

УДК 639.2.081.7;470;282.2

К ВОПРОСУ О СТАТИСТИЧЕСКИ ЗНАЧИМЫХ РАЗЛИЧИЯХ МЕЖДУ СРЕДНИМИ ЗНАЧЕНИЯМИ ПЛАСТИЧЕСКИХ ПРИЗНАКОВ У ДВУХ ГРУПП СЕГОЛЕТКОВ РЫБ И МЕЖДУ СРЕДНИМИ ЗНАЧЕНИЯМИ ИХ ИНДЕКСОВ

© 2024 г. Ф. С. Лобырев*

Московский государственный университет им. М.В. Ломоносова, Москва, Россия

* e-mail: lobyrev@mail.ru

Поступила в редакцию 10.08.2023 г.

После доработки 07.09.2023 г.

Принята к публикации 09.09.2023 г.

Изучены закономерности, обуславливающие сохранение и/или изменение статистически значимых различий при переходе от сравнения средних значений пластических признаков молоди рыб к сравнению средних значений их индексов. Предложен алгоритм оценки факторов, определяющих изменчивость пластических признаков и их индексов при аллометрии. Выявлены и параметризованы три случая вариабельности: (а) статистически значимые различия отсутствуют между значениями пластических признаков и их индексов, (б) значимые различия исчезают при переходе от сравнения признаков к сравнению их индексов и (в) значимые различия в обоих случаях сохраняются. Случай (б) связан с разной начальной длиной молоди и разным временем вылупления; случай (в) определяется различной скоростью роста в сравниваемых группах. Представленный подход позволяет устанавливать, вызваны ли значимые различия в сравниваемых группах разницей в темпах роста. Подход апробирован на выборках сеголетков окуня *Perca fluviatilis* L. из двух водоемов Старицкого р-на Тверской области.

Ключевые слова: биометрический анализ, окунь, пластический признак, индекс

DOI: 10.31857/S0042132424010076, EDN: RXHILH

ВВЕДЕНИЕ

В основе ряда экологических и популяционных исследований, а также задач, решаемых в области аквакультуры, лежит статистическое сравнение совокупностей рыб одного или нескольких возрастных классов (Мальцев, Меркулов, 2006; Молчанова, Хрусталева, 2017; Островская, Касаткина, 2021; Olden, Jackson, 2002). Традиционным подходом остается морфометрический анализ, позволяющий выявлять межгрупповую изменчивость благодаря сравнению большого числа меристических и пластических признаков (Семенченко, 2005; Симонов, Виноградов, 2019; Bernard, 1981). Грамотная интерпретация результатов биометрического анализа увеличивает информационную ценность проведенных исследований, помогает правильно планировать их постановку, анализировать полученные данные и объективно судить о результатах наблюдений (Чудновская и др., 2018).

Одна из особенностей пластических признаков связана с тем, что будучи числовыми характеристиками различных участков тела, изменяющихся непропорционально в силу аллометрии (Мина, Клевезаль, 1976; Есин, 2015; Авастхи и др., 2015; Черноиванова, 2017; Renzo et al., 2021), их величины и величины их отношений также меняются непропорционально. Учет этого обстоятельства актуален в связи с тем, что в биометрическом анализе используются преимущественно не абсолютные величины пластических признаков, а их индексы, получаемые путем стандартизации — деления значения данного признака на длину тела или головы (Романов и др., 2009; Строганов и др., 2017; Симонов, Виноградов, 2019; Островская, Касаткина, 2021). Интуитивно понятно, что подобное преобразование должно порождать определенную вариабельность значений индексов, в ряде случаев отличную от вариабельности значений пласти-

ческих признаков. Совместная изменчивость величин признаков и их индексов формируется на основании определенных закономерностей, выявление которых путем статистического анализа было бы важно по ряду причин. Однако напрямую сравнивать изменчивость признаков и их индексов нельзя, поскольку в результате стандартизации индексы приобретают особые качества, делающие совокупности “признаки” и “индексы” неоднородными относительно их внутренних свойств (например, формализовав параметры роста, можно от длины тела рыбы перейти к ее массе, однако сравнивать между собой длину и массу некорректно). Тем не менее, ответить на вопрос о значимости сходства и/или различия определенных характеристик двух и более сравниваемых групп может только статистический анализ. В этой связи уместны вопросы о том, как объективно оценить различия в вариабельности между величинами пластических признаков и их индексов, как в дальнейшем эти различия объяснять и для каких целей эту информацию можно использовать. Материалом для анализа послужили сеголетки речного окуня *Perca fluviatilis* L. из двух водоемов Старицкого р-на Тверской обл., собранных в четырех точках с различными параметрами среды.

Цель данного исследования заключается в описании закономерностей и параметризации факторов, определяющих различные типы изменчивости средних значений пластических признаков и средних значений их индексов, выявляемые статистическими методами, а также в интерпретации результатов статистического анализа.

МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ

Изменчивость любых параметров организма во времени как внутри однородной по некоторым свойствам группы, так и между различными группами в той или иной мере связана с ростом. Формализуем рост молоди рыб и опосредованную им динамику величин пластических признаков.

Линейный рост как самой рыбы, так и частей ее тела на разных этапах онтогенеза можно описать линейной функцией (Fortier et al., 2006; Bouchard, Fortier 2011; Vestfals et al., 2019) и функциями, отличными от линейной (Lugert et al., 2013; Thorarensen et al., 2015). Для начала рассмотрим случай линейной функции, задав параметры роста следующим образом. Пусть t_0 — время вылупления, t_s — время взятия выборки, A_0 — величина данного пластического признака в момент вылупления t_0 , A_s — величина этого же признака в момент t_s , L_0 — длина тела в момент

t_0 , L_s — длина тела в момент t_s , Gr_A — скорость изменения параметра A , Gr_L — скорость изменения параметра L . Тогда, если у групп *I* и *II* молоди в момент t_s имеются статистически значимые различия по величине признака A , то есть $A_s^I \neq A_s^{II}$, то они имеются вследствие следующих трех причин: разные начальные размеры, то есть $A_0^I \neq A_0^{II}$, как следствие $L_0^I \neq L_0^{II}$, разное время вылупления, то есть $t_0^I \neq t_0^{II}$, и разная скорость роста $Gr_A^I \neq Gr_A^{II}$.

В модели используются следующие допущения: (1) линейный рост L молоди групп *I* и *II* одного вида от момента t_0 до момента t_s описывается линейной функцией (Fortier et al., 2006; Sigourney et al., 2008; Bouchard, Fortier, 2011); (2) динамика величины признака A описывается той же функцией, что и рост L ; (3) между A и L имеет место аллометрия (Мина, Клевезаль, 1976; Weatherley, 1990); (4) в момент t_0 отношения величины признака A к длине тела L у групп *I* и *II* молоди одного вида равны вне зависимости от

начальных размеров, то есть $\frac{A_0^I}{L_0^I} = \frac{A_0^{II}}{L_0^{II}}$.

В соответствии с допущениями (2) и (3) аллометрия между A и L определена различной величиной тангенса угла наклона линейных функций (если тангенс угла наклона один, то рост A и L будет пропорциональным). Тогда функция $L(t)$, описывающая линейный рост, имеет следующий вид:

$$L(t) = \beta \times t + L_0, \quad (1)$$

где $\beta = Gr_L$ — скорость изменения L со временем, или тангенс угла наклона кривой роста, а L_0 — начальная длина. Соответственно, функция, описывающая изменение величины признака A со временем, запишется как:

$$A(t) = \alpha \times t + A_0, \quad (2)$$

где $\alpha = Gr_A$ — скорость изменения A со временем, A_0 — начальная величина A , причем в силу аллометрии.

Пусть имеются статистически значимые различия между средними значениями A и L , то есть $A_s^I \neq A_s^{II}$ и $L_s^I \neq L_s^{II}$, для двух групп *I* и *II* в момент t_s . Построим модель, позволяющую оценить, сохраняются ли значимые различия при переходе от величины признака A к величине

его индекса $A_i = \frac{A}{L}$, если в каждом отдельном случае различие определяет только одна из трех причин — $A_0^I \neq A_0^{II}$ (как следствие $L_0^I \neq L_0^{II}$), $t_0^I \neq t_0^{II}$ или $Gr_A^I \neq Gr_A^{II}$.

Линейный рост. Различные начальные величины признака, $A_0^I \neq A_0^{II}$

На основании функций (1) и (2) величина индекса A_i^I в момент t_s для группы I запишется как:

$$A_i^I = \frac{\alpha \times t_s + A_0^I}{\beta \times t_s + L_0^I}, \quad (3)$$

соответственно, величина индекса A_i^{II} для группы II как:

$$A_i^{II} = \frac{\alpha \times t_s + A_0^{II}}{\beta \times t_s + L_0^{II}}. \quad (4)$$

Отношения (3) и (4) тождественны в силу допущения $\frac{A_0^I}{L_0^I} = \frac{A_0^{II}}{L_0^{II}}$ о равенстве отношений в начальный момент времени, что свидетельствует об исчезновении различий при переходе от средних значений признака A к средним значениям его индекса A_i . Данный случай соответствует графику (а) рис. 3. Если в функциях (3) и (4) значение t_s заменить на переменную t , функции (3) и (4) будут описывать динамику индекса A_i во времени для групп I и II . Стандартизация на длину тела при условии $A_0^I \neq A_0^{II}$, таким образом, тождественна совмещению кривых (3) и (4) динамики индексов, в результате чего они совпадут.

Линейный рост. Различное время вылупления, $t_0^I \neq t_0^{II}$

Возраст молоди групп I и II , соответствующий количеству прожитых дней, запишется как $(t_s - t_0^I)$ и $(t_s - t_0^{II})$ соответственно. Тогда величина индекса A_i^I имеет следующий вид:

$$A_i^I = \frac{\alpha \times (t_s - t_0^I) + A_0}{\beta \times (t_s - t_0^I) + L_0}, \quad (5)$$

соответственно, величина индекса A_i^{II} определится как:

$$A_i^{II} = \frac{\alpha \times (t_s - t_0^{II}) + A_0}{\beta \times (t_s - t_0^{II}) + L_0}. \quad (6)$$

Отношения (5) и (6) тождественны вследствие

$$\frac{t_s - t_0^I}{t_s - t_0^I} = \frac{t_s - t_0^{II}}{t_s - t_0^{II}} = 1, \text{ что также свидетельствует}$$

об исчезновении значимых различий при переходе от средних значений признака A к средним его индекса A_i , и что также отразится в совпадении кривых (5) и (6) динамики индексов. Данный случай представлен на графике (з) рис. 3.

Все вышесказанное для начальных условий $A_0^I \neq A_0^{II}$ и $t_0^I \neq t_0^{II}$ будет справедливо и при начальном условии разного времени взятия выбо-рок, то есть $t_s^I \neq t_s^{II}$, если только характер и скорость роста до момента взятия проб не меняются.

Линейный рост. Различная скорость роста, $Gr_A^I < Gr_A^{II}$ и $Gr_L^I < Gr_L^{II}$

Зададим различия в скорости роста A и L у молоди групп I и II через параметры α и β следующим образом. Пусть скорость роста A^I молоди группы I равна $Gr_A^I = \alpha$, тогда скорость роста A^{II} для II равна $Gr_A^{II} = (\alpha + p)$, где p — разница между скоростью изменения величин A^I и A^{II} . Далее, пусть скорость изменения длины тела L^I для группы I со временем равна $Gr_L^I = \beta$; тогда скорость роста L^{II} для II равна $Gr_L^{II} = (\beta + q)$, где q — разница между скоростью изменения L^I и L^{II} , причем для любого момента t_s в силу аллометрии $p \neq q$ $p < q$. Тогда величина индекса A_i^I для группы I запишется как:

$$A_i^I = \frac{\alpha \times t_s + A_0}{\beta \times t_s + L_0}, \quad (7)$$

соответственно, величина индекса A_i^{II} для группы II запишется как:

$$A_i^{II} = \frac{(\alpha + p) \times t_s + A_0}{(\beta + q) \times t_s + L_0}. \quad (8)$$

Отношения (7) и (8) не являются тождественными ввиду $\frac{\alpha}{\beta} \neq \frac{\alpha + p}{\beta + q}$, что указывает на сохранение значимых различий при переходе от средних значений признака A к средним его индекса A_i . Данный случай отражен на графике (д) рис. 3. Очевидно, что при попытке совмещения кривых индексов двух групп они не совпадут.

Нелинейный рост. Различные начальные величины признака, $A_0^I \neq A_0^{II}$

Теперь опишем изменение статистически значимых различий в средних величинах признаков и их индексов для случая, когда рост нелинейный, положив в основу закономерности, выявленные для линейного роста. Допустим, что значимые различия $A_s^I \neq A_s^{II}$ при линейном росте для групп *I* и *II* имеют место, например, при условии $A_0^I \neq A_0^{II}$. Как видно из рис. 1, для группы *I* величина индекса A_i^I равняется отношению отрезков $A^I t_s$ и $L^I t_s$, то есть $\frac{A^I t_s}{L^I t_s}$, а величина индекса A_i^{II} — отношению $\frac{A^{II} t_s}{L^{II} t_s}$. Подста-

вим в числитель и знаменатель данных отношений площади фигур, куда каждый из отрезков, $A^I t_s$, $L^I t_s$, $A^{II} t_s$ и $L^{II} t_s$, входит составной частью, и проверим тождество отношений площадей следующих фигур:

$$\frac{t_0 A_0^I A^I t_s}{t_0 L_0^I L^I t_s} \equiv \frac{t_0 A_0^{II} A^{II} t_s}{t_0 L_0^{II} L^{II} t_s}. \quad (9)$$

Площадь любой из четырех фигур можно представить как сумму площадей прямоугольного треугольника и прямоугольника (рис. 1). Перепишем тождество (9), выразив площади фигур через параметры роста:

$$\begin{aligned} & \frac{0.5 \times tg\alpha \times (t_s - t_0)^2 + (t_s - t_0) \times A_0^I}{0.5 \times tg\beta \times (t_s - t_0)^2 + (t_s - t_0) \times L_0^I} \equiv \\ & \equiv \frac{0.5 \times tg\alpha \times (t_s - t_0)^2 + (t_s - t_0) \times A_0^{II}}{0.5 \times tg\beta \times (t_s - t_0)^2 + (t_s - t_0) \times L_0^{II}}. \end{aligned} \quad (10)$$

Очевидно, что тождество (10) выполняется в силу допущения $\frac{A_0^I}{L_0^I} = \frac{A_0^{II}}{L_0^{II}}$. Таким образом, от-

сутствие значимых различий между средними величинами индексов A_i^I и A_i^{II} при начальном условии $A_0^I \neq A_0^{II}$ можно установить как через тождества функций (3) и (4), так и через тождество отношений соответствующих площадей фигур (формула 10).

Допустим теперь, что динамика величин L и A во времени задана *нелинейной* (экспоненциальной) функцией вида $L(t) = \exp(k_L \times t)$ и $A(t) = \exp(k_A \times t)$, где k_L и k_A — соответственно коэффициенты, определяющие скорость изменения величин L и A со временем. Тогда по аналогии с функцией (10) нужно проверить тождество отношений площадей соответствующих фигур, где площадь каждой фигуры вычисляется через параметры роста как сумма площадей криволинейного треугольника и прямоугольника (рис. 2):

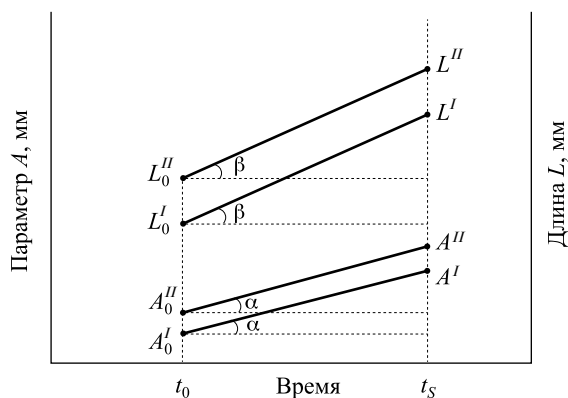


Рис. 1. Линейная динамика средних значений пластического признака A и длины тела L сеголетков из групп *I* и *II* во времени при разной начальной длине и одном времени выплывания.

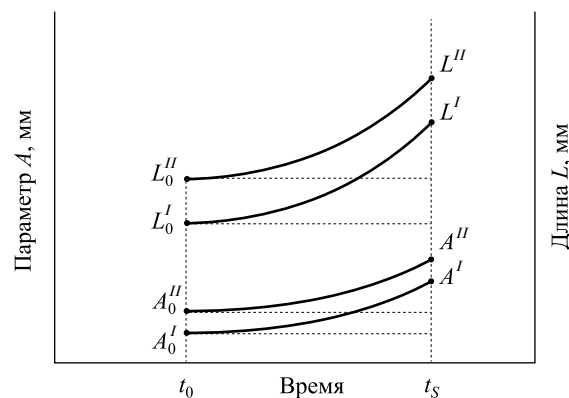


Рис. 2. Нелинейная динамика во времени средних значений пластического признака A и длины тела L сеголетков из групп *I* и *II* при разной начальной длине и одном времени выплывания.

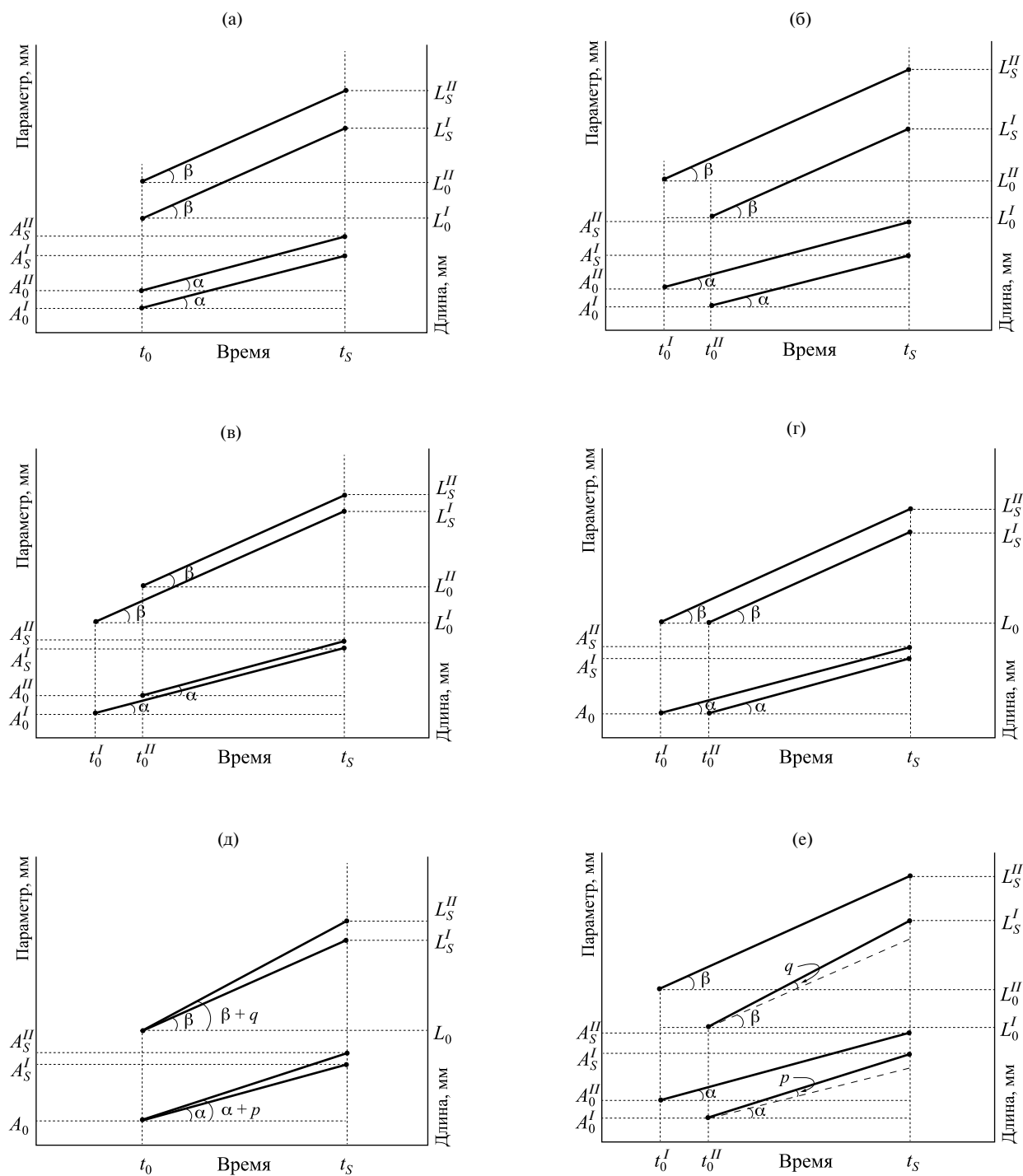


Рис. 3. Линейная динамика во времени средних значений пластического признака A и длины тела L сеголетков из групп I и II при различных комбинациях параметров (начальной длины), (времени вылупления) и Gr (скорости роста).

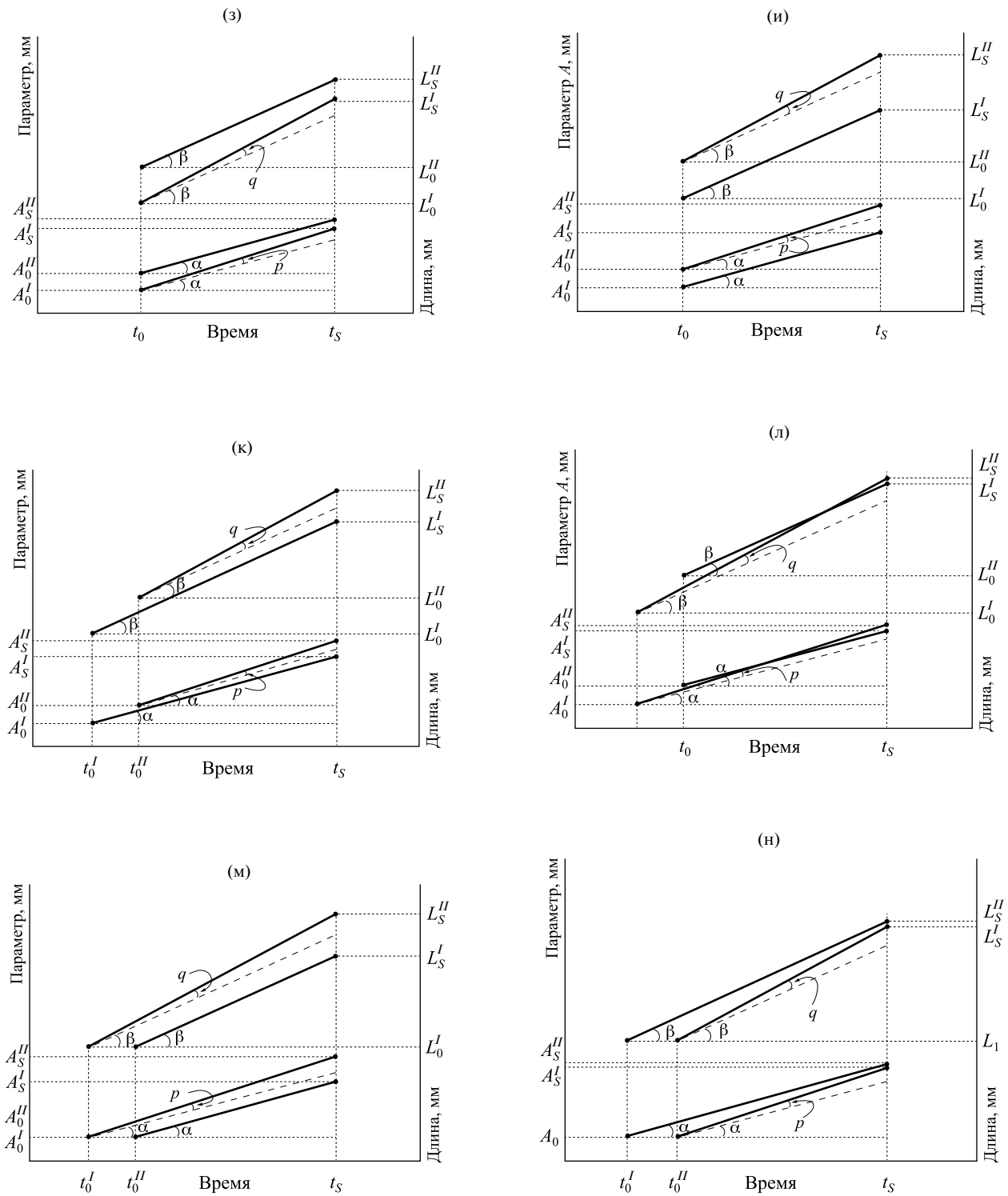


Рис. 3. Линейная динамика во времени средних значений пластического признака A и длины тела L сеголетков из групп I и II при различных комбинациях параметров (начальной длины), (времени вылупления) и Gr (скорости роста).

$$\begin{aligned} & \frac{\int_{t_0}^{t_s} (\exp(k_A \times (t - t_0)) - 1) dt + (t_s - t_0) \times A_0^I}{\int_{t_0}^{t_s} (\exp(k_L \times (t - t_0)) - 1) dt + (t_s - t_0) \times L_0^I} \equiv \\ & \frac{\int_{t_0}^{t_s} (\exp(k_A \times (t - t_0)) - 1) dt + (t_s - t_0) \times A_0^{II}}{\int_{t_0}^{t_s} (\exp(k_L \times (t - t_0)) - 1) dt + (t_s - t_0) \times L_0^{II}}. \end{aligned} \quad (11)$$

Очевидно, что, как и в случае с линейным ростом, правая и левая части выражения (11) тождественны вследствие $\frac{A_0^I}{L_0^I} = \frac{A_0^{II}}{L_0^{II}}$. Отсюда, по

аналогии с выводами для линейного роста можно заключить, что если тождество выполняется для площадей фигур, сформированных нелинейными функциями, куда отдельными множителями входят величины индексов A_i^I и A_i^{II} , тождество также будет справедливо и для самих величин индексов A_i^I и A_i^{II} . Таким образом, при нелинейном росте при переходе от средних значений признака A к средним его индекса A_i значимые различия исчезают (то есть кривые индексов A_i^I и A_i^{II} у двух групп совместятся), если в основе различий $A_s^I \neq A_s^{II}$ лежит начальное условие $A_0^I \neq A_0^{II}$.

Избегая повторений, отметим, что все вышесказанное для нелинейной функции для начальных условий $A_0^I \neq A_0^{II}$ будет также справедливо и для начальных условий $t_0^I \neq t_0^{II}$ и $t_s^I \neq t_s^{II}$.

Нелинейный рост. Различная скорость роста

По аналогии с линейным ростом различия в скоростях нелинейного роста при использовании экспоненциальной функции для групп I и II можно выразить через коэффициенты роста (k_A) и ($k_A + \gamma$) для признака A и через (k_L) и ($k_L + \delta$) — для длины L , где γ и δ соответственно разница между скоростью роста параметров A и L , причем в силу аллометрии $\gamma < \delta$. Тогда имеет место следующее неравенство:

$$\begin{aligned} & \frac{\int_{t_0}^{t_s} (\exp(k_A \times (t - t_0)) - 1) dt + (t_s - t_0) \times A_0^I}{\int_{t_0}^{t_s} (\exp(k_L \times (t - t_0)) - 1) dt + (t_s - t_0) \times L_0^I} \neq \\ & \frac{\int_{t_0}^{t_s} (\exp((k_A + \gamma) \times (t - t_0)) - 1) dt + (t_s - t_0) \times A_0^{II}}{\int_{t_0}^{t_s} (\exp(k_L + \delta) \times (t - t_0)) - 1) dt + (t_s - t_0) \times L_0^{II}}, \end{aligned} \quad (12)$$

т.к. правая и левая части (12) не тождественны в силу $\frac{k_A}{k_L} \neq \frac{k_A + \gamma}{k_L + \delta}$. Следовательно, при разных скоростях нелинейного роста для двух групп молодки при переходе от средних значений A к средним его индекса A_i различия сохраняются. Все вышесказанное будет справедливо и для любой другой нелинейной функции.

Линейная динамика величин A и L во времени при различных комбинациях равенства и/или неравенства параметров A_0 , t_0 и Gr для двух групп представлена на графиках (а—н) рис. 3. Аналогичные графики могут быть построены для любой другой функции роста, отличной от линейной.

Всю совокупность случаев, отраженных на графиках рис. 3, можно разделить на две группы: статистически значимые различия (б) исчезают и (в) сохраняются при переходе от сравнения средних значений признаков к сравнению средних их индексов. Случай (а) отсутствия значимых различий между средними величинами признаков и их индексов параметризации не требует.

Объектом исследования послужили сеголетки окуня *Perca fluviatilis* (L.) (Percidae), пойманные в четырех точках в водоемах Старицкого р-на Тверской обл. 12—17 августа 2022 г. (рис. 4). Точки (1) и (2) с координатами 56°38' с.ш., 34°86' в.д. расположены у левого берега р. Волга в районе д. Болдырево на расстоянии 100—150 м друг от друга; отбор проб проводился на глубине 0.8—1.2 м “подъемником” площадью 1.5 × 1.5 м ячеи 5 мм. Берег местами каменистый с небольшим количеством водной растительности. Точка (3) с координатами 56°37' с.ш., 34°87' в.д. расположена у левого берега р. Волга на ~2 км выше по течению точек 1 и 2; лов проводился в затоне с глубины 0.7—1.2 м тем же орудием. Береговая линия покрыта преимущественно рогозом (Typhaceae), дно заилено. Ширина р. Волга в районах отбора проб 100—120 м, средняя скорость течения по стрежню ~0.2 м/с, максимальная глубина ~3.0 м. Точка (4) с координатами 56°43' с.ш., 34°81' в.д. находится в небольшом озере площадью 0.09 км² на р. Неклюдовка, 56°43' с.ш., 34°81' в.д. Материал собран в прибрежной части на глубине 0.8—1.2 м тем же орудием; дно слабо заилено, видимое течение отсутствует.

Измерение морфометрических параметров произведено в соответствии со схемой для окуневых (Правдин, 1966). Для анализа взяты 9 пластических признаков, имеющих наибольшую вариабельность (Терентьев, Березина, 2022) (табл. 1), что повышает вероятность обнаружения значимых различий. Возраст опре-

Таблица 1. Средние величины M и стандартное отклонение SD пластических признаков сеголетков окуня в четырех точках, значения t -теста, полученные при сравнении совокупностей величин признаков и их индексов

	Параметры	M (см) $\pm$ SD (см)		t -тест, значения	
		точка 1	точка 2	признаки	индексы
Группа (а)	<i>od</i>	6.22 $\pm$ 0.46	6.17 $\pm$ 0.36	—	—
	<i>np</i>	0.37 $\pm$ 0.03	0.38 $\pm$ 0.04	–0.89	–0.98
	<i>po</i>	0.88 $\pm$ 0.07	0.83 $\pm$ 0.06	3.74*	2.51*
	<i>ao</i>	1.78 $\pm$ 0.08	1.78 $\pm$ 0.10	0.54	–0.21
	<i>lm</i>	1.10 $\pm$ 0.09	1.12 $\pm$ 0.09	–1.13	–1.13
	<i>gh</i>	1.54 $\pm$ 0.08	1.53 $\pm$ 0.09	0.87	0.02
	<i>ik</i>	0.46 $\pm$ 0.03	0.48 $\pm$ 0.03	–3.15*	–2.11
	<i>aq</i>	2.01 $\pm$ 0.11	1.96 $\pm$ 0.12	1.33	0.26
	<i>az</i>	2.32 $\pm$ 0.11	2.36 $\pm$ 0.08	–2.21	–1.37
	<i>fd</i>	0.95 $\pm$ 0.04	0.95 $\pm$ 0.09	0.15	0.12
Группа (б)		точка 1	точка 3	признаки	индексы
	<i>od</i>	6.22 $\pm$ 0.46	6.14 $\pm$ 0.41	—	—
	<i>np</i>	0.37 $\pm$ 0.03	0.36 $\pm$ 0.03	2.10	1.82
	<i>po</i>	0.88 $\pm$ 0.07	0.81 $\pm$ 0.05	5.74*	4.52*
	<i>ao</i>	1.78 $\pm$ 0.08	1.72 $\pm$ 0.07	3.62*	2.12
	<i>lm</i>	1.10 $\pm$ 0.09	1.07 $\pm$ 0.09	1.82	1.41
	<i>gh</i>	1.54 $\pm$ 0.08	1.49 $\pm$ 0.10	3.05*	1.41
	<i>ik</i>	0.46 $\pm$ 0.03	0.46 $\pm$ 0.10	0.36	0.49
	<i>aq</i>	2.01 $\pm$ 0.11	1.94 $\pm$ 0.10	3.59*	1.03
	<i>az</i>	2.32 $\pm$ 0.11	2.25 $\pm$ 0.07	3.53*	0.75
	<i>fd</i>	0.95 $\pm$ 0.04	0.93 $\pm$ 0.05	2.60*	0.49
Группа (в)		точка 1	точка 4	признаки	индексы
	<i>od</i>	6.22 $\pm$ 0.46	6.07 $\pm$ 0.35	—	—
	<i>np</i>	0.37 $\pm$ 0.03	0.33 $\pm$ 0.03	7.05*	6.18*
	<i>po</i>	0.88 $\pm$ 0.07	0.84 $\pm$ 0.06	3.06*	1.77
	<i>ao</i>	1.78 $\pm$ 0.08	1.67 $\pm$ 0.08	7.12*	3.62*
	<i>lm</i>	1.10 $\pm$ 0.09	1.01 $\pm$ 0.09	5.22*	3.88*
	<i>gh</i>	1.54 $\pm$ 0.08	1.44 $\pm$ 0.06	7.27*	3.59*
	<i>ik</i>	0.46 $\pm$ 0.03	0.45 $\pm$ 0.08	0.84	0.46
	<i>aq</i>	2.01 $\pm$ 0.11	1.83 $\pm$ 0.12	7.93*	4.99*
	<i>az</i>	2.32 $\pm$ 0.11	2.11 $\pm$ 0.09	10.38*	5.22*
	<i>fd</i>	0.95 $\pm$ 0.04	0.87 $\pm$ 0.03	10.65*	5.11*

Примечание: *od* — длина туловища, *np* — горизонтальный диаметр глаза, *po* — заглазничный отдел головы, *ao* — длина головы, *lm* — высота головы у затылка, *gh* — наибольшая высота тела, *ik* — наименьшая высота тела, *aq* — антедорсальное расстояние, *az* — антевентральное расстояние, *fd* — длина хвостового стебля.

* — значимые различия средних величин по t -тесту при $p < 0.05$ (H_1).

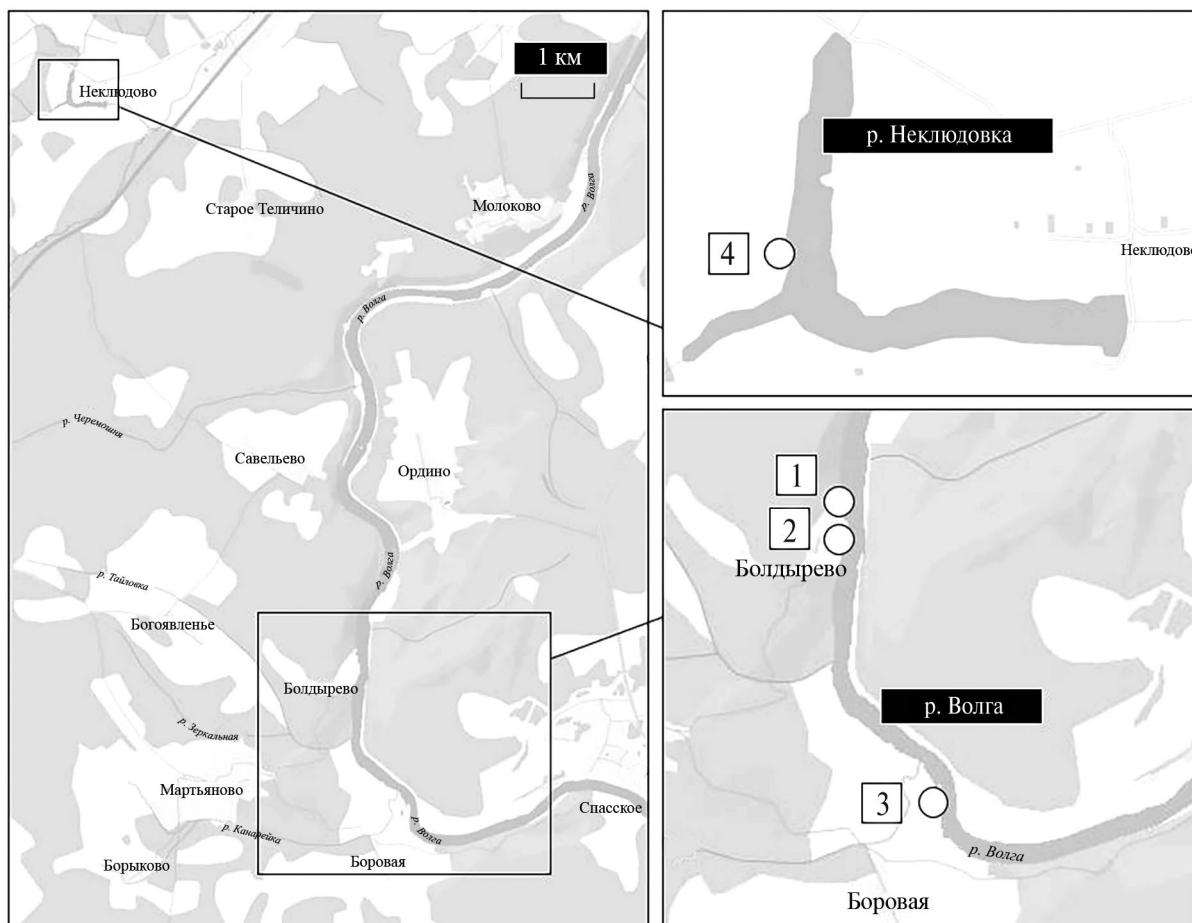


Рис. 4. Карта-схема района сбора материала, Старицкий р-н, Тверская обл.; точки 1–3 – р. Волга, левый берег, точка 4 – р. Неклюдовка.

делялся частично по жаберной крышке для контроля возрастной группы 0+. Подготовка данных к статистическому анализу проведена в программе Microsoft Excel, статистический анализ выполнен в пакете Statistica10. В силу нормального (Гауссовского) распределения величин пластических признаков и их индексов первый этап статистического анализа проведен с использованием t -теста Стьюдента для независимых выборок при уровне значимости $\alpha = 0.05$. Поскольку имеет место множественное сравнение, для уровня значимости α введена поправка Бонферрони, равная $0.05/3 \approx 0.17$, где 3 – количество сравнений (Rice, 1989). Гипотеза H_0 , таким образом, отвергалась при $p < \sim 0.17$. Второй этап анализа связан с оценкой вариабельности значений признаков и их индексов, для чего по каждой паре выборок с помощью теста хи-квадрат при уровне значимости $\alpha = 0.05$ сравнивались доли значений t -теста, соответствующие принятию

или отвержению нулевой гипотезы. Гипотеза H_0 отвергалась при $p < 0.05$.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

Объемы выборок составили: в точке (1) – 48 экз., (2) – 59 экз., (3) – 57 экз., (4) – 51 экз., исходные данные размещены в репозитории Feodor1974/perch_0_4_points (github.com); объемы выборок превышают необходимые 30 экз. для корректного применения t -теста Стьюдента. Статистическое сравнение пластических признаков проведено для выборок из точек (1)–(2), (1)–(3) и (1)–(4), результаты отражены в табл. 1. Каждая пара выборок сеголетков окуня после стандартизации разбита на две группы – “признаки” и “индексы”. Данные группы включают соответственно 9 пластических признаков и 9 значений их индексов. Каждый из 9 признаков и каждый из 9 индексов представлен двумя совокупностями

значений, объемы которых равны объему сравниваемых выборок. В результате парного сравнения по t -тесту в группах “признаки” и “индексы” имеется по 9 значений t -теста, на основании каждого из которых гипотеза о сходстве средних значений данного признака или его индекса принимается (варианта H_0) или отвергается (варианта H_1) (табл. 1). Переход к значениям t -теста, таким образом, делает группы “признаки” и “индексы” *однородными* относительно свойств сравниваемых параметров. Для оценки того, сохраняется ли для данной пары выборок общая изменчивость 9 параметров при переходе от сравнения средних значений признаков к сравнению средних их индексов, требуется, используя статистику хи-квадрат, сравнить на выбор доли вариант H_0 или H_1 в двух совокупностях значений t -теста. Итогом данного сравнения будет принятие или отвержение нулевой гипотезы. Поскольку, с одной стороны, имеется только три случая вариабельности, (а), (б) и (в), а с другой стороны, всего два исхода теста хи-квадрат, H_0 и H_1 , то результат легко соотнести с одним из случаев (а)–(в).

Для выборок из точек (1) и (2) гипотеза H_0 об отсутствии значимых различий принимается для 7 из 9 вариант из колонки “признаки” и для 8 из 9 вариант из колонки “индексы”. Тогда доли вариант H_0 в первой и второй группах составят

$$\left(\frac{7}{9}\right) \times 100 \approx 78\% \text{ и } \left(\frac{8}{9}\right) \times 100 \approx 89\% \text{ соответственно.}$$

Если до и после стандартизации значимых различий нет, то доли $\frac{78}{78+89} \times 100\% \approx 47\%$ и $\frac{89}{78+89} \times 100\% \approx 53\%$ должны быть случайным образом отклонены от соотношения 50% : 50%. Оценим значение хи-квадрат:

$$\chi^2 = \frac{(50-47)^2}{50} + \frac{(50-53)^2}{50} = 0.16. \quad (13)$$

Величина 0.16 меньше порогового значения ~ 3.84 для одной степени свободы при уровне значимости 0.05, что говорит об отсутствии значимых различий в долях H_0 до и после стандартизации. Данный вариант относится к случаю (а) табл. 1.

Для выборок (1)–(3) сравним доли вариант H_1 . В колонке “признаки” количество вариант H_1 составляет 6 из 9, или $\left(\frac{6}{9}\right) \times 100 \approx 67\%$; и 1 из 9 – в

колонке “индексы”, или $\left(\frac{1}{9}\right) \times 100 \approx 11\%$. После

перехода к долям $\frac{67}{11+67} \times 100\% = 86\%$ и

$\frac{11}{11+67} \times 100\% = 14\%$ оцениваем величину χ^2 :

$$\chi^2 = \frac{(50-86)^2}{50} + \frac{(50-14)^2}{50} = 51.84, \quad (14)$$

которая существенно больше ~ 3.84 . Следовательно, имеются достоверно значимые различия между количеством вариант H_1 до и после стандартизации, что указывает на исчезновение изменчивости при переходе к индексам. Данный вариант принадлежит случаю (б) табл. 1. Наконец, сравнение выборок (1)–(4) по H_1 дает величину χ^2 , равную $\sim 0.36 < \sim 3.84$ и указывающую на отсутствие значимых различий между долями вариант H_1 в выборках (1) и (4), что свидетельствует о сохранении различий до и после стандартизации. Данный вариант соответствует случаю (в) табл. 1.

Разумное ограничение количества сравниваемых морфометрических параметров необходимо для достоверности оценки динамики общей изменчивости. Если количество признаков с низкой вариабельностью будет достаточно большим, их суммарный вклад способен “перевесить” значимую вариабельность остальных параметров. В этом случае статистический тест может показать *в целом* отсутствие значимых различий между группами несмотря на то, что по ряду ключевых признаков различия сохраняются.

В основном, текущий анализ преследует своей целью иллюстрацию общих принципов работы модели, описывающей различные варианты динамики изменчивости средних значений пластических признаков и их индексов. Выявление конкретных параметров в естественной среде не проводилось, результаты интерпретированы с учетом общих представлений об экологии рыб.

Выборки (1)–(2). Отсутствие статистически значимых различий до и после стандартизации не противоречит гипотезе о принадлежности выборок к одной генеральной совокупности (локальной популяции). Обе выборки взяты предположительно из одного биотопа, что определило схожесть времени вылупления, начальной длины молоди и скорости роста (Никольский, 1974; Дгебуадзе, 2001).

Выборки (1)–(3). Значимые различия между средними значениями пластических признаков не сохраняются при переходе к сравнению

их индексов, что свидетельствует о различиях, вызванных сдвигами по временной и/или размерной шкале. Подобные сдвиги могут быть связаны с небольшими различиями величин факторов среды, определивших в данных биотопах разницу во времени вылупления и/или в размере ооцитов, однако не затронувших темпы роста (Никольский, 1974; Дгебуадзе, 2001). Случай принадлежит графикам (а–г) рис. 3; в силу нехватки эмпирических данных конкретный вариант указать нельзя.

Выборки (I)–(4). Статистически значимые различия у сеголетков из двух водоемов сохраняются как между величинами пластических признаков, так и между их индексами, что, помимо возможных различий в начальной длине и времени вылупления, указывает на различия в темпах роста. Здесь можно допустить прямую связь между скоростью роста и существенными различиями в величинах параметров среды разных водоемов, оказавших влияние на рост молоди как непосредственно, так и через переуплотнение, кормность и, возможно, плотность хищника в соответствии с концепцией о “триотрофе” (Никольский, 1974; Дгебуадзе, 2001). Если допустить, что в водоеме меньшего объема (р. Неклюдовка) из-за переуплотнения и более бедной кормовой базы средний размер производителей меньше — что определит и меньшую начальную длину окуня, — то данный случай соответствует одному из вариантов на графиках (ж) или (и) рис. 3.

Обобщая, можно отметить, что статистически значимые различия в средних величинах морфометрических параметров могут быть у групп одного вида, обитающих как в одном водоеме, так и в разных водоемах одной климатической зоны, и тем более в водоемах разных климатических зон (Никольский, 1974; Дгебуадзе, 2001). Биотопы даже одного водоема различаются по ряду величин параметров среды, из которых — без учета загрязнения — ключевую роль играют кормность, температура воды и концентрация растворенного кислорода (Баранов, 1971; Никольский, 1974; Бигон и др., 1989; Дгебуадзе, 2001). Для разных водоемов различия будут усугубляться как в силу пространственной неоднородности, так и по мере приближения к границам ареала (Одум, 1986; Бигон и др., 1989). Начальный размер признака (A_0), время вылупления (t_0) и скорость роста (Gr) тесно коррелируют друг с другом и задаются совокупно параметрами среды и физиологическим состоянием производителей (Никольский, 1974; Мина, Клевезаль, 1976; Weatherley, 1990; Gashkina, 2017). Начальная длина при вылуплении связана с качеством гонад, определяемым физиологическим состоянием

самки — соответственно, ее возрастом, временем достижения половой зрелости, повторностью нереста, обеспеченностью пищей, составом корма, плотностью популяции и т.д. (Никольский, 1974). Время вылупления обуславливается преимущественно абиотическими параметрами среды, среди которых ключевую роль играет температура и связанный с ней параметр “градусо-дни” (Иванова, Свирская, 2005; Кузищин и др., 2008; Мякишев и др., 2019). Наконец, рост рыбы опосредуется как биотическими, так и абиотическими факторами; к первым можно отнести качество и доступность корма и пресс хищничества, ко вторым относятся температура, кислотность, концентрация кислорода, гидрологический режим, наличие загрязнения, степень эвтрофикации и т.д. (Дгебуадзе, 2001). С учетом того, что соматический рост тесно коррелирует с качеством половых продуктов, он напрямую определяет и начальную длину при вылуплении.

Различия в средних значениях величин пластических признаков $A_s^I \neq A_s^{II}$ и длин $L_s^I \neq L_s^{II}$ у групп I и II в момент взятия проб t_s достоверно свидетельствуют о наличии хотя бы одной из трех причин, вызвавших эти различия; однако *сходство* средних значений $A_s^I = A_s^{II}$ и $L_s^I = L_s^{II}$ в выборках в ряде случаев не гарантирует отсутствия значимых различий в начальной длине A_0 , времени вылупления t_0 и/или скорости роста Gr . Как видно из графиков (е), (з), (л) и (н) рис. 3, кривые динамики величин A и L в определенный момент времени имеют тенденцию пересекаться, что определит равенство $A_s^I = A_s^{II}$ и $L_s^I = L_s^{II}$ при том, что величины по крайней мере двух из трех факторов, A_0 , t_0 или Gr , значимо различаются. Регистрация таких случаев, тем не менее, должна носить эпизодический характер в силу интенсивного роста молоди и, следовательно, достаточно быстрого “прохождения” величин A и L через точки совпадения средних значений.

Анализ результатов статистического сравнения пластических признаков у рыб старших возрастных групп требует отдельного рассмотрения, однако из общих соображений очевидно, что результат будет проще интерпретировать, когда сравниваются группировки одного возраста. Если линейный рост описывается, например, функцией Бергаланфи $L(t) = L_\infty(1 - \exp(-k(t - t_0)))$ (Бивертон, Холт, 1969; Почтарь, 2020; Куцын, 2021), то у рыб даже из смежных возрастных классов, принадлежащих изначально к одной совокупности,

темпы роста будут разными вследствие асимптотического роста. Статистически значимые различия в случае сравнения двух разновозрастных групп, таким образом, могут быть вызваны как объективной разницей в скорости роста, то есть разными величинами коэффициента роста k у двух групп, так и общей тенденцией к снижению темпов роста у рыб из старшей возрастной группы при равенстве k у двух групп. И в том, и в другом случае значимые различия сохранятся и до, и после стандартизации, но выделить конкретный случай будет достаточно сложно. Результат становится еще более неопределенным, если анализируются “смеси” различных возрастных классов.

Как известно, при изучении относительного роста частей тела рыб часто применяется формула простой аллометрии:

$$D = \alpha \times M^b, \quad (15)$$

где M и D — соответственно масса тела, коррелирующая с длиной тела L , и масса части тела, коррелирующая с величиной пластического признака A , а a и b — коэффициенты, где b определяет степень “кривизны” графика аллометрической зависимости (Мина, Клевезаль, 1976; Мустаев и др., 2020). При переходе к пластическим признакам формула (15) запишется в виде:

$$A = \alpha_1 \times L^{b_1}, \quad (16)$$

где α_1 и b_1 — коэффициенты ($\alpha \neq \alpha_1$ и $b \neq b_1$), причем величина b_1 часто близка к 1, что приближает функцию (16) к линейной. Функция (16), очевидно, отлична от используемой в модели линейной зависимости $\alpha \times x + b$ для описания аллометрии. Принципиальное различие данных подходов в том, что в случае (16) признак A является функцией длины L , тогда как в естественной среде величины A и L в любой момент времени являются прежде всего функциями начальных размеров и скорости роста, а также (косвенно) функциями параметров среды, влияющих на начальный размер и рост. Параметризация этих характеристик позволит выявлять особенности динамики A и L в природных популяциях, в частности через статистическое сравнение средних значений, и делать необходимые прогнозы.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Предложенный подход будет полезен в любых направлениях биологических исследований, где для выявления межгрупповой измен-

чивости используются биометрические методы. Отталкиваясь от сохранения или исчезновения статистически значимых различий при переходе от сравнения величин признаков к их индексам, можно глубже судить о факторах, определивших данные различия, поскольку результаты статистического анализа до и после стандартизации могут быть интерпретированы более объемно, нежели в случае сравнения только величин индексов или, наоборот, только величин пластических признаков.

ФИНАНСИРОВАНИЕ

Финансовая поддержка отсутствует.

КОНФЛИКТ ИНТЕРЕСОВ

Автор заявляет об отсутствии конфликтов интересов.

СОБЛЮДЕНИЕ ЭТИЧЕСКИХ СТАНДАРТОВ

Все применимые международные, национальные и/или институциональные принципы ухода и использования животных были соблюдены. Исследование было проведено в соответствии с руководящими принципами ARRIVE arriveguidelines.org.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Авастхи М., Кашьяп А., Сераджуддин М. Зависимости между длиной и массой тела, а также коэффициенты упитанности в пяти субпопуляциях лягуш *Trichogaster lalius* (Osphronemidae) Центрального и Восточного регионов Индии // *Вопр. ихтиол.* 2015. Т. 55 (6). С. 676.
<https://doi.org/10.7868/S004287521506003X>
- Баранов Ф.И. Избранные труды: Теория рыболовства. М.: Пищ. пром-сть, 1971. Т. 3. 303 с.
- Бивертон Р., Холт С. Динамика численности промысловых рыб. М.: Пищ. пром-сть, 1969. 248 с.
- Бигон М., Харпер Д., Таунсенд К. Экология. Особи, популяции, сообщества. В 2-х т. М.: Мир, 1989; Т. 1. 667 с. Т. 2. 478 с.
- Дгебуадзе Ю. Ю. Экологические закономерности изменчивости роста рыб. М.: Наука, 2001. 279 с.
- Есин Е.В. Ручьевая мальма *Salvelinus malma* полуострова Камчатка // *Вопр. ихтиол.* 2015. Т. 55 (2). С. 180–195.
<https://doi.org/10.7868/S0042875215020083>
- Иванова М.Н., Свирская А.Н. Рост мелких и крупных сеголеток щуки *Esox lucius* в последующие годы жизни в мелководных прудах // *Вопр. ихтиол.* 2005. Т. 45 (3). С. 380–388.
- Кузищин К.В., Мальцев А.Ю., Груздева М.А. и др. Размножение микижи *Parasalmo mykiss* в реке Коль (Западная Камчатка) и факторы среды, его определяющие // *Вопр. ихтиол.* 2008. Т. 48 (1). С. 50–61.

- Куцын Д.Н. Жизненный цикл ставриды *Trachurus mediterraneus* (Carangidae) Крыма (Черное море) // Вопр. ихтиол. 2021. Т. 61 (2). С. 143–152. <https://doi.org/10.31857/S0042875221020144>
- Мальцев А.В., Меркулов Я.Г. Биометрический метод определения пола осетровых, в частности – русского осетра *Scopelogadus gueldenstaedtii* (Acipenseridae) Азовской популяции // Вопр. ихтиол. 2006. Т. 46 (4). С. 536–540.
- Мина Г.А., Клевезаль Г.А. Рост животных. М.: Наука, 1976. 292 с.
- Молчанова К.А., Хрусталева Е.И. Определение морфометрических показателей радужной форели, выращиваемой в разнотипных рыбоводных хозяйствах // Изв. КГТУ. 2017. Вып. 44. С. 38–45.
- Мустаев С.Б., Панов В.П., Сафонов А.В. и др. Рост соматических структур двухлеток карпа (*Cyprinus Carpio* L.) при использовании двух видов кормов // Изв. Тимирязевской с.-х. акад. 2020. Вып. 6. С. 49–61. <https://doi.org/10.26897/0021-342X-2020-6-49-61>
- Мякишев М.С., Иванова М.А., Киселев В.А., Зеленников О.В. Экспериментальный анализ современного состояния воспроизводства сима *Oncorhynchus masou* на рыбных заводах Сахалинской области // Изв. ТИНРО. 2019. Т. 198. С. 195–208. <https://doi.org/10.26428/1606-9919-2019-198-195-208>
- Никольский Г.В. Теория динамики стада рыб. М.: Пищ. пром-сть, 1974. 448 с.
- Одум Ю. Экология. М.: Мир, 1986. Т. 2. 376 с.
- Островская Е.В., Касаткина А.П. Морфобиологическая характеристика и видовой статус выюна рода *Misgurnus* Пади Большой (среднее течение р. Амур) // Изв. ТИНРО. 2021. Т. 201 (1). С. 124–137. <https://doi.org/10.26428/1606-9919-2021-201-124-137>
- Почтарь М.В. Особенности роста морских окуней рода *Sebastes* на банке Флемиш-Кап // Вопр. ихтиол. 2020. Т. 60 (1). С. 63–73. <https://doi.org/10.31857/S0042875220010129>
- Правдин И.Ф. Руководство по изучению рыб. М.: Пищ. пром-сть, 1966. 376 с.
- Романов В.И., Петлина А.П., Шаропина И.Б. Методы исследования пресноводных рыб Сибири: учебное пособие. Томск: Изд-во Томского ун-та, 2009. 220 с.
- Семенченко А.А. Особенности биологии амурского хариуса *Thymallus arcticus grubii* Dybowski реки Самара // Чтения памяти В.Я. Леванидова. 2005. Вып. 3. С. 519–526.
- Симонов В.М., Виноградов Е.В. Зависимость морфологических особенностей карпа *Cyprinus carpio* (L.) от его устойчивости к воздействию неблагоприятных условий среды // Вестн. рыбохоз. науки. 2019. Т. 6. Вып. 1 (21). С. 16–26.
- Строганов А.Н., Малютин А.М., Зуйкова Н.В., Жукова К.А. Краткая морфобиологическая характеристика трески *Gadus macrocephalus* (Gadidae) прибрежных вод Командорских островов // Вопр. ихтиол. 2017. Т. 57 (4). С. 485–489. <https://doi.org/10.7868/S004287521704018X>
- Терентьев П.М., Березина Н.А. Эколого-морфологические характеристики и особенности питания окуня (*Perca fluviatilis*) в осенне-зимний период в дистрофном и олиготрофном озерах Северной Карелии (Россия) // Биол. внутр. вод. 2022. Вып. 6. С. 818–832. <https://doi.org/10.31857/S0320965222060183>
- Чернованова Л.А. Рост молоди сельди *Clupea pallasii* залива Петра Великого (Японское море) // Вопр. ихтиол. 2017. Т. 57 (3). С. 282–289. <https://doi.org/10.7868/S004287521702005>
- Чудновская Г.В., Саловаров В.О., Демидович А.П. Биометрия в ихтиологии: учебное пособие. Иркутск: Изд-во Иркутского ГАУ, 2018. 156 с.
- Bernard D.R. Multivariate analysis as a means of comparing growth in fish // Can. J. Fish. Aquat. Sci. 1981. V. 38 (2). P. 233–236. <https://doi.org/10.1139/f81-030>
- Bouchard C., Fortier L. Circum-arctic comparison of the hatching season of polar cod *Boreogadus saida*: a test of the freshwater winter refuge hypothesis // Prog. Oceanogr. 2011. V. 90. P. 105–116. <https://doi.org/10.1016/j.pocean.2011.02.008>
- Fortier L., Sirois P., Michaud J., Barber D. Survival of Arctic cod larvae (*Boreogadus saida*) in relation to sea ice and temperature in the Northeast Water Polynya (Greenland Sea) // Can. J. Fish. Aquat. Sci. 2006. V. 63 (7). P. 1608–1616. <https://doi.org/10.1139/f06-064>
- Gashkina N.A. Essential elements in the organs and tissues of fish depending on the freshwater toxicity and physiological state // Geochem. Int. 2017. V. 55 (10). P. 927–934. <https://doi.org/10.1134/S0016702917100056>
- Lugert V., Thaller G., Tetens J. et al. A review on fish growth calculation: multiple functions in fish production and their specific application // Rev. Aquac. 2014. V. 6. P. 1–13. <https://doi.org/10.1111/raq.12071>
- Olden D.D., Jackson D.A. A comparison of statistical approaches for modelling fish species distributions // Freshw. Biol. 2002. V. 47 (10). P. 1976–1995. <https://doi.org/10.1046/j.1365-2427.2002.00945.x>
- Renzo P., Loreto M., Aurelio O., Germán E.M. Descriptive morphology and allometric growth of the larval development of *Sarda chiliensis chiliensis* (Cuvier, 1832) in a hatchery in northern Chile // Aquac. Rep. 2021. V. 19. <https://doi.org/10.1016/j.aqrep.2020.100576>
- Rice W.R. Analyzing tables of statistical tests // Evolution. 1989. V. 43. P. 223–225. <https://doi.org/10.2307/2409177>
- Sigourney D.B., Lecter B.H., Obedzinski M., Cunjak R.A. Size-independent growth in fishes: patterns, models and metrics // J. Fish Biol. 2008. V. 72 (10). P. 2435–2455. <https://doi.org/10.1111/j.1095-8649.2008.01830.x>
- Thorarensen H., Kubiriza G., Imsland A. Experimental design and statistical analyses of fish growth studies // Aquac. 2015. V. 448. P. 483–490. <https://doi.org/10.1016/j.aquaculture.2015.05.018>

Vestfals C.D., Mueter F.J., Duffy-Anderson J.T. et al. Spatio-temporal distribution of polar cod (*Boreogadus saida*) and saffron cod (*Eleginus gracilis*) early life stages in the Pacific Arctic // Polar. Biol. 2019. V. 42. P. 969–990. <https://doi.org/10.1007/s00300-019-02494-4>

Weatherley A.H. Approaches to understanding fish growth // Trans. Am. 1990. V. 119 (4). P. 662–672. [https://doi.org/10.1577/1548-8659\(1990\)119<0662:ATUFG>2.3.CO;2](https://doi.org/10.1577/1548-8659(1990)119<0662:ATUFG>2.3.CO;2)

On the Issue of Statistically Significant Differences between the Average Values of Plastic Features in Two Groups of Juvenile Fish and between the Average Values of Their Indices

F. S. Lobyshev*

Lomonosov Moscow State University, Moscow, Russia

* e-mail: lobyshev@mail.ru

The regularities that determine the preservation and/or change of statistically significant differences during the transition from comparing the average values of plastic signs of juvenile fish to comparing the average values of their indices have been studied. An algorithm for evaluating the factors determining the variability of plastic features and their indices in allometry is proposed. Three cases of variability were identified and parametrized: (a) statistically significant differences are absent between the values of plastic features and their indices, (b) significant differences disappear when switching from comparing features to comparing their indices, and (c) significant differences in both cases remain. Case (b) is associated with different initial length of juveniles and different hatching time; case (c) is determined by different growth rates in the compared groups. The approach was tested on the selection of fingerlings of the *Regsa fluviatilis* L. perch from two reservoirs of the Staritsky district of the Tver region.

Keywords: biometric analysis, perch, plastic feature, index