



<http://ecopri.ru>

<http://petsu.ru>

**Издатель**

ФГБОУ «Петрозаводский государственный университет»  
Российская Федерация, г. Петрозаводск, пр. Ленина, 33

Научный электронный журнал

**ПРИНЦИПЫ ЭКОЛОГИИ**

<http://ecopri.ru>

**Т. 1. № 1(1). Март, 2012**

**Главный редактор**

А. В. Коросов

**Редакционный совет**

В. Н. Большаков  
А. В. Воронин  
Э. К. Зильбер  
Э. В. Ивантер  
Н. Н. Немова  
Г. С. Розенберг  
А. Ф. Титов

**Редакционная коллегия**

Г. С. Антипина  
В. В. Вапиров  
А. Е. Веселов  
Т. О. Волкова  
В. А. Илюха  
Н. М. Калинкина  
А. М. Макаров  
А. Ю. Мейгал

**Службы поддержки**

А. Г. Марахтанов  
А. А. Кухарская  
О. В. Обарчук  
Н. Д. Чернышева  
Т. В. Климюк  
А. Б. Соболева

**ISSN 2304-6465**

**Адрес редакции**

185910, Республика Карелия, г. Петрозаводск, ул. Красноармейская, 31. Каб. 343.

E-mail: [ecopri@psu.karelia.ru](mailto:ecopri@psu.karelia.ru)

<http://ecopri.ru>

<http://ecopri.ru><http://petsu.ru>

## Содержание Т. 1. № 1. 2012.

### От редакции

Начало положено 3

### Аналитический обзор

Шитиков В. К. **Использование рандомизации и бутстрепа при  
обработке результатов экологических наблюдений** 4 - 24

### Оригинальные исследования

Белкина Н. А., Вапиров В. В., Ефременко Н. А., Романова Т. Н. **К вопросу о путях естественной миграции меди в  
Онежское озеро** 25 - 28Илюха В. А., Виноградова И. А., Хижкин Е. А., Ильина Т. Н., Узенбаева Л. Б., Лотош Т. А., Айзиков Д. Л., Кижина А. Г., Морозов А. В., Анисимов В. Н. **Влияние постоянного и естественного освещения на  
физиологическое состояние крыс** 29 - 41Калинкина Н. М. **Реконструкция гидробиологических данных для  
озер Карелии** 42 - 53Коросов А. В. **Зимовка обыкновенной гадюки (*Vipera berus*) с  
эмбрионами** 54 - 59Мейгал А. Ю., Потемина А. М., Шегельман И. М. **Параметры электромиограммы у любителей зимнего  
плавания при иммерсии в холодной воде** 60 - 67

### Рецензия

Розенберг Г. С. **Сейлан Ч., Блюмштейн Д. "Провал экологического  
образования (и как мы можем это исправить)."  
Беркли и др.: Изд-во Калифорнийского  
университета, 2011. 247 с.** 68 - 73

### Синопсис

Марковский А. В. **"Сохранение ценных природных территорий  
Северо-Запада России"** 74 - 75



## Начало положено

***Уважаемые читатели!***

***Уважаемые авторы!***

***Уважаемые рецензенты!***

Нам кажется, что в потоке экологической информации порой утрачивается теоретическая мысль, причинное объяснение хода событий; поиск закономерности подчиняется сбору все новых материалов (проб, образцов, замеров...).

Иногда стоит остановиться и переосмыслить пройденное, проанализировать накопленное: все ли было понято в изучаемом явлении?

Истинность сложного суждения основывается на истинности слагающих его элементарных утверждений: мы предлагаем выявлять именно эти «кирпичики» экологического знания.

Единичный факт позволяет построить модель (теорию) всего явления. Пусть ее эмпирическая валидность невелика, зато в самом процессе поиска связи событий может быть сформирован весь план предстоящего крупномасштабного исследования.

Мы предлагаем совместными усилиями создать журнал, страницы которого передают опыт поиска элементарных (значит, базовых) экологических закономерностей.

Мы рассчитываем, что высокая скорость превращения рукописи в публикацию, двойное рецензирование, жесткие ограничения объема статей (до 5 стр.) и разнообразие рубрик (включая Рецензии, Синописи и Письма в редакцию) обеспечат возможность быстрого обмена мнениями, создадут атмосферу дискуссии и интерактивного научного поиска.

Впрочем, мы не хватаем звезды с небес. Статьи первой подборки написаны в основном Научными редакторами нашего Журнала с тем, чтобы показать примерный уровень ожиданий от каждой поступающей к нам публикации.

Остается добавить, что формат электронного журнала позволяет все оформление статьи поручить веб-ресурсу и не ограничивать статьи по объему иллюстраций (в дальнейшем – включать в нее мультимедийные приложения, базы данных, ГИС).

***С пожеланиями сотрудничества,***

***Редколлегия электронного журнала «Принципы экологии»***



УДК 574

## Использование рандомизации и бутстрепа при обработке результатов экологических наблюдений

**ШИТИКОВ**

**Владимир Кириллович**

*Институт экологии Волжского бассейна РАН,  
stok1@list.ru*

### Ключевые слова:

экологическая информация  
ресамплинг  
бутстреп  
рандомизация  
статистические параметры  
доверительный интервал  
проверка гипотез  
экологические сообщества  
видовая структура

### Аннотация:

Рассмотрены основные идеи методов ресамплинга и показаны их преимущества при обработке данных экологических наблюдений. Приведены конкретные примеры использования бутстрепа и рандомизации для статистической инференции: построения доверительных областей выборочных параметров и проверки гипотез. Подробно анализируются процедуры и типовые нуль-модели, используемые при проверке гипотез о существовании неслучайных закономерностей организации видовой структуры экологических сообществ.

© 2012 Петрозаводский государственный университет

Получена: 20 декабря 2011 года

Опубликована: 25 ноября 2013 года

### Введение

При анализе экологических данных часто ограничиваются вычислением точечных оценок изучаемых показателей по имеющимся выборкам (например, арифметических средних). Как правило, этого недостаточно – следует убедиться в том, что найденная величина, например средней популяционной плотности животных, является точной и несмещенной, а также получить ее надежные доверительные интервалы. Или если сравнивается видовой состав для двух или нескольких местообитаний, то необходимо оценить вероятность того, что найденное сходство биотопов по Сьеренсену статистически значимо отличается от случайного распределения. Только так мы можем обосновать то, что изменчивость показателей обилия организмов имеет экологически закономерный характер. В противном случае мы вынуждены принять нуль-предположение, что видовой состав на всей площади изучаемого региона сформировался как случайные выборки из некоего гипотетического резервуара видов бесконечной емкости (или по-английски – heat bath) в результате каких-то непредсказуемых стохастических событий. И тут есть две проблемы. Во-первых, статистические свойства параметров могут быть изучены только при наличии повторностей наблюдений. Однако в экологии можно выполнить срез данных только в определенном месте и в определенный момент времени, а если отбирать вторую, третью пробы и т. д., то это будут уже данные из другого места или же взятые в другой момент времени. Поэтому возникает вопрос: как, имея лишь одну единственную повторность, оценить значение необходимого нам показателя и получить меру точности этой оценки? Во-вторых, поскольку точный вид распределения обрабатываемых данных, как правило, неизвестен, используют приближенные методы аппроксимации предполагаемых свойств исследуемой статистики, причем как влияет степень этой приближенности на окончательные выводы, остается целиком на совести исследователя. В частности, классическая теория проверки статистических гипотез использует то или иное стандартное предельное выборочное распределение (Гаусса, Стьюдента, Фишера и др.), оценивая их параметры по выборочным данным. В этой связи обработка экологических наблюдений

параметрическими методами, описанными во всех учебниках по биометрии, основывается на целом ряде априорных предположений, таких как независимость измерений и их ошибок, однородность дисперсий, нормальность распределения и проч. Если они верны, то тесты обладают несомненной надежностью и прекрасной теоретической проработанностью. В то же время возможные отклонения от этих предположений, характерные для экологических данных, могут серьезно повлиять на обоснованность конечных выводов. Современной альтернативой параметрическим методам является моделирование эмпирического распределения данных с использованием методов генерации повторных выборок (или численного ресамплинга – resampling), которые бурно развиваются два последних десятилетия. Методы ресамплинга объединяют три разных подхода, отличающихся по алгоритму, но близких по сути: рандомизацию, или перестановочный тест (permutation), бутстреп (bootstrap) и метод «складного ножа» (jackknife). К сожалению, русскоязычному читателю трудно встретить публикации, посвященные этой динамично развивающейся идеологии, поэтому в нашем сообщении мы приведем краткое изложение ее сути и проиллюстрируем возможности применения перечисленных методов на конкретных примерах гидробиологического плана. Исходными данными для расчетов явились экспедиционные материалы лабораторий Института экологии Волжского бассейна РАН (рук. Т. Д. Зинченко, д.б.н. и О. А. Розенцвет). Большинство вычислений (рис. 1–7) выполнены с использованием простой и удобной программы Resampling Procedures 1.3, разработанной и свободно распространяемой Д. Хауэллом, профессором университета в Вермонте, автором книги «Статистические методы в психологии», выдержавшей семь изданий; на его сайте приведены также детальные рекомендации по использованию методов (Howell, 2007).

## Аналитический обзор

### 1. Обзор методов ресамплинга

Идеи численного ресамплинга не являются принципиально новыми в статистике и относятся по крайней мере к 1935 г., но практическое применение этих методик было связано с вынужденным ожиданием, пока не появятся достаточно быстрые компьютеры. Идея метода «складного ножа» (или **jackknife**) заключается в том, чтобы последовательно и многократно исключать из имеющейся выборки, насчитывающей  $n$  элементов, по одному ее члену и обрабатывать вариационный ряд из оставшихся  $(n - 1)$  элементов (Tukey, 1958). Среднее значение или медиана будет при этом «блуждать» и тогда можно проанализировать информацию о каждом акте смещения, построить распределение выборочной оценки искомого параметра и уточнить его свойства. Ф. Мостеллер и Дж. Тьюки (1982) считали этот алгоритм «универсальной методикой подобно бойскаутскому ножу, годящемуся на все случаи жизни» (с. 143).

Бутстреп-процедура (или **bootstrap**) была предложена (Efron, 1979) как некоторое обобщение алгоритма «складного ножа», чтобы не уменьшать каждый раз число элементов по сравнению с исходной совокупностью. По одной из версий слово «bootstrap» означает кожаную полоску в виде петли, прикрепляемую к заднику походного ботинка для облегчения его натягивания на ногу. Благодаря этому термину появилась английская поговорка 1930-х г.: «Lift oneself by the bootstrap», которую можно трактовать как «Пробить себе дорогу благодаря собственным усилиям» (или подобно барону Мюнхгаузену вытянуть себя из болота за шнурки от ботинок).

Основная идея бутстрепа по Б. Эфрону (1988) состоит в том, чтобы методом статистических испытаний Монте-Карло многократно извлекать повторные выборки из эмпирического распределения. А именно: берется конечная совокупность из  $n$  членов исходной выборки  $x_1, x_2, \dots, x_{n-1}, x_n$ , откуда на каждом шаге из  $n$  последовательных итераций с помощью датчика случайных чисел, равномерно распределенных на интервале  $[1, n]$ , «вытягивается» произвольный элемент  $x_k$ , который снова «возвращается» в исходную выборку (т. е. может быть извлечен повторно). Например, при  $n = 8$  одна из таких комбинаций имеет вид  $x_4, x_2, x_8, x_2, x_1, x_2, x_4, x_5$ , т. е. отдельные элементы могут повторяться. Этим способом можно сформировать любое, сколь угодно большое число бутстреп-выборок. Как и в случае «складного ножа», в результате легкой модификации частотного распределения реализаций исходных данных можно ожидать, что каждая следующая генерируемая псевдовыборка будет возвращать значение параметра, немного отличающееся от вычисленного для первоначальной совокупности. Образующийся разброс значений показателя дает возможность построения доверительных интервалов и других полезных выборочных параметров анализируемой величины (Manly, 2007).

Одновременно с внедрением методов планирования эксперимента начали бурно развиваться алгоритмы **рандомизации**, которые заключаются в многократном случайном перемешивании строк или

столбцов таблицы наблюдений относительно уровней воздействия изучаемых факторов. При каждой итерации перестановочного теста на основе сгенерированной псевдовыборки рассчитываются имитируемые значения  $t_{ran}$  анализируемого показателя или статистики, которые сравниваются с аналогичной величиной  $t_{obs}$ , найденной по эмпирическим данным. В ходе перестановок не меняется ни состав исходной таблицы, ни численность групп с разными уровнями воздействия, а только происходит беспорядочный обмен элементами данных между этими группами.

Существуют мнения (Manly, 2007), что рандомизация вообще является частным случаем испытаний **Монте-Карло** (см. первые работы Бюффона в 1777 г.). Однако несмотря на сходство этих методов в основных алгоритмах и ограничениях, между ними есть весьма существенные концептуальные различия (например, для методов Монте-Карло типичны исследования, когда данные наблюдений вообще не используются, чтобы смоделировать вероятностный процесс).

Процедуры ресамплинга не требуют никакой априорной информации о законе распределения изучаемой случайной величины и в этом смысле могут рассматриваться как непараметрические. Они выполняют обработку различных фрагментов исходного массива эмпирических данных, как бы поворачивая их «разными гранями» и сопоставляя полученные таким образом результаты. Вопрос о полной корректности такого приема остается открытым, но если признать его законным, то асимптотические достоинства ресамплинга по сравнению с классическими параметрическими тестами становятся очевидными. Значения параметров, построенных по размноженным подвыборкам, строго говоря, не являются независимыми, однако при увеличении  $n$  с ресамплированными значениями статистик можно обращаться как с независимыми случайными величинами.

## 2. Уточнение выборочных параметров и построение доверительных интервалов

Фундаментальной проблемой статистики является получение наиболее корректной оценки **параметров** выборочного распределения. Пусть дана выборка  $x_1, x_2, \dots, x_n$  и предполагается, что это – набор независимых и одинаково распределенных реализаций случайной величины, извлеченных из генеральной совокупности  $X$ . Задача заключается в изучении свойств некоторой статистики  $f_n(x_1, x_2, \dots, x_n)$ , которую мы трактуем как выборочную оценку произвольного параметра распределения  $X$ . Обычно мы имеем некоторый сдвиг  $b = E(q - )$  вычисленного значения параметра относительно его истинной величины  $q$ , который вызывается многими причинами. Во-первых, выборочные значения имеют погрешность измерений, во-вторых, нет особенных гарантий, что выборка состоит из независимых и случайных значений, и, наконец, при оценке параметра мы обычно задаемся какими-то предположениями о законе распределения  $X$ .

Например, в случае нормального распределения  $X$  оценкой меры положения случайной величины является арифметическое среднее, а несмещенной оценкой дисперсии  $s^2$  – квадрат стандартного отклонения  $s^2$ . Однако так ли это на самом деле и справедливы ли наши исходные допущения? Один из способов проверить вычисления заключается в том, чтобы извлекать из нашей генеральной совокупности все новые и новые повторные выборки, пересчитывать на этой основе оценки параметров и анализировать дрейф. Бутстреп предоставляет более экономный способ, позволяющий обойтись без дополнительных измерений, а построить, например, доверительные интервалы анализируемой статистики на основе разброса значений анализируемого показателя, полученного в процессе имитации.

Предположим, что требуется оценить среднее число видов макрозообентоса в одной пробе из р. Байтуган по 40 выполненным измерениям. Выполним 5000 итераций бутстрепа и для каждой сгенерированной псевдовыборки вычислим частные значения среднего и стандартного отклонения. На основе этих имитированных данных по восстановленной гистограмме частотного распределения (рис. 1) легко вычислить улучшенные бутстрепом общие значения среднего и стандартного отклонения, а также найти граничные значения точечного богатства видов при 95%-й доверительной вероятности, не используя при этом предположений о нормальном характере распределения исходных данных. Если для этой выборки рассчитать средние и их доверительные интервалы обычным способом по известным формулам, то полученные значения почти совпадают с бутстрепированными, поскольку анализируемый ряд достаточно гладок и симметричен.

Проанализируем, однако, значения другого ряда – численности *Chironomus salinarius* в 43 пробах, где этот вид был обнаружен (в скобках – частоты значений):

5 (2); 8; 10 (3); 19; 20 (3); 30; 40; 42; 50 (6); 65 (2); 80 (3); 100 (2); 133; 200; 250; 300;  
430; 440; 480; 800; 880; 2400; 3020; 3360; 5200; 6200; 7000; 9000; 19000.

В этом случае (рис. 2) коррекция параметров, выполненная бутстрепом, по сравнению со

значениями, полученными по обычным формулам, дает весьма существенный эффект: среднее оказывается около 2000 экз./м<sup>2</sup> вместо 1400, а верхняя граница доверительного интервала становится 3700 экз./м<sup>2</sup> вместо 2500.

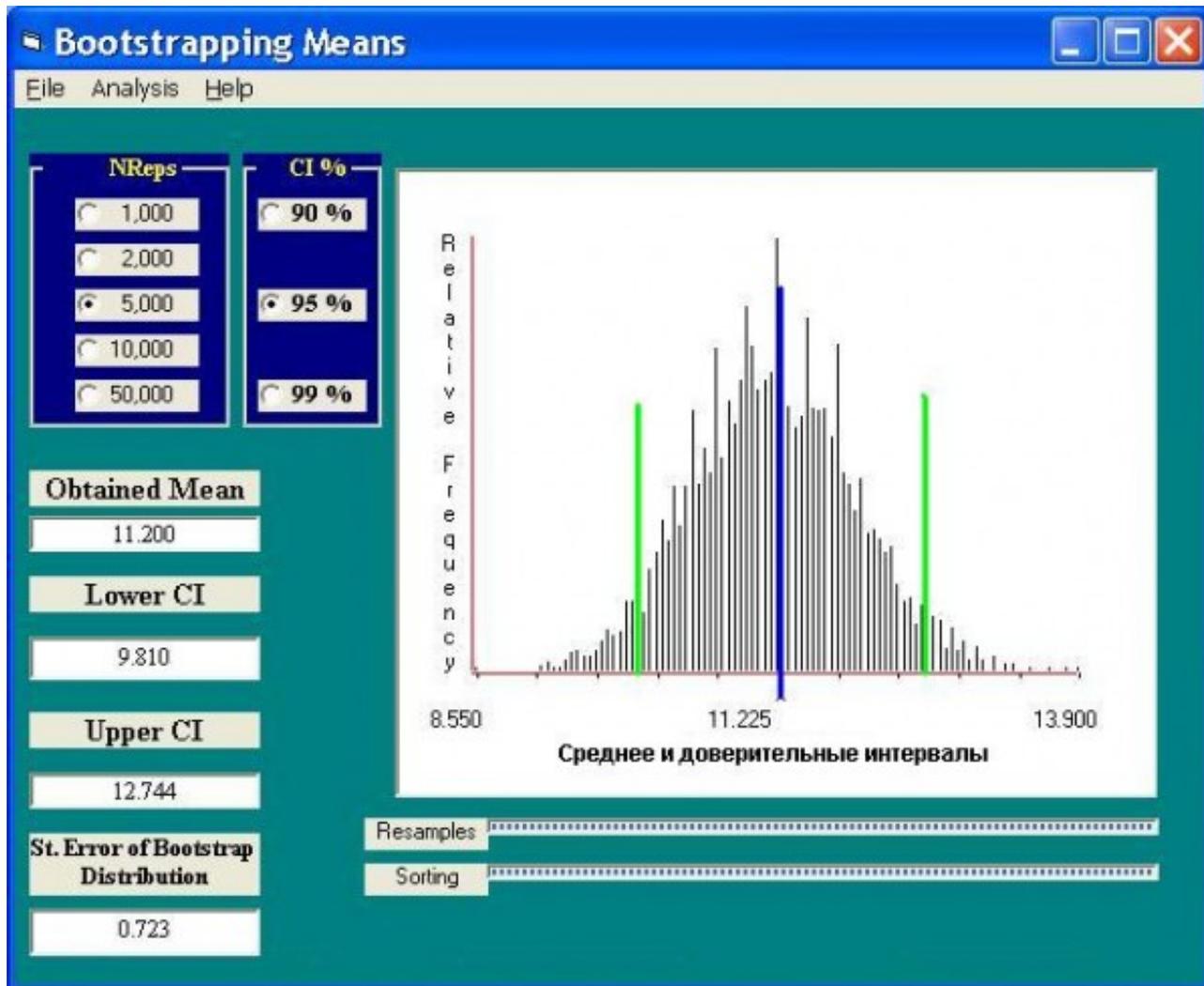


Рис. 1. Моделирование параметров распределения числа видов в пробах бентоса с использованием модуля Resampling Procedures 1.3 (Howell, 2001). Здесь и далее на рис. 2–7: NReps – число генерируемых псевдовыборок; CI – доверительная вероятность; Obtained Mean – среднее, скорректированное бутстреп-методом (линия синего цвета); Lower и Upper CI – соответственно нижняя и верхняя границы доверительного интервала (зеленые линии); St. Error of Bootstrap Distribution – стандартное бутстрепированное отклонение.

Fig. 1. The simulation of the count species distribution parameters at the bentos samples by the bootstrep-method using the module Resampling Procedures 1.3 (Howell, 2001)

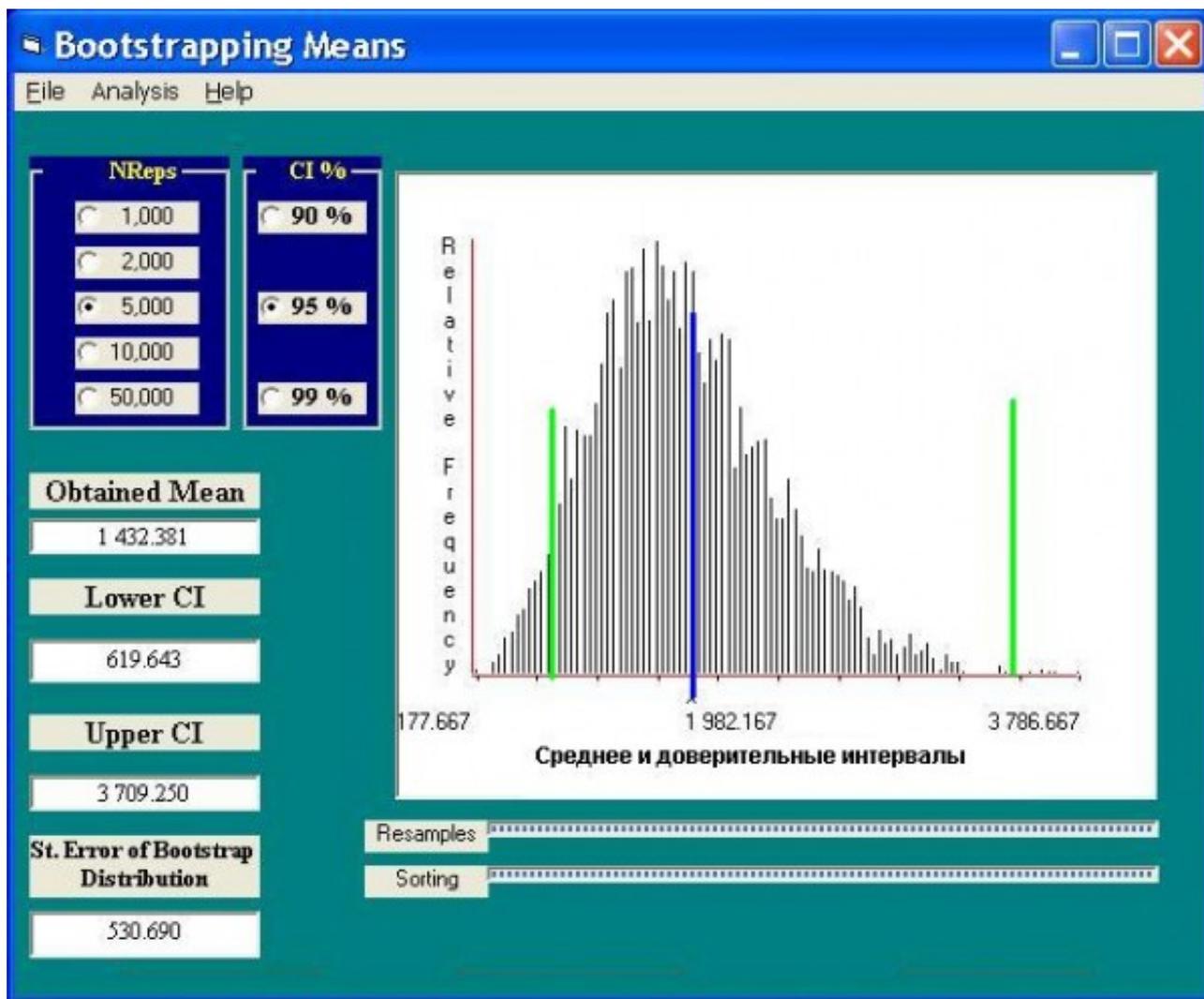


Рис. 2. Моделирование параметров распределения оценок численности *Chironomus salinarius* бутстреп-методом

Fig. 2. The simulation of the estimations of *Chironomus salinarius* abundance distribution parameters by the bootstrap-method

С помощью бутстрепа можно делать то, что не всегда под силу обычным параметрическим методам. Например, для асимметричных выборок часто предлагают использовать медиану в качестве оценки меры положения случайной величины вместо математического ожидания. Если распределение данных близко к нормальному, то стандартную ошибку медианы можно приближенно оценить по

формуле  $\sigma_{med} = 1.253 \sigma / \sqrt{n}$ , т. е. считается, что она на 25% больше, чем для ошибки среднего  $s$ . При существенных отклонениях от нормальности ошибку медианы или моды обычными способами рассчитать трудно из-за отсутствия повторностей выборок.

Бутстреп-метод позволяет сгенерировать из исходной выборки 5000 псевдомедиан и можно легко рассчитать и стандартную ошибку медианы, и ее доверительные интервалы. Например, для той же численности *Chironomus salinarius* значение медианы равно 80, что, кстати, значительно меньше среднего арифметического, а нижняя граница доверительного интервала вообще «вылетает» в отрицательную область (рис. 3). Еще более парадоксальные результаты можно получить, если добавить к представленной выборке пять сотен значащих нулей, т. е. те пробы, в которых *Chironomus salinarius* вообще не встретился. Так что с огорчением следует признать, что за 200 лет гидробиологии не удалось договориться о том, что считать за параметр центра выборочного распределения популяционной плотности.

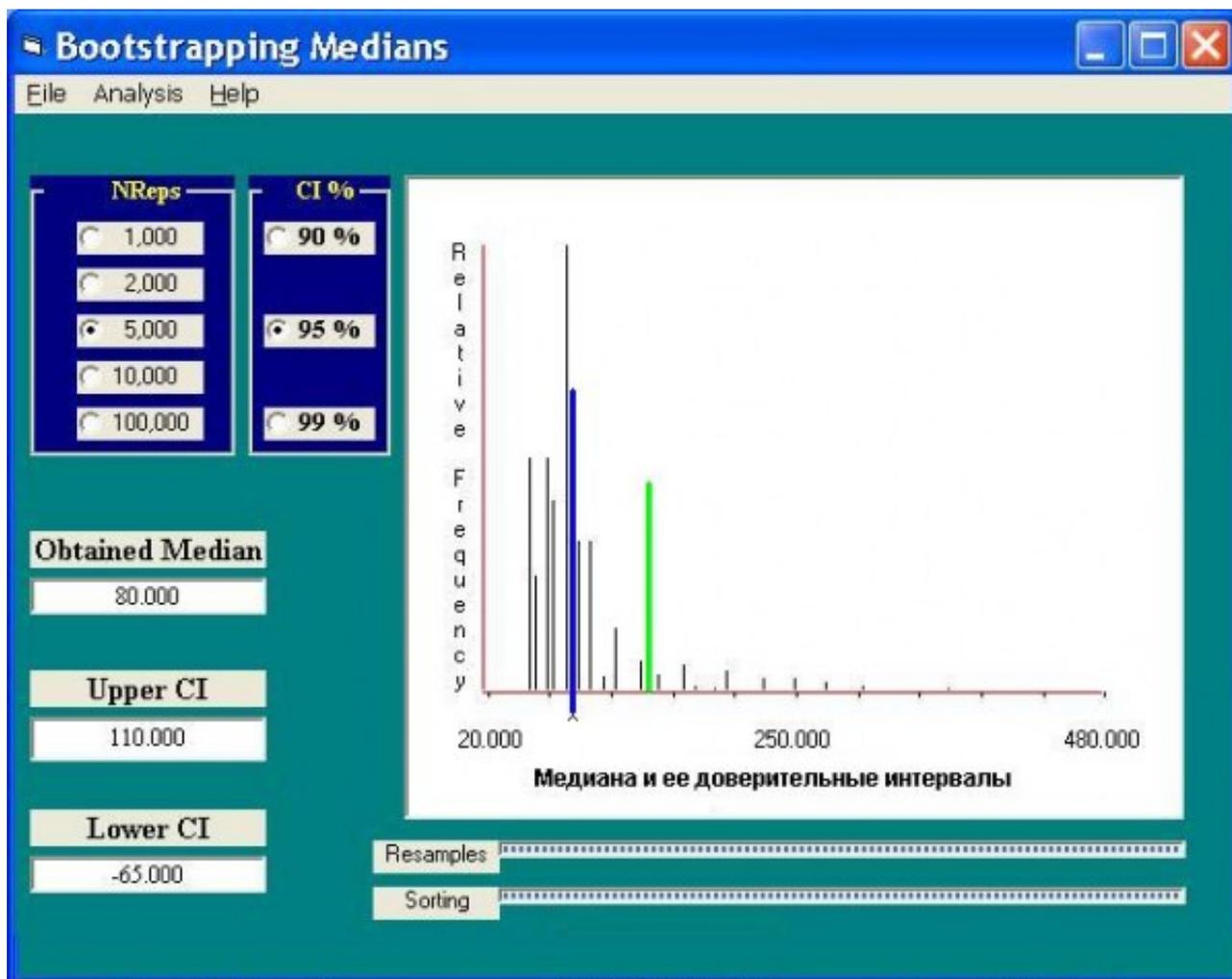


Рис. 3. Расчет доверительных интервалов медианы численностей *Chironomus salinarius* бутстреп-методом

Fig. 3. The calculation of the median abundance *Chironomus salinarius* confidential intervals by the bootstrep-method

Важное место в экологических исследованиях занимают индексы, основанные на аддитивных вкладах совокупности видов, образующих сообщество (индекс видового разнообразия Шеннона, индекс Симпсона и т. д.). Естественно, что сравнение экологических объектов с использованием таких индексов должно проводиться с учетом доверительных интервалов: если, например, рассчитанные 95%-е доверительные области двух индексов Шеннона пересекаются, то нет оснований отклонять нулевую гипотезу, а биоразнообразие сопоставляемых сообществ не отличается между собой.

Предположим, что необходимо рассчитать  $W$ -статистику Кларка, оценивающую площадь между двумя кумулятивными кривыми обилия бентосных организмов:

$$W = \sum_{i=1}^S (Bc_i - Nc_i) / 50(S - 1)$$

где  $Bc_i$  и  $Nc_i$  – накопленные относительные значения биомассы и численности (%) для  $i$ -го рангу вида;  $S$  – число видов. Если  $W > 0$ , то кумулятивная кривая биомассы располагается выше кривой численности, что, согласно ABC-методу Р.Уорвика (Abundance/Biomass Comparisons – см. публикации Warwick and Clarke, 1986-1992 гг.), является признаком устойчиво развивающегося сообщества. Отрицательное значение  $W$ -статистики свидетельствует о доминировании в сообществе  $r$ -стратегов и вероятности стрессового воздействия. Ниже представлен фрагмент списка видов макрозообентоса для расчета величины  $W$  по результатам гидробиологической съемки на р. Камышла:

	Виды	$B_c$	$N_c$	$B_c - N_c$
1	<i>Limnodrilus sp.</i>	98.79	74.02	24.77
2	<i>Tubifex tubifex</i>	93.29	82.41	10.88
3	<i>Micropsectra gr.praecox</i>	97.64	93.44	4.20
4	<i>Limnodrilus hoffmeisteri</i>	98.49	95.13	3.35
	...			
33	<i>Tipula luna</i>	91.02	98.80	-7.77
34	<i>Dicranota sp</i>	88.04	97.33	-9.29
35	<i>Pseudodiamesa branickii</i>	76.76	90.10	-13.34
				18.48
				$W = 0.011$

Оценку стандартных ошибок и 95%-х доверительных интервалов  $W$  можно провести бутстреп-методом. Для этого многократно (например, 500 раз) случайным образом с возвращением формируются псевдовыборки из  $S$  видов, т. е. на каждой итерации некоторые виды могут отсутствовать, а другие – повторяться два раза или более. Для каждой случайной комбинации видов рассчитывается значение тестируемого показателя и восстанавливается неизвестное статистическое распределение значений  $W$  для анализируемого водотока. Будем использовать для расчетов модули *forams* и *bootstrap* для статистической среды R и в результате получим стандартную ошибку  $s_w = 0.0202$  и доверительные границы показателя от  $-0.029$  до  $0.05$ . Для р. Сосновка значение  $W = 0.07 \pm 0.039$  (доверительные границы от  $-0.004$  до  $0.148$ ) и нет оснований полагать, что эти водотоки отличаются по уровню доминирования видов с  $r$ -стратегией, поскольку их 95%-е доверительные интервалы пересекаются. Та же методика может быть использована, например, при сравнении видового разнообразия объектов по индексу Шеннона.

### 3. Проверка статистических гипотез с использованием рандомизации

Основной задачей анализа экологических данных является поиск ответов на ключевые вопросы: отличаются ли между собой две выборки или несколько выборок, является ли статистически значимым группировочный фактор, имеется ли корреляционная связь между изучаемыми переменными и т. д. Эти задачи сводятся к оценке  **$p$ -значения**, «которое является условной вероятностью получить наблюдаемое значение  $t_{obs}$  статистики некоего критерия  $T$  (и все остальные еще менее вероятные значения этой статистики) при условии, что верна нулевая гипотеза  $H_0$ » (Хромов-Борисов, 2011). Например, если необходимо оценить, насколько значимо различие средних в двух полученных выборках, рекомендуется вычислить  $z$ -критерий или  $t$ -статистику Стьюдента и определить соответствующее им значение вероятности  $p$ . Если ее величина меньше, предположим, одной тысячной, то нет веских оснований предполагать, что выборки взяты из одной генеральной совокупности. В случае, если величина вероятности  $p$  больше  $0.05$ , то нельзя утверждать без серьезного риска ошибиться, что обе выборки отличаются между собой.

Параметрические тесты, использующие популярные статистические критерии ( $t$ ,  $z$ ,  $F$  и проч.), оценивают не то, насколько близки сами данные в сопоставляемых вариационных рядах, а равны ли их отдельные выборочные параметры. Например, если нужно сравнить две группы наблюдений при разных уровнях воздействия изучаемого фактора, то оценка отличий выборок фактически сводится к сравнению их средних (что не вполне одно и то же): т. е. формулируется гипотеза  $H_0: m_1 = m_2$  и с помощью  $t$ -критерия делается частное заключение о равенстве центров распределения обеих групп. При использовании общепринятых непараметрических тестов (например, на основе критерия Манна-Уитни-Вилкоксона) анализ становится еще менее определенным и оперирует уже не со средними, а с такими трудно интерпретируемыми и не вполне точными понятиями, как «сдвиг местоположения». Важно отметить, что после того, как рассчитан выборочный критерий  $t_{obs}$ , исходная совокупность отстраняется от дальнейшей обработки и в оценке самого  $p$ -значения никакого участия не принимает.

Для того чтобы корректно применять параметрические критерии, необходимо задаться целым рядом предположений: например, что обе сравниваемые совокупности распределены по нормальному закону и у них одинаковая дисперсия. Только в этих условиях  $t$ -статистика имеет характерное стандартное распределение в условиях справедливости нулевой гипотезы, которое вырождается (т. е. уходит в область низких вероятностей), если эмпирические данные не соответствуют  $H_0$ . Приходится либо принимать на веру нормальность и гомоскедастичность выборок, либо проверять эти утверждения с использованием других статистических критериев.

Рандомизация основана на двух концепциях: а) **нуль-модели**, которая представляет собой образ (имитацию структуры) наблюдаемых данных, сформированный из предположения, что  $H_0$  верна, и б) **процесса Монте-Карло**, позволяющего восстановить плотность распределения оценок вероятности анализируемого критерия. Алгоритм выполнения рандомизационного теста (другой термин – «перестановка» или permutation) для схемы сравнения двух независимых выборок выглядит следующим образом:

1. Выбираем произвольную метрику  $T$ , позволяющую оценить статистическую значимость различий двух групп данных (для определенности будем использовать традиционную статистику

$$t = (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) / S_{\bar{X}}$$

Стьюдента

2. Вычисляем значение тестируемой статистической величины для исходных (эмпирических) данных, которую обозначим как  $t_{\text{obs}}$ .
3. Повторяем  $N$  раз следующие действия, где  $N$  – число, большее, чем 1000:

- объединяем данные из обеих выборок и перемешиваем их случайным образом;
- первые  $n_1$  наблюдений назначаем в первую группу, а остальные  $n_2$  наблюдения отправляем во вторую;

- вычисляем тестовую статистику  $t_{\text{ran}}$  для рандомизированных данных;
- если  $t_{\text{ran}} > t_{\text{obs}}$ , то увеличиваем на 1 счетчик  $S$  (т. е. используем односторонний тест).

1. Разделив значение  $S$  на  $N$ , получим относительную частоту, с которой метрика  $t_{\text{ran}}$  на рандомизированных данных превышает значение  $t_{\text{obs}}$  на данных, которые мы получили в эксперименте. Иными словами, вычисляем оценку вероятности  $p$  того, что случайная величина  $T$  примет значение, большее, чем  $t_{\text{obs}}$ . По традиции, если  $p > 0.05$ , то принимается нулевая гипотеза  $H_0$  об отсутствии значимых отличий исходных выборок от их нуль-модели по индексу  $T$ , а если  $p$  меньше задаваемого уровня значимости, то  $H_0$  отклоняется в пользу альтернативы.

Очевидно, что в ходе перестановок не меняется ни состав исходной таблицы, ни численность групп с разными уровнями воздействия, а только происходит беспорядочный обмен элементами данных между этими группами. Интересно, что вместо традиционного  $t$ -критерия можно использовать и иные меры, такие как разность между средними или даже среднее для первой выборки. Подчеркнем, что здесь не имеется в виду проверка гипотезы о различии между внутригрупповыми средними, а значение  $t$  используется просто как один из подходящих индексов, измеряющих «неодинаковость» выборок. Точно так же можно оценить различие дисперсий или коэффициентов вариаций, любых метрик сходства выборок и проч. Инвариантность теста относительно критерия  $T$  позволяет сделать приведенное выше определение более лаконичным: «*P-значение (или достигнутый уровень значимости) есть условная вероятность получить наблюдаемую совокупность данных при условии, что верна нулевая гипотеза  $H_0$* ».

Предположим, что необходимо выяснить, отличается ли точечное видовое разнообразие зообентоса для верхнего (51 проба) и нижнего (44 пробы) участков р. Сок. Сформируем две выборки из значений индекса Шеннона, рассчитанных для каждой пробы зообентоса, и найдем значение нормированной разности средних (т. е.  $t$ -статистики) между этими группами, равное 1.25. Сформируем еще 5000 пар псевдовыборок для таких групп, каждый раз случайно перемешивая исходные 95 индексов Шеннона, и получим возможное частотное распределение  $t$ -статистики при отсутствии различий между группами. Наше испытуемое значение расположено где-то внутри этого распределения (рис. 4), в частности, 1089 нуль-модельных комбинаций из 5000 превышают по абсолютной величине эмпирическую  $t$ -статистику. Следовательно,  $P$ -значение равно 0.2178, отклонять нулевую гипотезу нельзя и мы принимаем утверждение, что видовое разнообразие зообентоса в верхнем и нижнем течении р. Сок не отличается между собой. Еще раз подчеркнем, что в случае рандомизационного теста нет необходимости проверять предположения о нормальности распределения выборок и равенстве их дисперсий.

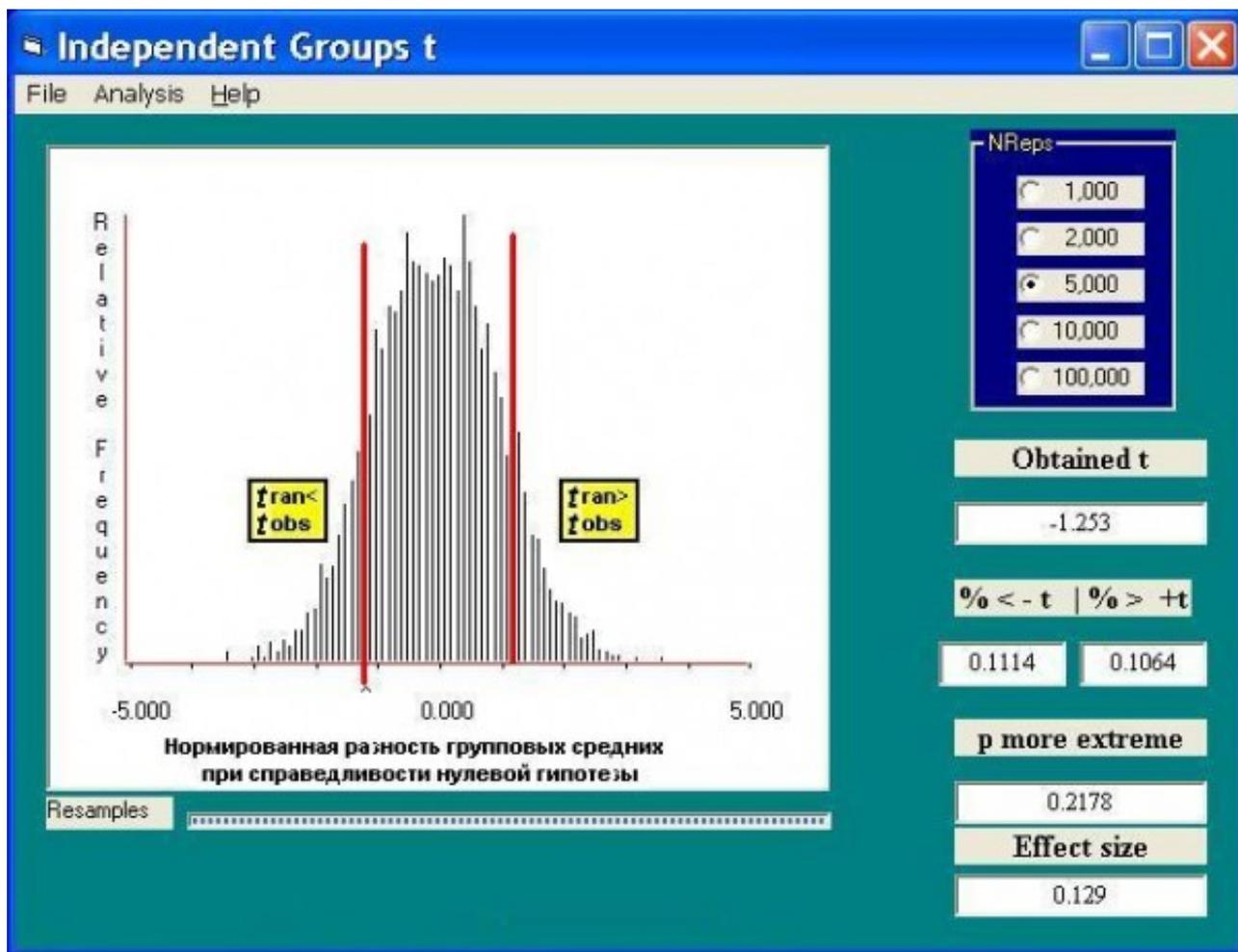


Рис. 4. Распределение  $t$ -статистики, оценивающей разность групповых средних индекса Шеннона при справедливости нулевой гипотезы. Красными линиями показано положение наблюдаемой  $t$ -статистики (Obtained  $t$ );  $P$  more extreme – вероятность превышения наблюдаемой статистики; Effect size – доля эффекта от группировки данных

Fig. 4. The  $t$ -statistics distribution estimating the index Shannon Distribution group averages assuming the justice of the null-hypothesis

Аналогичные расчеты для р. Чапаевка показывают, что видовое разнообразие в верхнем течении значительно превышает этот показатель в нижнем течении. В результате 5000 перестановок 244 значений индекса Шеннона между двумя группами не нашлось ни одной такой комбинации, чтобы различия оказались бы больше, чем в реальных данных, а эмпирическая  $t$ -статистика расположилась далеко за пределами нуль-модельного распределения.

Возможна и другая схема сравнения двух групп по их медианной разности. Медиана индексов Шеннона для верхнего течения р. Чапаевки – 2.45, для нижнего – 1.6, а медианная разность групп – 0.85 (рис. 5). Случайным образом переставляя значения между группами, рассчитаем доверительные интервалы межгрупповой разности медиан при условии справедливости нулевой гипотезы. Очевидно, что эмпирическая разность медиан выходит далеко за пределы этих доверительных интервалов ( $\pm 0.33$ ), следовательно, нулевая гипотеза и здесь может быть отвергнута.

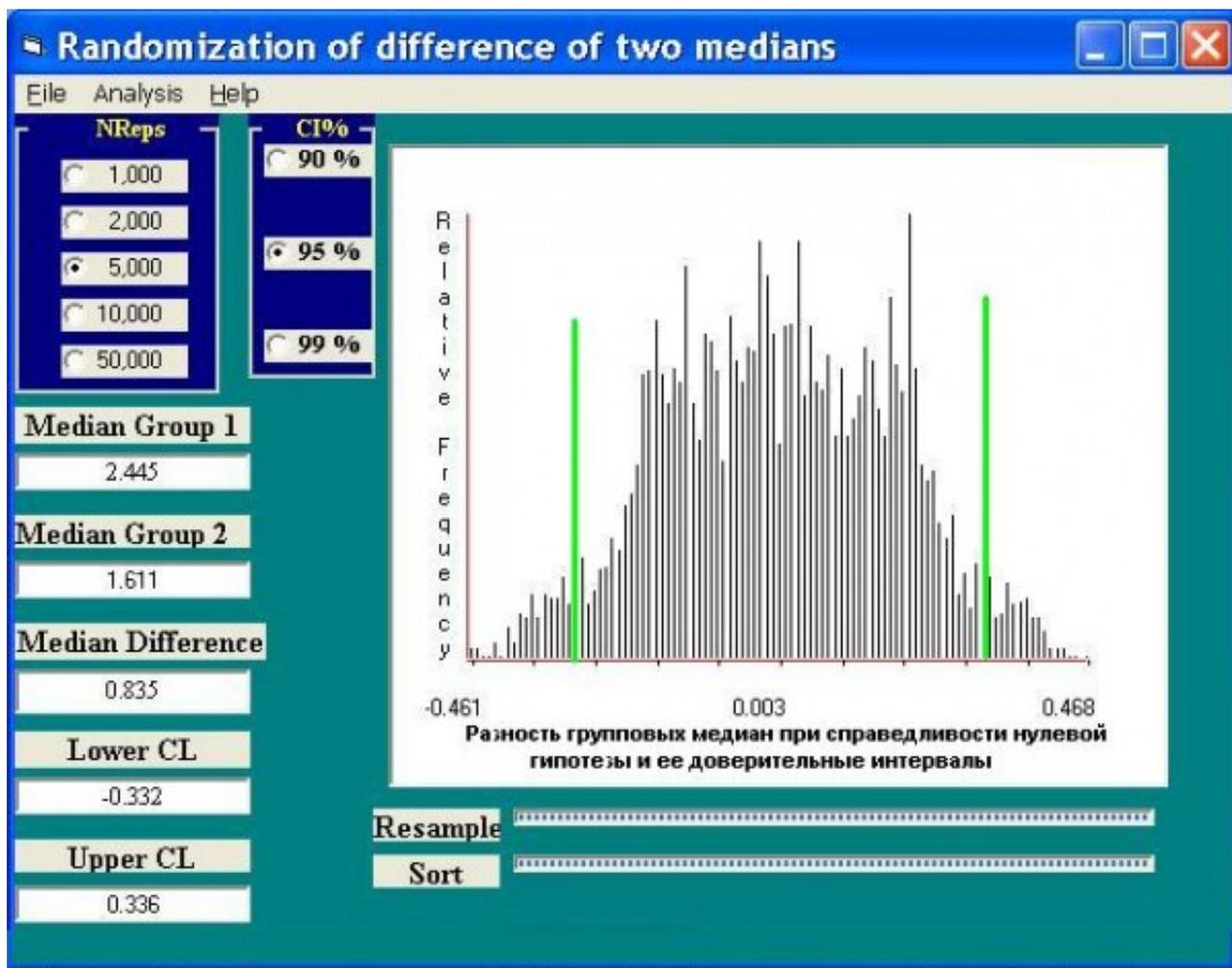


Рис. 5. Оценка доверительных интервалов медианной разности (Median Difference) двух выборок значений индекса Шеннона при справедливости нулевой гипотезы

Fig. 5. The estimation of confidential intervals differences medians of two samples of the index Shannon assuming the justice of the null-hypothesis

Легко также распространить рандомизационный тест для двух независимых групп на более общий случай однофакторного дисперсионного анализа при нескольких группах. Здесь уже нельзя использовать в качестве тестовой статистики сумму значений для первой группы, межгрупповую разность средних или  $t$ -значение. Чтобы принять во внимание различия средних для всех групп, в качестве эквивалентных статистик можно использовать сумму квадратов отклонений групповых средних от глобального среднего ( $SS_{\text{between}}$ ) или традиционную  $F$ -метрику. Во всех остальных деталях рандомизационная процедура имеет вполне знакомые черты.

Предположим, что нам необходимо оценить влияние минерализации воды на структуру липидов многоклеточной макроводоросли *Ulva intestinalis* (L.) Link (Chlorophyta). Сформируем три выборки из массовых долей (%) моногалактозилдиацилглицерола (МГДГ) по результатам анализа липидного состава в биологических пробах из малых рек Приэльтона с различной степенью минерализации: менее 10 г/л (15 проб), от 10 до 20 г/л (25 проб) и свыше 20 г/л (15 проб). На рис. 6 можно увидеть распределение вероятности значений  $F$ , где отмечено местоположение значения  $F = 3.233$  для эмпирических данных. Уровень значимости нулевой гипотезы  $p = 0.048$  мы нашли путем подсчета числа итераций ресамплинга с  $F$ , большим, чем 3.233. Подчеркнем, что нам не было никакой необходимости проверять при этом нормальность распределения или равенство дисперсий в группах. Воспользовавшись любой стандартной программой дисперсионного анализа, можно легко увидеть, что найденное нами  $p$ -значение хорошо согласуется с вероятностью, полученной из теоретического  $F$ -распределения с 2 и 53 степенями свободы (что, правда, далеко не всегда будет иметь место).

Аналогичный дисперсионный анализ влияния минерализации на содержание общей суммы

липидов в тканях *U. intestinalis* (мг/г сырой массы) в тех же условиях дал существенно более веские аргументы отклонить нулевую гипотезу: из 5000 нуль-модельных итераций не было получено ни одной комбинации, для которой имитируемая статистика превысила бы эмпирическое значение  $F = 14.39$  (т. е.  $p = 0$ ). Хотя постоянно подчеркивается, что  $p$ -значение не является «реальной и адекватной мерой статистической убедительности» (Хромов-Борисов, 2011) и их значения в разных опытах никогда не должны сравниваться, в рассмотренном случае можно предположить, что отмеченные сдвиги доли МГДГ, в первую очередь, являются «вторичным» следствием изменчивости общей массы липидов под влиянием минерализации.

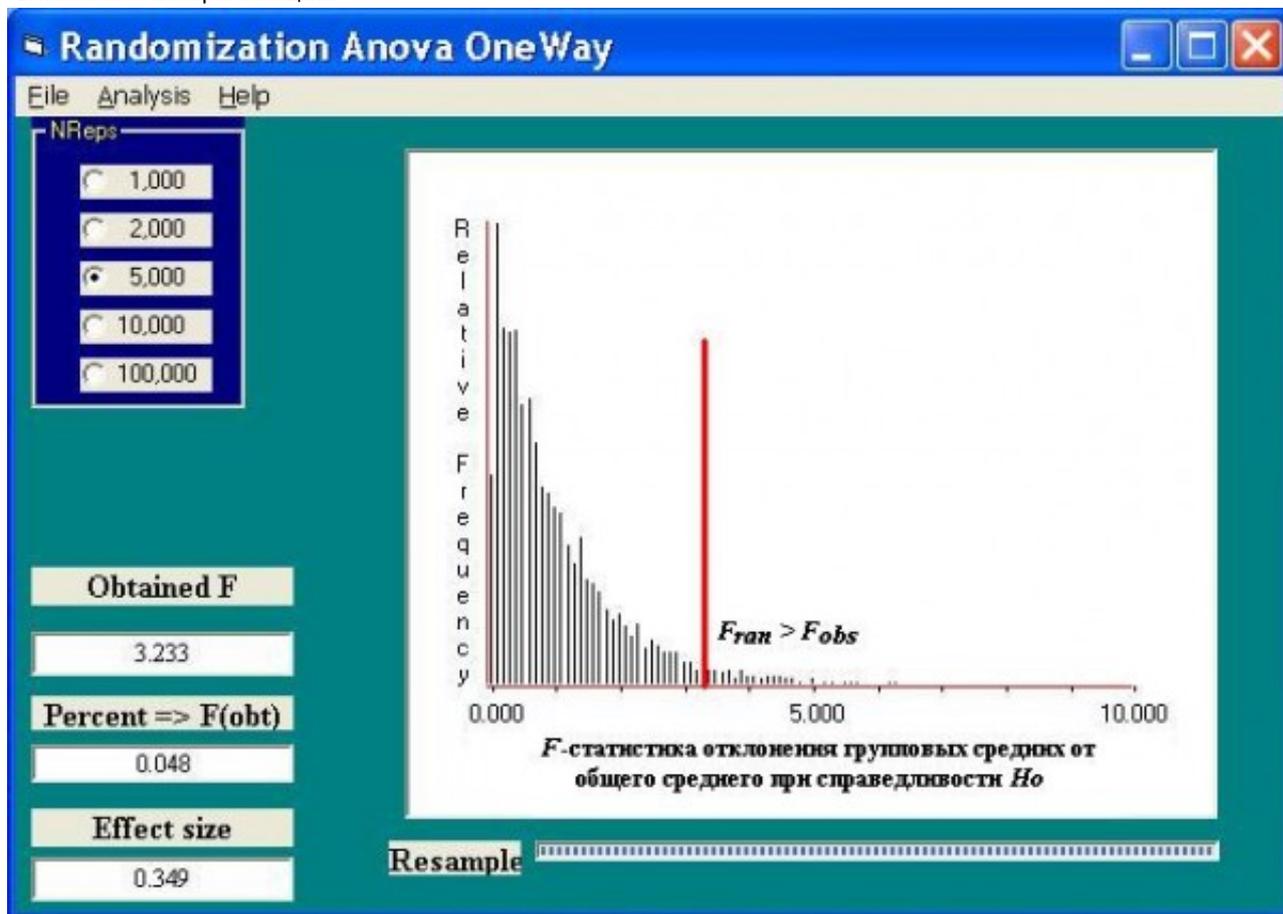


Рис. 6. Распределение  $F$ -статистики, полученное методом рандомизации, для оценки влияния фактора минерализации воды на содержание липида МГДГ в ульве

Fig. 6. The  $F$ -statistics distribution received by the method of randomization for the estimation of the water mineralization factor influence to the lipid MGDG maintenance in *Ulva*

Применение рандомизационной процедуры к оценке линейной связи двух переменных обычно сводится к тому, что проверяется нулевая гипотеза о равенстве нулю коэффициента корреляции  $r = 0$ . Предположим, что р. Сок на всем ее протяжении от истоков до устья разбита на 13 участков, и мы хотим проанализировать изменчивость видового состава. Рассчитаем коэффициент корреляции между значениями температуры воды, которая в данном случае олицетворяет продольный градиент реки, и долей *Diamesinae* + *Orthoclaadiinae* в общей численности зообентоса. Для начала вычисляем коэффициент корреляции для исходных данных (он равен  $-0.68$ ). Далее будем случайным образом перемешивать значения одной переменной относительно другой (например, температуру для участка 1 сцепим с долей диамезин для участка 7 и далее в таком же перетасованном беспорядке) и для каждой имитируемой выборки рассчитаем псевдо-коэффициент корреляции. Выполнив 5000 итераций, получим гистограмму распределения моделируемой статистики (рис. 7) при справедливости нулевой гипотезы и подсчитаем количество случаев, когда имитируемый коэффициент корреляции для рандомизированных комбинаций превысил аналогичное значение для исходной выборки.

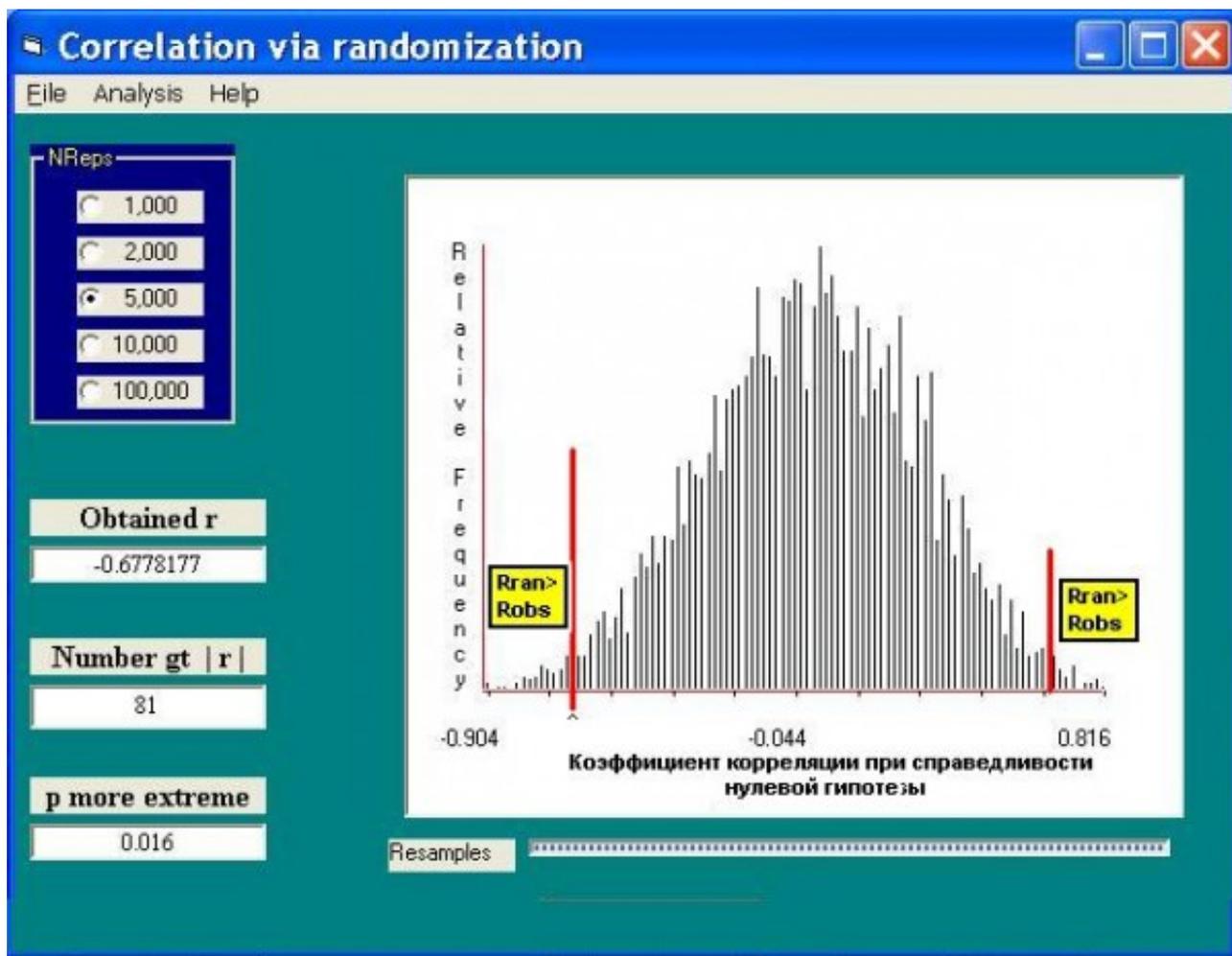


Рис. 7. Распределение коэффициента корреляции  $R$  между обилием Diamesinae + Orthoclaadiinae и температурой воды при нулевой гипотезе. Obtained  $R$  – значение  $R$  для исходных данных; Number gt  $|r|$  и  $p$  more extreme – соответственно частота и вероятность превышения этого значения для рандомизированных данных

Fig. 7. The distribution of the correlation factor between Diamesinae+Orthoclaadiinae abundance and water temperature by the null-hypothesis

Поскольку каждый  $x$  был **беспорядочно** связан со значениями  $y$ , то ожидаемый коэффициент корреляции на рандомизированных данных (т. е. на нуль-модели) должен быть равен 0. И только в 81 случае из 5000 нуль-модельный коэффициент корреляции превысил расчетную корреляцию для реальных наблюдений. Это означает, что исходный комплект данных отличается от рандомизированных данных, полученных при условии справедливости нулевой гипотезы, причем вероятность ошибиться в этом нашем предположении менее 1.6%. На этом основании увеличение доли диамезин по мере уменьшения температуры воды можно считать обоснованным.

#### 4. Рандомизационные тесты для анализа видовой структуры сообществ

Поскольку коэффициент корреляции является одной из мер сходства таксономического состава местообитаний, описанную выше процедуру можно распространить на оценку любой другой метрики видового сходства (например, коэффициент Сьеренсена) или, в более общем случае, на статистический анализ закономерностей в видовой структуре сообществ. Поскольку «дьявол таится в деталях», рассмотрим нетривиальные особенности этой задачи на примерах.

Пусть в результате экологических наблюдений обнаружено  $s_a$  видов в сообществе  $a$  и  $s_b$  видов в сообществе  $b$ , из которых  $s_{ab}$  видов оказалось общими (подмножество  $c$ ). Определена также средняя популяционная плотность каждого вида  $i$  в этих подмножествах – соответственно  $N_a(i)$  и  $N_b(i)$ . Для оценки сходства видового состава двух биотопов  $a$  и  $b$  обычно используются две формы индекса

Съеренсена-Чекановского:

$$L_I = \frac{2c}{(a+b+2c)} = \frac{2s_{ab}}{s_a + s_b}$$

° качественную  $s_{ab}$ , основанную на бинарной шкале присутствия (1) или отсутствия (0) вида в сообществе (т. е. их инцидентности - incidence);

$$L_R = \frac{2 \sum_{i=1}^{s_{ab}} \min[ N_a(i), N_b(i) ]}{\sum_{i=1}^{s_a} N_a(i) + \sum_{i=1}^{s_b} N_b(i)}$$

° количественную  $s_a, s_b$ , использующую показатели обилия особей, (другие наименования этого индекса - мера сходства Ренконена, индекс Штейнгауза, процентная разность Брея-Кертиса и проч.).

При анализе индексов сходства могут быть использованы две следующие схемы рандомизации:

° обмен элементами выборок при перемешивании может происходить как между отдельными видами, так и между обоими сообществами, что соответствует нуль-модели без ограничений на рандомизацию;

° данные переставляются только в пределах каждого сообщества между отдельными его видами, т. е. значения  $s_a, s_b$  или суммарное обилие сравниваемых биотопов остаются в ходе пермутаций неизменными (нуль-модель с ограничениями на рандомизацию).

Тип перемешиваемых данных для реализации алгоритма роли не играет: это могут быть бинарные признаки наличия/отсутствия видов (1/0), прологарифмированные численности или частоты встречаемости видов в пробах. Для каждой пермутации вычисляется модельное значение индекса, в результате чего восстанавливается его распределение при справедливости нулевой гипотезы. На основании этого можно оценить статистическую значимость отличия реальных суперпозиций видового состава двух сообществ от случайных композиций, извлеченных из некоторого общего «резервуара» видов.

Ранее мы уже выясняли с использованием рандомизационного теста, отличается ли видовое разнообразие по Шеннону для донных сообществ верхнего (в 51 пробе было обнаружено  $s_a = 190$  видов) и нижнего ( $s_b = 174$  вида в 44 пробах) участков р. Сок. Всего в реке было обнаружено 276 видов и таксонов макрозообентоса, т. е. 88 видов было найдено одновременно на обоих участках. Вычисленные значения индекса Съеренсена-Чекановского (%) для исходных выборок ( $L_{obs}$ ) и найденные в процессе 1000 итераций рандомизации ( $L_{ran}$ ), а также стандартное отклонение ( $s_{ran}$ ), нижняя и верхняя границы 95%-х доверительных интервалов для  $L_{ran}$  представлены в табл. 1.

Таблица 1. Статистический анализ индекса сходства биотопов по Съеренсену-Чекановскому (ДИ - доверительный интервал)

Форма индекса	$L_{obs}$ по эмпирическим данным	Тип нуль-модели	Средний $L_{ran}$ из 1000 итераций	Стандартное отклонение $s_{ran}$	Нижний уровень 95%-го ДИ	Верхний уровень 95%-го ДИ
Качественная $L_I$	48.35	без ограничений	65.93	2.01	62.01	69.86
		с	65.84	2.08	61.76	69.92
$L_R$	42.99	без ограничений	30.51	2.28	26.03	34.99
		с	30.44	2.26	26.01	34.88

Рандомизация дает оценку не самого выборочного параметра, а его имитационной модели при

условии справедливости нулевой гипотезы (т. е. для случайных композиций видов и отсутствия влияния изучаемого фактора). Поскольку индекс Сьеренсена  $L_{I_{obs}}$  для эмпирических бинарных данных в рассматриваемом случае существенно меньше (48%), чем нуль-модельное значение  $L_{I_{ran}}$  (66%), то это свидетельствует о том, что различие двух списков видов больше (а сходство меньше), чем при случайном назначении видов, например, с помощью мешочка с бочонками лото. Следовательно, влияние экологических условий реки в верхнем и нижнем течении статистически значимо и это может быть объяснено продольным градиентом или особенностями речного континуума. Если бы мы имели значение эмпирического индекса сходства более 70%, то мы могли бы с уверенностью сказать, что видовой состав макрозообентоса в верховьях и в низовьях один и тот же, т. е. река представляет единое сообщество. Индекс Сьеренсена  $L_{I_{obs}}$  в диапазоне доверительных интервалов  $L_{I_{ran}}$  от 62 до 70% свидетельствует о **нейтральности** донного сообщества, в котором представленность видов подчинена случайным флуктуациям в однородных условиях среды, а взаимодействия между видами отсутствуют. При использовании меры Сьеренсена  $L_R$  для количественных данных нулевая гипотеза, по данным табл. 1, также отклоняется, поскольку корреляция популяционных плотностей видов в исходных выборках существенно выше, чем при случайном назначении. И здесь мы сталкиваемся с принципиально разной стратегией оценки видового сходства индексами этих двух типов (Шитиков и др., 2011). Индексы  $L_I$ , основанные на инцидентности, оценивают сходство по всему видовому составу, делая основной акцент на комплекс редких или трудно обнаруживаемых видов, встречающихся в единичных пробах с малой численностью (таких видов в р. Сок оказалось существенное большинство). Значения «количественных» индексов  $L_R$  почти целиком определяются различиями популяционной плотности небольшой (5–10% от общего видового состава) группы ведущих таксонов-доминантов. Кроме оценки доверительных интервалов индекса Сьеренсена  $L_{I_{ran}}$  методом рандомизации при случайных композициях видов (см. табл. 1), могут быть также построены доверительные границы и для самих эмпирических значений  $L_{I_{obs}}$ , но уже с применением бутстреп-метода (Chao et al., 2005). Так, 95%-я доверительная область значений для  $L_{I_{obs}}$  оценивается от 44.1 до 52.6%, а для  $L_{R_{obs}}$  – от 39.2 до 46.8%. Использование этих статистических параметров будет весьма полезно при сравнении взаимного сходства видовой структуры трех или более сообществ (все сообщества так или иначе сходны между собой, но некоторые пары оказываются «сходнее»). Необходимо отметить, что использование разных способов пермутации незначительно сказалось на результатах, полученных в табл. 1, поэтому основные положения рандомизационного теста выглядят вполне убедительными, если речь идет об анализе одномерных выборок. Однако для многомерного случая эта методология сталкивается с проблемой неопределенности выбора ограничений на рандомизацию, т. е. исследователю необходимо предварительно оценить степень «вольности», с которой будут перемешиваться данные, и задать механизм перестановок, адекватный поставленной задаче. Пусть мы имеем матрицу наблюдений  $\mathbf{X}$ , значениями которой  $X_{ij}$  ( $i = 1, 2, \dots, s; j = 1, 2, \dots, m$ ) являются признаки встречаемости  $s$  различных видов для каждого из  $m$  исследованных экологических объектов (участков рек, биотопов, местообитаний). Ограничимся также представлением данных в альтернативной шкале: 1 – наличие вида, 0 – его отсутствие. Зададимся целью проверить нулевую гипотезу о случайном характере формирования матрицы  $\mathbf{X}$ , т. е. между видами отсутствует какая-либо взаимосвязь (вероятность их совместного появления или взаимного исключения соответствует стохастическому процессу). Альтернативная гипотеза сводится к предположению, что метаструктура таблицы наблюдений определенным образом детерминирована и конфигурация ее отдельных фрагментов не может быть интерпретирована как случайность. Биологической причиной такой детерминированности могут быть как межвидовые взаимодействия (наличие конкуренции за пищевые ресурсы, отношения «хищник – жертва», кооперация или мутуализм), так и эффект пространственной неоднородности (Шитиков, Зинченко, 2011). Наиболее характерные типы структурной организации матрицы  $\mathbf{X}$  представлены на рис. 8.

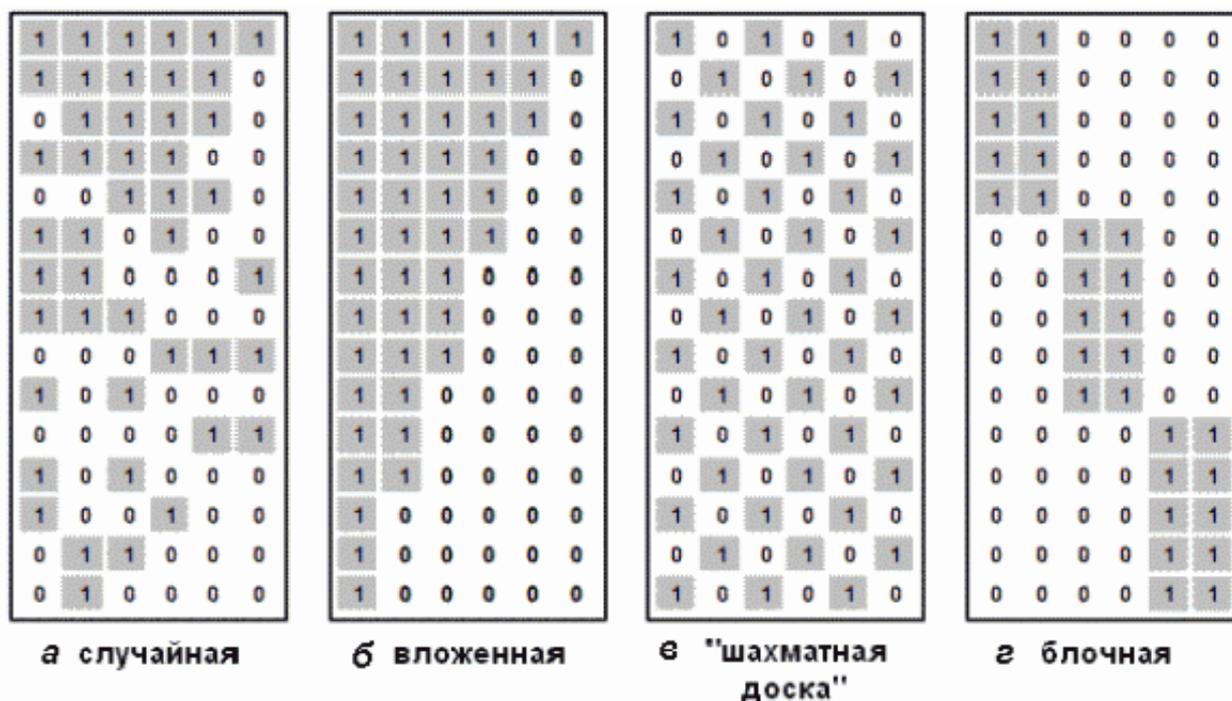


Рис. 8. Наиболее характерные типы структурной организации сообществ  
 Fig. 8. The most typical structural organizations of communities: (a) random, (b) nested, (c) checkerboard, (d) block

Рассмотрим одну из возможных метрик, которую мы будем использовать для проверки нулевой гипотезы. Если использовать известное положение теории вероятности о том, что общая суммарная дисперсия нескольких случайных величин равна сумме дисперсий каждой из них плюс удвоенная сумма ковариаций, то на основе данных в столбцах таблицы можно записать:

$$D(X) = \sum_{i=1}^s D(X_i) + 2 \sum_{i < j} D(X_i, X_j)$$

Компоненты разложения дисперсии в общем случае неизвестны, но могут быть рассчитаны по результатам наблюдений. Пусть выборочная оценка  $D(X_i)$

равна  $\sigma_i^2 = p_i(1 - p_i)$ , где  $p_i$  - средняя встречаемость  $i$ -го вида в обследованных объектах,  $p_i = n_i/n$ ,

$$\sigma_X^2 = \left( \sum_{i=1}^s (p_i - \bar{p}) \right) / s$$

а оценка  $D(X)$  общей дисперсии появления всех видов -  $\bar{p}$  - наблюдаемая средняя встречаемость одного вида в одном местообитании. Нулевая гипотеза ( $H_0$ ) об отсутствии сопряженности между видами справедлива, если сумма ковариаций  $D(X_i, X_j)$  равна нулю. Это будет верно, когда виды независимо распределены в таксономических композициях представленных биотопов, но также может иметь место, если положительные и отрицательные ковариации уравновешивают друг друга. Если проверять  $H_0$  против альтернативы, что есть чисто положительная или чисто отрицательная зависимость между видами, то, при справедливости  $H_0$ , имеет

$$E(\sigma_X^2 | p_1, p_2, \dots, p_s) = \sum_{i=1}^s \sigma_i^2$$

место отношение . Следовательно, дисперсионное отношение Шлютера

$$V = \sigma_X^2 / \sum_{i=1}^s \sigma_i^2$$

может служить обобщенным «индексом взаимозависимости» видов в матрице наблюдений (Schluter, 1984). Если  $H_0$  верна, то ожидаемое значение  $V = 1$ . Значение  $V$ , большее или меньшее 1, указывает, что между видами в местообитаниях есть статистическое положительное или отрицательное взаимодействие. Термин «статистическое» употреблен нами, чтобы подчеркнуть частный характер таких связей: например, на фоне нейтральных взаимоотношений между

большинством видов может оказаться одна или несколько пар видов-«антагонистов», редко встречающихся совместно. Если предположить, что для эмпирических данных справедлива центральная предельная теорема, то при достаточно больших значениях  $m$  и  $s$  последовательности  $p_i$  можно интерпретировать как независимые случайные величины, приблизительно распределенные по нормальному закону. Тогда индекс взаимозависимости показателей  $V$  при справедливости  $H_0$  будет иметь  $\chi^2$ -распределение с  $m$  степенями свободы, а критические значения для того, чтобы отклонить

нулевую гипотезу, определяются пределами табличных значений, например:  $\chi_{m, 0.05}^2 \leq mV \leq \chi_{m, 0.95}^2$ .

Однако предположения о нормальности распределения вероятностей появления видов привели к тому, что дисперсионный тест Шлютера в его оригинальной версии оказался чрезвычайно чувствителен к таксонам с высокой частотой и склонен к гипердиагностике взаимосвязи. Для решения этих проблем были разработаны имитационные процедуры рандомизации путем многократного случайного перемешивания матриц наблюдения (Gotelli, 2000). Анализ статистических закономерностей структурой организации сообществ можно также выполнять, не прибегая к теоретико-вероятностным представлениям. Например, индекс заполнения шахматной доски (Checkerboard score - Stone, Roberts,

1990), оценивает среднее число подматриц  $\begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 0 \end{bmatrix}$  и  $\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$  размерностью  $2 \times 2$  для произвольной

$$CS = \sum_{\bar{v}} (n_i - n_{\bar{v}})(n_j - n_{\bar{v}})$$

пары видов  $i$  и  $j$ ; , где  $n_i$  и  $n_j$  - частоты их встречаемости,  $n_{\bar{v}}$  - одновременная встречаемость каждой пары видов. Индекс изменяется в диапазоне от 0 до

$$\frac{2}{s(s-1)} \sum_{\bar{v}} n_i n_j$$

. Существует достаточно большой набор взглядов на способы конструирования алгоритмов рандомизации матриц, поэтому существенной проблемой статистического анализа статистик  $V$  и  $CS$  является выбор вычислительной процедуры генерации нуль-модели с теми или иными ограничениями на перебор. «Равновероятные» **EE** (Equiprobable) алгоритмы осуществляют перестановку значений в пределах исходной матрицы без каких-либо ограничений и сохраняют минимальное количество информации, содержащейся в исходных данных. В противоположность этому наименее «либеральная» дважды фиксированная модель **FF** (Fixed-Fixed) требует, чтобы общая встречаемость «единиц» в строках и столбцах нуль-матрицы соответствовала бы наблюдаемым значениям в эмпирической матрице. Комбинированная модель **EF** (Equiprobable-Fixed) сохраняет неизменным число видов для каждого объекта, но позволяет частотам появления признаков (т. е. общему количеству единиц в строках) изменяться беспорядочно и равновероятно. Модель **FE** (Fixed-Equiprobable) делает то же самое в отношении столбцов (т. е. объектов). Разработана также коллекция пропорциональных (Proportional) моделей **P**, которые в процессе перебора отдадут предпочтение тем или иным видам согласно вероятности их встречаемости, а также пропорционально абсолютным значениям их численности либо иным популяционным параметрам. В теоретическом плане становится все более ясным, что статистические тесты, которые используют полностью равновероятные нуль-модели **EE**, не вполне соответствуют практическому смыслу стохастичности (Gotelli, McGill, 2006). Идеальная нуль-модель должна обладать как хорошей мощностью идентифицировать истинные закономерности, если взаимосвязи между признаками имеют неслучайный характер, так и не обнаруживать статистической значимости эффекта в матрицах, где распределение показателей сгенерировано стохастическим процессом. Сформируем матрицу по данным 51 гидробиологической пробы, выполненных в разных точках верхнего течения р. Сок, в которых было обнаружено всего 190 видов донных организмов. Если в появлении этих видов есть определенная закономерность, то эмпирическая матрица **X** размером  $190 \times 51$  по выбранному критерию  $E$  статистически значимо отличается от нуль-модельных матриц, в которых комбинации видов хаотически перемешаны. Проверка

статистических гипотез ( $\alpha = 0.05$ ) проводилась с использованием  $Z$ -критерия  $Z = (E_{obs} - \hat{E}_{ran}) / SD_{ran}$

и на основе границ интервалов, соответствующих 95%-й доверительной вероятности. Приведенные в табл. 2 результаты показывают, что итоговые выводы в многомерном случае сильно зависят от принятых ограничений на рандомизацию и выбранной нуль-модели: для **EF**, **FE** и **EE** нулевая гипотеза об отсутствии межвидовых взаимодействий отклоняется, в то время как они принимаются

статистически незначимыми в некоторых случаях использования моделей **P** и **FF**.

Таблица 2. Статистический анализ двух индексов структурированности сообществ макрозообентоса р. Сок (ДИ – доверительный интервал)

Наименование тестовой статистики E	$E_{obs}$ по эмпирическим данным	Тип нуль-модели	Среднее $E_{ran}$ из 100 итераций			Нижний уровень 95%-го ДИ	Верхний уровень 95%-го ДИ
Заполнение шахматной доски (CS)	7.29	(P) Пропорционально частотам	6.44	0.19	4.45	6	6.78
		(FF)	7.22	0.04	1.51	7.15	7.32
		(FE)	7.67	0.04	-9.51	7.58	7.74
		(EF)	9.4	0.05	-45.08	9.3	9.49
		(EE) Равновесная модель	9.66	0.04	-61.08	9.58	9.72
		(P) Пропорционально частотам	8.59	0.79	-0.8	7.18	10.46
7.96	7.96	(FF)	7.96	0	0	7.96	7.96
		(FE)	8.05	0.01	-18.45	8.04	8.07
		(EF)	54.05	5.94	-7.75	44.17	67.81
		(EE) Равновесная модель	54.57	5.07	-9.19	45.07	63.3

Все представленные выше имитационные процедуры с различными схемами генерации нуль-моделей можно ранжировать в ряд по мере снижения ограничений на рандомизацию: **FF** > **P** > **(EF, FE)** > **EE**. В этом же направлении увеличивается уровень ошибки 1-го рода (т. е. анализ становится менее консервативным) и нулевая гипотеза будет отклоняться, даже если взаимосвязь между признаками выглядит весьма сомнительно. Однако в этом же ряду уменьшается ошибка 2-го рода (принятие ложной нулевой гипотезы), поэтому предпочтение часто отдается моделям типа **EF**. Согласно другим рекомендациям, в условиях пассивного формирования выборок более надежные результаты дают модели **FF** и **P**.

### Заключение

В каких случаях целесообразно применять ресамплинг, а в каких – другие обычные статистические методы? Если верны исходные предположения (например, о нормальности

распределения результатов наблюдений), то при достаточном числе испытаний Монте-Карло бутстреп-оценка параметров и р-значение, полученное при рандомизации, очень близки к классическим оценкам – см. примеры, связанные с рис. 1 и 6. Это дало повод высказать категорическое мнение о бесполезности бутстрепа: «там, где найдены методы анализа данных, в том или ином смысле близкие к оптимальным, бутстрепу делать нечего» (Орлов, 2002). Однако совпадение результатов или выводов является как раз свидетельством верности идеологии рандомизации и бутстрепа, а моделируемое распределение искомой статистики в ходе повторной генерации выборок добавляет к анализу наглядности и убедительности. Если же обрабатываются данные, статистические свойства которых недостаточно ясны, или мы имеем дело со сложными системами с нетривиальным характером взаимодействий, ресамплинг представляет собой ценный инструмент для изучения ситуации.

Еще раз подчеркнем фундаментальное различие между рандомизацией и бутстрепом: если рандомизационный тест применяется, чтобы оценить степень упорядоченности структуры данных или взаимосвязи между отдельными ее фрагментами, то бутстреп, или «складной нож», используется для получения наиболее корректной оценки параметров распределения случайной величины (среднего, медианы, дисперсии и т. д.). В частности, при подсчете обычной выборочной статистики (например, среднего) порядок следования элементов выборки не имеет значения, и каждая итерация перестановок будет возвращать одну и ту же величину, т. к. сами по себе данные в ходе пермутаций не изменяются. Возможность гибкой настройки и использование идей самоорганизации отличает бутстреп от метода «складного ножа» с его параметризованным и менее интенсивным вычислительным подходом. Вместе с тем алгоритмы *jackknife* нашли в экологии широкое применение для прогнозирования числа «невидимых» редких видов и экстраполяции видового богатства сообщества (см. обзор Шитикова и др., 2010), т. е. оценки того, сколько видов может быть обнаружено в исследуемой области, если количество выполненных проб будет увеличено, например, вдвое.

Вопрос о полной теоретической корректности методов ресамплинга остается открытым. Например, математики не пришли пока к единому мнению относительно таких проблем бутстрепа, как рецентрирование, эффективность корректировки смещения, процедуры построения доверительных интервалов и т. д. Нельзя не отметить низкую эффективность бутстрепа при недостаточной репрезентативности исходного массива наблюдений, когда начинают генерироваться сходные псевдовыборки с микроскопическим сдвигом корректируемого параметра. Есть много различных путей развития идей размножения выборок (Орлов, 2002), чтобы внести в переборную стохастику некоторое зерно детерминизма. Можно, например, по исходной выборке построить эмпирическую функцию распределения, а затем тем или иным образом от кусочно-постоянной функции перейти к непрерывной функции распределения, например соединив точки  $[x(i); i/n]$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$ , отрезками прямых. Другой вариант построения размноженных выборок – к исходным данным добавляются малые независимые одинаково распределенные погрешности (при таком подходе одновременно соединяются вместе идеи устойчивости и бутстрепа).

Не менее серьезные трудности начинаются, когда мы практически сталкиваемся с тонкостями отдельных ситуаций, чтобы корректно проверить статистическую гипотезу, качественно устранить сдвиг и/или скомпенсировать неустойчивость конкретного параметра. В значительной мере ресамплинг к настоящему времени представляет собой сборник «разнокалиберных» алгоритмов, статистические свойства которых по отношению к различным объектам данных являются недостаточно изученными. Это убедительно демонстрирует приведенный нами пример с неопределенностью выбора ограничений на рандомизацию при создании нуль-модели (см. табл. 2). Справедливости ради имеет смысл напомнить, что история широкого использования параметрических методов в статистике насчитывает полторы сотни лет, тогда как о ресамплинге всего 20 лет назад знали лишь узкие специалисты.

Главная трудность недостаточного практического использования процедур рандомизации и бутстрепа сводится к необходимости иметь необходимое программное обеспечение. Хотя сами методики расчета концептуально очень просты, тем не менее у вас должен быть доступный программный модуль, позволяющий осуществить генерацию повторных выборок. В частности, нам не удалось найти внятных возможностей использовать бутстреп-процедуры во многих важных пунктах анализа данных в необычайно, хотя и незаслуженно, популярном пакете Statistica 8.

Ф. Гуд (Good, 2006) в своем практическом руководстве по применению методов ресамплинга при анализе данных рассматривает два подхода:

- использование макроопределений статистических пакетов, таких как MatLab, SAS, Stats, а также непосредственное программирование в средах Visual Basic, C++, Delphi;
- использование программ, управляемых с помощью меню, таких как S-Plus, Stata, StatXact, SYSTAT

или Testimate.

В ряде случаев анализ реализуется комбинированным способом: через меню и с использованием системы команд, что является наиболее рациональным. Гуд приводит коллекцию избранных текстов модулей на языках C++ и SAS, список макросов обращений к внутренним компонентам в средах Eviews, MatLab, Resampling Stats, R, S-Plus, Stata, а также дает описание расширения Resampling Stats Excel Add-in.

Поскольку некоторые перечисленные программные комплексы весьма недешевы, рекомендуем обратить внимание на компактные версии очень удобных, бесплатных и «биологически ориентированных» программ, созданных усилиями следующих авторов:

- П. Ядвижчака (P. Jadwiczczack, <http://pjadw.tripod.com/>), который разработал превосходную программу RndomPro 3.14 с большими возможностями использования классических и современных методов статистики; этот пакет можно порекомендовать, в первую очередь, продвинутым пользователям, поскольку описание методов оформлено в виде ссылок на фундаментальную монографию Б. Манли (Manly, 2007);

- проф. Д. Хауэлла (D. Howell, <http://www.uvm.edu/~dhowell/StatPages/Resampling/>), который уже был представлен выше вместе с его программой Resampling Procedures;

- Б. Рипли (B. D. Ripley), К. Халворсена (K. Halvorsen), А. Канти (A. J. Canty) и других разработчиков пакетов для бесплатной статистической среды R ([www.r-project.org](http://www.r-project.org)), с помощью которой, если взять на себя труд разобраться в достаточно простом макроязыке, можно делать буквально все мыслимые статистические вычисления в биологии;

- Ф. Хаммера и др. (Ø. Hammer, D. Harper, P. Ryan, <http://folk.uio.no/ohammer/past>), разработавших прекрасный набор разнообразных статистических функций для анализа палеонтологических (читай – «экологических») данных PAST, где активно представлено уточнение выборочных параметров бутструп-методом. Весьма полезными для освоения ресамплинга могут быть материалы сайта «Resampling Stats» (<http://www.resample.com>), который поддерживается Дж. Саймоном и П. Брюсом (J. Simon and P. Bruce), где можно найти книги, статьи, учебные курсы, программные модули и ссылки на другие родственные сайты.

Возможности использования методов ресамплинга выходят далеко за рамки примеров, представленных выше. Точно также неисчерпаемы и конкретные проблемы количественной гидроэкологии, которые можно обосновать с использованием этих методов. Здесь можно отметить различные версии многомерного дисперсионного анализа, подбор наилучшей регрессии, анализ таблиц сопряженности, построение иерархических деревьев и т. д. Описание этих методов детально представлено в приведенных литературных источниках.

## Библиография

Анатольев С. Основы бутстрапирования // Квантиль. 2007. № 3. С. 1–12. URL: <http://quantile.ru/03/N3.htm> (дата обращения: 29.12.2011).

Мостеллер Ф., Тьюки Дж. Анализ данных и регрессия. М: Финансы и статистика, 1982. Вып. 1. 320 с.

Орлов А. И. Эконометрика. М.: Экзамен, 2002. 576 с. URL: <http://orlovs.pp.ru> (дата обращения: 29.12.2011).

Хромов-Борисов Н. Н. Синдром статистической снисходительности или значение и назначение р-значения // Телеконференция по медицине, биологии и экологии, 2011. № 4. URL: <http://tele-conf.ru/aktualnyie-problemyi-tehnologicheskikh-izyiskaniy/3.html> (дата обращения: 29.12.2011).

Шитиков В. К., Зинченко Т. Д. Анализ статистических закономерностей организации видовой структуры донных речных сообществ // Журнал общей биологии. 2011. Т. 72. № 5. С. 355–368.

Шитиков В. К., Зинченко Т. Д., Абросимова Э. В. Непараметрические методы сравнительной оценки видового разнообразия речных сообществ макрозообентоса // Журнал общей биологии. 2010. Т. 71. № 3. С. 263–274.

Шитиков В. К., Зинченко Т. Д., Розенберг Г.С. Макроэкология речных сообществ: концепции, методы, модели. Тольятти: СамНЦ РАН, Кассандра, 2011. 255 с. URL: <http://www.ievbras.ru/ecostat/Kiril/Download/Maes.pdf> (дата обращения: 29.12.2011).

Шитиков В. К. Использование рандомизации и бутстрепа при обработке результатов экологических наблюдений // Принципы экологии. 2012. № 1. С. 4–24.

---

Шитиков В. К., Розенберг Г. С., Крамаренко С. С., Якимов В. Н. Современные подходы к статистическому анализу экспериментальных данных // Проблемы экологического эксперимента (Планирование и анализ наблюдений). Тольятти: СамНЦ РАН, Кассандра, 2008. С. 212–250. URL: <http://www.ievbras.ru/ecostat/Kiril/Download/Mepe.pdf> (дата обращения: 29.12.2011).

Эфрон Б. Нетрадиционные методы многомерного статистического анализа. М.: Финансы и статистика, 1988. 263 с.

Chao A., Chazdon R. L., Colwell R. K., Shen T. J. A new statistical approach for assessing similarity of species composition with incidence and abundance data // *Ecol. Letters*. 2005. Vol. 8. P. 148–159.

Chernick M. R. *Bootstrap methods, a practitioner's guide*. Wiley Series in Probability and Statistics, 1999. 369 p.

Chernick M.R., Fritis R. *Introductory biostatistics for the health sciences: modern applications including bootstrap*. Wiley Series in Probability and Statistics, 2003. 406 p.

Davison A. C., Hinkley D. V. *Bootstrap methods and their application*. Cambridge: Cambridge University Press, 2006. 592 p.

Edgington E. S. *Randomization tests*. N. Y.:Marcel Dekker, 1995. 341 p.

Efron B. Bootstrep methods. Another look at the Jacknife // *Ann. Statist.* 1979. № 7. P. 1–26.

Efron B., Tibshirani R. J. *An introduction to the bootstrap*. N. Y.: Chapman & Hall, 1993. 436 p.

Good P. *Permutation, parametric and bootstrap tests of hypotheses*. N.Y.: Springer, 2005. 315 p.

Good P. *Resampling Methods: a practical guide to data analysis*. N.Y.: Springer, 2006. 218 p.

Gotelli N. J. Null model analysis of species co-occurrence patterns // *Ecology*. 2000. Vol. 81. P. 2606–2621.

Gotelli N. J., McGill B. J. Null versus neutral models: what's the difference? // *Ecography*. 2006. Vol. 29. P. 793–800.

Howell D. *Resampling Statistics: Randomization and the Bootstrap*. URL: <http://www.uvm.edu/~dhowell/StatPages/Resampling/Resampling.html> (Last revised: 31.3.2007)

Lunneborg C. E. *Data analysis by resampling: Concepts and applications*. Pacific Grove, CA: Duxbury, 2000. 568 p.

Manly B. F. J. *Randomization, bootstrap and Monte Carlo methods in biology*. London: Chapman & Hall, 2007. 445 p.

Mooney C. Z., Duval R. D. *Bootstrapping. A nonparametric approach to statistical inference*. Sage,CA: University paper, 1993. 80 p.

Rubinstein R. Y., Kroese D. P. *Simulation and the Monte Carlo Method*. John Wiley & Sons, 2003. 336 p.

Simon J. L. *Resampling: the new statistics*. Arlington, Virginia: Resampling Stats, 1997. 209 p.

Schluter D. A variance test for detecting species associations, with some example applications // *Ecology*, 1984. Vol. 65. P. 998–1005.

Tukey J. W. Bias and confidence in not quite large samples // *Ann. Math. Statist.* 1958. Vol. 29. P. 614.

## Use of randomization and bootstrep at processing of result of ecological observations

**SHITIKOV**  
**Vladimir**

*Institute of Ecology of the Volga River Basin of the  
Russian Academy of Science, [stok1@list.ru](mailto:stok1@list.ru)*

**Keywords:**

ecological information  
resampling  
bootstrep  
randomization  
statistical parametres  
confidential interval  
test of hypotheses  
ecological communities  
species structure

**Summary:**

The basic ideas of methods resampling are considered and its advantages at data processing of ecological observations are shown. The concrete examples of using bootstrep and randomizations for statistical inference are given: constructions of confidential areas of sampling parameters and check of hypotheses. The procedures and the typical null-models which used for check of hypotheses about existence of nonrandom determinancy of the organisation of species structure of ecological communities are analyzed in details.



УДК 556.114.6:546.56(282.247.211)

## К вопросу о путях естественной миграции меди в Онежское озеро

**БЕЛКИНА**  
**Наталья Александровна** *Институт водных проблем Севера КарНЦ РАН,  
bel110863@mail.ru*

**ВАПИРОВ**  
**Владимир Васильевич** *Петрозаводский государственный университет,  
vapirov@petsu.ru*

**ЕФРЕМЕНКО**  
**Наталья Анатольевна** *Институт водных проблем Севера КарНЦ РАН,  
efremenko@nwpi.krc.karelia.ru*

**РОМАНОВА**  
**Татьяна Николаевна** *Петрозаводский государственный университет,  
romanova@petsu.ru*

### Ключевые слова:

медь  
миграция меди  
водные экосистемы

### Аннотация:

Исследованы особенности естественной миграции меди в Онежское озеро. Показано, что в условиях поверхностных вод медь присутствует в состоянии  $Cu(II)$  в ионном виде, формы ее миграции изменяются в зависимости от физико-химических характеристик среды. Основная доля меди поступает в водоем с речным стоком, доля атмосферных осадков и подземных вод в общем приходе меди невелика.

© 2012 Петрозаводский государственный университет

Получена: 20 декабря 2011 года

Опубликована: 25 ноября 2013 года

### Введение

Медь является одним из важных биогенных элементов, участвующих в различных биохимических процессах в растительных и животных организмах (Войнар, 1960; Удрис, Нейланд, 1990). Вместе с этим известна и высокая токсичность соединений меди, что определяет низкое значение ПДК этого элемента в воде (1мкг/л) (Левина, 1972; Антонович, 1999; Лужников, Суходулова, 2008). Биогеохимические процессы миграции меди в ландшафтах Карелии изучены недостаточно, что затрудняет комплексную оценку состояния экосистем региона. Пути поступления меди в водные экосистемы разнообразны и включают естественную и антропогенную миграцию данного элемента. Целью настоящего исследования является изучение путей естественной миграции меди в Онежское озеро. Онежское озеро – второе по величине в Европе и является не только уникальной водной экосистемой, но и объектом социального и стратегического значения. Это озеро служит источником питьевого, хозяйственно-бытового и промышленного водоснабжения территорий, на которых проживает более 50% населения республики Карелия. В соответствии с этим исследование элементного статуса данной экосистемы представляется особенно актуальным.

### Материалы

Исследовались водные пробы поверхностного горизонта Онежского озера и его основных притоков.

## Методы

Пробы воды стабилизировались концентрированной азотной кислотой до значения  $\text{pH} < 2,0$ . Определение концентрации меди проводилось методом атомно-абсорбционной спектроскопии с электротермической атомизацией (ААС ЭТА) на приборе AA6800 фирмы Шимадзу с графитовым атомизатором GFA-EX7 при аналитических условиях, рекомендованных фирмой – изготовителем прибора. Пробы воды без видимого осадка анализировались напрямую без какой-либо пробоподготовки.

При изучении различных форм металла в воде пробы непосредственно после отбора фильтровались через мембранный фильтр с диаметром пор 0,45 мкм. Фильтрат, содержащий растворенные формы меди, подкислялся концентрированной азотной кислотой до  $\text{pH} < 2,0$ . Фильтр, содержащий взвешенные формы, обрабатывался азотной кислотой (2N раствор) при нагревании. Валовое содержание металла определялось из нефилтрованной пробы после обработки ее концентрированной азотной кислотой с последующим упариванием почти досуха на водяной бане без кипения и доведением до исходного объема бидистиллированной водой. Полученные в результате этих процедур растворы анализировались ААС ЭТА.

## Результаты

Природными источниками поступления меди в Онежское озеро являются речные воды, атмосферные осадки, подземные воды и склоновый сток. Отметим, что в анализе естественной миграции меди не были учтены данные по склоновому стоку. Проведение данного расчета представляется не вполне реальным, вследствие большой площади озера, к тому же многие береговые зоны являются малодоступными. Существенной причиной исключения склонового стока из рассмотрения являются и недостаточные, а иногда и противоречивые, данные по содержанию меди в почвах региона.

Онежское озеро питают три больших реки (Водла, Шуя, Суна), а также ряд малых рек. В сумме это 1152 притока. В настоящей статье приводятся данные по содержанию меди только в устьях больших рек, которые вносят основной вклад в поступление меди в озеро, а также избирательно учтены данные по 16 малым рекам. В табл. 1 приведены средние значения концентраций меди в основных притоках Онежского озера.

Таблица 1. Концентрация меди в основных притоках Онежского озера (мкг/л)

Водла	Шуя	Суна	Другие реки
1,8 (0,6-3,0)	1,1 (0,6-1,6)	2,5 (1,2-2,9)	2,2 (0,4-8,9)

Из данных табл. 1 следует, что концентрация меди в основных притоках Онежского озера превышает ПДК. Это же относится и к малым рекам, впадающим в озеро. С учетом объемов годовых стоков рек в Онежское озеро ежегодно поступает более 30 т меди, что составляет более 2/3 от общего ее поступления в водоем.

Устья крупных рек характеризуются низким значением минерализации, сезонные колебания которой находятся в пределах 17–36 мг/л (Сабылина и др., 2010), что определяет очень низкое значение ионной силы раствора, равной  $10^{-4}$ – $10^{-3}$ .

Сезонные изменения  $\text{pH}$  колеблются в пределах одной единицы и составляют от 6,4 до 7,5. Величины Eh рассчитаны по соотношению ионных пар  $\text{NH}_4^+ / \text{NO}_3^-$  и составляют от 340 до 400 мВ. Физико-химические параметры водной среды позволяют рассчитать основные формы меди в этих водоемах.

Расчеты, проведенные на основе физико-химических параметров и термодинамических характеристик, показывают, что в условиях исследованных водоемов медь в основном присутствует в состоянии  $\text{Cu}(\text{II})$  в ионном виде. Соединения  $\text{Cu}(\text{I})$  составляют менее 0,1% и в расчет не принимались. Катионы  $\text{Cu}^{2+}$  в растворе не находятся в гетерогенном равновесии с нерастворимыми формами соединений этого элемента. Однако формы миграции меди в водотоках могут меняться в зависимости от физико-химических характеристик среды. Так, например, при увеличении  $\text{pH}$  следует ожидать уменьшения доли ионной формы и комплекса меди с гуматами и увеличения доли гидроксокомплексов и карбонатов.

Оценка поступления меди в Онежское озеро с атмосферными осадками проведена по периоду максимального осадконакопления (зимний период). Концентрация меди в снеге в пересчете на литр

талой воды составляет в зависимости от района от 0 до 17 мкг/л. С учетом количества атмосферных осадков, выпадающих на поверхность озера, 550 мм/год (Филатов, 2010), суммарное годовое поступление меди из атмосферы на акваторию водоема оценивается в пределах 2 т.

Среднерегиональная концентрация меди в подземных водах составляет 2,5 мкг/л. Вследствие небольшого объема подземных вод, непосредственно попадающих в озеро (0,14 км<sup>2</sup>), поступление меди с подземными водами не превышает 1 т (Бородулина, Мазухина, 2005). Необходимо также отметить принципиально иное распределение форм меди в подземных источниках по сравнению с реками. Низкие, порой отрицательные значения Eh обуславливают присутствие в качестве основной формы Cu (I). Так например, в скважине на берегу Уницкой губы при pH, равном 9,02, и Eh - 99 мВ массовая доля Cu (I) составляет более 60% от валового ее содержания.

Распределение меди по акватории Онежского озера неравномерно, в подавляющем большинстве районов средняя концентрация меди в воде приближается к верхней границе или превышает ПДК (табл. 2). Так например, в центральном районе Онежского озера наблюдались колебания концентрации меди от 0,6 до 1,1 мкг/л, а средняя концентрация элемента составила 0,8 мкг/л.

Таблица 2. Концентрация меди в воде Онежского озера, мкг/л (2004-2010 гг.)

Район озера	Пределы колебаний	Среднее значение
Петрозаводская губа	0,5-5,2	1,4
Кондопожская губа	0,5-7,0	1,5
Центральный плёс	0,6-1,1	0,8
Большое Онего	0,7-1,5	0,9
Малое Онего	0,9-1,1	1,0
Заонежский залив	0,6-1,0	0,9
Повенецкий залив	0,6-0,9	0,7
Уницкая губа	0,6-0,9	0,8
Кижские шхеры	0,7-1,8	1,1
Онежское озеро	0,4-7,0	1,3

Подобное распределение наблюдается и в других районах озера, за исключением районов, наиболее подверженных антропогенному воздействию. Максимальная концентрация меди обнаруживается в вершинной части Кондопожской губы и прибрежной зоне Петрозаводской губы. В отдельные периоды концентрация меди в этих районах достигает 5 мкг/л и более, а среднее значение превышает ПДК и составляет около 1,5 мкг/л. На изменение растворимости, а также форм меди, в первую очередь, будут оказывать влияние ионный состав и pH раствора. Так как пределы колебаний минерализации в Онежском озере очень незначительны и составляют 32-39 мг/л (Сабылина и др., 2010), то изменение данного параметра не может существенно повлиять на содержание и формы меди в воде. Что же касается pH, то сезонные колебания этого показателя находятся в интервале от 6,46 до 7,86 со средним значением 7,24. Причем основная масса вод озера имеет в течение года pH > 7, что определяет устойчивость распределения форм меди в озере.

## Обсуждение

Медь поступает в водоем не только в растворенном виде, но и в составе взвесей. Ее миграционная форма зависит от ландшафтных условий водосборной территории и сезона. В зимний период в поверхностных водах преобладает растворенная форма, в то время как в период открытой воды, за счет дополнительного поступления терригенного и биологического материала, увеличивается доля взвешенной формы. Так, на примере р. Неглинка соотношение  $Cu_{взв.}/Cu_{раств.}$  в феврале и марте составило соответственно 0,5 и 1,66. Поступившие с речным и склоновым стоком взвешенные вещества оседают на дно, образуя в соответствии с гидродинамическими особенностями озера ареалы накопления элемента в донных отложениях.

## Заключение

По нашим предварительным расчетам в результате естественной миграции меди в Онежское озеро ежегодно поступает около 30 т этого элемента. Подробные расчеты будут приведены нами в последующих публикациях, однако превышение ПДК меди в притоках и воде озера указывает на возможность формирования геохимической аномалии в данной экосистеме.

### **Библиография**

Левина Э. Н. Общая токсикология металлов. Л: Медицина, 1972. 184 с. Антонович Е. А., Подрушняк А. Е., Щуцкая Т. А. Токсичность меди и ее соединений // Современные проблемы токсикологии. 1999. № 3. (Электронный журнал. URL: [http://www.nbuu.gov.ua/portal/Chem\\_Biol/Spt/index.html](http://www.nbuu.gov.ua/portal/Chem_Biol/Spt/index.html)). Лужников Е. А., Суходулова Г. Н. Клиническая токсикология: Учеб. пособие для мед. вузов. МИА, 2008. 434 с. Бородулина Г. С., Мазухина С. И. Подземные воды Заонежья // Экологические проблемы освоения месторождения Средняя Падма/ Под ред. Е. П. Иешко/ КарНЦ РАН. Петрозаводск. 2005. С. 47-54. Онежское озеро: Атлас / Отв. ред. Н. Н. Филатов; КарНЦ РАН. Петрозаводск. 2010. 151 с. Сабылина А. В., Лозовик П. А., Зобков М. Б. Химический состав воды Онежского озера и его притоков как индикатор экологического состояния // Водные ресурсы. 2010. Т. 37. № 6. С. 717-729. Войнар А. И. Биологическая роль микроэлементов в организме животных и человека М.: Высшая школа, 1960. 542 с. Удрис Г. А., Нейланд Я. А. Биологическая роль меди. Рига: Зинатае, 1990. 188 с.

## **On the question of how the natural migration of copper in Lake Onega**

**BELKINA**  
**Natalia**

*NWPI KRC RAS, bel110863@mail.ru*

**VAPIROV**  
**Bladimir**

*PetrSU, vapirov@petsu.ru*

**EFREMENKO**  
**Natalia**

*NWPI KRC RAS, efremenko@nwpi.krc.karelia.ru*

**ROMANOVA**  
**Tatiana**

*PetrSU, romanova@petsu.ru*

### **Keywords:**

copper  
copper migration  
aquatic ecosystems

### **Summary:**

Features of the natural migration of copper in Lake Onega studied. It is shown that under conditions of surface water the copper is present in a state of Cu (II) in ionic form. The forms of migration are change depending on the physic-chemical characteristics of the environment. The main part of the copper enters the lake from river runoff, the proportion of rainfall and ground water in total coming of copper is low.



УДК 591.542:591.1:599.323.4

## Влияние постоянного и естественного освещения на физиологическое состояние крыс

**ИЛЮХА Виктор Александрович** Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт биологии Карельского научного центра РАН, Петрозаводский государственный университет, [ilyukha@bio.krc.karelia.ru](mailto:ilyukha@bio.krc.karelia.ru)

**ВИНОГРАДОВА Ирина Анатольевна** Петрозаводский государственный университет, [iri89569627@yandex.ru](mailto:iri89569627@yandex.ru)

**ХИЖКИН Евгений Александрович** Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт биологии Карельского научного центра РАН, [hizhkin84@mail.ru](mailto:hizhkin84@mail.ru)

**ИЛЬИНА Татьяна Николаевна** Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт биологии Карельского научного центра РАН, [ilyina@bio.krc.karelia.ru](mailto:ilyina@bio.krc.karelia.ru)

**УЗЕНБАЕВА Людмила Борисовна** Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт биологии Карельского научного центра РАН, [uzen@krc.karelia.ru](mailto:uzen@krc.karelia.ru)

**ЛОТОШ Татьяна Александровна** Петрозаводский государственный университет, [tatyanalotosh@yandex.ru](mailto:tatyanalotosh@yandex.ru)

**АЙЗИКОВ Дмитрий Львович** Петрозаводский государственный университет, [adl@spbniif.ru](mailto:adl@spbniif.ru)

**КИЖИНА Александра Геннадьевна** Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт биологии Карельского научного центра РАН, [golubewa81@yandex.ru](mailto:golubewa81@yandex.ru)

**МОРОЗОВ Артем Владимирович** Петрозаводский государственный университет, [artem.morozow@yandex.ru](mailto:artem.morozow@yandex.ru)

**АНИСИМОВ Владимир Николаевич** НИИ онкологии им. проф. Н. Н. Петрова Минздравсоцразвития РФ, [aging@mail.ru](mailto:aging@mail.ru)

### Ключевые слова:

крысы  
мелатонин  
антиоксидантные ферменты  
сегментоядерные нейтрофилы  
лимфоциты  
старение  
половое созревание

### Аннотация:

Исследовано влияние постоянного и естественного освещения на антиоксидантную систему, лейкоформулу, скорость полового созревания и продолжительность жизни самцов лабораторных крыс. Изменение с помощью постоянного и естественного освещения уровня секреции мелатонина приводит к взаимосвязанным перестройкам в функционировании физиологических систем и скорости старения.

Получена: 19 декабря 2011 года

Опубликована: 25 ноября 2013 года

## **Введение**

Свет является экологическим фактором, влияющим на физиологические функции млекопитающих. Кодирование информации о световом режиме осуществляется с помощью эпифизарного гормона – мелатонина. Влияя на функциональную активность гипоталамо-гипофизарно-надпочечниковой и половой систем, мелатонин участвует в регуляции циркадианных и сезонных ритмов. Однако в большинстве случаев изучается ограниченное количество физиологических параметров, хотя в организме функционирование всех систем связано между собой. В настоящем исследовании проверялась гипотеза о том, что торможение с помощью постоянного освещения секреции эпифизом мелатонина приводит к влиянию на антиоксидантную систему (АОС), вызывающему перестройки иммунореактивности, ускорение полового созревания и уменьшение продолжительности жизни.

## **Материалы**

Эксперименты были проведены на лабораторных крысах линии ЛИО (Ленинградский институт онкологии), полученных из НИИ онкологии им. проф. Н. Н. Петрова. Крысы содержали в стандартных помещениях вивария Петрозаводского государственного университета площадью 25 м<sup>2</sup> в клетках размером 44 x 25 x 62 см при температуре 22 ± 2 °С. Все животные получали стандартный готовый лабораторный корм и воду без ограничений.

## **Методы**

В первой серии экспериментов беременные самки содержались в условиях стандартного (12 ч. свет 750 лк /12 ч. темнота; LD), естественного освещения Республики Карелия (NL), в данном случае учитывались особенности годовой фотопериодичности Северо-Запада России, и постоянного освещения (750 лк; LL) (рис. 1). Потомство от самок первой группы с момента рождения разделили на 2 подгруппы и содержали при стандартном (LD/LD) и постоянном (LD/LL) освещении. Крысы от самок второй и третьей групп после рождения оставались в тех же световых условиях, при которых находились их матери – соответственно естественном (NL/NL) и постоянном освещении (LL/LL). В возрасте 3 месяцев у животных из каждой подгруппы отбирали образцы крови и тканей для последующего анализа. Во второй серии исследований крыс в 25-дневном возрасте рандомизировано разделили на 4 группы. Первая группа крыс находилась в условиях стандартного фиксированного режима освещения (LD), вторая – в условиях естественного освещения (NL). Третья группа крыс содержалась при круглосуточном постоянном освещении (LL). Животные четвертой группы находились в условиях световой депривации (DD), при этом освещенность в помещении составляла 0–0,5 лк на 1 м<sup>2</sup> площади.

Исследовали состояние антиоксидантной системы (АОС), состав лейкоцитарной формулы, продолжительность жизни и скорость полового созревания. Лейкоцитарную формулу и количество лейкоцитов в крови определяли общепринятым способом с использованием компьютерной системы анализа изображений с цветной цифровой видеокамерой и программным обеспечением “Видеотест”.

Числовые данные обрабатывали с использованием общепринятых методов вариационной статистики, при сравнении групп применяли непараметрические критерии, оценку различий в динамике полового созревания и смертности проводили с использованием критерия хи-квадрат (Коросов, Горбач, 2007).



Рис. 1. Схемы экспериментов.

Условные обозначения: NL/NL, LD/LD, LL/LL – беременные самки и их потомство с момента рождения содержались соответственно при естественном, стандартном (12/12) и постоянном освещении, LD/LL – беременные самки содержались при стандартном освещении, а их потомство при постоянном освещении с момента рождения, LD – стандартное освещение, NL – естественное освещение, LL – постоянное освещение, DD – постоянная темнота

Fig. 1. Design of experiments.

NL/NL, LD/LD, LL/LL – pregnant female rats and their pups lives from birth in natural, standard (12/12) and constant light conditions accordingly, LD/LL – pregnant female rats lives under standard light condition and their pups from birth lives in constant light condition, LD – standard light condition, NL – natural light condition, LL – constant light condition, DD – constant darkness

## Результаты

Влияние постоянного и естественного освещения зависело от момента начала воздействия измененного светового режима. Установлено, что постоянное освещение матерей в период беременности или потомства с момента рождения приводит к однонаправленным изменениям активности антиоксидантных ферментов у потомства, хотя их выраженность различается (рис. 2). При этом выявлено рассогласование в активности сопряженных антиоксидантных ферментов (АОФ) – супероксиддисмутазы (СОД) и каталазы. При естественном освещении направленность изменений АОФ была противоположна той, которая наблюдалась при постоянном освещении. Это могло быть связано с тем, что исследуемые животные находились в условиях естественного освещения, характерного для осеннего периода (сентябрь – декабрь). Одновременно с этим отмечено существенное снижение в крови уровня сегментоядерных нейтрофилов и увеличение доли лимфоцитов в группе, находившейся при постоянном освещении с момента внутриутробного развития, по сравнению с крысами, содержащимися при регулярно чередующемся и естественном освещении. Нахождение животных в период внутриутробного развития и с момента рождения при постоянном освещении практически не отразилось на половом созревании самцов (рис. 3). В то же время динамика полового созревания самцов крыс, находившихся в условиях естественного освещения с момента внутриутробного развития, существенно отличалась от таковой у содержащихся в регулярно чередующейся 12-часовой смене света и темноты (рис. 4). При этом у крыс, находившихся при удлиняющемся фотопериоде, наблюдалось

ускорение, а при сокращающемся, наоборот,- замедление полового созревания.

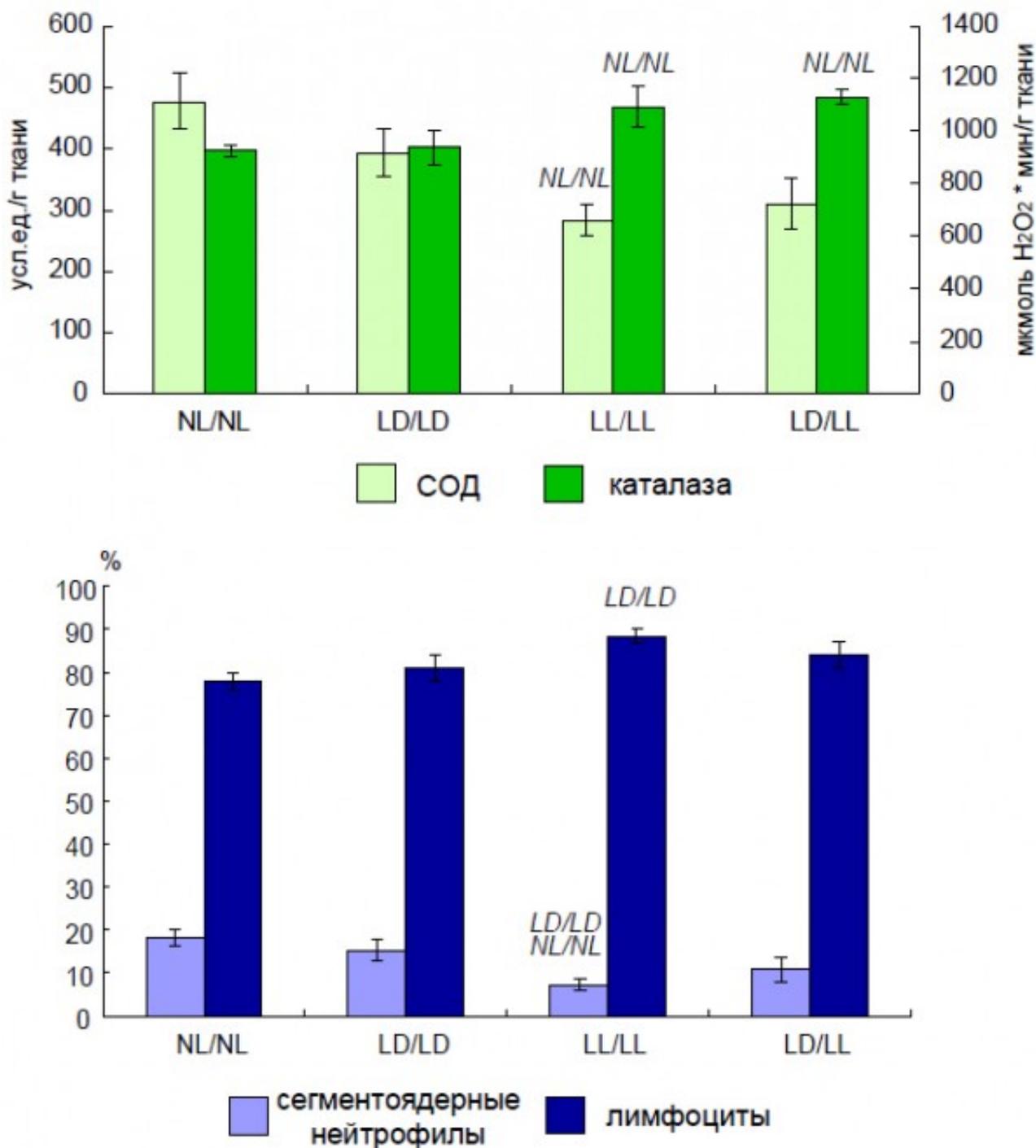


Рис. 2. Влияние режимов освещения на активность АОФ и показатели крови у 3-месячных крыс ( $M \pm m$ ). Условные обозначения: NL/NL, LD/LD, LL/LL – беременные самки и их потомство с момента рождения содержались соответственно при естественном, стандартном и постоянном освещении, LD/LL – беременные самки содержались при стандартном освещении, а их потомство при постоянном освещении с момента рождения; NL/NL, LD/LD – изменения достоверны по сравнению животными, которые содержались соответственно в группе NL/NL и LD/LD ( $p < 0,05$ )

Fig. 2. Effect of various light conditions on the antioxidant enzymes activity and blood's parameters in 3 months old rats ( $M \pm m$ ). NL/NL, LD/LD, LL/LL – pregnant female rats and their pups lives from birth in natural, standard (12/12) and constant light conditions accordingly, LD/LL – pregnant female rats lives under standard

light condition and their pups from birth lives in constant light condition; NL/NL, LD/LD - the difference with the relevant parameter in the group NL/NL and LD/LD is significant,  $p < 0,05$

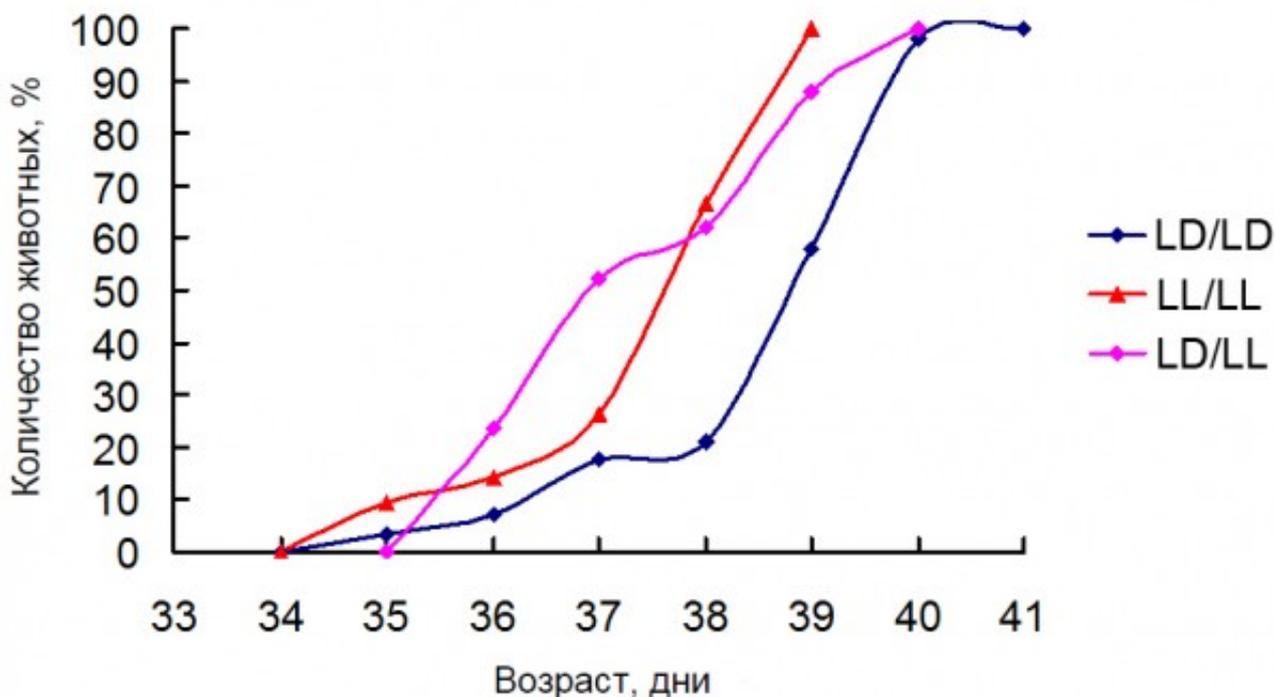


Рис. 3. Влияние постоянного освещения на динамику полового созревания самцов крыс. Условные обозначения: LD/LD, LL/LL - беременные самки и их потомство с момента рождения содержались соответственно при стандартном и постоянном освещении, LD/LL - беременные самки содержались при стандартном освещении, а их потомство при постоянном освещении с момента рождения

Fig. 3. Effect of constant light on the male rat's pubescence dynamic. LD/LD, LL/LL - pregnant female rats and their pups lives from birth in standard (12/12) and constant light conditions accordingly, LD/LL - pregnant female rats lives under standard light condition and their pups from birth lives in constant light condition

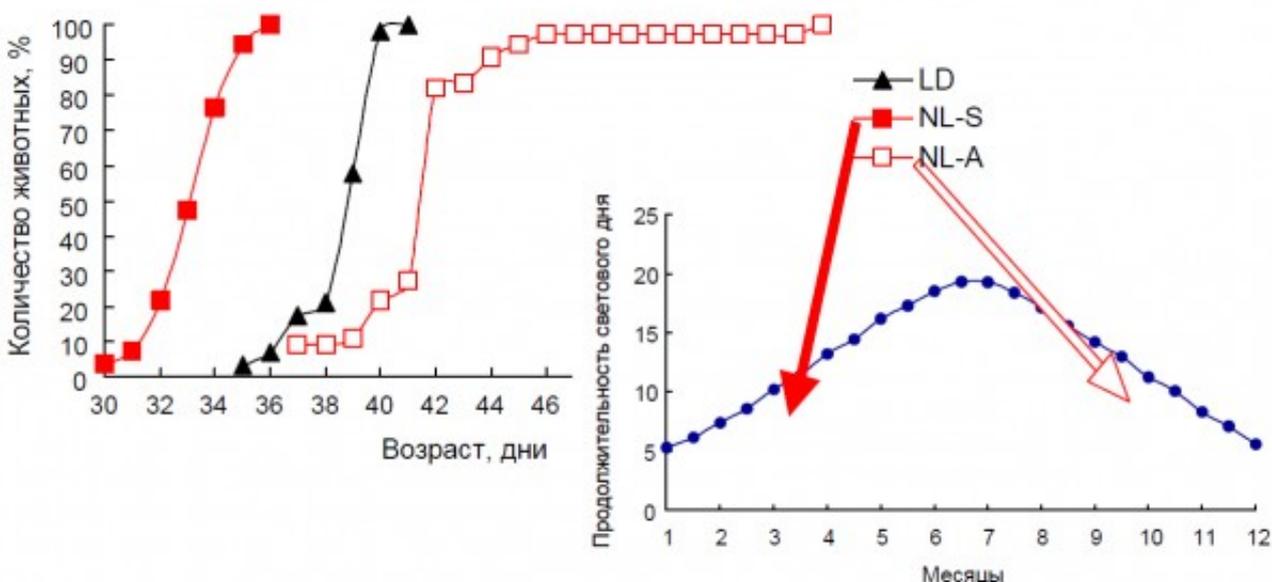


Рис. 4. Влияние естественного освещения на динамику полового созревания самцов крыс и продолжительность светового дня в условиях Карелии. Условные обозначения: LD - стандартное освещение; NL-S - естественное освещение (весна); NL-A - естественное освещение (осень)

Fig. 4. Effect of natural light on the dynamic of male rat's pubescence and day length inKarelia. LD – standard light condition, NL-S – natural light condition (spring), NL-A – natural light condition (autumn)

Крысы, содержащиеся при постоянном освещении с 25-дневного возраста, имели максимальное рассогласование в работе АОС (рис. 5) и наиболее низкие показатели продолжительности жизни (табл. 1). Продемонстрированы связанные с этим синхронные изменения ряда других физиолого-биохимических показателей. Так, «старение» иммунитета (соотношение сегментоядерных нейтрофилов и лимфоцитов) происходило наиболее интенсивно у животных, содержащихся при постоянном освещении – относительное содержание клеток этих типов уже у шестимесячных животных достигало значений, характерных для взрослых и стареющих 12–18 месячных крыс, находившихся в регулярно чередующемся световом режиме (рис. 6). Соотношение гетерофилы/лимфоциты является простым и удобным показателем для оценки функциональной нагрузки на организм и стресса различного происхождения (Tabuchi et al., 2011). Постоянное освещение ускоряло половое созревание самцов крыс, а световая депривация замедляла его (рис. 7). Эффекты естественного освещения выражались в усилении сезонных колебаний большинства изученных показателей и совпадали в летний период по направленности с постоянным освещением.

Таблица 1. Влияние различных режимов освещения на продолжительность жизни самцов крыс  
Table 1. Effect of the exposure to various light regimens on survival in male rats

	Световой режим			
	Стандартное освещение (LD)	Естественное освещение (NL)	Постоянное освещение (LL)	Световая депривация (DD)
Количество крыс, шт.	57	50	50	51
СПЖ, сут.	644 ± 34,0	613 ± 32,9	580 ± 35,5	652 ± 32,5
МПЖ, сут.	1045	1046	1005	1017
СПЖ последних 10% крыс, сут.	999 ± 11,5	972 ± 22,7	987 ± 13,0	987 ± 13,0

Примечание. СПЖ – средняя продолжительность жизни, МПЖ – максимальная продолжительность жизни.

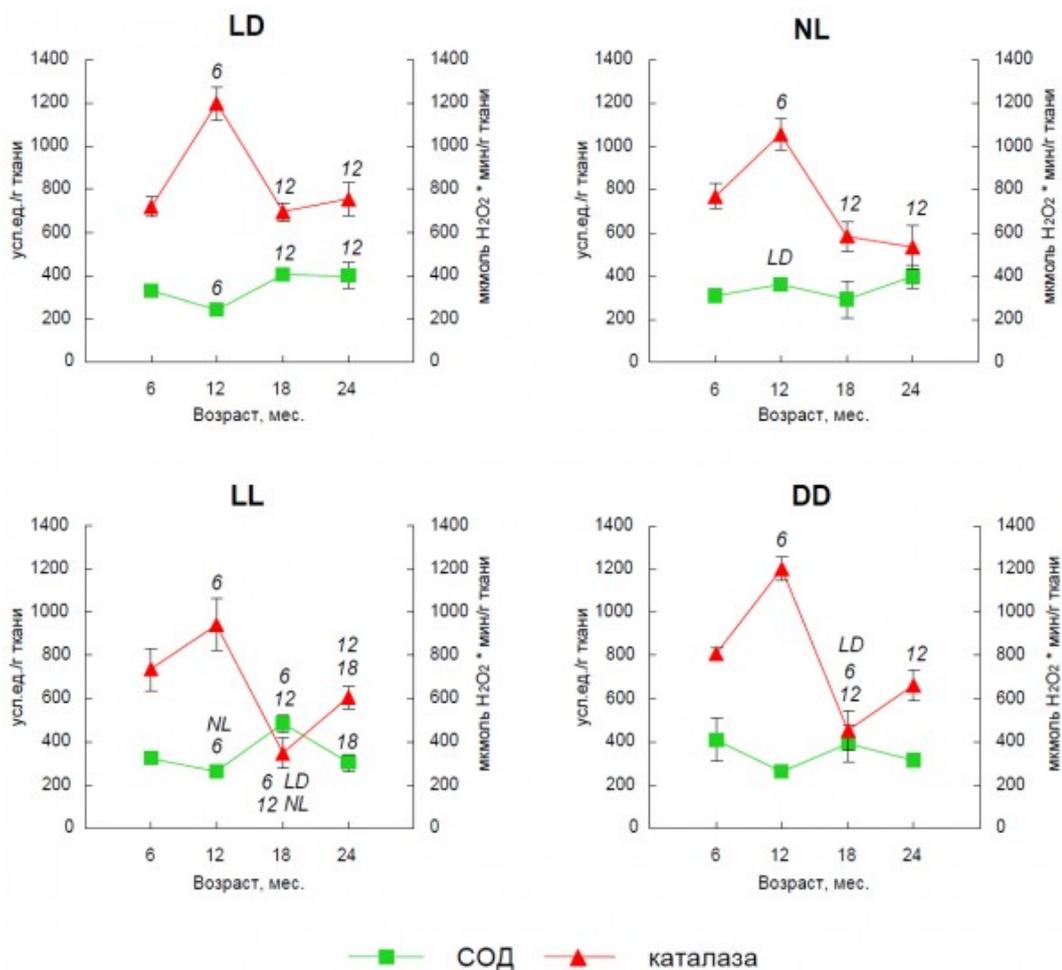


Рис. 5. Влияние световых режимов на активность АОФ в печени крыс разного возраста ( $M \pm m$ ). Условные обозначения: LD - стандартное освещение (12/12), NL - естественное освещение, LL - постоянное освещение, DD - постоянная темнота; LD, NL - изменения достоверны по сравнению с животными, которые содержались при стандартном и естественном освещении, соответственно ( $p < 0,05$ ); 6, 12, 18 - изменения достоверны по сравнению с 6-, 12- и 18-месячными животными, содержащимися при одинаковых световых режимах ( $p < 0,05$ )

Fig. 5. Effect of various light conditions on age-related dynamics of the antioxidant enzymes activity in rats liver ( $M \pm m$ ). LD - standard light condition (12/12), NL - natural light condition, LL - constant light condition, DD - constant darkness; LD, NL - the difference with the relevant parameter in the group LD and NL is significant,  $p < 0,05$ ; 6, 12, 18 - the difference with the relevant parameter of 6, 12 and 18 month old rats is significant,  $p < 0,05$

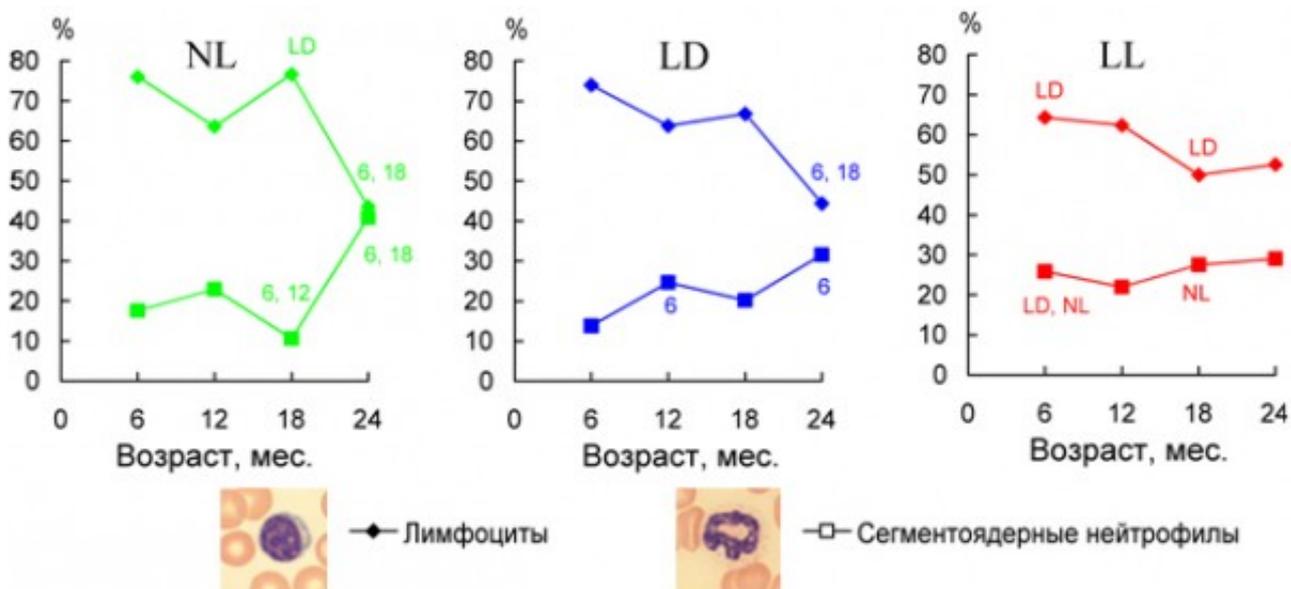


Рис. 6. Изменение количества лимфоцитов и нейтрофилов в периферической крови крыс при различных режимах освещения. Условные обозначения: LD – стандартное освещение (12/12), NL – естественное освещение, LL – постоянное освещение; LD, NL – изменения достоверны по сравнению с животными, которые содержались соответственно при стандартном и естественном освещении, ( $p < 0,05$ ); 6, 12, 18 – изменения достоверны по сравнению с 6-, 12- и 18-месячными животными, содержащимися при одинаковых световых режимах ( $p < 0,05$ ).

Fig. 6. Changes of neutrophils and lymphocytes content in rat peripheral blood under different light condition. LD – standard light condition (12/12), NL – natural light condition, LL – constant light condition; LD, NL – the difference with the relevant parameter in the group LD and NL is significant,  $p < 0,05$ ; 6, 12, 18 – the difference with the relevant parameter of 6, 12 and 18 month old rats is significant,  $p < 0,05$

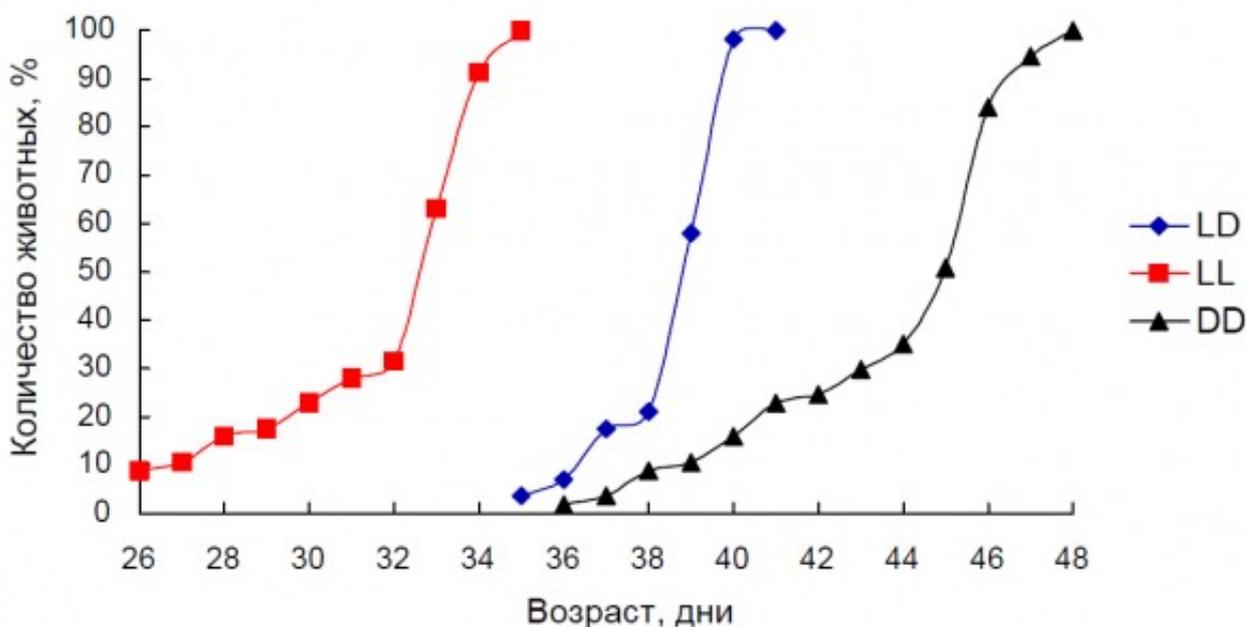


Рис. 7. Динамика полового созревания самцов крыс при различных световых режимах. Условные обозначения: LD – стандартное освещение (12/12), LL – постоянное освещение, DD – постоянная темнота  
 Fig. 7. Effect of the various light conditions on the dynamic of male rat's pubescence. LD – standard light condition (12/12), LL – constant light condition, DD – constant darkness

## Обсуждение

Большинство выявленных нами эффектов измененного светового режима (постоянное освещение) на такие физиологические функции, как состояние антиоксидантной системы, иммунная функция, скорость полового созревания и старения, достаточно хорошо изучены и связываются исследователями с синтезом пинеальной железой гормона мелатонина (Анисимов, 2003). Прежде всего, обращает на себя внимание различная чувствительность изученных систем к экзогенному подавлению синтеза мелатонина с помощью постоянного освещения и зависимость их реактивности от момента начала экспериментальных воздействий. Так, максимальный эффект на скорость полового созревания самцов выявлен при содержании животных в искусственных световых условиях с 25-дневного возраста, что, очевидно, обусловлено сроками становления функциональной активности эпифиза, – именно к этому периоду происходит становление дефинитивного уровня мелатонин-секретирующей функции (Calvo, 1984). Изменение активности АОФ отмечается и у крыс, подвергавшихся воздействию постоянного освещения в период внутриутробного развития. Такая реакция связана со способностью мелатонина проникать через плацентарный барьер (Arendt, 1998; Simonneaux, Ribelayga, 2003). Возможны как минимум два механизма действия мелатонина на антиоксидантную систему (Melchiorri et al., 1995; Pierreficge et al., 1993; Tan et al., 1994), включающих непосредственное улавливание активных форм кислорода и/или торможение их генерации в клетке и регуляцию активности антиоксидантных ферментов.

Мелатонин, синтезируемый пинеальной железой, играет существенную роль в регуляции полового созревания, репродуктивных циклов, стрессорной реакции и иммунного ответа (Maestroni et al., 1988; Maestroni, Conti, 1993; Guerrero, Reiter, 2002; Nelson, 2004; Esquifino et al., 2004; Maestroni, 2001, Reiter, 1993). В последние годы значительное внимание уделяется взаимодействию между пинеальной железой и иммунной системой (Guerrero, Reiter, 2002; Maestroni, 2001; Srinivasan et al., 2005; Moore et al., 2002). Особенно существенна роль мелатонина как иммуномодулятора при нарушениях иммунологического статуса, вызванных снижением эндогенного уровня гормона при функциональных и фармакологических воздействиях (Srinivasan et al., 2005; Moore et al., 2002). Уровень мелатонина положительно коррелирует как с гуморальным (Akbulut et al., 2001), так и с клеточным иммунитетом (Brennan et al., 2002; Champney et al., 1997). Введение экзогенного мелатонина в периоды, когда наблюдается снижение активности пинеальной железы (Nelson, Drazen, 1999; Haldar et al., 2001), приводит к усилению отдельных показателей иммунитета. Лимфоциты способны синтезировать мелатонин, что является дополнительным свидетельством участия мелатонина в регуляции иммунной системы (Carrillo-Vico et al., 2004). Уровень многих гормонов снижается с возрастом (гормон роста, эстроген, дегидроэпиандростерон и мелатонин), что играет важную роль в процессе старения иммунной системы (Arlt, Hewison, 2004). Следует особо отметить то, что с одной стороны, для синтеза половых стероидных гормонов необходимы активные формы кислорода, а с другой, метаболические превращения этих гормонов связаны с генерацией АФК. Таким образом, организм вынужден тонко регулировать уровень АФК, поскольку его значительное снижение из-за высокой активности АОФ тормозит процесс полового созревания млекопитающих и одновременно приводит к замедлению процесса старения.

Влияние естественного освещения на динамику полового созревания и старения крыс, состояние АОС и соотношение сегментоядерные нейтрофилы/лимфоциты отличалось как от постоянного освещения, так и от световой депривации. Воздействие естественного освещения на скорость полового созревания, как при увеличивающемся фотопериоде весной, так и при сокращающемся осенью выражено даже сильнее, чем при постоянном. Параллельно с этим происходит перестройка активности АОФ и состава лейкоформулы, что опосредованно сказывается на продолжительности жизни. Хорошо известен факт о различной продолжительности жизни осенних и весенних генераций грызунов (Назарова, Евсиков, 2011).

Существенным моментом является то, что в большинстве исследований по влиянию света внимание уделяется какой-либо одной физиологической функции. При этом не учитывается, что организм млекопитающего обладает ограниченным количеством доступных энергетических ресурсов (physiological trade-off), расходуемых в зависимости от окружающих условий только на осуществление отдельных функций, что неминуемо приводит к ограничению их использования на другие (French, 2009). Триггером, осуществляющим переключение потоков ресурсов, является эпифизарный гормон мелатонин.

## Заключение

У самцов лабораторных крыс показана взаимосвязь между состоянием антиоксидантной системы, некоторыми параметрами иммунной системы, скоростью полового созревания и продолжительностью жизни (рис. 8). Изменение уровня секреции мелатонина с помощью постоянного и естественного освещения приводит к взаимосвязанным перестройкам в функционировании этих систем. Усиление активности антиоксидантной системы ведет к увеличению продолжительности жизни, но одновременно с этим – замедлению полового созревания животных. Изменение про/антиоксидантного баланса отражается и на составе иммунокомпетентных клеток в крови, для осуществления функции которых также необходимы активные формы кислорода.

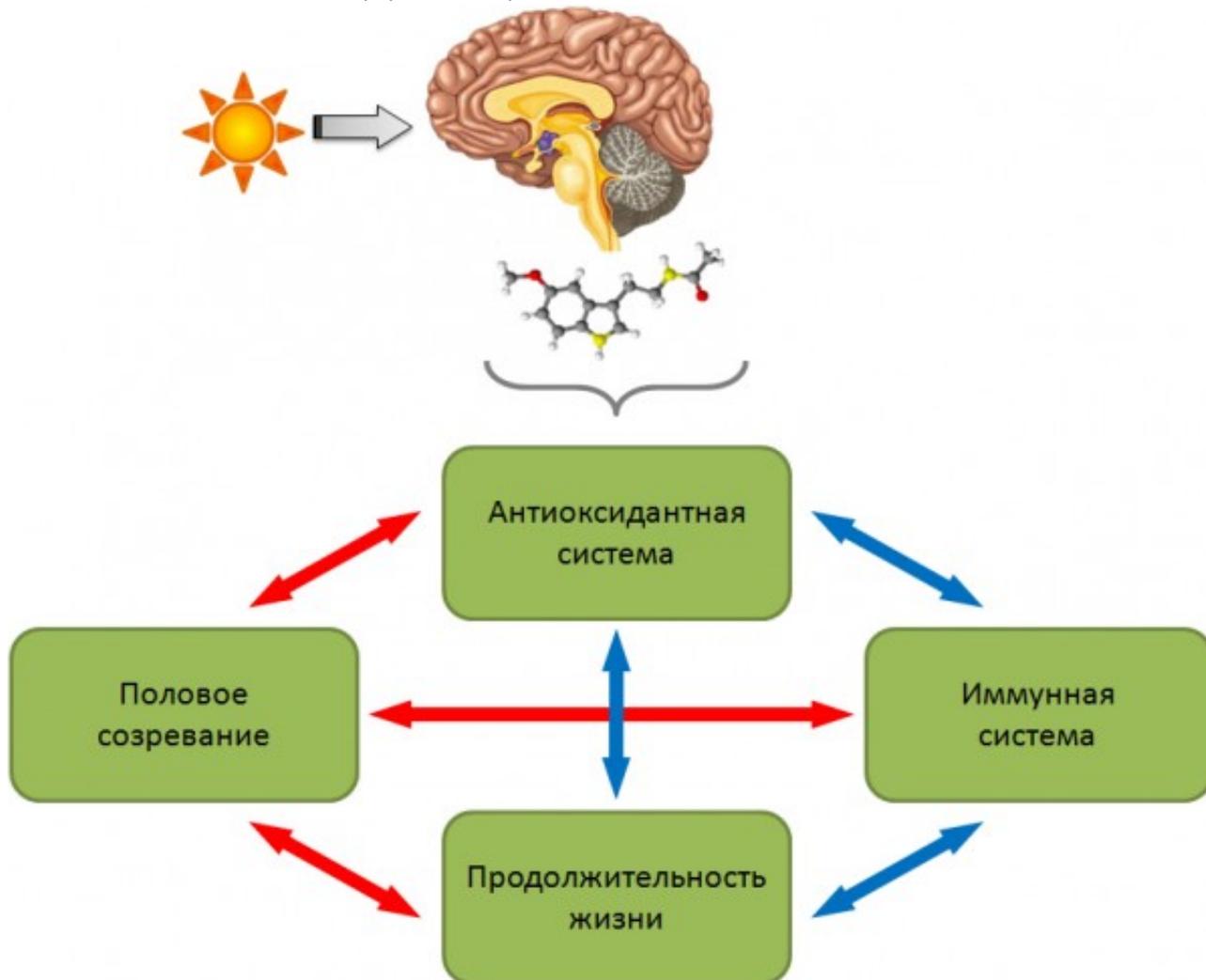


Рис. 8. Схема влияния света на различные физиологические параметры млекопитающих. Условные обозначения: красные стрелки – отрицательные корреляционные связи, синие – положительные

Fig. 8. Influences of light on different physiological parameters of mammals. Red arrow – negative connection, blue arrow – positive connection

## Библиография

Анисимов В. Н. Молекулярные и физиологические механизмы старения. СПб.: Наука, 2003. 467 с.

Коросов А. В., Горбач В. В. Компьютерная обработка биологических данных: Метод. пособие. Петрозаводск: Изд-во ПетрГУ. 2007. 76 с.

Назарова Г. Г., Евсиков В. И. Эволюционная экология плодовитости животных: адаптивные возможности потомков предопределяются условиями их пренатального развития (на примере водяной полевки, *Arvicola terrestris* L.) // Вавиловский журнал генетики и селекции. 2011. Т. 15. № 3. С. 485–492.

Илюха В. А. , Виноградова И. А. , Хижкин Е. А. , Ильина Т. Н. , Узенбаева Л. Б. , Лотош Т. А. , Айзиков Д. Л. , Кижина А. Г. , Морозов А. В. , Анисимов В. Н. Влияние постоянного и естественного освещения на физиологическое состояние крыс // Принципы экологии. 2012. № 1. С. 29–41.

---

Akbulut K. G., Gonul B., Akbulut H. The effects of melatonin on humoral immune responses of young and aged rats // Immunol. Invest. 2001 Vol. 30. № 1. P. 17–20.

Arendt J. Melatonin and the pineal gland: influence on mammalian seasonal and circadian physiology // J. Reprod. Fertility. 1998. Vol. 3. P. 13–22.

Arlt W., Hewison M. Hormones and immune function: implications of aging // Aging Cell. 2004. Vol. 3. P. 209–216.

Brennan C. P., Hendricks G. L., El-Sheikh T. M., Mashaly M. M. Melatonin and the enhancement of immune responses in immature male chickens // Poultry Sci. 2002. Vol. 81. P. 371–375.

Calvo J., Boya J. Postnatal evolution of the rat pineal gland: light microscopy // J. Anat. 1984. Vol. 138. № 1. P. 45–53.

Carrillo-Vico A., Calvo J. R., Abreu P., Lardone P. J., Garcia-Maurino S., Reiter R. J., Guerrero J. M. Evidence of melatonin synthesis by human lymphocytes and its physiological significance: possible role as intracrine, autocrine, and/or paracrine substance // FASEB J. 2004. Vol. 18. P. 537–539.

Champney T. H., Prado J., Youngblood T., Appel K., McMurray D. N. Immune responsiveness of splenocytes after chronic daily melatonin administration in male Syrian hamsters // Immunol. Lett. 1997. Vol. 58. № 2. P. 95–100.

Esquifino A. I., Pandi-Perumal S. R., Cardinali D. P. Circadian organization of the immune response: A role for melatonin // Clin. Appl. Immunol. Rev. 2004. Vol. 4. P. 423–433.

French S. S., Moore M. C., Demas G. E. Ecological immunology: The organism in context // Integrative and Comparative Biology. 2009. Vol. 49. № 3. P. 246–253.

Guerrero J. M., Reiter R. J. Melatonin immune system relationship // Curr. Top. Med. Chem. 2002. Vol. 2. P. 167–179.

Haldar C., Singh R., Guchhait P. Relationship between the annual rhythms in melatonin and immune system status in the tropical palm squirrel, *Funambulus pennanti* // Chronobiol. Int. 2001. Vol. 18. № 1. P. 61–69.

Maestroni G. J. The immunotherapeutic potential of melatonin // Expert Opin. Investig. Drugs. 2001. Vol. 10. P. 467–476.

Maestroni G. J. M., Conti A. Melatonin and the immune system. // Melatonin and the Pineal Gland – From Basic Science to Clinical Application. / Y. Touitou, J. Arendt, P. Pevet (Eds.). N.Y.: Elsevier, 1993. P. 295–302.

Maestroni G. J. M., Conti A., Pierpaoli W. Role of the pineal gland in immunity: circadian synthesis and release of melatonin modulates the antibody response and antagonizes the immunosuppressive effect of corticosterone // J. Neuroimmunol. 1986. Vol. 13. P. 19–30.

Melchiorri D., Reiter R. J., Attia A. M. et al. Potent protective effect of melatonin on in vivo paraquat-induced oxidative damage in rats // Life Sci. 1995. Vol. 56. P. 83–85.

Moore C. B., Siopes T. D., Steele C. T., Underwood H. Pineal melatonin secretion, but not ocular melatonin secretion, is sufficient to maintain normal immune responses in Japanese quail (*Coturnix coturnix japonica*) // Gen. Comp. Endocrinol. 2002. Vol. 126. P. 352–358.

Nelson R. J. Seasonal immune function and sickness responses // Trends Immunol. 2004. Vol. 25. P. 187–192.

Nelson R. J., Drazen D. L. Melatonin mediates seasonal adjustments in immune function // Reprod. Nutr. Dev. 1999. Vol. 39. P. 383–398.

Илюха В. А. , Виноградова И. А. , Хижкин Е. А. , Ильина Т. Н. , Узенбаева Л. Б. , Лотош Т. А. , Айзиков Д. Л. , Кижина А. Г. , Морозов А. В. , Анисимов В. Н. Влияние постоянного и естественного освещения на физиологическое состояние крыс // Принципы экологии. 2012. № 1. С. 29–41.

Pierrefiche G., Topall G., Cauboin G., Henriet I., Laborit H. Antioxidant activity of melatonin in mice // Res. Commun. Chem. Pathol. Pharmacol. 1993. Vol. 80. № 2. P. 211–223.

Reiter R. J. The melatonin rhythm: Both a clock and a calendar // Experientia. 1993. Vol. 49. P. 654–664.

Simonneaux V., Ribelayga C. Generation of the Melatonin Endocrine Message in Mammals: A Review of the Complex Regulation of Melatonin Synthesis by Norepinephrine, Peptides, and Other Pineal Transmitters // Pharmacol. Rev. 2003. Vol. 55. P. 325–395.

Srinivasan V., Maestroni G. J., Cardinali D. P., Esquino A. I., Perumal S. R., Miller S. C. Melatonin, immune function and aging // Immun. Ageing. 2005. Vol. 29. P. 2–17.

Tabuchi T., Shimazaki J., Satani T., Nakachi T., Watanabe Y., Tabuchi T. The perioperative granulocyte/lymphocyte ratio is a clinically relevant marker of surgical stress in patients with colorectal cancer // Cytokine. 2011. Vol. 53. P. 243–248

Tan D. X., Reiter R. J., Chen L. D. et al. Both physiological and pharmacological levels of melatonin reduce DNA adduct formation induced by the carcinogen safrole // Carcinogenesis. 1994. Vol. 15. P. 215–218.

### **Благодарности**

Работа выполнена при финансовой поддержке грантов Президента РФ НШ-3731.2010.4, НШ-1642.2012.4 и ФЦП ГК № 02.740.11.0700.

## **Effect constant and natural illumination on physiological state in rats**

<b>ILYUKHA Viktor</b>	<i>Institute of Biology, Karelian Research Centre, Russian Academy of Sciences, Petrozavodsk State University, ilyukha@bio.krc.karelia.ru</i>
<b>VINOGRADOVA Irina</b>	<i>Petrozavodsk State University, iri89569627@yandex.ru</i>
<b>KHIZHKIN Evgeniy</b>	<i>Institute of Biology, Karelian Research Centre, Russian Academy of Sciences, hizhkin84@mail.ru</i>
<b>ILYINA Tatyana</b>	<i>Institute of Biology, Karelian Research Centre, Russian Academy of Sciences, ilyina@bio.krc.karelia.ru</i>
<b>UZENBAEVA Lyudmila</b>	<i>Institute of Biology, Karelian Research Centre, Russian Academy of Sciences, uzhen@krc.karelia.ru</i>
<b>LOTOSH Tatyana</b>	<i>Petrozavodsk State University, tatyanalotosh@yandex.ru</i>
<b>AIZIKOV Dmitry</b>	<i>Petrozavodsk State University, adl@spbniif.ru</i>
<b>KIZHINA Alexandra</b>	<i>Institute of Biology, Karelian Research Centre, Russian Academy of Sciences, golubewa81@yandex.ru</i>
<b>MOROZOV Artem</b>	<i>Petrozavodsk State University, artem.morozow@yandex.ru</i>

**ANISIMOV  
Vladimir**

**N. N. Petrov Research Institute of Oncology,  
aging@mail.ru**

**Keywords:**

rats  
melatonin  
antioxidant enzymes  
polymorphonuclear neutrophil  
lymphocyte  
ageing  
pubescence.

**Summary:**

The influences of constant and natural illumination on antioxidant system, leukocytes differential count, speed of pubescence and life span of male laboratory rats was investigated. The changes of melatonin level secretion by constant and natural illumination leads to connected reorganization in physiological systems functioning and speed of ageing.



УДК 574.58:556.55

## Реконструкция гидробиологических данных для озер Карелии

**КАЛИНКИНА**  
**Наталья Михайловна**

*Институт водных проблем Севера КарНЦ РАН,  
kalina@nwpi.krc.karelia.ru*

### Ключевые слова:

озера Карелии  
классификация  
гидробиологические показатели  
гидрохимические показатели  
таблицы сопряженности  
прогноз

### Аннотация:

Рассматриваются факторы изменчивости гидрохимических и гидробиологических показателей водоемов Карелии (выборка включала 225 озер). Показано, что среди них преобладают олиго-мезотрофные водоемы, в то время как доля эвтрофных озер весьма мала (около 10%). С использованием регрессионного анализа не удалось выполнить точный прогноз биомассы фитопланктона и зоопланктона по концентрации общего фосфора в воде, что связано с высокой изменчивостью показателей. Разработаны гидрохимический и гидробиологический индексы, по величине которых выполнена классификация озер Карелии. На основе анализа таблиц сопряженности между индексами разработан метод прогноза биомассы зоопланктона (с точностью 55–86%) и биомассы зообентоса (с точностью 71–78%) по концентрации общего фосфора в воде озер.

© 2012 Петрозаводский государственный университет

Получена: 13 декабря 2011 года

Опубликована: 25 ноября 2013 года

### Введение

Одной из важнейших задач гидроэкологии является оценка биоресурсного потенциала водоемов. Сложность решения этой задачи обусловлена динамикой состояния водных экосистем, их гетерогенностью, невозможностью охватить исследованиями весь водный объект. Недостаток информации о биологических ресурсах озер приводит к необходимости их реконструкции с использованием экспертных информационных систем (Розенберг и др., 2005; Меншуткин и др., 2009б; Меншуткин, 2010). В настоящей работе задача реконструкции биологических данных решается для озер Карелии с применением методов информационного анализа данных (Арманд, 1975; Шитиков и др., 2005а). Воспроизведение недостающих данных по имеющимся показателям возможно при условии существования между ними связей. Сложность реконструкции связана с изменчивостью гидроэкологических показателей, которая определяет силу связей между компонентами экосистемы. Для увеличения точности реконструкции необходимо рассмотреть причины изменчивости показателей и выбрать адекватные методы количественного описания связей. Цель настоящих исследований – выполнить реконструкцию недостающих гидробиологических данных по гидрохимическим характеристикам озер Карелии. Задачи исследований: 1). Рассмотреть амплитуду изменчивости признаков (содержание общего фосфора, общего азота, взвешенных веществ, хлорофилла «а», биомасса фитопланктона, зоопланктона и зообентоса) и изучить законы их распределения. 2). Рассчитать индексы комплексной оценки состояния абиотической и биотической компонент экосистемы, выполнить классификацию озер по индексам. 3). Оценить сопряженную изменчивость индексов. 4). Выполнить оценку точности прогноза гидробиологических показателей по гидрохимическим параметрам.

## Материалы

В основу данной работы был положен массив данных из архива Института водных проблем Севера КарНЦ РАН по 225 озерам Карелии, который включал гидрохимические (содержание общего фосфора, общего азота, взвешенных веществ, хлорофилла «а») и гидробиологические показатели (данные по биомассе фитопланктона, зоопланктона и зообентоса). Материалы были собраны в 1960–2008 гг. Приведенные величины гидрохимических показателей получены при усреднении данных за сезон. Гидробиологические данные были собраны в основном в июле-августе.

## Методы

При математической обработке данных использовали методы многомерной статистики: корреляционный, регрессионный, кластерный, компонентный, дискриминантный анализ, а также непараметрические критерии – коэффициент ранговой корреляции Спирмена (Ивантер, Коросов, 2003; Пузаченко, 2004; Шитиков и др., 2005а).

## Результаты

### Принципы классификации озер

На первом этапе статистического анализа данных необходимо было рассмотреть структуру гидрохимических и гидробиологических показателей и оценить характер их распределения. Оказалось, что изучаемая выборка озер Карелии ( $n = 225$ ) характеризуется выраженной асимметрией: среди озер преобладающими оказались слабо- или среднепродуктивные, в то время как эвтрофные водоемы были представлены весьма слабо. По классификации С. П. Китаева (2007), исходя из данных по содержанию общего фосфора, 89% озер являются олиго- или мезотрофными, 11% – эвтрофными. По величине биомассы фитопланктона ( $n = 44$ ), бентоса ( $n = 178$ ) и зоопланктона ( $n = 171$ ) практически все изученные озера (95–100%) относятся к олиго- или мезотрофному классу.

Большая представленность олиго- и мезотрофных озер в выборке отразилась на характере распределения изучаемых показателей. Гидрохимические и гидробиологические показатели характеризуются ярко выраженной правосторонней асимметрией распределения. На рис. 1 представлено распределение исходных значений концентрации фосфора общего.

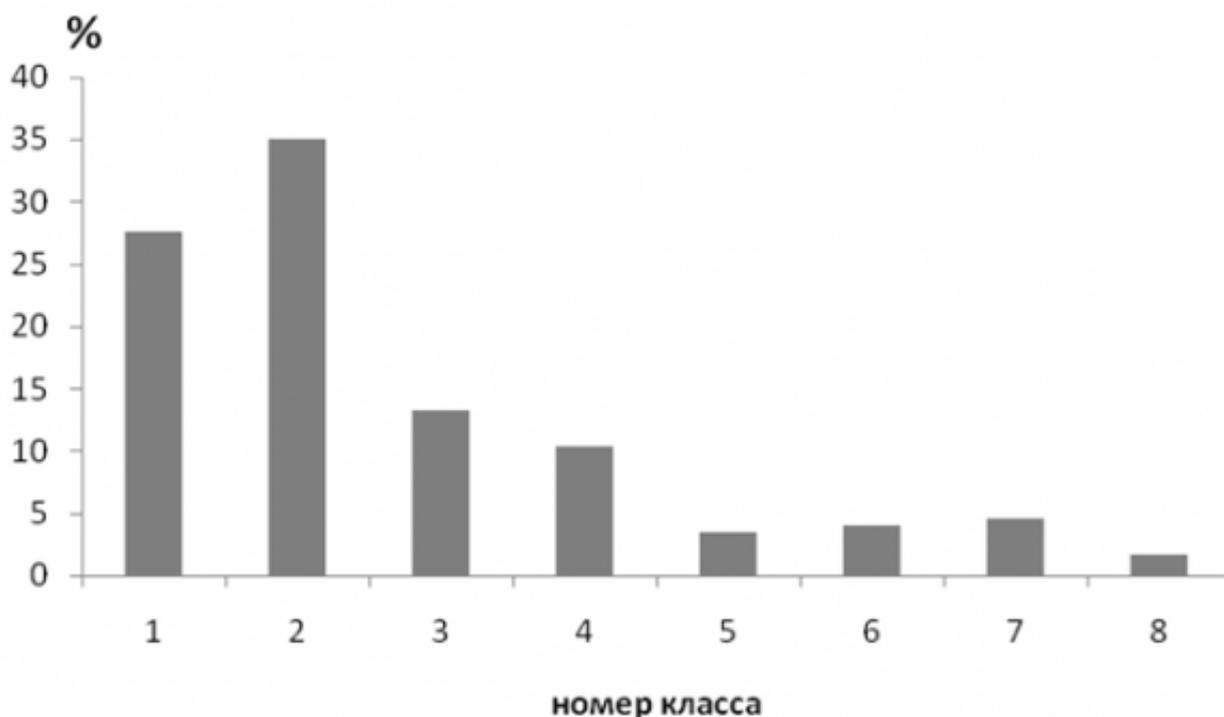


Рис. 1. Распределение исходных значений концентрации фосфора общего  
Fig. 1. The distribution of initial data on the total phosphorous concentrations

Наибольшую долю в изучаемой выборке имеют классы с наименьшими значениями признаков, которые формируют, так называемое, «ядро распределения». Оно отражает фоновые характеристики изучаемой выборки озер Карелии (относительно слабую их продуктивность), определяемые действием глобальных факторов – климатического и геологического. В то же время наличие правостороннего «хвоста» распределения (наличие систематически встречающихся повышенных значений показателей) отражает действие антропогенного фактора на некоторые озера, которые отличаются заметно более высокими показателями трофности. В список этих озер входят такие как, например, Миккельское, Крошнозеро, Выгозеро, Ругозеро, Пряжинское, Сязозеро и некоторые другие, водосборы которых подвержены действию сельского хозяйства.

Логарифмирование показателей приводило их распределение к нормальному. На рис. 2 для примера приведено распределение логарифмированных значений концентрации фосфора общего, подчиняющееся нормальному закону ( $\chi^2 = 3.96$ ,  $p = 0.14$ ). Это преобразование исходных данных позволяло применять параметрические методы статистики к логарифмированным значениям признаков.

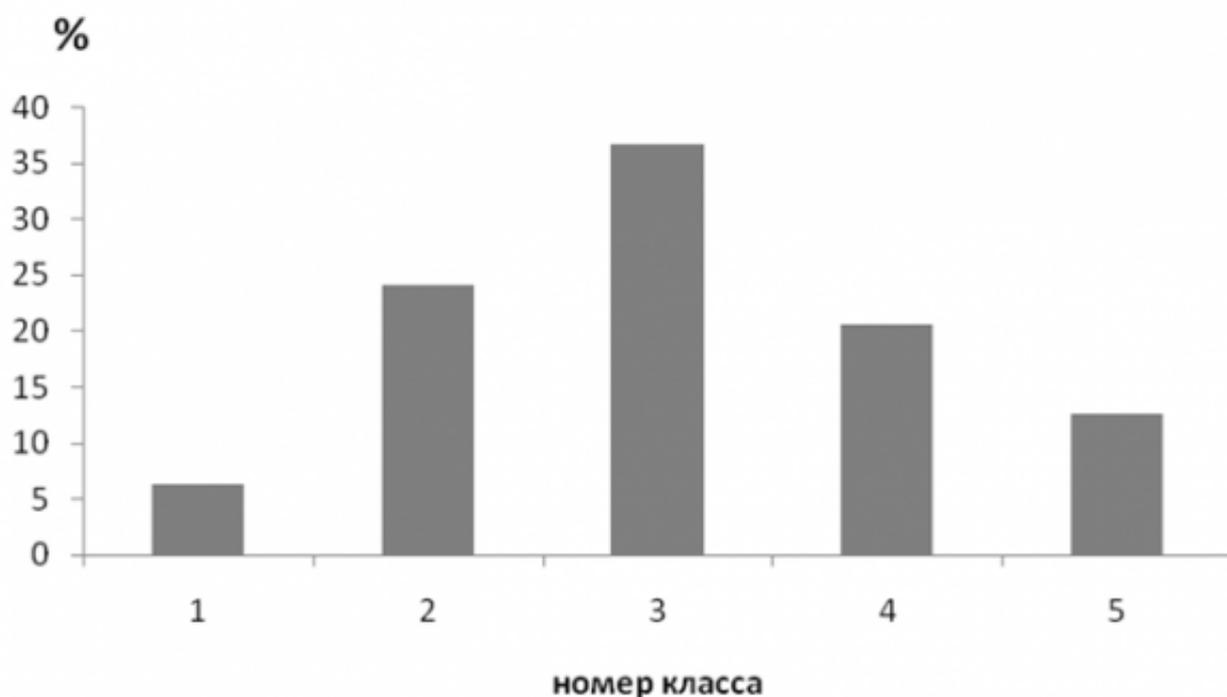


Рис. 2. Распределение логарифмированных значений концентраций фосфора общего  
Fig. 2. The distribution of logarithmic data on the total phosphorous concentrations

Корреляционный анализ логарифмированных данных показал, что достоверные ( $p < 0.05$ ) коэффициенты корреляции были рассчитаны между гидрохимическими показателями (содержание фосфора общего) и гидробиологическими показателями (биомасса фитопланктона и зоопланктона). Для прогноза гидробиологических показателей был применен регрессионный анализ, позволяющий по уравнению регрессии рассчитать одни показатели по другим (Kalinkina, 2011). Были рассчитаны два линейных уравнения регрессии, в которых все коэффициенты имели достоверное значение:

$$\log(B_{\text{фитопл}}) = (0.800 \pm 0.354) * \log(P_{\text{общ}}) - (1.551 \pm 0.457),$$

$$\log(B_{\text{зоопл}}) = (0.877 \pm 0.116) * \log(P_{\text{общ}}) - (1.254 \pm 0.149),$$

где  $B_{\text{фитопл}}$  – биомасса фитопланктона  $г/м^3$ ;  $B_{\text{зоопл}}$  – биомасса зоопланктона,  $г/м^3$ ;  $P_{\text{общ}}$  – содержание фосфора общего  $мкг/л$ .

Прогнозные значения биомассы зоопланктона и фитопланктона были определены для различных концентраций фосфора общего, соответствующих разному состоянию водоема: 10  $мкг/л$  – олиготрофный тип; 20  $мкг/л$  – мезотрофный; 30  $мкг/л$  – пограничное состояние между мезотрофным и эвтрофным; 50  $мкг/л$  – эвтрофный тип. Расчеты средних значений показателей, а также границы доверительных интервалов с вероятностью 95% представлены в табл. 1.

Таблица 1. Расчетные значения биомассы фитопланктона и зоопланктона по величине концентрации фосфора общего (цит. по: Kalinkina, 2011)

	Биомасса фитопланктона, г/м <sup>3</sup>			Биомасса зоопланктона, г/м <sup>3</sup>		
	среднее	левая граница	правая граница доверительного интервала	среднее	левая граница доверительного интервала	правая граница доверительного интервала
10	0.177	0.004	7.803	0.420	0.126	1.406
20	0.309	0.004	22.353	0.772	0.197	3.027
30	0.427	0.004	41.372	1.102	0.256	4.741
50	0.643	0.005	89.856	1.726	0.357	8.343

Анализ этих материалов показал, что прогнозные значения гидробиологических показателей неудовлетворительно отражают состояние сообществ фито- и зоопланктона при различных концентрациях фосфора в воде. Так, средняя прогнозная биомасса фитопланктона при разных уровнях фосфора варьирует в пределах 0.177-0.643 г/м<sup>3</sup>, что соответствует олиготрофному типу водоема. В то же время регрессионная модель позволяет рассчитать слишком широкие доверительные интервалы, в которые входят весь спектр значений биомассы фитопланктона для озер от олиготрофного до эвтрофного типа. Результаты расчетов по регрессионной модели отражают высокую изменчивость биомассы фитопланктона при различных концентрациях фосфора.

Точность расчетов биомассы зоопланктона по величине концентрации общего фосфора несколько выше, хотя прогнозные значения также характеризуются существенным разбросом. Так, при концентрации фосфора 10 мкг/л средние прогнозные значения биомассы (0.42 г/м<sup>3</sup>) соответствуют низкому содержанию биогенного элемента, т. е. отражают олиготрофный статус озера. Однако границы доверительного интервала включают спектр значений биомассы зоопланктона - от олиготрофного до α-мезотрофного (0.126-1.406). С повышением концентрации фосфора точность прогноза снижается. При концентрации фосфора 20 мкг/л (мезотрофный статус) модель позволяет рассчитать среднюю биомассу, соответствующую олиготрофному статусу (0.772) г/м<sup>3</sup>, в пределы доверительного интервала входят значения биомассы, соответствующие и низкопродуктивным, и среднепродуктивным озерам (0.197-3.027). Наконец, при наибольшей концентрации фосфора (50 мкг/л) расчетная средняя биомасса зоопланктона составляет всего 1.726 г/м<sup>3</sup>, что соответствует α-мезотрофному статусу, а границы доверительного интервала включают значения биомассы, характерные и для олиготрофных (0.357), и для эвтрофных (8.343) озер.

Низкая прогнозная точность значений биомассы фитопланктона и зоопланктона, рассчитанных по величинам содержания общего фосфора в воде, связана с особенностями регрессионного анализа. По уравнению регрессии можно рассчитать лишь средние значения искомого показателя (функции) для конкретного значения аргумента. При большой изменчивости исходных данных возрастают дисперсия показателей, ошибка коэффициента регрессии, и, как следствие, точность прогноза (разброс значений в границах доверительного интервала) снижается. Именно эта ситуация наблюдается в случае применения регрессионного анализа к массиву данных по озерам Карелии. Несмотря на достоверность коэффициентов регрессии в полученных уравнениях зависимости гидробиологических показателей от содержания фосфора в воде, изменчивость биомассы фитопланктона и зоопланктона достаточно высока, что не позволяет выполнить их точное предсказание по концентрации фосфора в воде.

Поскольку для распределения признаков в массиве данных по озерам Карелии характерна ярко выраженная асимметрия (преобладание значений, характерных для низкопродуктивных озер), можно предположить, что при прогнозе значений искомого признака не все исходные показатели будут иметь одинаковый вес. Для того чтобы учесть разную представленность данных в выборке, необходим дифференцированный подход, а именно требуется разбить весь интервал значений показателей на градации и разработать алгоритм реконструкции недостающих данных для каждой градации в отдельности, что позволит повысить точность прогноза.

Реализовать такой подход можно с помощью таблиц сопряженности (Шитиков и др., 2005а). Для

создания таблиц сопряженности необходимо выполнить процедуру индексирования изучаемых водных объектов. Были разработаны два индекса на основе следующих групп показателей: гидрохимический индекс трофности (ГХтроф) – на базе значений содержания общего фосфора, общего азота, взвешенных веществ, хлорофилла «а» и гидробиологический индекс (ГБ) – на основе показателей биомассы зоопланктона и зообентоса. Данные показатели были выбраны за основу, поскольку между их логарифмированными значениями была обнаружена достоверная ( $p < 0.05$ ) корреляция. Кроме того, выборки по значениям общего фосфора, биомассе зоопланктона и зообентоса оказались наибольшими среди других показателей.

Индексы по каждой группе показателей определяли с помощью кластерного анализа, который позволяет свести несколько признаков к одному – обобщенной мере расстояния между каждой парой или большим числом изученных объектов. По величине расстояния (евклидова мера) было выполнено разбиение объектов на три группы и присвоение каждой группе индекса – числа от 1 до 3, в ряду которых показатели возрастали. Согласно гидрохимической классификации озер, в первую градацию вошли холодноводные олиготрофные водоемы: Топозеро, Пяозеро, Паанаярви, Сегозеро, Куйто и другие озера с наименьшими значениями гидрохимических показателей. Во вторую градацию вошли озера: Ведлозеро, Суоярви, Падмозеро и другие, для которых характерны более высокие, чем для первой градации, показатели. Третья градация характеризуется наибольшей обособленностью от двух других. К этой группе относятся озера: Крошнозеро, Миккельское, Святозеро, Пряжинское, Яндомозеро с максимальными гидрохимическими показателями.

Согласно гидрохимической классификации озер, в первую градацию вошли холодноводные олиготрофные водоемы: Топозеро, Пяозеро, Паанаярви, Сегозеро, Куйто и другие озера с наименьшими значениями гидрохимических показателей. Во вторую градацию вошли озера: Ведлозеро, Суоярви, Падмозеро и другие, для которых характерны более высокие, чем для первой градации, показатели. Третья градация характеризуется наибольшей обособленностью от двух других. К этой группе относятся озера: Крошнозеро, Миккельское, Святозеро, Пряжинское, Яндомозеро с максимальными гидрохимическими показателями. Согласно данным дискриминантного анализа, точность разбиения озер на три градации по индексу ГХтроф составляла 96%.

При разработке индексации водных объектов по гидробиологическому индексу (ГБ) использовали показатели биомассы зоопланктона и зообентоса. Согласно данным дискриминантного анализа, точность разбиения озер на три градации по индексу ГБ составляла 74%.

На следующем этапе исследований приступили к анализу таблицы сопряженности между гидрохимическим (ГХтроф) и гидробиологическим (ГБ) индексами (табл. 2).

Таблица 2. Таблица сопряженности, основанная на градациях озер по гидрохимическим (строки) и гидробиологическим (столбцы) показателям

Градация строк – классы трофности по индексу ГХтроф	Градация столбцов – классы трофности по индексу ГБ			Итог по строкам
	1	2	3	
1	22	15	7	44
2	12	21	7	40
3	0	12	14	26
Итог по столбцам	34	48	28	110

По величине критерия  $\chi^2$  (25.7) между двумя индексами существует достоверная ( $p < 0.05$ ) связь.

Следовательно, независимая оценка озер (их индексирование) по гидрохимическим и гидробиологическим показателям во многом совпадает. Исходя из таблицы сопряженности (см. табл. 2) можно составить прогнозную таблицу для расчета гидробиологических данных по гидрохимическим параметрам. Для составления такой таблицы необходимо выразить число озер в каждой градации по индексу ГХтроф в относительных единицах – в процентах от итога по строкам (табл. 3).

Таблица 3. Распределение вероятностей между возможными значениями гидробиологических показателей при различных градациях индекса ГХтроф

Градация по индексу ГХтроф	Распределение вероятностей между возможными значениями гидробиологических показателей, %
----------------------------	--

	1	2	3
1	50	34	16
2	30	53	18
3	0	46	54

Для прогноза достаточно определить по исходным гидрохимическим показателям, к какой из градаций индекса ГХтроф принадлежит данный водоем. Если для водоема определена первая градация по индексу ГХтроф, то в соответствующей строке (первой) надо найти ячейку, где располагается наибольшая доля озер для первой градации по индексу ГБ1. В данном случае – это первая ячейка, где доля озер составила 50%. Таким образом, согласно табл. 5, можно утверждать, что с вероятностью 50% для данного озера будут характерны такая биомасса зоопланктона и зообентоса, которые определены для градации 1 индекса ГБ.

Несмотря на то, что прогноз получен, его пятидесятипроцентный уровень вероятности не соответствует высокой точности прогноза. В связи с этим была выбрана нижняя критическая граница вероятности, составляющая 70% от общей выборки озер. Для достижения заданной вероятности необходимо выполнить сложение вероятностей в двух соседних ячейках и выбрать максимальную сумму. В случае равномерного (по 33%) распределения озер среди трех ячеек прогноз данных следует считать невозможным.

В данном случае сумма вероятностей оказалась наибольшей (84%) для первой и второй градаций в первой строке. Тогда для градации ГХтроф=1 прогнозные значения гидробиологических показателей будут рассчитаны как средние для первой и второй градаций по индексу ГБ.

Для градации 2 по индексу ГХтроф максимальное значение наблюдается во второй ячейке второй строки (53%), однако эта величина меньше 70%. Большая сумма из двух соседних ячеек (первой и второй) во второй строке составила 83%. Следовательно, для озер с градацией индекса ГХтроф, равной 2, также прогнозные гидробиологические показатели составят среднюю величину для первой и второй градаций по индексу ГБ.

Рассмотрим градацию 3 по индексу ГХтроф. В первой ячейке, соответствующей градации 1 по индексу ГБ1, озера отсутствуют. Это отражает закономерную связь гидрохимических показателей с гидробиологическими. При высоких значениях общего фосфора, характерных для третьей градации индекса ГХтроф, в данной группе озер не может быть низких значений биомассы зоопланктона и зообентоса. Все озера в третьей строке распределились между второй (46%) и третьей ячейками (54%). Это значит, что с вероятностью 54% в озерах, для которых определена градация 3 по индексу ГХтроф, будет наблюдаться наибольшая биомасса зоопланктона и зообентоса, характерная для градации 3 по индексу ГБ. Поскольку была принята критическая граница (70%), отделяющая закономерные значения от случайных в каждой градации озер, было выполнено сложение вероятностей (54 + 46 = 100%), которые объединили градации 2 и 3 по гидробиологическому индексу. Это значит, что для озер с градацией 3 по индексу ГХтроф с вероятностью 100% будут наблюдаться такая биомасса зоопланктона и зообентоса, которая соответствует средним показателям для градаций 2 и 3 по индексу ГБ.

Таким образом, для изучаемой выборки озер выявлена достоверная связь между гидрохимическими и гидробиологическими показателями. Таблица сопряженности иллюстрирует существование двух достаточно близких классов водоемов с малой продуктивностью (1 и 2), которые составляют большинство выборки. Третий класс представляет собой меньшую группу озер с большей трофностью, которая контрастно отличается от 1 и 2 группы водоемов.

#### **Оценка точности прогноза**

На следующем этапе исследований была выполнена проверка точности реконструкции гидроэкологических данных на основе таблиц сопряженности. С этой целью весь массив данных разделили случайным образом на два блока. Первый блок включал данные с четными порядковыми номерами озер, второй – с нечетными номерами. Для первого блока данных были рассчитаны индексы ГХтроф и ГБ. По результатам анализа данных первого блока оказалось, что связь между индексами ГХтроф и ГБ достоверна ( $\chi^2 = 25.3; p < 0.05$ ), что отражает таблица сопряженности (табл. 4). В целом, наблюдается совпадение градаций озер по двум индексам.

По результатам анализа данных второго блока оказалось, что связь между индексами ГХтроф и ГБ достоверна ( $\chi^2 = 25.3; p < 0.05$ ), что отражает таблица сопряженности (табл. 4). В целом, наблюдается совпадение градаций озер по двум индексам.

Таблица 4. Таблица сопряженности между индексами ГХтроф и ГБ, основанная на данных для

озер с четными порядковыми номерами

Градация строк – классы трофности по индексу ГХтроф	Градация столбцов – классы трофности по индексу ГБ			Итого по строкам
	1	2	3	
1	14	10	2	26
2	11	7	1	19
3	0	5	9	14
Итого по столбцам	25	22	12	59

Нетрудно заметить, что распределение озер в таблице сопряженности, разработанной на основе данных для озер с четными номерами (табл. 4), хорошо согласуется с распределением озер в таблице сопряженности, рассчитанной для всего массива данных (табл. 2). Это свидетельствует о репрезентативности выбранного блока данных по озерам с четными порядковыми номерами.

На основе таблицы сопряженности (табл. 4) была рассчитана прогнозная таблица, в которых рассчитывается распределение вероятностей показателей для каждой градации признаков. В табл. 5 представлено распределение вероятностей между возможными значениями гидробиологических показателей для разных градаций гидрохимического индекса.

Таблица 5. Распределение вероятностей между возможными значениями гидробиологических показателей при различных градациях индекса ГХтроф (массив данных с четными номерами озер)

Градации по индексу ГХтроф	Вероятность между возможными значениями гидробиологических показателей, %		
	1	2	3
1	54	38	8
2	58	37	5
3	0	36	64

На основе массива данных с четными номерами озер были рассчитаны границы диапазонов гидрохимических и гидробиологических показателей для трех градаций по каждому индексу. Такие таблицы получили название определительных. В табл. 6 представлены характеристики трех градаций индекса ГХтроф по содержанию общего фосфора.

Таблица 6. Содержание общего фосфора (мкг/л) в воде озер, относящихся к разным градациям по индексу ГХтроф (по данным с четным порядковым номером озер)

Градация	Средняя арифметическая	Границы интервала	
		минимум	максимум
1	9,8	6,4	13,3
1 и 2	13,2	9,8	16,6
2	17,4	13,6	21,2
2 и 3	31,0	16,8	45,2
3	51,5	32,8	70,1

Минимальные и максимальные значения показателей для каждой градации составляли границы доверительного интервала для уровня значимости 0.001. Сходные таблицы были рассчитаны для показателей биомассы зоопланктона и зообентоса (табл. 7, 8).

Таблица 7. Биомасса зоопланктона (г/м<sup>3</sup>) в воде озер, относящихся к разным градациям по индексу ГБ (по данным с четным порядковым номером озер)

Градация	Средняя арифметическая	Границы интервала	
		минимум	максимум
1	0,29	0,16	0,43
1 и 2	0,63	0,20	1,07
2	1,07	0,33	1,82
2 и 3	2,22	0,34	4,09
3	3,93	1,83	7,43

Таблица 8. Биомасса зообентоса (г/м<sup>2</sup>) в воде озер, относящихся к разным градациям по индексу ГБ (по данным с четным порядковым номером озер)

Градация	Средняя арифметическая	Границы интервала	
		минимум	максимум
1	2,13	0,53	3,74
1 и 2	1,77	0,22	3,31
2	1,32	0,77	2,23
2 и 3	3,41	0,72	6,10
3	6,70	2,95	10,45

Определительные таблицы, разработанные для первого блока данных (для озер с четным порядковым номером), апробировали на данных второго блока, включающего озера с нечетными порядковыми номерами. Процедура апробации включала следующие три этапа: 1) по табл. 6 присвоить каждому озеру из второго блока на основании показателя общего фосфора значения индекса ГХтроф; 2) по табл. 5 выполнить прогноз значений индекса ГБ для каждого озера из второго блока данных; 3) по табл. 7 и 8 определить прогнозируемые показатели биомассы зоопланктона и зообентоса для каждого озера из второго блока данных; 4) определить долю озер из второго блока данных, для которых наблюдаемое значение гидробиологического показателя оказалось в пределах прогнозируемого интервала значений. Результаты проверки точности прогноза показателей представлены в табл. 9 и 10.

Таблица 9. Оценка точности прогноза биомассы зоопланктона по показателю содержания общего фосфора

Показатель	Градации индекса ГХтроф			Всего
	1	2	3	
Количество озер*	20	25	21	66
Доля озер с совпадением расчетных и исходных данных, %	55	56	86	65**

Примечание: \* – количество озер из второго массива данных, для которых имелись данные по содержанию общего фосфора и биомассе зоопланктона; \*\* – доля озер с совпадением расчетных и исходных данных для выборки 56 озер.

Таблица 10. Оценка точности прогноза биомассы зообентоса по показателю содержания общего фосфора

Показатель	Градации индекса ГХтроф			Всего
	1	2	3	
Количество озер*	21	23	21	65
Доля озер с совпадением расчетных и исходных данных, %	71	78	71	74**

Примечание: см. табл. 9. В целом точность реконструкции гидробиологических данных по содержанию общего фосфора была достаточно высокой и составила 65–74%. При этом максимальная точность (86% совпадения расчетных и исходных данных) была достигнута при реконструкции биомассы зоопланктона для третьей градации озер по индексу ГХтроф. Для целей рыбохозяйственной оценки водоемов эту точность можно считать достаточной. На заключительном этапе исследований на основе анализа полного массива данных были рассчитаны определительные таблицы для прогноза гидробиологических показателей по содержанию общего фосфора (табл. 11, 12, 13).

Таблица 11. Содержание общего фосфора (мкг/л) в воде озер, относящихся к разным градациям по индексу ГХтроф (анализ полного массива данных)

Градация	Среднее	Левая граница доверительного интервала	Правая граница доверительного интервала
1	10,5	6,6	14,3
Среднее между 1 и 2	14,4	11,3	17,5
2	18,3	14,8	21,7
Среднее между 2 и 3	30,2	21,2	39,1
3	48,5	35,3	61,8

При сравнении табл. 11, где представлены данные по всему массиву, и табл. 6, где отражены градации содержания общего фосфора для блока данных по озерам с четными номерами, следует отметить близкие характеристики интервалов для разных градаций. При попарном сравнении каждой из градаций двух таблиц оказалось, что средние величины этих градаций достоверно не различаются ( $p < 0.001$ ). Данный факт свидетельствует о том, что выборка из озер с четными номерами была репрезентативна относительно исходного массива данных по озерам Карелии.

В табл. 12 представлены характеристики градаций показателей биомассы зоопланктона по индексу ГБ, разработанные по всему массиву данных.

Таблица 12. Биомасса зоопланктона ( $г/м^3$ ) в воде озер, относящихся к разным градациям по индексу ГБ (анализ полного массива данных)

Градация	Среднее	Левая граница доверительного интервала	Правая граница доверительного интервала
1	0,37	0,20	0,54
Среднее между 1 и 2	0,83	0,42	1,25
2	1,09	0,50	1,68
Среднее между 2 и 3	1,94	0,39	3,49
3	3,63	1,13	7,79

В табл. 13 представлены характеристики градаций показателей биомассы зообентоса по индексу ГБ, разработанные по всему массиву данных. При сравнении табл. 12 и 7, где представлены характеристики градаций по биомассе зоопланктона, разработанные на половине выборки (озера с четными порядковыми номерами), отмечается высокое сходство между полученными средними и доверительными интервалами каждой градации при попарном их сравнении.

Таблица 13. Биомасса бентоса ( $г/м^2$ ) в воде озер, относящихся к разным градациям по индексу ГБ (анализ полного массива данных)

Градация	Среднее	Левая граница доверительного интервала	Правая граница доверительного интервала
1	1,01	0,76	1,26
Среднее между 1 и 2	1,37	0,67	2,07
2	1,57	0,94	2,63
Среднее между 2 и 3	3,32	1,46	5,18
3	6,82	3,21	10,43

Сравнение таблиц 13 и 8 показывает их заметное различие. Так, в таблице 8 отсутствует закономерное нарастание средних показателей биомассы бентоса от градации 1 к градации 2. В табл. 13 (анализ полного массива данных) нарастание показателей биомассы бентоса в ряду градаций закономерное. Это отражает большую вариабельность показателей зообентоса, связанную с мозаичностью пространственного распределения организмов.

## Обсуждение

Анализ данных по озерам Карелии показал, что для изучаемой выборки характерна асимметрия: преобладают олиго-мезотрофные водоемы, в то время как представленность эвтрофных озер весьма мала. По результатам анализа было выделено три группы озер. Первая группа (олиготрофные озера, которые устойчиво сохраняют свою невысокую продуктивность) отражает влияние на водоемы региональных факторов - низкой температуры воды, малой скорости выщелачивания химических

элементов из подстилающих пород, что, в конечном счете, определяет невысокий трофический статус этих водоемов. В силу малых концентраций фосфора и достаточно большого объема воды эти экосистемы трудно вывести из олиготрофного состояния, поскольку сильные антропогенные источники биогенных элементов вокруг этих озер отсутствуют.

Вторая группа – это озера, которые могут быть отнесены либо к олиготрофному, либо к мезотрофному статусу. Причинами существования таких озер с «неопределенным статусом» являются геоэкологические особенности карельского региона. В Карелии слишком велико значение осадков, регулярно выпадающих на водосборные площади озер, переменчива температура в вегетационный период. Это, в свою очередь, обеспечивает достаточно быстрое изменение гидрологических условий, а значит, и гидрохимического режима. Особенно подвержено межсуточной динамике содержание в воде биогенных элементов.

Третья группа – эвтрофные озера, подверженные действию антропогенного фактора, для которых отмечаются наиболее высокие уровни фосфора в воде.

Поскольку различия между некоторыми озерами сглажены, то для наиболее точного их разделения необходимо привлекать информацию сразу по нескольким показателям, а это значит, что в основу классификации должны быть положены комплексные индексы (Шитиков и др., 2005а). Механизмом для определения таких индексов может послужить кластерный и дискриминантный анализ, последний позволяет рассчитать функции дискриминации для отнесения озера к той или иной градации и, соответственно, присвоения водоему того или иного индекса.

На существование сложностей в оценке трофического статуса водоемов и необходимость расчета комплексных индексов указывает С. П. Китаев (2009). Согласно его данным, для оз. Онежского лишь 50% различных показателей свидетельствовали об олиготрофном статусе этого водоема, 13% – об ультраолиготрофном, 37% – о мезотрофном статусе. Для Ладожского озера оценки также перекрывались: по 56% показателей озеро было оценено как мезотрофное, по 19% – олиготрофное; по 6% – ультраолиготрофное; по 19% показателей – эвтрофное. Псковско-Чудское озеро характеризовалось следующим спектром оценок: 50% показателей позволили оценить этот водоем как мезотрофный, 6% – как ультраолиготрофный; 24% – как эвтрофный; 20% – как гиперэвтрофный. В связи с изменчивостью характеристик озер С. П. Китаевым был предложен «индекс трофического статуса», который базируется на средневзвешенной оценке по комплексу показателей. Такой подход позволяет более точно оценить продуктивные возможности экосистемы.

В работе С. П. Китаева (2009) указывается также на стохастический характер оценок экосистем по гидроэкологическим показателям. Действительно, чтобы описать изменчивое состояние системы, необходимо применение вероятностного подхода, когда для озера рассматривается несколько возможных состояний и для каждого состояния дается оценка вероятности его проявления. В настоящей работе был применен именно такой подход с использованием таблиц сопряженности, которые позволяют выяснить, насколько точно можно предсказать значение одного признака по величине другого. В отличие от регрессионного анализа в данном случае может быть получено распределение вероятностей между возможными значениями первого признака при известном значении второго. Преимуществом данного подхода является возможность изучения связей между показателями, распределение значений которых не обязательно подчиняется нормальному закону (Шитиков и др., 2005б).

Итогом настоящих исследований оказались определительные таблицы, в которых представлены характеристики трех градаций (средняя арифметическая и пределы доверительного диапазона) для показателей: содержание общего фосфора в воде, биомасса зоопланктона и зообентоса. Определительные таблицы предназначены для реконструкции биомассы зоопланктона и зообентоса по содержанию общего фосфора в воде с точностью 65–74%. Реконструированные данные могут быть использованы для оценки кормовой базы рыб и трофического статуса озер, что имеет большое значение при рыбохозяйственном исследовании озер.

Метод реконструкции гидробиологических данных по содержанию в воде общего фосфора с использованием таблиц сопряженности и определительных таблиц может найти применение для водоемов всего северо-западного региона России – не только Карелии, но и Кольского полуострова, Ленинградской, Вологодской, Архангельской областей. Географическое положение озер этого региона предопределяет в целом сходные климатические и геологические факторы, обуславливающие показатели их природной продуктивности.

## **Заключение**

1. Выявлена асимметрия распределения гидрохимических и гидробиологических показателей массива данных (общее число озер 170), что отражает действие двух групп факторов. К первой группе относятся климатический и геологический факторы, определяющие региональные особенности водоемов Карелии, их олиго-мезотрофный характер в основном большинстве анализируемого массива. Антропогенный фактор определяет существование эвтрофной группы озер, составляющей менее 1/10 анализируемой выборки.

2. Регрессионный анализ не позволил выполнить реконструкцию гидробиологических данных в связи с их высокой изменчивостью.

3. Разработаны комплексные гидрохимические и гидробиологические индексы, отражающие трофический статус озер; с использованием новых индексов выполнена классификация озер Карелии.

4. С использованием методов многомерной статистики и информационного анализа прослежены связи между гидрохимическими параметрами и гидробиологическими показателями. Рассчитаны прогнозные и определительные таблицы, позволяющие реконструировать данные по биомассе зоопланктона и зообентоса на основе данных по содержанию общего фосфора в воде озер.

5. На основе данных по содержанию фосфора в воде выполнена реконструкция показателей биомассы зоопланктона для 66 озер с точностью 55-86%, а также реконструкция показателей биомассы зообентоса для 65 озер с точностью 71-78%.

## Библиография

Арманд Д. Л. Информационные модели природных комплексов. М.: Наука, 1975. 126 с.

Ивантер Э. В., Коросов А.В. Введение в количественную биологию. Петрозаводск: Изд-во ПетрГУ, 2003. 304 с.

Китаев С. П. Основы лимнологии для гидробиологов и ихтиологов. Петрозаводск: Изд-во КарНЦ РАН, 2007. 395 с.

Китаев С. П. Комплексная оценка продукционных возможностей озер и количественная типология («индексы трофического статуса») // X съезд Гидробиологического общества при РАН, 28 сентября – 2 октября 2009 г.: Тез. докл. Владивосток: Дальнаука, 2009. С. 187-188.

Меншуткин В. В. Искусство моделирования (экология, физиология, эволюция). Петрозаводск; СПб: Изд-во КарНЦ РАН, 2010. 419 с.

Меншуткин В. В., Филатов Н. Н., Потахин М. С. Экспертная система "Озера Карелии". 1. Порядковые и номинальные характеристики озер // Водные ресурсы. 2009. Т. 36, № 2. С. 160-171.

Пузаченко Ю. Г. Математические методы в экологических и географических исследованиях. М.: Издательский центр «Академия», 2004. 416 с.

Розенберг Г. С., Саксонов С. В., Костина Н. В., Кудинова Г. Э. Оценка состояния и подходы к управлению биоресурсами Средней и Нижней Волги // Фундаментальные основы управления биологическими ресурсами. М.: Товарищество научных изданий КМК, 2005. С. 351-360.

Шитиков В. К., Розенберг Г. С., Зинченко Т. Д. Количественная гидроэкология: методы, критерии, решения. Кн. 2. М.: Наука, 2005а. 337 с.

Шитиков В. К., Розенберг Г. С., Костина Н. В. Методы синтетического картографирования территории (на примере эколого-информационной системы «Volgabs») // Количественные методы экологии и гидробиологии: Сб. науч. тр., посвященный памяти А. И. Баканова. Отв. ред. чл.-корр. РАН Г. С. Розенберг. Тольятти: Изд-во СамНЦ РАН, 2005б. С. 167-227.

Kalinkina N. M. Relationship between hydrobiological and hydrochemical parameters of lakes of Karelia as influenced by their geoecological characteristics / Environment. Technology. Resources. Proceedings of the 8th International Scientific and practical conference. June 20-22, 2011. Vol. 2. Rezekne, 2011. P. 352-355.

## The reconstruction of hydrobiological data for lakes of Karelia

**KALINKINA  
Nataliya**

*Institute of Northern Water Problems of the Karelian  
Research Centre of the Russian Academy of Sciences  
(NWPI), kalina@nwpi.krc.karelia.ru*

**Keywords:**

lakes of Karelia; classification;  
hydrochemical and hydrobiological  
parameters; contingency tables;  
prognoses

**Summary:**

The factors which determined the variability of hydrochemical and hydrobiological parameters of lakes of Karelia (in total 225 lakes) are analyzed. It is shown that oligo-mesotrophic lakes dominate among studied water bodies whereas the share of eutrophic lakes is low (about 10%). The biomass of phytoplankton and zooplankton was not exactly reconstructed by using the total phosphorous concentration as the argument in regression analysis due to high variability of these parameters. The hydrochemical and hydrobiological indexes were worked to classify the lakes of Karelia. The methods of prognoses of zooplankton biomass (with accuracy of 55-86%) and benthos biomass (with accuracy of 71-78%) on the base of the total phosphorous concentration were worked by using the contingency tables.



УДК 598.115.33

## Зимовка обыкновенной гадюки (*Vipera berus*) с эмбрионами

**КОРОСОВ**  
**Андрей Викторович**

Петрозаводский государственный университет,  
[korosov@psu.karelia.ru](mailto:korosov@psu.karelia.ru)

### Ключевые слова:

обыкновенная гадюка  
*Vipera berus*  
зимовка  
эмбрионы

### Аннотация:

У гадюк из Карелии обнаружено явление зимовки самок с эмбрионами и ежегодное размножение. Это особо крупные и тяжелые самки ( $L.t. > 62$  см,  $W > 160$  г), для которых потери массы в связи с беременностью оказываются незначительными. Анализ размеров 1450 особей показал, что доля самок, способных зимовать с эмбрионами, составляет в популяции гадюки о. Кижы менее 3%.

© 2012 Петрозаводский государственный университет

Получена: 11 декабря 2011 года

Опубликована: 25 ноября 2013 года

### Введение

Живорождение – важная стратегия выживания рептилий на Севере. Сама возможность вынашивания потомства открывает путь для следующей адаптации – продления беременности до момента оптимального развития молоди. Этот момент в конце короткого (90 дней) северного лета может и не наступить. Как теперь известно, в ответ на изменчивость погоды популяции гадюковых змей выработали важную адаптацию – беременные самки асписовой и обыкновенной гадюк зимуют с эмбрионами. Это явление известно для Франции, Казахстана, Швеции (Saint-Girons, Duguay, 1973; Бердибаева, 1981; Madsen, 1989) и для Карелии (Коросов, 2000). Вопрос состоит в том, насколько широко оно распространено в популяции гадюк Карелии?

### Материалы

Плодовитость изучалась в июле, августе и сентябре 1998 г. (учтено 252 экз.), в мае 2007 г. (71 экз.) на островах Кижского архипелага (Заонежье, Онежское озеро), в том числе на о. Кижы.

### Методы

Плодовитость оценивалась по числу эмбрионов, обнаруженных путем пальпирования у живых самок гадюки. Точность прижизненной оценки плодовитости контролировалась по трупному материалу (34 экз.) (пищевой комок, который располагается много выше яйцеводов, мы не могли принять за эмбрионов). В начале августа (за месяц до рождения) эмбрионы свернуты в относительно плотную спираль и хорошо прощупываются. Пальпирование довольно грубая процедура, которая может привести к травмам эмбрионов (Кудрявцев, 1991), поэтому на о. Кижы она проводилась только в течение двух сезонов во избежание нарушения динамики размножения гадюк.

### Результаты

Вскрытие 4 взрослых самок обыкновенной гадюки, закончивших период спаривания весной 1998 г. (20 мая), показали, что в одной из самок (размеры:  $L. t. = 620$  мм,  $L. c. = 85$  мм,  $W = 165$  г) находились пять хорошо развитых эмбрионов самок (2 экз.) и самцов (2 экз.), заключенных в тонкую прозрачную оболочку, а также еще один самец, заключенный в плотную толстую гиперимированную оболочку (рис. 1).

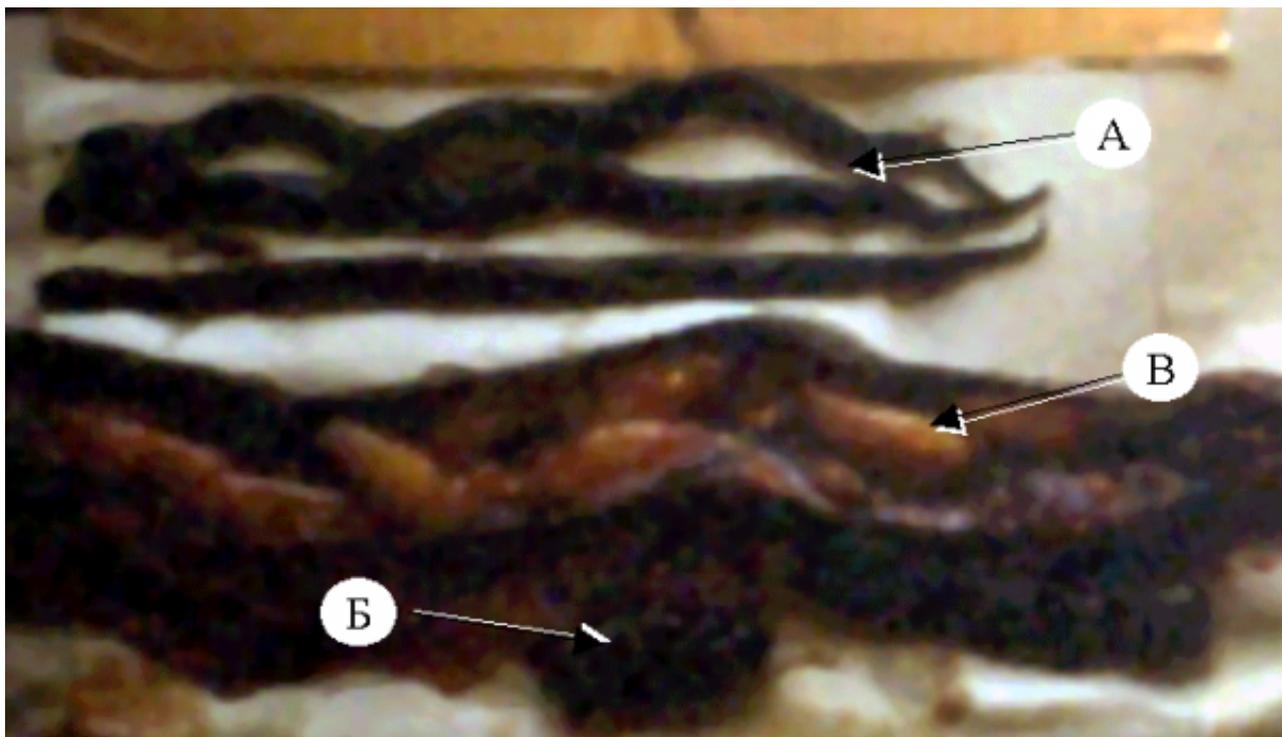


Рис. 1. Вскрытая самка обыкновенной гадюки с эмбрионами (А, Б) и зрелыми яйцами (В)  
Fig. 1. Female common viper with embryos (A, Б) and mature eggs (B)

Размеры эмбрионов близки к размерам августовских новорожденных: у самок *L. t.* = 152 мм, *L. c.* = 19.5 мм, *W* = 3.25 г, у самцов - *L. t.* = 146.5 мм, *L. c.* = 25 мм, *W* = 3.4 г. (в среднем). Тела четырех первых эмбрионов были свободно уложены по спирали, а последний был плотно упакован (рис. 1, Б). По всей видимости, этот эмбрион находился на ранней стадии резорбции, а 4 других эмбриона должны были вскоре родиться. Важно отметить, что только этот эмбрион пальпировался как крупный плотный комок, остальные эмбрионы были неотличимы по консистенции от яйцеводов, наполненных зрелыми яйцами, у других самок. Помимо эмбрионов, яйцеводы гадюки содержали 8 крупных зрелых яиц (размеры от 33 x 11 до 35 x 12 мм) (рис. 1, В). Итак, эта самка не только сохранила беременность с прошлого года, но могла бы размножиться и в текущем, т. е. становится беременной каждый год!

Ключевое значение в этом играет, на наш взгляд, хорошая упитанность крупной немолодой змеи. Как показывают наши данные мечения гадюк в течение одного сезона, потери массы тела при родах у самок разного размера составляют от 20 до 60 % (рис. 2, 1, 3). К сожалению, в эту выборку не попали змеи тяжелее 160 г. Если включить в выборку большее число особей (охватив более длительный период между повторными отловами - 1 и 2 года), то оказывается, что самые большие сезонные потери массы самых крупных особей достигают всего 5 % и они много меньше, чем потери массы мелких (молодых) особей (до 60 %).

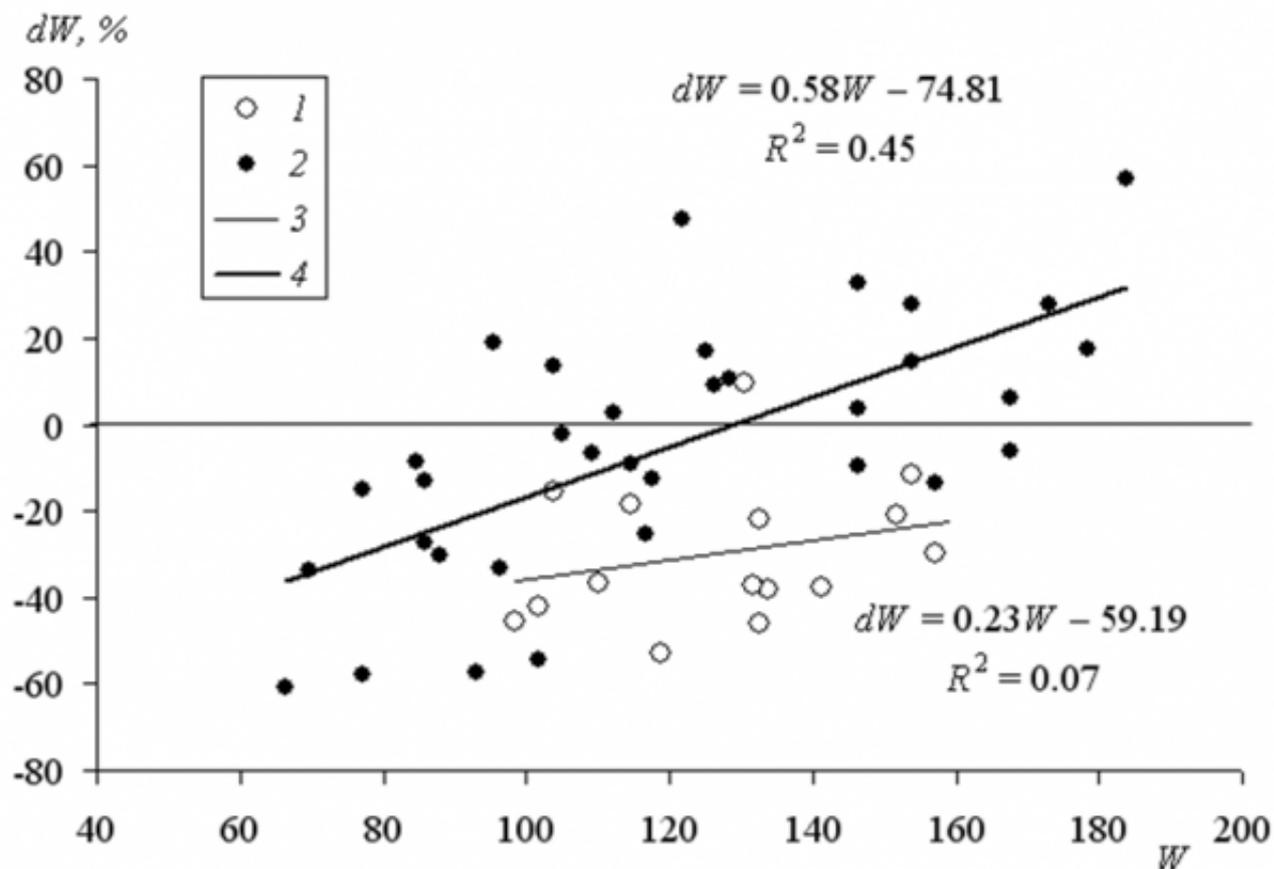


Рис. 2. Изменение массы тела ( $dW = W_{i+1} - W_i$ , %) самок гадюки между двумя отловами: 1 - лето - осень, 2 - весна<sub>i+1</sub> - весна<sub>i</sub>, 3 - тренд для 1, 4 - тренд для 2;  $R^2$  - коэффициенты детерминации трендов

Fig. 2. Change in body weight ( $dW = W_{i+1} - W_i$ , %) of viper females between two catches: 1 - summer - autumn, 2 - spring<sub>i+1</sub> - spring<sub>i</sub>, 3 - the trend for the 1, 4 - the trend for 2;  $R^2$  - coefficients of determination of trends

Различие между мелкими (молодыми) и крупными (старшими) змеями состоит еще и в том, что молодые гадюки в гораздо меньшей степени способны быстро восстановить полученный дефицит массы, чем крупные старшие особи. В зависимости от возраста (и размера) на восстановление массы тела, необходимой для следующего размножения, гадюкам требуется до трех лет (Volsøe, 1944; Viitanen, 1967; Biella, 1979; Shane, Seigal, 1989). Ориентируясь на обнаруженные соотношения (рис. 1), можно констатировать, что самки, весящие больше 160 г, после родов существенно не теряют в массе. Видимо, эта категория самок может размножаться каждый год и при неблагоприятных условиях уходить на зимовку с эмбрионами. Судя по размерам тела (Коросов, 2010), возраст у этих животных должен составлять не менее 10 лет.

### Обсуждение

В рамках исследования популяционной репродукции важно хотя бы приблизительно оценить долю самок, зимующих с эмбрионами или размножающихся ежегодно. Поскольку обыкновенная гадюка - редкое животное, ее невозможно добывать и препарировать в большом количестве. Выполнить поставленную задачу позволит, на наш взгляд, анализ распределения самок по массе тела и регрессия массы тела на линейные размеры. Нами показано, что масса самок с эмбрионами к концу беременности увеличивается (Коросов, 2010). Это значит, что весной беременные самки будут самыми тяжелыми среди голодных животных этого размерного класса. Наши материалы по массе самок гадюки, отловленных весной 1991-2009 гг., показывают, что в популяции существует очень небольшое число особенно крупных особей с длиной тела более 62 см и массой - более 160 г. Среди 1450 изученных самок их было всего 18 экз., или 1.2 % (рис. 3).

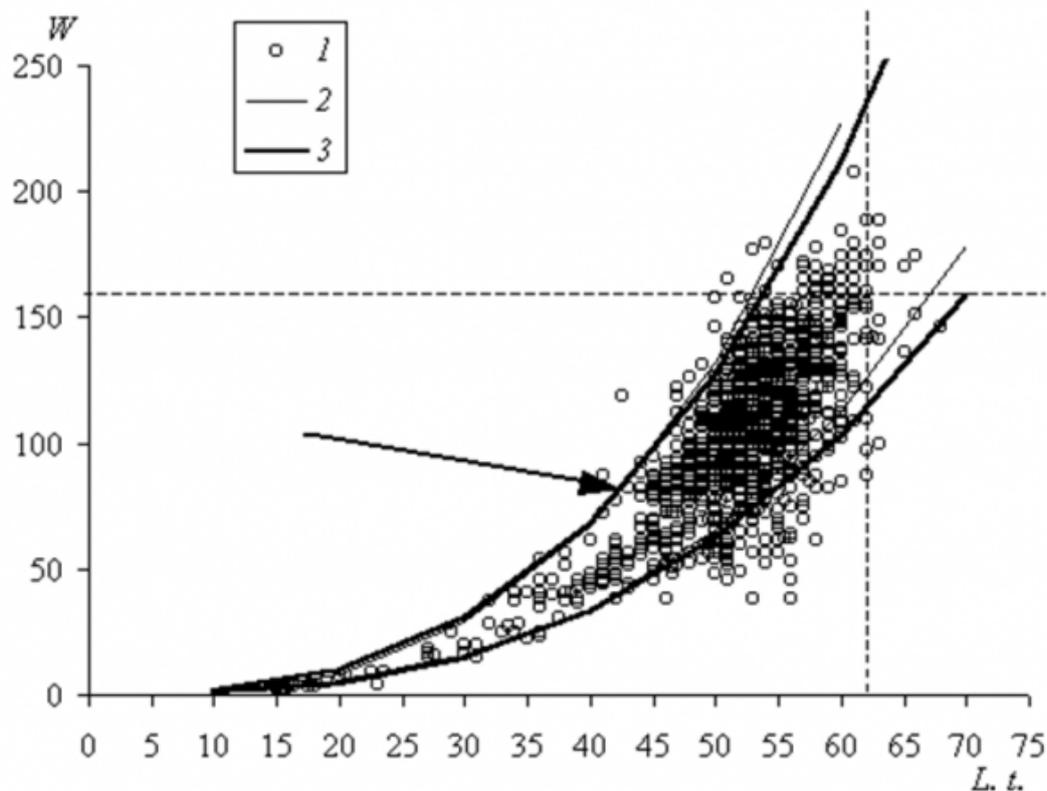


Рис. 3. Доверительные зоны для вариантов, построенные вокруг линий регрессии массы тела ( $W$ , г) по длине тела ( $L.t.$ , см) самок гадюки: 1 – исходные данные, 2 – экстраполяция доверительной зоны регрессии, построенной для особей с длиной тела менее 45 см, 3 – доверительная зона регрессии для всех особей; стрелкой указано сгущение точек, соответствующих впервые беременным самкам

Fig. 3. Confidence zones for the variants, built around the regression lines of body weight ( $W$ , g) on body length ( $L.t.$ , cm) of female vipers: 1 – initial data, 2 – extrapolation of the confidence zone regression, built for individuals with a body length less than 45 cm, and 3 – confidence zone regression for all individuals, the arrow indicates the concentration of points corresponding to the first pregnant females

Возможно, особи меньшего размера также могут обладать способностью к частому размножению, но их доля вряд ли может превысить 3 % (доля самок тяжелее 160 г составляет 3.7 %, а длиннее 62 см – 1.9 %). Итак, есть основания утверждать, что доля самок, зимующих с эмбрионами (и размножающихся каждый год) составляет менее 3 % (крупные особи в возрасте 10-15 лет).

Один из возможных вариантов выявления таких особей состоит в том, чтобы учитывать «аномально» тяжелых для своих размеров «пожилых» особей. Если ежегодное размножение и зимовка с эмбрионами связаны только с индивидуальными особенностями и не является обычным явлением у самых крупных растущих самок, то такие особи должны находиться за пределами верхней границы доверительного интервала для беременных самок (принят уровень доверительной вероятности  $P = 0.9$ ).

С этой целью рассчитали два уравнения степенной регрессии массы тела по размерам и их доверительные зоны (для каждого  $p < 0.05$ ). Первая кривая  $L.t. = 0.0008W^{2.98}$  построена по данным для молодых неполовозрелых особей (с размерами тела меньше 45 см) (рис. 3, 2); смысл ее построения состоял в том, чтобы выяснить, в какой мере пропорции тела, заложенные в молодости, сохраняются и во взрослом состоянии. Вторая кривая  $L.t. = 0.0007W^{3.00}$  построена для особей всех возрастов и характеризует весь эмпирический материал (рис. 3, 3). Можно было ожидать, что доверительная зона регрессии, построенной по данным для молодых, не претерпевших связанные с беременностью рост и падение массы, будет более узкой, чем зона для беременных, однако обе границы зон практически совпали. Варьирование массы тела, связанное с беременностью, как бы «вписано» в видовую норму и детерминировано уже на ранних этапах роста самок.

В нашей выборке за пределами верхней границы находится группа из 15 аномально тяжелых особей (0.8 %). Часть из них, видимо, незадолго перед отловом питалась и (случайно) не была

идентифицирована и не отделена от остальных особей; это относится к молодым особям длиной менее 45 см (3 точки).

Вторая группа из 5 точек соответствует средневозрастным взрослым особям, превышение массы которых над максимальными значениями очень невелико (одна из возможных причин – отлов особей через 4-5 дней после охоты, когда добыча уже почти переварена и не пальпируется, но остатки которой еще не превратились в экскременты). Однако эта прибавка (5-11 г) не может играть существенной роли при общих потерях при родах в 50 г, следовательно, способствовать ежегодному размножению. Наиболее интересна третья группа из 4-6 особей, масса которых на 15-20 г выше максимальной границы. Они вполне могут быть отнесены к группе ежегодно размножающихся (или зимующих с эмбрионами); в уловах их доля составляет 0.4 %.

Нижняя доверительная граница соотношения масса/длина, построенная для всех особей, также практически совпадает с границей, построенной для молодых особей. Она отделяет тех особей, у которых при родах происходит существенная потеря массы, в определенной мере аномальная для обычных пропорций самок. Особенно сильно эта потеря выражена у змей с длиной тела меньше 58 см; при визуальном осмотре их состояние кажется просто критическим (прощупывается скелет, кожа образует продольные складки). Есть основания считать, что такие животные не могут пережить зиму (Madsen, 1978).

Судя по нашим данным, самки гадюки, способные к зимовке с эмбрионами и размножению каждый год, обычно не представляют собой какой-либо аномалии (соответствующие им точки находятся в пределах доверительной зоны), это просто «пожилые» и крупные животные. Однако в популяции есть и менее крупные лидеры по упитанности, видимо, способные легко перенести потерю массы при родах. Общая доля все этих животных составляет около 2-3% от числа половозрелых самок.

На наш взгляд (судя по географии находок: северная Европа – южная Карелия – северный Казахстан) зимовка самок обыкновенной гадюки с эмбрионами – не только потенциально возможное, но и широко распространенное явление для условий сокращенного теплого периода. Возникает вопрос, почему имеются лишь единичные его описания? Первая причина состоит в том, что в южной части ареала гадюки обычно рожают молодых задолго до наступления неблагоприятных погодных условий. Во-вторых, старые крупные особи – достаточная редкость для популяции гадюки с предельным возрастом жизни 11-13 лет. Наконец, обнаружение факта зимовки гадюки с эмбрионами затруднено, поскольку при пальпировании на последних стадиях развития (весной) эмбрионы не прощупываются (к тому же их можно спутать со зрелыми яйцами), а случаи вскрытия животных описанной группы немногочисленны (и вряд ли оправданы в большом объеме).

Учитывая способность размножаться каждый год, следует пересчитать роль описанной группы самок в популяционной репродукции. Поскольку из числа половозрелых гадюк только треть размножается ежегодно (Коросов, 2010), доля молодых, рожденных группой крупных самок, может достигать до 5-9% от всех новорожденных. Для территории южной Карелии эта величина не является существенной. Однако в отдельные годы и на севере карело-кольского края, где погодные условия, благоприятные для нормального размножения, могут отсутствовать несколько лет подряд (Коросов, Ивантер, 2003), вклад крупных самок, зимующих с эмбрионами, может оказаться определяющим для судьбы локальной популяции.

## **Заключение**

Наши исследования населения обыкновенной гадюки в южной части республики Карелия показали, что доля крупных самок способных к зимовке с эмбрионами и, видимо, к ежегодному размножению, составляет менее 3% от половозрелых самок. Роль этих особей в репродукции местных популяций невелика.

## **Библиография**

Бердибаева Ж. Ш. К биологии обыкновенной гадюки // Фауна и экология животных Казахстана. Алма-Ата, 1981. С. 31-33.

Коросов А. В. Рептилии Карело-Кольского края // Биogeография Карелии: Тр. КНЦ РАН. Петрозаводск, 2000. Вып. 2. С. 96-102.

Коросов А. В. Экология обыкновенной гадюк (*Vipera berus* L.) на Севере (факты и модели). Петрозаводск: Изд-во ПетрГУ, 2010. 264 с.

Коросов А. В. Зимовка обыкновенной гадюки (*Vipera berus*) с эмбрионами // Принципы экологии. 2012. № 1. С. 54-59.

Коросов А. В., Ивантер Э. В. Изменчивость фенологических явлений в жизни гадюки в условиях Карелии // Змеи Восточной Европы. Тольятти, 2003. С. 34.

Кудрявцев С. В., Фролов В. Е., Королев А. В. Террариум и его обитатели. М., 1991. 296 с. Biella H.-J. Untersuchungen zur Fortpflanzungsbiologie der Kreuzotter (*Vipera berus* L.) (Reptilia, Serpentes, Vipiridae) // Zool. Abh. Staatl. Mus. Tierk. Dresden. 1979. Vol. 36. P. 117-125.

Madsen Th. Reproductive success, mortality and sexual size dimorphism in the adder, *Vipera berus*, L. // Holarct. Ecol., 1978. 11. P.77-80.

Madsen Th. Female adder in southern Sweden recorded giving birth in spring // Amphibia Reptilia. 1989. Vol. 10. № 1. P. 88-89.

Saint-Girons H., Duguay R. Un exemple de predation atypique et de gestation hibernale chez *Vipera aspis* (L.) // Ann. Soc. Sci. natur. Charente-Naritime. 1973. Vol. 5. № 5. P. 379-381.

Viitanen P. Hibernation and seasonal movements of the viper, *Vipera berus* (L.), in southern Finland // Ann. Zool. Fennici. Helsinki. 1967. Vol. 4. № 4. P. 472-546.

Volsøe H. Structure and seasonal variation of the male reproductive organs of *Vipera berus* (L.). Copenhagen, 1944. 157 p. / Spolia zoologica Musei heuniensis. Suriffter udg Uviv Zoologiske museum Kobenavn. 5.

## Wintering the common viper (*Vipera berus*) with embryos

**KOROSOV  
Andrey**

*Petrozavodsk state university, korosov@psu.karelia.ru*

### **Keywords:**

common viper  
*Vipera berus*  
wintering  
embryos

### **Summary:**

For the Vipers from Karelia phenomenon wintering females with embryos and the annual breeding were found. They were very large and heavy females (L.t. > 62 cm, W > 160 g), for which the mass loss due to pregnancy are not significant. Analysis of the size of 1450 individuals in a Kizhi population of viper showed that the proportion of females that can hibernate from embryos amounts to less than 3%.



УДК 612.592+612.741.1

## Параметры электромиограммы у любителей зимнего плавания при иммерсии в холодной воде

**МЕЙГАЛ**

**Александр Юрьевич**

*Петрозаводский государственный университет,  
meigal@petsu.ru*

**ПОТЕМИНА**

**Анастасия Михайловна**

*Петрозаводский государственный университет,  
medic13@inbox.ru*

**ШЕГЕЛЬМАН**

**Ирина Марковна**

*Республиканская больница им. В.А.Баранова,  
narkis@onego.ru*

### **Ключевые слова:**

электромиограмма  
двигательные единицы  
скелетные мышцы  
иммерсия  
холод  
адаптация

### **Аннотация:**

"Установлено, что занятия зимним плаванием вызывают минимальное изменение нейромышечного статуса по сравнению с контрольной группой. Достоверные изменения параметров ЭМГ получены лишь после острого погружения в ледяную воду в виде снижения частоты импульсации двигательных единиц (ДЕ) и снижения нелинейных параметров ЭМГ. Вывод: двигательная система человека достаточно устойчива к ремоделированию нейромышечного статуса даже при сильном длительном воздействии холодового фактора, но она реагирует на острое воздействие изменением активности ДЕ.

Ключевые слова: электромиограмма, двигательные единицы, скелетные мышцы, иммерсия, холод, адаптация."

© 2012 Петрозаводский государственный университет

Получена: 14 декабря 2011 года

Опубликована: 15 декабря 2013 года

### **Введение**

Температура среды, подобно гравитации или освещенности, постоянно присутствует в жизни человека. Для не одетого человека термонеутральные условия составляют 28-29 °С, а для легко одетого (офисный костюм, 1 CLO) 21-22 °С (Bligh, 1973), однако человек редко пребывает в термонеутральной среде - на него в каждый данный момент действует либо охлаждение, либо согревание. За пределами термонеутральности активируются физиологические реакции, которые поддерживают тепловой баланс человека. Обычно человек получает холодную нагрузку зимой, частично осенью и весной, вне дома и работы. Вместе с тем, развитие современной рекреационной индустрии позволяет человеку испытывать действие холода и летом на горнолыжных курортах, при плавании и нырянии. Холодовую экспозицию можно испытать даже при кондиционировании воздуха и при работе в холодильных камерах. Наиболее экстремальным видом действия холода считается зимнее плавание (холодовая иммерсия), когда человек погружается в воду при температуре, близкой к точке замерзания. Также, в последнее время получает популярность такой вид лечебно-косметической процедуры, как криосауна (WBC, whole body cryotherapy) (Smolander et al., 2004). Одним из наиболее мощных и частично управляемых механизмов терморегуляции теплокровного организма является двигательная система. Двигательная система способна производить тепло (теплопродукция) и снижать теплоотдачу через терморегуляционное

поведение и теплозащитные позы. Двигательная система также является чутким индикатором длительных и острых сенсорных воздействий, таких как длительная гипоксия, невесомость, возраст, утомление, тренировка (Козловская. 2007; Gandevia, 2001). Двигательная система, попадая под влияние холода, неизбежно адаптируется к нему (Ткаченко, Якименко, 1983). Известно, что длительное или острое охлаждение вызывает снижение частоты импульсации двигательных единиц (ДЕ). В частности, у животных (крыс) адаптация к длительному содержанию при низкой температуре среды (экспозиция 4-5 недель при -1-15 °С) приводила к снижению частоты импульсации ДЕ на 2-6 имп/с (Сорокина и др., 1984). У «зимних» голубей (исследованных зимой), частота импульсации ДЕ была на 1-3 имп/с меньше по сравнению с «летними» голубями (Сорокина, Медведев, 1986). Частота импульсации ДЕ при острой холодовой экспозиции снижается и у человека (Мейгал и др., 1997). В соответствии с недавно предложенной парадигмой об синергичности действия гравитации/невесомости и некоторых других сенсорных модальностей (холод/согревание, гипоксия/нормоксия) в онтогенезе человека (Мейгал, 2011; Мейгал, Ворошилов, 2009) было бы интересно исследовать изменения нейромышечного статуса в ответ на экстремально сильное острое и хроническое действие холода на организм человека. Это могло бы стать частью профилактических мероприятий в практике космических полетов (Meigal, 2011). В последнее время для описания биосигнала, в том числе электромиографического, используются нелинейные параметры (энтропия, детерминизм, размерность) (Meigal et al., 2009; Rissanen et al., 2008). В этой связи, цель настоящего исследования заключалась в том, чтобы на основе электромиографии дать описание нейромышечного статуса у любителей зимнего плавания в начале и конце сезона зимнего плавания, а также при остром погружении в ледяную воду.

## Материалы

### Общий дизайн исследования

Проведено 3 серии исследований с двумя группами испытуемых: 1) любителей зимнего плавания (далее - «моржей») и 2) «не-моржей». В первом исследовании проведено сравнение параметров интерференционной электромиограммы (иЭМГ) и двигательных единиц в группах «моржей» (M1) и «не-моржей» (M0) до начала сезона зимнего плавания в лабораторных условиях (октябрь-декабрь 2010 г). Во втором исследовании проведено сравнение группы «моржей» до начала сезона зимнего плавания (M1) и при его окончании в марте-апреле 2011 г. (M2). Третье исследование заключалась в сравнении параметров иЭМГ в конце сезона зимнего плавания до погружения в ледяную воду (M2) и сразу после выхода из нее (M3).

### Испытуемые и условия среды

Исследовано 13 здоровых любителей спортивного зимнего плавания (КРО общероссийской общественной организации «Федерация закаливания и спортивного зимнего плавания» (клуб «Виктория», г. Петрозаводск, наб. Варкауса, председатель И.Н.Жолудева, 7 мужчин и 6 женщин). Антропометрические данные приведены в табл. 1. Средний стаж занятий зимним плаванием составил 4/4 года (1-12 лет), среднее время экспозиции в воде в неделю ~5 мин (2-15 мин). Среди испытуемых 2 мастера спорта, чемпион России по зимнему плаванию, 2 разрядника по разным видам спорта. Все испытуемые некурящие, не страдают неврологическими заболеваниями.

Таблица 1. Антропометрические данные о группах «моржей» (M1) и «не-моржей» (M0)

Группа	Группа M1	Группа M0
<b>Возраст (годы)</b>		
вся группа	51.8±14.5 (27-85) n=13	47.7±12.3 (29-81) n=13
мужчины	40.42±10.19	44.29±9.4
женщины	n=7 62.83±16.03 ** n=13	(29-49) n=5 50±13.7 (43-81) n=9 *
<b>Рост (см)</b>		
вся группа	168.00±13.31 (146-195)	169.08±9.05 (148-182)
мужчины	174.33±10.45	177.44±4.45
женщины	153.75±5.18 *	(175-182) 163.87±6.98 (148-170) *
<b>Вес (кг)</b>		
вся группа	75.23±15.67 (56-96)	72.00±14.81 (55-100)
мужчины	82.11±13.93	86.00±9.19
женщины	59.75±1.71 **	(77-100) 62.00±8.10 (55-73) **
<b>ВМІ</b>		
вся группа	26.31±2.93 (22.4-32.4)	25.13±3.74 (18.7-32.3)
мужчины	26.75±3.38	27.94±2.59
женщины	25.32±1.41	(26.0-32.3)* 23.13±3.15 (18.7-26.8) *
		#
<b>Стаж занятий зимним плаванием (годы)</b>		
вся группа	4.53±3.80	4.38±3.5
мужчины	4.92±2.36	- - -
женщины		

Примечание: \* -  $p < 0.05$ ; \*\* -  $p < 0.01$  между группами мужчин и женщин.

В контрольную группу отобрано 14 человек («не-моржи», 5 мужчин и 9 женщин, все некурящие). Обе группы примерно одинаковы по возрасту, полу и антропометрическим данным (табл. 1), хотя в группе «моржей» женщины имели больший средний возраст. У испытуемых собиралось информированное согласие на участие в исследовании. Исследование групп М1 и М0 проведено примерно в одно время года (с 21 октября по 21 декабря 2010 г.), в условиях лаборатории ( $T_{\text{возд}}=25-26$  °С, влажность 60-70%) на базе кафедры физиологии человека и животных ПетрГУ (комнатные условия).

Группа «моржей» также была обследована на берегу Онежского озера, в обогреваемом здании клуба «Виктория» (М2, комнатные условия, наб. Варкауса, г. Петрозаводск) в марте-апреле 2011 года. Температура воздуха в здании клуба составляла 24-25°С. Группу М3 сформировали те же испытуемые сразу после иммерсии в холодной воде. Температура воды составила 1-4 °С. Температура воздуха в марте 2011 г. составила -6-2°С, в апреле от -1 до +10°С. Время иммерсии (погружения) - 60-80 секунд. Испытуемые также получали дополнительную холодовую экспозицию примерно 2-3 минуты при подходе к проруби и выходе из нее. Запись ЭМГ после погружения происходила также в здании клуба «Виктория». Измеряли средневзвешенную температуру кожи (СВТК) по методу Раманатана (Ramanathan, 1964) до и после погружения в холодную воду:

$$\text{СВТК} = 0.3T_1 + 0.2T_2 + 0.3T_3 + 0.2T_4,$$

где  $T_1$  - температура кожи под ключицей,  $T_2$  - передней поверхности плеча,  $T_3$  - передней поверхности бедра,  $T_4$  - задней поверхности голени.

## Методы

### Регистрация и анализ электромиограммы.

Поверхностную иЭМГ регистрировали с двуглавой м. плеча (*m. biceps br.*) справа, в позе стоя, плечо было опущено вниз, предплечье удерживалось в положении локтевого сгибания. Запись иЭМГ делали при нагрузках 0 (без нагрузки), 1, 2 и 3 кг. Использовали электромиограф Нейро-МВП-8 с программной средой «Нейрософт» (ООО «Нейрософт», г. Иваново, Россия). Отводящие электроды укрепляли лейкопластырем над основной массой мышцы. Кожу предварительно обрабатывали абразивной пастой и 70%-м этанолом, на электрод наносили электродный гель. Полоса пропускания ЭМГ составила 2-500 Гц. Регистрировали отрезки ЭМГ длительностью 1 с. Аппарат Нейро-МВП-8 позволяет получать такие линейные параметры как средняя амплитуда (А, мкВ) и средняя частота (MNF, Гц) иЭМГ. Нами также применена программа FRACTAN 4.4 © для характеристики аттрактора иЭМГ, который описывается несколькими нелинейными параметрами: фрактальной размерностью ( $D$ ), корреляционной размерностью ( $D_c$ ) и корреляционной энтропией ( $K_2$ ) и [4].

Также регистрировали параметры импульсации двигательных единиц (ДЕ) трехглавой мышцы плеча (*m. triceps br.*) билатерально по методу примененному нами ранее (Мейгал и др., 2009). Испытуемых просили напрягать мышцу до появления спонтанно импульсирующих ДЕ. Анализировали до 70-100 межимпульсных интервалов, рассчитывали средний межимпульсный интервал (МИИ, мс), среднюю частоту импульсации ( $f$ , имп/с), вариабельность (среднеквадратическое отклонение от среднего межимпульсного интервала,  $\sigma$ , мс).

Таким образом, всего для характеристики нейромышечного статуса учитывалось 8 электромиографических параметров.

### Статистический анализ.

Статистический анализ проведен при помощи программы SPSS 12.0™. Корреляционный анализ между параметрами производили с помощью критериев Спирмена и Пирсона, сравнение средних значений производили с помощью t-теста Стьюдента. Нормальность распределения данных определяли по методу Шапиро-Уилка.

## Результаты

### 1. Сравнение нейромышечного статуса «моржей» и «не-моржей».

Значения параметров иЭМГ групп «моржей» (М1) и «не-моржей» (М0) приведены в табл. 2. Достоверные различия были характерны только для средней частоты иЭМГ и фрактальной размерности. Средняя частота иЭМГ была меньше, а фрактальная размерность больше в группе «не-моржей». Это может свидетельствовать о наличии большей предопределенности в сигнале ЭМГ, что характерно для более низких частот импульсации ДЕ. Действительно, наблюдалась отчетливая тенденция к увеличению межимпульсного интервала ДЕ в группе «моржей», характерная как для мужчин, так и для женщин. В целом, частота импульсации ДЕ была на ~0,5 имп/с больше в группе «не-моржей», однако это различие не достигло уровня достоверности ( $p = 0.099$ ). При снижении частоты импульсации ДЕ процент

детерминизма в их активности должен расти (Vaillancourt et al., 2002), поэтому меньшая сложность (низкая фрактальная размерность) иЭМГ «не-моржей» вполне объяснима через сниженную частоту импульсации ДЕ. Частота импульсации ДЕ была больше на 0.5-1.0 имп/с у мужчин в обеих группах.

Таблица 2. Электромиографические параметры в группах «моржей» и «не-моржей»

Параметр ЭМГ	Группа М1 («моржи»)		Группа М0 («не-моржи»)	
Средняя амплитуда иЭМГ (мкВ)				
без нагрузки 1 кг 2 кг 3 кг	90.05±38.76	121.58±33.38	76.98±37.05	112.81±30.10
	131.64±40.64	152.31±35.11	127.51±35.58	151.11±40.84
Средняя частота иЭМГ (Гц)	135.90±14.33		127.81±18.25 *	
Фрактальная размерность (D)	1.7512±0.041		1.7629±0.046 *	
Корреляционная размерность (D <sub>c</sub> )	4.380±0.366		4.253±0.336	
Корреляционная энтропия (K <sub>2</sub> )	5.921±2.906		5.397±2.72	
Средний межимпульсный интервал ДЕ (мс)				
вся группа < 60 лет > 60 лет	111.37±18.13 (n=39)	106.86±16.00	106.88±21.75 (n=43)	103.38±20.61
мужчины женщины	(n=27) 121.52±19.20 (n=12)		(n=36) 131.68±23.34 (n=8)	
	108.02±17.54 (n=20)	114.89±18.54	101.25±24.78 (n=17)	110.56±19.33
	(n=19)		(n=26)	
Средняя частота (имп/с).				
вся группа < 60 лет > 60 лет	9.25±1.59 (n=39)	9.58±1.56 (n=27)	9.75±1.99 (n=43)	10.04±1.99 (n=36)
мужчины женщины	8.53±1.45 (n=12)	9.52±1.72 (n=20)	7.89±1.46 (n=8)	10.43±2.47 (n=17)
	8.98±1.44 (n=19)		9.31±1.50 (n=26)	

Примечание: \* -  $p < 0.05$  между группами М1 и М0.

Характерной особенностью группы «не-моржей» было то, что внутри группы проявилось влияние возраста. Это выражалось в достоверной корреляции между возрастом и средним межимпульсным интервалом ДЕ ( $R = 0.324$ ,  $p = 0.034$ ) и фрактальной размерностью иЭМГ ( $R = 0.326$ ,  $p = 0.014$ ). В группе «моржей» подобной корреляции между возрастом и параметрами иЭМГ обнаружено не было. Внутригрупповые различия в группе «не-моржей» вполне объяснимы. Известно, что частота импульсации ДЕ снижена у лиц пожилого возраста за счет увеличения пропорции медленных ДЕ в процессе возрастного ремоделирования двигательной системы (Doherty et al., 1993). Так как возраст не оказал достоверного влияния на активность ДЕ и параметры иЭМГ в группе «моржей», это можно считать специфическим влиянием занятий зимним плаванием на нейромышечный статус.

## 2. Влияние 4-месячного сезона зимнего плавания и острой холодовой иммерсии на параметры ЭМГ.

Повторное исследование, проведенное в комнатных условиях на той же группе «моржей» спустя 3,5-4 месяца занятий зимним плаванием (М2, иммерсия в среднем 5 минут в неделю) показало, что исследованные параметры иЭМГ и параметры активности ДЕ практически не изменились (табл. 3).

Таблица 3. Электромиографические параметры в группе «моржей» до (М2) и после (М3) погружения в холодную воду в конце сезона зимнего плавания

Параметр ЭМГ	Группа М2		Группа М3	
Средняя амплитуда иЭМГ (мкВ)				
без нагрузки 1 кг 2 кг 3 кг	65.92±38.90	97.26±49.21	74.59±41.43	99.81±44.50
	126.61±56.05	142.63±55.14	130.07±57.79	144.00±54.16
Средняя частота иЭМГ (Гц)	134.96±25.13		132.46±24.09	
Фрактальная размерность (D)	1.7511±0.038		1.7412±0.059 *	
Корреляционная размерность (D <sub>c</sub> )	4.464±0.570		4.355±0.436 *	
Корреляционная энтропия (K <sub>2</sub> )	4.752±1.63		4.610±1.746 *	
Средний межимпульсный интервал ДЕ (мс)				
вся группа < 60 лет > 60 лет	113.06±30.37 (n=35)	113.46±27.29	128.69±22.26 * (n=28)	127.05±23.37
мужчины женщины	(n=24) 112.17±37.69 (n=11)		(n=19) 132.18±20.59 (n=9)	
	117.44±26.62 (n=20)	107.21±34.84	129.66±25.72 (n=13)	127.85±19.67
	(n=15)		(n=15)	
Средняя частота (имп/с)				
вся группа < 60 лет > 60 лет	9.46±2.52 (n=35)	9.31±2.30 (n=24)	7.99±1.35 (n=28) **	8.11±1.40
мужчины женщины	9.80±3.04 (n=11)	8.90±1.85 (n=20)	(n=19) 7.74±1.29 (n=9)	7.98±1.51
	10.21±3.12 (n=15)		(n=13) 7.99±1.29 (n=15)	

Примечание: \* -  $p < 0.05$ ; \*\* -  $p < 0.01$  между группами М2 и М3.

Сразу после 60-80 секундного погружения в ледяную воду (М3) СВТК снижалась с 30.9±2,1 до 14.6±1,5 °С, частота импульсации ДЕ достоверно снижалась как у мужчин, так и у женщин,

увеличивался межимпульсный интервал, а также снижались все нелинейные параметры иЭМГ (табл. 3), что можно считать специфическим влиянием острого охлаждения организма.

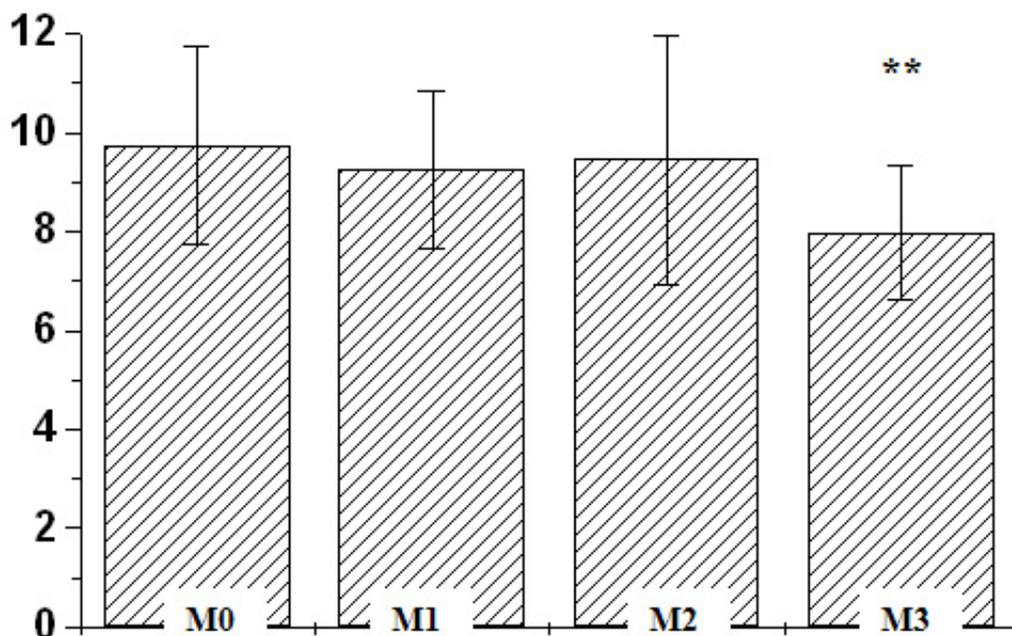


Рис. 1. Средняя частота импульсации (имп/с) двигательных единиц в четырех исследованных состояниях. M0 - «не-моржи»; M1 - «моржи» до сезона зимнего плавания; M2 - «моржи» после сезона зимнего плавания до погружения; M3 - «моржи» после сезона зимнего плавания, сразу после погружения в ледяную воду; \*\* -  $p < 0.05$  между группами M0 и M3.

Таким образом, почти 4-месячный сезон зимнего плавания практически не изменил электромиографические параметры нейромышечного статуса в группе «моржей». Можно сделать вывод о том, что у человека, в отличие от лабораторных и свободно живущих в природе видов, длительное и сильное температурное влияние оказывают лишь минимальное воздействие на нейромышечный статус. Это может быть связано с тем, что, несмотря на длительность сезона зимнего плавания, это воздействие является все-таки кратковременными (всего 4-5 минут в неделю). Все остальное время любители зимнего плавания проводили в термонейтральных комфортных температурных условиях, в отличие от лабораторных животных, которые находились в более жестких температурных условиях (Сокрокина, Медведев, 1986; Сорокина и др., 1984). Можно также предположить, что в группе «моржей» 4-месячное воздействие холодной иммерсии «камуфлируется» уже имеющейся «аккумулированной» адаптацией скелетных мышц к холоду, поскольку у большинства любителей зимнего плавания стаж погружений в ледяную воду составляет более 2 лет. Рис. 1. Средняя частота импульсации (имп/с) двигательных единиц в четырех исследованных состояниях. M0 - «не-моржи»; M1 - «моржи» до сезона зимнего плавания; M2 - «моржи» после сезона зимнего плавания до погружения; M3 - «моржи» после сезона зимнего плавания, сразу после погружения в ледяную воду; \*\* -  $p < 0.05$  между группами M0 и M3.

Таким образом, наиболее сильное влияние на нейромышечный статус оказало острое охлаждение в ледяной воде, на фоне более чем 2-кратного снижения кожной температуры. Погружение в ледяную воду (иммерсия) оказало достоверное и предсказуемое влияние на ДЕ, снижая их частоту, что совпадает с ранее полученными данными о влиянии умеренного воздушного охлаждения (экспозиции) на ДЕ человека (Мейгал и др., 1997). Таким образом, в континууме состояний M0-M1-M2-M3 два крайних состояния - M0 («не моржи») и M3 («моржи» после иммерсии) - оказались наиболее различными с точки зрения нейромышечного статуса (рис. 1). Физиологический смысл этих изменений заключается в т.н. «интерполяции» скорости сокращения мышечных волокон и частоты импульсации ДЕ для того, чтобы поддерживался примерно одинаковый режим зубчатого тетануса (Успенский, Данилова 1990, Merton,

1954). Снижение скорости сокращения при охлаждении требует снижения частоты импульсации ДЕ. Также, снижение частоты импульсации имеет калоригенный эффект (Гурфинкель и др., 1981).

### **Обсуждение**

Новые нелинейные параметры иЭМГ, характеризующие нейромышечный статус, оказались достаточно стабильными в разных состояниях. Тем не менее, после иммерсии в ледяной воде фрактальная размерность и корреляционная размерность были достоверно ниже по сравнению с группой «не-моржей». Снижение размерности свидетельствует об уменьшении сложности биосигнала и, соответственно, о повышении его предсказуемости. Это, в свою очередь, является признаком повышенного количества одинаковых фрагментов сигнала, то есть появления ритмичности (Meigaletal., 2009; Rissanenetal., 2008). Поэтому, снижение нелинейных параметров после иммерсии в ледяной воде может быть признаком холодовой дрожи, которая визуальнo имела место у двоих из 13 испытуемых.

### **Заключение**

Таким образом, занятия зимним плаванием оказывают лишь минимальный адаптационный эффект на нейромышечный статус «моржей». Вероятно, это связано с небольшой суммарной длительностью (5-10 минут в неделю) этого экстремального холодового воздействия. Наибольшее влияние у любителей зимнего плавания оказывает однократное острое сильное охлаждение – погружение в ледяную воду (иммерсия). При холодовой иммерсии изменения наблюдаются на уровне активности отдельных двигательных единиц, что связано с прямым охлаждением тканей организма и интерполяцией частоты импульсации двигательных единиц с уменьшенной скоростью сокращения мышечных волокон. Снижение значений нелинейных параметров отражает усиление синхронизации активности двигательных единиц, что свидетельствует о появлении явной или скрытой холодовой дрожи.

### **Библиография**

- Гурфинкель В.С., Левик Ю.С., Полещук Н.К., Коровин Ю.В. Зависимость теплопродукции скелетной мышцы от режима ее сокращения // Физиология человека. 1981. Т. 7. № 1. С. 46-54.
- Козловская И.Б. Гравитационные механизмы в двигательной системе // Современный курс классической физиологии / Под ред. Ю. В. Наточина и В. А. Ткачука. М.: Геотар-Медиа, 2007. С. 115-134.
- Мейгал А.Ю. Онтогенетическая модель гравитации и невесомости: теоретические и практические аспекты // Физиология человека. 2011. Т. 37. №6. С. 130-138.
- Мейгал А.Ю., Ворошилов А.С. Перинатальная модель перехода от гипогравитации к земной гравитации на основе нелинейных характеристик электромиограммы // Авиакосм. Экологич. Медицина. 2009. Т. 43. № 6. С. 14-18.
- Мейгал А.Ю., Герасимова Л.И., Золотова Е.В., Лупандин Ю.В. Произвольное рекрутирование двигательных единиц в условиях холодовой дрожи // Физиология человека. 1997. Т. 23. № 5. С. 64-68.
- Мейгал А.Ю., Кузьмина Г.И., Шигуева Т.А., Закирова А.З. Способ селективного отведения потенциалов действия двигательных единиц человека накожными электродами // Физиология человека. 2009. Т. 35. № 5. С. 134-138.
- Сорокина Л.В., Лупандин Ю.В., Власова Л.П. Терморегуляционная активность мотонейронного пула у крыс, адаптированных к холоду и гипоксии // Физиол. Журн. СССР. 1984. Т. 70. С. 75-80.
- Сорокина Л.В., Медведев Н.В. Терморегуляционная активность двигательных единиц скелетных мышц голубя // Физиол. журн. СССР. 1986. Т. 72. № 11. С. 1571-1574.
- Ткаченко Е.Я., Якименко М.А. исследование эффективности работы мышцы у белых крыс при адаптации к холоду // Физиол. журн. СССР. 1985. Т. 71. № 3. С. 337-341.
- Успенский А.Н., Данилова Л.И. Влияние охлаждения на характеристику одиночного сокращения

Мейгал А. Ю. , Потемина А. М. , Шегельман И. М. Параметры электромиограммы у любителей зимнего плавания при иммерсии в холодной воде // Принципы экологии. 2012. № 1. С. 60-67.

скелетной мышцы у адаптированных к холоду крыс // Физиол. Журн. СССР. 1990. Т. 76. № 3. С. 414-417.

Bligh J. Temperature regulation in mammals and other vertebrates // *Frontiers of Biology*. V. 30. 1973. 436 p.

Doherty T.J., Vandervoort A.A., Brown W.F. Effects of ageing on the motor unit: a brief review // *Can. J. Appl. Physiol.* 1993. V. 18. P. 331-358.

Gandevia S.C. Spinal and supraspinal factors in human muscle fatigue // *Physiol. Rev.* 2001. V. 81. P. 725-1789.

Meigal A. Yu. Interplanetary spaceflight compared with fetal and neonatal strategy at microgravitation: theoretical and practical implications // *Pathophysiology*. 2012. V. 19. P. 269-276.

Meigal A., Rissanen S., Kankaanpää M., Tarvainen M., Nuutinen J., Tarkka I., Airaksinen O., Kajalainen P.A. Novel parameters of surface EMG in patients with Parkinson's disease and healthy young and old controls // *J. Electromyogr. Kinesiol.* 2009. V. 19. № 3. P. e206-213.

Merton P.A. Voluntary strength and fatigue // *J. Physiol.* 1954. V. 123. P.553-564.

Mulder E.R., Gerrits K.H., Rittweger J., Felsenberg D., Stegeman D.F., de Haan A., Characteristics of fast voluntary and electrically evoked isometric knee extensions during 56 days of bed rest with and without exercise countermeasure // *Eur. J. Appl. Physiol.* 2008. V. 103. P. 431-440.

Ramanathan N.L. A new weighting system for mean surface temperature of the human body // *J. Appl. Physiol.* 1964. V.19. P.531-533.

Rissanen S., Kankaanpää M., Meigal A., Tarvainen M., Nuutinen J., Tarkka I., Airaksinen O.,Kajalainen P.A. Surface EMG and acceleration signals in Parkinson's disease: feature extraction and cluster analysis // *Med. Biol. Eng. Comp.* 2008. V. 46. P. 849-858.

Smolander J., Mikkelsen M., Oksa J., Westerlund T., Leppäluoto J., Huttunen P. Thermal sensation and comfort in women exposed repeatedly to whole-body cryotherapy and winter swimming in ice-cold water // *Physiol. Behav.* 2004. V. 82. P. 691-695.

Vaillancourt D.E., Larsson L., Newell K.M. Time-dependent structure in the discharge rate of human motor units. *Clin. Neurophysiol.* 2002. V. 113. P. 1325-1338.

## **Electromyographical modulations in the man under chronic and acute immersion in cold water**

**MEIGAL**  
**Alexandr**

*Pertozavodsk State University, meigal@petsu.ru*

**POTYOMINA**  
**Anastasiya**

*Pertozavodsk State University, medic13@inbox.ru*

**SHEGELMAN**  
**Irina**

*Republic state hospital, narkis@onego.ru*

### **Keywords:**

electromyogram  
motor units  
skeletal muscles  
immersion

### **Summary:**

The aim of the present study was to estimate adaptation of the neuromuscular system (NMS) to severe acute and chronic immersion in cold water in the winter swimmers using electromyography (EMG). It has been found that winter

cold  
adaptation

swimming exerts only minimal effect on the NMS in comparison with healthy controls. Statistically significant decrease of the motor unit firing rate and the non-linear parameters of the interference EMG was documented for the condition of acute immersion in the icy water. In conclusion, the motor system of the man does not present adaptation to chronic intermittent cold immersion, albeit it reacts on the acute cold stimulus by remodeling of the motor units activity.



## **Сейлан Ч., Блюмштейн Д. "Провал экологического образования (и как мы можем это исправить)." Беркли и др.: Изд-во Калифорнийского университета, 2011. 247 с.**

**РОЗЕНБЕРГ**  
**Геннадий Самуилович**

*Институт экологии Волжского бассейна РАН,  
genarozenberg@yandex.ru*

© 2012 Петрозаводский государственный университет

Получена: 16 декабря 2011 года

Опубликована: 30 марта 2012 года

Вдумайтесь в эти знакомые слова: образование и образованность. Мы почти забыли их подлинное значение и не всегда осознаем, что это – разные понятия. Образование – значит, сумма специальных знаний, образованность – просвещенность, культура. И еще образованность – это способность общаться, учиться, анализировать, прогнозировать, проектировать, выбирать и творить. «Образование – это то, что у вас останется, когда вы забудете все, чему учились», – говорил американский психолог и писатель Б. Скиннер (Skinner Burrhus Frederic). Человек с образованием может быть и не образованным. Особенно ярко это проявляется на примере экологического образования и образованности, в нашей повседневной жизни. Решение глобальных экологических проблем, достижение устойчивого развития и экологической безопасности территорий невозможно без фундамента основ культуры природопользования. Экологическое образование, как оно представлено в документах конференции в Рио-де-Жанейро 1992 г. (например, «Повестка дня – XXI»), – это не столько раздел биологии, сколько комплексная дисциплина, наука о единстве развития природы и общества, гармоничное единение естественных и гуманитарных наук, опыта природопользования в прошлом и настоящем. Блестящими примерами такого рода «экологизации» естественных наук могут служить представления о биосфере и ноосфере, последнего энциклопедиста XX века академика В. И. Вернадского, биогеохимические идеи его ученика академика А. П. Виноградова (кстати, единственного дважды лауреата Ленинской премии, если не считать орденосца Л. И. Брежнева...), биосферная природа этногенеза историка и географа Л. Н. Гумилева, медицинская география и экология человека академика РАМН В.П. Казначеева.

Работы, в которых появились представления об экологическом образовании, связаны с именами Джеймса Свена [Swan, 1969] и Уильяма Стаппа<sup>1</sup> [Stapp et al., 1969] и вышли в 1969 г.

Одно из первых определений<sup>2</sup> понятия «экологическое образование» было дано, по-видимому, на первой конференции по этой тематике, прошедшей в 1970 г. в столице штата Невада (США) г. Карсон-Сити (Carson City):

- Экологическое образование представляет собой процесс осознания человеком ценности окружающей среды и уточнение основных положений, необходимых для получения знаний и умений, необходимых для понимания и признания взаимной зависимости между человеком, его культурой и его биофизическим окружением. Экологическое образование также включает в себя привитие практических навыков в решении задач, относящихся к взаимодействию с окружающей средой, выработки поведения, способствующего улучшению качества окружающей среды [Миркин, Наумова, 1995, с. 16].

<sup>1</sup> Впоследствии стал первым директором департамента экологического образования при ЮНЕСКО. <sup>2</sup> Хотя «экологические мотивы» в образовании можно найти в педагогическом романе Жан-Жака Руссо «Эмиль, или О воспитании» (1762 г.) или еще раньше...

На семинаре по экологическому образованию, организованному Финской национальной комиссией по делам ЮНЕСКО (Finnish National Commission for UNESCO; Джамми [Jammi], 1974 г.), было дано такое определение [Файзуллина, 2008]:

- Экологическое образование – это способ достижения целей охраны окружающей среды. Экологическое образование не является отдельной наукой или дисциплиной. Оно должно осуществляться согласно принципу интегрированного образования.

Еще одно определение находим в Законе США об экологическом образовании [United States Public Law..., 1970]:

- Экологическое образование – это образовательный процесс, затрагивающий связь человека с его природным и рукотворным окружением и включающий в себя отношение популяции, загрязнения, распределения ресурсов и их истощения, сохранения, транспортировку, технологию, городское и сельское планирование со всей окружающей средой человечества.

Уже в 1996 г. в одном из постановлений Межпарламентской ассамблеи государств – участников Содружества Независимых Государств читаем [Постановление..., 1996]:

- Экологическое образование – процесс обучения, воспитания, развития личности и населения, самообразования и накопления опыта, направленный на формирование ценностных ориентаций, поведенческих норм и специальных знаний по природопользованию, реализуемых в экологически грамотной деятельности.

Законы об экологическом образовании начиная с 1995 г. были приняты и действуют<sup>3</sup> не менее чем в 10 субъектах Российской Федерации (республиках Башкортостан, Дагестан, Саха [Якутия], Волгоградской, Костромской, Ульяновской и других областях). Приведем еще одну формулировку из закона об экологическом образовании г. Санкт-Петербурга [Проект закона..., 2006]:

- Экологическое образование – непрерывный процесс воспитания, обучения, самообразования и развития личности, направленный на формирование норм нравственного поведения людей, их обязанности и ответственности по отношению к окружающей среде, а также получение специальных знаний и практических умений и навыков в области охраны окружающей среды и рационального природопользования, реализуемых в процессе жизни.

---

<sup>3</sup> Правда, к этому же времени относится и попытка принятия Федерального закона «О государственном регулировании образования в сфере экологии». Законопроект был принят Государственной думой, одобрен Советом Федерации, однако был отклонен Президентом РФ Б. Н. Ельциным (письмо от 6 января 1999 г., № Пр-14), так как закон «не имеет собственного предмета регулирования, так как основные его положения урегулированы Конституцией Российской Федерации, Законом Российской Федерации «Об образовании», Федеральным законом «О поставках продукции для федеральных государственных нужд» и Законом РСФСР «Об охране окружающей среды»».

---

Наконец, несколько парадоксальное и афористичное определение:

- Экологическое образование – это образование, которое вы не получаете из-за того, что идете в школу [Vare, 1998].

Именно в контексте этого последнего определения и следует рассматривать рецензируемую работу, авторы которой много времени посвятили экологическому образованию, правда «двигаясь» с различных сторон к одной и той же цели. Ч. Сейлан – типичный натуралист, посвятивший себя исследованию морских экосистем, основатель некоммерческого образовательного Общества по охране океана (Ocean Conservation Society) и участник разработок многочисленных экологических образовательных программ. Д. Блюмштейн – профессор-зоолог и заведующий кафедрой экологии и эволюционной биологии университета в Калифорнии. Такое «единение», можно сказать, практики и теории позволило авторам обсудить ключевой вопрос: что может сделать образовательная система США

для улучшения понимания студентами окружающей среды и ее важности для их жизни? Обсуждение книги целесообразно построить в полном соответствии с ее названием – первая часть несколько пугает и провоцирует («провал экологического образования»), но вторая оставляет шансы для оптимизма («как можно это исправить»). Каковы же причины «провала» экологического образования в США, которые видят авторы? Эти главы носят весьма символические названия: «Что пошло не так», «Между осведомленностью и действием», «Ответственность и ведомственное мышление». Прежде всего, причины неудач связаны с отсутствием комплексности, интеграции, гибкости экологического образования и серьезной нехваткой общественного внимания к экологическим проблемам. Основной тезис авторов состоит в том, что экологическая ответственность – это универсальная объективная ценность, точно так же, как, например, уважение к закону. Второе, что подчеркивают авторы, – экологическая проблематика слишком политизирована. В своем интервью Ч. Сейлан отмечает [Green Failure..., 2011]: «Как-то незаметно на своем пути экодвижение стало синонимом контркультуры хиппи, – как рисуют его портрет в СМИ или как иногда сами экологи позиционируют себя. Наш мир сильно поляризован, и когда профессиональные организации начали сеять сомнения в научной обоснованности среди публики, такие ассоциации широко использовались для политизации и маргинализации экологичности и охраны природы. Сегодня экологизм часто видится просто как покушение на свободный рынок». Еще одна причина состоит в том, что государственные образовательные стандарты не включают экологическое образование. «В частных школах очень много внимания уделяется экообразованию, которое является значительной частью школьной программы. Но мы не видим большой мотивации у этих детей. Они знают материал, дают правильные ответы на вопросы. Но мы не видим фактических изменений в их поведении или желания сделать что-либо, чтобы природе стало лучше. Экологическое образование, как правило, основано на идее, что человек осведомленный будет поступать правильно. Мы работали с высокопросвещенным сообществом, которое ничего не делало правильно. Поэтому я и начал сомневаться в этой идее, – переходит ли когда-либо вообще осведомленность в действие?» [Green Failure..., 2011]. И последнее. Школьники и студенты должны реализовывать свою экологическую грамотность при решении конкретных экологических проблем в местах своего проживания и жизнедеятельности, должны прочувствовать, изучать и понять, как действовать на местном, региональном и национальном уровнях, чтобы их индивидуальные знания превратились в конкретные программы («воплотиться в пароходы, в строчки и в другие добрые дела»). Сегодня мы пытаемся во многом копировать западные системы образования, забывая и отрицая огромный отечественный опыт, накопленный в этой сфере<sup>4</sup>. И самое главное, что давала и гимназическая традиция дореволюционной России, и унаследовавшая ее «советская система образования», – это обучение системности мышления.

---

<sup>4</sup> Не будем забывать, что за рубежом «западная» не только система образования, но и сама система существования, другая ментальность.

---

Директор Института проблем глобализации М. Г. Делягин подчеркивает: «Советское образование было уникальным; кроме нас, эта система работала еще только в Японии, и до сих пор она там еще функционирует. Это комплексное образование, которое учит всех мыслить, которое воспитывает не математиков, физиков, рабочих и прочее, но в каждом воспитывает, прежде всего, личность... Принимать решения и конкурировать не учили, – это наш принципиальный недостаток, в отличие от Запада, но учили думать и самим оценивать ситуацию. Людей воспитывали личностями, причем личностями моральными» [Делягин, 2009]. С этой точки зрения, нас должны насторожить указания авторов рецензируемой книги, которые подчеркивают, что многие беды экологического образования связаны с ориентированным на профессиональное обучение американским образованием в целом, вместо того, чтобы «обучать жизни». Они предлагают восстановить в школах некоторые из предметов, которые сейчас приходят в упадок, – такие как, например, литература, поэзия, эстетика (а мы, напротив, сокращаем по ним часы...).

Пути исправления сложившейся в экологическом образовании ситуации авторы формулируют в качестве своеобразного «манифеста» (с. 4). «Экологическая педагогика» должна наводить мосты между осведомленностью (экологическими знаниями) и природоохранной деятельностью (с. 95–115). В список педагогических «инноваций» они включают творческие игры (для сравнения укажем только на некоторые отечественные работы в этом направлении (Миркин, Наумова, 2000а; 2000б; Головатюк, Гурина, 2004)), эксперименты и трудовую деятельность ([Цветкова, 1994], постоянные контакты с природой (Базарнов, 1997; Холмкина, 2004), экологизацию всего образования (с этой целью

необходимо включать «элементы экологии» в уроки естественнонаучных дисциплин, логики, истории, грамотности, медиа-навыков, эстетики, социальных сетей и пр. (Колесова, 2007; Симаки др., 2009)), мотивированность учителей (финансовую, в олимпиадных успехах своих учеников, в росте профессионального мастерства и пр. (Сафронов, 1992; Аргунова, 2009; Вербицкий, Ларионова, 2009)) и др.

В книге подчеркивается необходимость пересмотра «американской мечты», приоритетов и самого определения «успеха в жизни» – в жизни есть нечто большее, чем накопление богатств и материальных благ. Авторы постоянно «давят» на сознательность как педагогов, так и возможность «прививки» такой сознательности школьникам и студентам. Кажется, это – утопия. Более чем двухтысячелетняя «прививка» человечеству десяти заповедей не сделала его кардинально лучше; более краткая, но не менее безрезультатная борьба с курением также буксует, несмотря на то, что «Минздрав предупреждает...»; а вот когда стали «учить рублем» пристегивать ремни безопасности, кажется, это возымело действие.

Рецензируемая книга написана талантливыми педагогами-экологами, содержит большое количество примеров и аналогий, она, несомненно, интересна и вызывает много «параллелей» с нашей действительностью. Это позволяет сделать вывод о том, что государственная политика в области экологического образования населения у нас в стране должна стать более системной и эффективной. На это обращает внимание и Президент России Д. А. Медведев [2010], который в своем блоге в День эколога (5 июня 2010 г.) написал: «Я согласен, что бороться нужно с экологической безграмотностью и безразличием. И вообще, у нас, кстати сказать, даже нормального экологического курса-то в программе нет. Мне, во всяком случае, недавно об этом сказали экологи. Если действительно этому не уделять внимания с самого раннего возраста, если экология не станет одним из курсов, который преподается в школе, то нормального экологического сознания у людей точно не будет». Чуть ранее (27 мая), на Госсовете, он отметил, что при отсутствии экологического образования у школьников формируются потребительские взгляды и соответствующее им отношение к природной среде. И распорядился проанализировать выполнение со стороны Минобрнауки его поручений, связанных с развитием экологического образования и просвещения, принять меры по повышению эффективности деятельности в этой сфере, «в том числе по включению экологического образования в число обязательных учебных предметов образовательных учреждений системы общего и профессионального образования, предусмотрев разработку соответствующих государственных образовательных стандартов и учебно-методических пособий»; срок выполнения поручения – 1 ноября 2010 г.

Прошло уже больше года, но... «Диалог как бы существует, но он очень сильно смахивает на монолог: экологи предлагают, их одобрительно хлопают по плечу и ровным счетом ничего не происходит, – с сожалением констатирует член совета директоров Международного Зеленого креста С. И. Барановский – Такое отношение будет сохраняться, пока не будет создана нормальная система экологического образования не только для рядовых граждан, но и для принимающих решения лиц. Только тогда "зеленые" инициативы будут иметь отклик в обществе. Нужно работать с населением, нужно учить детей. Сейчас же новая система образования вообще не предусматривает ознакомления учащихся с экологическими проблемами. "Зеленые" неоднократно пытались пробить закон об экологическом образовании. Недавно был подготовлен очередной большой пакет предложений. Пока его судьба неизвестна...» (Калугин, Барановский, 2011). Что касается парламентских партий, то в них спонтанно возникают экологические инициативы, но как показал наш анализ [Пыршева, Розенберг, Розенберг, 2010], реальной экологической программой ни одна из них не обладает. «Что касается партии власти, то пока в ней нет экологической составляющей. Поэтому у профессиональных экологов нет особого стимула взаимодействовать с "Единой Россией"» [Калугин, Барановский, 2011].

Книга Ч. Сейлана и Д. Блюмштейна содержит много идей, вытекающих из двух основных концепций: интеграция экологического образования в более широкие программы просвещения на всех уровнях и необходимость изменения политических условий, что будет способствовать реализации и расширению существующих экологических образовательных программ. Похоже, что это общие для США и России задачи. Только в этом случае можно ожидать, что охрана окружающей среды станет рассматриваться как часть гражданского долга.

А завершить эту рецензию хочется словами неизвестного китайского мудреца, которые были сказаны им две с половиной тысячи лет тому назад: «Если Вы думаете на год вперед – сейте зерна. Если Вы думаете на десять лет вперед – сажайте дерево. Если Вы думаете на сто лет вперед – воспитывайте человека».

## Библиография

- Аргунова М. В. Экологическое образование в интересах устойчивого развития как над-предметное направление модернизации школьного образования // XV Междунар. конф. «Образование в интересах устойчивого развития» (Россия, Москва, 27-28 июня 2009 г.): тез. докл. и презентаций XV Междунар. конф. «Образование в интересах устойчивого развития». СПб. 2009. С. 65-75.
- Базарнов В. Ф. Экскурсия как форма экологического образования. Томск: Изд-во ТГПУ, 1997. 65 с.
- Вербицкий А. А., Ларионова О. Г. Личностный и компетентностный подходы в образовании: проблемы интеграции. М.: Логос, 2009. 336 с.
- Головатюк Л. В., Гурина Е. М. Игровые экологические занятия и развлечения для детей старшего дошкольного возраста: Учебно-метод. пособие для воспитателей дошкольных учреждений. Тольятти: Изд-во Фонда «Развитие через образование», 2004. 77 с.
- Делягин М. В России копируют западную систему образования, чтоб обеспечить покорность народа // Гуманитарные технологии в социальной сфере. 2009. URL: <http://portal.gersen.ru/content/view/1131/74/> (дата обращения: 12.12.2011).
- Калугин П., Барановский С. Риторика и пиар вместо политики (Интервью) // Эксперт. 2011. № 12 (746). URL: <http://expert.ru/expert/2011/12/ritorika-i-piar-vmesto-politiki/> (дата обращения: 13.12.2011).
- Колесова Е. В. Состояние экологического образования в общеобразовательных учреждениях России // На пути к устойчивому развитию России. 2007. № 38. С. 5-6.
- Медведев Д. А. Экология и экономика не противостоят друг другу. Нормальная экономика – экологичная экономика // Videоблог Дмитрия Медведева. 5 июня 2010. URL: <http://blog.kremlin.ru/post/82/transcript> (дата обращения: 02.12.2011).
- Миркин Б. М., Наумова Л. Г. Молодильные яблоки для планеты Земля. Книга для чтения по экологии для учащихся среднего школьного возраста. Уфа: Китап, 2000а. 264 с.
- Миркин Б. М., Наумова Л. Г. Ролевые игры по экологии: Пособие для учителей. М.: Устойчивый мир, 2000б. 272 с.
- Миркин Б. М., Наумова Л. Г. Экология России: Учебник для 9-11-х классов общеобразовательной школы. М.: АО МДС, Юнисам, 1995. 232 с.
- Постановление Межпарламентской ассамблеи государств – участников Содружества Независимых Государств «О рекомендательном законодательном акте "Об экологическом образовании населения"» (17 февр. 1996 г. № 7-19. г. Санкт-Петербург).
- Проект закона Санкт-Петербурга "Об экологическом образовании, просвещении и формировании экологической культуры в Санкт-Петербурге" (Основной вариант. Версия от 10.09.2006. URL: <http://www.ecom-info.spb.ru/news/index.php?id=570> (дата обращения: 12.12.2011).
- Пыршева М. В., Розенберг А. Г., Розенберг Г. С. Концепция «здоровья среды», устойчивое развитие и политика // Экология и промыш. России. 2010. № 4. С. 40-45.
- Сафронов И. П. Формирование экологической культуры учителя: Автореф. дис. ... канд. философ. наук. М., 1992. 18 с.
- Симак С. В., Никитина Б. А., Лебедянцева С. В. Формирование экологической культуры населения средствами образования – концепция экологизации образования // XV Междунар. конф. «Образование в интересах устойчивого развития» (Россия, Москва, 27-28 июня 2009 г.): тезисы докладов и презентаций XV Междунар. конф. «Образование в интересах устойчивого развития». СПб. 2009. С. 227-229.
- Файзуллина Л. Ф. Экологическое образование студентов средствами социальной практики // Модели образовательной деятельности в вузе: традиции и новации. Матер. научно-методич. сессии Учебно-метод. Совета УдГУ «Модели образовательной деятельности в вузе: традиции и новации» 6 февр. 2008 г. Ижевск: Изд-во УдГУ, 2008. С. 235-243.
- Холомкина А. И. Осенняя экскурсия в парк // Начальная школа. 2004. № 9. С. 63-65.
- Цветкова И. В. Эко-проект "Маленький принц", или Экологические задания маленьким хозяевам нашей планеты. М.: Просвещение, 1994. 265 с.
- Green Failure: What's wrong with environmental education? (an interview with Michelle Nijhuis with Charles A. Saylan) // Yale Environ. 360: Opinion, Analysis, Reporting & Debate. 26 May 2011 / Перевод А. Федоров, А. Николаева. [http://e360.yale.edu/feature/green\\_failure\\_whats\\_wrong\\_with\\_environmental\\_education/2407/](http://e360.yale.edu/feature/green_failure_whats_wrong_with_environmental_education/2407/) (дата обращения: 14.12.2011).
- Stapp W. B., Bennett D., William Bryan J. et al. The concept of environmental education // J. Environmental Education. 1969. Vol. 1. № 1. P. 30-31.
- Swan J.A. The challenge of environmental education // Phi Delta Kappan. 1969. Vol. 51. № 9. P. 26-28.

Розенберг Г. С. Сейлан Ч., Блумштейн Д. "Провал экологического образования (и как мы можем это исправить)." Беркли и др.: Изд-во Калифорнийского университета, 2011. 247 с. // Принципы экологии. 2012. № 1. С. 68-73.

---

United States Public Law 91-516. The Environmental Quality Education Act. Enacted October 30, 1970.

Vare P. ECoSA: a report on a Pan-African environmental education survey // Environmental Education Research. 1998. Vol. 4. № 1. P. 5-24.

**Charles A. Saylan, Daniel T. Blumstein. "The failure of environmental education (and how we can fix it)." Berkley et al.: Univ. California Press, 2011. 247 p.**

**ROZENBERG  
Gennady**

*Институт экологии Волжского бассейна РАН,  
genarozenberg@yandex.ru*



## "Сохранение ценных природных территорий Северо-Запада России"

**МАРКОВСКИЙ  
Александр  
Владимирович**

*ООО СПОК, markovsky.a@gmail.com*

© 2012 Петрозаводский государственный университет

Получена: 27 декабря 2011 года

Опубликована: 30 марта 2012 года

В 2000 г. в России произошло разрушение системы государственной охраны природы – был упразднен федеральный орган Государственный комитет по экологии Российской Федерации. Это привело к передаче функций по охране природы сначала в непрофильные ведомства, а затем и вовсе в оппозиционное ведомство – в Министерство природных ресурсов Российской Федерации. Этот федеральный орган и его региональные аналоги ответственны за использование природы и, соответственно, полностью подчинены идее ее освоения.

Вследствие этого снизился государственный интерес к выявлению и сохранению ценных природных территорий. В свою очередь, это не стимулировало ни развитие методов исследования в области охраны природы, ни сами исследования.

В то же время при планировании как хозяйственной, так и природоохранной деятельности требуется соблюдать достаточно развитое российское природоохранное законодательство. Еще более обозначилась востребованность в конкретных картографических материалах с точными привязками нахождения ценных природных территорий (редких экосистем, местообитаний видов, внесенных в Красные книги, и т. п.).

Обращение к многолетнему опыту и собранным данным функционирующих академических институтов и университетов красноречиво показало ограниченную возможность использования результатов многочисленных фундаментальных исследований в практическом природоохранном и хозяйственном планировании. Связано это с целями и методиками традиционного сбора данных (например, о «краснокнижных» видах и ценных природных территориях), поскольку они, в подавляющем большинстве, не имели точной географической привязки, необходимой для принятия управленческих решений. Это критически ограничивало возможность использования накопленных данных при планировании мероприятий по охране природы и природопользованию.

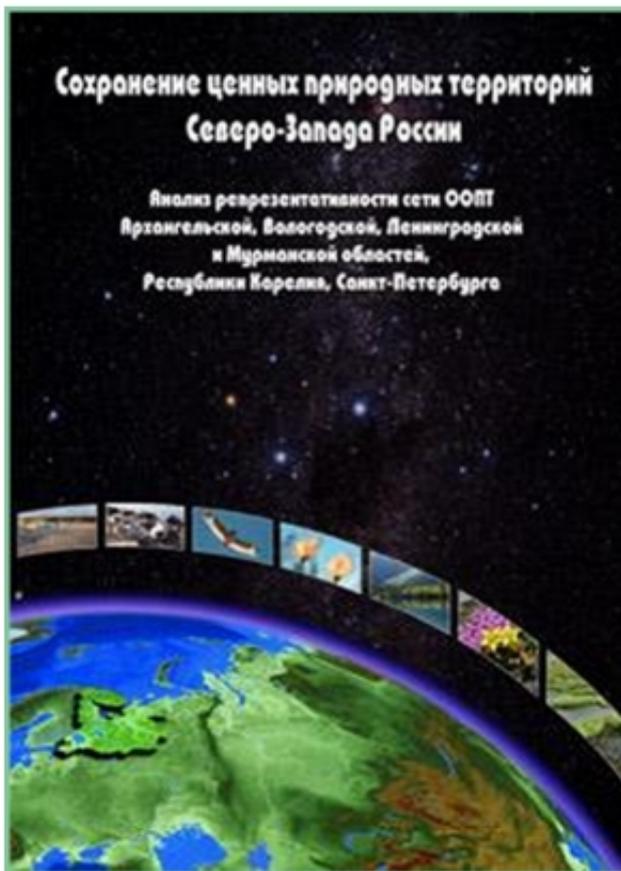
В то же время требование современного природоохранного законодательства и планирование использования территории (например, под лесозаготовку) требует точности нахождения объекта до нескольких гектар. Связано это, в частности, с отводом в рубку лесосек на повыдельном уровне (в условиях Карелии выдел может иметь площадь 2–4 га). Кроме этого, в обосновании создаваемых особо охраняемых природных территорий требуется доказать, почему граница проходит по данной квартальной просеке, по границе данного водного объекта или по границе данного выдела, а не в 10–100 м в другом месте. Таким образом, сегодня крайне актуальна максимально точная географическая привязка выявленных ценных природных территорий, причем и на самой ранней стадии планирования.

В 2011 г. под редакцией К. Кобякова коллектив авторов выпустил большую книгу «Сохранение ценных природных территорий Северо-Запада России. Анализ репрезентативности сети особо охраняемых природных территорий Архангельской, Вологодской, Ленинградской и Мурманской областей, Республики Карелия и Санкт-Петербурга». Книга содержит обобщенные сведения по ценным природным территориям обследованного региона.

Основным достоинством издания является публикация прозрачной методики выявления ценных

природных территорий разных типов и картографические данные по этим объектам четкими границами, которые теперь возможно (согласно действующему законодательству, во многих случаях обязательно следует) учитывать при планировании хозяйственной и природоохранной деятельности.

Электронный вариант книги представлен на Лесном портале Карелии (<http://forest-karelia.ru/?id=108>), электронный вариант картографических материалов публикации – на сайте некоммерческого партнерства «Прозрачный мир» (<http://gis.transparentworld.ru/gapnw/>).



## "Preserving valuable natural areas in Northwest Russia"

**MARKOVSKY  
Alexander**

*ROO SPOK, markovsky.a@gmail.com*