалефа, <i>R</i>	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
Индекс Маргалефа, <i>SR</i>	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, <i>A</i>	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
Биомасса, <i>B</i>	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, <i>H</i>	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
Индекс Пиелу, <i>e</i>	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 Симпсона, <i>Si</i>	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
Статистика Кларка, <i>W</i>	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
Индекс <i>AMBI</i>	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
Индекс <i>M-AMBI</i>	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 <i>TPF_{bio}</i>	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

*Методы проверки и трансформации: SW – Шапиро-Уилка, PT – χ^2 Пирсона, LT – Лиллиефорса.

Примечание. λ_1 – вычисляемый параметр, λ_2 – задаваемый параметр, жирным шрифтом выделены результаты тестов до трансформации (данные необходимо трансформировать), жирным курсивом – результаты успешной трансформации.

Распределение всех биотических параметров, как характеристик обилия, так и экологических индексов до трансформации не соответствовало нормальному паттерну, а у выборок индексов Пиелу, Симпсона, *AMBI* и *M-AMBI* внутригрупповые дисперсии статистически значимо отличались друг от друга. У индексов Пиелу и *AMBI* гомоскедастичность отсутствовала как для двух, так и для трех градаций глубины отбора проб, у индекса Симпсона – только для двух, у *M-AMBI* – для трех (таблица 2.1).

Процедура трансформации оказалась успешной во всех случаях – выборки данных стали соответствовать закону нормального распределения и приобрели гомоскедастичность (таблица 2.1, рисунки А.1–А.11). В большинстве преобразований использован метод Шапиро-Уилка, выборку индекса Симпсона трансформировали при помощи метода χ^2 Пирсона, выборки *AMBI* и TPF_{bio} – способом Лиллиефорса (Колмогорова-Смирнова). Выбор метода преобразования у последних трех 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). Таким образом, выборки всех биотических параметров стали пригодными для выполнения ANCOVA на основе общих линейных моделей.

3 Результаты ковариационного анализа для уровня химического загрязнения донных отложений и содержания органического углерода

Процедура ковариационного анализа направлена на получение моделей, в наилучшей степени описывающих имеющиеся результаты наблюдений с позиций статистики. В общем случае такая модель включает эффекты непрерывных и категориальных предикторов (ковариат, факторов) и их взаимодействия. Влияние ковариаты на предикат отражается полиномом n -ой степени (при $n=1$ – эта зависимость линейна) или иным уравнением, входящим во множество функций для которых применимы общие линейные модели и метод наименьших квадратов. Воздействие факторов поднимает или опускает линию функции, а взаимодействие ковариаты и факторов изменяет угол относительного наклона модельных кривых (если угол отрицательный – взаимные эффекты уменьшают степень воздействия и наоборот). Поэтому результаты ANCOVA существенно зависят от специфики имеющихся данных, что определяет выбор модели, включение в нее тех или иных ковариат и факторов и, в конечном итоге, сам результат анализа. Ниже представлены результаты ковариационного анализа биотических параметров для уровня химического загрязнения и содержания органического углерода (эвтрофикации), которые предвещают построение модели самого ANCOVA.

3.1 Построение первичной модели

На первом этапе исследовали модели, учитывающие все возможные эффекты непрерывных и категориальных предикторов, включая их взаимодействия (всего семь переменных):

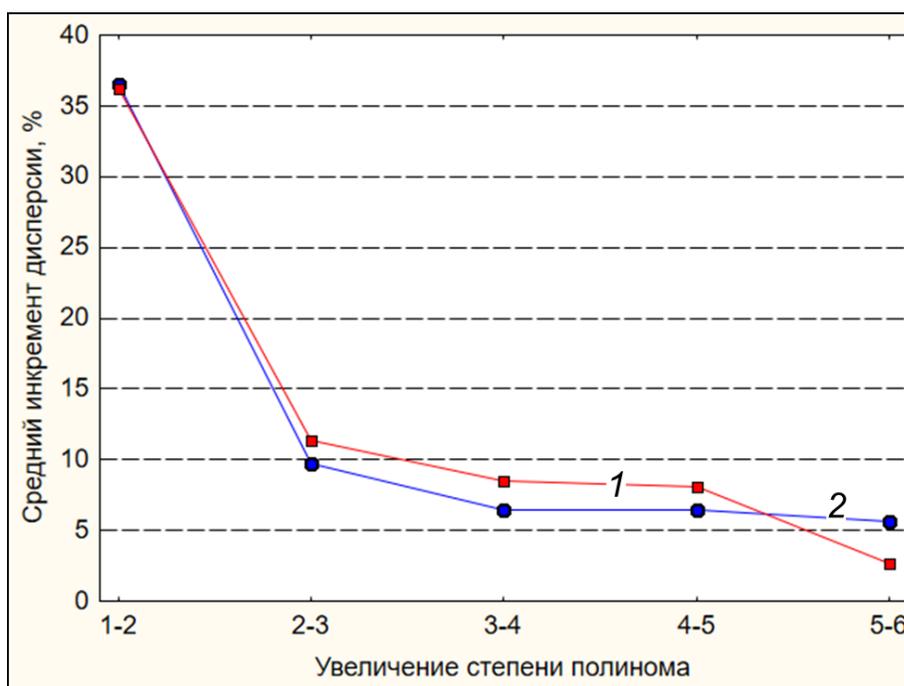
$$Pa \sim \text{poly}(TPF_{\text{chem}} \text{ или } C_{\text{орг}}, \text{ degree} = k) \times FSed \times FDth2 \quad (2.9)$$

$$Pa \sim \text{poly}(TPF_{\text{chem}} \text{ или } C_{\text{орг}}, \text{ degree} = k) \times FSed \times FDth3 \quad (3.0)$$

где Pa – один из биотических параметров, poly – полином, k – его степень.

При выборе степени полинома опирались на следующие соображения, основанные на принципе Оккама (выбор наиболее простого решения). Во-первых, среди множества общих линейных моделей, функций, сопоставимых по форме с логистической зависимостью, которая, в свою очередь, предоставляет наилучший результат с экологической точки зрения, самой простой является аппроксимация полиномом третьей степени. Во-вторых, наибольшее увеличение суммарной объясненной дисперсии (далее TEV) наблюдается при переходе от линейной модели к многочлену второй степени (рисунок 3.1). С повышением степени полинома от двух до трех этот инкремент резко падает (в три с лишним раза, точка перегиба), и стабилизируется при ее дальнейшем росте. 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 ковариационных моделях.



1 – TPF_{chem} , 2 – $C_{орг}$

Рисунок 3.1 – Изменение объясненной дисперсии с увеличением степени полинома непрерывного предиктора

Применение процедуры ступенчатого выбора существенно сокращает число предикторов (таблица 3.1). При использовании ковариаты TPF_{chem} в моделях чаще всего присутствуют либо сразу все три независимые переменные (ковариата и категориальные предикторы), либо только ковариата (соответственно в семи и шести случаях из 22), а эффекты взаимодействий полностью исключаются. Конечные варианты с двумя и тремя градациями глубины почти идентичны, за исключением модели у индекса Симпсона: при трех диапазонах сама глубина в уравнении отсутствует.

Таблица 3.1 – Результаты процедуры ступенчатого выбора моделей

Параметр	AIC	Модель
Плотность поселения, A	635,1	$\sim FDth2$
Биомасса, B	364,2	$\sim FDth2$
Индекс Маргалефа, R	536,4	$\sim poly(TPF_{chem}, degree = 3) + FSed + FDth2$
Индекс Маргалефа, SR	265,7	$\sim poly(TPF_{chem}, degree = 3) + FDth2$
Индекс Шеннона-Винера, H	533,2	$\sim poly(TPF_{chem}, degree = 3) + FSed + FDth2$
Индекс Пиелу, e	-168,7	$\sim poly(TPF_{chem}, degree = 3)$
Индекс Симпсона, Si	-20,6	$\sim poly(TPF_{chem}, degree = 3) + FSed + FDth2$
Статистика Кларка, W	-1283	$\sim poly(TPF_{chem}, degree = 3)$
Индекс $AMBI$	-1044	$\sim poly(TPF_{chem}, degree = 3)$
Индекс $M-AMBI$	-311,1	$\sim poly(TPF_{chem}, degree = 3) + FSed + FDth2$
Индекс TPF_{bio}	-1485	$\sim poly(TPF_{chem}, degree = 3) + FSed$
Плотность поселения, A	640,5	$\sim FDth3$
Биомасса, B	366,1	$\sim FDth3$

Продолжение таблицы 3.1

Параметр	AIC	Итоговая модель
Индекс Маргалефа, R	530,8	$\sim \text{poly}(TPF_{\text{chem}}, \text{degree} = 3) + FSed + FDth3$
Индекс Маргалефа, SR	-265,0	$\sim \text{poly}(TPF_{\text{chem}}, \text{degree} = 3) + FDth3$
Индекс Шеннона-Винера, H	531,5	$\sim \text{poly}(TPF_{\text{chem}}, \text{degree} = 3) + FSed + FDth3$
Индекс Пиелу, e	-168,7	$\sim \text{poly}(TPF_{\text{chem}}, \text{degree} = 3)$
Индекс Симпсона, Si	-18,2	$\sim \text{poly}(TPF_{\text{chem}}, \text{degree} = 3) + FSed$
Статистика Кларка, W	-1284	$\sim \text{poly}(TPF_{\text{chem}}, \text{degree} = 3)$
Индекс $AMBI$	-1044	$\sim \text{poly}(TPF_{\text{chem}}, \text{degree} = 3)$
Индекс $M-AMBI$	-312,6	$\sim \text{poly}(TPF_{\text{chem}}, \text{degree} = 3) + FSed + FDth3$
Индекс TPF_{bio}	-1485	$\sim \text{poly}(TPF_{\text{chem}}, \text{degree} = 3) + FSed$
Плотность поселения, A	635,1	$\sim FDth2$
Биомасса, B	360,7	$\sim \text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3) + FDth2$
Индекс Маргалефа, R	513,8	$\sim \text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3) + FDth2$
Индекс Маргалефа, SR	-285,5	$\sim \text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3) + FDth2$
Индекс Шеннона-Винера, H	536,9	$\sim \text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3) + FDth2$
Индекс Пиелу, e	-168,6	$\sim \text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3) + FSed + FDth2 +$ $\text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3):FDth2 + FSed:FDth2$
Индекс Симпсона, Si	-17,2	$\sim \text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3) + FDth2$
Статистика Кларка, W	-1275	$\sim FSed + FDth2$
Индекс $AMBI$	-1035	$\sim \text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3)$
Индекс $M-AMBI$	-309,5	$\sim \text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3) + FDth2$
Индекс TPF_{bio}	-1360	$\sim \text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3) + FSed + FDth2 +$ $\text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3):FDth2$
Плотность поселения, A	640,5	$\sim FDth3$
Биомасса, B	360,7	$\sim \text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3)$
Индекс Маргалефа, R	509,8	$\sim \text{poly}(TPF_{\text{chem}}, \text{degree} = 3) + FSed + FDth3$
Индекс Маргалефа, SR	-285,9	$\sim \text{poly}(TPF_{\text{chem}}, \text{degree} = 3) + FSed + FDth3$
Индекс Шеннона-Винера, H	534,1	$\sim \text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3) + FDth3$
Индекс Пиелу, e	-150,6	$\sim \text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3) + FSed + FDth3 +$ $\text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3):FDth3$
Индекс Симпсона, Si	-14,3	$\sim \text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3) + FDth3$
Статистика Кларка, W	-1275	$\sim FSed$
Индекс $AMBI$	-1035	$\sim \text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3)$
Индекс $M-AMBI$	-315,1	$\sim \text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3) + FDth3$
Индекс TPF_{bio}	-1361	$\sim \text{poly}(C_{\text{орг}}, \text{degree} = 3) + FSed$

Примечание. AIC – информационный критерий Акаике, poly – полином, degree – его степень, $FSed$, $FDth2$ и $FDth3$ – категориальные переменные.

Для ковариаты $C_{\text{орг}}$ структура итоговых моделей заметно отличается от варианта с TPF_{chem} : преобладают зависимости, состоящие из непрерывной переменной и глубины (в девяти случаях). В трех моделях, для индексов Пиелу (две и три градации глубины) и TPF_{bio} (две градации), присутствуют и эффекты взаимодействия факторов (таблица 3.1). Различаются и другие конечные модели для двух и трех диапазонов глубины: у биомассы, вместо глубины, в уравнение включается ковариата, а у обоих индексов Маргалефа добавляется тип грунта; у статистики Кларка отсеивается глубина, а у TPF_{bio} – эффекты взаимодействия факторов.

Ступенчатый выбор модели, использованный в данной работе, как и любые другие способы исключения «лишних» параметров (например, рандомизированная процедура *boot.stepAIC* и др.), весьма «сурово» отсеивает независимые переменные. Поэтому, остается высокая вероятность «выплеснуть ребенка вместе с водой», то есть отбросить параметр, чей вклад в общую дисперсию, по меньшей мере, был бы заметен. Каких-либо жестких рекомендаций по этому поводу не существует, но некоторые авторы обосновывают границу порога включения в 0,1 (т.н. маргинальная значимость) и даже в 0,2 [65]. 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 категориальных факторов у индексов Пиелу и TPF_{bio} для ковариаты $C_{орг}$, структура которых была заметно сложнее.

Графически, при отсутствии влияния взаимодействия факторов, линии изменения величин исследуемых параметров вдоль ковариаты располагаются параллельно друг другу. Эффекты взаимодействий выражаются в изменении угла относительного наклона этих кривых, однако, в нашем случае, проявление таких эффектов обусловлено спецификой самих имеющихся данных (рисунок 3.2). 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 более. В итоге, результирующие линии поворачиваются против часовой стрелки по отношению таковым для градаций, где данные вдоль непрерывной переменной распределены более равномерно.

Несколько исправляет ситуацию переход от трех к двум градациям глубины (рисунок 3.2), но эта операция не опровергает полностью «искусственность» включения в модели взаимодействий ковариат и категориальных предикторов, возникающей из-за неоднородности распределения данных вдоль градиента непрерывных переменных. В то же время, она уменьшает суммарную объясненную дисперсию, причем часто существенно, а в 13 из 22 случаев – и значимо с позиций статистики (таблица 3.2). Так или иначе, эффекты взаимодействий для имеющихся данных невозможно оценить достоверно, исходя из их реального проявления в природе. Поэтому, модели должны включать только эффекты самих категориальных факторов, причем по три градации у каждого.

Таким образом, суммируя приведенные выше аргументы, правая часть модели для итоговых вычислений должна состоять из полинома третьей степени от ковариаты, обеих категориальных переменных (по три градации), и не должна включать эффекты взаимодействия независимых параметров. В результате, для всех биотических параметров, используется следующая стандартная модель:

$$Pa \sim \text{poly}(C_{\text{орг}} \text{ или } TPF_{\text{chem}}, \text{ degree} = 3) + FSed + FDth3 \quad (3.1)$$

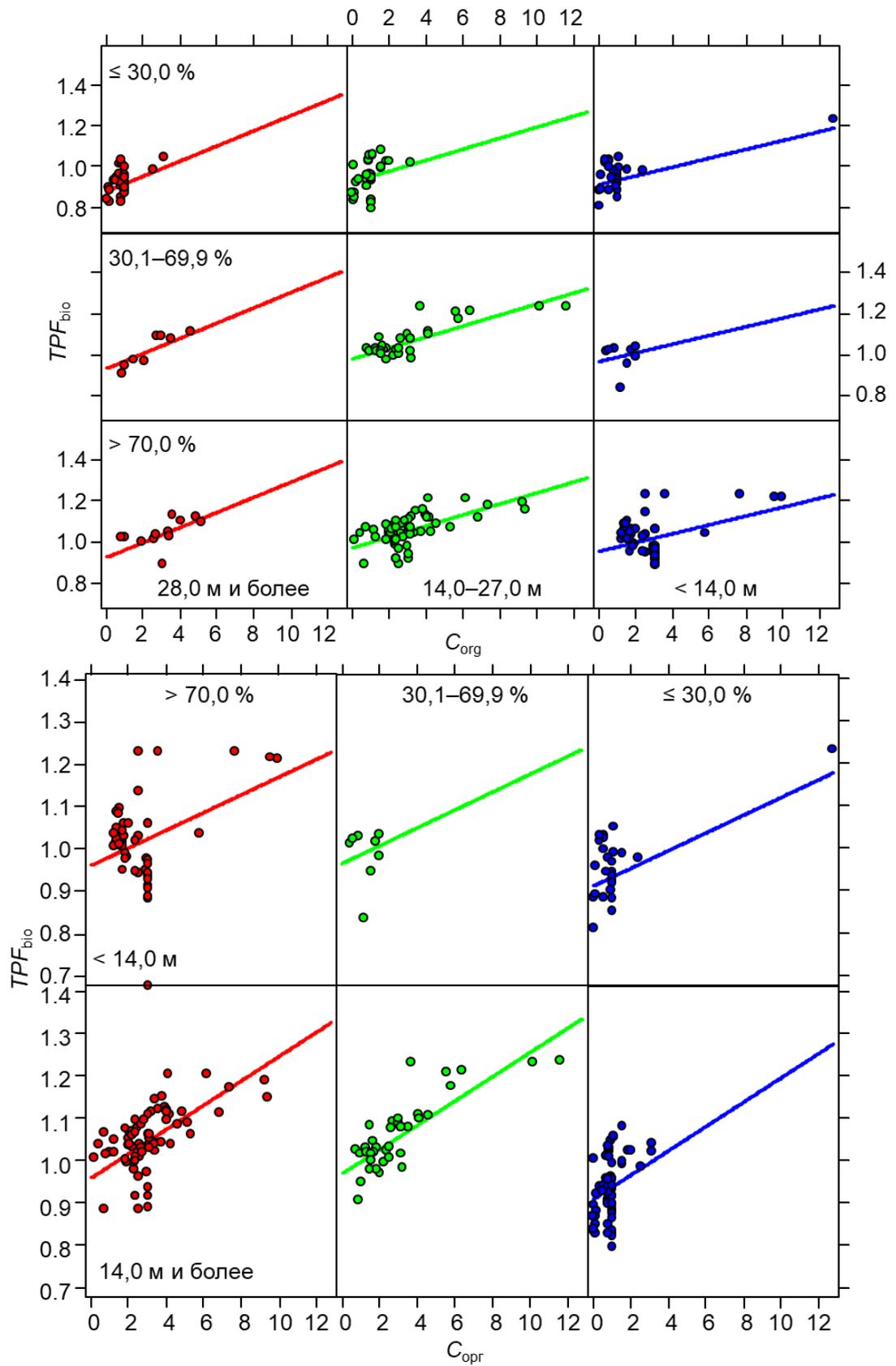


Рисунок 3.2 – Пример графических результатов, полученных при построении моделей: диаграммы эффектов для трех типов грунта, двух и трех градаций глубины; для наглядности использована линейная аппроксимация

Таблица 3.2 – Сравнение моделей с двумя и тремя градациями глубины: общая объясненная дисперсия и результаты дисперсионного анализа

Параметр	Суммарная дисперсия		Сумма квадратов	<i>F</i>	<i>p</i>
	<i>FDth2</i>	<i>FDth3</i>			
Ковариата: TPF_{chem}					
Плотность поселения, <i>A</i>	0,109	0,110	4,786	0,434	0,5105
Биомасса, <i>B</i>	0,067	0,085	18,01	4,826	0,0290
Индекс Маргалефа, <i>R</i>	0,186	0,220	73,69	11,09	0,0010
Индекс Маргалефа, <i>SR</i>	0,217	0,233	1,603	5,049	0,0255
Индекс Шеннона-Винера, <i>H</i>	0,165	0,188	47,10	7,065	0,0084
Индекс Пиелу, <i>e</i>	0,070	0,071	0,124	0,251	0,6166
Индекс Симпсона, <i>Si</i>	0,202	0,206	1,192	1,460	0,2281
Статистика Кларка, <i>W</i>	0,089	0,090	0,002	0,274	0,6014
Индекс <i>AMBI</i>	0,303	0,315	0,077	4,674	0,0316
Индекс <i>M-AMBI</i>	0,353	0,371	1,830	6,968	0,0088
Индекс TPF_{bio}	0,673	0,674	0,004	1,275	0,2598
Ковариата: $C_{орг}$					
Плотность поселения, <i>A</i>	0,152	0,153	2,489	0,237	0,6267
Биомасса, <i>B</i>	0,088	0,105	17,30	4,738	0,0304
Индекс Маргалефа, <i>R</i>	0,247	0,280	71,36	11,63	0,0008
Индекс Маргалефа, <i>SR</i>	0,279	0,297	1,894	6,513	0,0113
Индекс Шеннона-Винера, <i>H</i>	0,140	0,164	50,62	7,378	0,0071
Индекс Пиелу, <i>e</i>	0,040	0,042	0,398	0,786	0,3762
Индекс Симпсона, <i>Si</i>	0,176	0,185	2,273	2,710	0,1010
Статистика Кларка, <i>W</i>	0,041	0,045	0,007	0,912	0,3404
Индекс <i>AMBI</i>	0,263	0,285	0,133	7,707	0,0059
Индекс <i>M-AMBI</i>	0,344	0,369	2,626	9,974	0,0018
Индекс TPF_{bio}	0,480	0,491	0,024	5,087	0,0250

Примечание. *FDth2* и *FDth3* – два и три диапазона глубины, *F* – критерий Фишера, *p* – вероятность справедливости H_0 ; жирным шрифтом выделены $p < 0,05$

Результаты ее испытания для биотических параметров представлены в следующем разделе и приложении (таблица 3.3, А.1).

3.2 Итоговая подгонка модели и результаты ANCOVA

Испытания первичных моделей для большинства биотических параметров показывают вполне удовлетворительные результаты: распределение остатков соответствует нормальному паттерну, а внутригрупповые дисперсии равны между собой (таблица 3.3). Исключение для обеих непрерывных переменных составляет статистика Кларка и индекс *AMBI*, а у модели для биомассы (ковариата – содержание $C_{орг}$) остатки оказались неоднородны. Следует подчеркнуть, что положительные результаты при проверке гомогенности дисперсий остатков у большинства моделей достигались лишь при использовании теста Ливина. В то же время, более чувствительная и специально

разработанная для такого анализа процедура Брюша-Пэгэна указывает на их внутригрупповую неоднородность, что подтверждается и базовыми диагностическими диаграммами (рисунок А.12–А.32). Особенно это выражено у зависимостей с ковариатой содержание $C_{орг}$.

Таблица 3.3 – Некоторые результаты статистического анализа остатков первичных моделей ANCOVA

Параметр	Тест Шапиро-Уилка или χ^2 Пирсона		Тест Брюша-Пэгэна или Ливина	
	W или P	p	Br или F	p
Ковариата: TPF_{chem}				
Плотность поселения, A	0,989	0,054	0,883	0,532
Биомасса, B	0,995	0,615	3,385	0,066
Индекс Маргалефа, R	0,994	0,337	0,394	0,530
Индекс Маргалефа, SR	0,995	0,555	0,004	0,948
Индекс Шеннона-Винера, H	0,993	0,228	1,872	0,171
Индекс Пиелу, e	0,996	0,822	0,335	0,563
Индекс Симпсона, Si	0,995	0,514	3,460	0,063
Статистика Кларка, W	32,59*	0,008	1,673	0,105
Индекс $AMBI$	45,84*	0,000	1,092	0,369
Индекс $M-AMBI$	0,995	0,473	1,097	0,366
Индекс TPF_{bio}	0,995	0,473	1,337	0,226
Ковариата: $C_{орг}$				
Плотность поселения, A	0,990	0,061	0,866	0,546
Биомасса, B	0,995	0,577	5,133	0,023
Индекс Маргалефа, R	0,992	0,139	0,287	0,592
Индекс Маргалефа, SR	0,995	0,539	0,549	0,459
Индекс Шеннона-Винера, H	0,991	0,098	1,295	0,247
Индекс Пиелу, e	0,993	0,309	3,375	0,066
Индекс Симпсона, Si	0,996	0,723	1,086	0,297
Статистика Кларка, W	30,84*	0,014	1,477	0,166
Индекс $AMBI$	35,94*	0,003	1,520	0,150
Индекс $M-AMBI$	0,993	0,211	1,228	0,283
Индекс TPF_{bio}	21,816*	0,149	1,897	0,061

*Результаты теста χ^2 Пирсона.

Примечание. Приведены результаты тестов, дающие максимальную p ; F , W , P и Br – соответственно статистики Фишера, Шапиро-Уилка, χ^2 и Брюша-Пэгэна, p – вероятность справедливости H_0 ; результаты теста Ливина выделены жирным курсивом, статистически незначимые результаты – жирным шрифтом.

Наибольшая объясненная дисперсия была получена у индекса TPF_{bio} , причем у обеих непрерывных переменных – 67,4 и 49,1 %, соответственно, для TPF_{chem} и содержания органического углерода, наименьшая – у индекса Пиелу, статистики Кларка и биомассы (4,2–10,5 %). Существенная часть изменчивости (28,5–37,1 %) была описана для

индексов *AMBI*, *M-AMBI* и *Si* (у последнего – только для содержания $C_{орг}$, для TPF_{chem} – всего 23,3 %), у остальных биотических характеристик *TEV* варьировала в пределах 11,0–28,0 % (таблица А.1). Следует отметить, что индекс *AMBI*, который настроен (см. ВВЕДЕНИЕ) на диагностику эвтрофикации и, по определению, в модели с $C_{орг}$ должен иметь наибольшую среди других предикатов *TEV*, пропустил вперед TPF_{bio} (частные вклады этой ковариаты составили соответственно 26,2 и 40,1 %). Более детальное изложение результатов анализа предварительных моделей не имеет смысла, поскольку на следующем, заключительном этапе все они претерпели существенную трансформацию.

Итоговые модели во всех случаях оказались лучше, чем первичные, о чем говорят меньшие значения критерия Акаике, и что подтверждается результатами тестов на нормальность и внутригрупповую гомогенность остатков (таблица 3.4). Положительные результаты дал специализированный тест Брюша-Пэгэна (все модели), как и проверка на нормальность при помощи наиболее чувствительного критерия – теста Шапиро-Уилка (16 из 22 предикатов): остатки оказались гомоскедастичны и нормально распределены. Нормальное распределение остатков моделей у индекса Шеннона-Винера (обе ковариаты), индекса Маргалефа, Пиелу (TPF_{chem}), упрощенного индекса Маргалефа и TPF_{bio} ($C_{орг}$) доказано менее чувствительными тестами Лиллиефорса и χ^2 Пирсона (последний из перечисленных параметров). Опыт применения ANOVA и ANCOVA показывает, что использование данных процедур, когда распределение выборок не соответствует нормальному паттерну, ведет к некоторому завышению оценок величины итоговой дисперсии и, соответственно, частных вкладов независимых переменных, а в некоторых случаях и к изменению их соотношений. Поэтому, к результатам моделирования этих показателей следует относиться осторожнее, чем к остальным.

Таблица 3.4 – Некоторые результаты статистического анализа остатков итоговых моделей ANCOVA

Параметр	Сравнение моделей			Тест Шапиро-Уилка		Тест Брюша-Пэгэна	
	Δ	AIC _p	AIC _f	<i>W</i>	<i>p</i>	<i>BP</i>	<i>p</i>
Ковариата: TPF_{chem}							
Плотность поселения, <i>A</i>	0,022	1377	1329	0,992	0,146	0,740	0,390
Биомасса, <i>B</i>	0,022	1094	1002	0,994	0,380	0,022	0,882
Индекс Маргалефа, <i>R</i>	0,016	1245	1191	0,991	0,111	0,058	0,810
Индекс Маргалефа, <i>SR</i>	0,047	451,1	332,8	0,040*	0,445	1,523	0,217
Индекс Шеннона-Винера, <i>H</i>	0,076	1246	1113	0,044*	0,281	0,477	0,490
Индекс Пиелу, <i>e</i>	0,086	548,7	485,6	0,050*	0,139	0,365	0,546
Индекс Симпсона, <i>Si</i>	0,069	697,7	624,2	0,993	0,283	0,268	0,605
Статистика Кларка, <i>W</i>	0,063	-550,2	-676,7	0,993	0,237	1,494	0,222
Индекс <i>AMBI</i>	0,139	-321,2	-469,1	0,994	0,396	0,750	0,387
Индекс <i>M-AMBI</i>	0,068	401,6	330,3	0,994	0,461	0,142	0,706
Индекс TPF_{bio}	0,105	-761,1	-860,7	0,994	0,397	0,230	0,632

Продолжение таблицы 3.4

Параметр	Сравнение моделей			Тест Шапиро-Уилка		Тест Брюша-Пэгэна	
	Δ	AIC_p	AIC_f	W	p	BP	p
Ковариата: $C_{орг}$							
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 TPF_{bio}	0,077	-644,3	-706,9	15,21**	0,510	1,206	0,272

*Результаты теста Лиллиефорса.

**Результаты теста χ^2 Пирсона.

Примечание. Δ – инкремент, 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 .

Другим немаловажным результатом подгонки моделей оказалось достижение заметного прироста объясненной дисперсии, причем этот инкремент превысил 10 % у индекса $AMBI$ для обеих непрерывных переменных, у индекса TPF_{bio} – для ковариаты TPF_{chem} , а у индекса Пиелу – для содержания $C_{орг}$ (наибольший прирост среди всех предикатов, 14,6 %). В среднем, увеличение объясненной дисперсии при ковариате TPF_{chem} оказалось почти на процент меньше, чем для содержания органического углерода и составило соответственно $6,5 \pm 0,1$ и $7,4 \pm 0,1$ % (различия статистически не значимы – результаты теста Стьюдента: вероятность справедливости H_0 $p = 0,280$).

Поскольку процедура подгонки довольно сложна, рассмотрим ее слегка подробнее на примере модели для индекса TPF_{bio} и ковариаты TPF_{chem} . Первичные данные отчетливо линейны и, следовательно, модель не требует увеличения степени полинома (рисунок 3.3 а). Кроме того, точки на диаграмме 3.3 в располагаются в форме полосы вокруг горизонтальной линии, что говорит об их гомоскедастичности. В то же время анализируемые данные характеризуются отчетливыми выбросами – на рисунке 3.3 а–г это красные точки 194, 204 и 239. Вызывает подозрение и точка 27 – высокая величина напряжённости свидетельствует, что ее изменчивость описывается необычной комбинацией переменных.

Эта точка соответствует станции Z1 (кутовая часть бухты Золотой Рог, 2001 г.), где условия среды действительно весьма необычны: станция приурочена к мелководью (9 м), TPF_{chem} достигает 4,2 усл. ед. (область полной деградации донного населения), а в осадках

преобладают мелкие пески. Таким сочетанием параметров данный участок акватории бухты во многом обязан своим расположением вблизи устья реки Объяснения, которая, по сути, является каналом для стока отработанных вод* системы охлаждения Владивостокской ТЭЦ-2 [66]. Река, проходя внутри городской черты, собирает терригенный материал, загрязняющие вещества и канализационные стоки. В результате – осадки на этой станции содержат очень мало естественных гранулометрических разностей и состоят, в основном, из различных био- и антропогенных остатков органического происхождения, которые и аккумулируют загрязнители, чему способствует и крайне низкий уровень водообменных процессов [67].

Первичная модель TPF_{bio} описывала 67,4 % дисперсии, но ее остатки не были распределены нормально (результаты теста Шапиро-Уилка) (таблица 3.5). Удаление выбросов 194, 204 и 239 привело к росту объясненной дисперсии на 4,8 %, а распределение остатков приобрело нормальный паттерн (этап 1). Далее, на этапах 2-4 были отсеяны точки 32, 235, 259, 173, 201, 205, 27, 192 и 222 (на каждом по три; рост TEV составил соответственно 2,2, 2,0 и 1,5 %). «Странную» точку 27 удалили в последнюю очередь не случайно, а тогда, когда она перешла в «разряд выбросов» на всех диагностических диаграммах: исключение ее на более ранних этапах несколько снижало итоговую TEV (в данном конкретном примере – 76,8 вместо 77,9 %). Объяснение этому феномену автору не известно, но он был учтен при подгонке моделей остальных биотических параметров.

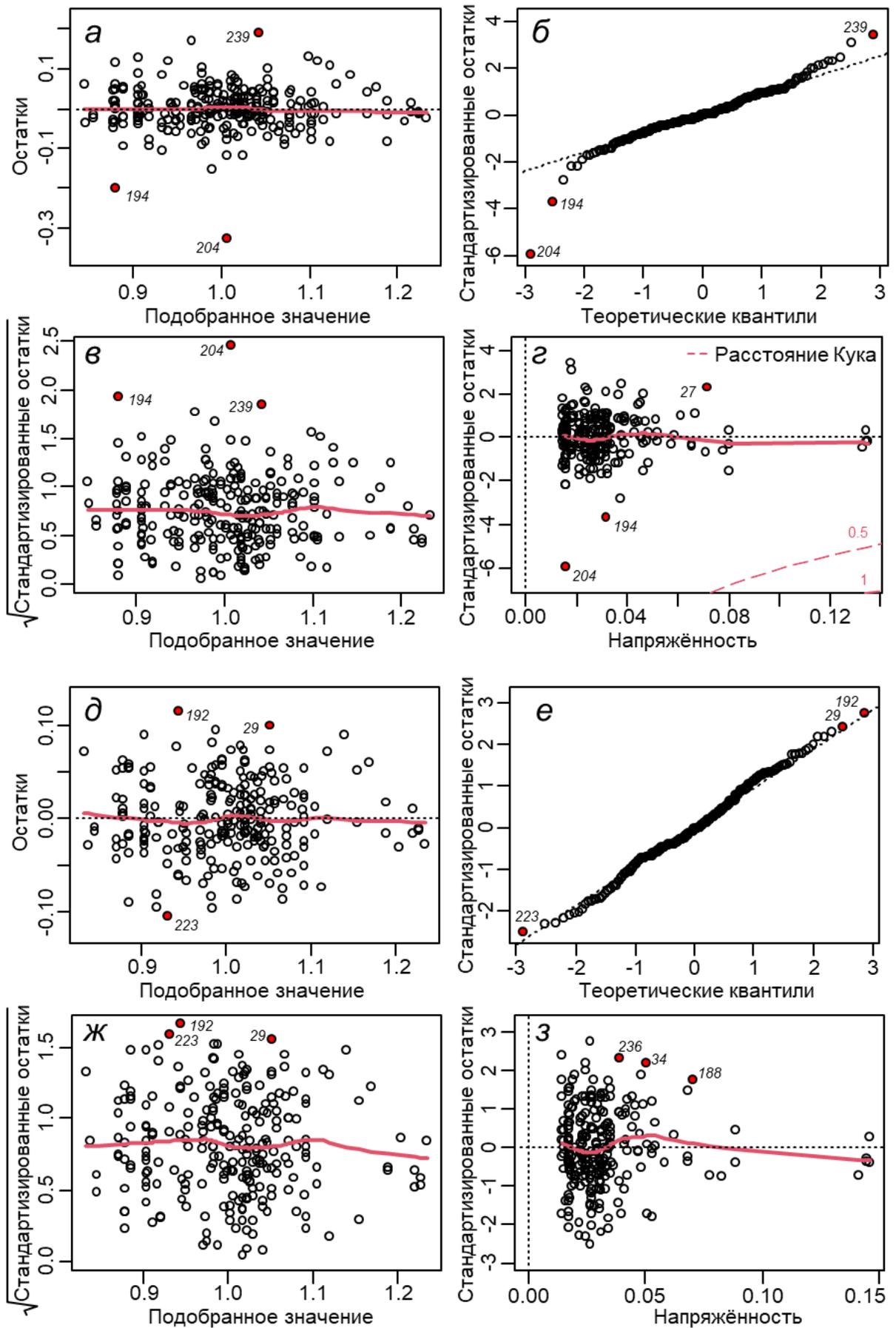
Таблица 3.5 – Пример результатов подгонки моделей: последовательное удаление выбросов у индекса TPF_{bio}

Этап	Удаленные точки	r^2	F	p	W	p	BP	p
0	Нет	0,674	74,81	0,000	0,940	0,000	0,800	0,371
1	194, 204, 239	0,722	92,74	0,000	0,991	0,111	3,752	0,053
2	32, 235, 259	0,744	102,3	0,000	0,994	0,366	1,570	0,210
3	173, 201, 205	0,764	112,9	0,000	0,992	0,170	3,761	0,053
4	27, 192, 222	0,779	121,3	0,000	0,994	0,397	0,230	0,632

Примечание. F , W и BP – соответственно статистики тестов Фишера, Шапиро-Уилка и Брюша-Пэгэна, r – коэффициент корреляции, p – вероятность справедливости H_0 .

Следует подчеркнуть, что точка 27 «отметилась» почти во всех моделях, за исключением биомассы, индекса Пиелу и статистики Кларка (рисунки А.12–А.32). При этом ее отсутствие у e и W объясняется лишь тем, что значения данных показателей невозможно вычислить для одного вида животных: из-за суровых экологических условий

* подогретых и, как следствие, обедненных кислородом, а в период прохождения тайфунов и глубоких циклонов – еще и опресненных (для охлаждения используется морская вода).



а-г и д-з – соответственно предварительная и итоговая модель
 Рисунок 3.3 – Пример использования базовых диагностических графиков для подгонки модели у индекса TPF_{bio} : пояснения в тексте

на станции Z1 обитает только полихета *Capitella capitata*. Кроме того, модель TPF_{bio} оказалась единственной, из которой эту точку можно исключить без потерь для итоговой объясненной дисперсии. Теоретически, отсев выбросов можно было продолжить и дальше (красные точки на рисунке 3.3 д-з), однако это привело бы к нарушению одного из главных принципов моделирования о соответствии модели результатам наблюдений. Итоговые результаты подгонки моделей и их эффекты представлены в таблицах 3.6, 3.7 и на рисунках 3.4–3.8.

Таблица 3.6 – Итоговые результаты ANCOVA (с учетом краевых эффектов, тип III), модель: $Pa \sim \text{poly}(C_{opr} \text{ или } TPF_{chem}, \text{ degree} = 3) + FSed + FDth2$

Параметр	Фактор	Сумма квадратов	df	η^2	F	p
Плотность поселения, A $r^2 = 0,132, F = 5,444,$ $p = 0,0000$	Глубина	316,2	2	0,108	16,28	0,0000
	Содержание AP	29,24	2	0,010	1,506	0,2238
	TPF_{chem}	41,56	3	0,014	1,427	0,2355
	Остатки	2428	250			
Биомасса, B $r^2 = 0,107, F = 4,155,$ $p = 0,0002$	Глубина	33,70	2	0,046	5,619	0,0041
	Содержание AP	2,33	2	0,003	0,389	0,6781
	TPF_{chem}	42,49	3	0,058	4,722	0,0032
	Остатки	731,8	244			
Индекс Маргалефа, R $r^2 = 0,235, F = 10,99,$ $p = 0,0000$	Глубина	190,5	2	0,113	15,24	0,0000
	Содержание AP	80,71	2	0,048	6,460	0,0018
	TPF_{chem}	124,1	3	0,074	6,624	0,0003
	Остатки	1562	250			
Индекс Маргалефа, SR $r^2 = 0,279, F = 13,18,$ $p = 0,0000$	Глубина	5,345	2	0,081	11,45	0,0000
	Содержание AP	4,522	2	0,068	9,685	0,0001
	TPF_{chem}	8,654	3	0,131	12,36	0,0000
	Остатки	55,56	244			
Индекс Шеннона-Винера, H $r^2 = 0,264, F = 12,21,$ $p = 0,0000$	Глубина	74,15	2	0,049	7,155	0,0001
	Содержание AP	144,6	2	0,095	13,96	0,0000
	TPF_{chem}	184,3	3	0,121	11,85	0,0000
	Остатки	1680	244			
Индекс Пиелу, e $r^2 = 0,157, F = 6,485,$ $p = 0,0000$	Глубина	0,758	2	0,007	0,973	0,3795
	Содержание AP	2,746	2	0,027	3,524	0,0310
	TPF_{chem}	12,48	3	0,123	10,67	0,0000
	Остатки	94,69	237			
Индекс Симпсона, Si $r^2 = 0,275, F = 13,234,$ $p = 0,0000$	Глубина	7,336	2	0,036	5,472	0,0047
	Содержание AP	18,01	2	0,088	13,43	0,0000
	TPF_{chem}	31,05	3	0,151	31,05	0,0000
	Остатки	163,6	244			
Статистика Кларка, W $r^2 = 0,153, F = 6,305,$ $p = 0,0000$	Глубина	0,014	2	0,020	1,856	0,1585
	Содержание AP	0,002	2	0,003	0,243	0,7844
	TPF_{chem}	0,096	3	0,131	8,290	0,0000
	Остатки	0,937	233			

Продолжение таблицы 3.6

Параметр	Фактор	Сумма квадратов	<i>df</i>	η^2	<i>F</i>	<i>p</i>
Индекс <i>AMBI</i> $r^2 = 0,454, F = 28,61,$ $p = 0,0000$	Глубина	0,036	2	0,016	2,103	0,1243
	Содержание AP	0,198	2	0,089	11,58	0,0000
	TPF_{chem}	0,780	3	0,349	0,780	0,0000
	Остатки	2,061	241			
Индекс <i>M-AMBI</i> $r^2 = 0,439, F = 27,28,$ $p = 0,0000$	Глубина	5,223	2	0,072	12,51	0,0000
	Содержание AP	9,632	2	0,132	23,06	0,0000
	TPF_{chem}	17,18	3	0,235	17,18	0,0000
	Остатки	50,96	244			
Индекс TPF_{bio} $r^2 = 0,779, F = 121,3,$ $p = 0,0000$	Глубина	0,005	2	0,006	1,500	0,2256
	Содержание AP	0,042	2	0,041	11,70	0,0000
	TPF_{chem}	0,824	3	0,729	154,7	0,0000
	Остатки	0,428	241			
Плотность поселения, <i>A</i> $r^2 = 0,183, F = 7,892,$ $p = 0,0000$	Глубина	254,0	2	0,091	14,87	0,0000
	Содержание AP	89,42	2	0,032	5,236	0,0059
	Содержание $C_{орг}$	167,7	3	0,060	6,548	0,0003
	Остатки	2109	244			
Биомасса, <i>B</i> $r^2 = 0,137, F = 5,538,$ $p = 0,0000$	Глубина	34,48	2	0,047	5,883	0,0032
	Содержание AP	3,25	2	0,004	0,555	0,5750
	Содержание $C_{орг}$	63,93	3	0,086	7,273	0,0001
	Остатки	715,0	244			
Индекс Маргалефа, <i>R</i> $r^2 = 0,338, F = 17,80,$ $p = 0,0000$	Глубина	201,8	2	0,112	19,16	0,0000
	Содержание AP	105,2	2	0,059	9,988	0,0001
	Содержание $C_{орг}$	299,4	3	0,167	18,95	0,0000
	Остатки	1285	244			
Индекс Маргалефа, <i>SR</i> $r^2 = 0,333, F = 17,37,$ $p = 0,0000$	Глубина	7,071	2	0,080	15,07	0,0000
	Содержание AP	4,724	2	0,054	10,07	0,0001
	Содержание $C_{орг}$	17,52	3	0,199	24,89	0,0000
	Остатки	57,24	244			
Индекс Шеннона-Винера, <i>H</i> $r^2 = 0,248, F = 11,38,$ $p = 0,0000$	Глубина	95,73	2	0,071	8,617	0,0002
	Содержание AP	101,1	2	0,075	9,102	0,0002
	Содержание $C_{орг}$	139,2	3	0,103	8,356	0,0000
	Остатки	1339	241			
Индекс Пиелу, <i>e</i> $r^2 = 0,189, F = 7,899,$ $p = 0,0000$	Глубина	1,281	2	0,011	1,801	0,1673
	Содержание AP	8,487	2	0,075	11,93	0,0000
	Содержание $C_{орг}$	11,489	3	0,102	10,77	0,0000
	Остатки	84,65	237			
Индекс Симпсона, <i>Si</i> $r^2 = 0,272, F = 12,90,$ $p = 0,0000$	Глубина	6,360	2	0,045	4,751	0,0095
	Содержание AP	6,506	2	0,046	4,860	0,0085
	Содержание $C_{орг}$	25,78	3	0,181	12,84	0,0000
	Остатки	162,0	242			

Продолжение таблицы 3.6

Параметр	Фактор	Сумма квадратов	<i>df</i>	η^2	<i>F</i>	<i>p</i>
Статистика Кларка, <i>W</i> $r^2 = 0,110$, $F = 4,305$, $p = 0,0002$	Глубина	0,043	2	0,045	5,435	0,0049
	Содержание AP	0,047	2	0,049	5,908	0,0031
	Содержание $C_{\text{орг}}$	0,016	3	0,017	1,338	0,2626
	Остатки	0,969	233			
Индекс <i>AMBI</i> $r^2 = 0,400$, $F = 22,96$, $p = 0,0000$	Глубина	0,083	2	0,045	4,363	0,0138
	Содержание AP	0,133	2	0,071	6,987	0,0011
	Содержание $C_{\text{орг}}$	0,529	3	0,284	18,51	0,0000
	Остатки	2,294	241			
Индекс <i>M-AMBI</i> $r^2 = 0,447$, $F = 27,87$, $p = 0,0000$	Глубина	5,069	2	0,090	12,79	0,0000
	Содержание AP	3,626	2	0,065	9,152	0,0002
	Содержание $C_{\text{орг}}$	16,41	3	0,292	27,60	0,0000
	Остатки	47,75	241			
Индекс TPF_{bio} $r^2 = 0,568$, $F = 45,76$, $p = 0,0000$	Глубина	0,037	2	0,036	5,449	0,0048
	Содержание AP	0,075	2	0,074	11,04	0,0000
	Содержание $C_{\text{орг}}$	0,462	3	0,457	45,60	0,0000
	Остатки	0,824	244			

Примечание: *r* – коэффициент множественной корреляции, *F* – критерий Фишера, *p* – вероятность справедливости H_0 , *df* – число степеней свободы, η^2 – частные вклады предикторов в объясненную дисперсию.

Как и при испытании первичных моделей, наибольшая объясненная дисперсия была получена у индекса TPF_{bio} , причем также у обеих непрерывных переменных – 77,9 и 56,8 %, соответственно для TPF_{chem} и содержания органического углерода, наименьшая – у биомассы, плотности поселения, статистики Кларка и индекса Пиелу (10,7–18,9 %). Существенная часть изменчивости (40,0–45,4 %) была описана для индексов *AMBI* и *M-AMBI*, у остальных биотических характеристик *TEV* варьировала в пределах 23,5–33,8 % (таблица 3.6). Индекс *AMBI*, настроенный на индикацию уровня эвтрофикации и, который, по определению, в модели с содержанием $C_{\text{орг}}$ должен иметь наибольшую среди других предикторов *TEV*, пропустил вперед не только TPF_{bio} , но и индекс *M-AMBI* (частные вклады этой ковариаты составили соответственно 28,4, 45,7 и 29,2 %).

Непрерывные предикторы на статистически значимом уровне входили почти во все итоговые модели, за исключением плотности поселения и статистики Кларка (ковариаты TPF_{chem} и содержание $C_{\text{орг}}$, соответственно) (таблица 3.6, 3.7). Общие тренды моделей у большинства предикторов были отрицательными (ковариата TPF_{chem}) и лишь у индексов Симпсона, *AMBI* и TPF_{bio} – положительными, причем изменения этих трех параметров вдоль градиента предиктора происходило весьма равномерно (рисунки 3.4–3.8). Подобные закономерности наблюдались и для ковариаты $C_{\text{орг}}$, а основными отличиями, по

сравнению с TPF_{chem} , явилось исчезновение выраженных трендов в моделях у индекса Пиелу и статистики Кларка. Кроме того, изменения индекса $M-AMBI$ в своем снижении приобрели отчетливую монотонность, а у биомассы – стали почти монотонными. В целом, уменьшение большинства биотических параметров вдоль обеих ковариат происходило не равномерно, с отчетливо выраженной точкой изменения знака функции, имеющей у разных показателей самые различные координаты TPF_{chem} и содержания $C_{орг}$ (рисунки 3.4–3.8).

Таблица 3.7 – Результаты качественного анализа включения и эффектов непрерывных и категориальных переменных

Параметр	Глубина	Тип грунта	TPF_{chem} или $C_{орг}$	Тренд	Особенности модельной кривой
Ковариата TPF_{chem}					
Индекс Маргалефа, R	+	+	+	–	Снижение с перегибом
Индекс Маргалефа, SR	+	+	+	–	Снижение с перегибом
Индекс Шеннона-Винера, H	+	+	+	–	Снижение с перегибом
Индекс Симпсона, Si	+	+	+	+	Монотонный рост
Индекс $M-AMBI$	+	+	+	–	Снижение с перегибом
Индекс $AMBI$	+–	+	+	+	Монотонный рост
Индекс Пиелу, e	–	+	+	–	Снижение с перегибом
Индекс TPF_{bio}	–	+	+	+	Монотонный рост
Биомасса, B	+	–	+	–	Снижение с перегибом
Статистика Кларка, W	+–	–	+	–	Снижение с перегибом
Плотность поселения, A	+	–	–	–	Снижение с перегибом
Ковариата $C_{орг}$					
Плотность поселения, A	+	+	+	–	Снижение с перегибом
Индекс Маргалефа, R	+	+	+	–	Снижение с перегибом
Индекс Маргалефа, SR	+	+	+	–	Снижение с перегибом
Индекс Шеннона-Винера, H	+	+	+	–	Снижение с перегибом
Индекс Симпсона, Si	+	+	+	+	Монотонный рост
Индекс $AMBI$	+	+	+	+	Монотонный рост
Индекс $M-AMBI$	+	+	+	–	Монотонное падение
Индекс TPF_{bio}	+	+	+	+	Монотонный рост
Индекс Пиелу, e	+–	+	+	нет	–
Биомасса, B	+	–	+	–	Снижение с перегибом
Статистика Кларка, W	+	+	–	нет	–

Примечание. Переменные: «+» – статистически значимое включение в модель, «–» – включение не значимо статистически, «+–» – включение на уровне $p < 0,200$; тренд: «+» и «–» – соответственно положительный и отрицательный.

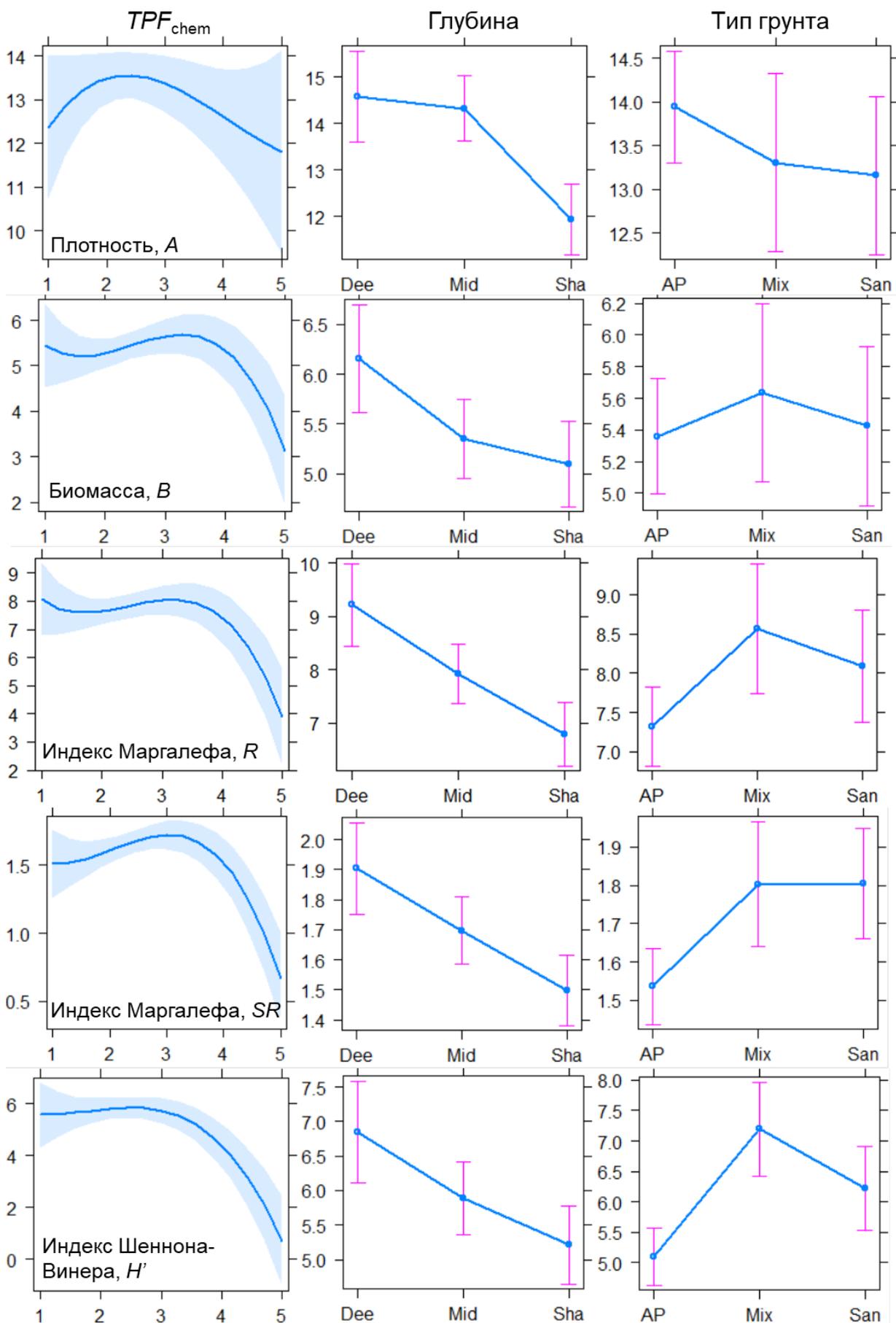


Рисунок 3.4 – Некоторые графические результаты ANCOVA: эффекты высокого ранга. Заштрихованная область – доверительные границы модели, планки погрешностей – 95 % доверительный интервал (обозначения градаций факторов – см. таблица 1.1)

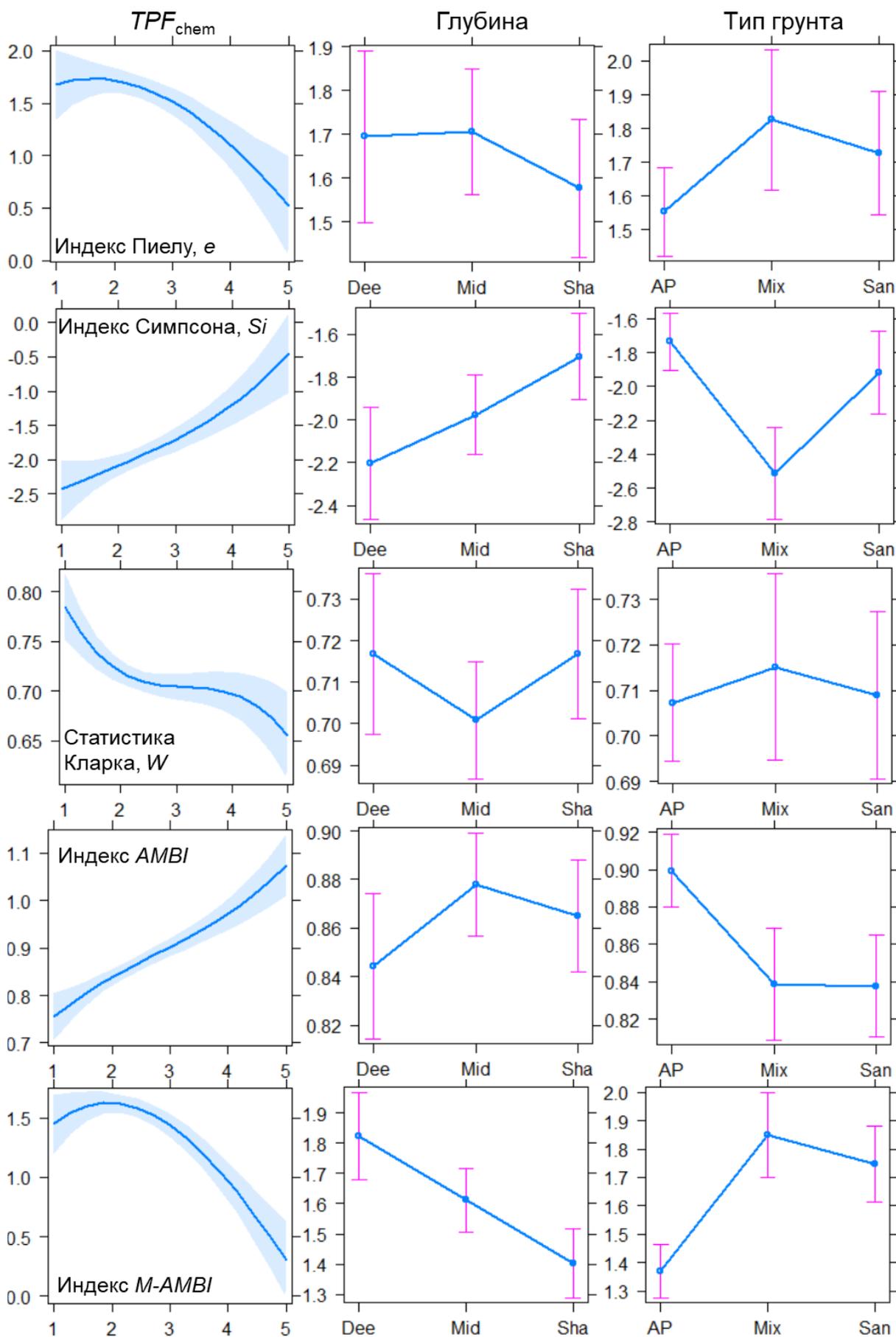


Рисунок 3.5 – Некоторые графические результаты ANCOVA: эффекты высокого ранга. Заштрихованная область – доверительные границы модели, планки погрешностей – 95 % доверительный интервал (обозначения градаций факторов – см. таблица 1.1)

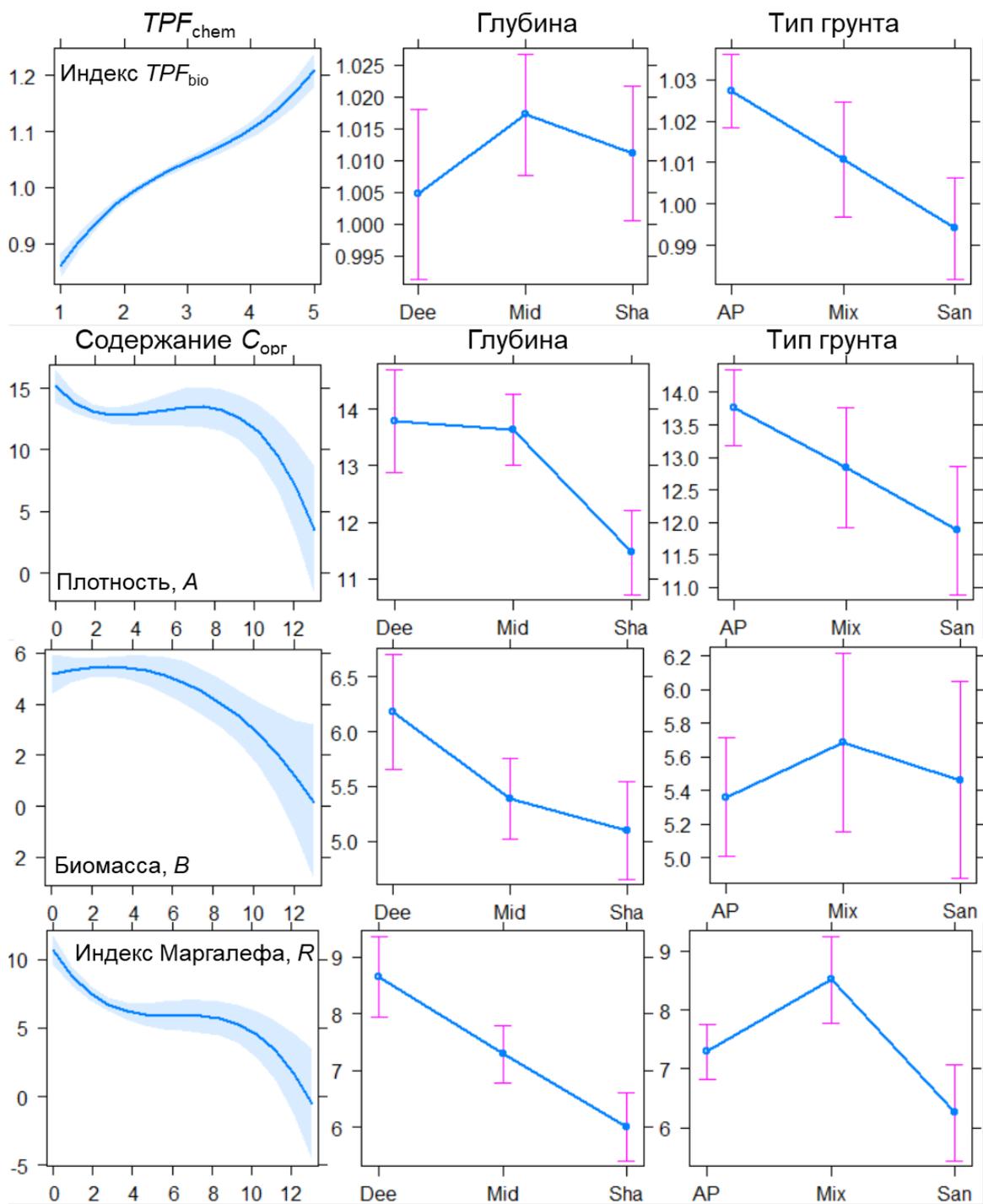


Рисунок 3.6 – Некоторые графические результаты ANCOVA: эффекты высокого ранга. Заштрихованная область – доверительные границы модели, планки погрешностей – 95 % доверительный интервал (обозначения градаций факторов – см. таблица 1.1)

При ковариате TPF_{chem} статистически значимые эффекты градаций глубины отсутствовали в моделях для индексов Пиелу и TPF_{bio} ; у индексов $AMBI$ и статистики Кларка включение этого фактора происходило на уровне вероятности в 0,159 и 0,124 (таблица 3.6, 3.7). У ковариаты содержание C_{org} 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 поселения и статистики Кларка (ковариата TPF_{chem}).

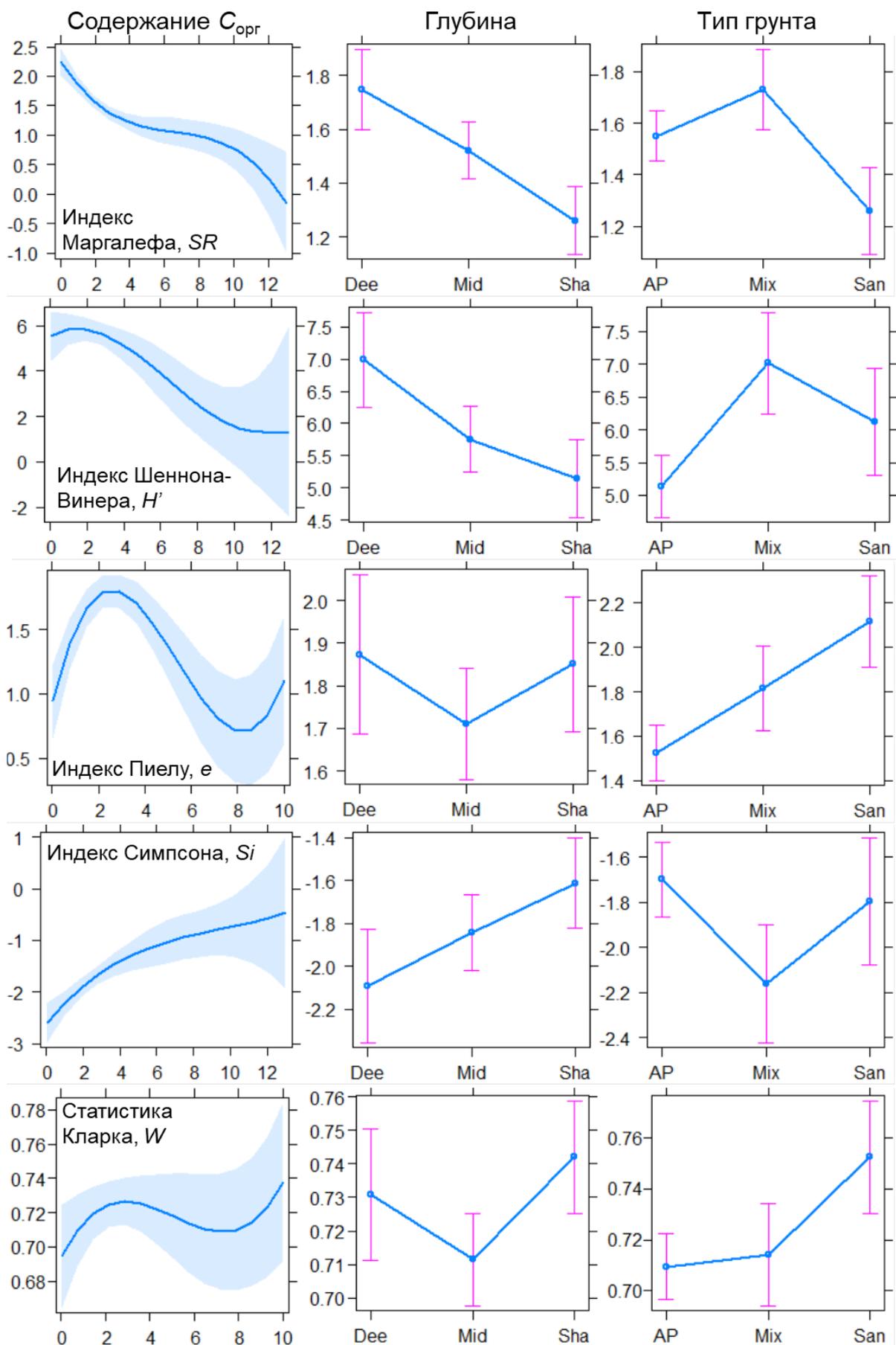


Рисунок 3.7 – Некоторые графические результаты ANCOVA: эффекты высокого ранга. Заштрихованная область – доверительные границы модели, планки погрешностей – 95 % доверительный интервал (обозначения градаций факторов – см. таблица 1.1)

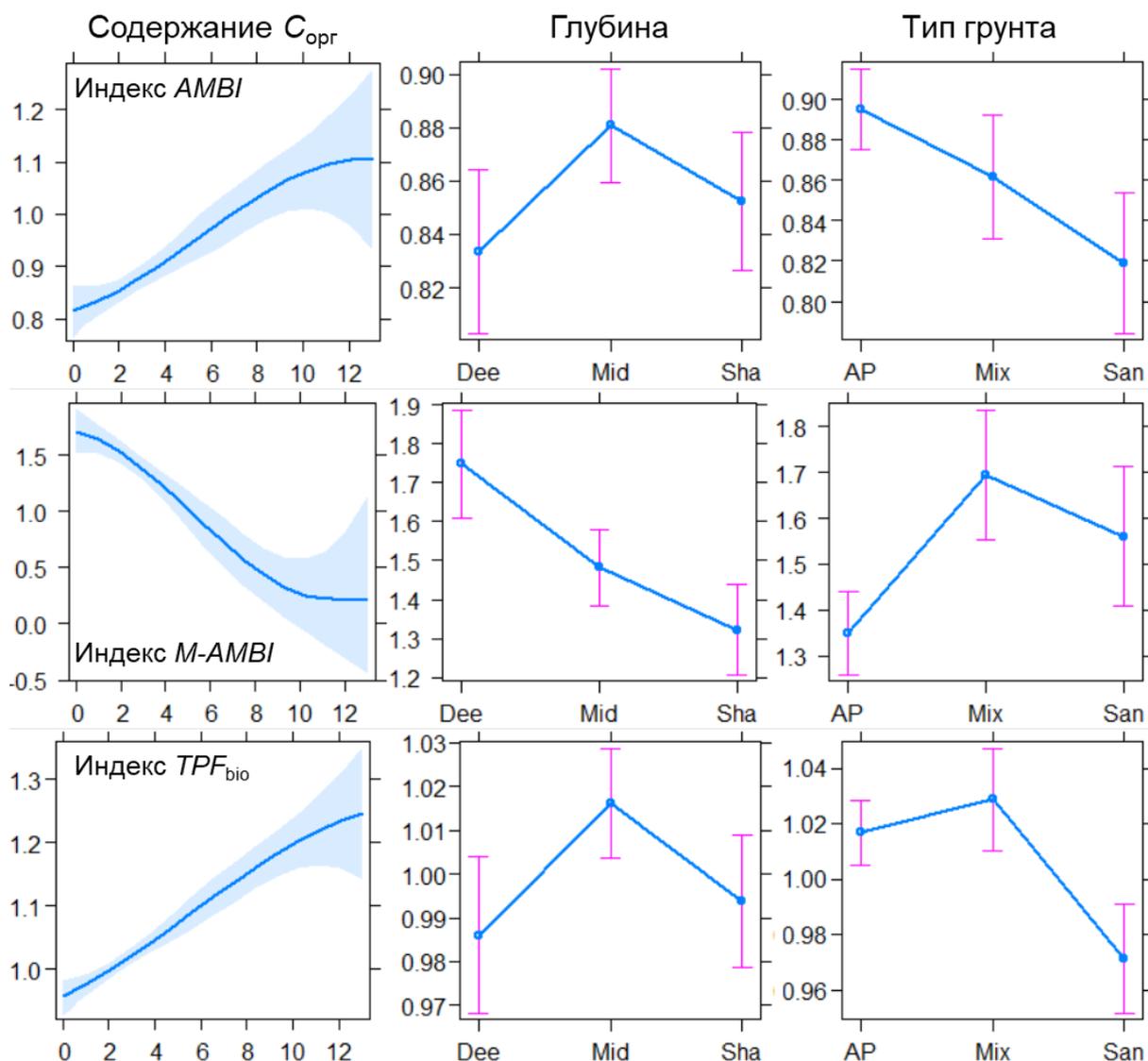


Рисунок 3.8 – Некоторые графические результаты ANCOVA: эффекты высокого ранга. Заштрихованная область – доверительные границы модели, планки погрешностей – 95 % доверительный интервал (обозначения градаций факторов – см. таблица 1.1)

В целом, эффекты категориальных факторов демонстрируют стандартные для морского донного населения закономерности (рисунок 3.4–3.8). Например, наибольшее таксономическое богатство и разнообразие (индексы Маргалефа, Шеннона-Винера и Пиелу) наблюдается на самых разнообразных – смешанных – грунтах, что связано с увеличением количества биотопов, пригодных для поселения донных животных. Наоборот, степень доминирования (индекс Симпсона) для таких осадков заметно снижается. Эти эффекты, в той или иной степени, выражены при обеих непрерывных переменных (исключение – индекс 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, который настроен на индикацию уровня их химического загрязнения [53].

Весьма интересны проявления эффектов категориальных переменных и у других биотических параметров – рост индекса *AMBI* в среднем диапазоне глубин и последовательное снижение *M-AMBI* с ее уменьшением, уменьшение первого показателя при снижении содержания частиц тонких фракций и максимумы второго на смешанных грунтах. Любопытно и существенное повышение все того же TPF_{bio} на промежуточных глубинах при ковариате содержание $C_{орг}$ и т.д. Однако полный «разбор полетов» требует весьма существенного теоретического и, возможно, экспериментального анализа с привлечением иных статистических процедур, что не входит в цель и задачи настоящего исследования. Статистические характеристики реальных значений биотических параметров для разных глубин и типов грунта суммированы в приложении (рисунок А.33–А.36, таблица А.2, А.3); эти величины следует рассматривать в качестве референтных для исследованной акватории.

Итак, наибольшая объясненная дисперсия была получена у индекса TPF_{bio} (почти 78 %), наименьшая – у биомассы, плотности поселения, статистики Кларка и индекса Пиелу (< 19 %). Существенная часть изменчивости была описана для индексов *AMBI* и *M-AMBI* (до 45,4 %), у остальных биотических характеристик *TEV*, в целом, не превышала трети общей изменчивости. Непрерывные предикторы на статистически значимом уровне входили почти во все итоговые модели, за исключением плотности поселения и статистики Кларка. Общие тренды моделей большинства предикторов были отрицательными и лишь у индексов Симпсона, *AMBI* и TPF_{bio} – положительными. Уменьшение большей части биотических параметров вдоль обеих ковариат происходило не равномерно, с отчетливо выраженной точкой изменения знака функции, имеющей у разных показателей самые различные координаты непрерывных предикторов. Эффекты категориальных факторов демонстрируют стандартные для морского донного населения закономерности: рост богатства и разнообразия на самых разнообразных – смешанных – грунтах и снижение степени доминирования на таких осадках. Макрозообентос больших глубин заметно разнообразнее, чем на мелководье и, кроме того, глубоководные местообитания заселяются гидробионтами плотнее, чем мелководные.

3.3 Эффективность биотических показателей при оценке уровня загрязнения и эвтрофикации и причины ее снижения

Результаты, описанные в предыдущем разделе, позволяют оценить эффективность исследованных характеристик обилия и экологических индексов при мониторинге состояния морской среды, опираясь на общую объясненную дисперсию и вклады в нее непрерывных и категориальных переменных (рисунок 3.9). Для индикации наилучшим показателем следует считать тот, который имеет наибольший и существенный (> 50 %) вклад индицируемого

фактора в общую дисперсию на фоне минимального «шума», создаваемого остальными предикторами или сторонними факторами.

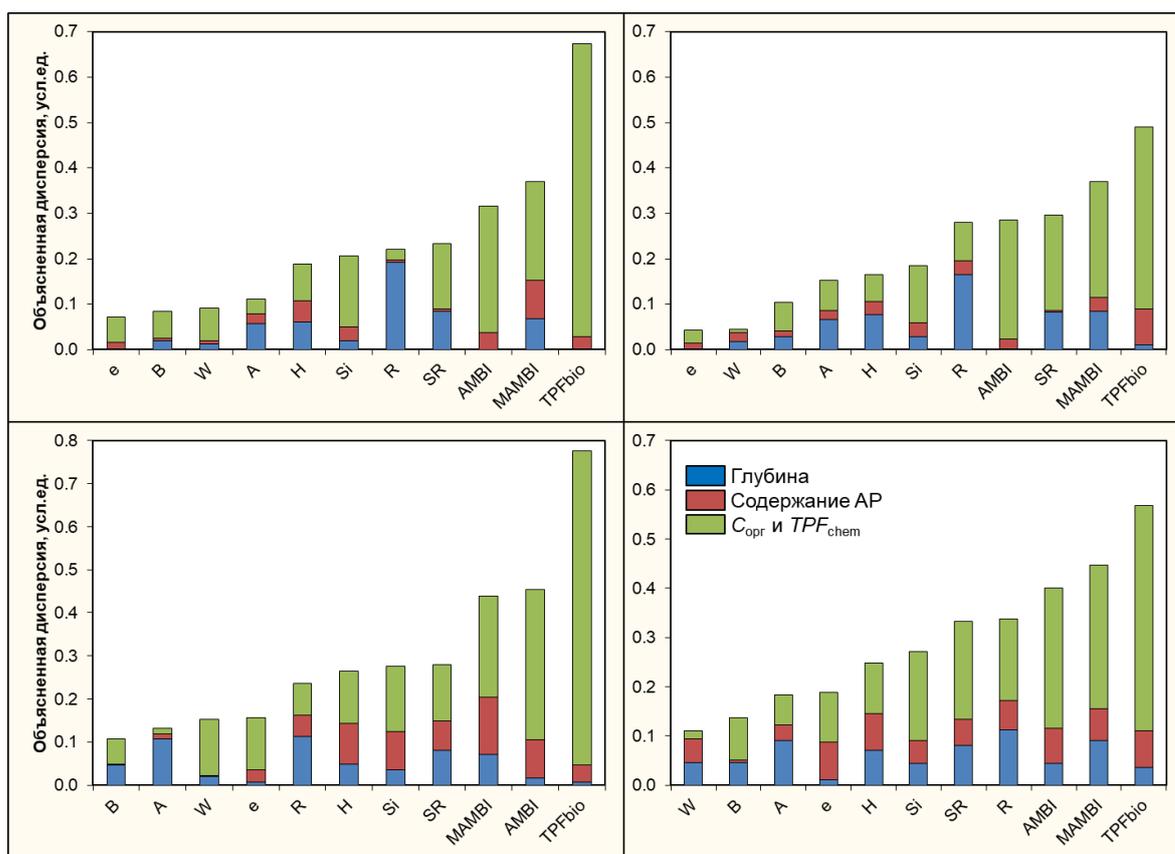


Рисунок 3.9 – Вклад различных факторов среды в общую объясненную дисперсию биотических параметров для ковариат TPF_{chem} и C_{org} (слева и справа, соответственно): сверху – первичные, внизу – итоговые модели

Единственным параметром, полностью удовлетворяющим этим требованиям, является индекс TPF_{bio} , настроенный, как уже было отмечено, на определение уровня химического загрязнения донных отложений (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 органического углерода в осадках), хотя и в существенно меньшей степени. Заметный, но все же не исключительный, вклад ковариаты C_{org} в его дисперсию (45,7 % – 80,5 % от TEV) ощутимо отягощен статистически значимыми воздействиями сторонних факторов «тип грунта» и «глубина» (в сумме 11,0 % или 19,3 % от TEV).

Довольно высокая индикативная способность TPF_{bio} по отношению к C_{org} связана как с его заметной корреляцией с содержанием органики (см. ВВЕДЕНИЕ), так и с включением в его вычисление концентрации фенолов. Содержание этих ЗВ, 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. В результате, соответствующее увеличение

концентраций биогенов привело к росту продукции микроводорослей, которые, вероятно, и являются важнейшим источником этих соединений на исследованной акватории [52, 68, 69].

Интегральные биотические индексы *AMBI* и *M-AMBI* гораздо в меньшей степени соответствуют указанным требованиям, существенно уступая TPF_{bio} в отношении общей объясненной дисперсии, тогда как вклады сторонних факторов в их изменчивость существенно выше, что особенно заметно для ковариаты содержание $C_{орг}$. Доля общей дисперсии, 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) и 28,4 и 29,2 % для содержания $C_{орг}$ (в 1,6 раза). При этом суммарные эффекты сторонних факторов достигают у *AMBI* 23,1 и 29,0 от *TEV* (ковариаты TPF_{chem} и содержание $C_{орг}$, соответственно), а у *M-AMBI* – еще больше – 46,4 и 34,6 %. (рисунок 3.9).

Индекс *AMBI* позиционируется его авторами как «мера» степени нарушения или повреждения местообитания, основанная на состоянии донного населения, а *M-AMBI* – как таковая экологического статуса макрозообентоса (таблица 3.8). Нами доказано статистически значимое воздействие сторонних факторов на эти параметры (таблица 3.6). *AMBI* достигает наибольших величин на промежуточных глубинах и минимальных – 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 снижется 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} , 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.

Понятно, что для индекса *M-AMBI* такая дисфункция связана с самим способом его вычисления и включением в эту процедуру индексов видового богатства Маргалефа и разнообразия Шеннона-Винера, изменения которых в зависимости от глубины и типа грунта соответствуют стандартным для морского донного населения закономерностям (см. раздел 3.2). Иная ситуация складывается с индексом *AMBI*: его определение базируется на классификации животных по отношению к содержанию органического углерода, которая, в отличие от классификации макрозообентоса по уровню загрязнения, во многом основана на экспертных оценках, а не на строгой математической формализации [46, 47, 53,70]. Существенные проблемы при адаптации этого показателя для залива Петра Великого возникали именно при отнесении видов, обитающих на данной акватории, к той или иной экологической группе, выделяемой авторами индекса, причем часть видов пришлось

Таблица 3.8 – Классификация состояния, статуса донного населения и нарушений местообитаний на основе индексов *AMBI* и *M-AMBI* (по [18], добавлены градации *M-AMBI* из [48])

Градации <i>AMBI</i>	Доминирующая экологическая группа	Состояние донного сообщества	Классификация нарушений (повреждений) местообитания	Экологический статус EcoQ (<i>sensu</i> WFD)	Градации <i>M-AMBI</i>
0,0< <i>AMBI</i> ≤0,2	I	Нормальное	Ненарушенное	Высокий статус	>0,77
0,2< <i>AMBI</i> ≤1,2		Вырождающееся			
1,2< <i>AMBI</i> ≤3,3	III	Несбалансированное	Слегка нарушенное	Хороший статус	>0,53–0,77
3,3< <i>AMBI</i> ≤4,3	IV–V	Переходное к загрязненному	Умеренно нарушенное	Умеренный статус	>0,39–0,53
4,3< <i>AMBI</i> ≤5,0		Загрязненное			
5,0< <i>AMBI</i> ≤5,5	V	Переходное к сильно загрязненному	Сильно нарушенное	Обедненный статус	>0,2–0,39
5,5< <i>AMBI</i> ≤6,0		Сильно загрязненное			
6,0< <i>AMBI</i> ≤7,0	Биота отсутствует	Биота отсутствует	Экстремально нарушенное	Плохой статус	≤0,2

Примечание. EcoQ – Ecological Quality (экологическое качество), WFD – Water Framework Directive (Рамочная Директива по водным ресурсам).

переклассифицировать, и это изменение было обусловлено именно применением статистических методов анализа кривых отклика этих животных. Так как в процессе выполнения НИР 2021 г [54] количество станций с известным содержанием $C_{орг}$ было увеличено при помощи методов интерполяции и рандомизации, появилась возможность экстенсивного экспериментального исследования распределения таксонов макрозообентоса вдоль градиента этого фактора*. Это позволит скорректировать данный показатель и, как следствие, индекс *M-AMBI*.

Заметно хуже в отношении применимости для экологического мониторинга выглядят параметры, характеризующие богатство, разнообразие и доминирование – оба индекса Маргалефа, индексы Шеннона-Винера и Симпсона (рисунок 3.9). Суммарный вклад сторонних факторов в *TEV* варьирует у них в пределах 44,8–68,6 % при ковариате TPF_{chem} и от 33,3 до 58,6 % для содержания $C_{орг}$; наилучший результат – минимальный процент от *TEV* – в обоих случаях показывает индекс Симпсона, наихудший – упрощенный индекс Маргалефа и индекс Шеннона-Винера (соответственно для TPF_{chem} и $C_{орг}$).

Наконец, совсем бесполезным, с позиций статистики, выглядит применение в мониторинге характеристик обилия – плотности поселения и биомассы, – а также индекса Пиелу и, что удивительно, статистики Кларка, которая, как было отмечено во ВВЕДЕНИИ, настроена на оценку состояния макрозообентоса (рисунок 3.9). 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} : соответственно 85,6 и 78,1 % от *TEV*). При ковариате $C_{орг}$ непрерывная переменная сохраняет относительно высокий процент *TEV* у индекса Пиелу, тогда как у статистики Кларка он резко падает и становится статистически незначимым (соответственно 54,0 и 15,0 %).

Представляется, что существует две основные причины непригодности использования в экологическом мониторинге статистики Кларка, индекса Пиелу и, в значительной степени, других индексов, описывающих богатство, разнообразие и доминирование. 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, и ее 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 идеальную и даже абсолютную выравненность видовых распределений ($e \rightarrow 1,00$). Наиболее яркими примерами этого могут служить станции P189 и P199,

*Выполнение этих работ запланировано на 2025 г. в рамках темы 4.6.2 «Развитие методов оценки состояния морской среды по данным гидрохимического и гидробиологического мониторинга».

опробованные на внутренних акваториях залива Посьета в 1993 г. (4 вида, $e = 1,00$). Другие, не менее выразительные примеры – станции P198 (та же съемка, 3 вида, $e = 0,95$), P18 (бухта Патрокл, 2006 г., два вида, $e = 0,99$), Z12 (бухта Золотой Рог, два вида, $e = 0,95$). 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 не выравненные и абсолютно не выравненные распределения ($e = 0,25$ и менее) – всего на девяти.

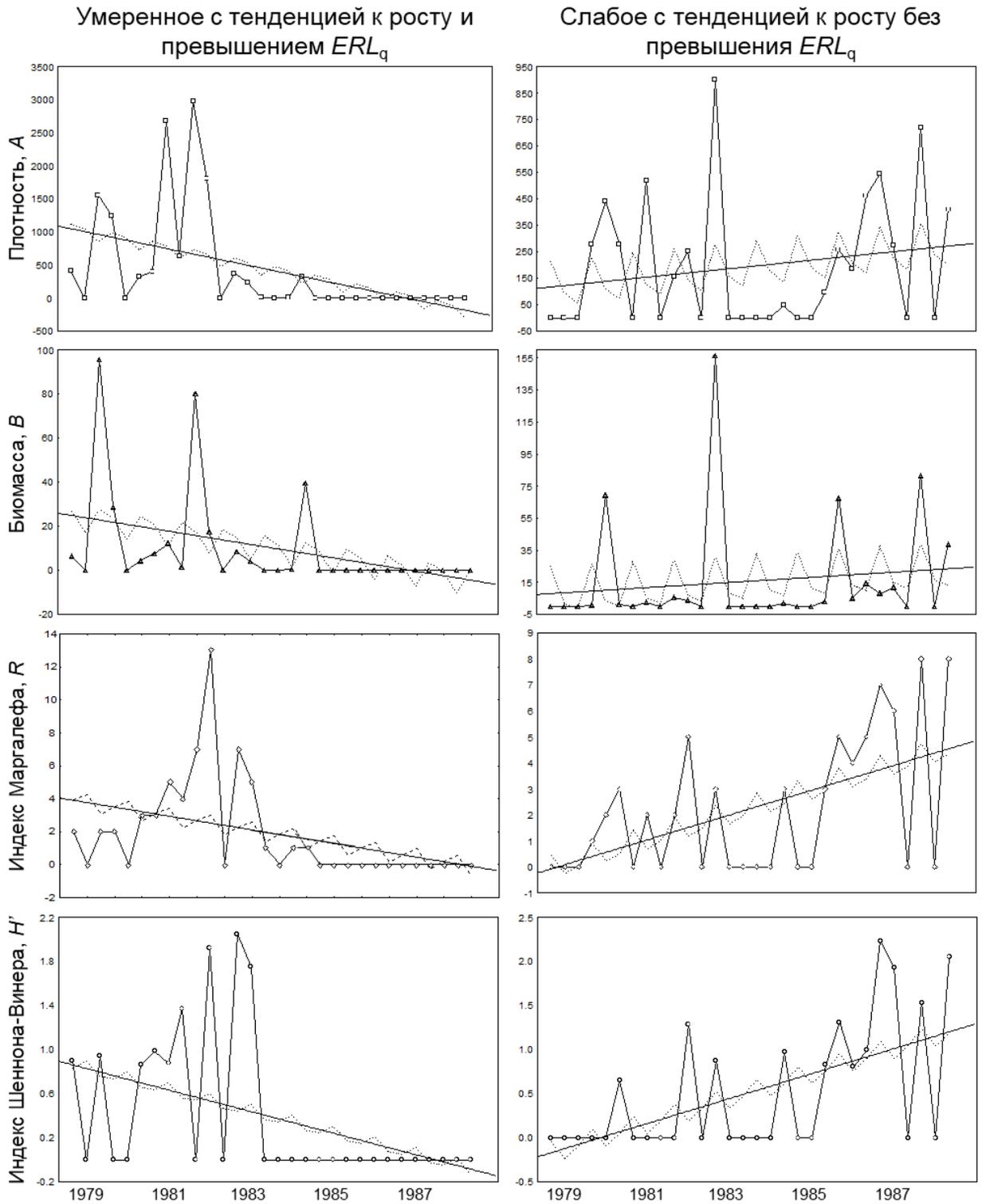
«Несуразные» значения статистики Кларка обычно приурочены к станциям с экстремальным загрязнением и уровнем эвтрофикации. Так, на станции Z7 в 2001 г. (пять видов) наблюдалось выраженное доминирование относительно крупных животных ($W = 0,255$), хотя должно быть совсем наоборот, в 2016 г. (5 видов) это преобладание не было столь отчетливым ($W = 0,099$), а в 2019 г. (13 видов), на фоне некоторого улучшения экологической ситуации [46, 47], стали доминировать мелкие представители бентоса ($W = -0,106$). При этом большие значения статистики Кларка в 2001 и 2016 гг. были обусловлены присутствием крупной полихеты *Nereis* sp. (более 10 см в длину и около сантиметра в диаметре) – постоянного обитателя бухты Золотой Рог (несколько десятков лет), а в 2019 г. его влияние было нивелировано увлечением числа найденных видов. Необходимо подчеркнуть, что выраженное доминирование относительно крупных животных ($W > 0,120$) наблюдается в разы чаще, чем мелких ($W < -0,064$), 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 % (рисунок 3.10, 3.11). Такие закономерности отчетливы в чистых районах; с ростом загрязнения эта динамика все более и более нарушается и при превышении порогового значения ERL_q – исчезает, причем у более чувствительных к антропогенному воздействию двустворчатых моллюсков этот коллапс наступает раньше, чем у многощетинковых червей, 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

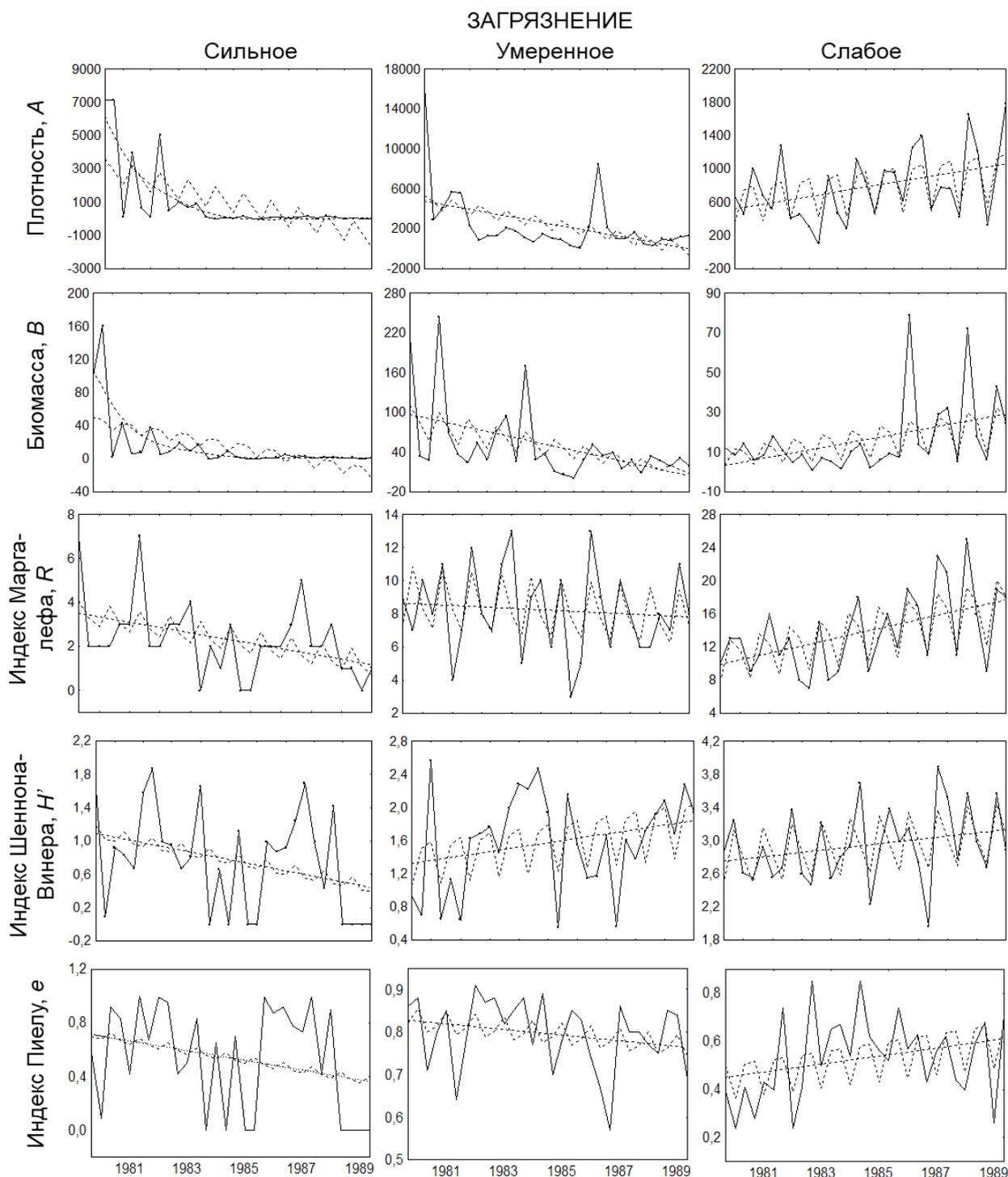
*В распоряжении авторов имеются лишь опубликованные результаты изучения сезонной и межгодовой динамики таксоценов многощетинковых червей и двустворчатых моллюсков [15, 71]. Первые обычно доминируют по плотности поселения, вторые – по биомассе [например, 54].

ЗАГРЯЗНЕНИЕ



Сплошная ломаная линия – натурные данные, пунктирная ломаная – модель с учетом сезонных изменений, сплошная прямая линия – тренд

Рисунок 3.10 – Сезонная и межгодовая изменчивость некоторых параметров таксоцена двустворчатых моллюсков на станциях с разным уровнем загрязнения в период с 1979 по 1988 гг. по [71]; при отсутствии видов индекс Шеннона-Винера приравнен к нулю. Загрязнение (рост в период наблюдений) [по 51, 68]: умеренное – превышение ERL_q состоялось в 1983–1984 г., слабое – увеличение уровня загрязнения происходило без превышения ERL_q



Сплошная ломаная линия – натурные данные, пунктирная ломаная – модель с учетом сезонных изменений, пунктирная – тренд

Рисунок 3.11 – Сезонная и межгодовая изменчивость некоторых параметров таксоцена многощетинковых червей на станциях с разным уровнем загрязнения в период с 1980 по 1989 гг. [по 15]; при отсутствии видов индекс Шеннона-Винера был приравнен к нулю. Загрязнение (рост в период наблюдений) [по 51, 68]: сильное – TPF_{chem} превысило ERL_q в 1982 г., ERM_q – в 1983–1984 гг., умеренное – превышение ERL_q состоялось в 1984 г., слабое – увеличение уровня загрязнения происходило без превышения ERL_q

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, индекс видового разнообразия, могут даже несколько увеличиваться за счет притока более устойчивых видов, причем из-за их появления сезонная динамика может быть выражена даже более отчетливо (рисунок 3.10, 3.11). Следует отметить, что за рубежом выделяют целых восемь этапов деградации донного населения под воздействием загрязнения (таблица 3.8).

Если толерантный вид представлен относительно крупными индивидуумами, при его вселении биомасса бентоса может увеличиться, а плотности поселения – снизиться из-за вымирания других видов. Наоборот, когда оппортунисты мелкие, но образуют скопления с большой плотностью поселения, биомасса может уменьшиться (при очень большой плотности можно ожидать и увеличения биомассы), а численность – возрасти. Само собой, численность и биомасса животных может 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 (плотности, биомассы, упрощенного индекса Маргалефа) ведет и к изменению параметров, вычисляемых на их основе. Так, при сезонном увеличении плотности поселения, которое происходит из-за оседания личинок бентосных животных, произойдет неизбежное снижение статистики Кларка. Не останутся в стороне и интегральные биотические индексы *AMBI* и *M-AMBI*, и даже TPF_{bio} , хотя и в минимальной степени – за счет появления молодежи видов, которые не свойственны данному конкретному участку исследуемой 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) [20]. 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, изменением экологической ситуации вследствие флуктуаций интенсивности терригенного стока, наконец, вариациями и трендами температурного режима, что сдвигает сроки нереста донных беспозвоночных (и не только). На все это накладывается временной ход уровня загрязнения со своим комплексом причинно-следственных связей, рассмотренных выше. Поэтому, 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).

Таким образом, для мониторинга и оценки экологического состояния морской среды среди исследованных биотических параметров с позиций статистики по-настоящему пригоден лишь индекс TPF_{bio} , индексы $AMBI$ и $M-AMBI$ следует рассматривать как ограниченно пригодные, остальные – как непригодные. Низкая эффективность большинства характеристик биоты обусловлена множеством объективных и субъективных причин, среди которых основными являются:

- недостаточное для корректных вычислений количество видов (и их индивидуальные характеристики), что часто встречается на акваториях, подверженных заметному антропогенному стрессу;
- существенное влияние сезонной и межгодовой изменчивости на величину биотических параметров, удалить которое часто не представляется возможным и это является скорее правилом, чем исключением;
- невозможность 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), да и самого индекса Маргалефа в стандартной форме.

4 Рекомендации по использованию исследованных биотических характеристик в практике экологического мониторинга

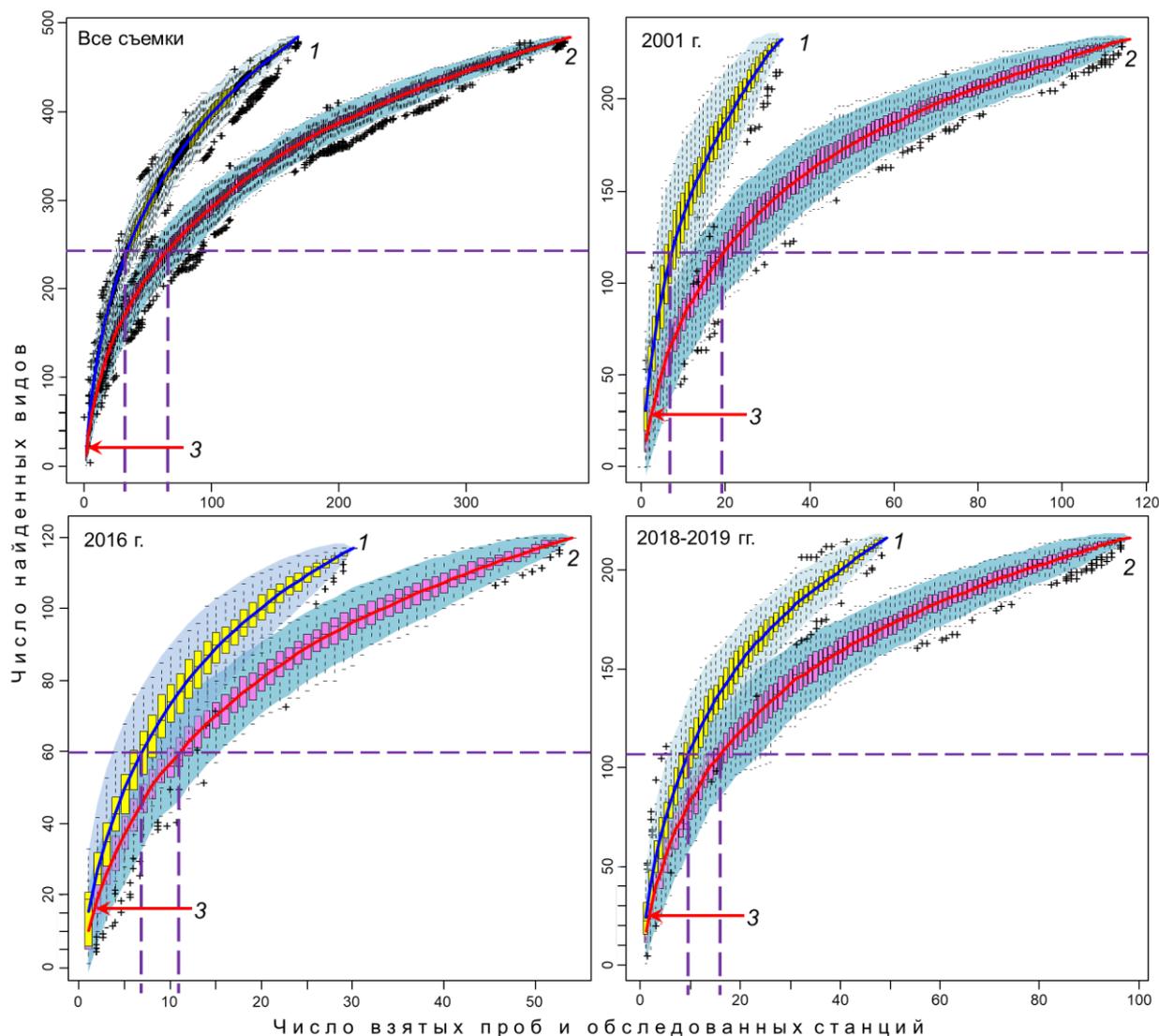
Современное программное обеспечение, используемое в экологических исследованиях, позволяет «одним нажатием клавиши» получить все многообразие количественных характеристик макрозообентоса (естественно, не только его). Это провоцирует специалистов к получению множества характеристик без должного критического контроля результатов вычислений, тем более что при сложившейся системе, отягощающей их бессмысленной, с точки зрения науки, деятельностью, им часто элементарно не хватает на это времени. Кроме того, каких-либо ясных рекомендаций по использованию биотических индексов до сих пор не существует.

Итак, выполненный анализ позволяет сформулировать следующие рекомендации применения биотических параметров в практике экологического мониторинга.

1) **Отбор проб и их количество.** Количество взятых проб на станции может быть различным в зависимости от структуры группировок зообентоса и площади захвата грунта дночерпателями, но должно быть достаточным для получения статистически достоверного материала [72]. При отборе проб дночерпателями с площадью захвата 0,04 м² следует брать не менее двух выемок, а при меньшей площади – не менее четырех-пяти выемок. Однако эти рекомендации относятся к внутренним (пресноводным) водоемам.

Главная цель экологического мониторинга – оценить состояние исследуемого объекта, в данном случае – макрозообентоса и, на этой основе, сделать заключение о состоянии среды, в которой он обитает. Для этого необходимо иметь как можно более полную информацию о таксономическом составе и количественных характеристиках донного населения. Естественно, необходимо учитывать возможности коллектива, выполняющего исследование.

Определение статистически «достаточного» или, скорее, оптимального количества проб для мониторинга морских акваторий рассмотрим на примере залива Петра Великого – прибрежных районов Владивостока, для чего используем кривые накопления видов (и более крупных таксонов), полученные по результатам экспедиций 2001–2019 гг. (всего семь съемок, см. рисунок 1.1). При этом исследования 2001 и 2016 гг. были выполнены примерно на одних и тех же или близкорасположенных станциях, в один сезон (август), но с разным количеством взятых проб (таблица 4.1; для сравнения приведены данные для съемок 2018-2019 гг.). Рандомизированные кривые накопления таксонов представлены на рисунке 4.1.



1 и 2 – для станций и проб, соответственно, 3 – средняя для съемки величина упрощенного индекса Маргалефа для станции; штриховые линии ограничивают 50 % число видов для станций и проб

Рисунок 4.1 – Рандомизированные зависимости числа найденных видов от количества взятых проб и опробованных станций

Таблица 4.1 – Сравнение гидробиологических съемок разных лет, выполненных дночерпателем Ван-Вина (площадь захвата 0,11 м²)

Съемка	Число станций	Число проб	Найдено видов	$R \pm 1,96 * SE$	N_{sa}	Результат рандомизации		
						$R1$	$R2$	$R3$
2001-2019 гг.	171	381	485	22 ± 2	1-2	14 ± 2	27 ± 2	38 ± 2
2001 г.	34	116	233	29 ± 6	2-3	15 ± 2	25 ± 2	36 ± 2
2016 г.	30	54	120	16 ± 2	1-2	10 ± 1	19 ± 1	26 ± 1
2018-2019 гг.	49	98	217	25 ± 3	1-2	17 ± 2	29 ± 2	41 ± 2

Примечание. R – упрощенный индекс Маргалефа ($R1-R3$ – для одной-трех рандомизированных проб), SE – ошибка репрезентативности, N_{sa} – число проб, необходимое для поимки среднего числа видов (R)

Для обобщенных данных среднее число видов (и более крупных таксонов) на станцию достигает 22 ± 2 , при отборе одной пробы их наиболее вероятно количество составит 14 ± 2 вида, двух проб – 27 ± 2 (в среднем – 21 ± 2 , что близко к искомым 22

систематическим единицам, учитывая уровень изменчивости). Следовательно, достаточным является взятие на станции одной-двух проб, причем при двух пробах достижение среднего числа видов в 22 ± 2 , с позиций статистики, практически гарантировано. Это же «образцовое» число проб дает анализ кривых накопления для съемок 2016 и 2018–2019 гг. (таблица 4.1).

Несколько другие результаты получены для экспедиции 2001 г.: среднее число видов на станцию в 29 ± 6 достигалось при отборе двух-трех проб (два взятия – 25 ± 2 , три – 36 ± 2 , в среднем – 31 ± 2). Эту съемку, в какой-то мере, можно рассматривать как «эталонную» (наибольшее число взятых проб и обнаруженных видов) и, следовательно, для условного 100 % «успеха» в отлове животных, на станции необходимо отбирать по две-три пробы. Взятие такого количества проб с высокой вероятностью позволит поймать большинство часто встречающихся гидробионтов (титульных, доминантных и субдоминантных таксонов), а именно они являются основой для вычисления интегральных биотических индексов *AMBI*, *M-AMBI* и *TPF_{bio}*, которые, как было показано в разделе 3.3, наиболее эффективны при экологическом мониторинге.

Таким образом, для прибрежных акваторий Владивостока оптимальным является взятие на станции двух-трех проб, при этом больше проб надо брать на плотных песчаных грунтах, меньше – на алевропелитовых осадках. Разумеется, подобные построения следует выполнить для любой акватории, на которой производится мониторинг макрозообентоса или предполагается его проведение.

2) Первичный анализ, критический контроль и объединение проб. После вычисления характеристик обилия и экологических индексов в соответствующих прикладных программах (*PRIMER*, *AMBI* и др.; пример такой таблицы – см. рисунок 1.3) следует отсортировать полученные данные по числу таксонов, найденных на станции (в пробе), по упрощенному индексу Маргалефа, и обратить особое внимание на те из них, где $R \leq 5$. Если биотические показатели на таких станциях (в пробах) вызывают сомнения, например, высокие величины статистики Кларка в точке, где зафиксированы большие концентрации ЗВ, существует два основных способа решения проблемы – объективный или статистический и необъективный. Первый – предполагает выбраковку данных, коррекцию значений и заполнение «пустот» (если это необходимо) на основе моделирования и рандомизации, а также объединение проб, взятых на одной станции. Второй – основан, главным образом, на анализе таксономического состава и биологических свойств найденных гидробионтов.

Выбраковка «несуразных» значений, в отличие от других статистических способов, не требует пояснения. Заполнение пропусков и коррекцию значений рассмотрим на

примере наиболее проблемных параметров – индекса Пиелу и статистики Кларка (рисунок 4.2, 4.3). В 2016 г. e сильно коррелировал с индексом Симпсона (экспонента, $r = 0,951$, $p = 0,000$); использование полученного уравнения позволяет вычислить величину e на станции Z1, а также скорректировать его значения, относительно далеко отстоящие от линии регрессии (выходящие за доверительные границы – станции 21u, 16a, 47a и Z7). В результате, картирование этого показателя отчетливо показывает области снижения выравненности видовых распределений, развитие которых легко интерпретировать за счет действия основных императивных факторов (подробно см. [73]).

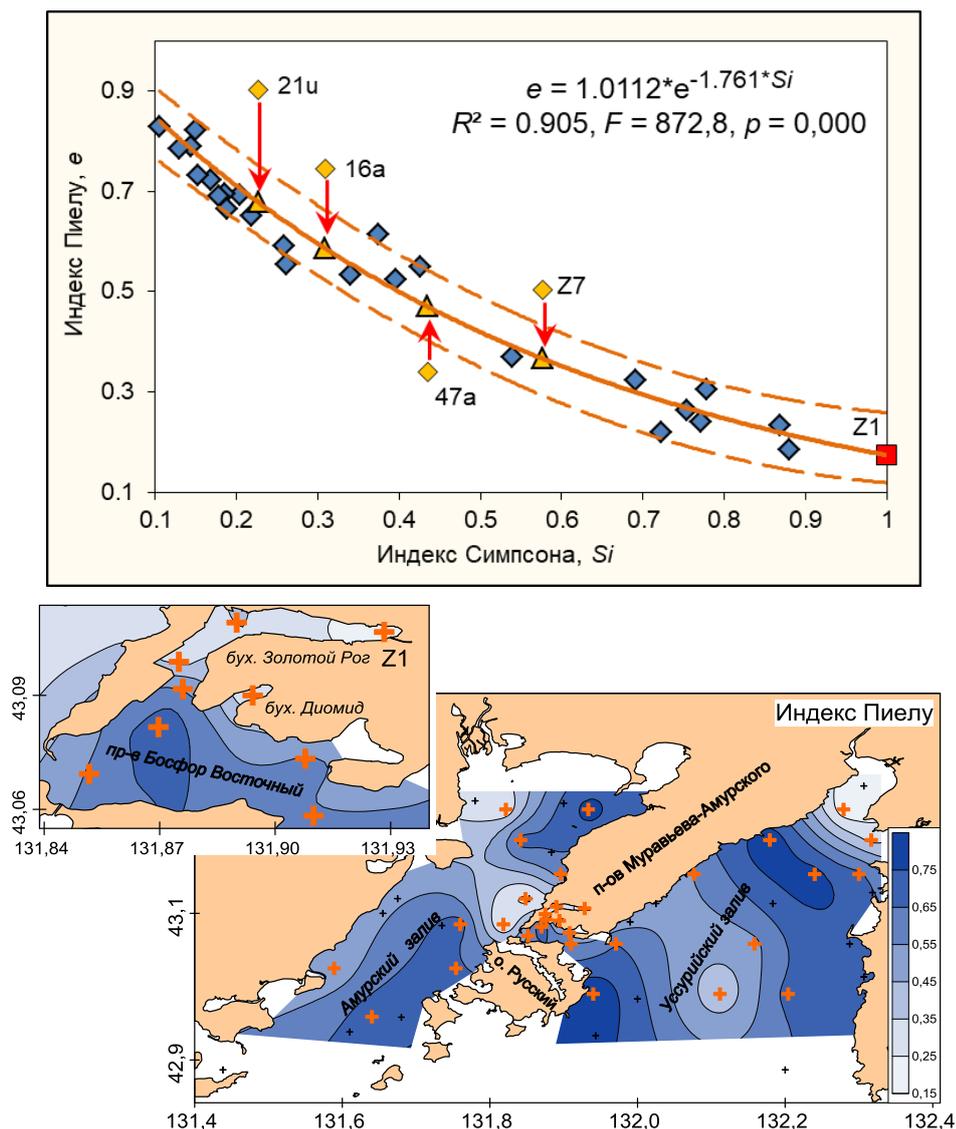


Рисунок 4.2 – Связь индексов Пиелу и Симпсона (показана коррекция значений на станциях 21u, 16a, 47a, Z7 и заполнение пропуска на станции Z1) и распределение откорректированных величин e на исследованной акватории в 2016 г. (пояснения в тексте)

Например, падение величин индекса Пиелу в Амурском заливе у южной оконечности полуострова Муравьева-Амурского обусловлено развитием здесь монодоминантного сообщества *Phoronopsis harmeri*, дифференциация которого спровоцирована многолетним комплексным воздействием загрязнения, эвтрофикации и

сезонного дефицита кислорода [73]. Легко интерпретировать и снижение этого показателя в северных частях Амурского и Уссурийского заливов, где сообщество *Maldane sarsi* находится под многолетним негативным воздействием терригенного стока. Следует подчеркнуть, что в целом такое «отредактированное» распределение e хорошо согласуется с таковыми многих других биотических показателей и это совпадение позволяет дать более глубокое объяснение процессов, происходящих на исследованных акваториях.

Для статистики Кларка (те же данные 2016 г.) коррекция значений на основе регрессии невозможна, поскольку этот параметр существенно не коррелирует ни с одним другим биотическим показателем, поэтому воспользуемся другим способом. В начале построим его пространственное распределение, исключив станции Z1 и Z7. Затем считаем с карты значения W в указанных точках (Surfer version 21, команда «digitize»), вставим эти величины в наши данные (файл *.dat) и вновь построим пространственное распределение этого индекса (если, конечно, это необходимо). В результате, получим карту, весьма похожую на таковую у индекса Пиелу, столь же легко интерпретируемую на основе эффектов ведущих косных факторов (рисунок 4.3). Собственно говоря, это то же моделирование, но выполненное на основе кригинга (вероятно, можно использовать любую другую процедуру сглаживания).

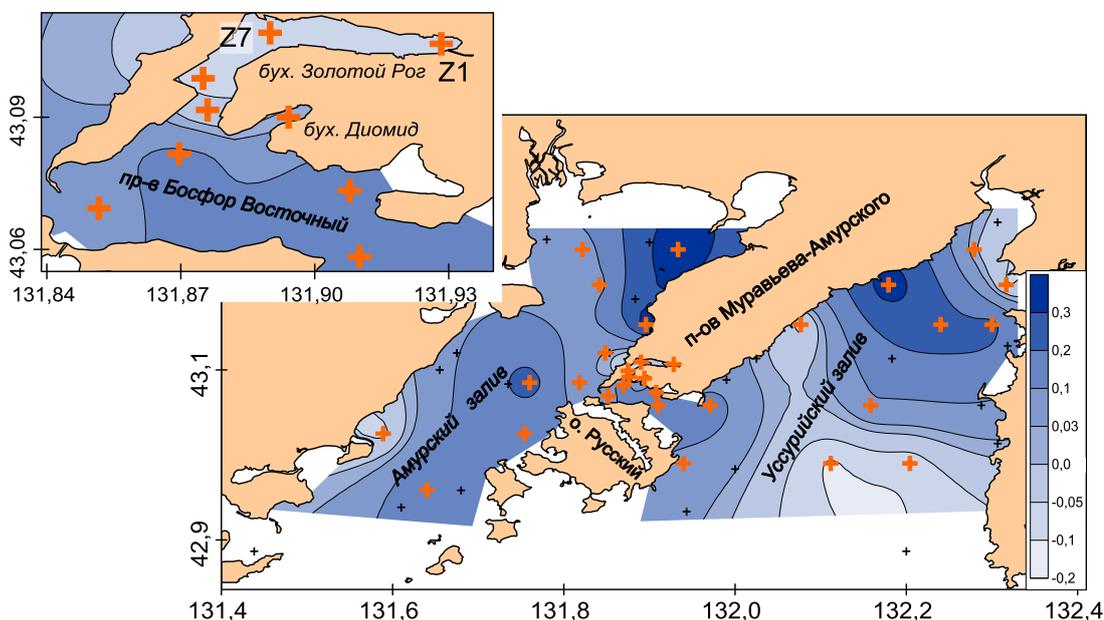


Рисунок 4.3 – Итоговая карта распределения величин статистики Кларка

В пробы, отобранные, на одной станции, неизбежно попадет разное число видов, а их количественные параметры будут сильно варьировать. Степень этой изменчивости будет отражать характер распределения гидробионтов – равномерное, агрегированное и т.п. При мониторинге вид распределения донной фауны не важен (по крайней мере, авторам не известны показатели, основанные на нем, и применяемые для оценки

состояния морской среды), но необходимо иметь как можно более полный таксономический состав и его количественные характеристики. Объединение проб, взятых на одной станции, широко используется, например, при выделении синэкологических единиц, а его оправданность доказана, в частности и авторами на примере таксоцено полихет северной части Амурского залива и всего донного населения у южной оконечности полуострова Муравьева-Амурского [74–76]. Такое объединение снизит вероятность появления несоразмерных значений индексов Пиелу и статистики Кларка, да и других параметров, но не исключит их появления полностью.

Другое возможное объединение – по акваториям или сообществам, например по группам станций с близким уровнем загрязнения (рисунок 4.4). Вряд ли такое слияние можно отнести к статистическому анализу, если только оно не было выполнено в соответствии с результатами какой-либо ординации, имеющей подтверждение с позиций статистики (пример такой ординации см. в [51]). Однако его результаты весьма наглядны и пригодны для диагностики акватории и заключения о ее экологическом состоянии. Другой, «не статистический» способ – исключение при вычислениях таксонов, вносящих наибольший диссонанс в значение того или иного параметра – пример такого исключения – станция Z7 в бухте Золотой Рог (рисунок 4.4, см. также раздел 3.3).

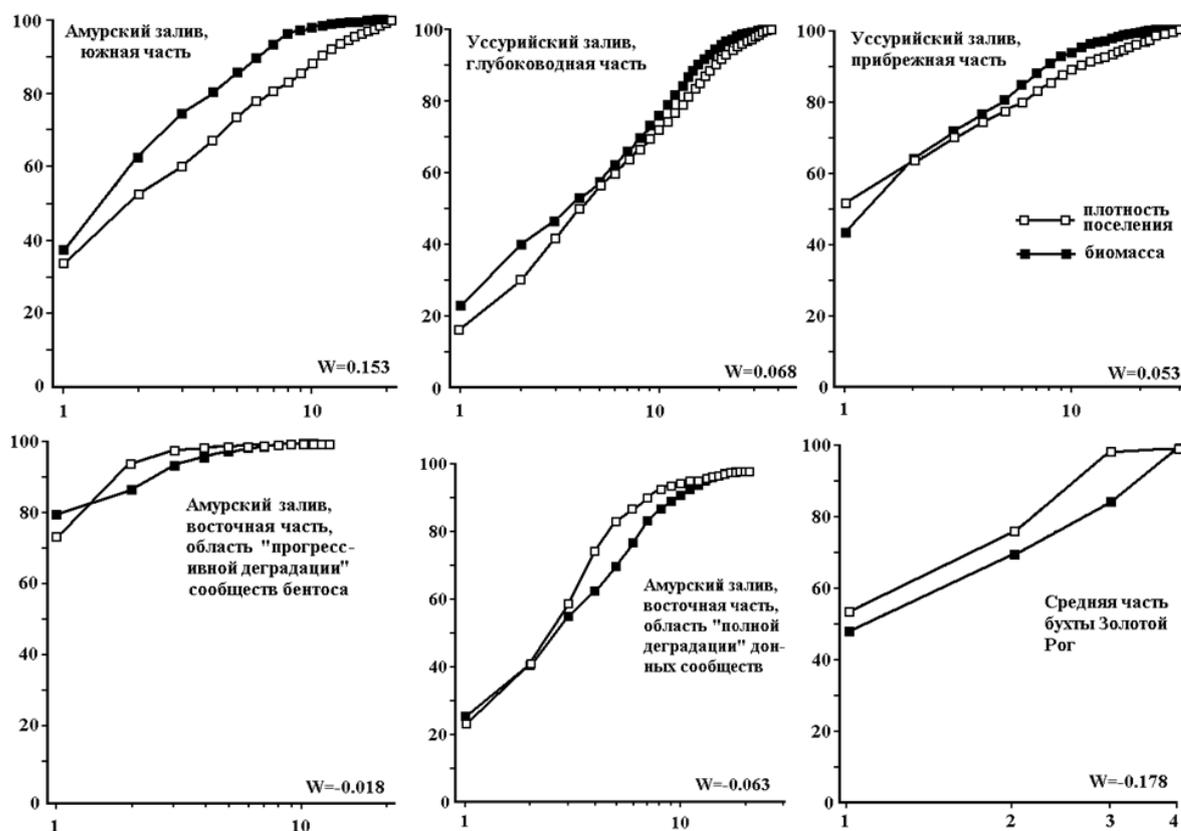


Рисунок 4.4 – ABC-диаграммы и величины статистики Кларка для отдельных акваторий залива Петра Великого (съёмка 2001 г.), по [20]. Объединения произведены на основе распределения TPF_{chem} и его пороговых значений ERL_q и ERM_q ; средняя часть бухты Золотой Рог (станция Z7) – исключен *Nereis* sp.

Естественно, все эти ухищрения продуктивны для содержательного анализа данных, полученных в результате одноразовой съемки на какой-либо ограниченной акватории, например, побережья Владивостока. Сравнение разных акваторий, опробованных в разные годы, позволит лишь сделать вывод о наличии сходства и/или различий в величинах количественных показателей, причем даже значимых с позиций статистики. Однако источники этих отличий установить крайне сложно, поскольку причины их весьма многообразны и могут быть обусловлены как биологическими свойствами гидробионтов, так и состоянием морской среды, географическим положением и т.д. (подробно см. раздел 3.3, а также [73]). Несколько выручает информация об императивных факторах среды, но далеко не в полной мере, так как и им свойственна широкая изменчивость самой разной природы.

3) Определение тенденций в изменении состояния макрозообентоса и их интерпретация. Установить тренд можно только на основе длительного (не менее 7-10 лет) непрерывного ряда наблюдений, а если есть перерывы – использовать биотические индексы бессмысленно, так как обстоятельно объяснить эти изменения сами по себе, учитывая результаты ковариационного анализа, невозможно. Например, рост разнообразия может быть как результатом перехода донных сообществ в новое экологическое состояние, их развитием в направлении климакса (см. [73]), так и улучшением среды их обитания. Более того, без знания тенденций в изменении косных факторов, вряд ли можно интерпретировать и результаты многолетних изменений донного населения, даже при наличии достаточного длинного ряда наблюдений.

Поэтому, наиболее логичным выглядит следующая последовательность анализа долговременных изменений состава и количественных характеристик макрозообентоса (если, разумеется, такие данные имеются). На первом, предварительном, этапе следует привести в порядок результаты измерений факторов среды и биотических параметров – выполнить критический контроль, заполнить пропуски стандартными для временных рядов способами, например, при помощи скользящей средней, хотя существуют и более современные методы (см., например, [77]), и т.д. Затем, по возможности, снизить размерность для параметров среды; наиболее приемлемо использовать для этих целей процедуру факторного анализа [51, 52, 78]. Далее, выделить императивные факторы среды; подробно последовательность операций для этой дифференциации изложена авторами в [54, 79]. И, наконец, параллельно проанализировать изменения параметров среды и биоты, используя для этого соответствующие приемы теории временных рядов и другие статистические методы. В упрощенном виде эта последовательность операций отражена в примере анализа динамики таксоценов двустворчатых моллюсков и

многощетинковых червей (раздел 3.3). Как видно из этого примера, она позволила получить вполне интерпретируемые результаты, которые можно использовать и для прогноза изменений фауны наиболее представительных групп гидробионтов при увеличении или уменьшении загрязнения морской среды.

Таким образом, для определения оптимального количества взятий на станции следует использовать кривые накопления видов, и такие построения необходимо выполнять для любой акватории, на которой производится мониторинг макрозообентоса или предполагается его проведение. Полученные данные в обязательном порядке должны быть подвергнуты критическому контролю, а при выявлении «выбросов» – необходимо либо их исключение из дальнейшего анализа, либо коррекция на основе процедур моделирования и рандомизации, что в некоторых случаях позволит заполнить «пустоты», образующиеся при удалении выбросов или при невозможности определения того или иного биотического показателя. Продуктивным в этом отношении будет и объединение проб, взятых на одной станции, а в некоторых случаях – и в соответствии с более обширными ординациями, имеющими статистическое обоснование. Для определения тенденций в изменении состояния макрозообентоса наиболее логичной выглядит следующая последовательность операций:

- 1) Приведение в порядок результатов измерений факторов среды и биотических параметров – выполнение критического контроля, заполнение пропусков;
- 2) Снижение размерности параметров среды (процедура факторного анализа);
- 3) Выделение императивных факторов среды;
- 4) Параллельный анализ изменений параметров среды и биоты.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Запланированные на 2022 г. работы по систематизации и анализу данных, в соответствие с Государственным заданием, выполнены полностью. На основе проведенных наблюдений, анализа и расчетов можно сделать следующее заключение.

1) В процессе работы систематизированы и реструктуризированы данные (261 станция, 1992–2019 гг.) по глубине отбора проб, гранулометрическому составу, содержанию ЗВ и $C_{орг}$ в осадках, характеристикам обилия и экологическим параметрам макрозообентоса (плотность поселения, биомасса, индексы видового богатства Маргалефа, разнообразия Шеннона-Винера, выравненности Пиелу, доминирования Симпсона, $AMBI$, $M-AMBI$, TPF_{bio} , статистика Кларка);

2) Первичная проверка выборок всех биотических параметров показала не совпадение с нормальным паттерном распределения, а у индексов Пиелу, Симпсона, $AMBI$ и $M-AMBI$ наблюдались статистически значимые различия внутригрупповых дисперсий. Процедура трансформации во всех случаях оказалась успешной и привела к соответствию распределения данных нормальному и их гомоскедастичности и, таким образом, все выборки стали пригодными для выполнения ANCOVA на основе общих линейных моделей;

3) Построение первичной модели базировалось на выборе наиболее простого решения, что определило степень полинома, а специфика имеющихся данных не позволила достоверно оценить влияние градаций непрерывных (TPF_{chem} и $C_{орг}$) и категориальных факторов (глубина и тип грунта). Сравнение моделей с тремя и двумя диапазонами глубины выявило в последнем случае существенную и статистически значимую потерю объясненной дисперсии. В результате, правая часть модели для итоговых вычислений состояла из полинома ковариаты третьей степени, обоих факторов (по три градации) и не включала эффекты взаимодействия независимых переменных.

4) Подгонку моделей производили на основе комплекса графических тестов с последовательным исключением выбросов и статистической проверкой нормальности и гомоскедастичности остатков. Общее сокращение выборок во всех случаях не превышало 12 результатов измерений (5 %). Все итоговые модели оказались лучше первичных, что подтверждается меньшими значениями информационного критерия Акаике и заметным, а иногда и существенным увеличением процента объясненной дисперсии (индексы $AMBI$, Пиелу и TPF_{bio} – более 10 %).

5) В результате вычислений наибольшая объясненная дисперсия (TEV) была получена у индекса TPF_{bio} (почти 78 %), наименьшая – у биомассы, плотности поселения,

статистики Кларка и индекса Пиелу ($< 19\%$). Существенная часть изменчивости была описана для индексов *AMBI* и *M-AMBI* (до $45,4\%$), у остальных биотических характеристик *TEV*, в целом, не превышала трети общей вариабельности.

6) Непрерывные предикторы на статистически значимом уровне входили почти во все итоговые модели, за исключением плотности поселения и статистики Кларка. Общие тренды моделей большинства предикатов были отрицательными и лишь у индексов Симпсона, *AMBI* и TPF_{bio} – положительными. Уменьшение большей части биотических параметров вдоль обеих ковариат происходило не равномерно, с отчетливо выраженной точкой изменения знака функции, имеющей у разных показателей самые различные координаты непрерывных предикторов.

7) Эффекты категориальных факторов демонстрируют стандартные для морского донного населения закономерности: рост богатства и разнообразия на самых разнообразных – смешанных – грунтах и снижение на них степени доминирования. Макрозообентос больших глубин оказывается заметно разнообразнее, чем на мелководье и, кроме того, глубоководные местообитания заселяются гидробионтами плотнее, чем мелководные.

8) С позиций статистики, для мониторинга и оценки экологического состояния морской среды по-настоящему пригоден лишь индекс TPF_{bio} , индексы *AMBI* и *M-AMBI* следует рассматривать как ограниченно пригодные, остальные – как непригодные. Низкая эффективность большинства характеристик биоты обусловлена, главным образом, следующими причинами. Во-первых, это недостаточное для корректных вычислений число видов, что нередко имеет место на акваториях, подверженных заметному антропогенному стрессу. Во-вторых – существенное влияние сезонной и межгодовой изменчивости, исключить которое часто не представляется возможным. В третьих – трудности 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), да и самого индекса Маргалефа в стандартной форме.

9) Разработаны рекомендации по использованию исследованных биотических параметров в практике экологического мониторинга, которые включают указания, касающиеся количества отбираемых проб на станции, первичному анализу, критическому контролю, заполнению пропусков, а также определению тенденций в изменении состояния макрозообентоса и их интерпретации. Все они подробно рассмотрены на примере прибрежных районов Владивостока (залив Петра Великого Японского моря) с

использованием современных методов статистического анализа, что может служить «инструкцией» для выполнения подобных исследований на любых других акваториях морей РФ.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Mann R.E. Global environmental monitoring system (GEMS). — Action Plan for Phase 1. SCOPE, rep. 3. — Toronto: 1973. — 130 p.
2. Израэль Ю.А. Экология и контроль состояния природной среды. — Л.: Гидрометеоздат, 1979. — 375 с.
3. Hily C. Variabilite de la macrofaune benthique dans les milieux hypertrophiques de la Rade de Brest. These de Doctorat d'État, Univ. Bretagne Occidentale. — 1984. — Vol. 1-2.
4. Washington H.G. Diversity, biotic and similarity indices. A review with special relevance to aquatic ecosystems // *Water Research*. — 1984. — Vol. 18. — P. 653–694.
5. Rygg B. Distribution of species along pollution-induced diversity gradients in benthic communities in Norwegian Fjords // *Mar. Poll. Bull.* — 1985. — Vol. 16, No. 12. — P. 469–474.
6. Majeed, S. A. Organic matter and biotic indices on the beaches of North Brittany // *Mar. Poll. Bull.* — 1987. — Vol. 18, No. 9. — P. 490–495.
7. Codling ID, Ashley SJ. Development of a biotic index for the assessment of pollution status of marine benthic communities. — Water Research Council Report No. SR 2995, 1992. — Marlow, Bucks SL7 2HD, UK.
8. Daskalakis K.D., O'Connor T.P. Distribution of chemical concentrations in US coastal and estuarine sediment // *Marine Environmental Research*. — 1995. — Vol. 40. — P. 381–398.
9. Engle V.D., Summers J.K. Refinement, validation, and application of a benthic condition index for Northern Gulf of Mexico estuaries // *Estuaries*. — 1999. — Vol. 22. — P. 624–635.
10. Grall J., Glemarec M. Using biotic indices to estimate macrobenthic community perturbations in the Bay of Brest // *Estuarine, Coastal and Shelf Science*. — 1997. — Vol. 44 (suppl. A). — P. 43-53.
11. Weisberg S.B., Ranasinghe J.A., Dauer D.M., Schoner L.C., Diaz R.J., Frithsen J.B. An estuarine benthic index of biotic integrity (B-IBI) for Chesapeake Bay // *Estuaries*. — 1997. — Vol. 20 (1). — P. 149–158.
12. Roberts R.D., Gregory M.R., Foster B.A. Developing an efficient macrofauna monitoring index from an impact study – a dredge spoil example // *Mar. Poll. Bull.* — 1998. — Vol. 36. — P. 231–235.
13. Van Dolah R.F., Hyland J.L., Holland A.F., Rosen J.S., Snoots T.R. A benthic index of biological integrity for assessing habitat quality in estuaries of the southeastern USA // *Marine Environ. Research*. — 1999. — Vol. 48. — P. 269–283.

14. Smith R.W., Bergen M., Weisberg S.B., Cadien D.B., Dalkey A., Montagne D.E., Stull J.K., Velarde R.G. Benthic response index for assessing infaunal communities on the southern California mainland shelf // *Ecological Applications*. — 2001. — Vol. 11. — P. 1073–1087.
15. 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 (TEACOM Publication; Vol. 8).
16. Borja A., Franco J., Muxika I. The biotic indices and the Water Framework Directive: the required consensus in the new benthic monitoring tools // *Mar. Poll. Bull.* 2004. — Vol. 48. — P. 405–408.
17. Belan T.A., Moshchenko A.V. Polychaete taxocenes variability associated with sediment pollution loading in the Peter the Great Bay (Sea of Japan) // *Ocean Science Journal*. — 2005. — Vol. 40, No. 1. — P. 1–10.
18. Muxika, I., Á. Borja, J. Bald. Using historical data, expert judgment and multivariate analysis in assessing reference conditions and benthic ecological status, according to the European Water Framework Directive // *Mar. Poll. Bull.* — 2007. — Vol. 55. — P. 16–29.
19. Мощенко А.В., Белан Т.А. Глава 4. Разработка новых методов оценки экологического состояния природной среды дальневосточных морей // Динамика морских экосистем и условия формирования биологического потенциала морей России. Коллективная монография. — Владивосток: Дальнаука, 2007. — С. 276–313.
20. Мощенко А.В., Белан Т.А. Количественная оценка степени антропогенного нарушения сообществ макрозообентоса рыхлых грунтов // *Биол. Моря*. — 2008. — Т. 34, № 4. — С. 279–292.
21. Ponti M., Vadrucchi M. R., Orfanidis S., Pinna M. Biotic indices for ecological status of transitional water ecosystems // *Transit. Waters Bull.* — 2009. — Vol. 3, No. 3. — P. 32–90.
22. Veríssimo H., Neto J.M., Teixeira H., Franco J.N., Fath B.D., Marques J.C., Patrício J. Ability of benthic indicators to assess ecological quality in estuaries following management. — URL: https://www.researchgate.net/publication/236033738_Ability_of_benthic_indicators_to_assess_ecological_quality_in_estuaries_following_management (дата обращения 20.09.2022).
23. Shannon C.E., Weaver W.W. *The Mathematical Theory of Communication*. Urbana: The University of Illinois Press, 1964 — 131 p.
24. Simpson E.H. Measurement of diversity // *Nature*. 1949. — Vol. 163. — P. 688.
25. Margalef R. Information theory in Ecology // *Gen. Syst.* — 1958. — Vol. 3. — P. 36–71.

26. Pielou E.C. Species diversity and pattern diversity in the study of ecological succession // *Journal of Theoretical Biology*. — 1966. — Vol. 10. — P. 370–383.
27. Warwick, R.M., Clarke, K.R. New “biodiversity” measures reveal a decrease in taxonomic distinctness with increasing stress // *Mar. Ecol. Prog. Ser.* — 1995. — Vol. 129. — P. 301–305.
28. Маргалеф Р. Облик биосферы. — М.: Наука, 1992. — 213 с.
29. Песенко Ю. А. Принципы и методы количественного анализа в фаунистических исследованиях. — М.: Наука, 1982.— 287 с.
30. Свирежев Ю.М., Логофет Д.О. Устойчивость биологических сообществ. — М.: Наука, 1978. — 352 с.
31. Протасов А.А. Биоразнообразие и его оценка. Концептуальная диверсикоология. — Киев: Академперіодика, 2002. — 105 с.
32. McArthur R.H., Wilson E. The theory of island biogeography. — New York: Princeton University Press, 1967. — 203 pp.
33. Karr J.R. Assessment of biotic integrity using fish communities // *Fisheries*. — 1981. — Vol. 6. — P. 21–27.
34. Engle V.D., Summers J.K., Gaston G.R. A benthic index of environmental condition of Gulf of Mexico estuaries // *Estuaries*. — 1994. — Vol. 17. — P. 372–384.
35. Weisberg S.B., Ranasinghe J.A., Dauer D.M., Schaffner L.C., Diaz R.J., Frithsen J.B. An estuarine benthic index of biotic integrity (B-IBI) for Chesapeake Bay // *Estuaries*. — 1997. — Vol. 20. — P. 149–158.
36. Engle V.D., Summers J.K. Refinement, validation and application of a benthic condition index for northern Gulf of Mexico estuaries // *Estuaries*. — 1999. — Vol. 22. — P. 624–635.
37. Van Dolah R.F., Hyland J.L., Holland A.F., Rosen J.S., Snoots T.R. A benthic index of biological integrity for assessing habitat quality in estuaries of the southeastern USA // *Marine Environmental Research*. — 1999. — Vol. 48. — P. 269–283.
38. Borja A., Franco J., Pérez V. A marine biotic index to establish the ecological quality of soft-bottom benthos within European estuarine and coastal environments // *Marine Pollution Bulletin*. — 2000. — Vol. 40. — P. 1100–1114.
39. Eaton L. Development and validation of biocriteria using benthic macroinvertebrates for North Carolina estuarine waters // *Marine Pollution Bulletin*. — 2001. — Vol. 42. — P. 23–30.
40. Paul J.F., Scott K.J., Campbell D.E., Gentile J.H., Strobel C.S., Valente R.M., Weisberg S.B., Holland A.F., Ranasinghe J.A. Developing and applying a benthic index of

estuarine condition for the Virginian Biogeographic Province // *Ecological Indicators*. — 2001. — Vol. 1. — P. 83–99.

41. Thompson B., Lowe S. Assessment of macrobenthos response to sediment contamination in the San Francisco estuary, California, USA // *Environmental Toxicology and Chemistry*. — 2004. — Vol. 23. — P. 2178–2187.

42. 2000/60/EC. Water Framework Directive. — 2000. — URL: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=celex:32000L0060> (дата обращения 16.11.2021).

43. 2008/56/EC. Marine Strategy Framework Directive. — 2008. — URL: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=CELEX%3A32008L0056> (дата обращения 16.11.2021).

44. Van Hoey G., Borja A., Birchenough S., Buhl-Mortensen L., Degraer S., Fleischer D., Kerckhof F., Magni P., Muxika I., Reiss H., Schröder H., 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. — P. 2187—2196.

45. Mee L.D., Jefferson R.L., Laffoley D.d.A., Elliott M. How good is good? Human values and Europe's proposed Marine Strategy Directive // *Mar. Pollut. Bull.* — 2008. — Vol. 56. — P. 187—204.

46. Отчет ФГБУ «ДВНИГМИ» «Предложения по разработке новых или обновления существующих методов гидробиологического анализа морской среды с целью определения качества морских вод по характеристикам состояния биологических сообществ. Адаптация метода оценки качества морской среды по данным биологического анализа на основе индексов AMBI и M-AMBI (Azti Marine Biotic Index и Multivariate Azti Marine Biotic Index) для залива Петра Великого Японского моря». — 2020. — 120 с. — URL: http://ferhri.org/images/stories/FERHRI/NIR/Otchety/otchet_463_moschenko.pdf (дата обращения 22.11.2021).

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

48. 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.

49. Simboura N., Reizopoulou S. An intercalibration of classification metrics of benthic macroinvertebrates in coastal and transitional ecosystems of the Eastern Mediterranean ecoregion (Greece) // *Mar. Pollut. Bull.* — 2008. — Vol. 56. — P. 116—126.

50. Отчет ФГБУ «ДВНИГМИ» «Совершенствование методических основ

мониторинга состояния морской среды. Систематизированные данные по факторам среды и общим характеристикам сообществ макрозообентоса». — 2021. — 108 с.

51. Мощенко А.В., Белан Т.А., Борисов Б.М., Лишавская Т.С., Севастьянов А.В. Современное загрязнение донных отложений и экологическое состояние макрозообентоса в прибрежной зоне Владивостока (залив Петра Великого Японского моря) // Изв. ТИНРО. — 2019. — Т. 196. — С. 155—181.

52. Мощенко А.В., Белан Т.А., Борисов Б.М., Лишавская Т.С., Севастьянов А.В. Основные тенденции временного хода концентраций приоритетных поллютантов в осадках прибрежных акваторий Владивостока (залив Петра Великого Японского моря) // Изв. ТИНРО. — 2021. — Т. 201, вып. 2. — С. 440—457.

53. Отчет ФГБУ «ДВНИГМИ» «Метод оценки химического загрязнения морской среды, основанный на распределении видов макрозообентоса вдоль градиента загрязнения». — 2021. — 108 с. — URL: http://www.ferhri.ru/images/stories/FERHRI/NIR/Otchet/otchet_4.6.3_2021_moschenko.pdf (дата обращения 05.09.2022).

54. Отчет ФГБУ «ДВНИГМИ» «Совершенствование методических основ мониторинга состояния морской среды. Предложения по установлению граничных критериев для оценки классов состояния морской среды на базе одного или комплекса биологических параметров с учетом передового международного опыта». — 2020. — 167 с.

55. РД 52.10.556-95. Методические указания. Определение загрязняющих веществ в пробах морских донных отложений и взвеси. — М.: Гидрометеиздат, 1996. — 49 с.

56. Орлов Д.С., Гришина Л.А. Практикум по химии гумуса. — М.: МГУ, 1981. — 272 с.

57. Лонцих С.В., Петров Л.Л. Стандартные образцы состава природных сред. — Новосибирск: Наука, 1988. — 277 с.

58. Петелин В.П. Гранулометрический анализ морских донных осадков. — М.: Наука, 1967. — 125 с.

59. Боцул А.И. Лазерный измеритель размеров частиц “Analysette 22”: достоинства, недостатки и некоторые особенности использования при анализе донных осадков // Условия образования донных осадков и связанных с ними полезных ископаемых в окраинных морях. — Владивосток: Дальнаука, 2002. — С. 114—118.

60. Package ‘AID’. URL: <https://cran.r-project.org/web/packages/AID/AID.pdf> (дата обращения 16.11.2021).

61. Мاستицкий С.Э., Шитиков В.К. (2014) Статистический анализ и визуализация данных с помощью R. — URL: <http://r-analytics.blogspot.com> (дата обращения 16.11.2021).

62. Кабаков Р.И. R в действии. Анализ и визуализация данных в программе R. —

М.: ДМК Пресс, 2014. — 588 с.

63. Мастицкий С.Э., Шитиков В.К. (2014) Статистический анализ и визуализация данных с помощью R. — URL: <http://r-analytics.blogspot.com> (дата обращения 16.11.2021).

64. Zuur A.F., Ieno E.N., Elphick C.S. A protocol for data exploration to avoid common statistical problems // *Methods in Ecology and Evolution*. — 2010. — Vol. 1, Iss. 1. — P. 3–14.

65. Oksanen J. *Multivariate Analysis of Ecological Communities in R: vegan tutorial*. — 2015. — 43 p. — URL: <https://ru.scribd.com/document/353618622/R-Vegan-Tutorial-Multivariate-Analysis-of-Ecological-Communities-by-Oksanen> (дата обращения 30.10.2022).

66. Звягинцев А.Ю., Мощенко А.В. Морские техноэкосистемы энергетических станций. — Владивосток: Дальнаука, 2010. — 310 с.

67. Данченков М.А., Глубоков Н.В. Океанография бухты Золотой Рог // Дальневосточные моря и их бассейны: биоразнообразие, ресурсы, экологические проблемы: сб. мат-лов Второй Всерос. конф. с междунар. участием, приуроч. к году экологии в России. — Владивосток: ДВФУ, 2017. — С. 65–66.

68. Мощенко А.В., Белан Т.А., Лишавская Т.С., Севастьянов А.В., Борисов Б.М. 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.

69. Отчет ФГБУ «ДВНИГМИ» «Оценка долговременных тенденций изменения состояния и уровня загрязнения морей Российской Федерации по гидрохимическим и гидробиологическим показателям на основе данных государственного мониторинга». — 2020. — 224 с.

70. Мощенко А.В., Белан Т.А., Борисов Б.М. Распределение и классификация макрозообентоса залива Петра Великого по отношению к загрязнению донных отложений // *Изв. ТИНРО*. — 2022. — Т. 202, вып. 3. — С. 623–639.

71. Oleyunik 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.

72. Руководство по методам гидробиологического анализа поверхностных вод и донных отложений / отв. Ред. В.А. Абакумов. — Л.: Гидрометеиздат. — 1983. — 239 с.

73. Отчет ФГБУ «ДВНИГМИ» «Методы биоиндикации (с использованием структурных характеристик бентосных сообществ) для оценки экологического состояния морской среды: разработка метода оценки экологического состояния донного населения по структуре взаимосвязей животных внутри сообществ макрозообентоса» — 2022. — 132 с.

74. Мощенко А.В., Белан Т.А. Полихеты северной части Амурского залива (залив

Петра Великого Японского моря): состав, структура и распределение таксоценов // Изв. ТИНРО. — 2010. — Т. 163. — С. 264–285.

75. Мощенко А.В., Белан Т.А., Лишавская Т.С., Борисов Б.М. Экологическое состояние морской среды и макрозообентоса у южной оконечности полуострова Муравьева-Амурского // Труды ДВНИГМИ. — 2017. — Т. 155. — С. 178–220.

76. Moshchenko A.V., Belan T.A., Borisov B.M. and Lishavskaya T.S. Macrozoobenthic Population under Heavy Anthropogenic Impact: Coastal Area of Vladivostok (Peter the Great Bay, Sea of Japan) // International Journal of Oceanography and Aquaculture. — 2017. — Vol. 1, № 4. — 17 p. — 000123. — URL: <https://medwinpublishers.com/IJOAC/IJOAC16000123.pdf> (дата обращения 30.10.2022).

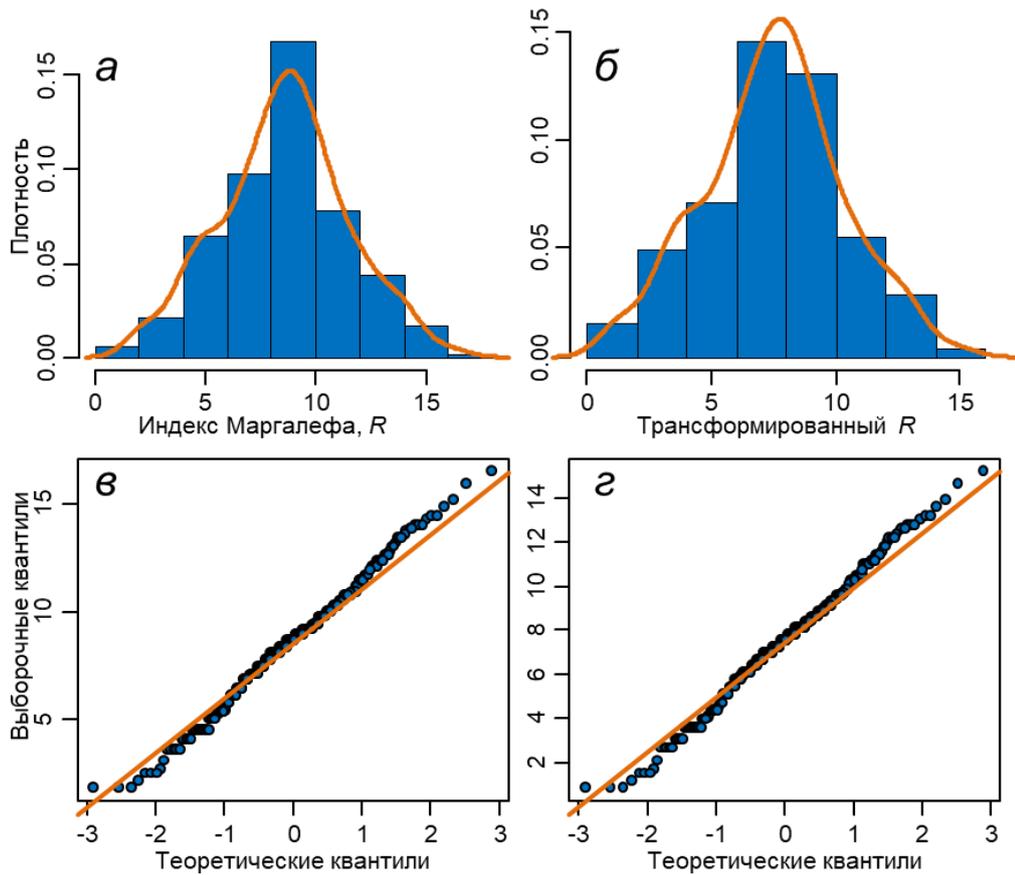
77. Шитиков В.К., Розенберг Г.С. Рандомизация и бутстреп: статистический анализ в биологии и экологии с использованием R. — Тольятти: Кассандра, 2013. — 314 с.

78. Moshchenko A.V., Belan T.A., Oleynik E.V. Influence of contamination on soft-bottom communities in Peter the Great Bay, Sea of Japan: choice of variables // Ecological studies and the state of the ecosystem of Amursky Bay and the estuarine zone of the Razdolnaya River (Sea of Japan). — Vladivostok: Dalnauka, 2009. — Vol. 2. — P. 173–204.

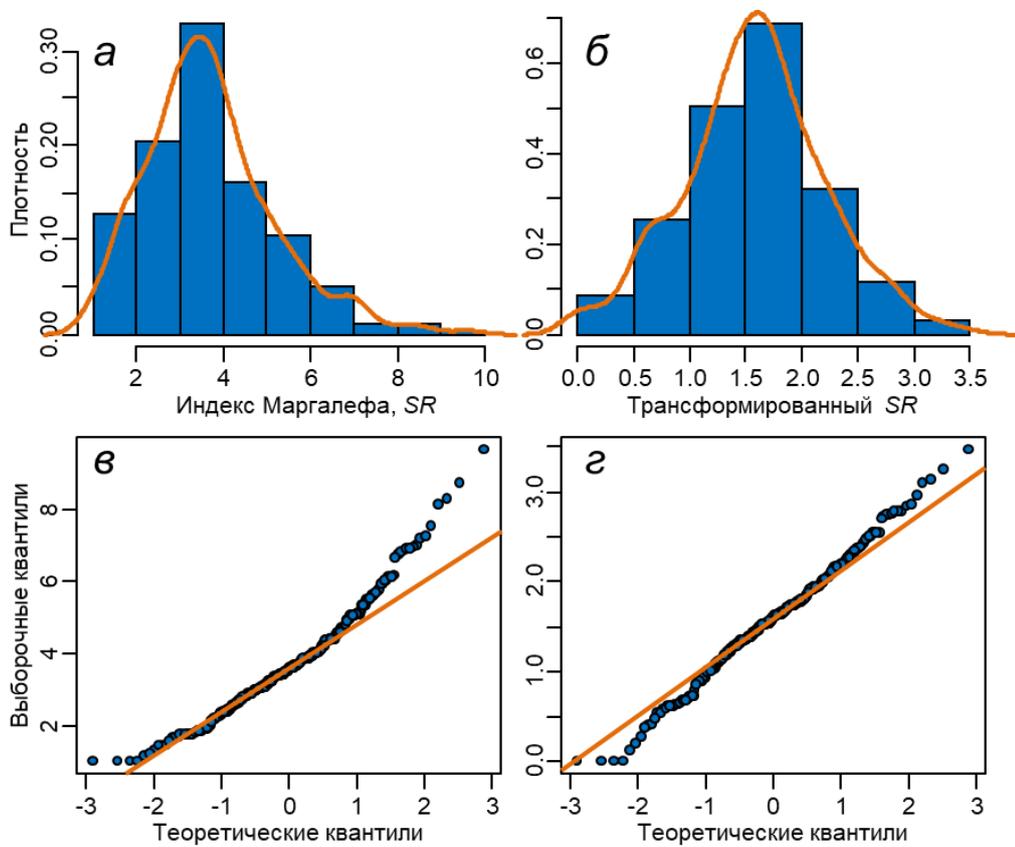
79. А.В. Мощенко, Т.А. Белан, Б.М. Борисов, Т.С. Лишавская, А.В. Севастьянов. К методике выделения сообществ макрозообентоса: простой алгоритм для практики экологического мониторинга // Труды ДВНИГМИ. — 2021. — Вып. 156. — С. 111–141.

ПРИЛОЖЕНИЕ А

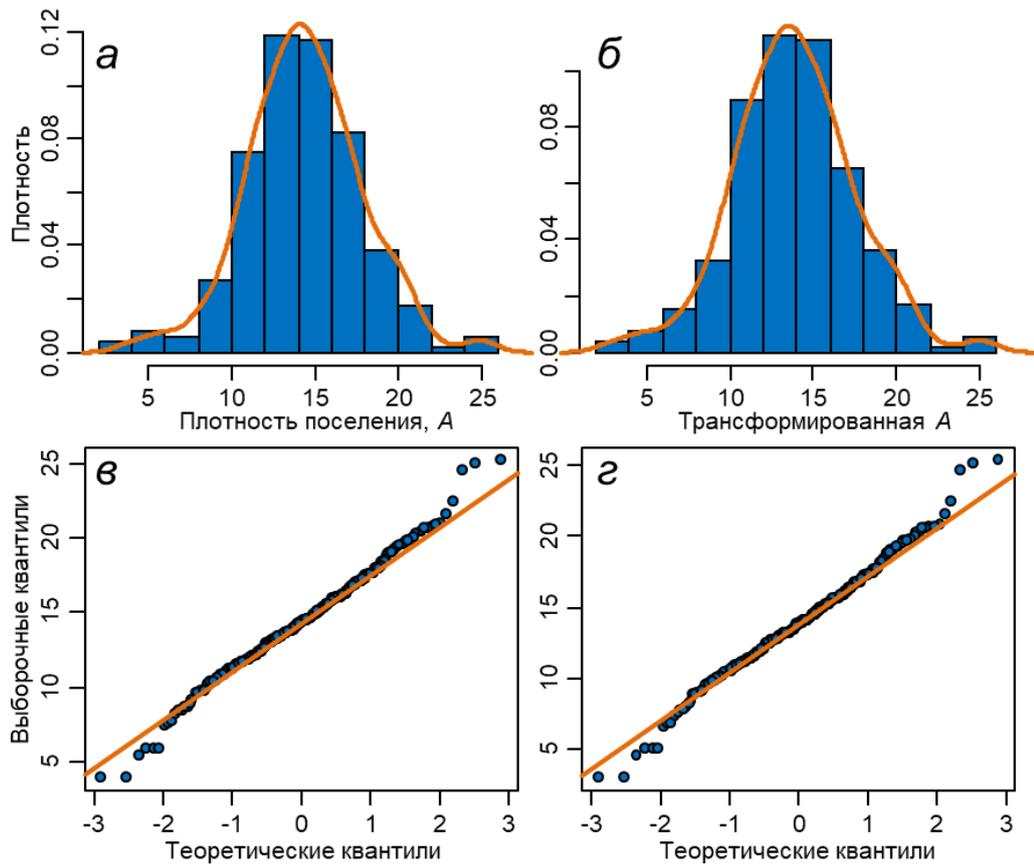
Результаты трансформации данных и двухфакторного ковариационного анализа



a, в – реальные данные; *б, г* – трансформированные
 Рисунок А.1 – Графический результат успешной трансформации индекса Маргалефа

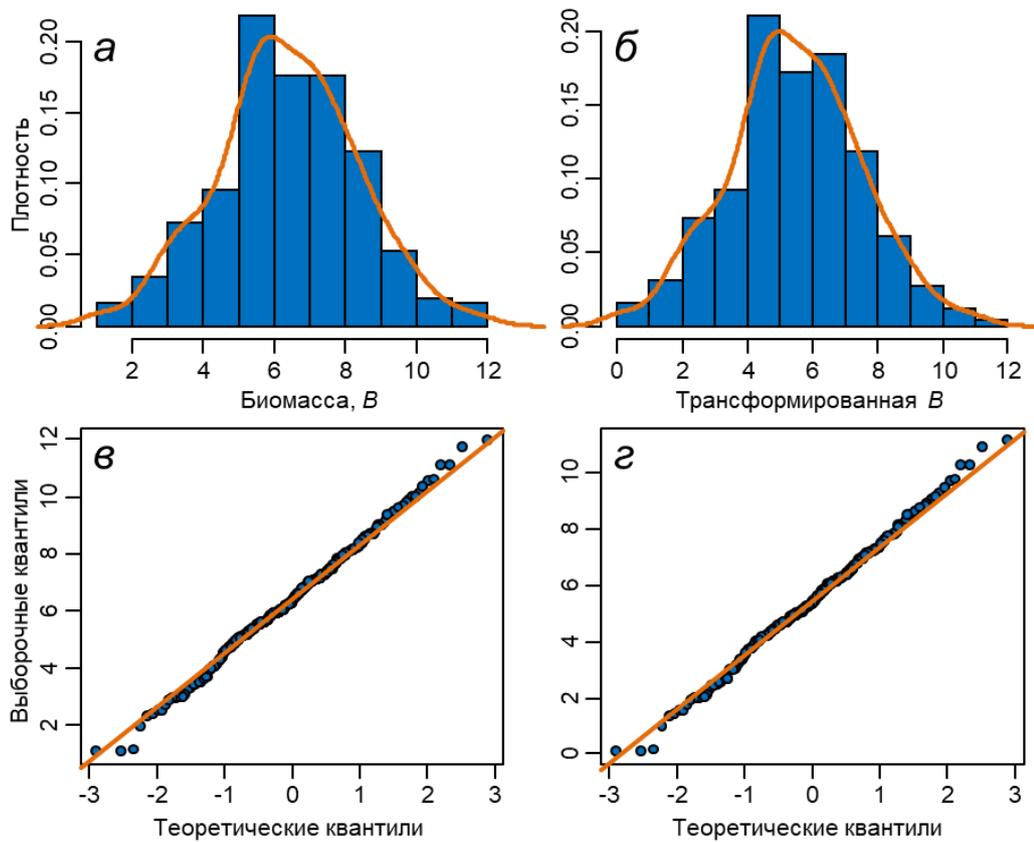


a, в – реальные данные; *б, г* – трансформированные
 Рисунок А.2 – Графический результат успешной трансформации индекса Маргалефа



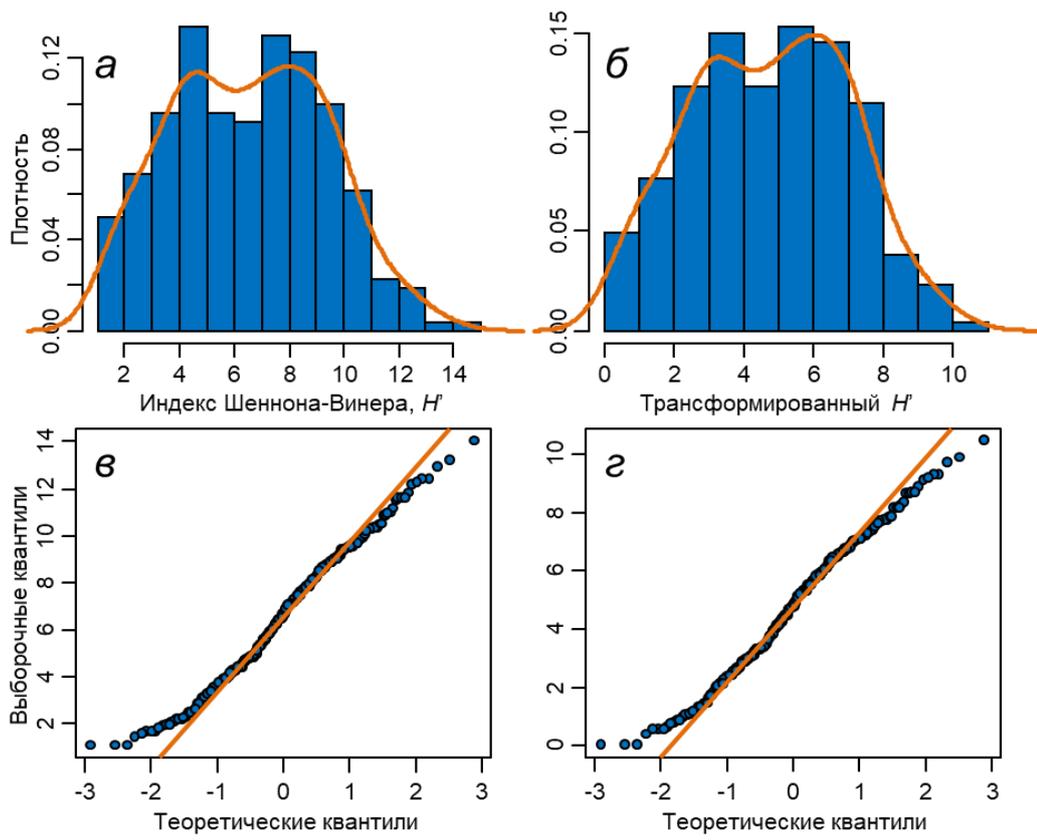
а, в – реальные данные; *б, г* – трансформированные

Рисунок А.3 – Графический результат успешной трансформации плотности поселения

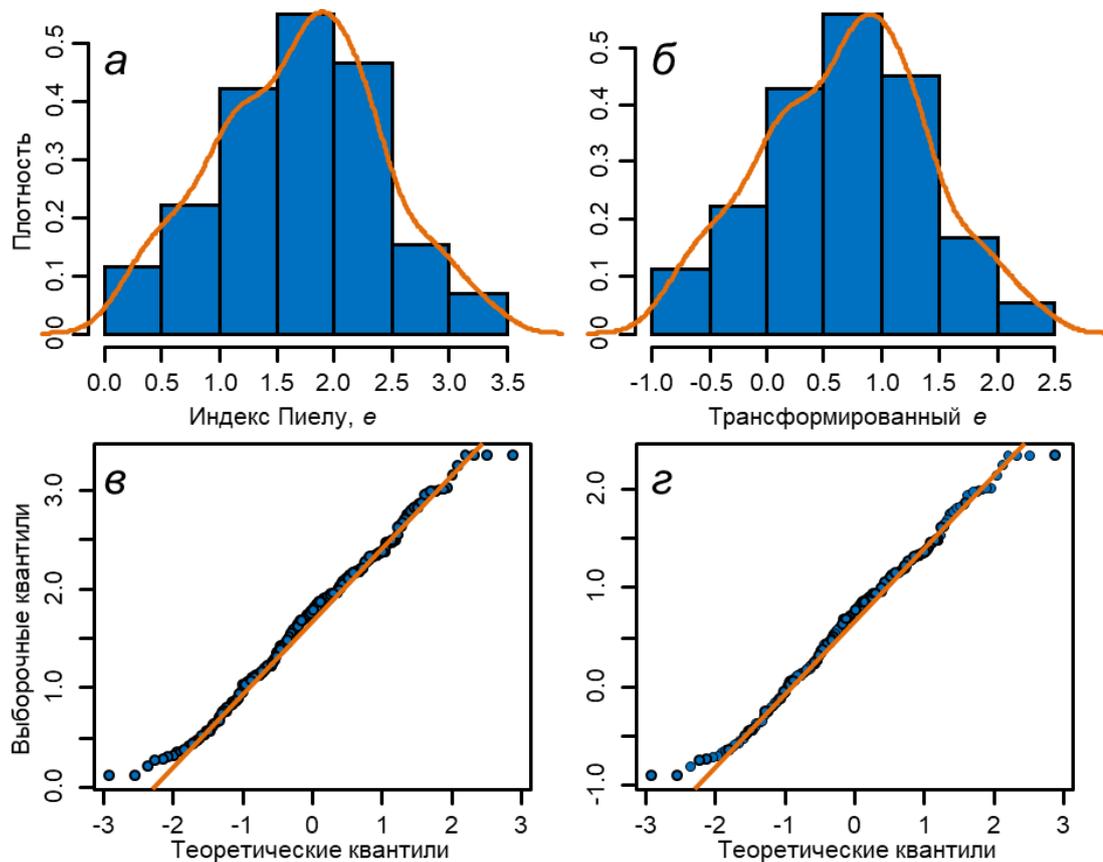


а, в – реальные данные; *б, г* – трансформированные

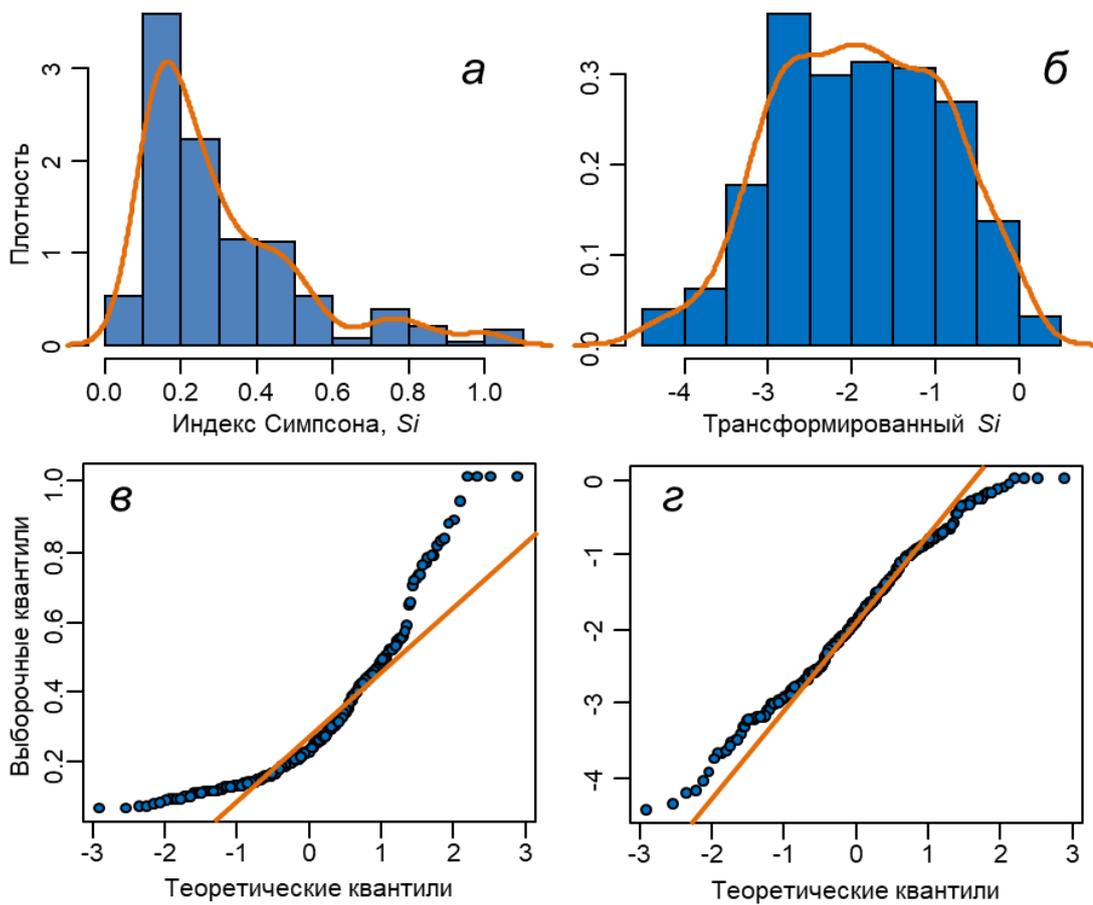
Рисунок А.4 – Графический результат успешной трансформации биомассы



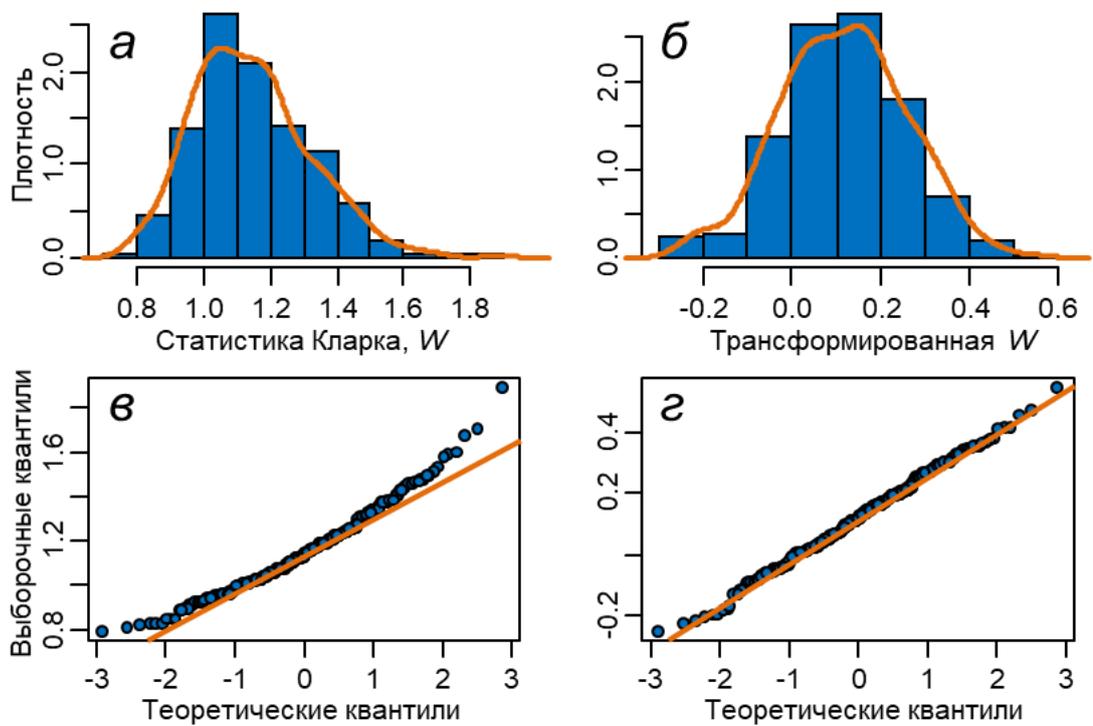
a, в – реальные данные; *б, г* – трансформированные
 Рисунок А.5 – Графический результат успешной трансформации индекса Шеннона-Винера



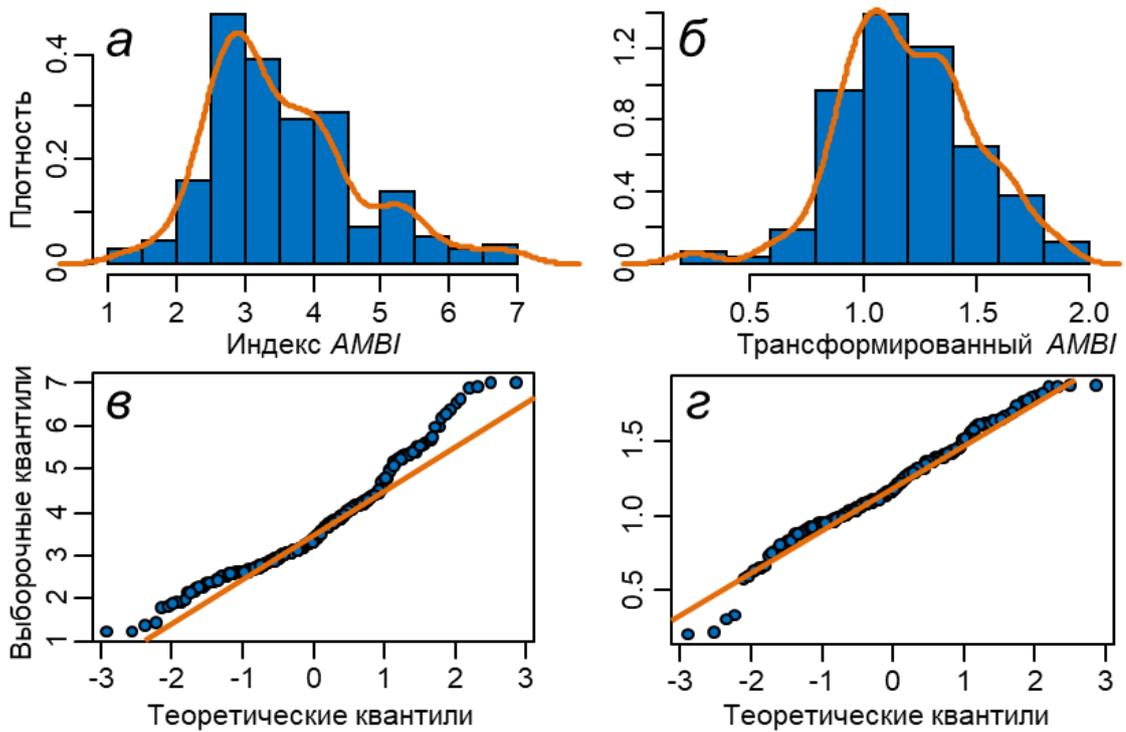
a, в – реальные данные; *б, г* – трансформированные
 Рисунок А.6 – Графический результат успешной трансформации индекса Пielу



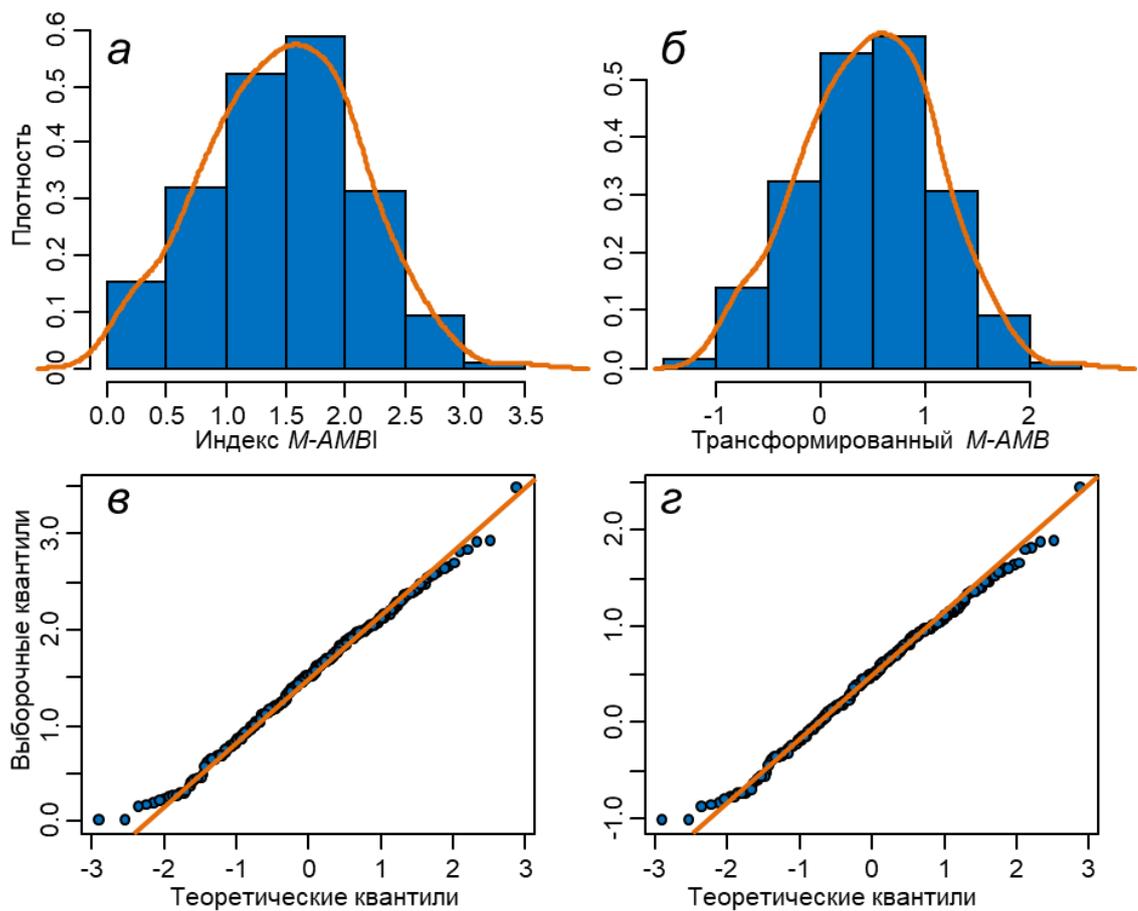
a, в – реальные данные; *б, г* – трансформированные
 Рисунок А.7 – Графический результат успешной трансформации индекса Симпсона



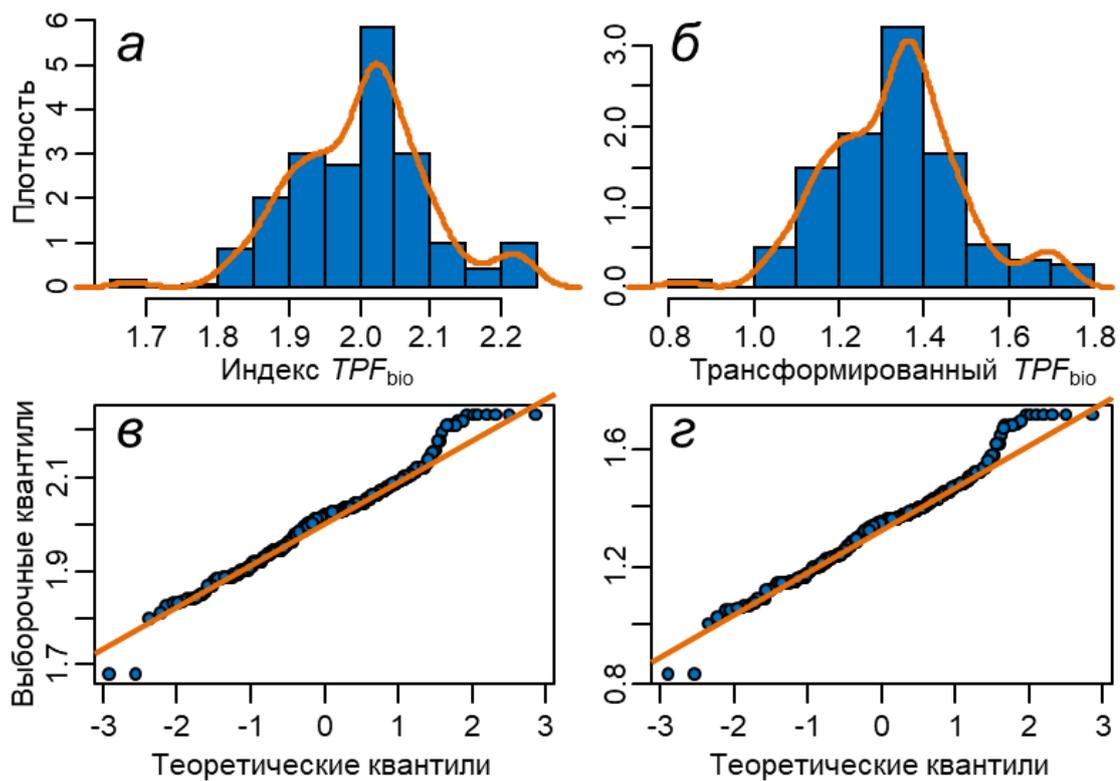
a, в – реальные данные; *б, г* – трансформированные
 Рисунок А.8 – Графический результат успешной трансформации статистики Кларка



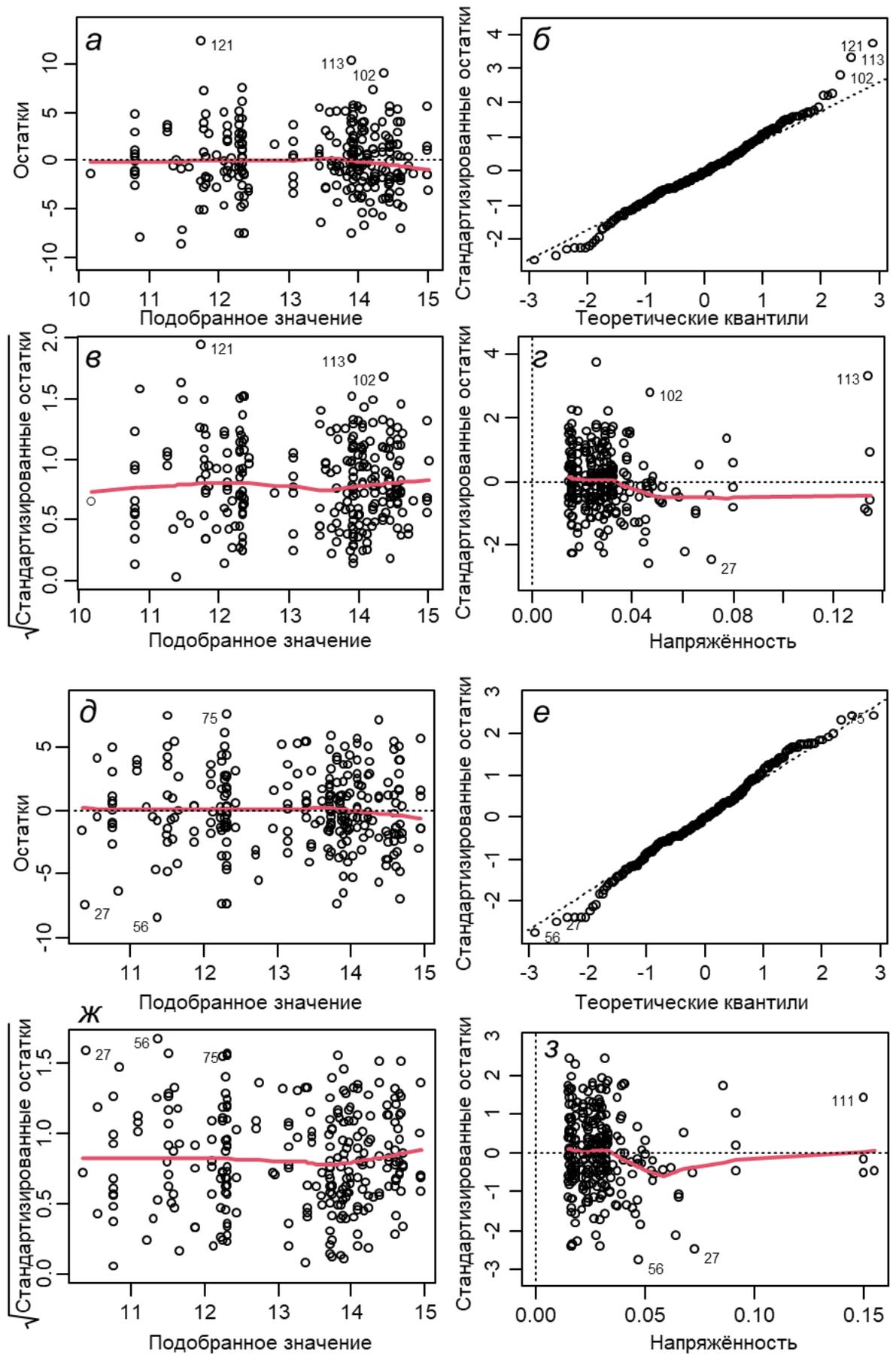
a, в – реальные данные; *б, г* – трансформированные
 Рисунок А.9 – Графический результат успешной трансформации индекса *AMBI*



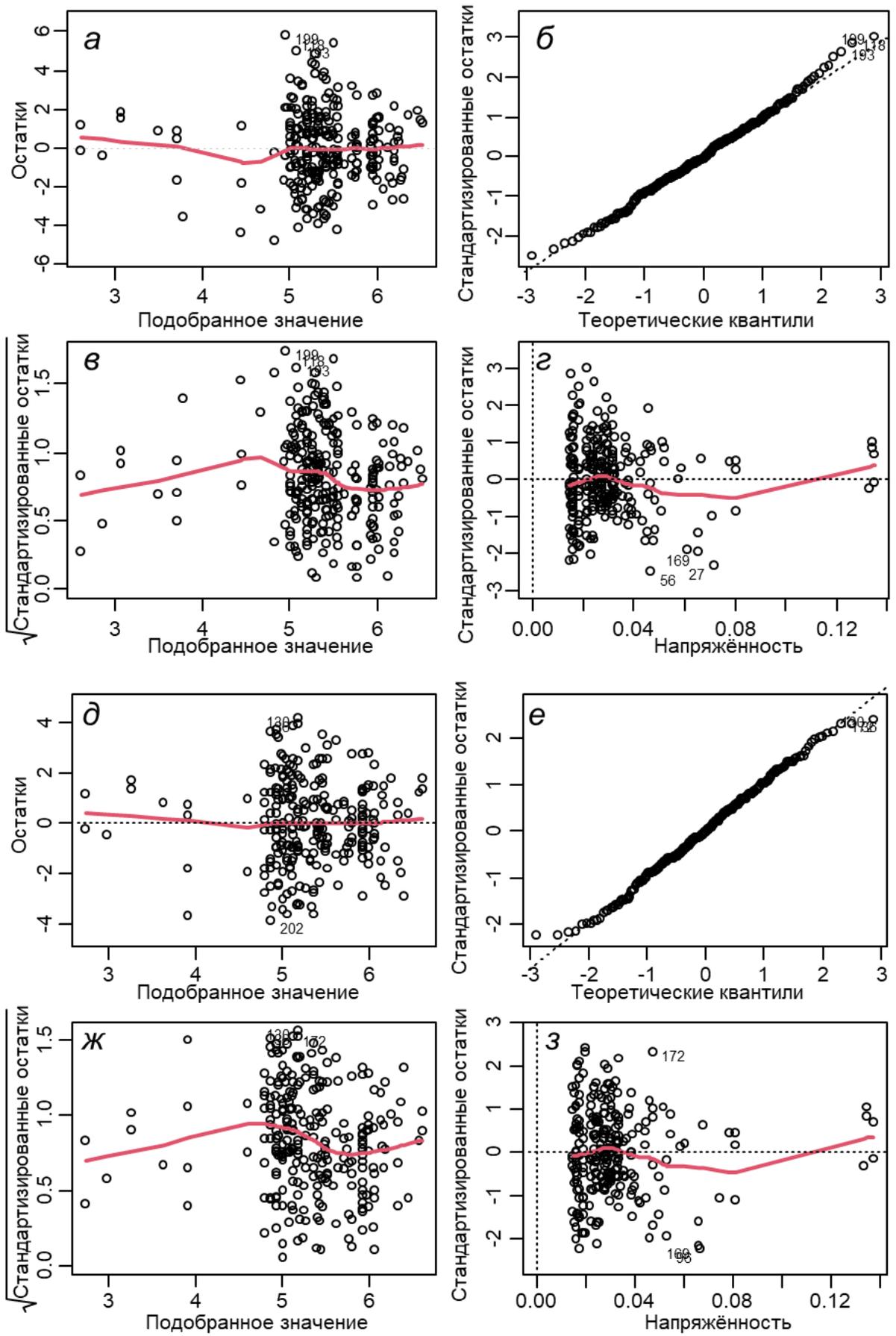
a, в – реальные данные; *б, г* – трансформированные
 Рисунок А.10 – Графический результат успешной трансформации индекса *M-AMBI*



a, в – реальные данные; *б, г* – трансформированные
 Рисунок А.11 – Графический результат успешной трансформации индекса TPF_{bio}

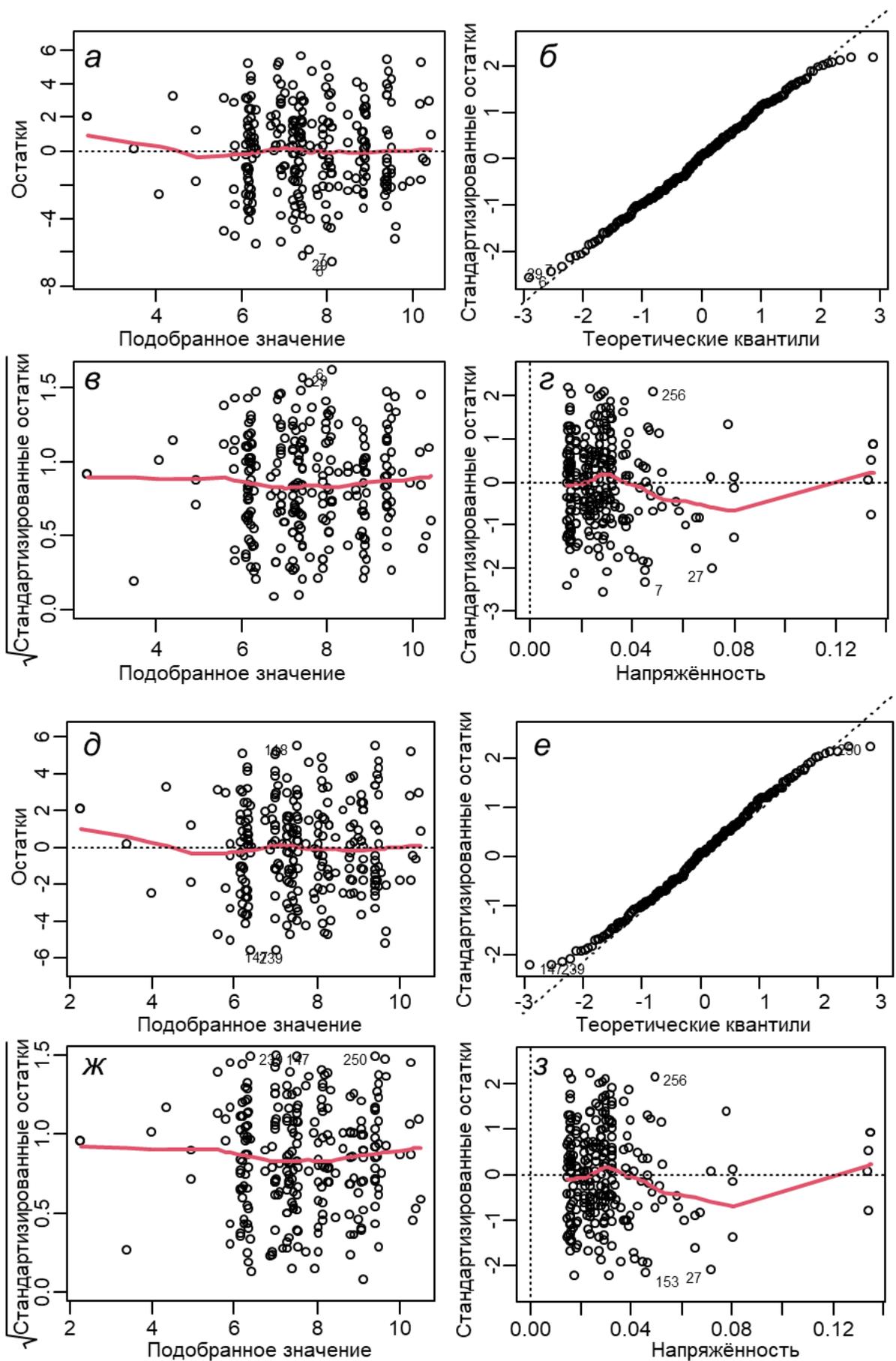


a–г и *д–з* – соответственно первичная и итоговая модель
 Рисунок А.12 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели плотности поселения (ковариата – TPF_{chem})



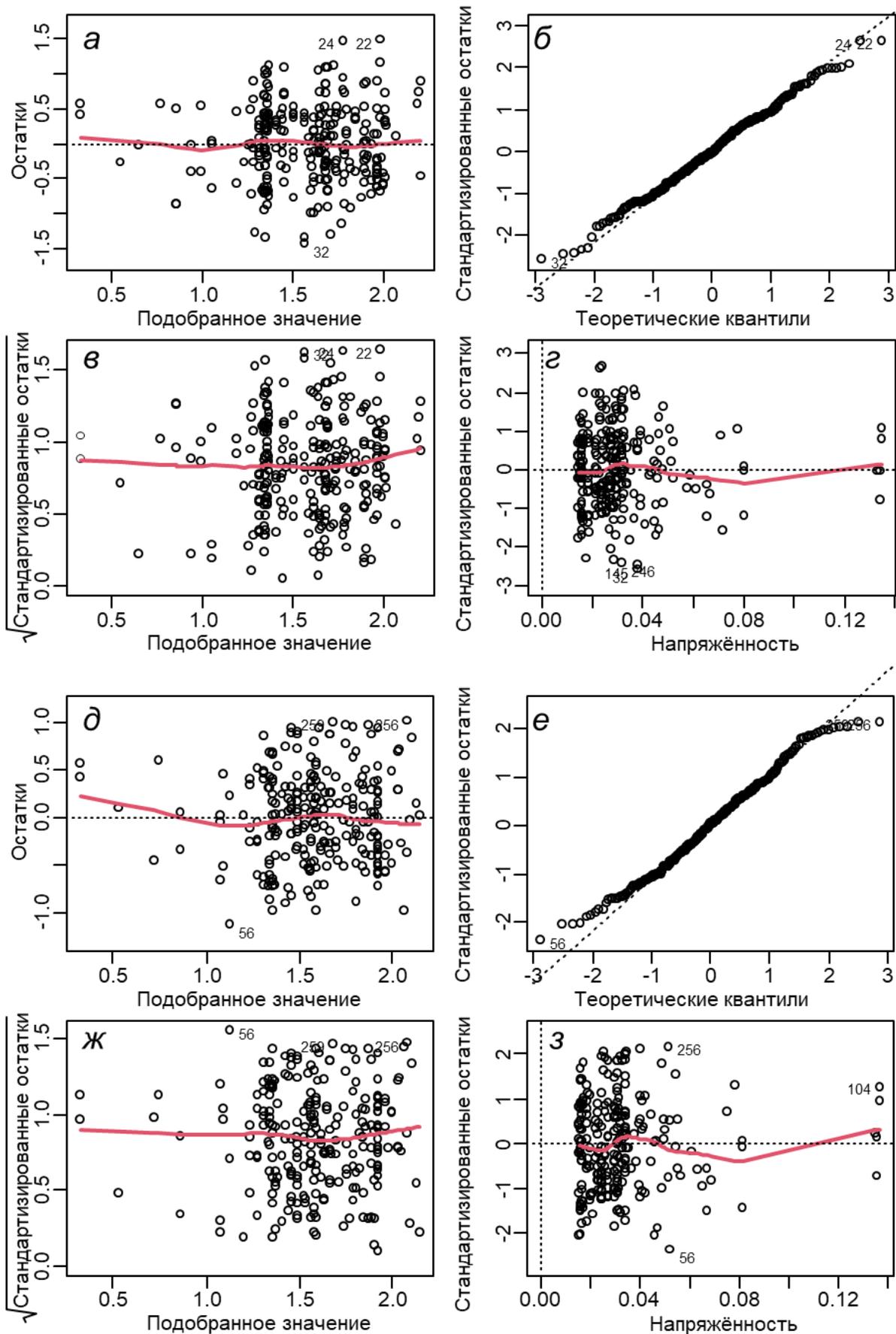
a-g и *д-з* – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.13 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели биомассы (ковариата – TPF_{chem})



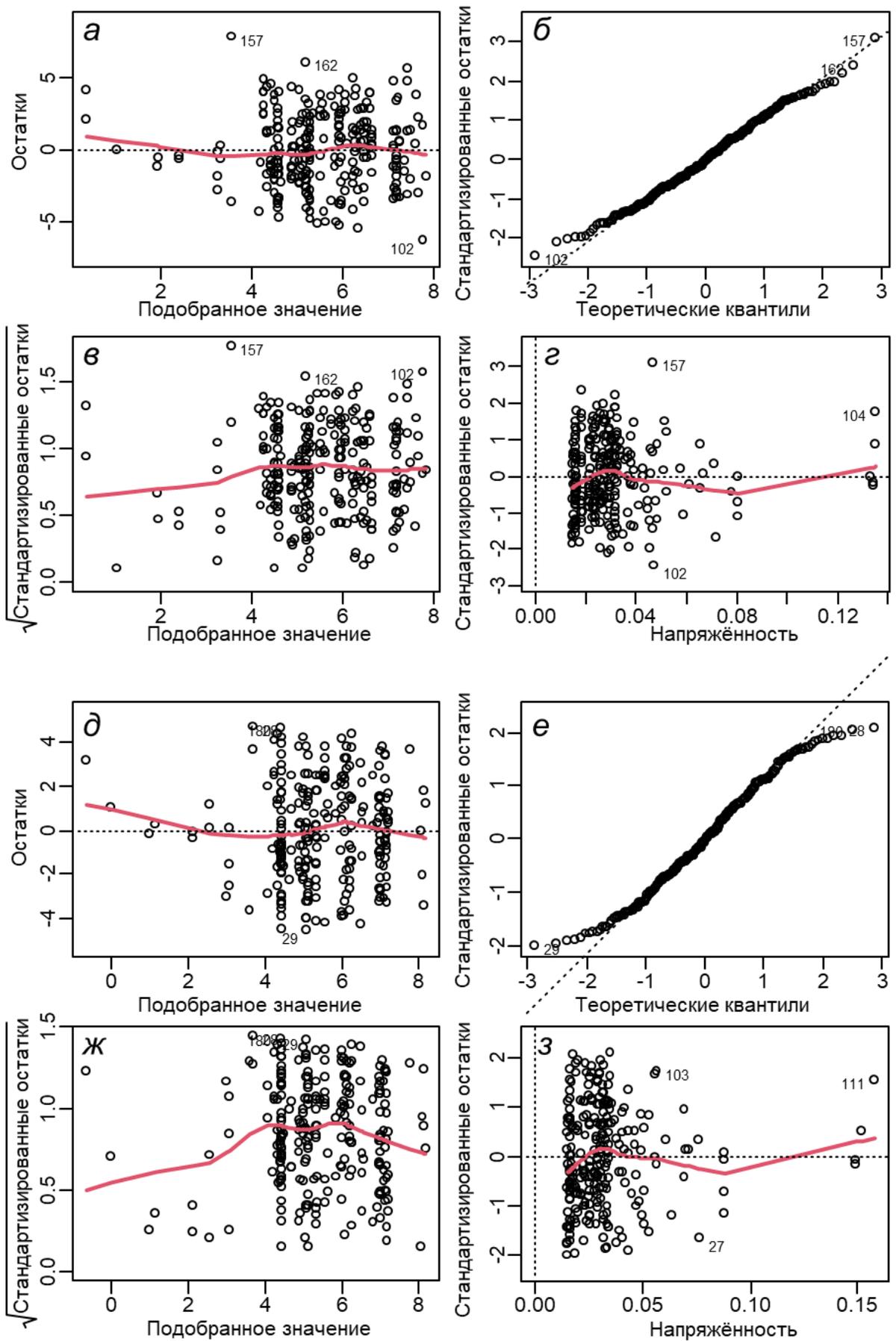
а-г и д-з – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.14 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели у индекса Маргалефа (R ; ковариата – TPF_{chem})



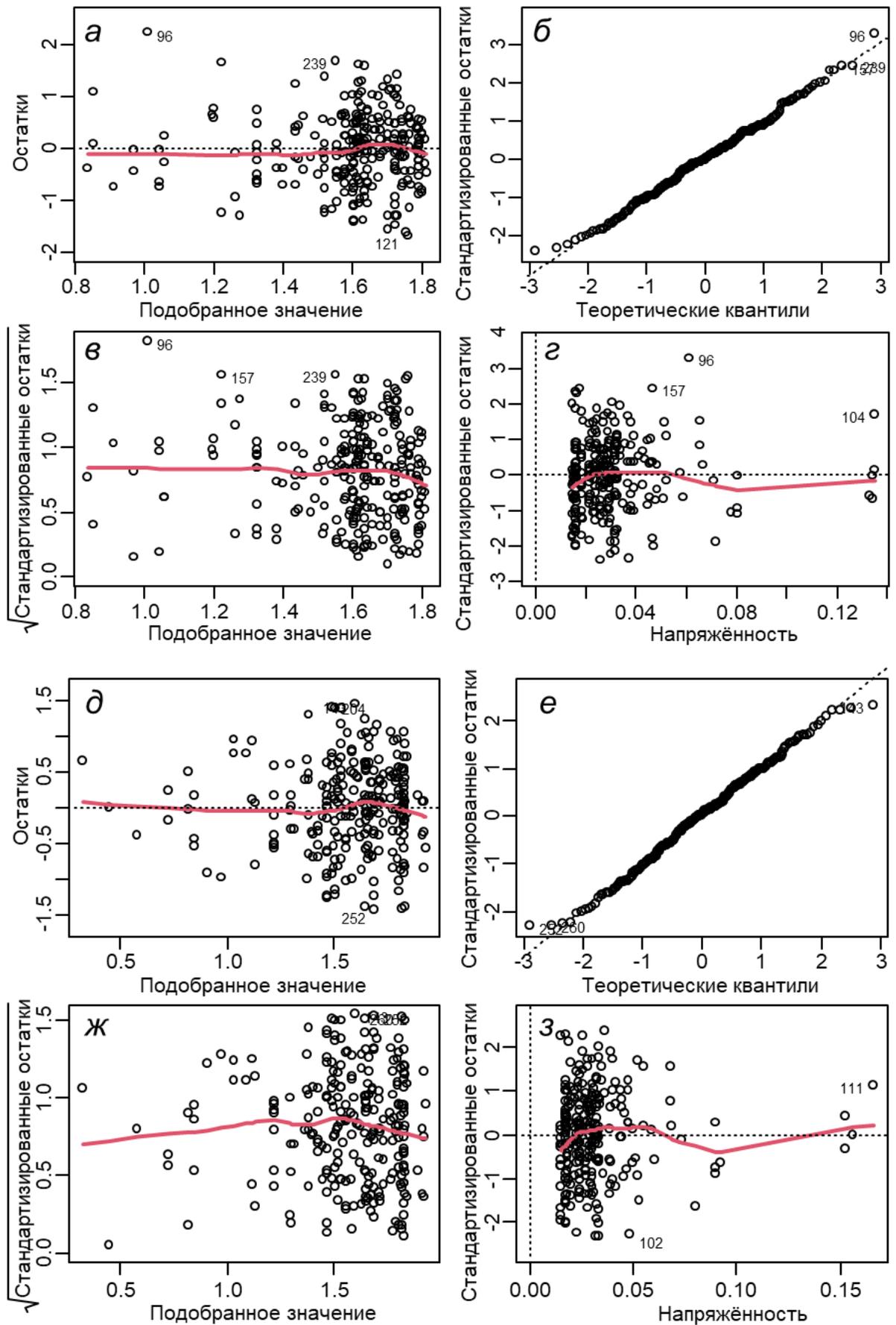
a-*г* и *д*-*ж* – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.15 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели у индекса Маргалефа (SR ; ковариата – TPF_{chem})



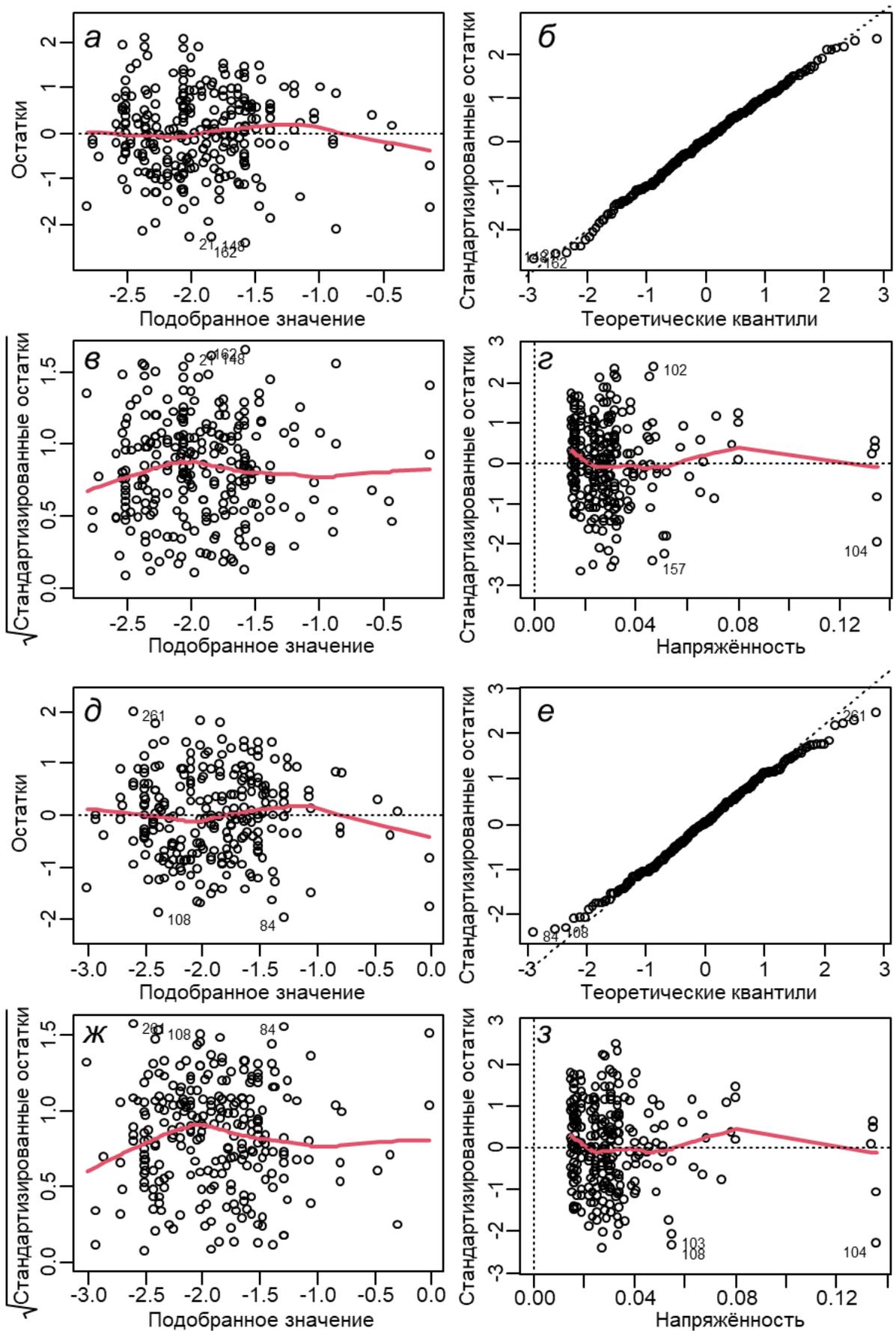
a-г и д-з – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.16 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели у индекса Шеннона-Винера (ковариата – TPF_{chem})



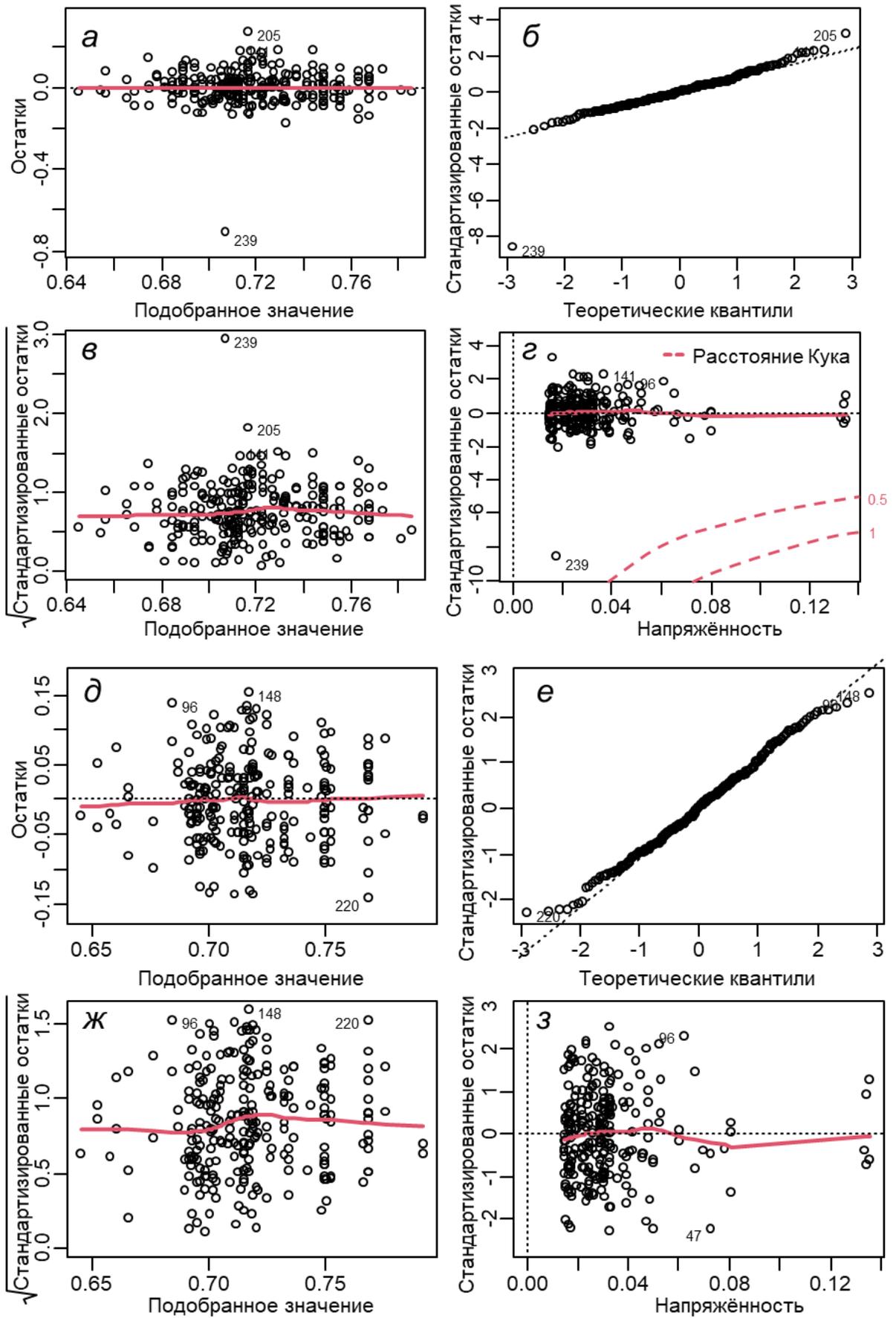
а-г и д-з – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.17 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели у индекса Пелю (ковариата – TPF_{chem})



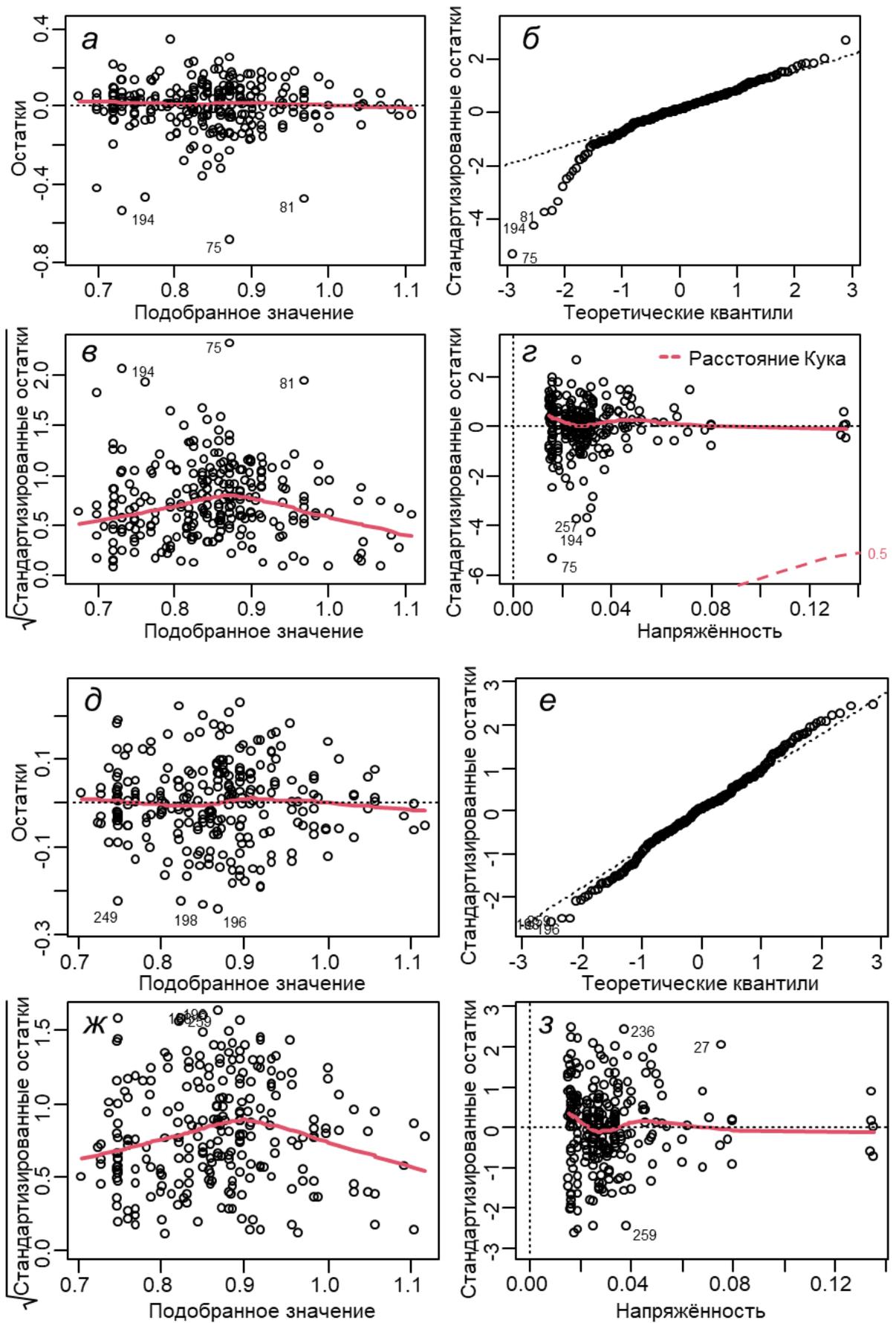
а-г и д-з – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.18 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели у индекса Симпсона (ковариата – TPF_{chem})



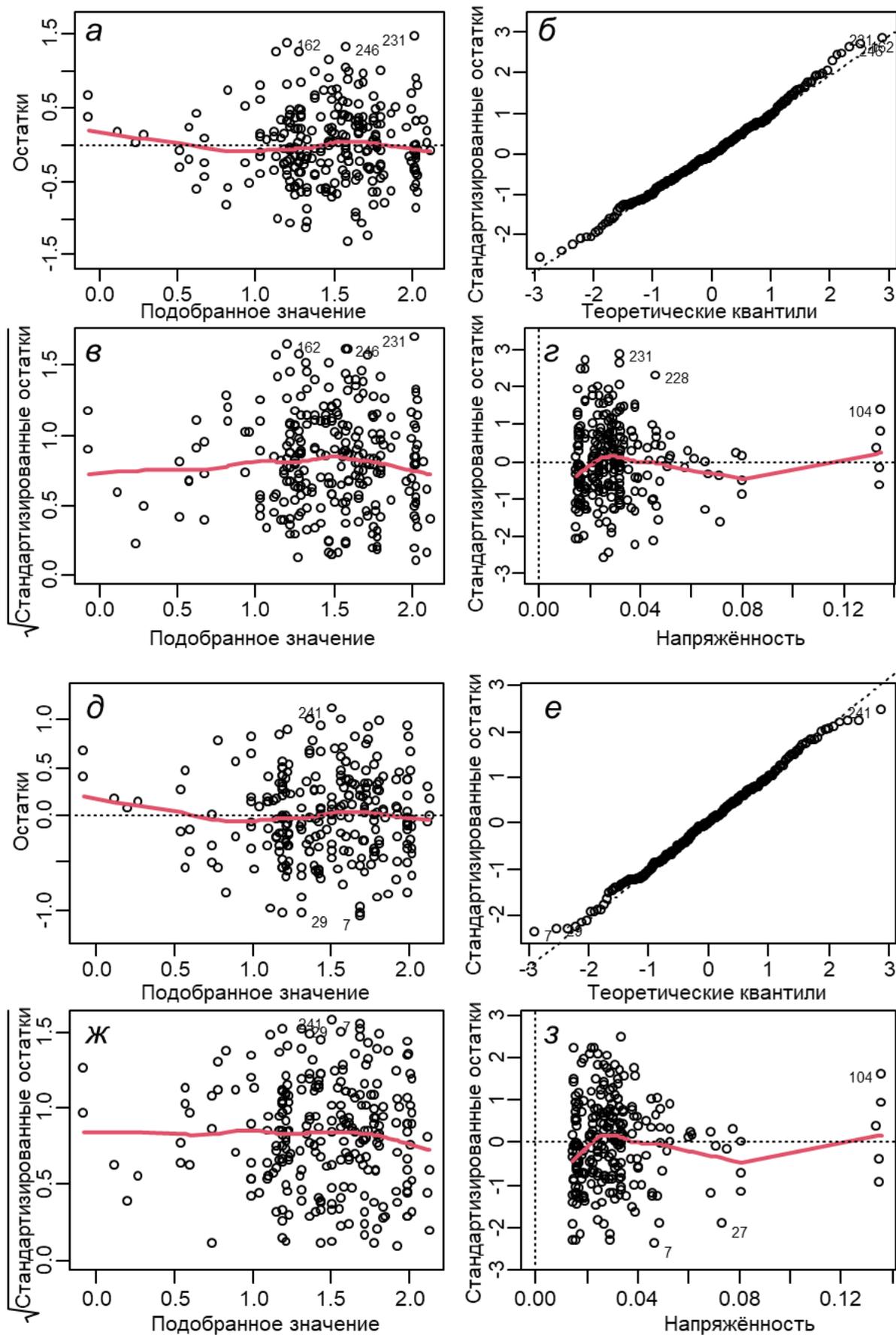
a-г и *д-ж* – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.19 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели у статистики Кларка (ковариата – TPF_{chem})



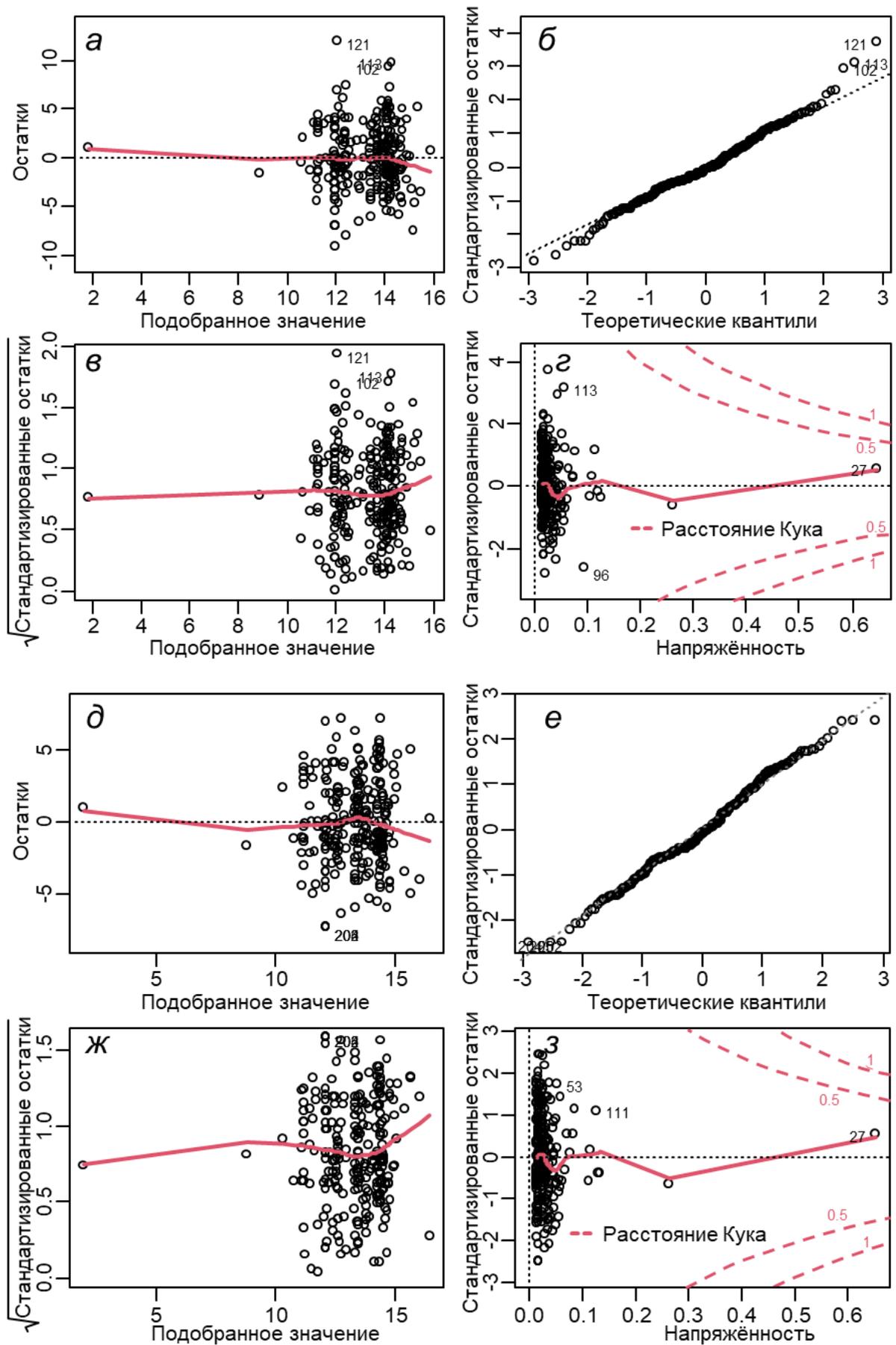
а-г и д-з – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.20 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели у индекса $AMBI$ (ковариата – TPF_{chem})



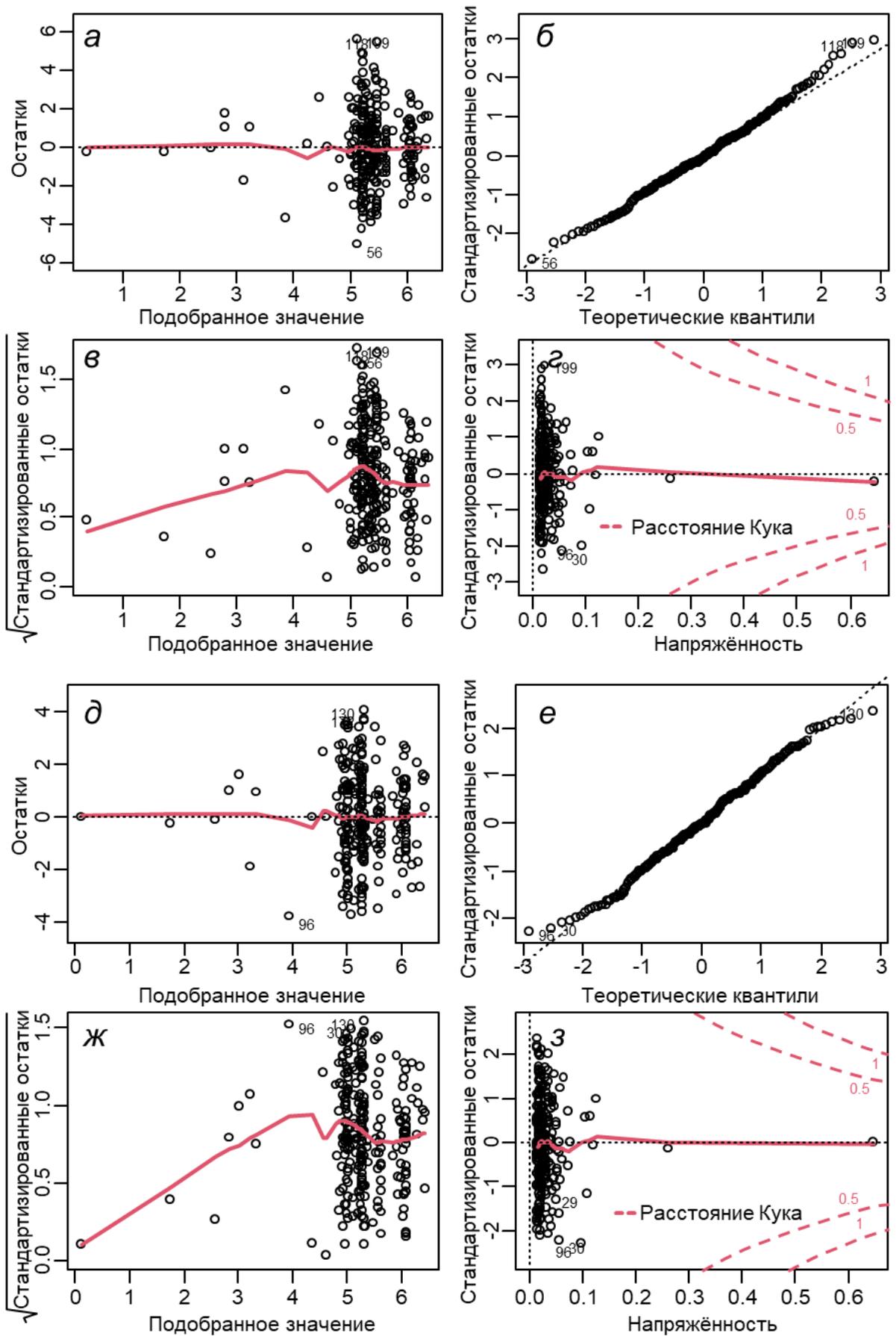
a - $г$ и d - $ж$ – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.21 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели у индекса M - $AMBI$ (ковариата – TPF_{chem})



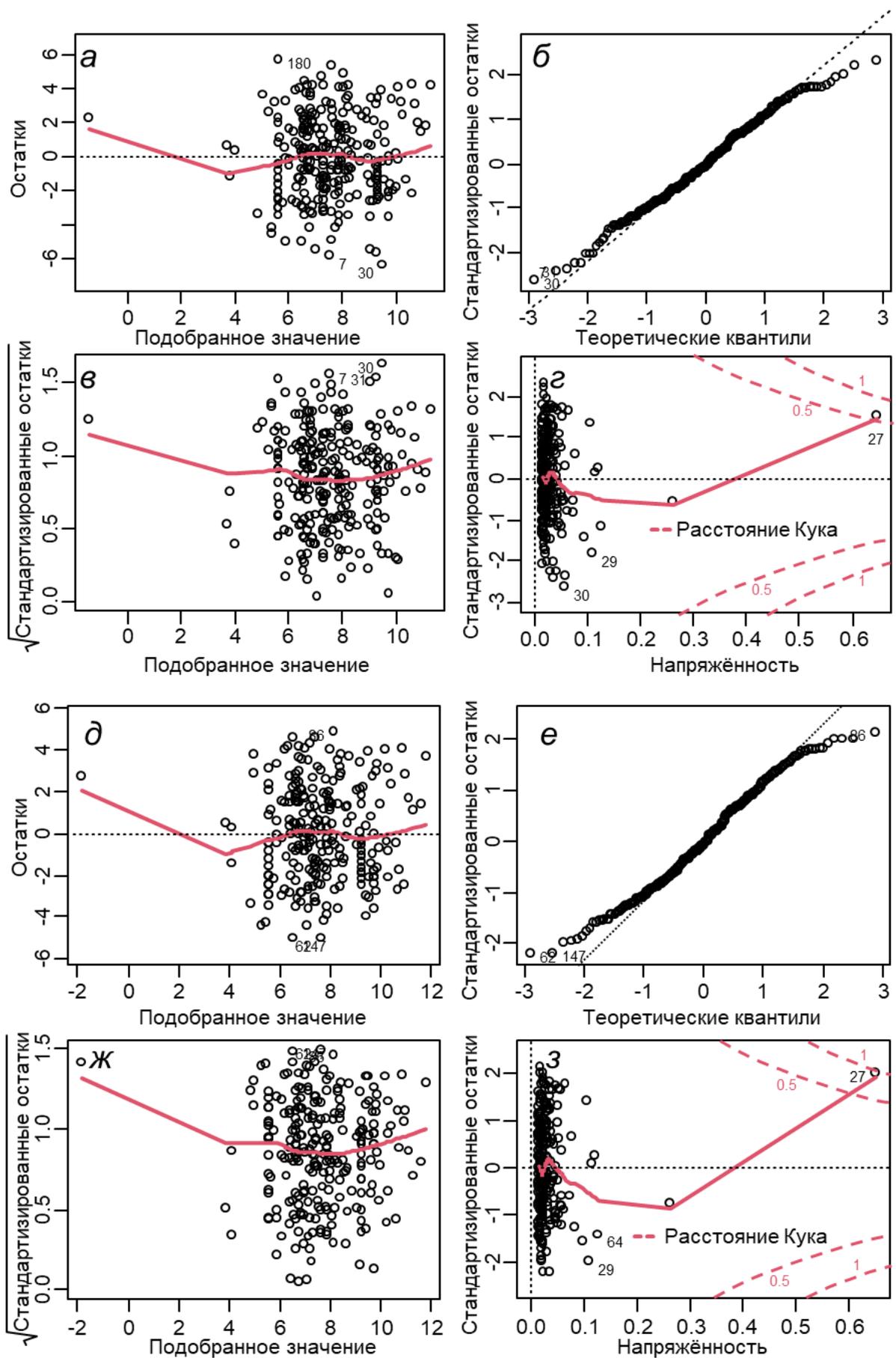
a-g и *d-z* – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.22 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели плотности поселения (ковариата – содержание $C_{орг}$)



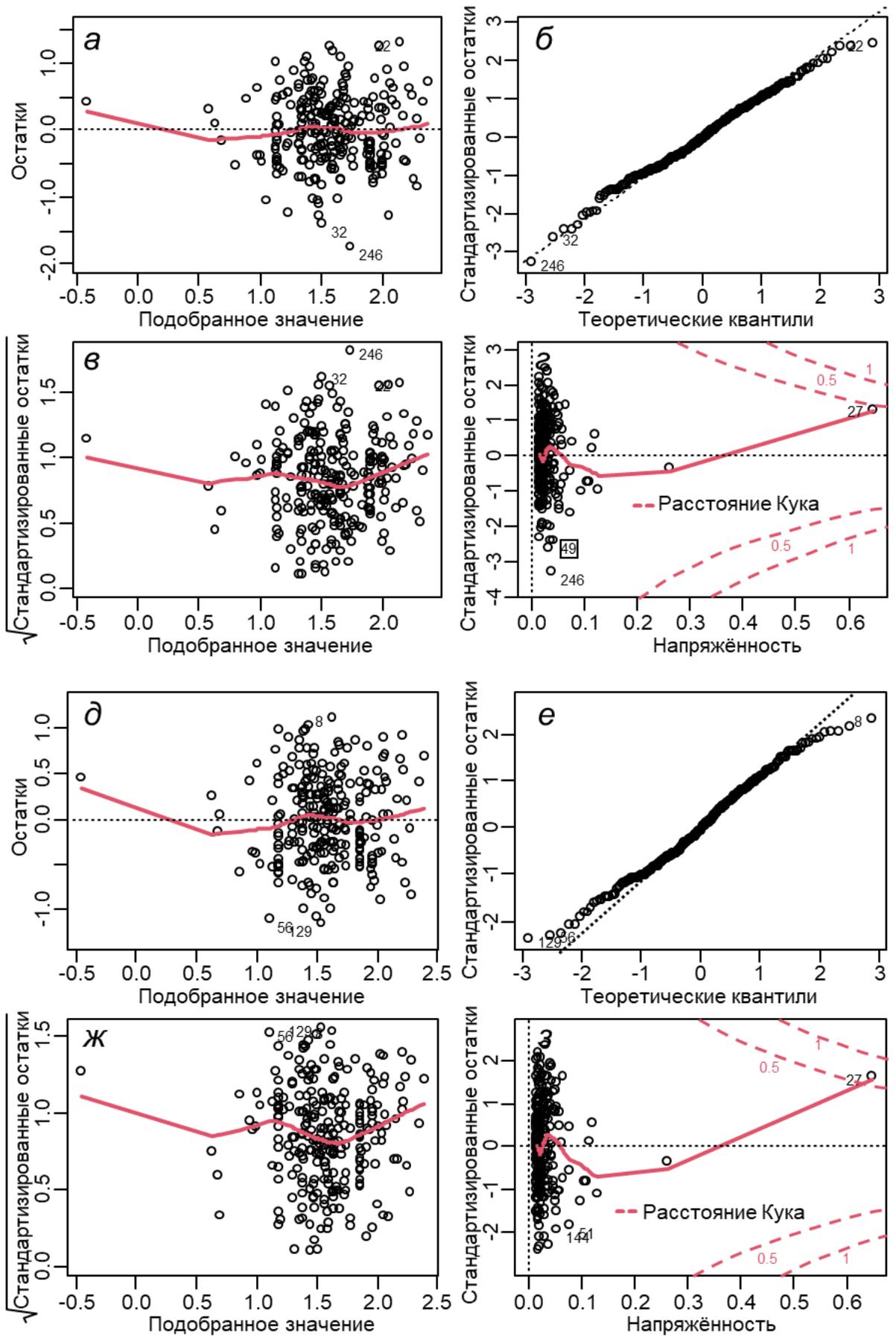
a-g и *д-з* – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.23 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели биомассы (ковариата – содержание $C_{\text{орг}}$)



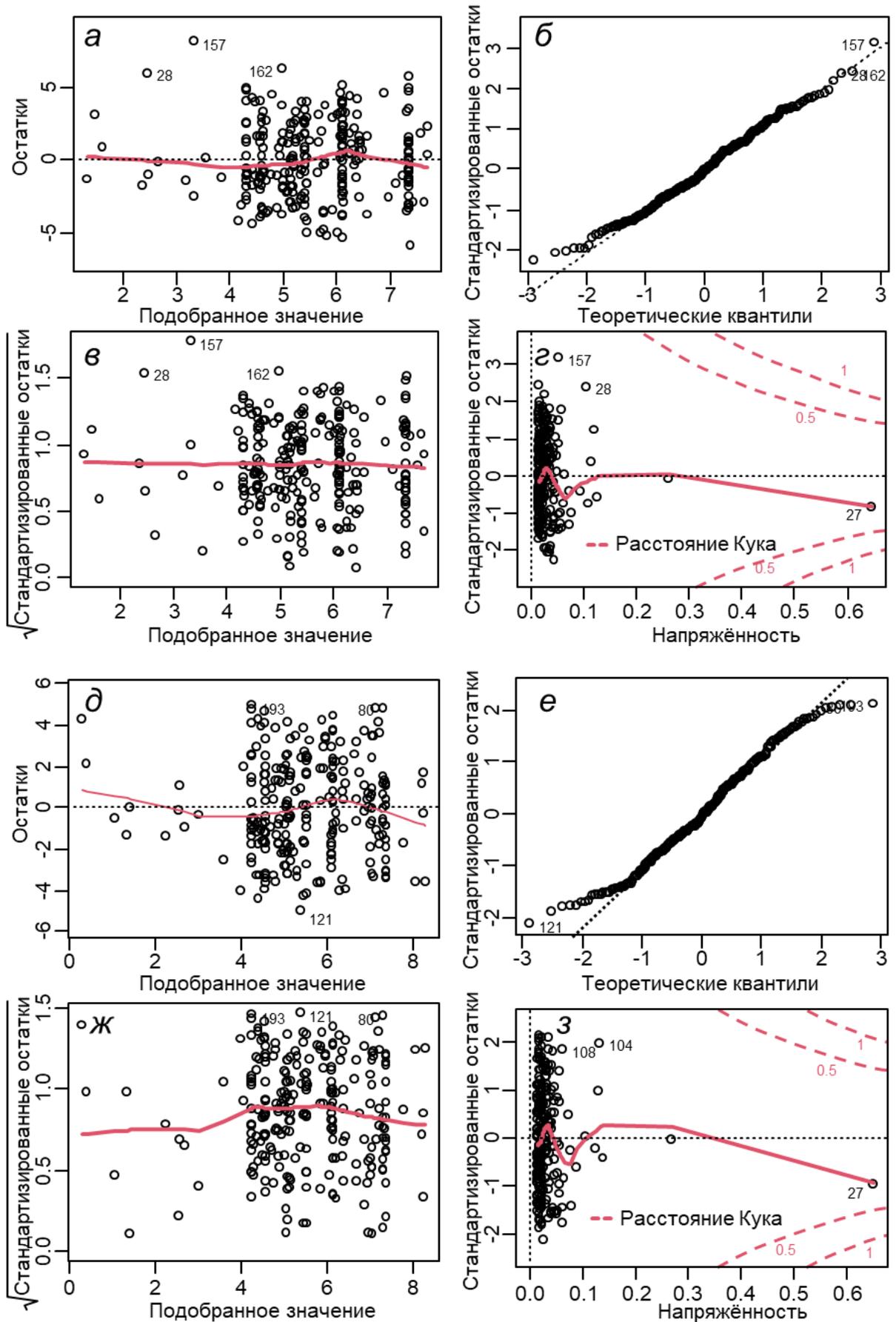
a-г и *д-ж* – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.24 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели у индекса Маргалефа (R ; ковариата – содержание C_{org})



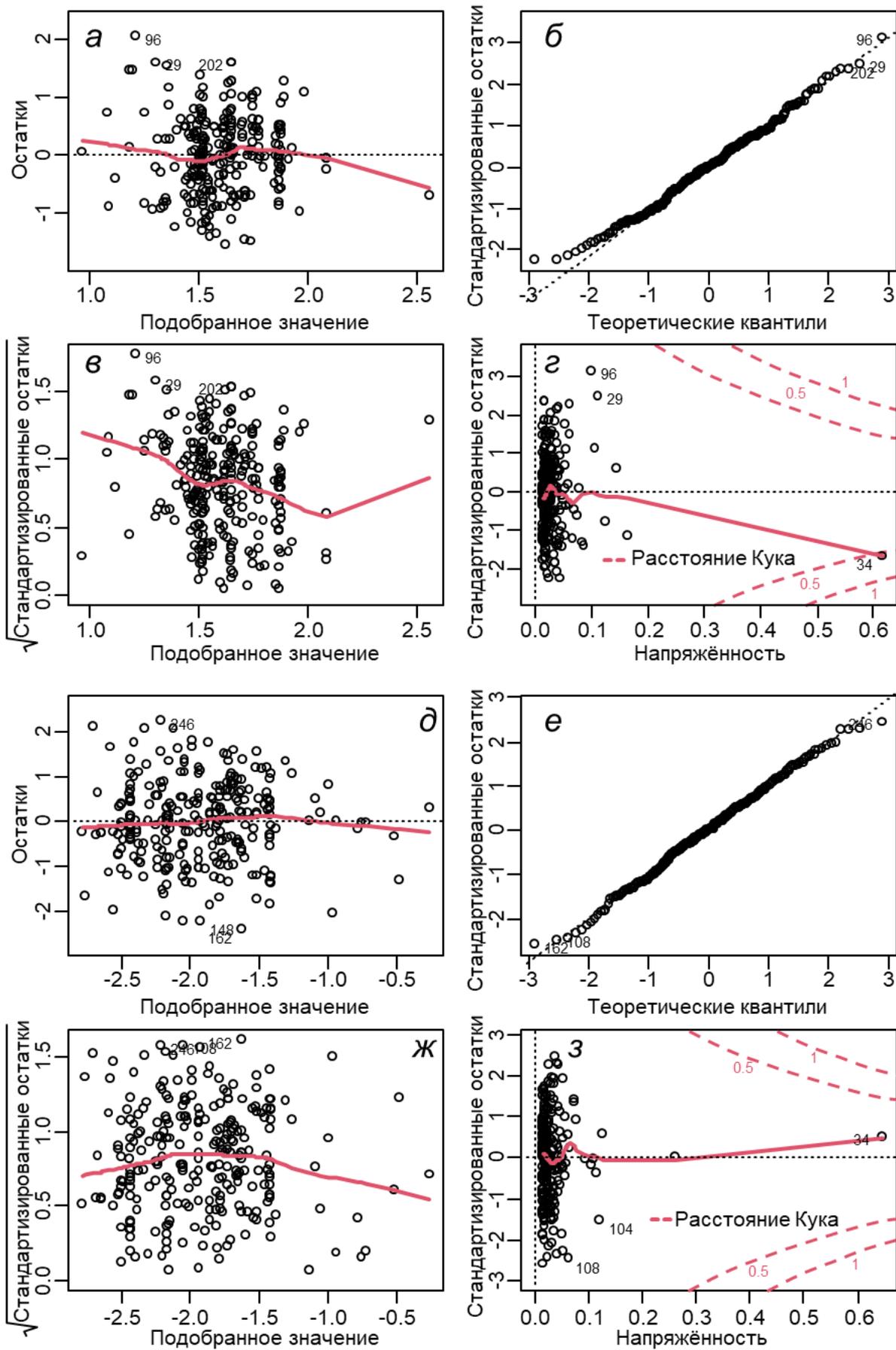
a-*г* и *д*-*з* – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.25 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели у индекса Маргалефа (SR ; ковариата – содержание C_{opt})



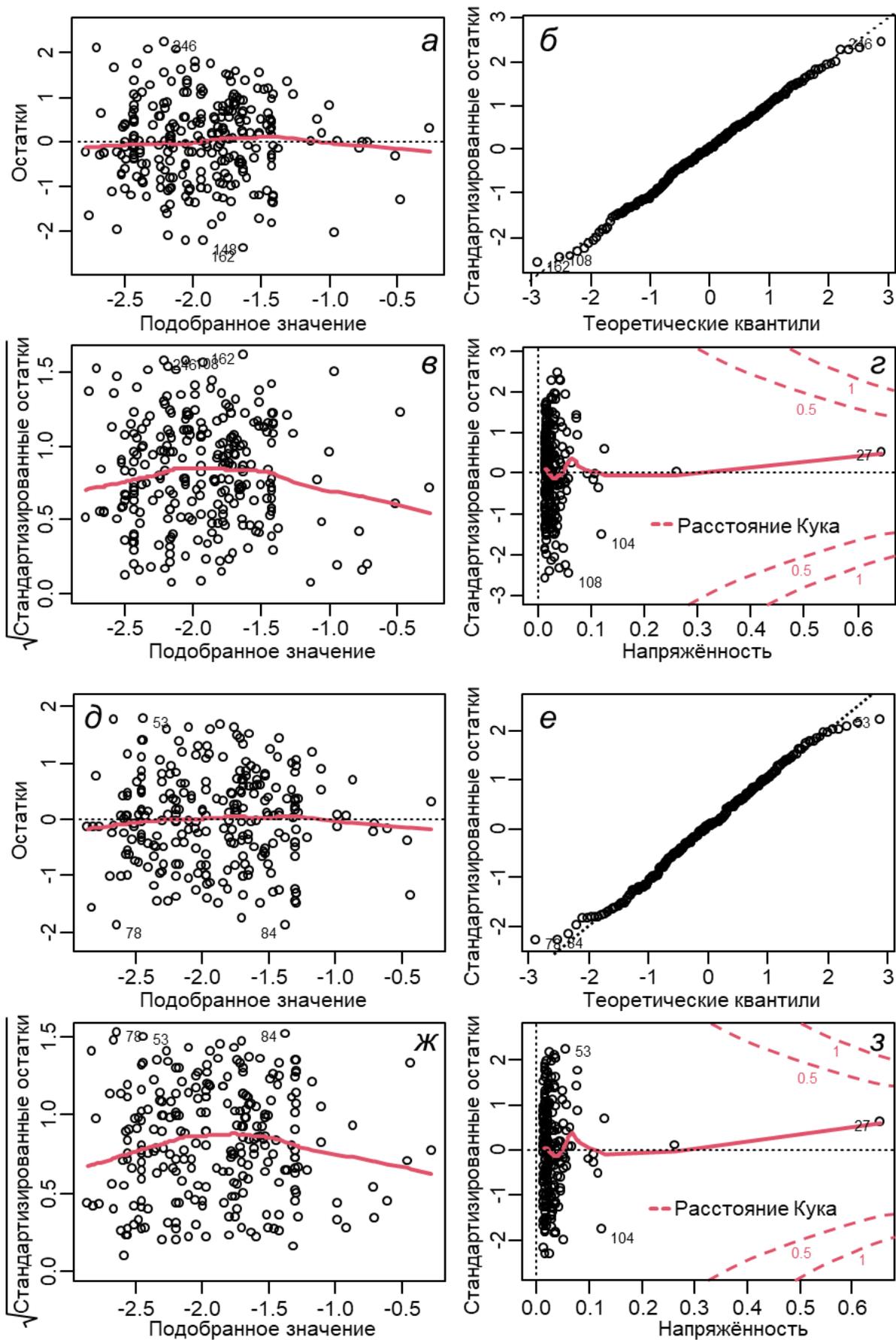
a-g и *д-з* – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.26 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели у индекса Шеннона-Винера (ковариата – содержание $C_{орг}$)



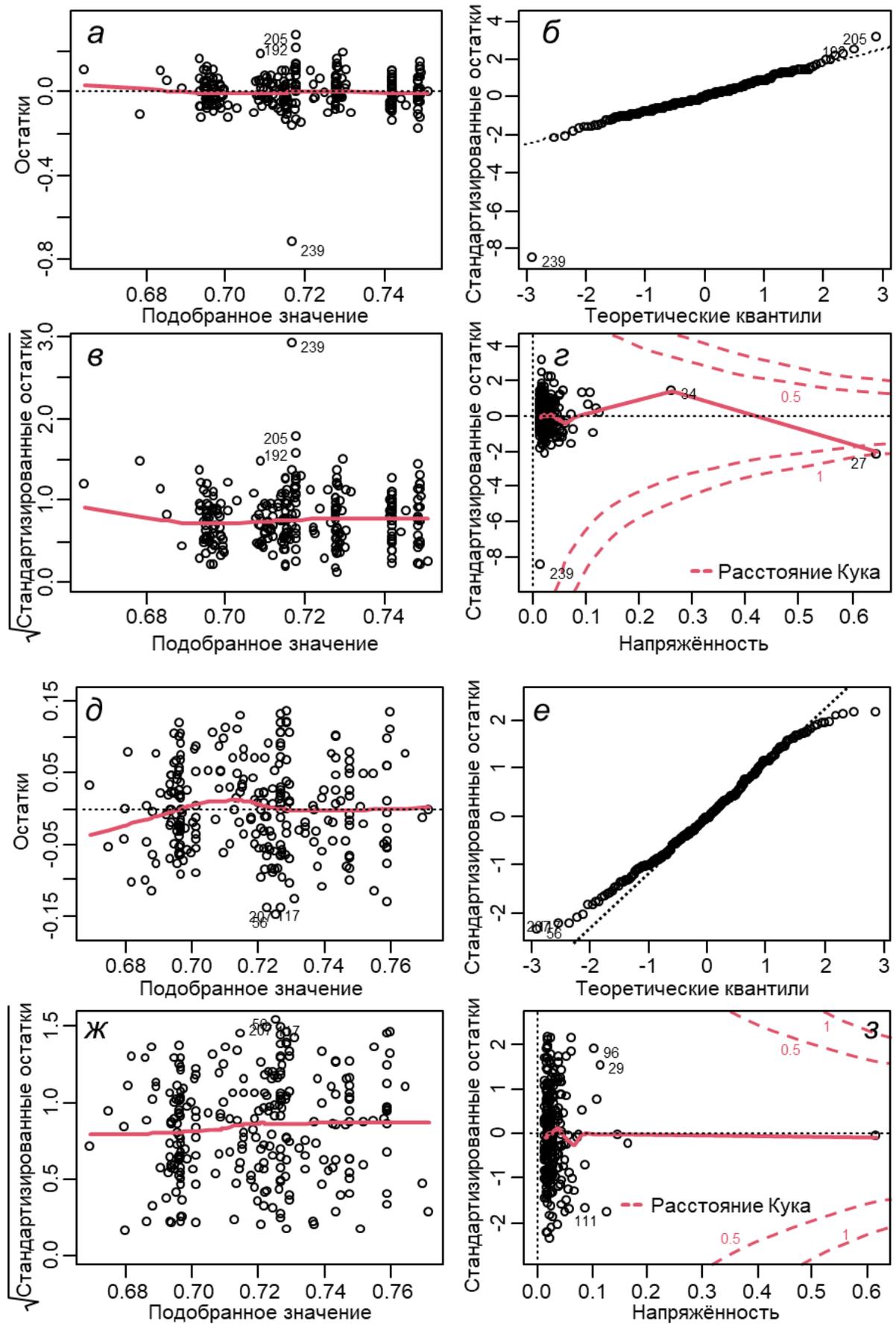
a-g и *д-з* – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.27 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели у индекса Пиелу (ковариата – содержание $C_{орг}$)



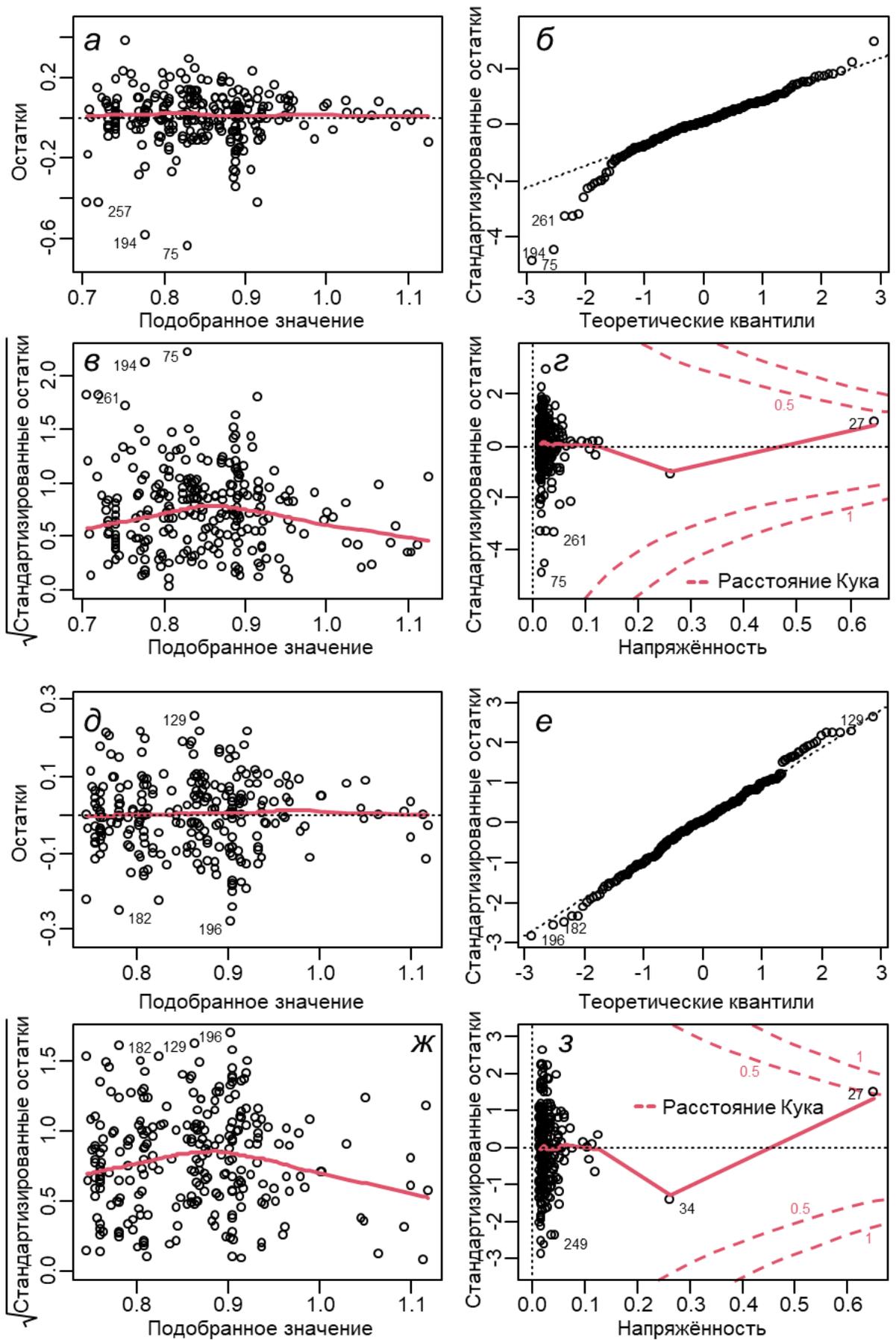
a–г и *д–ж* – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.28 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели у индекса Симпсона (ковариата – содержание $C_{орг}$)



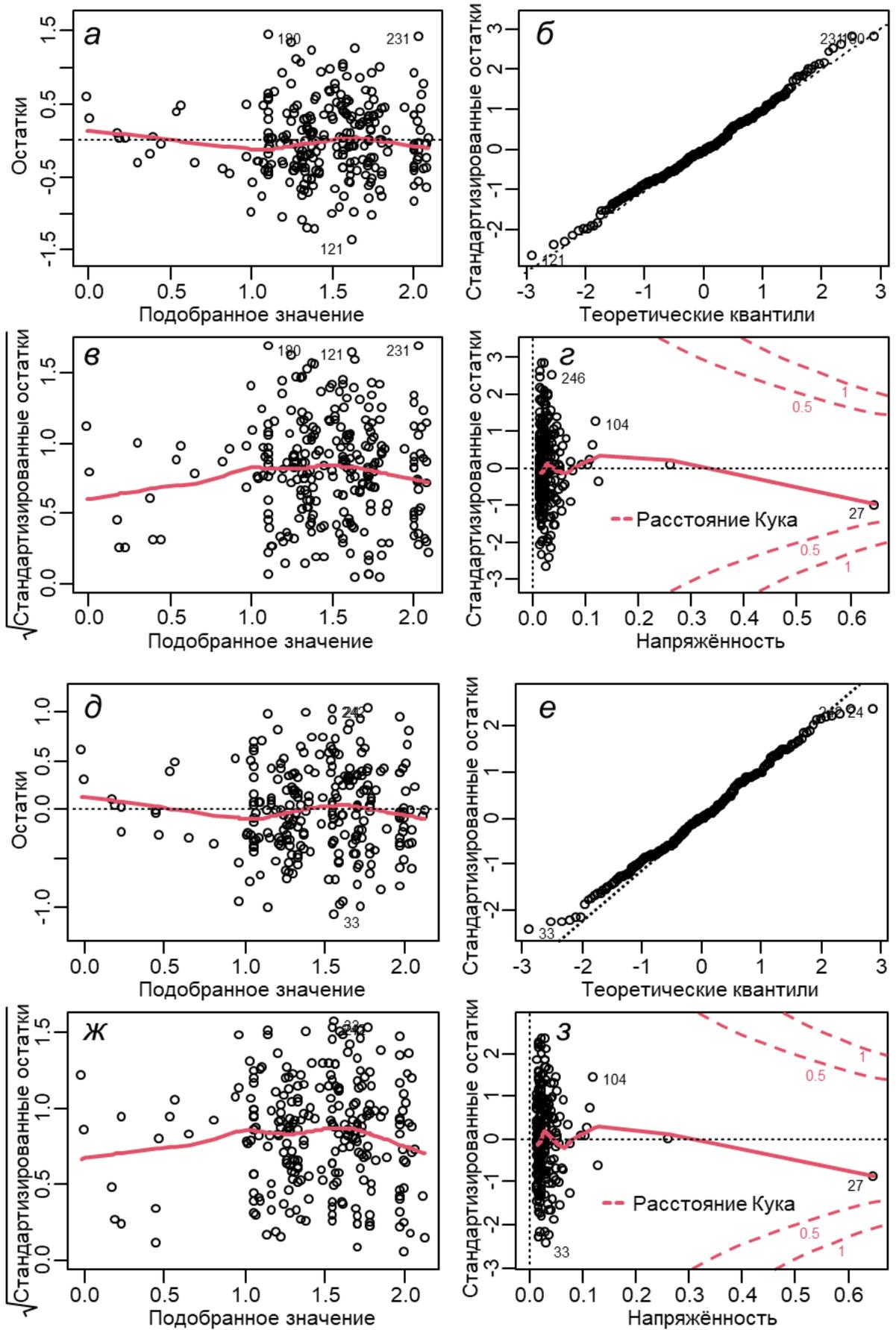
a-г и *д-з* – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.29 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели у статистики Кларка (ковариата – содержание $C_{\text{орг}}$)



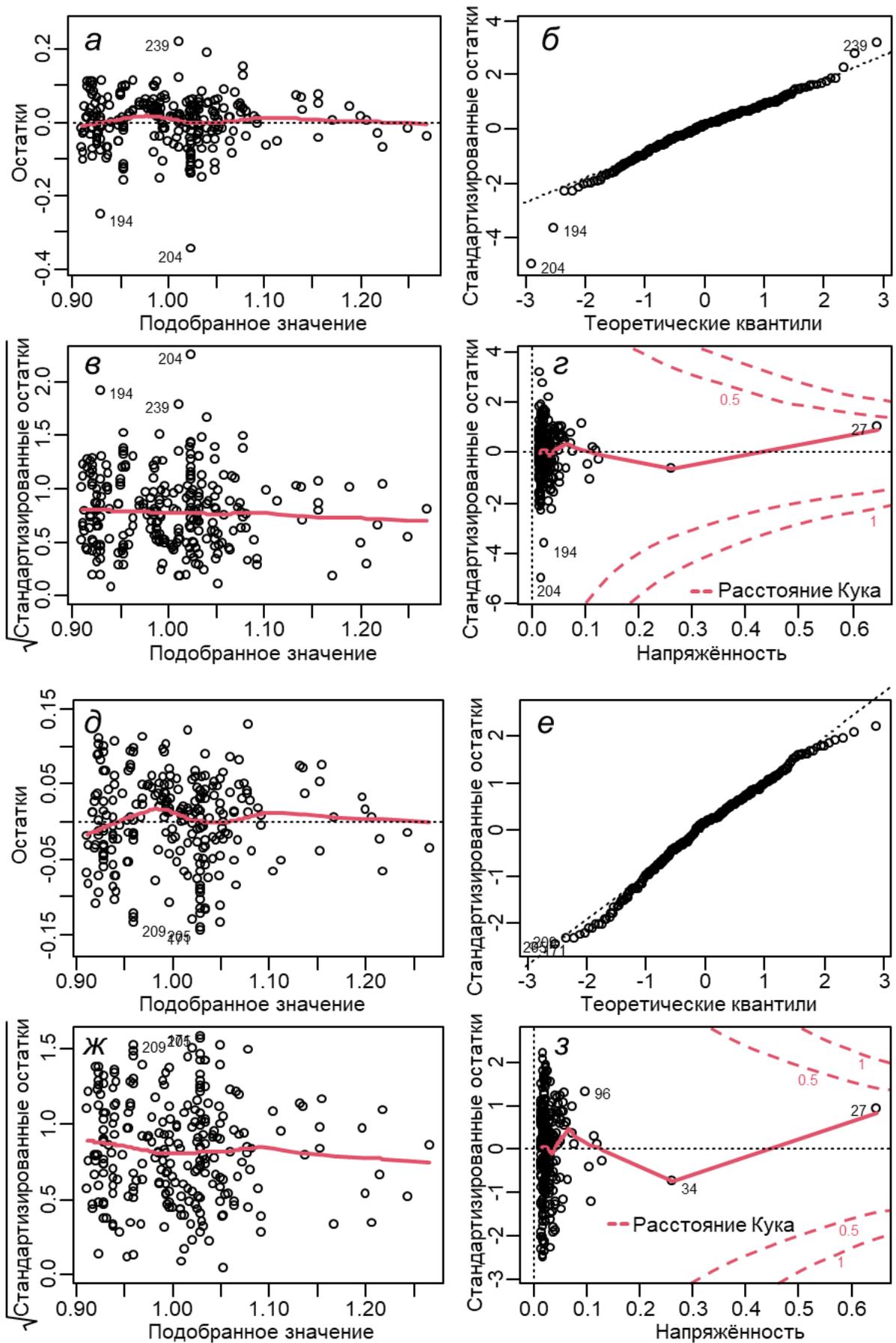
a-г и *д-ж* – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.30 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели у индекса *M-AMBI* (ковариата – содержание C_{opt})



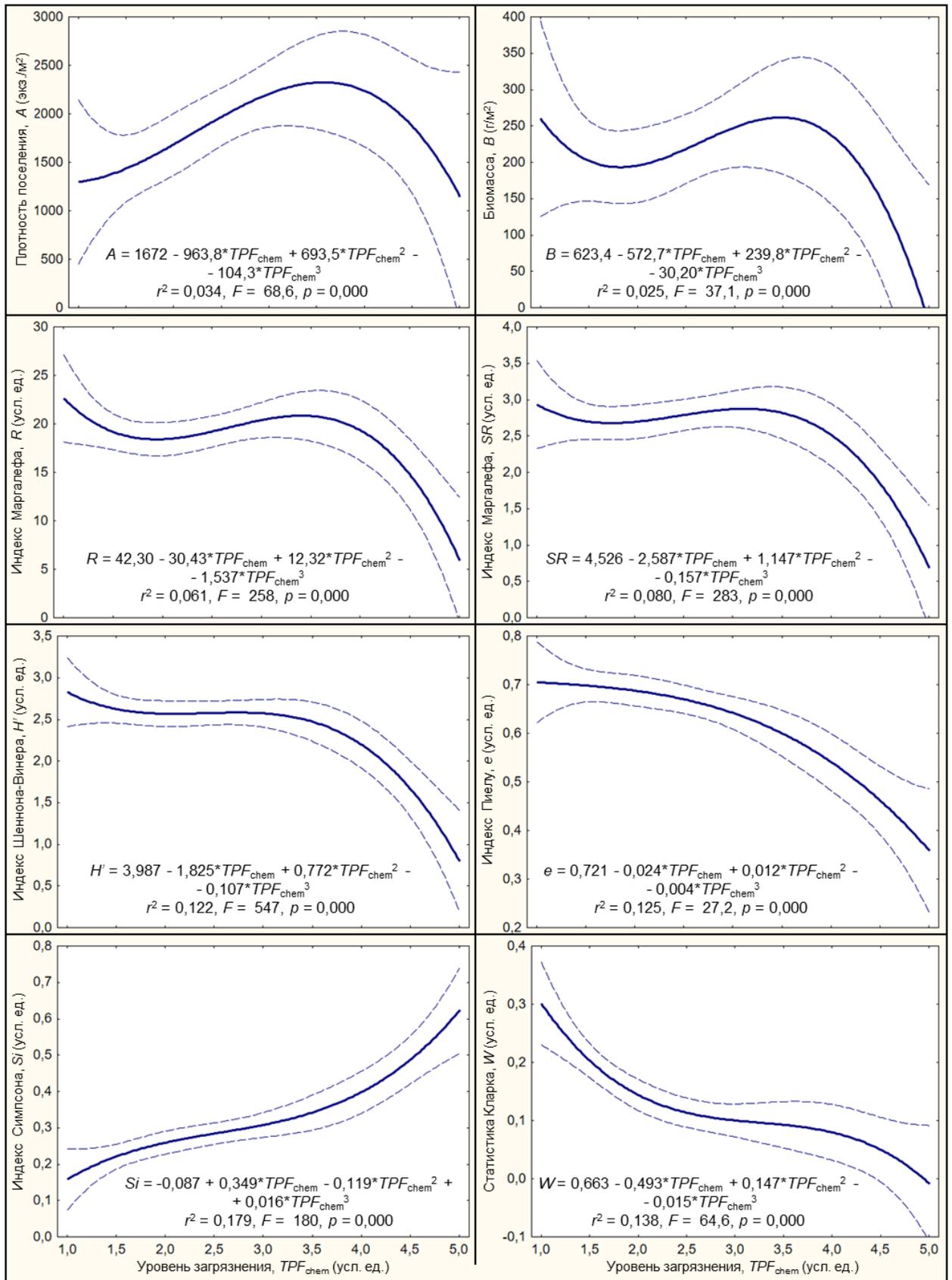
a-g и *д-з* – соответственно первичная и итоговая модель

Рисунок А.31 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели у индекса $M-AMBI$ (ковариата – содержание $C_{орг}$)

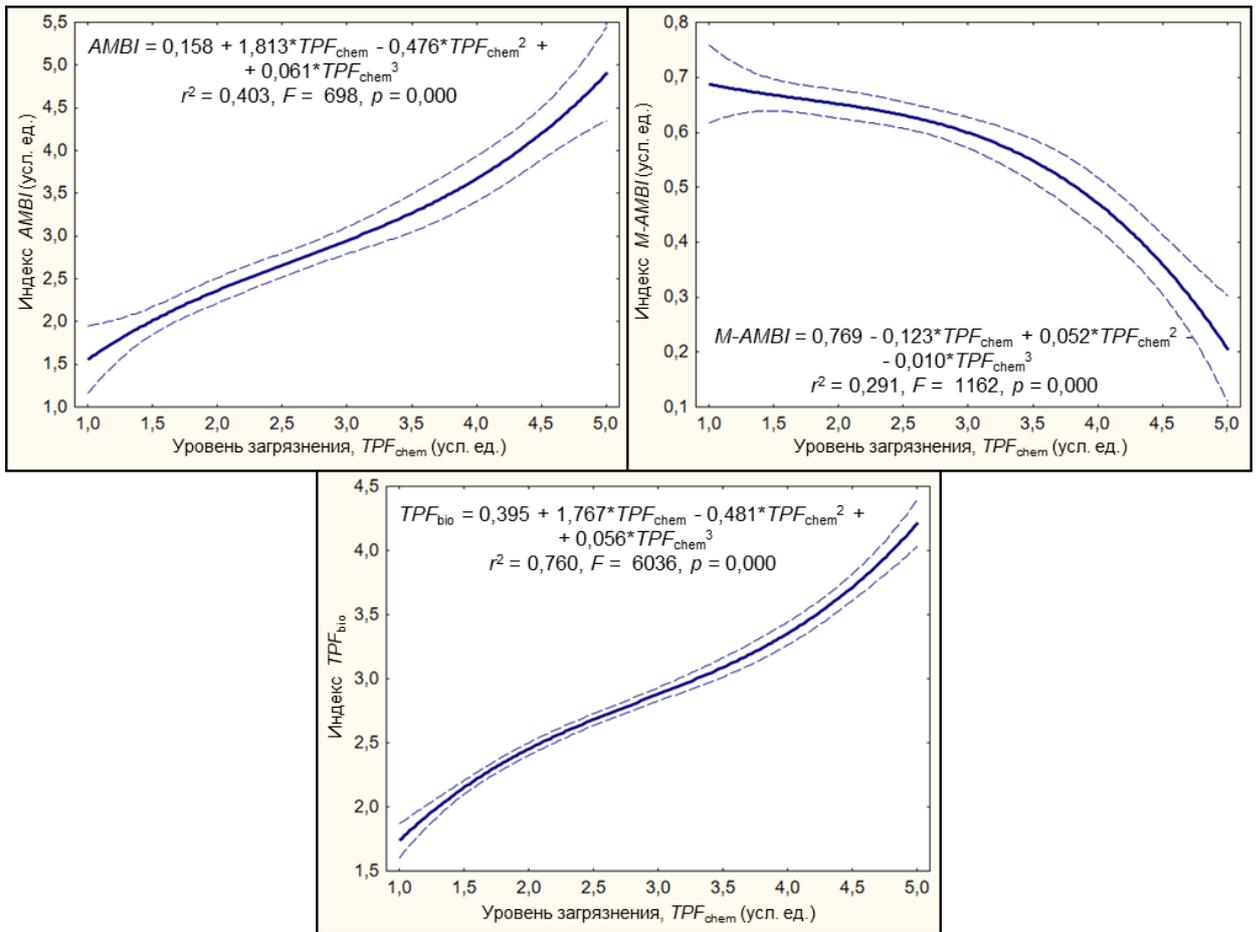


a–г и *д–ж* – соответственно первичная и итоговая модель

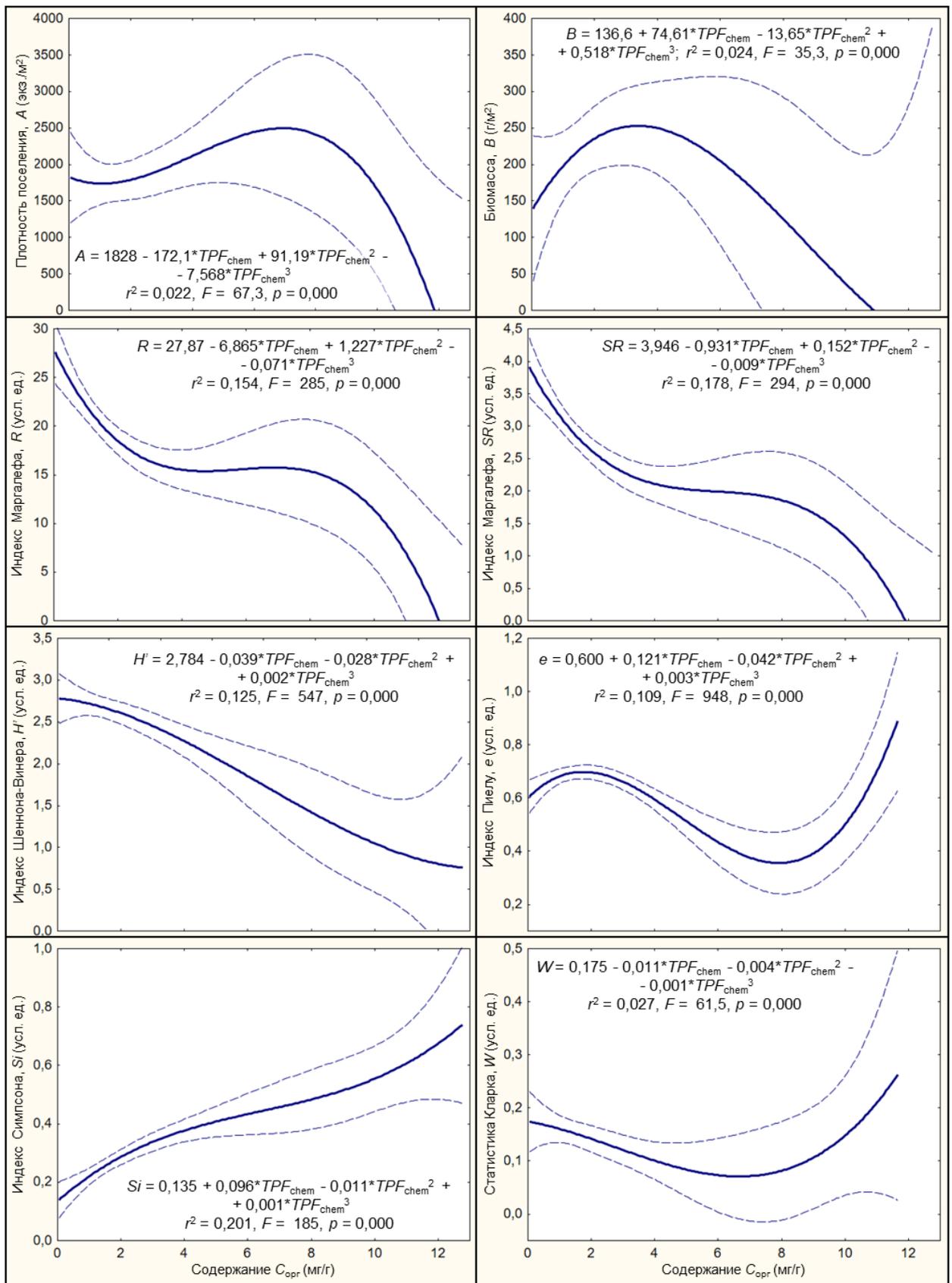
Рисунок А.32 – Базовые диагностические диаграммы для подгонки модели у индекса TPF_{bio} (ковариата – содержание C_{org})



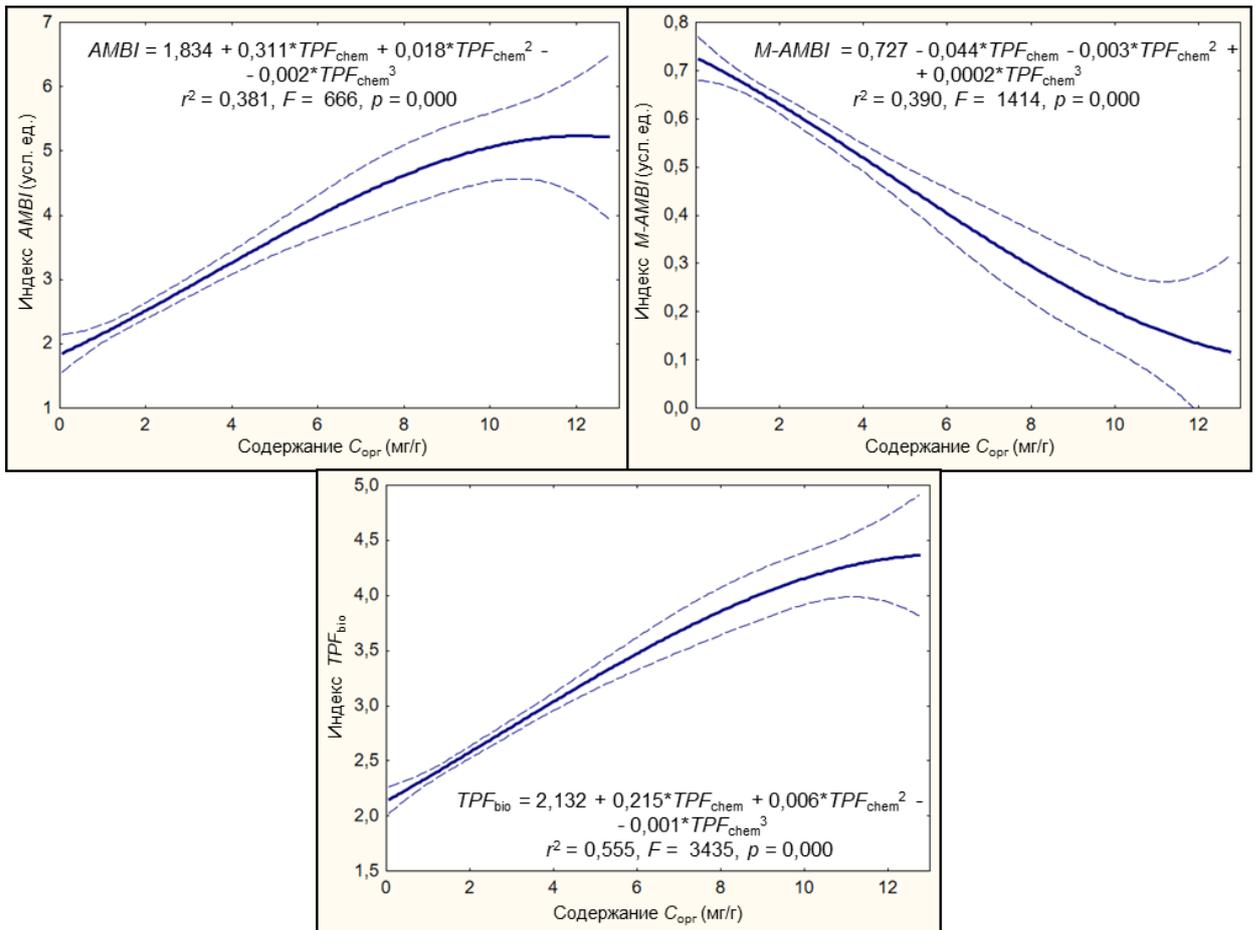
r – коэффициент корреляции, F – критерий Фишера, p – вероятность справедливости H_0
 Рисунок А.33 – Зависимости биотических параметров (реальные данные) от непрерывной переменной TPF_{chem}



r – коэффициент корреляции, F – критерий Фишера, p – вероятность справедливости H_0
 Рисунок А.34 – Зависимости биотических параметров (реальные данные) от непрерывной переменной TPF_{chem}



r – коэффициент корреляции, F – критерий Фишера, p – вероятность справедливости H_0
 Рисунок А.35 – Зависимости биотических параметров (реальные данные) от непрерывной переменной содержание $C_{орг}$



r – коэффициент корреляции, F – критерий Фишера, p – вероятность справедливости H_0
 Рисунок А.36 – Зависимости биотических параметров (реальные данные) от непрерывной переменной содержание $C_{орг}$

Таблица А.1 – Результаты ANCOVA (с учетом краевых эффектов, тип III), первичной модели: $P_a \sim \text{poly}(C_{\text{орг}} \text{ или } TPF_{\text{chem}}, \text{degree} = 3) + FSed + FDth3$

Параметр	Фактор	Сумма квадратов	df	η^2	F	p
Плотность поселения, A $r^2 = 0,110, F = 4,482$ $p = 0,0001$	Глубина	300	2	0,057	13,6	0,0000
	Содержание AP	9,96	2	0,021	0,45	0,6371
	TPF_{chem}	34,1	3	0,032	1,03	0,3796
	Остатки	2789	253			
Биомасса, B $r^2 = 0,085, F = 3,344$ $p = 0,0020$	Глубина	29,9	2	0,020	4,00	0,0194
	Содержание AP	2,50	2	0,006	0,34	0,7155
	TPF_{chem}	51	3	0,059	4,56	0,0040
	Остатки	944	253			
Индекс Маргалефа, R $r^2 = 0,220, F = 10,19$ $p = 0,0000$	Глубина	203	2	0,192	15,3	0,0000
	Содержание AP	73,4	2	0,006	5,53	0,0045
	TPF_{chem}	115	3	0,022	5,78	0,0008
	Остатки	1679	253			
Индекс Маргалефа, SR $r^2 = 0,233, F = 10,96$ $p = 0,0000$	Глубина	6,93	2	0,083	24,2	0,0000
	Содержание AP	1,96	2	0,007	3,41	0,0344
	TPF_{chem}	20,8	3	0,142	24,2	0,0000
	Остатки	72,9	253			
Индекс Шеннона-Винера, H $r^2 = 0,188, F = 8,370$ $p = 0,0000$	Глубина	105	2	0,061	7,88	0,0005
	Содержание AP	79,9	2	0,046	6,02	0,0028
	TPF_{chem}	140	3	0,081	7,02	0,0001
	Остатки	1680	253			
Индекс Пиелу, e $r^2 = 0,071, F = 2,395$ $p = 0,0218$	Глубина	0,092	2	0,001	0,095	0,9094
	Содержание AP	2,03	2	0,016	2,10	0,1243
	TPF_{chem}	6,97	3	0,054	4,81	0,0028
	Остатки	122	249			
Индекс Симпсона, Si $r^2 = 0,206, F = 9,401$ $p = 0,0000$	Глубина	5,57	2	0,020	7,36	0,0071
	Содержание AP	8,28	2	0,030	5,47	0,0047
	TPF_{chem}	43,9	3	0,157	19,3	0,0000
	Остатки	192	253			
Статистика Кларка, W $r^2 = 0,090, F = 3,591$ $p = 0,0011$	Глубина	0,015	2	0,012	3,14	0,0776
	Содержание AP	0,010	2	0,008	1,01	0,3656
	TPF_{chem}	0,092	3	0,071	6,27	0,0004
	Остатки	1,23	245			
Индекс AMBI $r^2 = 0,315, F = 16,65$ $p = 0,0000$	Глубина	0,003	2	0,000	0,053	0,8190
	Содержание AP	0,594	2	0,037	5,13	0,0065
	TPF_{chem}	14,7	3	0,279	26,1	0,0000
	Остатки	4,15	253			
Индекс M-AMBI $r^2 = 0,371, F = 21,29$ $p = 0,0000$	Глубина	5,57	2	0,068	10,7	0,0000
	Содержание AP	6,85	2	0,084	13,1	0,0000
	TPF_{chem}	17,9	3	0,219	22,8	0,0000
	Остатки	66,1	253			

Продолжение таблицы А.1

Параметр	Фактор	Сумма квадратов	<i>df</i>	<i>F</i>		<i>p</i>
Индекс TPF_{bio} $r^2 = 0,674, F = 74,81$ $p = 0,0000$	Глубина	0,002	2	0,001	0,281	0,5967
	Содержание AP	0,112	2	0,028	7,07	0,0010
	TPF_{chem}	2,58	3	0,646	108	0,0000
	Остатки	2,02	253			
Плотность поселения, <i>A</i> $r^2 = 0,153, F = 6,516$ $p = 0,0000$	Глубина	272	2	0,065	12,8	0,0000
	Содержание AP	50,4	2	0,020	2,38	0,0949
	Содержание $C_{орг}$	139	3	0,068	4,37	0,0051
	Остатки	2684	253			
Биомасса, <i>B</i> $r^2 = 0,105, F = 4,218$ $p = 0,0002$	Глубина	27,7	2	0,029	3,79	0,0238
	Содержание AP	1,43	2	0,011	0,195	0,8228
	Содержание $C_{орг}$	70,8	3	0,064	6,46	0,0003
	Остатки	924	253			
Индекс Маргалефа, <i>R</i> $r^2 = 0,280, F = 14,07$ $p = 0,0000$	Глубина	226	2	0,165	18,3	0,0000
	Содержание AP	68,9	2	0,031	5,59	0,0042
	Содержание $C_{орг}$	234	3	0,084	12,7	0,0000
	Остатки	1560	253			
Индекс Маргалефа, <i>SR</i> $r^2 = 0,297, F = 15,28$ $p = 0,0000$	Глубина	8,24	2	0,082	27,7	0,0000
	Содержание AP	3,09	2	0,004	5,19	0,0062
	Содержание $C_{орг}$	18,2	3	0,210	20,4	0,0000
	Остатки	75,5	253			
Индекс Шеннона-Винера, <i>H</i> $r^2 = 0,164, F = 7,113$ $p = 0,0000$	Глубина	110	2	0,077	8,01	0,0004
	Содержание AP	42,0	2	0,029	3,06	0,0487
	Содержание $C_{орг}$	82,9	3	0,058	4,03	0,0080
	Остатки	1737	253			
Индекс Пиелу, <i>e</i> $r^2 = 0,042, F = 2,819$ $p = 0,0076$	Глубина	0,452	2	0,001	0,482	0,6184
	Содержание AP	4,38	2	0,012	4,67	0,0102
	Содержание $C_{орг}$	10,4	3	0,029	7,39	0,0001
	Остатки	119	249			
Индекс Симпсона, <i>Si</i> $r^2 = 0,185, F = 8,211$ $p = 0,0000$	Глубина	4,88	2	0,028	5,78	0,0170
	Содержание AP	5,25	2	0,030	3,11	0,0464
	Содержание $C_{орг}$	21,8	3	0,126	8,59	0,0000
	Остатки	214	253			
Статистика Кларка, <i>W</i> $r^2 = 0,045, F = 1,695$ $p = 0,1105$	Глубина	0,030	2	0,018	5,83	0,0165
	Содержание AP	0,032	2	0,019	3,09	0,0474
	Содержание $C_{орг}$	0,012	3	0,007	0,753	0,5215
	Остатки	1,79	245			
Индекс <i>AMBI</i> $r^2 = 0,285, F = 14,42$ $p = 0,0000$	Глубина	0,010	2	0,001	0,167	0,6835
	Содержание AP	0,305	2	0,022	2,47	0,0869
	Содержание $C_{орг}$	3,55	3	0,262	19,2	0,0000
	Остатки	15,7	253			

Продолжение таблицы А.1

Параметр	Фактор	Сумма квадратов	<i>df</i>	<i>F</i>		<i>p</i>
Индекс <i>M-AMBI</i> $r^2 = 0,369$, $F = 21,14$ $p = 0,0000$	Глубина	5,79	2	0,084	11,0	0,0000
	Содержание AP	2,06	2	0,030	3,92	0,0211
	Содержание $C_{орг}$	17,5	3	0,255	22,2	0,0000
	Остатки	66,5	253			
Индекс TPF_{bio} $r^2 = 0,491$, $F = 34,80$ $p = 0,0000$	Глубина	0,039	2	0,011	3,12	0,0787
	Содержание AP	0,274	2	0,078	10,9	0,0001
	Содержание $C_{орг}$	1,40	3	0,401	37,1	0,0000
	Остатки	3,20	253			

Примечание: r – коэффициент множественной корреляции, F – критерий Фишера, p – вероятность справедливости H_0 , df – число степеней свободы, η^2 – частные вклады предикторов в объясненную дисперсию.

Таблица А.2 – Статистические характеристики реальных значений биотических параметров для разных глубин и типов грунта (ковариата TPF_{chem})

Параметр	Все данные			28,0 м и более						14,0–27,0 м						< 14,0 м					
	n	m/min	±SE/ max	> 70,0 %		30,1–70,0 %		≤ 30,0 %		> 70,0 %		30,1–70,0 %		≤ 30,0 %		> 70,0 %		30,1–70,0 %		≤ 30,0 %	
				m/min	±SE/ max																
Плотность поселения, A	258	<u>1812</u> 10,0	<u>113</u> 10953	<u>1977</u> 414	<u>709</u> 8975	<u>1539</u> 842	<u>308</u> 2860	<u>2004</u> 373	<u>253</u> 5883	<u>2704</u> 150	<u>315</u> 10953	<u>1981</u> 118	<u>331</u> 7173	<u>1436</u> 82	<u>220</u> 4510	<u>1262</u> 10	<u>194</u> 7495	<u>1007</u> 89	<u>446</u> 3631	<u>1187</u> 10	<u>269</u> 6090
Биомасса, B	252	<u>211,9</u> 0,194	<u>17,9</u> 1650	<u>276,5</u> 58,6	<u>70,8</u> 883,1	<u>409,2</u> 27,7	<u>125,2</u> 874,2	<u>248,3</u> 14,5	<u>49,9</u> 1152	<u>250,8</u> 2,8	<u>48,4</u> 1650	<u>181,3</u> 3,3	<u>52,7</u> 1235	<u>145,8</u> 4,1	<u>26,0</u> 551,9	<u>179,4</u> 0,2	<u>42,6</u> 1447	<u>163,8</u> 28,5	<u>53,7</u> 358,5	<u>185,7</u> 5,7	<u>48,3</u> 1031
Индекс Маргалефа, R	255	<u>19,0</u> 1	<u>0,6</u> 51	<u>22,8</u> 14	<u>2,2</u> 39	<u>30,1</u> 20	<u>3,8</u> 43	<u>25,1</u> 8	<u>2,2</u> 51	<u>17,7</u> 5	<u>1,0</u> 41	<u>21,3</u> 4	<u>1,9</u> 40	<u>20,3</u> 6	<u>1,7</u> 41	<u>13,4</u> 1	<u>1,1</u> 33	<u>14,8</u> 6	<u>3,1</u> 24	<u>18,3</u> 1	<u>1,9</u> 37
Индекс Маргалефа, SR	243	<u>2,683</u> 0,303	<u>0,084</u> 7,724	<u>3,338</u> 2,079	<u>0,325</u> 5,845	<u>4,304</u> 2,786	<u>0,589</u> 6,561	<u>3,197</u> 1,520	<u>0,252</u> 6,239	<u>2,447</u> 0,699	<u>0,137</u> 4,705	<u>2,772</u> 0,471	<u>0,270</u> 6,176	<u>3,193</u> 0,454	<u>0,287</u> 7,724	<u>1,894</u> 0,303	<u>0,140</u> 4,025	<u>2,583</u> 1,561	<u>0,466</u> 3,943	<u>2,737</u> 0,769	<u>0,222</u> 5,152
Индекс Шенно-на-Винера, H	246	<u>2,511</u> 0,000	<u>0,057</u> 4,200	<u>3,017</u> 1,672	<u>0,171</u> 3,697	<u>3,228</u> 2,305	<u>0,306</u> 4,200	<u>2,930</u> 2,023	<u>0,110</u> 4,068	<u>2,201</u> 0,473	<u>0,106</u> 3,677	<u>2,729</u> 0,465	<u>0,2</u> 4,003	<u>2,838</u> 1,344	<u>0,150</u> 4,009	<u>2,046</u> 0,000	<u>0,132</u> 3,623	<u>2,923</u> 1,410	<u>0,378</u> 3,743	<u>2,503</u> 0,000	<u>0,188</u> 3,701
Индекс Пиелу, e	251	<u>0,657</u> 0,000	<u>0,012</u> 0,969	<u>0,692</u> 0,370	<u>0,041</u> 0,855	<u>0,630</u> 0,194	<u>0,081</u> 0,893	<u>0,718</u> 0,386	<u>0,022</u> 0,852	<u>0,610</u> 0,157	<u>0,024</u> 0,945	<u>0,649</u> 0,233	<u>0,0</u> 0,943	<u>0,717</u> 0,282	<u>0,030</u> 0,935	<u>0,606</u> 0,000	<u>0,032</u> 0,949	<u>0,756</u> 0,545	<u>0,071</u> 0,938	<u>0,684</u> 0,202	<u>0,039</u> 0,969
Индекс Симпсона, Si	252	<u>0,285</u> 0,059	<u>0,012</u> 1,000	<u>0,262</u> 0,083	<u>0,064</u> 0,819	<u>0,153</u> 0,059	<u>0,043</u> 0,340	<u>0,203</u> 0,082	<u>0,020</u> 0,563	<u>0,332</u> 0,094	<u>0,024</u> 0,825	<u>0,278</u> 0,090	<u>0,0</u> 0,869	<u>0,220</u> 0,083	<u>0,026</u> 0,710	<u>0,361</u> 0,104	<u>0,030</u> 1,000	<u>0,191</u> 0,105	<u>0,058</u> 0,510	<u>0,293</u> 0,103	<u>0,049</u> 1,000
Статистика Кларка, W	252	<u>0,138</u> -0,195	<u>0,010</u> 0,529	<u>0,187</u> -0,109	<u>0,037</u> 0,367	<u>0,155</u> -0,082	<u>0,064</u> 0,456	<u>0,178</u> -0,030	<u>0,028</u> 0,457	<u>0,082</u> -0,186	<u>0,018</u> 0,472	<u>0,075</u> -0,160	<u>0,024</u> 0,306	<u>0,177</u> -0,066	<u>0,027</u> 0,511	<u>0,141</u> -0,174	<u>0,025</u> 0,494	<u>0,195</u> -0,028	<u>0,062</u> 0,432	<u>0,194</u> -0,195	<u>0,038</u> 0,529
Индекс AMBI	249	<u>2,638</u> 0,874	<u>0,066</u> 6,000	<u>2,809</u> 1,745	<u>0,210</u> 3,500	<u>2,564</u> 1,862	<u>0,302</u> 4,202	<u>1,765</u> 0,874	<u>0,077</u> 3,012	<u>3,249</u> 1,607	<u>0,129</u> 5,492	<u>3,025</u> 1,705	<u>0,2</u> 5,866	<u>2,085</u> 1,251	<u>0,121</u> 3,985	<u>2,834</u> 1,167	<u>0,164</u> 6,000	<u>1,962</u> 1,109	<u>0,232</u> 2,684	<u>2,320</u> 1,406	<u>0,200</u> 6,000
Индекс M-AMBI	252	<u>0,611</u> 0,000	<u>0,011</u> 0,919	<u>0,672</u> 0,558	<u>0,023</u> 0,788	<u>0,742</u> 0,517	<u>0,040</u> 0,834	<u>0,729</u> 0,560	<u>0,017</u> 0,919	<u>0,546</u> 0,175	<u>0,021</u> 0,828	<u>0,622</u> 0,163	<u>0,041</u> 0,844	<u>0,682</u> 0,389	<u>0,022</u> 0,901	<u>0,504</u> 0,012	<u>0,023</u> 0,779	<u>0,635</u> 0,374	<u>0,059</u> 0,810	<u>0,656</u> 0,000	<u>0,035</u> 0,870
Индекс TPF_{bio}	249	<u>2,629</u> 1,592	<u>0,035</u> 4,343	<u>2,810</u> 1,986	<u>0,118</u> 3,381	<u>2,707</u> 2,048	<u>0,180</u> 3,233	<u>2,119</u> 1,717	<u>0,050</u> 2,791	<u>2,926</u> 1,970	<u>0,062</u> 4,110	<u>3,020</u> 2,412	<u>0,112</u> 4,343	<u>2,305</u> 1,592	<u>0,072</u> 3,065	<u>2,700</u> 1,953	<u>0,083</u> 4,343	<u>2,603</u> 2,275	<u>0,070</u> 2,754	<u>2,263</u> 1,647	<u>0,066</u> 2,834

Таблица А.3 – Статистические характеристики реальных значений биотических параметров для разных глубин и типов грунта (ковариата $C_{орг}$)

Параметр	Все данные			28,0 м и более						14,0–27,0 м						< 14,0 м					
	<i>n</i>	<i>m/min</i>	$\pm SE/$ <i>max</i>	> 70,0 %		30,1–70,0 %		≤ 30,0 %		> 70,0 %		30,1–70,0 %		≤ 30,0 %		> 70,0 %		30,1–70,0 %		≤ 30,0 %	
				<i>m/min</i>	$\pm SE/$ <i>max</i>																
Плотность поселения, <i>A</i>	255	<u>1833</u> 10	<u>113</u> 10953	<u>1977</u> 414	<u>709</u> 8975	<u>1539</u> 842	<u>308</u> 2860	<u>2004</u> 373	<u>253</u> 5883	<u>2747</u> 235	<u>317</u> 10953	<u>1981</u> 118	<u>331</u> 7173	<u>1436</u> 82	<u>220</u> 4510	<u>1311</u> 36	<u>198</u> 7495	<u>1007</u> 89	<u>446</u> 3631	<u>1187</u> 10	<u>269</u> 6090
Биомасса, <i>B</i>	253	<u>212,9</u> 0,10	<u>18,5</u> 1901	<u>276,5</u> 59	<u>70,8</u> 883	<u>409,2</u> 28	<u>125,2</u> 874	<u>248,3</u> 14	<u>49,9</u> 1152	<u>274,6</u> 3	<u>55</u> 1901	<u>181,3</u> 3	<u>52,7</u> 1235	<u>145,8</u> 4	<u>26,0</u> 552	<u>156,2</u> 0	<u>34,6</u> 948	<u>163,8</u> 28	<u>53,7</u> 358	<u>178,5</u> 0	<u>46,9</u> 1031
Индекс Маргалефа, <i>R</i>	251	<u>19,3</u> 1	<u>0,6</u> 54	<u>23,4</u> 14	<u>2,3</u> 39	<u>33,1</u> 20	<u>4,5</u> 54	<u>25,1</u> 8	<u>2,2</u> 51	<u>17,5</u> 2	<u>1,0</u> 32	<u>21,3</u> 4	<u>1,9</u> 40	<u>20,3</u> 6	<u>1,7</u> 41	<u>13,1</u> 1	<u>1,0</u> 30	<u>20,2</u> 10	<u>4,6</u> 38	<u>18,3</u> 1	<u>1,9</u> 37
Индекс Маргалефа, <i>SR</i>	253	<u>2,706</u> 0,000	<u>0,088</u> 8,630	<u>3,338</u> 2,079	<u>0,325</u> 5,845	<u>4,657</u> 2,786	<u>0,6</u> 7,132	<u>3,306</u> 1,162	<u>0,304</u> 8,630	<u>2,533</u> 0,699	<u>0,148</u> 5,958	<u>2,812</u> 0,471	<u>0,293</u> 7,257	<u>2,898</u> 0,454	<u>0,256</u> 5,764	<u>1,916</u> 0,000	<u>0,152</u> 4,932	<u>3,021</u> 1,561	<u>0,612</u> 5,645	<u>2,632</u> 0,000	<u>0,239</u> 5,152
Индекс Шенно-на-Винера, <i>H</i>	249	<u>2,527</u> 0,000	<u>0,058</u> 4,378	<u>3,017</u> 1,672	<u>0,171</u> 3,697	<u>3,228</u> 2,305	<u>0,306</u> 4,200	<u>3,025</u> 2,023	<u>0,122</u> 4,378	<u>2,204</u> 0,473	<u>0,107</u> 3,677	<u>2,810</u> 1,053	<u>0,169</u> 4,003	<u>2,838</u> 1,344	<u>0,150</u> 4,009	<u>2,061</u> 0,000	<u>0,131</u> 3,668	<u>2,923</u> 1,410	<u>0,378</u> 3,743	<u>2,423</u> 0,000	<u>0,198</u> 3,701
Индекс Пиелу, <i>e</i>	246	<u>0,659</u> 0,135	<u>0,011</u> 0,985	<u>0,692</u> 0,370	<u>0,041</u> 0,855	<u>0,692</u> 0,533	<u>0,054</u> 0,893	<u>0,718</u> 0,386	<u>0,022</u> 0,852	<u>0,591</u> 0,157	<u>0,023</u> 0,908	<u>0,649</u> 0,233	<u>0,034</u> 0,943	<u>0,700</u> 0,135	<u>0,034</u> 0,935	<u>0,622</u> 0,169	<u>0,029</u> 0,949	<u>0,756</u> 0,545	<u>0,071</u> 0,938	<u>0,716</u> 0,302	<u>0,035</u> 0,985
Индекс Симпсона, <i>Si</i>	250	<u>0,287</u> 0,057	<u>0,012</u> 1,000	<u>0,279</u> 0,098	<u>0,068</u> 0,819	<u>0,168</u> 0,059	<u>0,048</u> 0,340	<u>0,186</u> 0,057	<u>0,017</u> 0,441	<u>0,332</u> 0,094	<u>0,024</u> 0,825	<u>0,278</u> 0,090	<u>0,039</u> 0,869	<u>0,220</u> 0,083	<u>0,026</u> 0,710	<u>0,378</u> 0,134	<u>0,032</u> 1,000	<u>0,247</u> 0,105	<u>0,078</u> 0,638	<u>0,257</u> 0,079	<u>0,040</u> 1,000
Статистика Кларка, <i>W</i>	251	<u>0,140</u> -0,186	<u>0,010</u> 0,597	<u>0,187</u> -0,109	<u>0,037</u> 0,367	<u>0,155</u> -0,082	<u>0,1</u> 0,456	<u>0,169</u> -0,118	<u>0,029</u> 0,457	<u>0,075</u> -0,186	<u>0,017</u> 0,375	<u>0,075</u> -0,160	<u>0,024</u> 0,306	<u>0,177</u> -0,066	<u>0,027</u> 0,511	<u>0,141</u> -0,174	<u>0,025</u> 0,494	<u>0,195</u> -0,028	<u>0,062</u> 0,432	<u>0,240</u> -0,070	<u>0,036</u> 0,597
Индекс <i>AMBI</i>	250	<u>2,631</u> 0,874	<u>0,066</u> 6,000	<u>2,809</u> 1,745	<u>0,210</u> 3,500	<u>2,564</u> 1,862	<u>0,3</u> 4,202	<u>1,765</u> 0,874	<u>0,077</u> 3,012	<u>3,249</u> 1,607	<u>0,129</u> 5,492	<u>3,025</u> 1,705	<u>0,212</u> 5,866	<u>2,085</u> 1,251	<u>0,121</u> 3,985	<u>2,834</u> 1,167	<u>0,164</u> 6,000	<u>1,962</u> 1,109	<u>0,232</u> 2,684	<u>2,263</u> 0,900	<u>0,200</u> 6,000
Индекс <i>M-AMBI</i>	249	<u>0,612</u> 0,000	<u>0,011</u> 0,919	<u>0,672</u> 0,558	<u>0,023</u> 0,788	<u>0,742</u> 0,517	<u>0,0</u> 0,834	<u>0,729</u> 0,560	<u>0,017</u> 0,919	<u>0,541</u> 0,175	<u>0,020</u> 0,827	<u>0,627</u> 0,163	<u>0,039</u> 0,844	<u>0,682</u> 0,389	<u>0,022</u> 0,901	<u>0,512</u> 0,012	<u>0,022</u> 0,779	<u>0,635</u> 0,374	<u>0,059</u> 0,810	<u>0,647</u> 0,000	<u>0,035</u> 0,863
Индекс TPF_{bio}	251	<u>2,631</u> 1,647	<u>0,034</u> 4,343	<u>2,810</u> 1,986	<u>0,118</u> 3,381	<u>2,707</u> 2,048	<u>0,2</u> 3,233	<u>2,140</u> 1,717	<u>0,053</u> 2,791	<u>2,942</u> 1,980	<u>0,061</u> 4,110	<u>3,020</u> 2,412	<u>0,112</u> 4,343	<u>2,327</u> 1,701	<u>0,071</u> 3,065	<u>2,639</u> 1,961	<u>0,067</u> 4,198	<u>2,603</u> 2,275	<u>0,070</u> 2,754	<u>2,353</u> 1,647	<u>0,102</u> 4,343