



<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. 4. № 3(15). Сентябрь, 2015**

**Главный редактор**

А. В. Коросов

**Редакционный совет**

В. Н. Большаков  
А. В. Воронин  
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  
Е. П. Иешко  
В. А. Илюха  
Н. М. Калинкина  
А. М. Макаров  
А. Ю. Мейгал

**Службы поддержки**

А. Г. Марахтанов  
А. А. Кухарская  
С. Л. Смирнова  
Т. В. Ивантер  
Н. Д. Чернышева

**ISSN 2304-6465**

**Адрес редакции**

185910, Республика Карелия, г. Петрозаводск, ул. Анохина, 20. Каб. 208.

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

<http://ecopri.ru>



© ФГБОУ «Петрозаводский государственный университет», 2012



## Содержание Т. 4. № 3. 2015.

### От редакции

**Повышая шансы** 3

### Аналитический обзор

Софронова А. А. **Правовой статус природоохранных некоммерческих организаций и экологические права граждан в России и Финляндии** 4 - 11

### Методы экологических исследований

Федосеева Е. В., Терехова В. А., Цесаренко О. В., Гладкова М. М. **Обработка результатов токсикологических исследований в статистической программе R** 12 - 26

### Оригинальные исследования

Баканев С. В. **Расселение и оценка возможного ареала краба-стригуна (*Chionoecetes opilio*) в Баренцевом море** 27 - 39

Калинкина Н. М., Коросов А. В. **Имитационная модель распространения загрязняющих веществ в водоемах, подверженных воздействию горнорудного производства** 40 - 59

Тихова Г. П., Придача В. Б., Сазонова Т. А. **Исследование динамики водного потенциала растений *Betula pendula* Roth с помощью косинор-анализа** 60 - 72

Шитиков В. К., Терехова В. А., Узбекиев Б. А., Кыдралиева К. А., Худайбергенова Б. М. **Модели “доза-эффект” для оценки экологического риска при техногенном загрязнении почвы** 73 - 88

### Синописис

Черлин В. А. **Гадюки Волжского бассейна. Часть I /А. Г. Бакиев и др. Тольятти: Кассандра, 2015. 234 с.** 89 - 92



## Повышая шансы

*Уважаемые читатели, авторы и рецензенты!*

Мы рассматриваем возможность включения нашего журнала в Перечень ВАК как серьезную оценку качества нашей работы. Прошел первый тур отбора журналов в новый Перечень ВАК. Автоматически попали в список журналы, зарегистрированные в международных базах данных Scopus и WoS; наш журнал по этому критерию не проходит. На очереди второй тур отбора журналов - теперь уже по внутренним критериям ВАК. На адрес редакции пришел список замечаний об отклонении нашего формата от ранее озвученных требований ВАК. Отсутствие прямого отказа дарит надежду. В настоящее время мы работаем над исправлением отмеченных недочетов. Свои негативные коррективы в эту работу привнесла неожиданная болезнь главного редактора. Но есть основания для оптимизма и в этом отношении. Надеемся к третьей декаде июля решить все формальные вопросы о статусе журнала.

Как обычно, редколлегия рассчитывает на помощь и Авторы, и Рецензенты: повысить шансы включения в Перечень ВАК можно только повышая качество публикаций.

Номер сформирован.

*С неизменной готовностью к сотрудничеству,  
редколлегия электронного журнала «Принципы экологии»*

### References



УДК 342.729

## Правовой статус природоохранных некоммерческих организаций и экологические права граждан в России и Финляндии

**СОФРОНОВА**  
**Анастасия Алексеевна**

*Петрозаводский Государственный Университет,  
ansofronova@yandex.ru*

### Ключевые слова:

природоохранные организации  
неправительственные организации  
экологические права граждан  
иностранцы агенты  
статус НКО  
Финляндия

### Аннотация:

Право на благоприятную окружающую среду – одно из главных прав человека, которое в развитых странах гарантируется основным законом государства и может быть реализовано различными методами, непротиворечащими законодательству страны. К одному из способов его реализации, хорошо зарекомендовавшему себя в международной практике, относится объединение граждан, заинтересованных в повышении качества окружающей среды, в некоммерческие или неправительственные организации и проведение природоохранных мероприятий. Однако, на практике человек, склонный активно защищать свои экологические права, может столкнуться с рядом законодательных препятствий.

В настоящей статье осуществляется сравнение административно-правового статуса субъектов экологического права в России и Финляндии с целью выявить недостатки в его урегулировании.

© 2015 Петрозаводский государственный университет

Рецензент: А. В. Марковский  
Рецензент: В. Н. Петров

Получена: 25 июня 2015 года

Опубликована: 30 октября 2015 года

### Введение

Согласно классическому определению, к которому склоняются теоретики права России, административно-правовой статус человека и гражданина является составной частью общего правового статуса личности – это комплекс прав и обязанностей, возникающих при вступлении в административные отношения, то есть, при взаимодействии с органами государственной власти и местного самоуправления, организациями, общественными объединениями и другими субъектами административного права (Бахрах, 2007). Таким образом, вступая в экологические отношения, человек реализует права и обязанности в области защиты окружающей среды и природопользования.

Сравнивая, каким образом вопрос защиты гражданами своих прав решается в России и в Финляндии, можно понять, насколько эффективным является действующее законодательство в этой области, и может ли международное сотрудничество поднять уровень благосостояния окружающей среды.

### Аналитический обзор

Комплекс экологических прав и обязанностей граждан России основывается, в первую очередь, на положениях статей 9, 42 и 58 Конституции Российской Федерации. В число прав и свобод человека и

гражданина входит право «на благоприятную окружающую среду, достоверную информацию о её состоянии и на возмещение ущерба, причинённого его здоровью или имуществу экологическим правонарушением», а в обязанность ему вменяется «сохранять природу и окружающую среду, бережно относиться к природным богатствам». Кроме того, взаимодействие граждан с органами государственной власти и другими субъектами экологических правоотношений также осуществляется благодаря таким конституционным правам, как право участвовать в управлении государством, избирать и быть избранным (ст. 32 Конституции РФ), право обращаться лично, а также направлять индивидуальные и коллективные обращения в государственные органы и органы местного самоуправления (ст. 33), право на объединение, включая право создавать профессиональные союзы для защиты своих интересов (ст. 30), и право проводить собрания, митинги, демонстрации, шествия и пикетирования (ст. 31), которые являются одной из наиболее популярных и внушительных форм выражения общественного мнения в России (Конституция РФ..., 2008).

Согласно статье 11 Федерального закона Российской Федерации «Об охране окружающей среды», в обязанности граждан входит «сохранять природу и окружающую среду; бережно относиться к природе и природным богатствам; соблюдать иные требования законодательства».

Реализуя своё право на благоприятную окружающую среду, они могут, во-первых, самостоятельно осуществлять природоохранную деятельность, создавая общественные объединения, фонды и иные некоммерческие организации и принимая участие в разрешённых законом массовых акциях, а также участвовать в проведении общественной экологической экспертизы, во-вторых, взаимодействовать с государственными органами исполнительной и судебной власти, а также проводить иные мероприятия в рамках и в порядке, установленных законодателем.

В обязанности граждан входит сохранение природы и окружающей среды, бережное отношение к природе и природным богатствам, а также соблюдение иных требований законодательства.

В Конституции Финляндии в административно-правовой статус человека также входит свобода собраний и объединений: параграф 13 гласит, что «каждый имеет право без испрашивания разрешения организовать собрания и демонстрации и участвовать в них» (Конституция Финляндии..., 1999). Порядок осуществления этого права регламентирован Законом «О собраниях» (530/1999). Параграф 4 говорит о важности такого права, подчеркивая, что государственные органы должны поощрять использование людьми своей свободы собраний, обеспечивая право собираться без внешнего вмешательства, и создавать условия для организации общих собраний. Собрания, демонстрации и открытые заседания организуются в уведомительном порядке: для получения разрешения из полиции требуется только выбрать место и предоставить сведения об организаторах и порядке его проведения, а также обеспечить связь с контактным лицом, представителем по вопросам встречи (параграф 8). Кроме того, митинг не может проходить на охраняемых природных территориях и в местах, представляющих культурную и историческую ценность, и нарушать общественный порядок. В этом случае полиция Финляндии может перенести его в другое место или прекратить митинг в случае, если организаторы не сумеют обеспечить порядок и безопасность мероприятия. Однако, в практике Финляндии несанкционированными митинги признаются крайне редко, и случаев, когда оказалась запрещена природоохранная демонстрация, на настоящее время не зафиксировано.

В параграфе 20 Конституции устанавливается распространяющаяся на всех участников экологических правоотношений «ответственность за сохранение природы и её многообразия, окружающей среды и культурного наследия».

Финляндию также отличает особый подход к вопросу о правах человека, встречающийся только в некоторых других северных странах. Министерство окружающей среды издаёт проспект, предназначенный для широкого круга граждан и иностранных лиц, в котором излагает содержание прав каждого человека на природу, связывает его с законодательством Финляндии и определяет круг обязанностей. Основное положение звучит следующим образом: «Право каждого человека на природу — это право любого гражданина на определённое природопользование независимо от того, кто является собственником данной территории и в чьём управлении она находится». Из этого следует, что природопользование осуществляется в соответствии с законом, но в рамках равных прав, которые каждый человек имеет на природу. Для осуществления таких прав не требуется разрешение землевладельца и плата за использование общих природных ресурсов. Праву каждого человека на природу всегда сопутствует требование о ненанесении вреда: человек может пользоваться правом только при условии, что это не наносит вреда и не беспокоит других.

В этой части «право каждого», возможно, имеет общие корни с правовым понятием сервитута – ограниченного пользования чужими земельными участками. Конституция РФ в части 1 статьи 9

называет землю и другие природные ресурсы основой жизни и деятельности народов, проживающих на соответствующей территории, в чем можно увидеть параллель с финским подходом к праву на землю.

Однако, развивая это положение, российское право предусматривает установление сервитута, который рассматривается как обременение территории, в конкретных случаях, и устанавливает тот же порядок регистрации права, какой предусмотрен для регистрации прав на недвижимое имущество; кроме того, за пользование им может быть установлена соразмерная плата, что защищает интересы собственника (статья 274; Гражданский Кодекс..., 2015).

Однако государство также выступает как собственник земельных участков, поэтому статьей 23 главы IV Земельного Кодекса Российской Федерации регулируется порядок установления публичного сервитута с учетом результатов общественных слушаний и его закрепление в форме закона или иного нормативного правового акта Российской Федерации, субъекта Российской Федерации или органа местного самоуправления в случаях, если это необходимо для обеспечения интересов государства, местного самоуправления или местного населения (Земельный Кодекс..., 2015).

Также содержание «права каждого» соотносится с положениями Лесного Кодекса Российской Федерации. Согласно статье 11 «Пребывание граждан в лесах», граждане имеют право свободно и бесплатно пребывать в лесах. Заготовка и сбор дикорастущих плодов, ягод, орехов, грибов, других пригодных для употребления в пищу лесных ресурсов и недревесных лесных ресурсов разрешена для собственных нужд, с рядом ограничений, касающихся некоторых видов, и ограничениями по нахождению на землях, доступ граждан на которые запрещен или ограничен в соответствии с федеральными законами (Лесной Кодекс..., 2015). Министерство окружающей среды Финляндии гарантирует это право разрешением собирать неохранные виды цветов, диких лесных ягод и грибов «там же, где разрешено находиться и передвигаться». Однако, перечень основных видов природной продукции, разрешенных к сбору, в Финляндии устанавливается Уголовным кодексом в параграфе 14 «О праве каждого человека на природу», снимая ограничение со сбора «опавших на землю сухого хвороста, шишек, орехов, диких ягод, грибов, цветов и - за исключением лишайника (ягеля) и мха - других подобных видов природной продукции на территории, находящейся во владении другого человека» (Право каждого..., 1999).

Участниками экологических правоотношений также часто становятся юридические лица, как коммерческие, так и некоммерческие. Они могут осуществлять предпринимательскую и природоохранную деятельность, руководствуясь требованиями законодательства, но чаще всего коммерческие вступают в экологические правоотношения в качестве хозяйствующих субъектов и лиц, имуществу которых был причинен вред, а некоммерческие – как организации, чьим основным родом деятельности является охрана окружающей среды.

Согласно статье 12 Федерального Закона Российской Федерации «Об охране окружающей среды», помимо обозначенных выше конституционных прав граждан, некоммерческим организациям при условии соблюдения требований действующего законодательства предоставлены возможности различными способами самостоятельно и своими средствами осуществлять и пропагандировать деятельность в области охраны окружающей среды, воспроизводства природных ресурсов, обеспечения экологической безопасности, а также принимать участие в государственном управлении в этой сфере: вносить предложения о проведении референдумов по вопросам охраны окружающей среды и об обсуждении проектов, касающихся охраны окружающей среды, обращаться в органы государственной власти Российской Федерации, органы государственной власти субъектов Российской Федерации, органы местного самоуправления, иные организации и к должностным лицам о получении своевременной, полной и достоверной информации о состоянии окружающей среды, участвовать в установленном порядке в принятии хозяйственных и иных решений, реализация которых может оказать негативное воздействие на окружающую среду, жизнь, здоровье и имущество граждан и реализовать другие права, предусмотренные законодательством.

Согласно статье 2 Федерального закона РФ «О некоммерческих организациях», НКО могут создаваться для достижения социальных, благотворительных, культурных, образовательных, научных и управленческих целей, к которым относится также деятельность в области «защиты растительного и животного мира».

Что касается обязанностей юридических лиц, то к ним относятся все требования, предъявляемые к коммерческим организациям, как к хозяйствующим субъектам; если при осуществлении хозяйственной и иной деятельности лицо вступает во взаимодействие с природными ресурсами, оно приобретает статус природопользователя и его деятельность оказывается в сфере, регулируемой природоресурсным законодательством, в соответствии с которым оно обязано возмещать нанесенный

вред, информировать государственные органы и население об аварийных ситуациях и соблюдать иные требования.

Параграф 13 Конституции Финляндии гарантирует каждому свободу объединения: создания организаций или ассоциаций для защиты профессиональных и иных интересов в соответствии с законом. Здесь Конституция ссылается на принятый в 1989 году Закон «Об ассоциациях», который подробно регламентирует статус таких объединений. Согласно параграфу 1 Закона, ассоциации могут создаваться с идеологическими целями, не противоречащими закону и нравственности, и подлежат государственной регистрации, после которой они обретают весь комплекс прав, могут брать на себя обязательства и защищать свои интересы в судебном порядке. Что касается участия ассоциации в экономической деятельности, то параграф 5 позволяет ей заниматься коммерцией в тех пределах, которые прописаны в правоустанавливающем документе, или если она необходима для реализации целей организации, или осуществляется в незначительном объеме.

В Финляндии во исполнение права на свободу собраний и объединения и принципов участия граждан в экологических программах действуют экологические неправительственные организации. Они имеют консультативный голос в совещании при принятии решений, связанных с воздействием на окружающую среду, а также осуществляют представительство как внутри страны, являясь рупором для обращения населения к государству, так и в международных отношениях.

В России в настоящее время действует ряд природоохранных организаций, которые осуществляют защиту экологических прав человека и окружающей среды.

Всероссийское общество охраны природы (ВООП), общественная и культурно-просветительская экологическая организация, которая была создана в 1924 году, ставит перед собой цель поддерживать благоприятную экологическую и социальную обстановку в стране, сохранять окружающую среду, поддерживать многообразие флоры и фауны, а также сохранять и укреплять здоровье населения. Осуществляя право принимать участие в государственной деятельности в качестве совещательного органа, представители ВООП выступали в заседаниях Общественного совета при Министерстве природных ресурсов и экологии Российской Федерации.

Центр экологической политики России работает при поддержке Российской Академии наук и Общественной палаты Российской Федерации. Это относительно молодая организация, созданная в 1993 году как «профессиональная общественная экологическая организация для экспертной поддержки экологического движения и разработки рекомендаций для законодательной и исполнительной власти».

Центр выпускает Бюллетень «На пути к устойчивому развитию России», периодическое издание, посвященное проблемам устойчивого развития, и совместно с Общественной палатой Российской Федерации осуществляет одноименную программу, в задачи которой входит формирование современной экологической политики России на основе концепции устойчивого развития и участие в составе рабочей группы в международной программе по борьбе с бедностью и общему повышению уровня жизни, принятой в 2000 году на саммите ООН.

Старейшей и самой крупной природоохранной организацией Финляндии является Общество охраны природы Финляндии (Suomen Luonnonsuojeluliitto), основанное в 1938 году и имеющее около 180 местных отделений. Общество является наиболее влиятельным соединяющим звеном между гражданами и органами государственной власти Финляндии, оно часто представляет страну в международных экологических проектах и мероприятиях, таких, как Коалиция «Чистая Балтика», Европейское Экологическое Бюро, Северный альянс за устойчивое развитие и другие. В его сферу деятельности входят вопросы охраны лесов, предотвращения климатических изменений, содействие устойчивой экологической политике, защита вод от загрязнения, устойчивое производство и потребление, экологическая («зеленая») налоговая реформа, вопросы управления культурными ландшафтами и их защита, использование и охрана земель, охрана видов, находящихся под угрозой, обращение с отходами и химикатами. Например, в 2015 году оно осуществляет проект по эко-эффективности, предлагая пути развития государственной экономики и экологической политики, осуществляя пропагандистскую работу во время различных мероприятий и семинаров.

Вторая крупная природоохранная неправительственная организация – Финская Природная Лига («Luonto-Liitto»), созданная в 1943 году и являющаяся политически независимым органом. Это молодежная ассоциация, деятельность которой в первую очередь связана с привлечением молодых людей к природоохранной деятельности, повышением уровня экологической грамотности населения, защитой демократических свобод и права на благоприятную окружающую среду.

Помимо создания проектов и участия в природоохранных мероприятиях, правительственные и неправительственные организации могут входить в международные органы по окружающей среде. Их

роль сложно переоценить: межправительственные и неправительственные международные организации и конференции, которые организуют для совместного решения глобальных экологических вопросов, оказывают, как полагают теоретики международного права, определяющее воздействие на формирование международного права охраны окружающей среды с самого его зарождения, подчеркивая, что ведущая роль в этом процессе принадлежит Организации Объединенных Наций, ее органам и специализированным учреждениям.

Право обеих стран предусматривает возможности для законного участия граждан в экологически ориентированной деятельности и защите своих интересов и прав на благоприятную окружающую среду и использование природных ресурсов, осуществляя их как на национальном уровне, так и на мировой арене. Однако, на практике Россию и Финляндию характеризует различный подход к тому, какое влияние могут оказать граждане и организации на ситуацию в области охраны природы и природопользования. Влияние это может выражаться в различных формах: влиянии на национальную экологическую политику, защите прав и интересов человека и природы в административном и судебном порядке, непосредственном улучшении и сохранении природы, образовании новых особо охраняемых природных территорий, долгосрочных стратегиях по улучшению экономического благосостояния государства благодаря рациональному природопользованию – к примеру, в экономике лесного сектора, существенной как для России, так и для Финляндии, лесной комплекс которой считается одним из основных, стратегических промышленных секторов экономики страны. Разумеется, речь идет не столько об уже достигнутых высотах устойчивого развития, сколько о существовании механизмов, которые позволят к ним подняться (Чернов, 2015).

Финские неправительственные организации в большей степени ориентированы на прямое обращение к властным органам, получение государственных грантов на проведение природоохранных мероприятий и семинаров, и, главное, на участие в процессе планирования землепользования, хозяйственной деятельности и градостроительства. Общественный и государственный интересы здесь совпадают: граждане и их объединения снимают с государства часть работы по формированию и осуществлению природоохранной политики.

Экологические некоммерческие организации в России также имеют право совещательного голоса, однако, существуют значительные ограничения, из-за которых их деятельность оказывается менее эффективной, чем необходимо и для достижения целей, прописанных в их учредительных документах, в частности, и для защиты конституционных прав человека в целом. Так, представляется недостаточно обдуманной политика государства в отношении НКО, причисленных, благодаря недавним изменениям в законодательстве, к категории иностранных агентов.

Напомним, что, согласно поправкам к Закону «О некоммерческих организациях» №121-ФЗ от 20 июля 2012 года, статус иностранного агента получили российские некоммерческие организации (НКО), которые занимаются «политической деятельностью» на территории России и получают «денежные средства и иное имущество от иностранных государств, международных и иностранных организаций, иностранных граждан и лиц без гражданства». Казалось бы, данное «от противного» определение политической деятельности в законе защищает от получения статуса иностранного агента НКО, занимающиеся «защитой животного и растительного мира, здравоохранением, профилактикой и охраной здоровья граждан». Однако, с момента принятия нововведений, в реестр НКО, выполняющих функции иностранных агентов, попали, согласно сведениям на 17 июня 2015 года, девять региональных организаций, занимающихся различными вопросами экологии. Этот вопрос был рассмотрен Конституционным Судом РФ. Постановление Конституционного Суда РФ от 08 апреля 2014 года №10-П гласит, что работа НКО в указанных выше сферах, «даже если она имеет целью воздействие на принимаемые государственными органами решения и проводимую ими государственную политику» не может считаться политикой, «но при условии, что эти цели не выходят за пределы (рамки) соответствующей области деятельности» (Постановление Конституционного Суда..., 2014). Однако, следует обратить внимание на последовавшее за ним Особое мнение Судьи Конституционного Суда Российской Федерации В. Г. Ярославцева, который посчитал некоторые положения закона неконституционными, нарушающими права человека, а формулировки расплывчатыми. В частности, было отмечено, что они дискриминируют не имеющие отношения к политике некоммерческие организации, привлекающие иностранное финансирование, когда препятствуют им осуществлять конституционное право выражать несогласие с решениями, принятыми государственными органами, проводя «политическую акцию, например, в виде митинга, пикета, в рамках разрешенной деятельности указанными федеральными законами» (Ярославцев, 2014).



## **Заключение**

Таким образом, под экономический и административный пресс попали организации, не являющиеся зарубежными представителями, а действующие в интересах России и окружающей среды России, но прежде получавшие финансовую поддержку от государств, заинтересованных в природоохранной деятельности и являющихся партнерами страны в различных экологических программах, участниками международных соглашений в области охраны окружающей среды. Сложно не согласиться со словами В.Г. Ярославцева: «Активная деятельность некоммерческих организаций является неотъемлемой частью функционирования демократического общества». Такой подход к статусу активных участников природоохранной деятельности расходится с принципами экологической взаимопомощи и признанием общими, стоящими выше внутринациональных интересов глобальных экологических проблем.

Сравнив основные характеристики административно-правового статуса граждан и некоммерческих организаций России и Финляндии, можно заключить, что активность в сфере защиты своих экологических прав в разрешенной законом форме больше свойственны финскому законодателю, который в процессе реформирования системы управления в области природопользования и охраны природы развивает сотрудничество государства и общественных объединений, поощряя участие граждан в решении экологических вопросов, в то время как в российской практике наблюдается своеобразный откат к укреплению и централизации власти. Кроме того, поправки к Закону «О некоммерческих организациях» №121-ФЗ от 20 июля 2012 года о статусе иностранного агента в существующем виде противоречат положениям статей 30 и 31 Конституции РФ, а также препятствуют развитию отношений России и Финляндии, поддерживая международную напряженность.

## **Библиография**

Бахрах Д. Н., Россинский Б.В., Старилов Ю.Н. Административное право. [Administrative Law] Учебник для вузов. М.: Норма, 2007. 816 с.

Гражданский кодекс Российской Федерации [Civil Code of the Russian Federation] (часть первая) от 30.11.1994 № 51-ФЗ (ред. от 23.05.2015) (с изм. и доп., вступ. в силу с 01.06.2015). Собрание законодательства РФ, 05.12.1994. № 32. Ст. 3301.

Земельный кодекс Российской Федерации [Land Code of the Russian Federation] от 25.10.2001 №136-ФЗ (ред. от 08.03.2015) (с изм. и доп., вступ. в силу с 01.04.2015). Собрание законодательства РФ, 29.10.2001. № 44. Ст. 4147.

Конституция Российской Федерации. [The Constitution of the Russian Federation] С изменениями от 30 декабря 2008 года (принята на всенар. голосовании 12 дек. 1993 г.) Российская газета. 21.01.2009. № 4831.

Конституция Финляндии. [The Constitution of Finland] №731/1999. С поправками до №1112/2011. Министерство юстиции Финляндии, Хельсинки, 1999. 35 с.

Лесной кодекс Российской Федерации [Forest Code of the Russian Federation] от 4 декабря 2006 года № 200-ФЗ (ред. от 21.07.2014). Российская газета, 2006. № 277.

Постановление Конституционного Суда РФ [Judgment of the Constitutional Court of the Russian Federation] от 08.04.2014 №10-П «По делу о проверке конституционности положений пункта 6 статьи 2 и пункта 7 статьи 32 Федерального закона «О некоммерческих организациях», части шестой статьи 29 Федерального закона «Об общественных объединениях» и части 1 статьи 19.34 Кодекса Российской Федерации об административных правонарушениях в связи с жалобами Уполномоченного по правам человека в Российской Федерации, фонда «Костромской центр поддержки общественных инициатив», граждан Л. Г. Кузьминой, С. М. Смиренского и В. П. Юкечева» Российская газета. № 89. 18.04.2014 (опубликован без особого мнения)

Особое мнение судьи Конституционного Суда Российской Федерации [Concurring opinion of judge of the Constitutional Court of the Russian Federation] В. Г. Ярославцева по делу о проверке конституционности

положений пункта 6 статьи 2 и пункта 7 статьи 32 Федерального закона «О некоммерческих организациях», части шестой статьи 29 Федерального закона «Об общественных объединениях» и части 1 статьи 19.34 Кодекса Российской Федерации об административных правонарушениях в связи с жалобами Уполномоченного по правам человека в Российской Федерации, фонда "Костромской центр поддержки общественных инициатив", граждан Л.Г. Кузьминой, С.М. Смиренского и В.П. Юкечева. Вестник Конституционного Суда РФ. 2014. № 4.

Право каждого человека на природу в Финляндии. [Everyman's right in Finland] Хельсинки: OY Edita Ab, 1999. 10 с.

# Legal status of environmental non-profit organizations and citizens in Russia and Finland

**SOFRONOVA  
Anastasiya**

*Petrozavodsk State University, ansfronova@yandex.ru*

## **Keywords:**

environmental organizations  
non-governmental organizations  
environmental rights of citizens  
foreign agents  
the status of NGO  
Finland.

## **Summary:**

One of the main human rights is the right to have a healthy and sustainable environment. It is guaranteed by the basic law of a state and can be implemented by various methods not contravening the laws of the country. The way to implement this right is well established in international practice, it is related to involving citizens interested in improving the quality of the environment, in non-profit or non-governmental organizations for environmental protection. However, in practice the person inclined to the active protection of their environmental rights may face a number of legislative bars. In this article the administrative and legal status of the subjects of environmental law in Russia and Finland are compared.

## **References**

- Bahrah D. N. Rossinskiy B.V. Starilov Yu.N. Administrative Law Uchebnik dlya vuzov. M.: Norma, 2007. 816 p.
- Civil Code of the Russian Federation(chast' pervaya) ot 30.11.1994 No. 51-FZ (red. ot 23.05.2015) (s izm. i dop., vstup. v silu s 01.06.2015). Sobranie zakonodatel'stva RF, 05.12.1994. No. 32. St. 3301.
- Land Code of the Russian Federationot 25.10.2001 No.136-FZ (red. ot 08.03.2015) (s izm. i dop., vstup. v silu s 01.04.2015). Sobranie zakonodatel'stva RF, 29.10.2001. No. 44. St. 4147.
- The Constitution of the Russian FederationS izmeneniyami ot 30 dekabrya 2008 goda (prinyata na vsenar. golosovanii 12 dek. 1993 g.) Rossiyskaya gazeta. 21.01.2009. No. 4831.
- The Constitution of FinlandNo.731/1999. S popravkami do No.1112/2011. Ministerstvo yusticii Finlyandii, Hel'sinki, 1999. 35 p.
- Forest Code of the Russian Federationot 4 dekabrya 2006 goda No. 200-FZ (red. ot 21.07.2014). Rossiyskaya gazeta, 2006. No. 277.
- Judgment of the Constitutional Court of the Russian Federationot 08.04.2014 No.10-P «Po delu o proverke konstitucionnosti polozheniy punkta 6 stat'i 2 i punkta 7 stat'i 32 Federal'nogo zakona «O nekommercheskih organizaciyah», chasti shestoy stat'i 29 Federal'nogo zakona «Ob obschestvennyh ob'edineniyah» i chasti 1 stat'i 19.34 Kodeksa Rossiyskoy Federacii ob administrativnyh pravonarusheniyah v svyazi s zhalobami Upolnomochennogo po pravam cheloveka v Rossiyskoy Federacii, fonda «Kostromskoy centr podderzhki obschestvennyh iniciativ», grazhdan L. G. Kuz'minoy, P. M. Smirenskogo i V. P. Yukecheva» Rossiyskaya gazeta. No. 89. 18.04.2014 (opublikovan bez osobogo mneniya)
- Concurring opinion of judge of the Constitutional Court of the Russian FederationV. G. Yaroslavceva po delu o proverke konstitucionnosti polozheniy punkta 6 stat'i 2 i punkta 7 stat'i 32 Federal'nogo zakona «O nekommercheskih organizaciyah», chasti shestoy stat'i 29 Federal'nogo zakona «Ob obschestvennyh ob'edineniyah» i chasti 1 stat'i 19.34 Kodeksa Rossiyskoy Federacii ob administrativnyh pravonarusheniyah v svyazi s zhalobami Upolnomochennogo po pravam cheloveka v Rossiyskoy Federacii, fonda "Kostromskoy centr podderzhki obschestvennyh iniciativ", grazhdan L.G. Kuz'minoy, P.M. Smirenskogo i V.P. Yukecheva. Vestnik Konstitucionnogo Suda RF. 2014. No. 4.
- Everyman's right in Finland. Hel'sinki: OY Edita Ab, 1999. 10 p.



УДК 57.084.1, 519.254

## Обработка результатов токсикологических исследований в статистической программе R

<b>ФЕДОСЕЕВА</b> <b>Елена Васильевна</b>	<i>Российский национальный исследовательский медицинский университет имени Н.И. Пирогова, elenfedoseeva@gmail.com</i>
<b>ТЕРЕХОВА</b> <b>Вера Александровна</b>	<i>Институт проблем экологии и эволюции им. А.Н. Северцова РАН, vterekhova@gmail.com</i>
<b>ЦЕСАРЕНКО</b> <b>Ольга Васильевна</b>	<i>Иркутский государственный университет, ozusammen@yandex.ru</i>
<b>ГЛАДКОВА</b> <b>Марина Михайловна</b>	<i>Московский государственный университет им. М.В. Ломоносова, marika230489@gmail.com</i>

### Ключевые слова:

токсикологические исследования  
тест-функции  
статистическая программа R  
дисперсионный анализ  
корреляция  
статистическая значимость

### Аннотация:

Представленная статья посвящена анализу экспериментальной ценности и приемлемости результатов токсикологических исследований в статистической среде R. Эта свободно распространяемая программа обладает большими функциональными возможностями и алгоритмической продуманностью, что делает ее «...безусловным лидером среди свободно распространяемых систем статистического анализа...». Данными служили результаты экспериментов по оценке токсичности образца высокоминерализованных отходов промышленного производства. Оценивали две тест-функции: изменение прироста численности клеток и уровня флуоресценции лабораторной культуры морских диатомовых водорослей *Phaeodactylum tricorutum*. В статье представлен подробный алгоритм анализа, а именно: инициализация данных, оценка выборочных параметров описательной статистики, оценка токсичности, однофакторный дисперсионный анализ, множественные сравнения Тьюки и Даннета, оценка корреляции наблюдаемых переменных (коэффициенты Пирсона и Спирмена). Полный перечень скриптов позволит воспроизвести подобный анализ.

© 2015 Петрозаводский государственный университет

Рецензент: В. К. Шитиков  
Рецензент: Н. М. Калинин

Получена: 02 сентября 2015 года

Опубликована: 12 ноября 2015 года

### Введение

При проведении экологической экспертизы уровня загрязнения окружающей среды, а также для установления степени опасности биологически токсичных веществ важное место занимает

биотестирование (англ. bioassay). В то же время, результаты токсикологических испытаний не всегда имеют однозначный характер, поскольку какое-либо вещество, или их смесь, может привести к возникновению специфических реакций у тест-объектов, особенно на клеточном или тканевом уровнях организации. Нередко при исследовании одной и той же пробы в батарее биотестов получают различные отклики, экспериментальную ценность которых и приемлемость для заключения о токсичности необходимо подтверждать корректными статистическими расчетами (Yakimenko, Terekhova, 2011).

Целью представленной работы было оценить в статистической программе R статистическую значимость и корреляцию значений разных тест-функций в результате проведенных токсикологических экспериментов с одной тест-культурой.

## Материалы

Данными служили результаты экспериментов по оценке токсичности образца высокоминерализованных отходов промышленного производства согласно методике ФР.1.39.2009.06596, ПНД Ф Т 16.3.15-09 (Жмур, 2009). Водный экстракт отхода готовили при 7 часовой экстракции в соотношении по массе 1:10 (отход: вода). В эксперименте проанализированы три варианта проб: водный экстракт образца отхода с добавлением питательной среды Гольберга для роста водорослей (исходная проба) и водные разведения исходной пробы – 1 к 50 и 1 к 100. Каждое разведение пробы было представлено в трехкратной повторности. Контролем служила питательная среда Гольдберга. Оценивали две тест-функции: изменение прироста численности клеток и уровня флуоресценции хлорофилла лабораторной культуры морских диатомовых водорослей *Phaeodactylum tricornutum* за установленный методикой период экспозиции (72 ч).

Численность клеток микроводорослей *Ph. tricornutum* учитывали при прямом микроскопировании суспензии в камере Горяева. Эксперимент с учетом численности клеток повторяли дважды. Уровень флуоресценции проб измеряли с помощью анализатора Флюорат-02-5М (Lumex, РФ) при возбуждении флуоресценции хлорофилла в диапазоне 400–500 нм и регистрации флуоресценции хлорофилла в диапазоне 650–750 нм. Эксперимент по оценке динамики уровня флуоресценции повторяли трижды.

## Традиционные методы исследований

Согласно используемой методике (Жмур, 2009), за результат принимают среднее арифметическое результатов трех параллельных измерений при выполнении условия приемлемости. А именно: диапазон ( $x_{\max} - x_{\min}$ ) результатов измерений сопоставляют с критическим диапазоном  $CR_{0,95}(n)$ , рассчитанным для соответствующего значения  $n$  по формулам и таблицам, приведенным в ГОСТ Р ИСО 5725-6-2002. Если диапазон результатов не превышает критический, то среднее арифметическое значение результатов всех  $n$  измерений принимают за окончательный результат. Подобная схема обработки и оценки результатов применяется и в других методиках биотестирования (Жмур, 2007 и др.). Значения  $CR_{0,95}$ , согласно используемой методике по уровню флуоресценции хлорофилла, равен – 23%, по численности клеток – 36%. Критерием острой токсичности признается снижение уровня флуоресценции водорослей или снижение численности клеток водорослей на 50 % и более по сравнению с контролем.

Такой способ оценки острой токсичности по результатам биотестирования сложно признать полностью корректным, так как конкретный вывод, по крайней мере, не основывается на статистической проверке различий и не отражает особенностей шкалы измерения и «статистической эластичности» тест-функции. В частности, для показателей с низким базовым значением и высокой вариабельностью отклонение от нормы в несколько раз может не быть свидетельством токсичности, тогда как для иных тест-функций сдвиг показателя на 10–20% по сравнению с контролем является выраженным сигналом опасного воздействия (Трахтенберг и др., 1991). И хотя в используемой нами методике при указании значений  $CR_{0,95}$  учтена различная вариабельность двух тест-функций, в критерии острой токсичности она не принимается во внимание. Оценка, действительно ли имеет место токсическое действие, должна основываться на общепринятых принципах проверки статистических гипотез.

## Оригинальные методы исследований

Необходимым условием современного статистического анализа данных является применение различных компьютерных программ, от функциональной полноты и алгоритмической продуманности которых зависит итоговая интерпретация результатов исследования и правильность выводов. По

результатам анализа публикаций биологического профиля нам удалось найти информацию об использовании более 60 прикладных программ, ориентированных на статистическую обработку. Зарубежные авторы чаще всего пользуются Microsoft Excel, SAS и Statview 4.0 (например, Benjamin, Preston, 2002), Statgraphics Centurion (Stefanowicz et al., 2008), SIRIUS (Frostegård et al., 1993), GenStat, Stata и R (Jennifer et al., 2009). Российские исследователи, как правило, работают с программой Statistica (Timofeyev, Shatilina, 2007), стоимость одной лицензии которой составляет более 85 тыс. руб. В сети Интернет можно найти достаточно полный перечень коммерческих (Comparison...) и бесплатных (Free Statistical...) статистических программ с оценками их аналитических и графических возможностей.

Свободно распространяемая статистическая среда R является одновременно языком программирования высокого уровня и прикладной программой для вычислительной и графической обработки данных (<http://www.r-project.org/>). Программа позволяет одной строкой реализовать различные операции с объектами, векторами, матрицами, списками и т.д.; содержит большой набор функций обработки данных, собранных в отдельные пакеты (package), и развитую систему поддержки (Venables, Smith, 2014). «Сегодня R является безусловным лидером среди свободно распространяемых систем статистического анализа...» (Мастицкий, Шитиков, 2015, с.5-6). К недостаткам программы можно отнести ограниченное количество литературы на русском языке, отсутствие системы рассылки об обновлениях и привычного графического интерфейса.

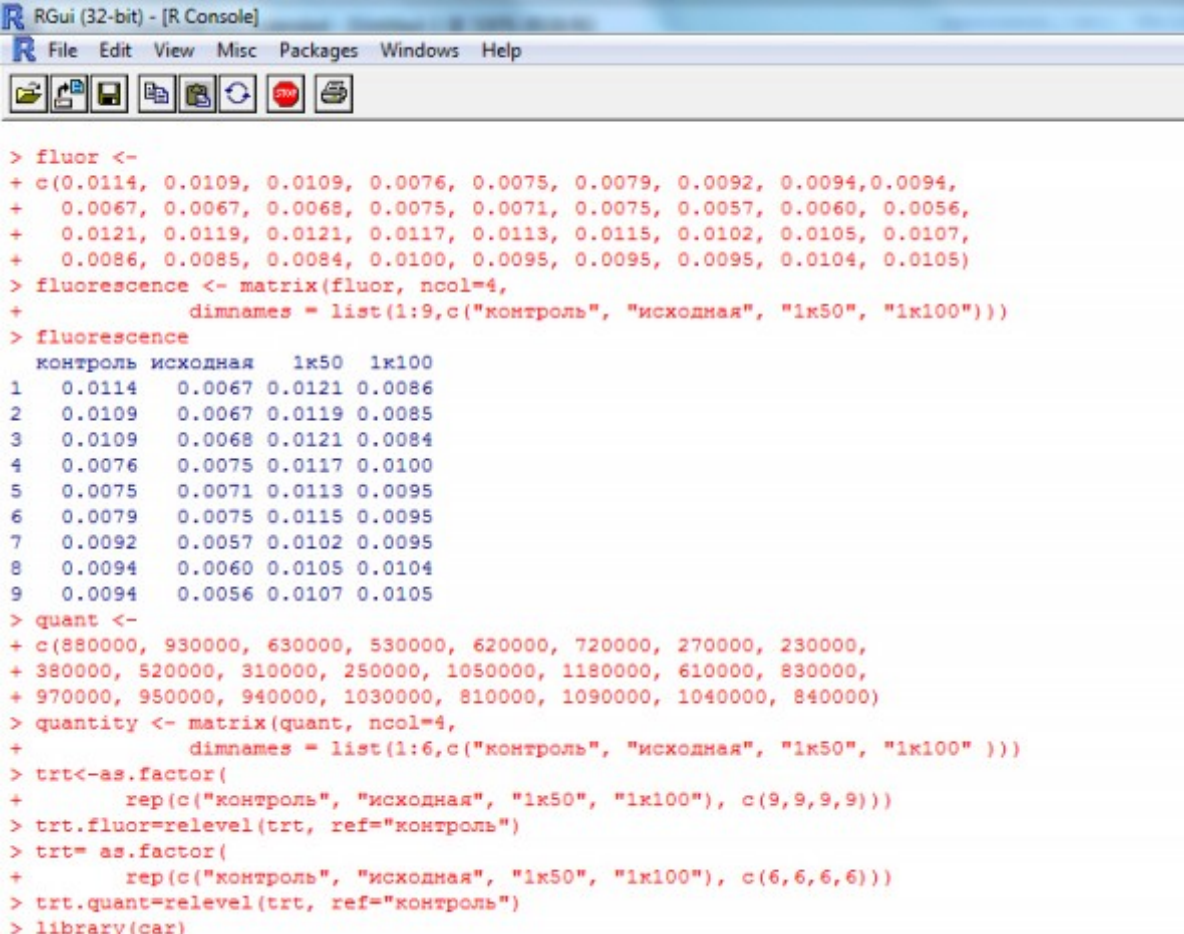
Далее рассматривается расширенная процедура токсикологической оценки образцов высокоминерализованных отходов производства по изменению значений двух тест-функций (численность клеток и интенсивность флуоресценции хлорофилла) с использованием следующих статистических методов:

- проверка статистической значимости токсического воздействия с помощью однофакторного дисперсионного анализа (ANOVA);
- оценка достоверности различий между различными вариантами опыта в ходе множественных сравнений;
- анализ линейной связи между обеими тест-функциями с расчетом коэффициентов корреляции Пирсона и Спирмена.

Все расчеты выполнены в статистической программе R с применением алгоритмов из опубликованных работ (Заряднов, 2010; Шитиков, Мастицкий, 2015; Шипунов, 2014). Перечень всех скриптов, необходимых для расчетов, приведен в [Приложении](#).

## **Обсуждение**

После запуска программы R с консоли вводили данные по численности клеток и уровню флуоресценции водорослей *Ph. tricornutum* (рис. 1; блок 1 в Приложении).



```
> fluor <-
+ c(0.0114, 0.0109, 0.0109, 0.0076, 0.0075, 0.0079, 0.0092, 0.0094,0.0094,
+ 0.0067, 0.0067, 0.0068, 0.0075, 0.0071, 0.0075, 0.0057, 0.0060, 0.0056,
+ 0.0121, 0.0119, 0.0121, 0.0117, 0.0113, 0.0115, 0.0102, 0.0105, 0.0107,
+ 0.0086, 0.0085, 0.0084, 0.0100, 0.0095, 0.0095, 0.0095, 0.0104, 0.0105)
> fluorescence <- matrix(fluor, ncol=4,
+ dimnames = list(1:9,c("контроль", "исходная", "1к50", "1к100")))
> fluorescence
  контроль исходная 1к50 1к100
1  0.0114  0.0067 0.0121 0.0086
2  0.0109  0.0067 0.0119 0.0085
3  0.0109  0.0068 0.0121 0.0084
4  0.0076  0.0075 0.0117 0.0100
5  0.0075  0.0071 0.0113 0.0095
6  0.0079  0.0075 0.0115 0.0095
7  0.0092  0.0057 0.0102 0.0095
8  0.0094  0.0060 0.0105 0.0104
9  0.0094  0.0056 0.0107 0.0105
> quant <-
+ c(880000, 930000, 630000, 530000, 620000, 720000, 270000, 230000,
+ 380000, 520000, 310000, 250000, 1050000, 1180000, 610000, 830000,
+ 970000, 950000, 940000, 1030000, 810000, 1090000, 1040000, 840000)
> quantity <- matrix(quant, ncol=4,
+ dimnames = list(1:6,c("контроль", "исходная", "1к50", "1к100" )))
> trt<-as.factor(
+ rep(c("контроль", "исходная", "1к50", "1к100"), c(9,9,9,9)))
> trt.fluor=relevel(trt, ref="контроль")
> trt= as.factor(
+ rep(c("контроль", "исходная", "1к50", "1к100"), c(6,6,6,6)))
> trt.quant=relevel(trt, ref="контроль")
> library(car)
```

Рис. 1. Иллюстрация расчетов в программе R

Fig.1. Illustration of the calculations in the statistical program R

Затем рассчитывали выборочные параметры описательной статистики (блок 2 в Приложении). Для этого определили собственную процедуру расчета необходимых показателей с использованием функции `apply`. Средние значения уровня флуоресценции в контрольной, исходной пробах и разведениях 1/50 и 1/100 соответственно равны (усл.ед):  $0.0094 \pm 0.0005$ ;  $0.0066 \pm 0.0003$ ;  $0.0113 \pm 0.0002$ ;  $0.0094 \pm 0.0003$ . Средние значения численности водорослей для этих же проб следующие (кол-во клеток/куб.см):  $718333.3 \pm 64260.8$ ;  $326666.7 \pm 44322.1$ ;  $931666.7 \pm 79850.6$ ;  $958333.3 \pm 46720.2$ . Альтернативным вариантом расчета параметров описательной статистики является использование функции `stat.desc()` из пакета `pastecs`, вычисляющей обширный набор выборочных характеристик, позволяющих получить достаточно полное представление об анализируемых данных.

Результаты экспериментов оценивали согласно критерию острой токсичности, т.е. величина тест-функции в условиях воздействия должно составлять менее 50% от контрольного значения (блок 3 в Приложении).

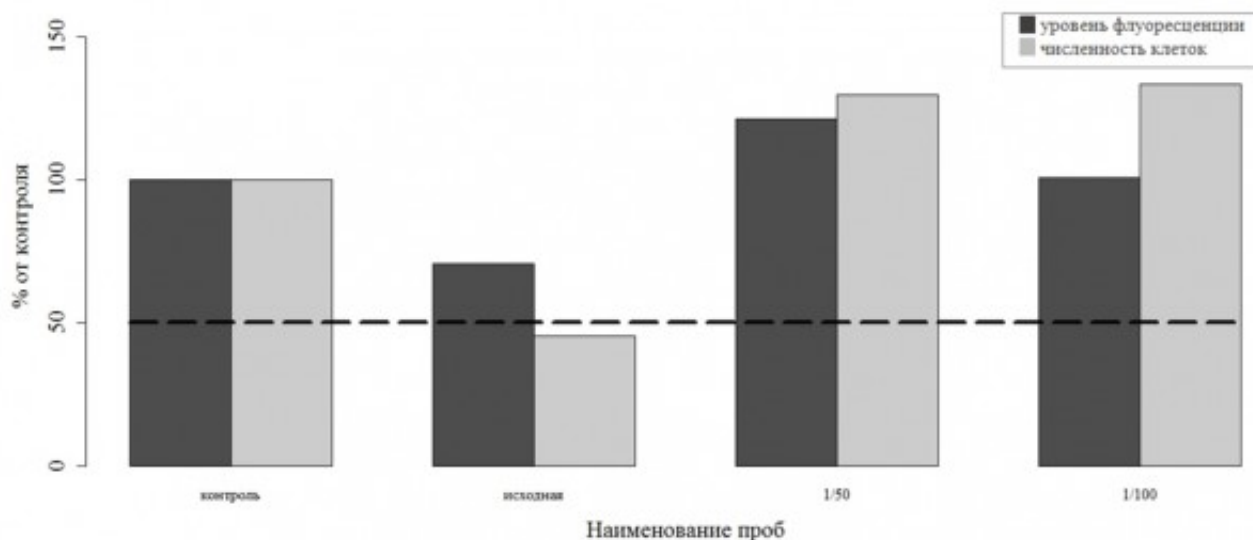


Рис. 2. Сравнение значений изменений численности клеток и интенсивности флуоресценции хлорофилла микроводорослей *Ph. tricornutum* в эксперименте с разведением проб отхода (% к контролю)

Fig. 2. Comparison of the population changes of cells and intensity of chlorophyll fluorescence of microalgae *Ph. tricornutum* in the experiment with dilution of waste samples (% to control)

Основываясь на численности клеток водорослей, можно заключить, что проба в исходном состоянии обладает острой токсичностью (45.5% от контроля). В то же время, судя по изменению уровня флуоресценции, такой вывод сделать нельзя (подавление флуоресценции не превысило 50 %-ного уровня) (рис. 2). Для того чтобы сопоставить уровни значимости полученных значений тест-функций, был проведен однофакторный дисперсионный анализ (блок 4 в Приложении). Предварительно проверили, отвечают ли полученные нами данные необходимым условиям анализа, а именно: зависимая переменная  $Y$  в каждом варианте опыта распределена нормально (а), дисперсия значений  $Y$  одинакова для всех анализируемых групп (б).

При помощи формального теста Шапиро (Shapiro-Wilk normality test) проверили нулевую гипотезу (а): происходит ли анализируемая выборка из генеральной совокупности, имеющей нормальное распределение. Установлено, что  $p$ -значения во всех тестах Шапиро превышают критический уровень значимости 0.05 (табл.1), что свидетельствует о соответствии выборок в каждой группе эксперимента нормально распределенным совокупностям.

Таблица 1. Результаты теста на нормальность распределения; приведены величины статистики Шапиро-Уилка  $W$  и соответствующие им  $p$ -значения

Параметры	Уровень флуоресценции		Численность клеток	
	$W$	$p$ -value	$W$	$p$ -value
Контроль	0.8986	0.2442	0.9228	0.5259
Исходная проба	0.9092	0.3102	0.8704	0.2278
Проба в разведении 1/50	0.906	0.2887	0.9667	0.8696
Проба в разведении 1/100	0.9	0.2518	0.9101	0.4367

Оценку однородности дисперсий (б) проводили с помощью теста Левина (Levene's Test for Homogeneity of Variance). Значение теста Левина для данных по уровню флуоресценции равно 2.5437 при  $Pr(>F)$  0.07358; для данных по численности клеток водорослей - 0.6644 при  $Pr(>F)$  0.5836. Превышение уровня значимости 0.05 в обоих случаях свидетельствует об однородности дисперсий тест-функций для всех условий эксперимента.

Поскольку два формальных условия были выполнены, то был проведен однофакторный дисперсионный анализ ANOVA при помощи базовых функций `aov()` и `lm()`. Результаты анализа для данных по численности клеток водорослей выглядят следующим образом (рис. 3).



```

> Mod.fluor <- aov(fluor~trt.fluor); summary(Mod.fluor);
      Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
trt.fluor  3 0.0001015 3.382e-05  35.14 3.05e-10 ***
Residuals 32 0.0000308 9.600e-07
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(lm(fluor~trt.fluor)); Res.fluor <- resid(lm(fluor~trt.fluor))

Call:
lm(formula = fluor ~ trt.fluor)

Residuals:
      Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.856e-03 -8.333e-04  6.667e-05  6.167e-04  2.044e-03

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  9.356e-03  3.270e-04  28.609 < 2e-16 ***
trt.fluor1x100  7.778e-05  4.625e-04   0.168  0.86750
trt.fluor1x50  1.978e-03  4.625e-04   4.277  0.00016 ***
trt.fluorigidnaya -2.733e-03  4.625e-04  -5.910  1.41e-06 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.000981 on 32 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.7671, Adjusted R-squared:  0.7453
F-statistic: 35.14 on 3 and 32 DF, p-value: 3.048e-10

> Mod.quant <- aov(quant~trt.quant); summary(Mod.quant)
      Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
trt.quant  3 1.533e+12 5.111e+11  23.25 9.96e-07 ***
Residuals 20 4.396e+11 2.198e+10
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(lm(quant~trt.quant)); Res.quant <- resid(lm(quant~trt.quant))

Call:
lm(formula = quant ~ trt.quant)

Residuals:
      Min       1Q   Median       3Q      Max
-321667 -97083  -7500   90833  248333

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  718333      60524  11.869 1.65e-10 ***
trt.quant1x100  240000      85594   2.804 0.010962 *
trt.quant1x50  213333      85594   2.492 0.021582 *
trt.quantисходная -391667      85594  -4.576 0.000183 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 148300 on 20 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.7772, Adjusted R-squared:  0.7438
F-statistic: 23.26 on 3 and 20 DF, p-value: 9.96e-07

```

Рис. 3 Результаты однофакторного дисперсионного анализа (ANOVA) данных биотестирования образцов отходов: А) по изменению флуоресценции хлорофилла и Б) прироста численности клеток водорослей

Fig. 3 Results of epy one-way analysis of variance (ANOVA) for the data of biotesting of the waste samples: A) by the change of chlorophyll fluorescence and B) by the increase in the algae cell number

Можно отметить высокие значения коэффициента детерминации  $R^2 = 0.77$  и дисперсионного отношения Фишера  $F = 23.26$ . что свидетельствует об адекватности построенной модели ANOVA в целом и статистической значимости ( $p < 0.05$ ) предположения о воздействии токсических отходов на изменения численности и флуоресценции водорослей. Анализ коэффициентов линейной модели позволяет проследить эту изменчивость в зависимости от концентрации токсиканта: для контрольных проб средняя численность равна свободному члену модели, т.е. 718333 ед., а в условиях образцов без

разведения это значение уменьшается на 391667 ед. Напротив, в условиях больших разведений численность клеток увеличивается по сравнению с контролем на 213333 ед. (1 к 50) и 213333 ед. (1 к 100). Это вполне соответствует современным научным представлениям о возможном увеличении продуктивности популяций в условиях слабого воздействия токсических веществ.

Для данных по уровню флуоресценции хлорофилла  $F$ -статистика равна 35.14, а  $\text{Pr}(>F)$  гораздо меньше критического уровня значимости 0.05. что также свидетельствует о достоверном влиянии концентрации токсичных веществ на изменение этого показателя.

Возвращаясь к исходным предпосылкам дисперсионного анализа (а и б), отметим, что согласно современным представлениям (Grace-Martin, URL) проверка нормальности распределения зависимой переменной  $Y$  в группах, выполненная нами в табл. 1, считается необязательной, трудоемкой и недостаточно мощной процедурой. Если рассматривать ANOVA с позиций общей линейной модели, то вместо (а) основным условием корректного анализа является проверка нормальности распределения остатков (т.е. ошибок предсказания). Такая процедура выполняется один раз на всем множестве данных и приводит к однозначному выводу.

Анализ распределения остатков проводили с использованием формальных критериев и графическими методами. Тест Шапиро не отклонил нулевую гипотезу о нормальности распределения ошибок моделей в отношении обеих тест-функций: уровня флуоресценции ( $W = 0.9767$ ,  $p = 0.6347$ ) и численности клеток ( $W = 0.9816$ ,  $p = 0.924$ ). В качестве графического способа проверки характера распределения использовали построение графика квантилей (quantile-quantile plots). На рис. 4а показаны квантили двух распределений - эмпирического (т.е. построенного по остаткам модели ANOVA) и теоретического (т.е. стандартного нормального распределения). Другим графическим методом является использование функции `sm.density()` из пакета `sm`. На графике рис. 4б представлена кривая ядерной плотности для остатков модели и доверительная полоса, построенная методом имитации, что позволяет оценить, насколько правдоподобно предположение о нормальности.

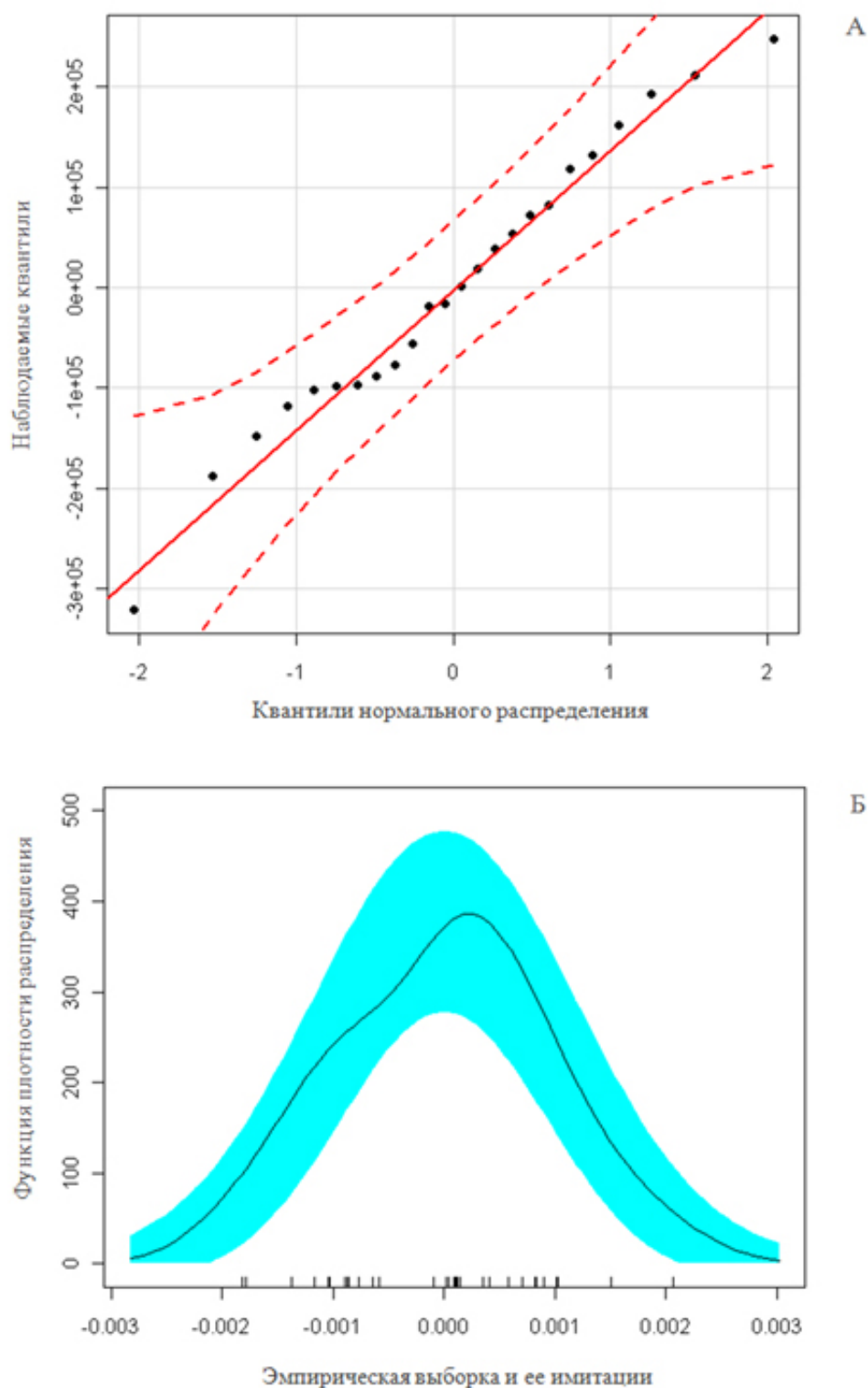


Рис. 4. Анализ характера распределения графическими методами: А) квантильный график ошибок модели для численности клеток, Б) ядерная функция остатков модели для уровня флуоресценции и 95%-ная доверительная полоса, построенная имитационными методами

Fig. 4. Analysis of the distribution by the graphical methods: a) quantile graph of model errors for a cell number, B) nuclear function of model remnants for the fluorescence level and 95% confidence band constructed by simulation methods

Для того чтобы определить, какие именно варианты опыта значимо различаются между собой, выполняли множественные сравнения с использованием алгоритма оценки достоверно значимой

разности HSD Тьюки (Tukey multiple comparisons of means - блок 5 в Приложении). Выяснилось, что между контролем и исходной пробой имеются высоко значимые различия как по интенсивности флуоресценции ( $p = 0.0000081$ ), так и при подсчете численности клеток ( $p = 0.00097$ ) - см. рис. 5. Столь же значимыми оказались различия между исходной пробой и обоими вариантами с разведением токсических веществ в соотношении 1 к 50 и 1 к 100. Различия между контролем и вариантами с разведением либо отсутствовали, либо проявлялись на уровне значимости, близком к критическому. Можно также отметить, что тест-функция, основанная на подсчете численности клеток, более консервативна к выявлению различий, чем уровень флуоресценции хлорофилла.

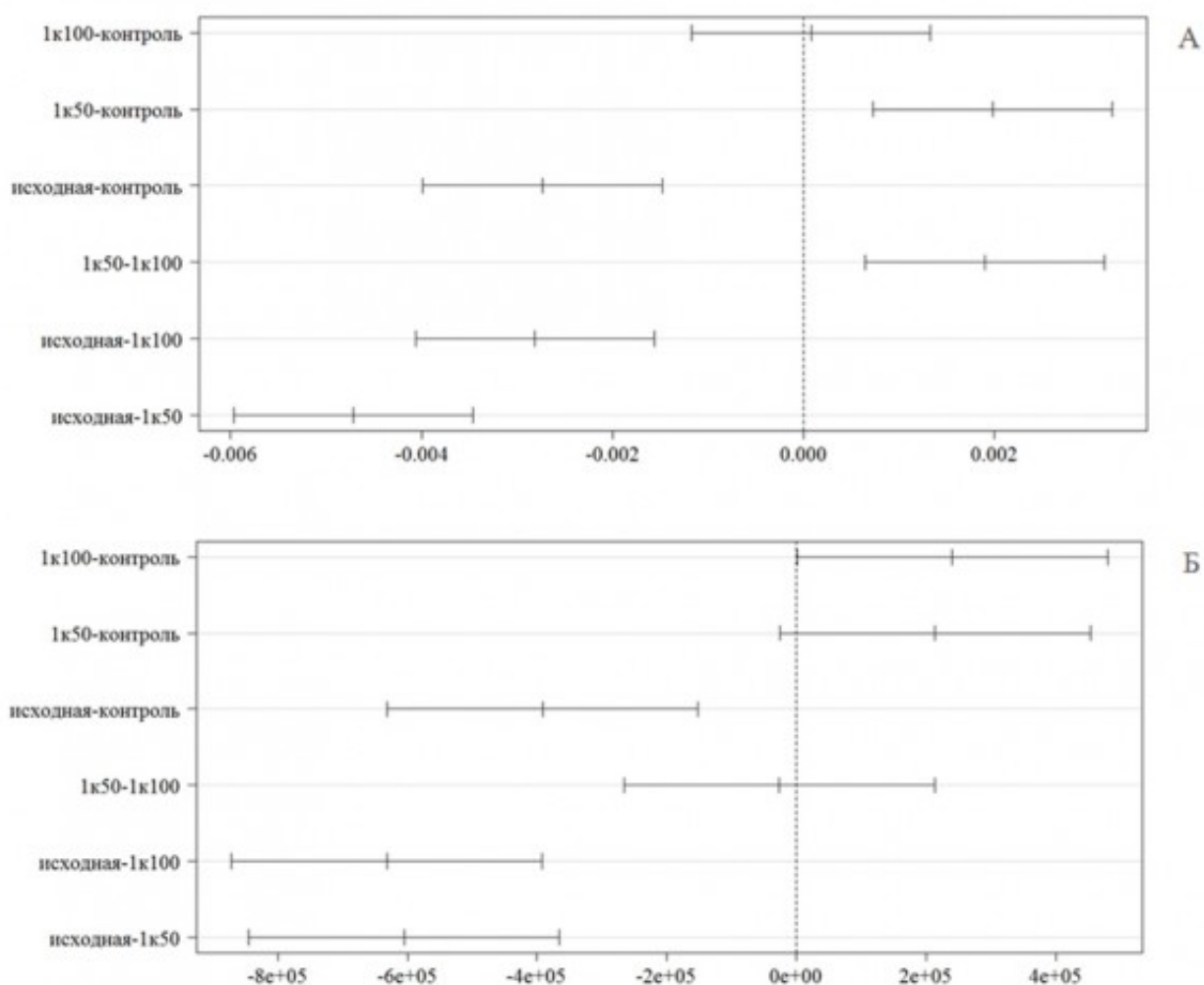


Рис. 5. Графики с 95%-ми доверительными интервалами Тьюки для данных: А) флуоресценции хлорофилла, Б) численности клеток водорослей

(здесь и на рис. 5 по оси абсцисс приведены скорректированные разности средних при парном сравнении различных вариантов эксперимента)

Fig. 5. Graphs for the data (95% confidence intervals for the Tukey test): A) fluorescence of chlorophyll, B) the algae cell number

(here and in Fig. 6 the abscissa axis shows the adjusted difference in mean values while comparing different experiment options in paires)

Существенно более широкие возможности для реализации множественных сравнений предоставляет пакет multcomp, где заложена возможность гибкого управления комбинациями условий межгрупповых сравнений, известных также как простые контрасты. Например, с использованием матрицы контрастов Тьюки можно получить результаты, аналогичные приведенным на рис. 6. Однако часто нам нет необходимости выполнять сравнения для всех возможных парных комбинаций групп с

использованием эквивалентных весов, а требуется только осуществить сопоставление контрольного эксперимента с имеющимися вариантами опыта. Для этого нами использовалась матрица контрастов Даннета (Dannet multiple comparisons of means - блок 5 в Приложении). На рис. 5 представлены доверительные интервалы разности средних значений тест-функций между контролем и тремя различными вариантами опыта. Как и в предыдущем случае выявляются статистически значимые различия между контролем и исходной пробой:  $p = 0.001$  при значениях критерия Стьюдента  $t = -5.910$  и  $t = -4.576$  для уровня флуоресценции и численности клеток, соответственно. Здесь важным преимуществом использования пакета `multcomp` является оценка  $p$ -значений рандомизационными методами, что не предъявляет жестких требований к однородности дисперсий. Сравнение контроля с разбавленными образцами показало незначительное превышение значений тест-функций в условиях малых концентраций токсических веществ. Отметим также несколько большую чувствительность теста по интенсивности флуоресценции по сравнению с подсчетом численности клеток.

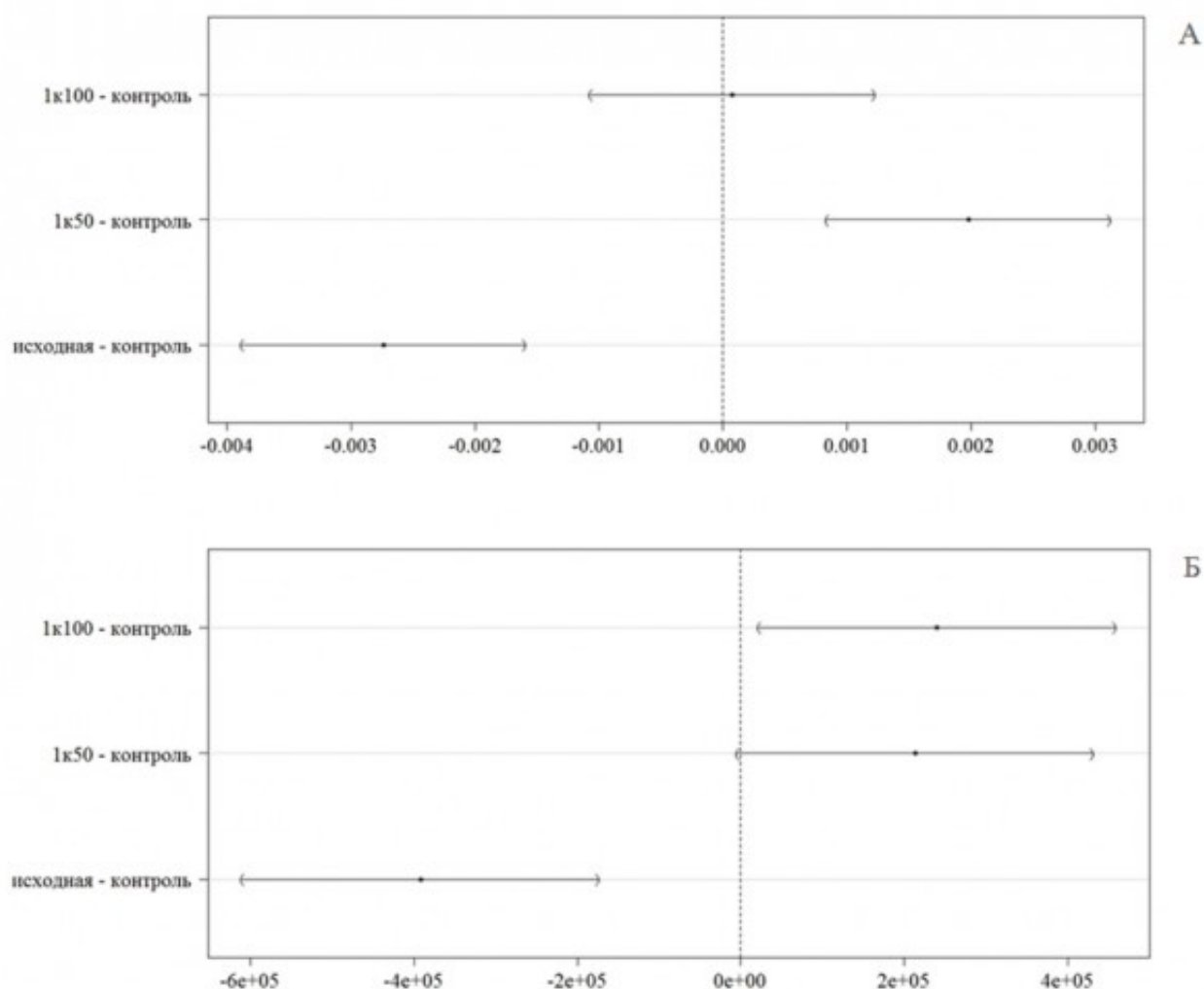


Рис. 6. Графики с 95%-ми доверительными интервалами Даннета для данных: А) флуоресценции хлорофилла, Б) численности клеток водорослей

Fig. 6. Graphs (95% confidence intervals of the Dunnett test) for the data: A) fluorescence of chlorophyll, B) the algal cell number

Представляет методический интерес оценка статистической связи обеих используемых тест-функций. Если между ними наблюдается достаточно тесная зависимость, то это позволит выполнять токсикологический экспресс-анализ, например, по уровню флуоресценции хлорофилла, не прибегая к трудоемкому параллельному подсчету численности клеток водорослей. Для этого по полученным экспериментальным данным рассчитывали коэффициент корреляции Пирсона (Pearson

correlation coefficient) и, чтобы не принимать во внимание условие нормальности распределения обеих переменных, дополнительно коэффициент ранговой корреляции Спирмена (Spearman correlation coefficients) (блок 6 в Приложении). Проведенный тест в обоих случаях показал достаточно высокие для биологического эксперимента значения коэффициентов корреляции, которые статистически значимо отличались от нуля: по Пирсону  $r = 0.715$  ( $p = 0.00915$ ) и несколько ниже по Спирмену  $r = 0.636$  ( $p = 0.0301$ ).

Для того, чтобы убедиться в линейном характере связи между анализируемыми переменными, построим точечный график линейной зависимости уровня флуоресценции хлорофилла от численности клеток водорослей (рис. 7). Качество аппроксимации линейной моделью хорошо прослеживается в левой части оси абсцисс при численности клеток до 800 тыс. в мл (т. е. в области воздействия токсикантов), тогда как при разведении эта зависимость становится не столь адекватной. Это легко проследить по положению экспериментальных точек относительно 95%-го доверительного интервала. В то же время, если ориентироваться по кривой, сглаживающей конфигурацию точек (smooth curve), закономерной нелинейной зависимости анализируемых переменных не обнаруживается.

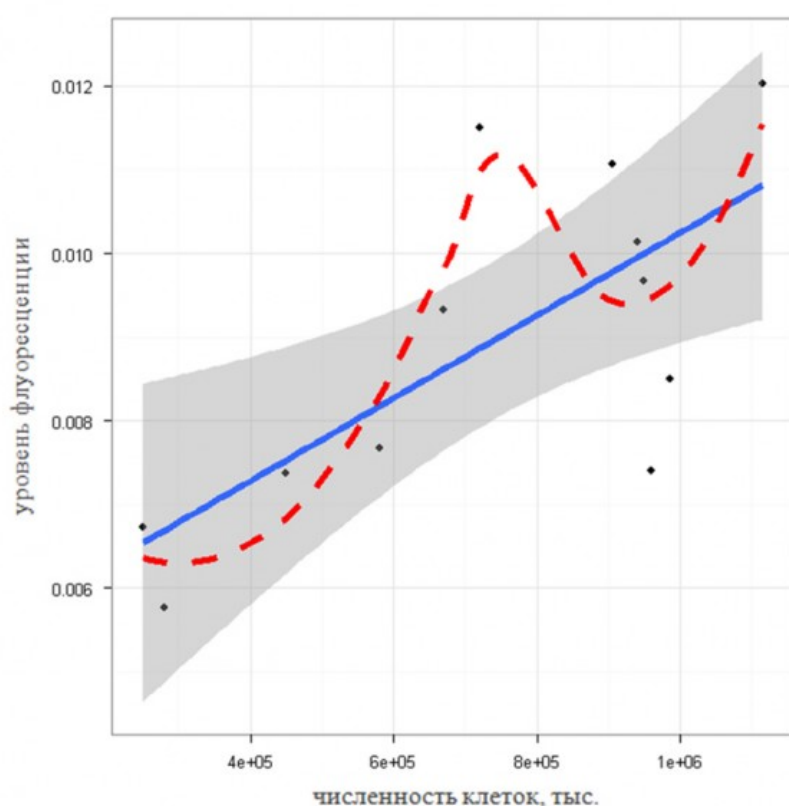


Рис.7. График линейной зависимости уровня флуоресценции хлорофилла от численности клеток водорослей; серым цветом показана 95%-я доверительная область регрессии, красным пунктиром – кривая сглаживания аддитивной моделью GAM

Fig. 7. Graph of linear dependence of the level of chlorophyll fluorescence on algal cell number; the shading shows the 95% confidence region of regression, red dashed line – the curve of smoothing by additive model GAM

## Заключение или выводы

Предлагаемые в ряде методик биотестирования способы оценки острой токсичности основаны на частных эвристических предположениях и не могут быть использованы в общем случае для широкого круга тест-функций. Различные тест-функции отличаются друг от друга «статистической эластичностью» и особенностями шкалы измерений, от которых зависит вывод о наличии/отсутствии токсичности. Оценка, действительно ли имеет место токсическое действие, должна основываться на общепринятых принципах проверки статистических гипотез.

Согласно построенной модели однофакторного дисперсионного анализа и проведенных множественных сравнений откликов биотест-системы на основе микроводорослей *Ph. tricornutum* в результате проведенного нами исследования можно заключить, что имеется статистически значимый эффект воздействия образцов отходов. Эффект обнаруживается по обеим тест-функциям: изменению численности клеток и уровня флуоресценции хлорофилла, - несмотря на то, что во втором случае, согласно методике (Жмур, 2009), исходная проба острой токсичностью не обладает (снижение по сравнению с контролем только на 30%).

Показана статистически значимая корреляция выборочных данных по численности клеток водорослей и уровню флуоресценции хлорофилла. Это позволяет выполнить калибровку их значений и перейти на сокращенный инструментальный анализ результатов биотестирования.

Приведенный в работе скрипт, реализующий все необходимые вычисления в статистической среде R, может быть рекомендован для выполнения расчетов и построения заключений о токсичности анализируемых проб в других биотест-системах.

## Библиография

Anderson J.A.H., Hooper M.J., Zak J.C., Cox S.B. Characterization of the structural and functional diversity of indigenous soil microbial communities in smelter-impacted and nonimpacted soils // Environmental Toxicology and Chemistry. V. 28. N 3. 2009. P. 534–541.

Benjamin I. P. Spatial patterns in benthic biodiversity of Chesapeake bay, USA (1984–1999): association with water quality and sediment toxicity // Environmental Toxicology and Chemistry. V. 21. N 1. 2002. P. 151–162.

Comparison of statistical packages. URL: [http://en.wikipedia.org/wiki/Comparison\\_of\\_statistical\\_packages](http://en.wikipedia.org/wiki/Comparison_of_statistical_packages) (дата обращения 16.08.2015)

Free Statistical Software, data and resources. URL: <http://freestatistics.altervista.org/?p=stat> (дата обращения 16.08.2015)

Frostegård Å., Tunlid A. and Bååth E. Phospholipid fatty acid composition, biomass, and activity of microbial communities from two soil types experimentally exposed to different heavy metals // Appl. Environ. Microbiol. V. 59. N 11. 1993. P. 3605–3617.

Grace-Martin K. Checking the Normality Assumption for an ANOVA Model. URL: [www.theanalysisfactor.com/checking-normality-anova-model](http://www.theanalysisfactor.com/checking-normality-anova-model) (дата обращения 16.08.2015)

R Development Core Team. R: A language and environment for statistical computing. Austria: Vienna, 2013. URL: <http://www.R-project.org/> (дата обращения 24.04.2015)

Stefanowicz A.M., Niklin´ska M., Laskowski R. Metals affect soil bacterial and fungal functional diversity differently // Environmental Toxicology and Chemistry. V. 27. N 3. P. 591–598.

Timofeyev M., Shatilina Zh. Different preference reactions of three lake Baikal endemic amphipods to temperature and oxygen are correlated with symbiotic life // Crustaceana. V. 80. N 2. 2007. P. 129–138.

Venables W.N., Smith D.M. An Introduction to R. R Development Core Team, 2014. 105 p. (Рус. пер.: Венэблз У.Н., Смит Д.М. Введение в R: Заметки по R: среда программирования для анализа данных и графики: пер. с англ. Вер. 3.1.0. Москва, 2014. 109 с.) Yakimenko O., Terekhova V. Humic preparations and the assessment of their biological activity for certification purposes // Eurasian Soil Science. V. 44. N 11. 2011. P. 1222–1230.

ГОСТ Р ИСО 5725-6-2002: Точность (правильность и прецизионность) методов и результатов измерений [The accuracy (correctness and precision) of methods and results of measurements]

Жмур Н.С. Методика определения токсичности водных вытяжек из галитовых отходов и глинисто-солевых шламов, образующихся при производстве калийных удобрений, по снижению темпа роста (снижению численности клеток) и снижению уровня флуоресценции хлорофилла морских



Федосеева Е. В. , Терехова В. А. , Цесаренко О. В. , Гладкова М. М. Обработка результатов токсикологических исследований в статистической программе R // Принципы экологии. 2015. № 3. С. 12–26. DOI: 10.15393/j1.art.2015.4381

---

водорослей *Phaeodactylum tricornutum* [The method of determining water extracts toxicity of halite waste and clay-salt sludge generated in the production of potash fertilizers by the reduction of growth rate (a decrease in the number of cells) and decreased level of chlorophyll fluorescence of marine algae *Phaeodactylum tricornutum*]. М.: АКВАРОС, 2009. 36 с.

Жмур Н.С. Методика определения токсичности воды и водных вытяжек из почв, осадков сточных вод, отходов по смертности и изменению плодовитости цериодафний [The method of determining water toxicity and water extracts from soil, sewage sludge, waste by mortality and fertility change of ceriodaphnia]. М.: АКВАРОС, 2007. 56 с.

Заряднов И.С. Введение в статистический пакет R: типы переменных, структуры данных, чтение и запись информации, графика [The introduction to the statistical package R: variable types, data structures, reading and writing information, graphics]. М.: Изд-во Российского университета дружбы народов, 2010. 207 с.

Кабаков Р.И. R в действии: Анализ и визуализация данных в программе R [R in Action: Data Analysis and Graphics With R. Manning Publications] / пер. с англ. П.А. Волкова. Москва: ДМК Пресс, 2014. 580 с.

Колеников С.О. Прикладной эконометрический анализ в статистическом пакете Stata [Applied econometric analysis in the statistical package Stata]: в 2 ч. Москва: РЭШ, 2001. 112 с.

Мастицкий С.Э., Шитиков В.К. Статистический анализ и визуализация данных с помощью R [Statistical analysis and data visualization using R]. Москва: ДМК Пресс, 2015. 496 с. URL: <http://r-analytics.blogspot.com> (дата обращения 16.08.2015)

Трахтенберг И.М., Сова Р.Е., Шефтель В.О., Оникиенко Ф.А. Проблемы нормы в токсикологии [The problem of norm in toxicology]. М.: Медицина, 1991. 208 с.

Шипунов А.Б. и др. Наглядная статистика. Используем R! [Visual statistics. Use R!] Москва: ДМК Пресс, 2014. 298 с.



## Processing of toxicological studies results in the statistical program R

**FEDOSEEVA**  
**Elena**

*Pirogov Russian National  
Research Medical University  
(RNRMU), elenfedoseeva@gmail.com*

**TEREKHOVA**  
**Vera**

*A.N. Severtsov Institute of Ecology and Evolution,  
vterekhova@gmail.com*

**TSESARENKO**  
**Olga**

*Irkutsk State University, ozusammen@yandex.ru*

**GLADKOVA**  
**Marina**

*Moscow State University, marika230489@gmail.com*

### Keywords:

toxicological studies  
test-functions  
statistical program R  
analysis of variance  
correlation  
statistical significance

### Summary:

The presented article is devoted to the analysis of the experimental values and the applicability of the toxicological studies results in the statistical environment R. This freely distributed program has great functional potential and well-designed algorithm, these make it "...the undisputed leader among the freely distributed systems for statistical analysis..." As the data, the experimental results to assess the toxicity of a highly- mineralized sample in the industrial production wastes were used. We evaluated two test-functions: the change in the population increase of cells and the fluorescence level of laboratory culture of the marine diatom algae *Phaeodactylum tricornutum*. The detailed algorithm of the analysis, namely: data initialization, evaluation of selective parameters of descriptive statistics, toxicity assessment, single-factor analysis of variance (ANOVA), Tukey and Dunnett multiple comparison tests, evaluation of correlation between the observed variable (Spearman and Pearson correlation coefficients) are presented in the article. The complete list of scripts in the program R allows to reproduce a similar analysis.

### References

Anderson J.A.H., Hooper M.J., Zak J.C., Cox S.B. Characterization of the structural and functional diversity of indigenous soil microbial communities in smelter-impacted and nonimpacted soils, *Environmental Toxicology and Chemistry*. V. 28. N 3. 2009. R. 534–541.

Benjamin I. P. Spatial patterns in benthic biodiversity of Chesapeake bay, USA (1984–1999): association with water quality and sediment toxicity, *Environmental Toxicology and Chemistry*. V. 21. N 1. 2002. R. 151–162.

Comparison of statistical packages. URL: [http://en.wikipedia.org/wiki/Comparison\\_of\\_statistical\\_packages](http://en.wikipedia.org/wiki/Comparison_of_statistical_packages) (data obrascheniya 16.08.2015)

Free Statistical Software, data and resources. URL: <http://freestatistics.altervista.org/?p=stat> (data obrascheniya 16.08.2015)

Frostegård Å., Tunlid A. and Bååth E. Phospholipid fatty acid composition, biomass, and activity of microbial communities from two soil types experimentally exposed to different heavy metals, *Appl. Environ. Microbiol.* V. 59. N 11. 1993. P. 3605-3617.

Grace-Martin K. Checking the Normality Assumption for an ANOVA Model. URL: [www.theanalysisfactor.com/checking-normality-anova-model](http://www.theanalysisfactor.com/checking-normality-anova-model) (data obrascheniya 16.08.2015)

R Development Core Team. R: A language and environment for statistical computing. Austria: Vienna, 2013. URL:<http://www.R-project.org/> (data obrascheniya 24.04.2015)

Stefanowicz A.M., Niklin'ska M., Laskowski R. Metals affect soil bacterial and fungal functional diversity differently, *Environmental Toxicology and Chemistry*. V. 27. N 3. P. 591–598.

Timofeyev M., Shatilina Zh. Different preference reactions of three lake Baikal endemic amphipods to temperature and oxygen are correlated with symbiotic life, *Crustaceana*. V. 80. N 2. 2007. P. 129–138.

Venables W.N., Smith D.M. An Introduction to R. R Development Core Team, 2014. 105 p. (Rup. per.: Venebl'z U.N., Smit D.M. Vvedenie v R: Zametki po R: sreda programirovaniya dlya analiza dannyh i grafiki: per. s angl. Ver. 3.1.0. Moskva, 2014. 109 p.) Yakimenko O., Terekhova V. Humic preparations and the assessment of their biological activity for certification purposes, *Eurasian Soil Science*. V. 44. N 11. 2011. P. 1222–1230.

The accuracy (correctness and precision) of methods and results of measurements

Zhmur N.S. The method of determining water extracts toxicity of halite waste and clay-salt sludge generated in the production of potash fertilizers by the reduction of growth rate (a decrease in the number of cells) and decreased level of chlorophyll fluorescence of marine algae *Phaeodactylum tricornutum*. M.: AKVAROS, 2009. 36 p.

Zhmur N.S. The method of determining water toxicity and water extracts from soil, sewage sludge, waste by mortality and fertility change of ceriodaphnia. M.: AKVAROS, 2007. 56 p.

Zaryadnov I.S. The introduction to the statistical package R: variable types, data structures, reading and writing information, graphics. M.: Izd-vo Rossiyskogo universiteta druzhby narodov, 2010. 207 p.

Kabakov R.I. R in Action: Data Analysis and Graphics With R. Manning Publications, per. s angl. P.A. Volkova. Moskva: DMK Press, 2014. 580 p.

Kolenikov S.O. Applied econometric analysis in the statistical package Stata: v 2 ch. Moskva: RESh, 2001. 112 p.

Mastickiy S.E. Shitikov V.K. Statistical analysis and data visualization using R. Moskva: DMK Press, 2015. 496 p. URL: <http://r-analytics.blogspot.com> (data obrascheniya 16.08.2015)

Trahtenberg I.M. Sova R.E. Sheftel' V.O. Onikienko F.A. The problem of norm in toxicology. M.: Medicina, 1991. 208 p.

Shipunov A.B. Visual statistics. Use R! Moskva: DMK Press, 2014. 298 p.



УДК 595.384.2-11(268.45)

## Расселение и оценка возможного ареала краба-стригуна (*Chionoecetes opilio*) в Баренцевом море

**БАКАНЕВ**  
**Сергей Викторович**

Полярный научно-исследовательский институт морского рыбного хозяйства и океанографии (ПИНРО), [bakanev@pinro.ru](mailto:bakanev@pinro.ru)

### Ключевые слова:

краб-стригун  
Баренцево море  
расселение  
ареал  
вероятность встречаемости

### Аннотация:

В работе описана динамика расселения краба-стригуна в Баренцевом море в 1996-2014 гг., а также рассмотрены факторы, влияющие на процессы его акклиматизации. На основе моделирования пространственного распределения установлено, что площадь распространения краба увеличилась в 10 раз с момента начала регулярных исследований и в настоящее время его ареал охватывает 34% площади Баренцева моря.

Основным фактором, лимитирующим дальнейшее распространение краба, может стать теплая придонная температура воды на юго-западе моря. Однако потенциал дальнейшего расселения краба в Баренцевом море остается весьма высоким. Прогностические оценки показывают, что ареал может увеличиться в два раза за счет северо-западных районов Баренцева моря и прибрежных акваторий арх. Шпицберген.

© 2015 Петрозаводский государственный университет

Рецензент: Н. А. Ярагина  
Рецензент: Г. А. Шкляревич

Получена: 04 сентября 2015 года

Опубликована: 12 ноября 2015 года

### Введение

В настоящее время в экосистеме Баренцева моря важную роль играют два вида инвазивных крабов, имеющих промысловое значение: камчатский краб (*Paralithodes camtschaticus*) и обыкновенный краб-стригун или краб-стригун опилио (*Chionoecetes opilio*). Появление первого вида связано с целенаправленной интродукцией из районов нативного ареала, которая проходила во второй половине XX века. Многолетний мониторинг экспансии камчатского краба позволил весьма подробно исследовать и описать особенности его расселения и адаптации в баренцевоморском регионе (Камчатский краб..., 2003). На основе научных рекомендаций была организована успешная промысловая эксплуатация этого гидробионта на юго-востоке Баренцева моря. Результаты исследований показали, что в настоящее время в основных районах обитания камчатского краба процессы акклиматизации завершены или близки к своему завершению (Пинчуков, 2011; Pinchukov, Sundet, 2011).

Причины инвазии второго вида, краба-стригуна, до сих пор неясны и могут быть связаны как с непреднамеренным переносом личинок с балластными водами, так и с самостоятельной миграцией взрослых особей под влиянием естественных факторов среды (Кузьмин и др., 1998). Результаты десятилетнего мониторинга показывают, что этот краб образовал самовоспроизводящуюся популяцию в Баренцевом море, занимающую обширную акваторию. В то же время процессы акклиматизации этого

вида пока не завершены. Краб активно осваивает новые районы, а также увеличивает свою численность на уже заселенных акваториях.

В данной работе впервые подробно анализируется динамика расселения краба-стригуна в Баренцевом море, а также рассматриваются факторы, влияющие на процессы акклиматизации. На основе моделирования пространственного распределения вида дается прогноз его дальнейшего расселения при различных температурных условиях.

## Материалы

В работе использованы данные ПИНРО по уловам краба-стригуна в Баренцевом море, полученные в ходе:

- 1) наблюдений за промыслом донных видов рыб и научных съемок северной креветки в 1996-2003 гг.;
- 2) комплексной российско-норвежской экосистемной съемки в 2004-2014 гг.

Информация о приловах краба на донном промысле поступала с судов, на которых присутствовали научные группы или инспекторы рыбоохраны. В сообщениях указывались дата и координаты поимки, параметры орудия лова, количество пойманных крабов и их основные биологические характеристики (пол, ширина карапакса, состояние покровов). Общее количество пойманных крабов составило 164 экз. (табл. 1)

Таблица 1. Объем материала по крабу стригуну, полученного в ходе наблюдений за промыслом донных видов рыб и исследовательских съемок северной креветки в 1996-2003 гг.

Год	Кол-во сообщений	Кол-во крабов, экз.
1996	5	5
1997	1	1
1998	2	2
1999	7	8
2000	12	8
2001	9	5
2002	21	28
2003	79	107

Исследования расселения краба-стригуна на регулярной основе стали возможны с началом проведения (2004 г.) российско-норвежских комплексных экосистемных съемок. Ежегодные съемки проводились по стандартной методике в летне-осенний период и охватывали большую часть акватории Баренцева моря, площадь которой в среднем составляет порядка 1500 тыс. км<sup>2</sup> (Eriksen, 2012). Каждая съемка проводилась одновременно на 4-5 судах. Сбор материала осуществлялся донным тралом Samrelen с горизонтальным раскрытием 25 м, вертикальным – 5 м и вставкой в кутовой части из дели с ячеей 22 мм. Количество донных тралений, выполненных за съемку, варьировало от 650 до 1123. Общее количество пойманных крабов составило 77854 экз. (табл. 2).

Таблица 2. Объем материала по крабу стригуну, полученного в ходе экосистемных съемок Баренцева моря 2004-2014 гг.

Год	Кол-во тралений	Кол-во тралений с крабом	Кол-во крабов, экз.
2004	1123	5	6
2005	1008	10	14
2006	999	29	61
2007	1007	56	134
2008	776	77	670
2009	754	66	284
2010	710	58	400
2011	775	84	6657
2012	835	121	37737
2013	859	132	19020
2014	650	87	12871

## Методы

Для расчетов вероятности встречаемости краба-стригуна акватория Баренцева моря была разбита на полигоны регулярной сеткой с шагом 0,25° северной широты и 1° восточной долготы. Атрибуты полигона включали в себя следующие показатели: номер, координаты, глубина (м), придонная температура (°C), расстояние (км) от геометрического центра акватории распределения краба, пойма краба (1 – краб есть; 0 – краба нет; NA – наблюдение отсутствует). Расстояние от геометрического центра акватории распределения краба рассчитывалось ежегодно для каждой съемки и служило фактором удаленности от ядра начального расселения краба. Для построения распределений вероятности встречаемости краба по годам и прогноза его дальнейшего распространения была выбрана обобщенная линейная модель (GLM), реализованная в пакете *biomod2* статистической платформы R. Выбор модели, ее диагностика, а также оценка влияния переменных на результаты моделирования осуществлены с помощью встроенных функций пакета *biomod2* 3.1 (<https://cran.r-project.org/web/packages/biomod2/>). В качестве факторов, определяющих вероятность встречаемости краба в каждом полигоне в период проведения съемок, использовались: глубина, температура и расстояние от центра расселения. При прогнозе потенциального ареала краба в Баренцевом море учитывались только глубина и температура, а расстояние от центра расселения исключалось. При этом было выполнено три варианта расчетов при разной температуре: среднемноголетней за 2010-2014 гг., ниже среднемноголетней на 1 °C и выше среднемноголетней на 1 °C. Площадь распространения краба рассчитывалась на акватории с вероятностью встречаемости краба более 50%, т.е. в тех случаях, когда вид можно считать константным (Иоганзен, Файзова, 1978). Построение картограмм результатов моделирования также осуществлялось в R с помощью пакета *PBSmapping* (<https://cran.r-project.org/web/packages/PBSmapping/>).

Для расчетов плотности распределения и индексов численности краба по годам была выделена акватория с высокой встречаемостью животных, которая была разбита на районы и подрайоны (страты с диапазоном глубин 0-100, 100-200, 200-300 и более 300 м). Индекс численности в страте ( $N$ ) рассчитывался площадным методом:  $N=C*(S/T)$ , где  $C$  – средний улов краба на траление, на акватории подрайона с площадью  $S$ , а площадь траления ( $T$ ) принималась равной 0,022224 км<sup>2</sup>. Протраленная площадь рассчитана с учетом стандартного 15-минутного траления с горизонтальным раскрытием трала 15 м и скоростью 3,2 узла.

## Результаты

Краб-стригун *Chionoecetes opilio* (Fabricius, 1788) (*Brachyura*, *Majidae*) является обычным и массовым представителем донных сообществ шельфа и материкового склона северо-западной Атлантики и северной Пацифики. (Кобякова, 1958; Слизкин, 1982; Галкин, 1985; Davidson et al., 1985). В 1996 г. краб впервые был отмечен в Баренцевом море на северном склоне Гусиной банки в ходе исследовательской съемки запасов северной креветки (Кузьмин и др., 1998). С этого времени наблюдается постепенное увеличение ежегодного количества сообщений о приловах краба на склонах Гусиной и Демидовской банках (Kuzmin, 2000; Павлов, 2006) (рис. 1).

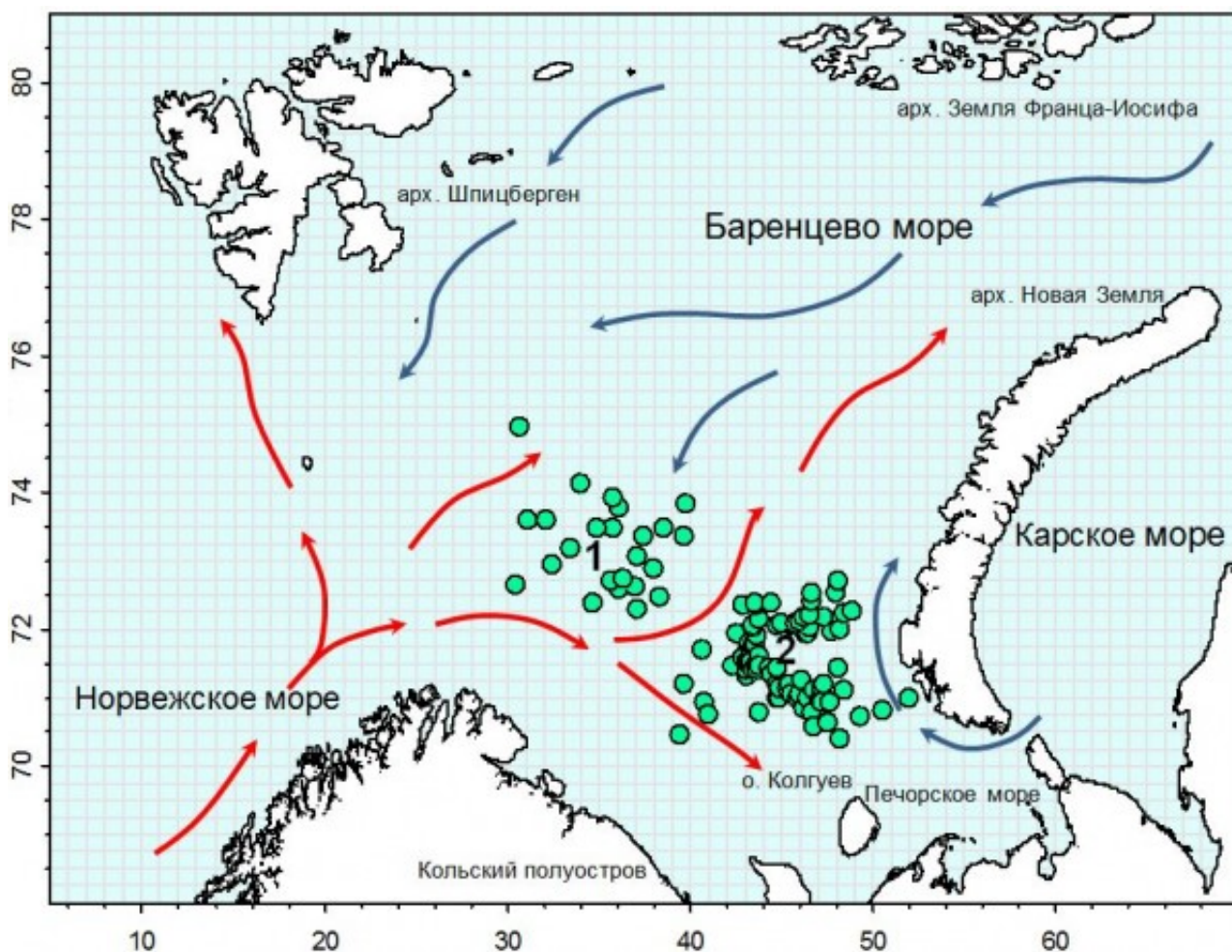


Рис.1. Места поимок краба-стригуна в 1996-2003 гг. в Баренцевом море (1 – Демидовская банка, 2 – Гусиная банка) и основные направления теплых (красные стрелки) и холодных (синие стрелки) течений

Figure 1. Places of catches of snow crab *opilio* in the Barents Sea (1 – Demidovskaya Bank, 2 – Gusinaya bank) in 1996-2003 and the main directions of warm (red arrows) and cold (blue arrows) currents.

За период исследований с 1996 по 2003 гг. краб-стригун в Баренцевом море отмечен на глубинах 100-330 м в основном на илистых и песчано-илистых грунтах, реже на илисто-глинистых и песчано-глинистых. Температура воды в пределах его обитания в придонном слое варьировала от -1,5 до +4,3 °С, соленость - от 34,5 до 35,1 ‰. В диапазоне температур от -1,1 до +1,3 °С уловы крабов достигали максимальных значений.

С 2002 г. количество сообщений о приловах краба возросло (см. табл. 1). Животные отмечались не только в районах их первой регистрации, но и далеко за пределами склонов Гусиной банки. Наличие функционально половозрелых особей вида, а также нахождение самок с икрой служило подтверждением успешного размножения крабов-стригунов в новом районе обитания. В соответствии с основными направлениями придонных течений был определен наиболее вероятный северо-восточный вектор экспансии краба на личиночной планктонной стадии. Однако отсутствие систематических исследований и промысла не позволяло достоверно оценить наличие крабов в северо-восточных районах Баренцева моря до 2004 г.

Начиная с 2004 г., в ходе экосистемных съемок, исследования показали увеличение ареала, плотности скоплений и численности краба-стригуна в новом регионе (табл. 3). Акватория встречаемости краба в 2005 г. увеличилась в 3 раза, а в 2006 г. еще вдвое по сравнению с предыдущими наблюдениями. За первые 4 года исследований площадь распространения увеличилась в 10 раз. С 2007 г. эта площадь в среднем ежегодно увеличивалась на 10 %. Сокращение площади распространения в 2014 г. скорее всего свидетельствует не о реальных процессах в динамике популяции, вызванных естественными причинами смертности и пополнения, а о технических особенностях съемки, повлекших

за собой изменения в уловистости трала для бентосных организмов (устные сообщения Прозоркевича Д. В. и Любина П. А.).

Таблица 3. Площадь распространения, средняя плотность распределения и индекс численности краба-стригуна в Баренцевом море в 2004-2014 гг.

Год	Площадь распространения, тыс. км	Средняя плотность распределения, экз./км <sup>2</sup>	Индекс численности, млн. экз.
2004	44	1	0,63
2005	130	3	2,21
2006	262	7	5,24
2007	336	19	14,31
2008	447	116	86,38
2009	514	36	26,91
2010	557	76	56,25
2011	605	1144	849,63
2012	569	5854	4346,32
2013	662	3071	2280,25
2014	452	2234	1658,43

Наряду с увеличением площади распространения краба, увеличивалась относительная плотность его распределения (табл. 3). До 2007 г. крабы в уловах встречались единично. Средние уловы краба на траление существенно возросли с 2011 г. С этого времени в размерном составе уловов стала преобладать неполовозрелая молодежь, которая в настоящее время составляет основу численности популяции. За весь период исследований индекс численности возрос на три порядка; такой взрывной характер численности часто наблюдается у акклиматизированных животных в начале периода акклиматизации. Однако в последние два года отмечается снижение средних уловов краба в съемках. Природа этого снижения пока точно не установлена и требует дальнейшего исследования.

Картирование результатов моделирования распространения краба-стригуна по результатам экосистемных съемок 2004-2014 гг. показало, что расширение ареала проходило в северном, южном и западном направлениях (рис. 2). В 2005 г. восточная граница встречаемости вплотную приблизилась к берегам арх. Новая Земля. В 2008 г. южные и юго-восточные границы распределения также приблизились к своему географическому пределу – прибрежным районам Печорского моря (о-ва Колгуев и Вайгач, п-ов Канин, пролив Карские Ворота). В этот период происходило формирование современных юго-западных границ распространения краба. Лимитирующим фактором дальнейшего распространения при этом стала высокая придонная температура (5-7°C) прибрежных районов Кольского полуострова, при которой вероятность встречаемости краба составила менее 20 %.



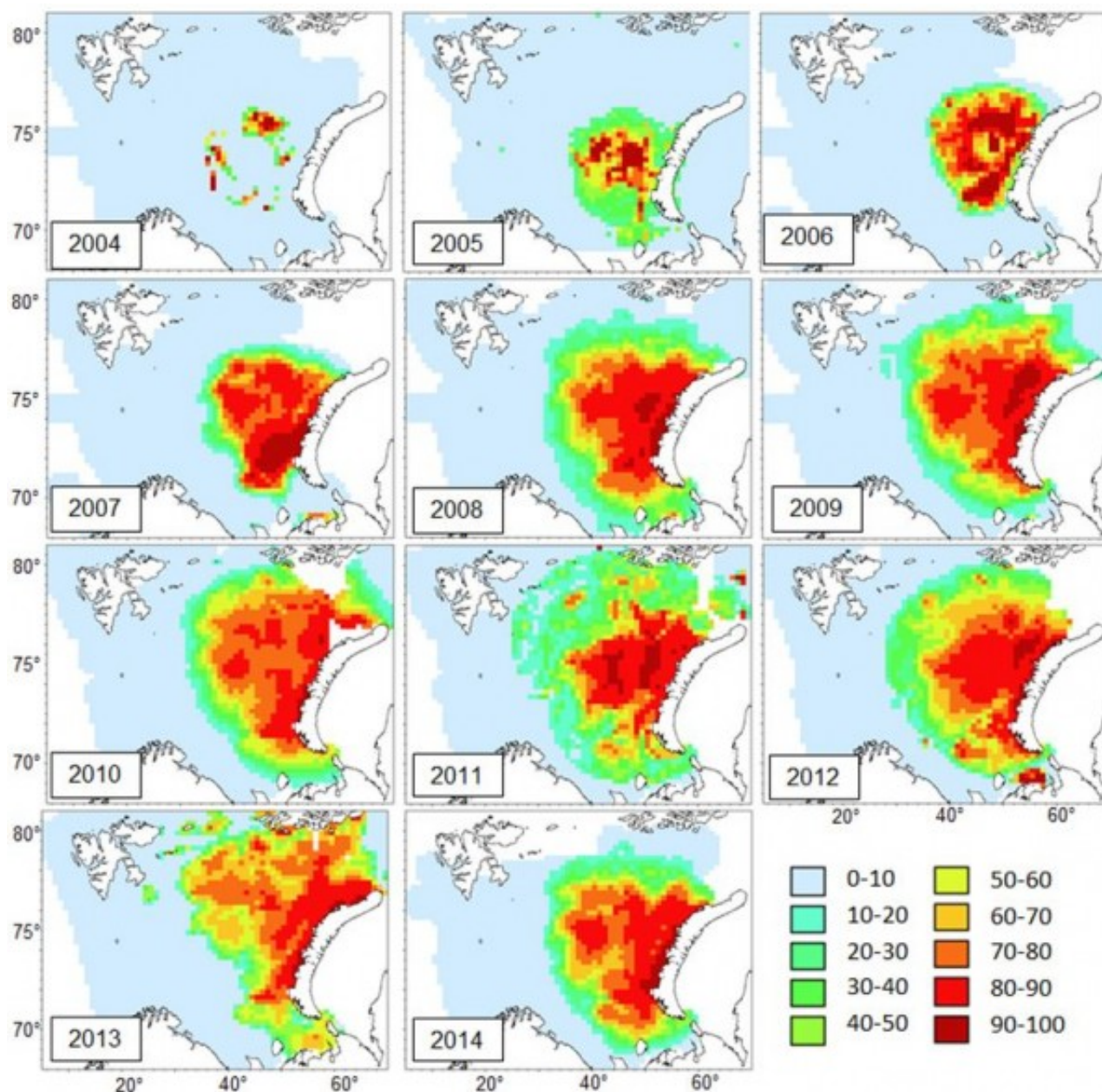


Рис. 2 Вероятность встречаемости (%) краба-стригуна в Баренцевом море в 2004-2014 гг.  
Figure 2. Occurrence probability (%) of snow crab opilio in the Barents Sea in 2004-2014.

Расселение краба-стригуна в северном, северо-западном и северо-восточном направлении отмечалось в течение всего периода наблюдений. В 2009 г. краб был отмечен в прибрежных районах арх. Земля Франца-Иосифа (ЗФИ). С 2010 г. краб стал регулярно встречаться не только в районах ЗФИ, но и других районах северо-востока Баренцева моря, достигнув границ проведения экосистемной съемки. В связи с этим мониторинг расселения краба в северном направлении в настоящее время затруднен из-за отсутствия наблюдений. В 2010-2011 гг. замедлилась экспансия краба в северо-западном направлении, не достигнув при этом восточных берегов арх. Шпицберген. Единичные поимки крабов западней 34-35° в. д. в период исследований носили случайный характер и не могут достоверно свидетельствовать о массовом расселении краба в западных районах Баренцева моря.

Анализ фактора удаленности от центра расселения показал, что наиболее активная экспансия краба была отмечена в северо-восточном направлении. Скорость расселения в этом направлении составила в среднем 105 км/год. Расселение краба как в южном, так и северном направлениях проходило со средней скоростью 69 км/год. Продвижение на запад происходило не так активно и в среднем составило 39 км/год.



Анализ распределения уловов краба по глубинам за весь период наблюдений показал, что наиболее часто краб отмечался на глубинах 150-250 м. В то же время краб периодически встречался на мелководьях (до 100 м) и глубоководных впадинах (более 250 м). С расселением краба в восточном и юго-восточном направлении его уловы увеличились на мелководных участках (до 50 м), прилегающих к арх. Новая Земля. В 2012-2013 гг. краб начал встречаться на мелководьях Печорского моря с глубинами 17-20 м. В настоящее время это наименьшая глубина, на которой регистрировались уловы краба в Баренцевом море. Максимальная глубина обнаружения краба была отмечена в 2011 г. и составила 551 м. В этот период расселение краба в северо-восточном направлении достигло границ глубоководного желоба Св. Анны на границе Баренцева и Карского морей.

Результаты экосистемных съемок показали, что границы распространения краба-стригуна варьируют из года в год. Однако с 2010 г. площадь акватории распределения краба значительно не меняется, а границы высоких плотностей остаются практически неизменными. С учетом этого ниже приводятся особенности современного состояния популяции краба-стригуна в Баренцевом море, оцененные на основе объединенных данных исследовательских съемок 2010-2014 гг.

В настоящее время ареал краба-стригуна охватывает 34% площади Баренцева моря. Площадь распространения краба составляет 618 тыс. км<sup>2</sup>. Краб стал обычным представителем бентосной фауны в восточной части Баренцева моря от о. Колгуев на юге до арх. Франца-Иосифа на севере. Наиболее плотные скопления молоди встречаются в юго-восточном районе (Печорское море) и северо-восточных акваториях у побережья арх. Новая Земля. Скопления половозрелых особей отмечаются в центральных (Центральная возвышенность) и центрально-восточных (Новоземельская банка) районах. Ареал краба достиг своих географических границ на востоке, приблизившись к береговой линии арх. Новая Земля. На юго-востоке также завершилось активное расселение краба; границы его ареала совпадают с южной границей Печорского моря (рис. 3А).

Прогноз дальнейшего расселения можно продемонстрировать с помощью моделирования распределения без учета факторов времени и дистанции от геометрического центра акватории распределения краба, используя только фактор температуры и глубины. При этом долговременное изменение температуры может существенно влиять на распределение краба (рис. 3). При температуре, которая наблюдалась в 2010-2014 гг., акватория встречаемости краба может увеличиться в 2 раза, при этом площадь распространения краба с вероятностью встречаемости более 50% увеличится до 1237 тыс. км<sup>2</sup>. Расширение ареала произойдет за счет северных и северо-западных районов Баренцева моря (рис. 3Б). При похолодании придонных слоев на 1°C акватория увеличится в 3 раза по сравнению с современным распределением (рис. 3В). Площадь распространения вида может составить 1421 тыс. км<sup>2</sup>. Похолодание будет способствовать дальнейшей экспансии краба в западном направлении. При увеличении средней придонной температуры на 1 °С экспансия замедлится, а площадь распространения краба при его полной акклиматизации в Баренцевом море может составить 1019 тыс. км<sup>2</sup>, т.е. на 20% больше площади современного распределения.

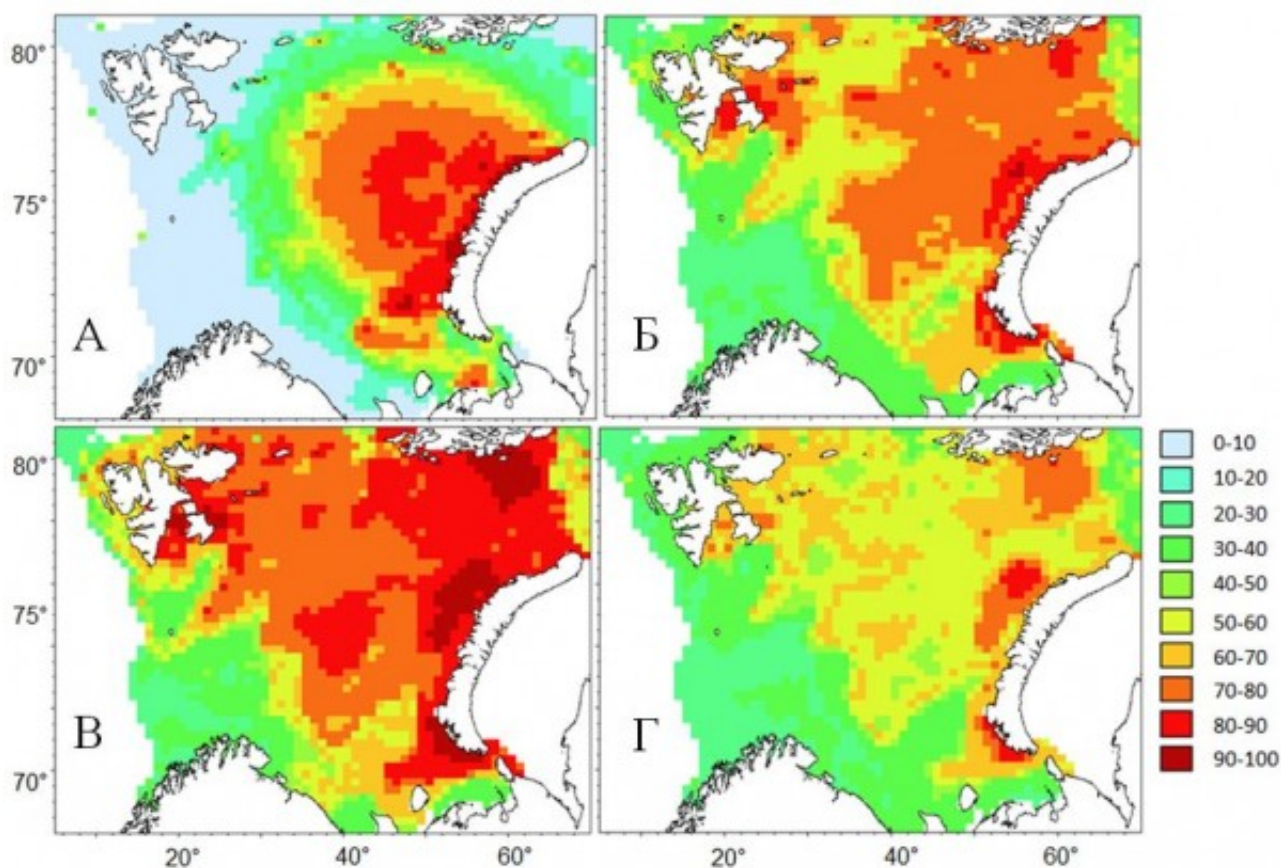


Рис. 3 Вероятность встречаемости (%) краба-стригуна в Баренцевом море в 2010-2014 гг. (А), а также прогноз распределения при среднемноголетней температуре (Б), ниже среднемноголетней на 1 °С (В), выше среднемноголетней на 1 °С (Г).

Figure 3. Occurrence probability (%) of snow crab opilio in the Barents Sea in 2010-2014 (A), and the forecast of its distribution at the temperature equal to the long-term average annual temperature (Б), 1 °C lower than the long-term average annual temperature (В), 1 °C higher than the long-term average annual temperature (Г).

Как указывалось выше, данный прогноз расселения основан на влиянии двух факторов среды: глубины и придонной температуры. Анализ распределения глубин в Баренцевом море и распределения краба по глубинам показал, что фактор глубины не является в значительной степени лимитирующим для дальнейшего расселения краба (рис. 4А). Краб в настоящее время встречается практически во всем диапазоне глубин от 20 до 550 м. Данный диапазон охватывает 98 % площади Баренцева моря. Данные моделирования показывают, что вклад фактора глубины в модель составляет 28 %. Анализ вероятности присутствия краба по глубинам показал, что оптимальный диапазон глубин для краба стригуна находится в пределах от 0 до 300 м (рис. 4Б). Данный диапазон глубин охватывает 83 % площади Баренцева моря.

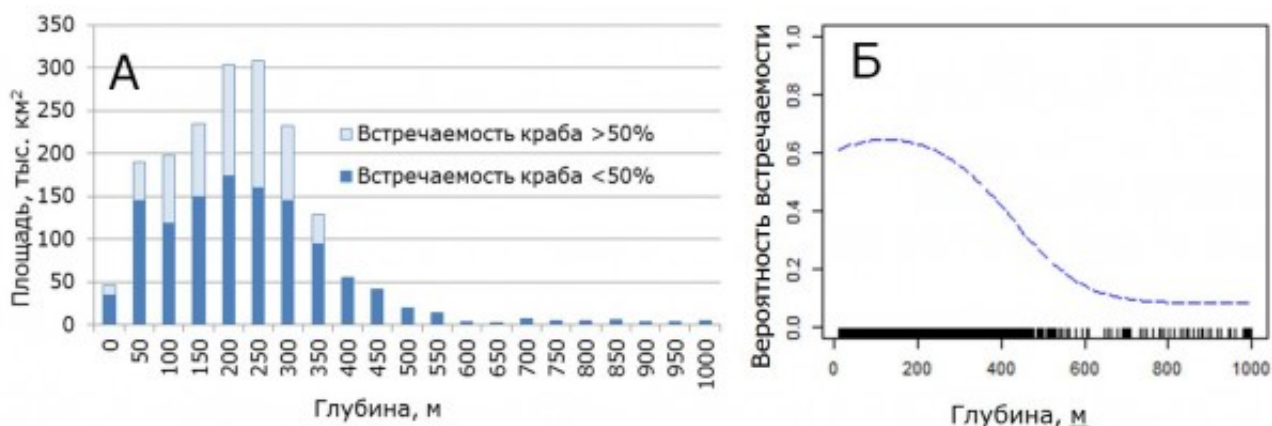


Рис. 4. Площадное распределение глубин Баренцева моря с учетом встречаемости краба-стригуна в 2010-2014 гг. (А) и кривая влияния глубин на вероятность его встречаемости (Б).

Figure 4. Areal distribution of Barents Sea depths taking into account the occurrence of snow crab *opilio* in 2010-2014 (А) and the curve of the depth influence on the occurrence probability (Б).

Анализ распределения придонной температуры в Баренцевом море и распределения краба показал, что фактор температуры является в значительной степени лимитирующим для дальнейшего расселения краба в районы с повышенным теплосодержанием вод (рис. 5А). Краб в настоящее время встречается в диапазоне придонных температур от  $-1,5^{\circ}\text{C}$  до  $6,5^{\circ}\text{C}$ . Однако наибольшая встречаемость отмечена при придонных температурах от  $-1,5^{\circ}\text{C}$  до  $3,0^{\circ}\text{C}$ . Этот диапазон охватывает 82% учетной площади в Баренцевом море. Данные моделирования показывают, что вклад фактора температуры в модель составляет 72%. Анализ вероятности присутствия краба показал, что наиболее оптимальный диапазон температур для краба стригуна находится в пределах  $-1,5^{\circ}\text{C}$  до  $2,0^{\circ}\text{C}$ . Данный диапазон глубин охватывает 70% площади Баренцева моря.

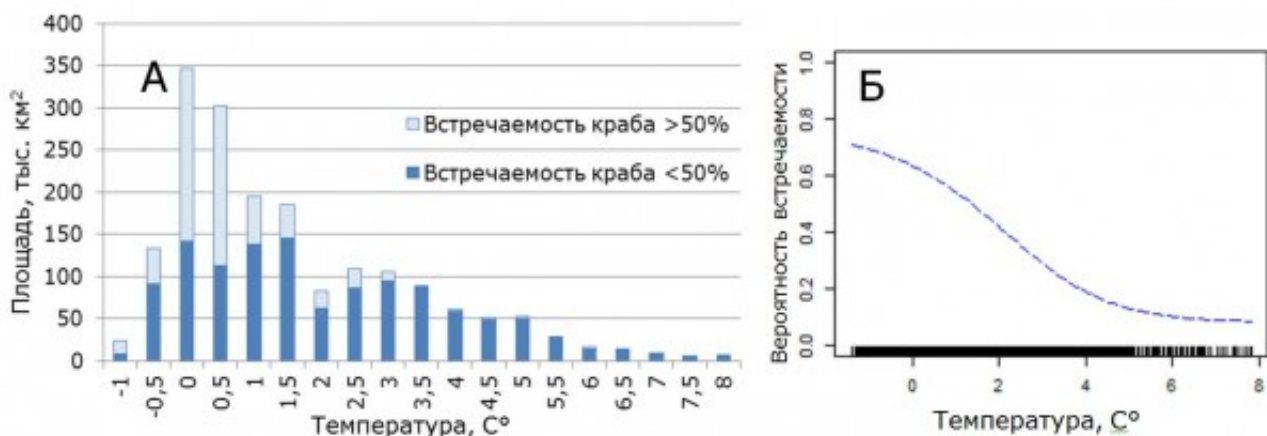


Рис. 5. Площадное распределение придонной температуры Баренцева моря с учетом встречаемости краба-стригуна в 2010-2014 гг. (А) и кривая влияния температуры на вероятность его встречаемости (Б).

Figure 5. Areal distribution of the Barents Sea bottom temperature taking into account the occurrence of snow crab *opilio* in 2010-2014 (А) and the curve of the temperature influence on the occurrence probability (Б).

## Обсуждение

В литературе отмечается, что основными факторами, влияющими на распределение и формирование промысловых скоплений краба, являются температура, глубина и тип грунта (Слизкин, 1982; Михайлов и др., 2003). Предпочитаемый диапазон глубин и температур краба-стригуна в Баренцевом море весьма сходен с условиями обитания популяций краба в традиционных районах его обитания от Северо-Восточной Атлантики до Японского моря. Наиболее холодноводные и

глубоководные скопления этого вида, имеющие промысловое значение, были отмечены у берегов Гренландии. В этом районе краб часто живет в области отрицательных температур и глубин более 300-400 м. Максимальная глубина, на которой были обнаружены крабы – 1400 м. Основные глубины обитания промысловых крабов 150-250 м характерны для популяций, обитающих в водах американского побережья Берингова моря, канадской зоны и дальневосточного региона России. Промысловые скопления на глубинах менее 100 м краб образует у восточного побережья Канады. Верхний предел температур для краба ограничивается 9-10 °С. Однако с увеличением среднегодовой придонной температуры до 6 °С плотность поселений краба заметно снижается, а промысловые скопления практически не встречаются. Южная граница обитания краба в Тихом океане проходит у берегов Японии в префектуре Киото. Поверхностные воды в этом районе теплые, поэтому краб обитает в основном на глубинах более 200 м с придонными температурами не выше 5 °С.

Таким образом, учитывая тепловой режим и батиметрическое распределение краба в нативном ареале и Баренцевом море, лимитирующим фактором дальнейшего расселения краба может стать высокая придонная температура. Такие придонные температуры (>6°C) характерны для юго-западной части Баренцева моря.

При оценке распределения и дальнейшего расселения необходимо учитывать направление и скорость течений, тип грунта, соленость и наличие кормового бентоса. В нативном ареале краб предпочитает илистые и песчано-илистые грунты. Однако молодь, которая в большей степени встречается на мелководье, чаще отмечается на песчаных и илисто-гравийных грунтах (Иванов, Соколов, 1997, Слизкин, 1982; Dufour, 1988). Большая часть дна Баренцева моря покрыта песчаным илом. Прибрежные районы, склоны и возвышенности банок покрыты илистым песком. В некоторых районах имеется песок. Юго-восточную часть моря занимают илистые отложения (Добровольский, Залогин, 1982). Таким образом, тип грунта оптимален для жизнедеятельности и не будет препятствовать дальнейшему расселению краба в Баренцевом море.

Одним из основных абиотических факторов, способствующих широкому расселению краба в Дальневосточном регионе, указывается направление течений, переносящих личинок (Слизкин, 1982). В Баренцевом море существует сложная система поверхностных и глубинных течений, самым общим свойством которых является движение вод против часовой стрелки (Новицкий, 1961). Это свойство благоприятно сказалось на успешной акклиматизации вида, направив основной вектор расселения в северо-восточном направлении в район с наиболее оптимальным температурным режимом (менее 3°C) для развития молоди. Дальнейшему расселению краба в северо-западном направлении будут способствовать холодные течения из Арктического бассейна, направленные к югу от Земли Франца-Иосифа и вдоль восточного берега Шпицбергена.

Одним из возможных факторов, влияющих на распространение краба в прибрежных районах, может стать соленость придонных вод, которые часто подвержены значительному опреснению (Anger, 2003). В то же время известно, что краб достаточно часто образует плотные скопления при пониженной солености вплоть до 32 ‰ (Слизкин, 1982). Учитывая, что 2/3 акватории Баренцева моря находятся под влиянием атлантических вод и даже на поверхности моря соленость воды превышает 34‰, а на остальной акватории моря соленость колеблется в пределах 32-34 ‰ (Добровольский, Залогин, 1982), фактор солености не будет играть значимую роль в дальнейшем расселении краба.

Таким образом, основные абиотические факторы среды в Баренцевом море, влияющие на распределение краба-стригуна, не препятствуют акклиматизации вида, колонизации акваторий и формированию скоплений в северном и северо-западном районах Баренцева моря. Многие авторы в числе факторов, влияющих на распределение краба-стригуна, справедливо указывают следующие биотические особенности: наличие кормового бентоса и хищников (Кобякова, 1958; Слизкин, 1982; Галкин, 1985). Бесспорно, что для формирования плотных скоплений краба, на основе которых можно организовать успешный промысел, необходимы существенные пищевые ресурсы. Весьма важно при этом отсутствие каннибализма и массовых хищников, которые могли бы подрывать численность популяции на ранних стадиях развития. Однако большинство авторов отмечают важность наличия кормовой базы в контексте формирования промысловых скоплений. К сожалению, недостаток данных о распределении кормового бентоса в северо-западных районах Баренцева моря не позволяет количественно доказать эту гипотезу. Однако наличие пищевых ресурсов для краба-стригуна можно подтвердить косвенно через присутствие видов, имеющих схожие пищевые предпочтения, в районах, перспективных для расселения краба-стригуна.

Анализ питания краба-стригуна в Баренцевом море показал, что наиболее близкими пищевыми конкурентами для него являются два вида краба-аборигена *Hyas araneus* и *Lithodes maja*, которые

весьма часто отмечаются в северо-западных районах моря (Павлов, 2007). Кроме того, постоянное присутствие в этих районах рыб-бентофагов также свидетельствует о наличии удовлетворительной кормовой базы в этих районах для дальнейшего расселения краба-стригуна. В то же время оценка достаточности этих пищевых ресурсов для формирования промысловых скоплений требует дальнейших исследований.

### **Заключение**

Динамика расселения краба-стригуна в Баренцевом море с 2004 г. соответствует процессу акклиматизации и формирования новой популяции. За период исследований площадь распространения этого вида увеличилась в 10 раз, а численность возросла на три порядка.

Основным фактором, лимитирующим дальнейшее распространение краба, может стать придонная температура на юго-западе моря. Однако потенциал дальнейшего расселения краба в Баренцевом море остается весьма высоким. Прогностические оценки показывают, что его ареал может увеличиться в два раза за счет северо-западных районов Баренцева моря и прибрежных акваторий арх. Шпицберген.

Похолодание будет способствовать дальнейшей экспансии краба в западном направлении и увеличению его численности в традиционных районах обитания. При потеплении придонных слоев экспансия замедлится.

### **Библиография**

Добровольский А.Д., Залогин Б.С. Моря СССР. [Seas of the USSR] М.: Изд-во МГУ, 1982. 192 с.

Галкин Ю.И. К вопросу об увеличении промысловой продуктивности Белого и Баренцева морей путем акклиматизации [On the question of increasing the productivity of fishing White and Barents seas by acclimation] // Экологические исследования перспективных объектов матикультуры в Белом море. Л.: Изд-во Зоол. Ин-т АН СССР, 1985. С. 122-133.

Иванов Б.Г., Соколов В.И. Краб-стригун *Chionoecetes opilio* (Crustacea Decapoda Brachyura Majidae) в Охотском и Беринговом морях [Snow crab *Chionoecetes opilio* (Crustacea Decapoda Brachyura Majidae) in the Okhotsk and Bering Seas] // Arthropoda Selecta. 1997. Т. 6, вып. 3-4. С. 63-86.

Иоганзен Б.Г., Файзова Л.В. Об определении показателей встречаемости, обилия, биомассы и их соотношения у некоторых гидробионтов [Determining the parameters of occurrence, abundance, biomass and their relationship for some aquatic species] // Тр. ВГБО. 1978. Т. 22. С. 215-225.

Камчатский краб в Баренцевом море. [King crab in the Barents Sea] Изд. 2-е перераб. и доп. Мурманск: Изд-во ПИНРО, 2003. 383 с.

Кобякова З.И. Десятиногие раки (Decapoda) района южных Курильских островов [Decapods (Decapoda) of the southern Kuril Islands region] // Исследования Дальневосточных морей. М.-Л. 1958. Т. 5, С. 220-248.

Кузьмин С.А., Ахтарин С.М., Менис Д.Т. Первые находения краба-стригуна *Chionoecetes opilio* (Decapoda, Majidae) в Баренцевом море [The first finding of snow crab *Chionoecetes opilio* (Decapoda, Majidae) in the Barents Sea] // Зоол. журн. 1998. Т. 77. № 4. С. 489-491.

Пинчуков М.А. Особенности расселения и динамика запаса камчатского краба в Баренцевом море [Features of settlement and dynamics of king crab stock in the Barents Sea] // Ж. Рыбное хозяйство, юбилейный спецвыпуск, 2011. С. 65-67.

Михайлов В.И., Бандурин К.В., Горничных А.В., Карасев А.Н. Промысловые беспозвоночные шельфа и материкового склона северной части Охотского моря [Commercial invertebrates of shelf and continental slope of the northern part of the Okhotsk Sea.] // Магадан: Изд-во МагаданНИРО. 2003. 281 с.

Новицкий В.П. Постоянные течения северной части Баренцева моря [Constant currents of the northern part of the Barents Sea] // Труды ГОИН. 1961. Вып. 64. С.3-32.

Павлов В.А. Новые данные о крабе-стригуне *Chionoecetes opilio* (Fabricius, 1788) Баренцева моря [New

data on snow crab *Chionoecetes opilio* (Fabricius, 1788) of the Barents Sea] // Тез. докл. VII Всерос. конф. по промысловым беспозвоночным (памяти Б.Г. Иванова), Мурманск, 9-13 октября 2006 г. М.: Изд-во ВНИРО. 2006. С. 109-111

Павлов В.А. Питание краба-стригуна опилио *Chionoecetes opilio* (Fabricius, 1788) в Баренцевом море [Nutricion of opilio snow crab *Chionoecetes opilio* (Fabricius, 1788) in the Barents Sea] // Морские промысловые беспозвоночные и водоросли: биология и промысел. К 70-летию со дня рождения Бориса Георгиевича Иванова. Труды ВНИРО. 2007. Т. 147. М. Изд-во ВНИРО. С. 99-107.

Слизкин А.Г. Распределение крабов-стригунов рода *Chionoecetes* и условия их обитания в северной части Тихого океана [Distribution of snow crab *Chionoecetes* and conditions of their habitat in the North Pacific Ocean] // Изв. ТИНРО. 1982. Т. 106. С. 26-33.

Anger, K. Salinity as a key parameter in the larval biology of decapod crustaceans. *Invertebr. Reprod. Dev.* Vol. 43. 2003. P. 29-45.

Davidson, K. Morphological, Electrophoretic, and Fecundity Characteristics of Atlantic Snow Crab, *Chionoecetes opilio*, and Implications for Fisheries Management / K. Davidson, J.C. Roff, R.W. Elnor // *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*. 1985. Vol. 42, No.3. – P. 474-482.

Dufour, R. 1988. Overview of the distribution and movement of snow crab (*Chionoecetes opilio*) in Atlantic Canada. In: *Proceedings of the International Workshop on Snow Crab Biology, December 8-10, 1987, Montreal, Quebec*. G. S. Jamieson, and W. D. McKone (eds.) *Can. MS. Rep. Fish. Aquat. Sci.*, 2005. P. 75-82

Eriksen, E. (ed.) 2012. Survey report from the joint Norwegian/Russian ecosystem survey in the Barents Sea, August – September 2012. Joint IMR/PINRO report series, 2012-2. ISSN 1502-8828, 108 pp.

Kuzmin S.A. Distribution of snow crab *Chionoecetes opilio* (Fabricius) in the Barents Sea // *ICES CM 2000/U:21*. 2000. –7 p.

Pinchukov M.A. and Sundet J.H. Red king crab. In book: *The Barents Sea. Ecosystem, Resources, Management*. Tapir academic press. Half a century of Russian – Norwegian cooperation. Edited by Tore Jakobsen and Vladimir K. Ozhigin. 2011. P. 160-167.

## Dispersion and assessment of possible distribution of snow crab opilio (*Chionoecetes opilio*) in the Barents Sea

**BAKANEV  
Sergey**

*Polar Research Institute of Marine Fisheries and Oceanography (PINRO), bakanev@pinro.ru*

### Keywords:

snow crab  
the Barents Sea  
distribution  
habitat  
occurrence probability

### Summary:

The article describes the dispersion dynamics of snow crab opilio in the Barents Sea from 1996 to 2014 and the factors influencing its acclimatization. On the basis of spacial distribution modeling, it is stated that the area of occurrence has increased 10 times for the research period and currently the habitat of snow crab opilio in the Barents Sea occupies 34% of the sea area.

The main factor, limiting further distribution of snow crab could become the bottom temperature in the South East of the Barents Sea. However, the potential of further crab distribution in the sea is still rather high. The prognostic estimation shows that the habitat could double with north-western areas of the Barents Sea and coastal areas of the Svalbard archipelago.

### References

- Dobrovolskiy A.D. Zalogin B.S. SR. Seas of the USSR. : Izd-vo MGU, 1982. 192 p.
- Galkin Yu.I. On the question of increasing the productivity of fishing White and Barents seas by acclimation, *Ekologicheskie issledovaniya perspektivnykh ob'ektov matikul'tury v Belom more.* L.: Izd-vo Zool. In-t AN SSSR, 1985. C. 122-133.
- Ivanov B.G. Sokolov V.I. Snow crab *Chionoecetes opilio* (Crustacea Decapoda Brachyura Majidae) in the Okhotsk and Bering Seas, *Arthropoda Selecta.* 1997. T. 6, vyp. 3-4. P. 63-86.
- loganzen B.G. Fayzova L.V. Determining the parameters of occurrence, abundance, biomass and their relationship for some aquatic species// *Tr. VGBO.* 1978. T. 22. P. 215-225.
- King crab in the Barents Sea. 2-e pererab. i dop. Murmansk: Izd-vo PINRO, 2003. 383 p.
- Kobyakova Z.I. Decapods (Decapoda) of the southern Kuril Islands region, *Issledovaniya Dal'nevostochnykh morey.* M, L. 1958. T. 5, P. 220-248.
- Kuz'min S.A. Ahtarin S.M. Menis D.T. The first finding of snow crab *Chionoecetes opilio* (Decapoda, Majidae) in the Barents Sea, *Zool. zhurn.* 1998. T. 77. No. 4. P. 489-491.
- Pinchukov M.A. Features of settlement and dynamics of king crab stock in the Barents Sea, *Zh. Rybnoe hozyaystvo, yubileyny specvypusk,* 2011. P. 65-67.
- Mihaylov V.I. Bandurin K.V. Gornichnyh A.V. Karasev A.N. Commercial invertebrates of shelf and continental slope of the northern part of the Okhotsk Sea., *Magadan: Izd-vo MagadanNIRO.* 2003. 281 c.
- Novitskiy V.P. Constant currents of the northern part of the Barents Sea, *Trudy GOIN.* 1961. Vyp. 64. P.3-32.
- Pavlov V.A. New data on snow crab *Chionoecetes opilio* (Fabricius, 1788) of the Barents Sea, *Tez. dokl. VII Vserop. konf. po promyslovym bespozvonochnym (pamyati B.G. Ivanova),* Murmansk, 9-13 oktyabrya 2006 g. M.: Izd-vo VNIRO. 2006. P. 109-111

Pavlov V.A. Nutrition of opilio snow crab *Chionoecetes opilio* (Fabricius, 1788) in the Barents Sea , *Morskie promyslovye bespozvonochnye i vodorosli: biologiya i promysel. K 70-letiyu so dnya rozhdeniya Borisa Georgievicha Ivanova. Trudy VNIRO*. 2007. T. 147. M. Izd-vo VNIRO. P. 99-107.

Slizkin A.G. Distribution of snow crab *Chionoecetes* and conditions of their habitat in the North Pacific Ocean, *Izv. TINRO*. 1982. T. 106. P. 26-33.

Anger, K. Salinity as a key parameter in the larval biology of decapod crustaceans. *Invertebr. Reprod. Dev.* Vol. 43. 2003. P. 29–45.

Davidson, K. Morphological, Electrophoretic, and Fecundity Characteristics of Atlantic Snow Crab, *Chionoecetes opilio*, and Implications for Fisheries Management, K. Davidson, J.C. Roff, R.W. Elner, *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*. 1985. Vol. 42, No.3. – P. 474-482.

Dufour, R. 1988. Overview of the distribution and movement of snow crab (*Chionoecetes opilio*) in Atlantic Canada. In: *Proceedings of the International Workshop on Snow Crab Biology, December 8–10, 1987, Montreal, Quebec*. G. S. Jamieson, and W. D. McKone (eds.) *Can. MS. Rep. Fish. Aquat. Sci.*, 2005. P. 75–82

Eriksen, E. (ed.) 2012. Survey report from the joint Norwegian/Russian ecosystem survey in the Barents Sea, August – September 2012. *Joint IMR/PINRO report series, 2012-2*. ISSN 1502-8828, 108 pp.

Kuzmin S.A. Distribution of snow crab *Chionoecetes opilio* (Fabricius) in the Barents Sea, *ICES CM 2000/U:21*. 2000. –7 p.

Pinchukov M.A. and Sundet J.H. Red king crab. In book: *The Barents Sea. Ecosystem, Resources, Management*. Tapir academic press. Half a century of Russian – Norwegian cooperation. Edited by Tore Jakobsen and Vladimir K. Ozhigin. 2011. P. 160-167.





УДК 556.013:502.51:504.5:6П1

## **Имитационная модель распространения загрязняющих веществ в водоемах, подверженных воздействию горнорудного производства**

**КАЛИНКИНА**  
**Наталья Михайловна**

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

**КОРОСОВ**  
**Андрей Викторович**

*Петрозаводский государственный университет,  
korosov@psu.karelia.ru*

### **Ключевые слова:**

озерно-речная система  
Карелия  
горнорудное производство  
ионы калия  
распространение  
имитационное моделирование

### **Аннотация:**

Водоемы северной части Карелии загрязняются отходами Костомукшского железорудного горно-обогатительного комбината, главным компонентом которых являются ионы калия. С использованием методов имитационного моделирования изучены процессы распространения калия в озерно-речной системе р. Кенти и выполнена реконструкция данных для водоемов, где химические наблюдения не проводились. Рассчитаны параметры модели (константы переноса калия для семи озер), которые отражают характер гидрологического режима водоемов и характеризуют высокую интенсивность переноса калия в верхнем и нижнем течении и низкую – в среднем течении. Показано, что основное количество калия (около 70 %) выносится за пределы системы р. Кенти и поступает в оз. Среднее Куйто.

© 2015 Петрозаводский государственный университет

Рецензент: В. С. Безель  
Рецензент: В. К. Шитиков

Опубликована: 16 октября 2015 года

### **Введение**

Изучение изменения экологических систем, находящихся в условиях возрастающего загрязнения, предполагает детальное знание картины распространения поллютантов от источника выбросов. Примером такой ситуации могут послужить водоемы системы р. Кенти (северная часть Карелии), загрязняемые отходами горнорудного производства.

На протяжении 20 лет работы Костомукшского горно-обогатительного комбината, начиная с 1982 г., антропогенная нагрузка на водоемы р. Кенти все время возрастала. В первое десятилетие в водоемы поступали небольшие количества техногенных вод (около 2 млн м<sup>3</sup> в год), а начиная с 1994 г. их количество увеличилось в 5–10 раз и варьировало от года к году (Лозовик и др., 2001). Основным компонентом техногенных вод является калий, который определяет основной токсический эффект на планктонных ракообразных водоемов системы р. Кенти (Калинкина и др., 2003).

Картина загрязнения всех озер на различных участках реки менялась во времени. В озерах системы р. Кенти сложилась ситуация, когда фронт загрязнения довольно быстро продвигался вниз по течению, захватывая все новые озера, одновременно концентрации загрязняющих веществ во всех

озерах возрастали и тем больше, чем ближе расположено озеро к источнику загрязнения (Морозов, 1998).

Для изучения картины загрязнения озер системы р. Кенти были использованы методы имитационного моделирования, позволяющие дать динамическую картину распространения загрязняющих веществ в водоемах (Коросов, 2002; Коросов, Калинкина, 2004; Калинкина и др., 2005).

Цель настоящих исследований – изучить распространение загрязняющих веществ и выполнить реконструкцию гидрохимических данных на основе имитационного камерного моделирования процессов переноса поллютантов в водоемах системы р. Кенти.

## **Материалы**

### **Объект исследования**

#### ***Система р. Кенти***

Объектом исследования послужили процессы распространения загрязняющих веществ (ионов калия), поступающих с отходами Костомукшского горно-обогатительного комбината, в водоемах системы р. Кенти. Эта система состоит из 7 последовательно расположенных озер, связанных между собой порожистыми участками реки (рис. 1).

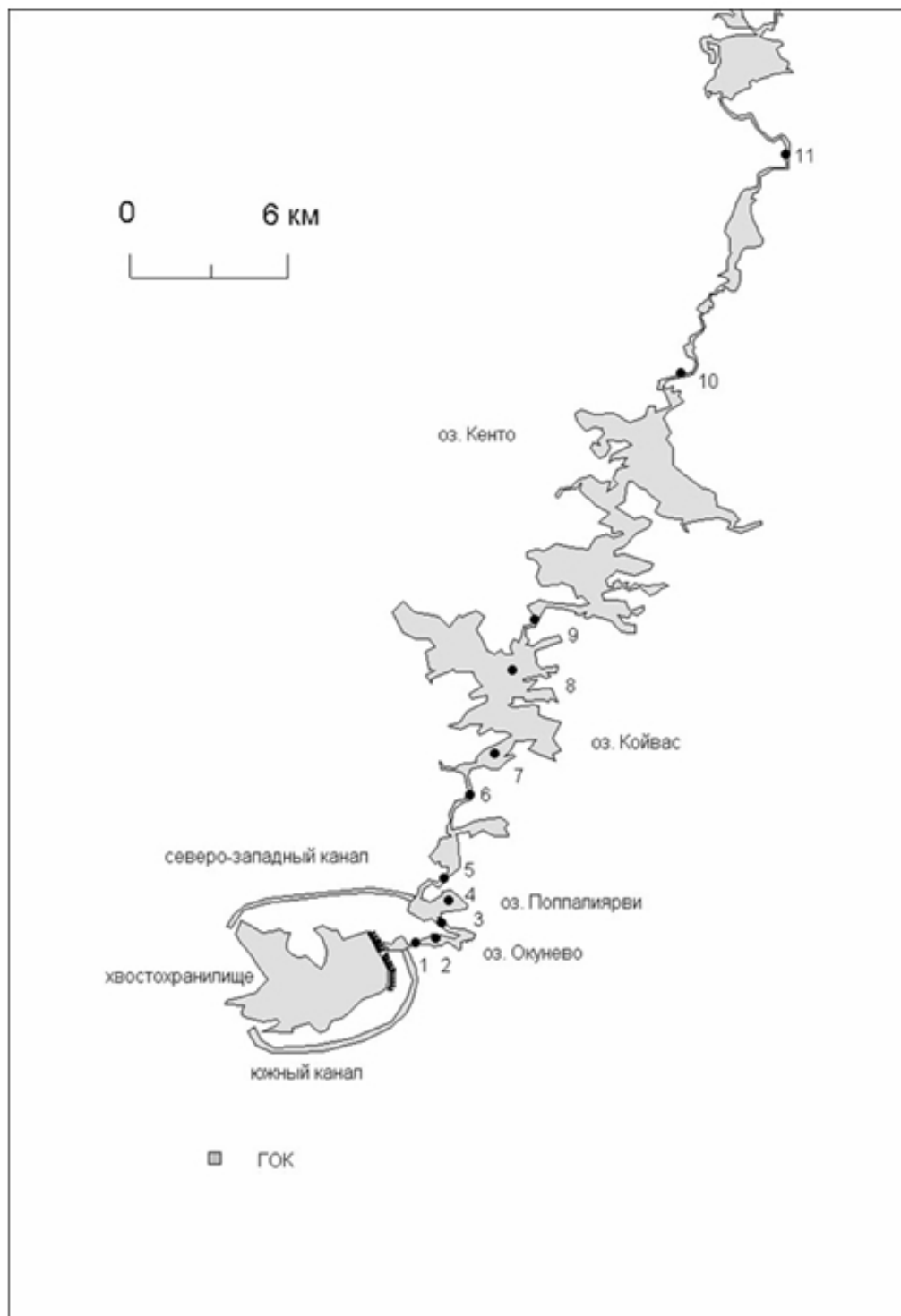


Рис. 1. Система реки Кенти (номера обозначены станции отбора гидрохимических проб)  
Fig. 1. System of the River Kenty (numbers denote the stations of hydrochemical sampling )

**Количество калия, поступившее в систему р. Кенти с техногенными водами**

В расчетах использованы гидрохимические данные, которые были опубликованы в печати: количество калия, поступившее в систему р. Кенти с техногенными водами в 1983–2001 гг., а также данные по содержанию калия в озерах (Феоктистов, Сало, 1990; Пальшин и др., 1994; Сало и др., 1995; Морозов, 1998; Кухарев и др., 1998; Лозовик и др., 2001; Калинкина, 2002; Калинкина и др., 2002).

Базовыми данными для модельных расчетов содержания калия в озерах послужили сведения о количестве калия, поступившего с техногенными водами в систему р. Кенти.

Эта величина носит название «массовый поток сброса» и используется в качестве критерия

антропогенной нагрузки на экосистему (Бретшнайдер, Курфюрст, 1989).

Величину сброса калия в озера определяли на основе данных об объемах техногенных вод, поступивших в систему р. Кенти из хвостохранилища, южного обводного канала, северо-западного обводного канала в 1983–2001 гг., и концентрации в них калия.

Количество калия ( $L_{ТВ}$ , тонны), поступившего с техногенными водами в озера системы р. Кенти, рассчитывали как произведение концентрации калия в воде хвостохранилища или отводного канала ( $[K_{ТВ}]$ , мг/л) на объем воды, поступающей в озера из хвостохранилища или отводного канала ( $V_{ТВ}$ , млн  $m^3$ ):

$$L_{ТВ} = [K_{ТВ}] * V_{ТВ}.$$

Рассмотрим формирование трех источников поступления загрязняющих веществ в водоемы р. Кенти: хвостохранилище, южный водоотводной канал, северо-западный водоотводной канал (табл. 1).

Таблица 1. Объемы фильтрационных и техногенных вод (млн  $m^3$ ), поступивших из хвостохранилища в озера системы р. Кенти в 1983–2001 гг.

Год	В оз. Окунеево	В оз. Окунеево	В оз. Поппалиярви (через северо-западный канал)
	фильтрационные воды	воды через сбросной коллектор	
1983	0.1	0	0
1984	0.1	0	0
1985	0.1	0	0
1986	0.6	0	0
1987	0.6	0	0
1988	0.6	0	0
1989	0.6	3	0
1990	2	0	0
1991	1.5	0	0
1992	2	0	0
1993	2	0	0
1994	2	8.89	0.67
1995	2	16.76	1.26
1996	2	13.56	0.94
1997	2	13.36	0.94
1998	2	20.88	2.08
1999	2	12.65	0.95
2000	2	14.23	1.07

Для складирования отходов обогащения руды верхнее озеро системы р. Кенти (оз. Костомукшское) было преобразовано в хвостохранилище. В 1979 г. была построена дамба, отделяющая хвостохранилище от озер системы р. Кенти. В этот же год в оз. Окунеево стали поступать фильтрующиеся сквозь дамбу воды. Объем фильтрационных вод начиная с 1988 г. стабилизировался на уровне 1.8–2 млн  $m^3$  в год (см. табл. 1) (Пальшин и др., 1994).

Наряду с фильтрационными водами в оз. Окунеево посредством сбросного коллектора поступают техногенные воды из хвостохранилища. Разовый сброс техногенных вод в объеме 3 млн  $m^3$  был произведен в 1989 г. Однако начиная с 1994 г. количество сбросов техногенных вод в озера системы р. Кенти существенно возросло. С целью предотвращения переполнения хвостохранилища в водоемы системы р. Кенти были начаты регулируемые сбросы техногенных вод, скопившихся в хвостохранилище. Их объем в 1994–2001 гг. варьировал в пределах 9.56–22.96 млн  $m^3$  в год (Лозовик и др., 2001).

В 1982 г. был введен в строй южный водоотводной канал, по которому воды р. Кенти и основных притоков оз. Костомукшского поступают в оз. Окунеево. Площадь водосбора канала к 1993 г. составила 48.6  $km^2$ . С 1989 г. вводится в строй северо-западный канал, отводящий сток северных притоков бывшего оз. Костомукшского в р. Шуойоки и далее в оз. Поппалиярви. Площадь водосбора северо-западного отводного канала составила 25  $km^2$ .

Чтобы определить объемы воды, поступающие по каналам, использовали данные о площади водосбора этих каналов и среднему расходу воды для системы р. Кенти. По формуле определяли модуль стока для системы р. Кенти:

$$M_C = (Q_C / F_C) * 1000,$$

где  $M_C$  – модуль стока для системы р. Кенти ( $m^3/c * km^2$ );  $Q_C$  – средний расход воды в системе р. Кенти ( $m^3/c$ );  $F_C$  – площадь водосбора системы р. Кенти.

Величина среднего модуля стока для системы р. Кенти составила:

$$M_c = (8.21/949) * 1000 = 8.65.$$

Затем определили расходы воды в каналах по формуле:

$$Q_k = F_k * M_c / 1000,$$

где  $Q_k$  – средний расход воды в канале ( $m^3/c$ );  $F_k$  – площадь водосбора канала ( $km^2$ );  $M_c$  – модуль стока для системы р. Кенти ( $m^3/c * km^2$ ).

Площадь водосбора южного канала составляет 48.6, северо-западного – 25  $km^2$  (Пальшин и др., 1994). Расчетные значения среднего расхода для каналов составили 0.42 и 0.22  $m^3/c$  соответственно, или в пересчете на год – 13.3 и 6.8 млн  $m^3$ . Таким образом, ежегодные объемы техногенных вод, поступающих в 1983–2001 гг. из южного отводного канала в оз. Окуневое, а в 1989–2001 гг. в оз. Поппалиярви, были приняты равными, соответственно 13.3 млн  $m^3$  и 6.8 млн  $m^3$ . В оз. Поппалиярви, кроме того, в 1994–2000 гг. проводился дополнительный сброс воды из хвостохранилища в объеме 0.67–2.08 млн  $m^3$  в год (см. табл. 1).

Концентрация ионов калия в фильтрационных водах была принята равной  $143 \pm 29$  мг/л согласно данным определения за 1994–1999 гг. (Лозовик и др., 2001). Эта величина была использована при расчетах общего количества калия, поступившего с фильтрационными водами для всего периода исследования 1983–2001 гг.

Концентрация калия в техногенных водах, поступающих из хвостохранилища через сбросной коллектор, в 1989 г. составляла 100 мг/л (Пальшин и др., 1994), а для периода 1994–2001 гг. мы использовали данные определения за 1994–1999 гг., т. е.  $129 \pm 9$  мг/л (Лозовик и др., 2001). Изменчивость концентрации калия в воде хвостохранилища в течение года невелика. Например, по данным лаборатории охраны природы Костомукшского ГОКа, в 2001 г. средняя концентрация калия в воде хвостохранилища составила  $120 \pm 3$  мг/л. Невысокая изменчивость концентрации калия в воде хвостохранилища как в пределах одного года, так и для ряда последних лет является дополнительной гарантией точности расчетов сбросов калия при использовании среднесноголетней его концентрации. Это тем более важно, что с массовыми сбросами техногенных вод в водоемы системы р. Кенти поступало основное количество калия – 60 % от всего количества этого загрязнителя, сброшенного из трех источников в систему р. Кенти в 1983–2001 гг.

Концентрация калия в водах южного отводного канала была принята за 30 мг/л, а в водах северо-западного канала – 20 мг/л – данные для низовья двух каналов в 1995 г. (Лозовик и др., 2001).

Ежегодное суммарное количество калия, поступавшее в водоемы системы р. Кенти в 1983–2001 гг., увеличивалось от 413 тонн в 1983 г. до 2054–3783 тонн в 1994–2001 гг. (рис. 2).

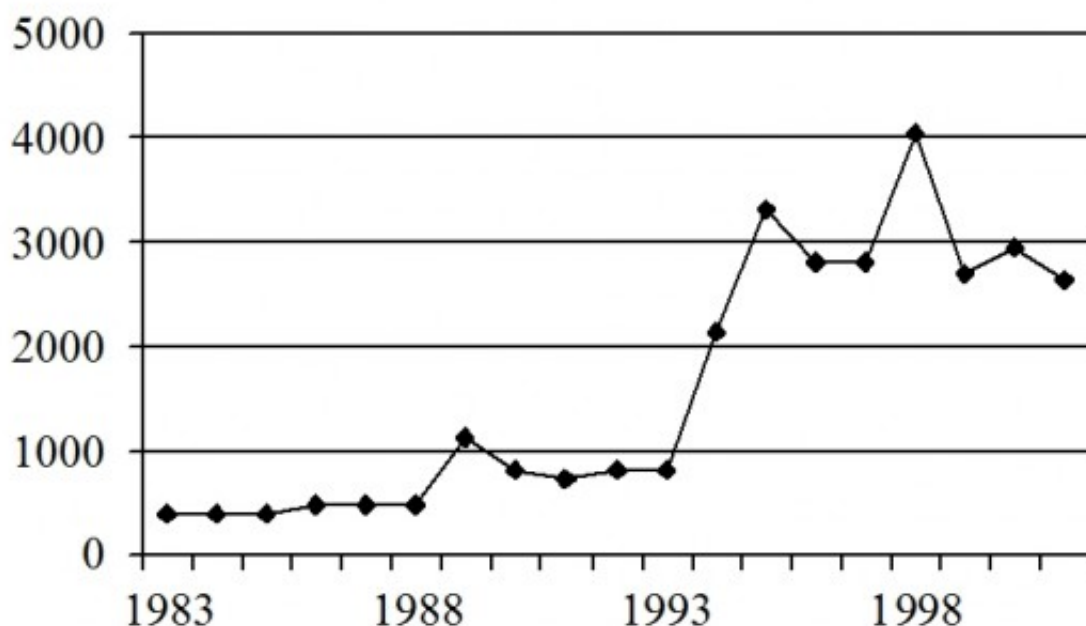


Рис. 2. Количество калия, поступившего в водоемы системы р. Кенти в разные годы (по оси

абсцисс – годы: по оси ординат – тонны)

Fig. 2. Amount of potassium incoming into the lakes of the River Kenty system in different years (horizontal axis is years: vertical axis is tons)

### Содержание калия

Содержание калия в озерах ( $S_{O_3}$ , тонны) рассчитывали как произведение концентрации калия в пробе воды из озера ( $[K_{O_3}]$ , мг/л) на объем воды в озере ( $V_{O_3}$ , млн м<sup>3</sup>):

$$S_{O_3} = [K_{O_3}] * V_{O_3}$$

Данные о среднемноголетних объемах воды в озерах заимствовали из источника (Лозовик и др., 2001). Содержание калия в озерах в различные годы варьировало в широких пределах и закономерно увеличивалось на протяжении 1984–2001 гг. (табл. 2).

Таблица 2. Содержание калия в семи озерах системы р. Кенти в 1984–2001 гг.

Год	Озеро*						
	1	2	3	4	5	6	7
1984	3.0	4.6	13.1	-	-	-	-
1985	2.9	9.2	17.1	76.3	51.6	8.2	10.3
1986	-	-	-	-	-	-	-
1987	15.8	19.1	33.2	210.7	103.1	-	-
1988	16.9	20.8	44.1	-	-	-	-
1989	45.9	66.0	133.7	730.2	-	-	-
1990	-	-	-	-	-	-	-
1991	16.3	-	100.8	501.8	350.6	50.8	64.2
1992	35.0	-	42.7	-	-	-	-
1993	41.4	57.4	77.6	358.5	-	-	-
1994	57.1	153.8	309.3	1749.1**	536.2	-	-
1995	54.9	-	437.9	1720.3	876.4	-	179.7
1996	77.3	-	389.8	2257.8	1546.4	196.8	-
1997	63.4	-	339.6	1863.7	1505.2	-	59.1
1998	-	-	-	-	-	-	-
1999	84.4	-	418.8	2060.9	1793.9	122.0	18.1
2000	45.0	-	413.0	2087.7	1598.1	247.6	33.5
2001	75.9	-	432.2	2087.7	1721.8	245.6	43.7

Примечание. \* 1 – оз. Окуневое; 2 – оз. Куроярви; 3 – оз. Поппаярви; 4 – оз. Койвас; 5 – оз. Кенто; 6 – оз. Юляярви; 7 – оз. Алаярви; "-" – исследования не проводились;

\*\* – для одного случая (1994 г., оз. Койвас) рассчитывали среднюю концентрацию калия по двум станциям (в северной и южной частях озера).

## Методы

### Подходы к моделированию процессов распространения загрязняющих веществ в водоемах системы р. Кенти

Для крупных водоемов разработка модели его экологической системы невозможна без его гидродинамической и термической моделей, что связано с необходимостью учета пространственной неоднородности крупных водных экосистем (Меншуткин, 1987). На основе знания водного баланса, а именно степени проточности озера и его глубины, основаны, например, модели, описывающие накопление фосфора (Хендерсон-Селлерс, Марклэнд, 1990). Для Каспийского моря прослежен перенос биогенных веществ с использованием данных по водному стоку (Леонов, Дубинин, 2001; Леонов, Назаров, 2001). Для изучения механизма переноса сульфатов в озере, загрязняемом дренажными стоками горнорудного производства, была разработана камерная модель, позволяющая на основе знания водного обмена между камерами рассчитать содержание сульфатов в каждой камере (Herlihy et al., 1998). Однако данный подход требует детального учета всех составляющих водного баланса, а также знания химического состава его компонентов.

Подробный учет гидрологической ситуации в озерах системы р. Кенти представляет собой довольно сложную задачу. Возможно, построение детальной гидрологической модели системы р. Кенти и позволило бы более точно предсказать концентрации загрязняющих веществ. Однако, чтобы получить полные данные о гидрологическом режиме всех озер системы р. Кенти, необходимо проведение объемных исследований, требующих слишком больших трудозатрат. Особую проблему представляет собой оценка весьма сложного характера распространения высокоминерализованных техногенных вод в котловинах озер системы р. Кенти, связанного с сезонной стратификацией.

На взгляд авторов, для выбора модели важна прежде всего конечная цель ее построения. В этом

аспекте нашим исследованиям вполне созвучна рекомендация, приведенная на стр. 3 монографии «Проблемы исследования и математического моделирования экосистемы Балтийского моря» (1987): «По мере развития теории и практики моделирования водных экосистем становится все более очевидным, что выбор типа модели должен определяться целями моделирования и назначением создаваемых моделей. При этом выборе следовало бы в большей степени руководствоваться осознанными задачами исследования и особенностями объекта, чем ограничениями или преимуществами того математического аппарата, которым владеет исследователь». Данная рекомендация была использована при построении имитационной модели распространения калия в водоемах системы р. Кенти. Подобный подход к объекту моделирования как к «черному ящику», когда исследователя не интересуют механизмы процесса, но важно оценить параметры «на выходе» по исходным данным «на входе», применяется давно (Одум, 1975). Наиболее полно поставленным в настоящем исследовании задачам отвечают принципы имитационного камерного моделирования (Безель, 1987; Коросов, 2002), позволяющие в явном виде отразить процессы переноса веществ в озерах системы р. Кенти.

При построении модели переноса загрязняющих веществ в водоемах системы р. Кенти были использованы следующие принципы камерного анализа:

1. Система состоит из конечного числа камер, связанных между собой потоками элемента.
2. В каждую камеру (рассматриваемый водоем) поступает загрязняющее вещество только из одной камеры (вышележащий водоем).
3. Все физико-химические реакции, в которых участвует изучаемое вещество, имеют первый порядок, т. е. количество элемента, покидающее камеру в единицу времени, пропорционально общему содержанию элемента в ней. Степень пропорциональности отражают константы переноса вещества.
4. Перемешивание поступающего вещества в камеру происходит мгновенно, поэтому концентрация его в любой точке камеры одинакова.

Решаемая относительно простая задача реконструкции позволяет ввести для модели следующие два основных допущения. Первое допущение состоит в том, что оценки концентраций химических веществ в воде гидросистемы для летнего периода служат репрезентативными характеристиками концентраций загрязнителей за год в целом. Летняя концентрация в каждом следующем по течению озере зависит не от летних концентраций в соответствующем верхнем озере, а от всех процессов, идущих в течение всех сезонов по переносу загрязняющего вещества в нижнее озеро. Данные по изменчивости концентрации калия в трех верхних озерах системы в 1993 и 1994 гг. заимствованы из работы А. К. Морозова (1998) и представлены на рис. 3.



Рис. 3. Изменчивость концентрации калия (мг/л) в озерах системы р. Кенти (Куроярви,



Поппаллярви и Койвас) в 1993 и 1994 годах (по оси ординат – концентрация ионов калия в озерах)

Fig. 3. Variability of potassium concentration (mg / l) in lakes of the River Kenty system (Kuroyarvi, Poppaliyarvi and Koyvas) in 1993 and 1994 (vertical axis is the concentration of potassium ions in the lakes)

Концентрация калия в каждом озере (Куроярви, Поппаллярви и Койвас) не имеет прямой связи ни с концентрацией калия в вышележащем водоеме, ни с концентрацией калия в этом же озере в предшествующий год, а отражает весь комплекс процессов (в том числе начало массовых сбросов техногенных вод), участвующих в переносе загрязнителей. Летняя концентрация является кумулятивной оценкой, характеристикой самых разнообразных процессов загрязнения за длительный предыдущий период. Летняя концентрация калия, например, в оз. Койвас определяется калием, который поступил из оз. Поппаллярви в этом году и в прошлые годы, из оз. Куроярви – в прошлом и более ранние годы и т. д., т. е. отдельная концентрация отражает многолетние кумулятивные процессы, оценкой которых и является летняя концентрация. Значение этой конкретной пробы репрезентативно только в контексте всего ряда, отражающего динамику концентраций в 7 озерах гидросистемы р. Кенти. Исходя из этого, игнорируя внутригодовые процессы перемещения загрязнителя, мы можем в качестве шага модели взять 1 год.

Второе допущение состоит в том, что поступивший загрязнитель в течение года равномерно перемешивается в озере, поэтому гидрохимические данные, получаемые на станции, расположенной на выходе из озера, характерны для всего водоема. Подтверждение этому состоит в том, что пробы, отобранные в разных частях каждого отдельного озера во все годы, когда проводились исследования, были близки по химическому составу. Конечно, в течение года, по-видимому, определенный градиент концентраций наблюдаться должен, особенно с учетом зимней стратификации. Например, он резко проявился в 1994 г. в оз. Койвас при начале массовых сбросов (для этого года были взяты средние концентрации по станциям), но в целом этот градиент практически не ощутим в условиях катастрофического загрязнения. Поэтому мы принимаем точку на выходе из озера вполне представительной для всей ситуации на водоеме в целом.

#### **Структура модели переноса загрязняющих веществ в семи озерах системы р. Кенти**

Как указывалось выше, в модели принципиальным оказывается именно игнорирование всех реальных гидрологических процессов перераспределения загрязняющего вещества в водоемах системы р. Кенти. В центр внимания попадают не частные процессы, но генеральный результат распространения отходов – более или менее устойчивое сохранение градиента концентраций загрязнителя в направлении от источника загрязнения (хвостохранилище) к нижним озерам системы р. Кенти. Таким образом, при построении модели учитывался перенос только вещества (в данном случае калия) без всякого расчета объемов переноса собственно воды водоемов.

Используя этот подход, каждое озеро системы р. Кенти рассматривается как камера. Связь между озерами выражается с помощью уравнений переноса калия. В простейшем случае проточной системы содержание вещества в каждой промежуточной камере ( $S_i$ ) будет определяться тем количеством вещества, которое сохранилось в ней с предыдущего момента времени ( $S_{i-1}$ ), поступило в камеру ( $Sp_i$ ) и ушло из нее к текущему моменту времени ( $Sy_i$ ):

$$S_i = S_{i-1} + Sp_i - Sy_i.$$

Каскад озер системы р. Кенти можно представить в виде серии из 8 проточных камер разного объема: от оз. Окуневое (камера № 1) до оз. Среднее Куйто (камера № 8) (рис. 4). Источники загрязнения обозначены прямоугольниками. Загрязняющие вещества поступают в р. Кенти тремя путями: из хвостохранилища и южного отводного канала – в оз. Окуневое; из хвостохранилища через северо-западный отводной канал – в оз. Поппаллярви.

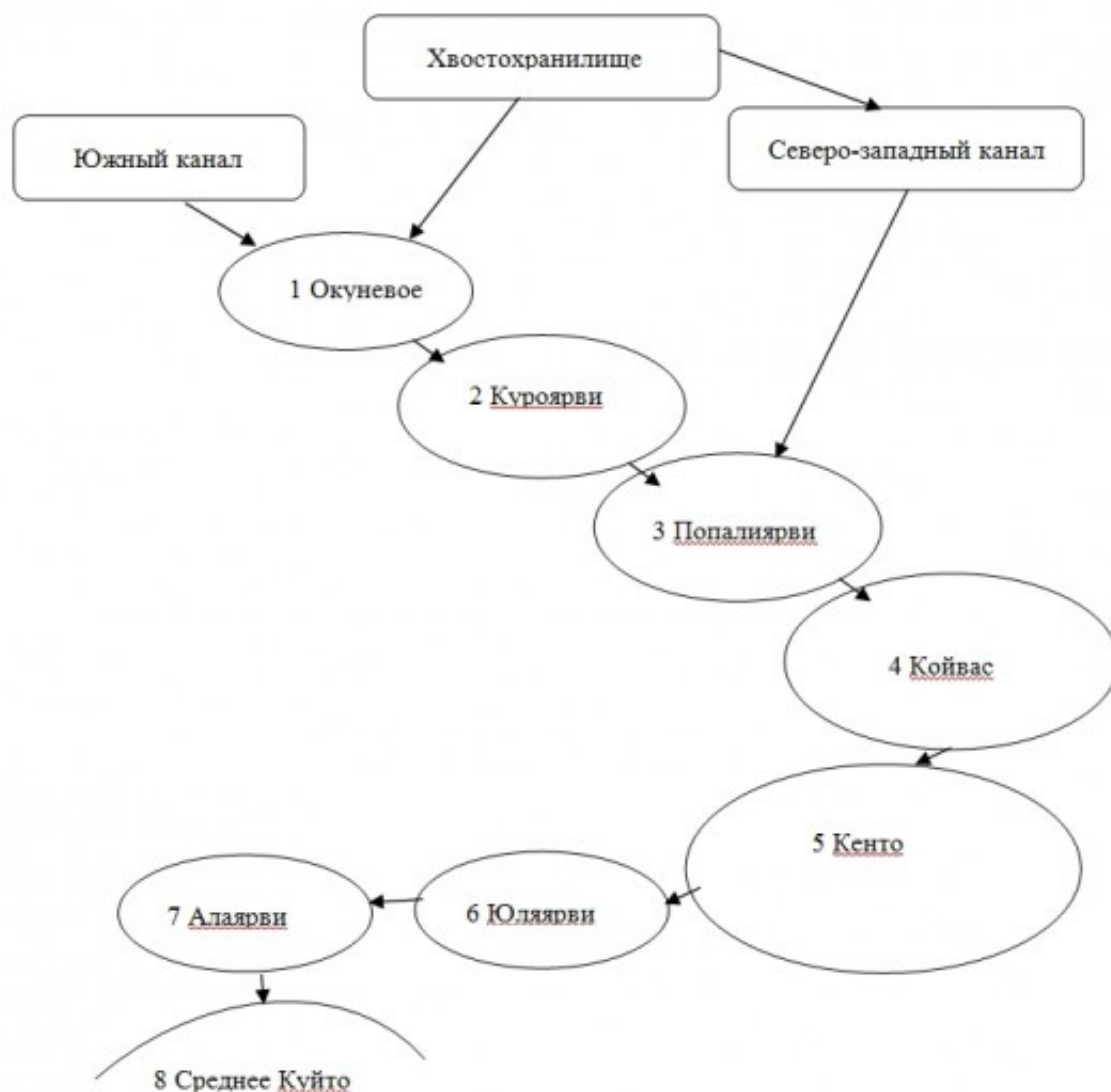


Рис. 4. Блок-схема модели переноса калия в озерах системы р. Кенти: прямоугольники – источники загрязнения озер; овалы – озера; стрелки – перенос калия

Fig. 4. Block diagram of the model of potassium transport in the lakes of the River Kenty system: rectangles are the sources of pollution in the lakes; ovals are the lakes; arrows indicate the transfer of potassium

В состав имитационной системы процессов переноса калия входят средства ввода и сохранения данных, программирования, отладки, настройки модели и презентации результатов (Коросов, 2002). В нашем случае имитационная система представлена следующими блоками:

1. Исходные независимые переменные;
2. Три блока расчетных формул (количество калия, поступившее в озеро; количество калия, вынесенное из озера; оставшееся количество калия);
3. Обобщение отличий расчетных значений от эмпирических данных;
4. Параметры модели;
5. Блок настройки модели (расчет констант переноса калия с использованием функции оптимизации);
6. Оценка адекватности модели;
7. Оценка статистических ошибок констант переноса.

Рассмотрим компоненты имитационной системы последовательно.

**Расчет модельных зависимых переменных**

Модель переноса калия в 7 озерах состоит из 7 алгебраических выражений:

$$S_{1i} = S_{1i-1} + S_{XX} + S_{ЮК} - K_{1/2} * S_{1i};$$

$$\begin{aligned}S_{2i} &= S_{2i-1} + K_{1/2} * S_{1i} - K_{2/3} * S_{2i}; \\S_{3i} &= S_{3i-1} + S_{СЗК} + K_{2/3} * S_{2i} - K_{3/4} * S_{3i}; \\S_{4i} &= S_{4i-1} + K_{3/4} * S_{3i} - K_{4/5} * S_{4i}; \\S_{5i} &= S_{5i-1} + K_{4/5} * S_{4i} - K_{5/6} * S_{5i}; \\S_{6i} &= S_{6i-1} + K_{5/6} * S_{5i} - K_{6/7} * S_{6i}; \\S_{7i} &= S_{7i-1} + K_{6/7} * S_{6i} - K_{7/8} * S_{7i},\end{aligned}$$

где  $S_{XX}$  – количество калия, поступающего со сбросами воды из хвостохранилища в оз. Окуневое;

$S_{ЮК}$  – количество калия, поступающего со сбросами воды из южного отводного канала в оз.

Окуневое;

$S_{СЗК}$  – количество калия, поступающего со сбросами воды из северо-западного отводного канала в оз. Поппалиярви;

$S_{1i}; S_{2i}; S_{3i}; S_{4i}; S_{5i}; S_{6i}; S_{7i}$  – количество калия в  $i$ -й год в озерах Окуневое, Куроярви, Поппалиярви, Койвас, Кенто, Юляярви и Алаярви (в камерах 1–7 соответственно);

$K_{1/2}; K_{2/3}; K_{3/4}; K_{4/5}; K_{5/6}; K_{6/7}; K_{7/8}$  – константы переноса калия между озерами. В нашей модели перераспределение вещества в речной системе выражается с помощью этих констант переноса. Конечно, данный процесс физически обеспечивается переносом воды, но в уравнениях камерной модели гидрологическую компоненту можно целиком исключить, сохранив лишь результат – расчет количества изучаемого вещества в водоемах.

Построение имитационной модели проводили в среде Excell с помощью табличного программирования. Формула имитационной модели в отдельной ячейке электронного листа может отражать приращение некоей функции за фиксированный отрезок времени, т. е. получать числовой дискретный анализ производной, характеризующей скорость процесса (модельный шаг, в нашем случае – год). Пошаговое суммирование всех частных эффектов (аналог интегрирования) дает динамику обобщающей функции (аналог первообразной). Таким образом, имитационное моделирование в среде Excell сохранило важнейшие функции дифференциальных уравнений – описание динамических систем (Коросов, 2002). В нашем случае приращение концентрации калия в каждом озере выражается через константу переноса калия из водоема, расположенного выше по течению. Суммирование содержания калия в озере за все годы исследования является аналогом интегрирования.

Всего организовано три блока расчетных формул: первый блок – «поступление», второй блок – «вынос» и третий блок – «остаток» (рис. 5).

Например, для оз. Окуневое в 1999 г. количество поступившего калия ( $P_{99}$ ) в каждой ячейке первого блока рассчитывается по формуле:

$$P_{99} = L_{99} + O_{98},$$

где  $L_{99}$  – количество калия, поступившего в оз. Окуневое в 1999 г. с техногенными водами;  $O_{98}$  – количество калия, оставшееся в оз. Окуневое с 1998 г.

В блоке «вынос» количество вынесенного калия ( $V_{99}$ ) определяется по формуле:

$$V_{99} = P_{99} * K_{OK},$$

где  $K_{OK}$  – константа переноса калия из оз. Окуневое в оз. Куроярви.

В блоке «остаток» содержатся расчетные значения содержания оставшегося калия ( $O_{99}$ ) в озере в 1999 г., которые определяются по формуле:

$$O_{99} = P_{99} - V_{99}.$$

Все формулы расчета содержания калия в различных камерах располагаются на электронном листе пакета Excell. Ячейки одной строки содержат значения переменных за один год наблюдений, несколько строк отражают последовательную смену количества поллютанта в озерах за ряд лет.

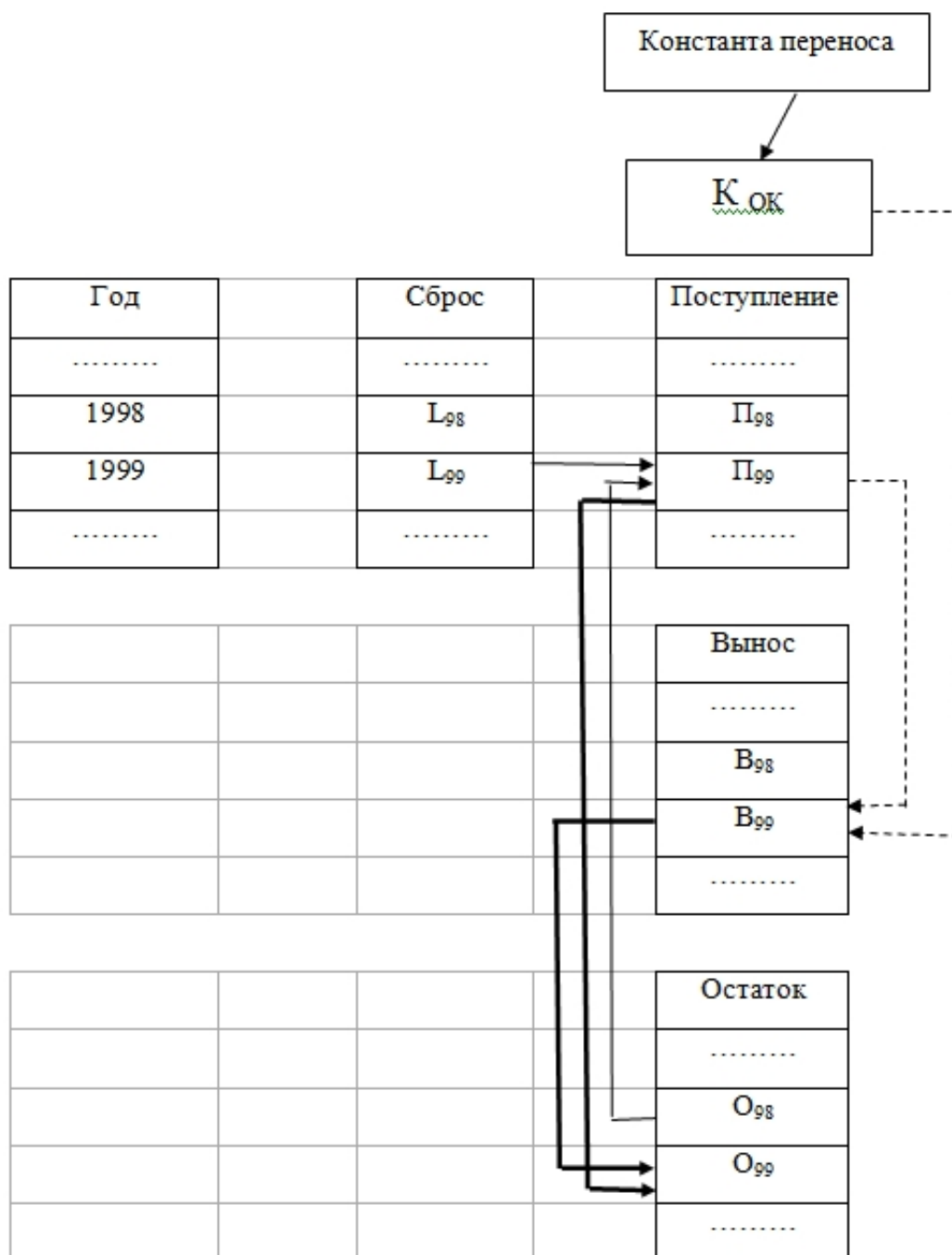


Рис. 5. Схема связи между тремя расчетными блоками в модели переноса калия; тонкие сплошные линии – блок «Поступление»; прерывистые линии – блок «Вынос»; толстые сплошные линии – блок «Остаток»

Fig 5. Scheme of communication between the three settlement blocs in the transport model of potassium; thin solid lines – block "Inflow"; dashed lines – block "Outlet"; thick solid line – block "Rest"

#### **Блок функций отличий**

Этот блок образован множеством формул, рассчитывающих различие каждой пары реальных ( $S$ ) и модельных ( $S'$ ) значений содержания калия в озерах:

$$\phi = (S' - S)^2.$$

Сумма отличий по всем шагам образует искомую функцию отличий:

$$\Phi = \sum (S'_i - S_i)^2,$$

где  $i$  – индекс шага модели. Поскольку эмпирические значения содержания калия в озерах были

получены не для всех временных шагов, то исходный массив содержит пропуски (см. табл. 2). Например, для оз. Окуновое за период 1984–2001 гг. было произведено в разные годы 15 замеров концентрации калия, для оз. Куроярви – всего 7 определений и т. д. В этом случае значения квадратов разности в соответствующих строках (где отсутствуют эмпирические данные) не рассчитывали, т. к. модельные данные было не с чем сравнивать. Минимизация функции невязки была выполнена с учетом только имеющихся данных, настройка модели осуществлена по отдельным опорным точкам.

Для каждого озера рассчитывали одно значение функции невязки: всего семь значений. Настройка многокомпонентной модели связана с проблемой разного порядка различия моделируемых переменных. Например, для исследуемого ряда озер содержание калия заметно различается: для малых озер (Окуновое, Куроярви, Поппаярви и др.) содержание калия относительно мало вследствие небольшого объема воды в них: в разные годы 3–430 тонн. В крупных озерах системы (Койвас и Кенто) содержание калия на порядок выше: в разные годы 50–2260 тонн – за счет больших объемов воды в этих водоемах.

При оценке разности между эмпирическими и модельными переменными большое значение имеет то, на сколько различается общее количество вещества в камере. Последнее, в свою очередь, зависит от объема камеры. Например, относительно большое различие (между модельным и реальным) значений для малого водоема – значительно существеннее, чем такое же по величине различие для большого водоема. Чтобы нивелировать различие водоемов по их объемам и тем самым устранить ошибку при расчете коэффициентов переноса, использовали объем каждого озера как весовой коэффициент. Сумму квадратов разности между модельными и реальными значениями содержания калия для каждого водоема делили на объем воды в этом озере. Такая операция позволяет выравнять репрезентативность целевых функций (табл. 3). Общая сумма всех «взвешенных» сумм квадратов разностей и явилась функцией отличий. Эта сумма занимает отдельную ячейку и используется для настройки модели.

Таблица 3. Расчет взвешенных значений функции невязки для модели переноса калия в семи озерах

Показатель	Озеро						
	1	2	3	4	5	6	7
Сумма квадратов разностей	3020	2392	21189	818099	184495	12852	25372
Объем воды в озере, млн м <sup>3</sup>	0.86	3.30	7.30	89.60	103.10	20.30	25.70
Частное	3512	725	2903	9131	1789	633	987
Функция отличий (сумма)	19680						

Примечание. 1 – оз. Окуновое; 2 – оз. Куроярви; 3 – оз. Поппаярви; 4 – оз. Койвас; 5 – оз. Кенто; 6 – оз. Юляярви; 7 – оз. Алаярви.

### **Параметры модели**

В рассматриваемой модели в качестве параметров используются константы переноса калия – всего 7, соответственно, в 7 парах озер. Константы численно равны доле калия, вынесенного из данного озера в ниже расположенный водоем в данный год. Величина каждой константы отражает механизмы переноса калия в рассматриваемой паре озер и является производной многообразных процессов переноса калия во всех семи озерах в течение наблюдаемого 19-летнего периода.

### **Блок настройки модели**

Блок настройки служит для поиска параметров модели. Механизм настройки состоит в последовательном переборе различных значений параметров модели и выборе оптимальных из них, при которых модель показывает наилучшую сходимость расчетных и эмпирических значений переменных. В нашем случае сначала произвольно назначали величины констант переноса, которые бы удовлетворяли условиям  $0 < K < 1$ , и рассчитывали исходное значение функции невязки. Затем необходимо было изменить начальные значения параметров с целью минимизировать функцию невязки. Существуют эффективные алгоритмы быстрого поиска лучших значений параметров. Процедура заканчивается, когда функция отличий снизится до минимально возможного уровня, в идеале – до нуля. В пакете Excel находится встроенная программа оптимизации, которая вызывается командой «Поиск решения», с помощью которой и можно производить настройку модели. При минимизации функции невязки использовали метод Ньютона (Коросов, 2002).

### **Оценка адекватности модели**

Оценку адекватности модели проводили с помощью дисперсионного анализа (Ивантер, Коросов,

1992). Поскольку одной из задач моделирования была реконструкция недостающих гидрохимических данных, то назначением модели было как можно более точно для каждого озера воспроизвести временной тренд изменения содержания калия в озерах, чтобы расчетные значения объемов калия находились как можно ближе к реальным.

Если для расчета критерия Фишера использовать всю выборку данных (по всем озерам), то в этом случае оценивалась бы адекватность описания моделью изменения концентрации калия в ряду озер. Поскольку градиент содержания калия в загрязненных и относительно чистых озерах очень велик, то величина критерия Фишера для модели, описывающей изменение концентрации калия в ряду всех озер, даже при относительно плохой сходимости модельных и эмпирических данных была бы большой, т. к. модельная дисперсия в этом случае будет всегда превышать остаточную дисперсию. При таком подходе трудно было бы ожидать точной реконструкции недостающих гидрохимических данных.

Чтобы решить проблему точного воспроизведения данных, оценивали адекватность описания моделью временного тренда изменения концентраций в каждом озере. Для этого величину критерия Фишера рассчитывали для 7 блоков данных по каждому озеру отдельно – всего 7 значений критериев.

При построении модели также решали задачу изучения процессов переноса калия во всей гидросистеме в целом, что было необходимо для расчета баланса калия, поступившего с техногенными водами и вынесенного за пределы р. Кенти в оз. Ср. Куйто. В этом случае оценивали адекватность модели, описывающей тренд концентраций в ряду озер на протяжении всего периода наблюдений, т. е. рассчитывали также критерий Фишера для всей выборки данных.

#### **Оценка статистических ошибок констант переноса**

При построении имитационных моделей важным условием их применения является оценка возможной изменчивости констант переноса. Для определения этого диапазона вычисляли стандартные отклонения для каждой константы. С этой целью вместо одного полного набора исходных данных (всего 72 промера по всем станциям за все годы) сформировали 15 массивов данных, содержащих по половине набора исходных значений, взятых из полного набора случайным образом (использовали встроенный в Excel датчик случайной величины). Каждый раз константы переноса рассчитывались по 36 случайно выбранным значениям.

Полученные выборки представляют собой частично пересекающиеся (частично зависимые) наборы данных. В литературе рекомендуется оценить изменчивость констант переноса по независимым наборам данных (Розенберг, 1984; Безель, 1987), но в нашем случае такие данные физически отсутствуют. По этим искусственно сформированным редуцированным блокам данных были настроены 15 серий констант переноса, и по ним – соответствующие стандартные ошибки для каждой константы.

## **Результаты**

### **Результаты расчетов на основе имитационной модели переноса калия**

Результаты расчетов показали, что для всего набора данных ( $n = 72$ ) модель адекватна при  $p < < 0.001$ . Кроме того проверяли пригодность модели для описания переноса калия в каждом водоеме по отдельности. Оказалось, что для всех пар озер, кроме пары оз. Алаярви – оз. Ср. Куйто, модель адекватна при  $p < 0.01$ .

Последний случай можно объяснить нестабильным гидрологическим режимом оз. Алаярви: концентрации калия в этом водоеме близки к фоновым и широко варьируют в силу естественных причин (Морозов, 1998). В любом случае загрязнение этого озера оказалось незначительным.

Константы переноса оказались разными для различных озер: наибольшие значения они имели для озер верхнего и нижнего течения, наименьшие – для озер среднего течения (табл. 4). Поскольку константы переноса отражают долю калия от его общего количества в озере, вынесенную в нижний водоем, то модель показала разную интенсивность переноса калия в озерах.

Таблица 4. Константы переноса калия и характеристика их изменчивости по частично зависимым наборам данных

Направление переноса	Константа переноса	Стандартная ошибка	p
Окуневое → Куроярви	0.97	0.001	< 0.01
Куроярви → Поппалиярви	0.93	0.001	<< 0.01
Поппалиярви → Койвас	0.88	0.001	<< 0.01
Койвас → Кенто	0.58	0.005	<< 0.01
Кенто → Юляярви	0.64	0.004	<< 0.01
Юляярви → Алаярви	0.93	0.003	<< 0.01

---

Алаярви → Ср. Куйто	0.99	0.006	> 0.2
---------------------	------	-------	-------

---

Характеристику возможной изменчивости констант переноса дает стандартная ошибка. Оказалось, что константы переноса имеют весьма низкую изменчивость, т. е. достаточно точно характеризуют способность озер пропускать через себя калий (см. табл. 4).

Несмотря на то, что константы характеризуют процесс переноса калия, они имеют вполне определенный гидрологический смысл и объяснение: коэффициент переноса тем больше, чем меньше период водообмена (условный временной отрезок, за который объем воды в озере полностью обновляется) (Григорьев и др., 1965). В озерах с наибольшим периодом водообмена (Койвас и Кенто) поступающие техногенные воды задерживаются и аккумулируются (наименьшие константы переноса). В озерах с наименьшими периодами водообмена (Окуневое, Куроярви, Поппалиярви, Юляярви, Алаярви) техногенные воды проходят транзитом (наибольшие константы). Иными словами, параметры камерной модели пропорциональны гидрологическим характеристикам озер: они характеризуют проточность озера, а ионы калия можно, по-видимому, рассматривать как маркеры стока в озере (рис. 6).

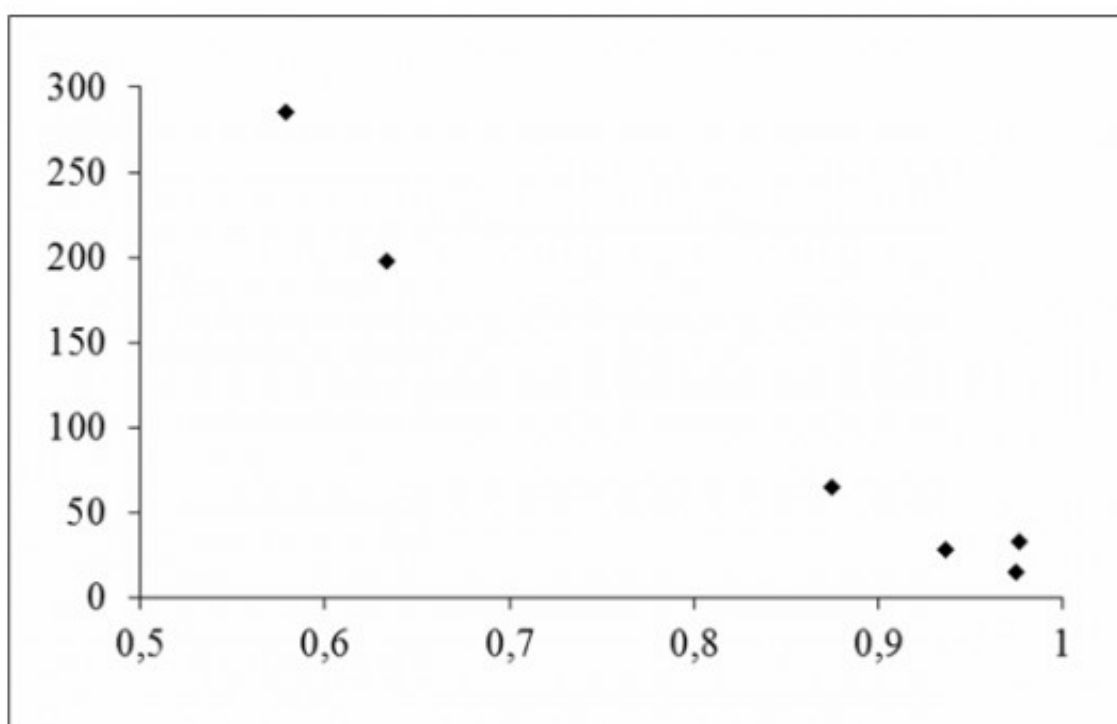


Рис. 6. Соотношение констант переноса (ось абсцисс) и периодов условного водообмена (ось ординат)

Fig. 6. Ratio between transfer constants (horizontal axis) and the suppositive period of water exchange (vertical axis)

Реконструированные и реальные значения содержания калия находятся весьма близко друг к другу. Для примера на рис. 7 приведены эмпирические и расчетные данные для озер Окуневое, Куроярви, Поппалиярви и Койвас.

На протяжении 1983–2001 гг. содержание калия во всех озерах непрерывно возрастает. Например, если в первые десять лет (1983–1993 гг.) содержание калия в верхних озерах системы составляло 10–112 тонн, то в 1994–2001 гг. его значения достигали 50–400 тонн. В озерах среднего течения р. Кенти (Койвас и Кенто) также происходит рост содержания калия. В первое десятилетие содержание калия в этих озерах составляло 70–600 тонн, а в 1994–2001 гг. – 670–2256 тонн. Наконец, в озерах нижнего течения (Юляярви и Алаярви) содержание калия возрастает от 2–56 тонн (1983–1993 гг.) до 25–207 тонн (1994–2001 гг.).

Рассмотренная модель переноса калия позволила рассчитать некие средние уровни содержания калия в озерах. Для использования реконструированных химических данных в экологических



исследованиях необходимо было оценить их возможную вариабельность. Эту задачу решали путем расчета содержания калия на основе измененного исходного набора данных, из которого случайным образом удаляли половину значений. Сформировав 15 таких редуцированных выборок, получали 15 значений содержания калия в каждой точке отбора проб для каждого года.

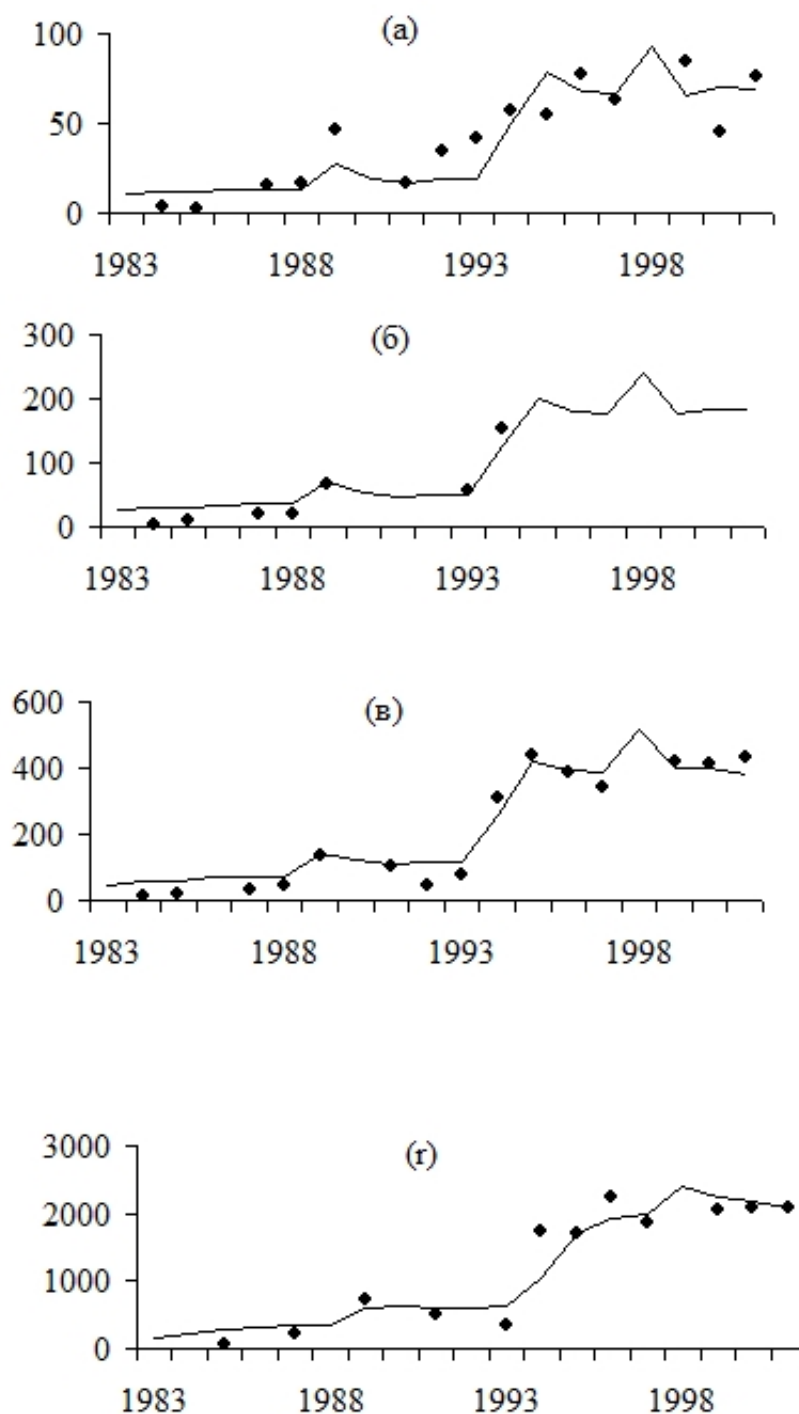


Рис. 7. Содержание калия (тонны) в озерах системы р. Кенти в 1983–2001 гг.; а – оз. Окуневое; б – оз. Куроярви; в – оз. Поппалиярви; г – оз. Койвас (точки – эмпирические данные; линии – расчетные значения)

Fig. 7. The potassium amount (tonnes) in the lakes of the River Kenty system in 1983–2001; а – Okunevoe; б – Kuroyarvi; в – Poppaliyarvi; г – Koyvas (point – the empirical data; line – calculated values)

Для полученного массива значений вычисляли стандартную ошибку и определяли доверительный интервал варьирования при уровне значимости  $p = 0.05$  (табл. 5).

Таблица 5. Среднее значение (М) и доверительный интервал ( $\pm 2m$ ) содержания калия (тонны) в озерах Окуневое, Куроярви, Поппалиярви и Койвас в 1983–2001 гг. (уровень значимости  $p = 0.05$ )

Год	Озеро							
	Окуневое		Куроярви		Поппалиярви		Койвас	
	М	$\pm 2m$	М	$\pm 2m$	М	$\pm 2m$	М	$\pm 2m$
1983	11.1	0.6	27.4	3.5	47.3	1.3	142.1	2.3
1984	11.4	0.7	30.0	4.0	57.8	1.6	235.2	3.9
1985	11.5	0.7	30.2	4.0	59.5	1.7	280.6	5.3
1986	13.4	0.8	34.9	4.6	67.9	1.9	325.6	6.4
1987	13.4	0.8	35.4	4.7	69.7	2.0	350.7	7.3
1988	13.4	0.8	35.4	4.7	70.0	2.0	362.4	7.8
1989	26.9	1.5	68.5	9.0	144.5	4.0	591.2	11.0
1990	19.2	1.1	51.8	7.0	125.0	3.7	631.9	12.8
1991	17.1	1.0	45.4	6.1	111.5	3.3	609.0	13.4
1992	18.9	1.1	49.6	6.6	117.0	3.4	615.6	13.7
1993	19.0	1.1	50.0	6.7	118.4	3.4	622.6	13.9
1994	49.9	2.8	125.9	16.5	260.8	7.2	1053.6	19.7
1995	78.1	4.4	200.4	26.5	417.2	11.6	1710.1	30.7
1996	67.7	3.9	179.9	24.1	396.4	11.5	1932.5	38.0
1997	66.8	3.8	176.2	23.6	387.2	11.3	2001.5	42.1
1998	92.9	5.3	240.1	31.8	515.1	14.6	2415.6	49.1
1999	65.0	3.8	175.8	23.8	401.8	12.0	2255.1	50.4
2000	69.7	4.0	183.1	24.5	402.1	11.7	2186.1	49.8
2001	68.9	4.0	181.7	24.3	382.2	11.1	2096.6	48.4

Статистическая ошибка средних значений содержания калия в озерах системы р. Кенти была мала и составляла 1–5 % от средней для озер Окуневое, Поппалиярви, Койвас, Кенто и Юляярви; для оз. Куроярви – 7 % (в связи с минимальным количеством наблюдений на этом водоеме). Для последнего озера в системе – Алаярви – ее величина составила 11 %, что отражает высокую изменчивость гидрологического и гидрохимического режима в этом водоеме. В целом для гидросистемы средние расчетные содержания калия имеют стабильный характер: удаление из выборки даже половины данных практически не привело к заметному изменению результатов расчетов. Значит, модельные значения содержания калия вполне репрезентативно отражают картину загрязнения водоемов системы р. Кенти.

## Обсуждение

Первая попытка проследить формирование качества воды озер Окуневое и Койвас при поступлении больших количеств техногенных вод относится к 1990 г. (Феоктистов, Сало, 1990). В этой работе с помощью регрессионной степенной модели изучалось изменение суммы ионов и концентрации ионов калия в озерах системы р. Кенти. С использованием данной модели были рассчитаны прогнозные концентрации калия в озерах Окуневое и Койвас на 1, 2 и 3 год после начала сбросов (т. е. в 1995, 1996 и 1997 гг.). Однако эмпирические и расчетные данные не совпадали. Так, расчетные концентрации в оз. Окуневое в 1995–1997 гг. составили одно и то же значение – 95 мг/л, в то время как эмпирические данные оказались разными: 63.5 мг/л (1995 г.); 90 мг/л (1996 г.) и 73.7 мг/л (1997 г.). Еще больше расходятся прогнозные и наблюдаемые данные для оз. Койвас: в 1995 г. 4.6 и 19.2 мг/л соответственно; в 1996 г. – 5.0 и 25.2 мг/л; в 1997 г. – 5.1 и 20.8 мг/л. Таким образом, в оз. Койвас наблюдались значительно большие концентрации калия, чем это предсказывалось на основе модели.

Другая модель прогнозной оценки последствий сброса техногенных вод в водоемы системы р. Кенти, основанная на уравнениях водно-солевого баланса озер, была предложена в 1995 г. (Сало и др., 1995). В модели учитывался сброс техногенной воды двумя путями (через сбросной коллектор в оз. Окуневое и по отводной трубе в северо-западный канал и далее в оз. Поппалиярви). В качестве расчетного шага в модели был выбран один месяц. Расчет среднемесячных концентраций калия в озерах был произведен на основе следующих исходных данных: объемы техногенных вод, концентрация калия в техногенных водах и разбавление техногенной воды в озерах за счет естественного притока с водосбора, задаваемого через месячную норму стока, площадь водосборов озер и фоновой концентрации калия в приточных водах. Данная модель дает общее представление о внутригодовой динамике концентрации калия в озерах в зависимости от разных объемов сброса техногенных вод. С

помощью модели было установлено, что верхние небольшие озера системы достаточно быстро реагируют на сбросы техногенных вод, в то время как относительно большее оз. Койвас вследствие замедленного водообмена продолжает накапливать калий даже при отсутствии сбросов из хвостохранилища. Однако эта модель, призванная учитывать гидрологические процессы, тем не менее не рассматривает перемешивания и расслаивания вод по плотности, изменения уровней и объемов воды в озерах. Учет только части из важных процессов переноса водных масс не позволил выполнить точную модельную реконструкцию ситуации, что и привело к несовпадению расчетных и эмпирических данных по содержанию калия в озерах: расчетное содержание калия для некоторых месяцев оказалось существенно ниже наблюдаемых в действительности. Так, в марте 1994 г. в озере Окуновое наблюдаемая концентрация калия составляла 100 мг/л. Расчетные значения калия для данного месяца составляли в этом водоеме 50–75 мг/л (расчеты производились по разным вариантам модели).

В отличие от представленных конструкций, в нашей имитационной модели сложные явления круговорота воды в озерно-речной системе р. Кенти вообще не рассматривались, моделировались лишь процессы переноса загрязняющего вещества (из озера в озеро) безотносительно к тому, что этот перенос осуществляется водой. Во внимание принимался только факт переноса загрязнителя, но не несущего его субстрата, воды. Подобный подход успешно применяется при изучении переноса веществ между органами в живом организме (Безель, 1987), при исследовании распространения загрязнителей атмосферы (Бретшнайдер, Курфюрст, 1989), а также использован нами при изучении переноса загрязняющих веществ в Кондопожской губе Онежского озера (Литвинова, Коросов, 1998).

Разработанная имитационная модель, используя одни и те же константы переноса, адекватно реконструирует динамику распространения калия в озерах при разных режимах сброса техногенных вод – как при небольших объемах (до 1994 г.), так и при массовых сбросах (после 1994 г.) (прогнозные и реальные значения содержания калия находятся весьма близко друг к другу). Фактически динамика содержания калия в озерах по годам отражает изменения в режиме сброса техногенных вод.

Кроме решения главной задачи по реконструкции гидрохимических данных, модель позволяет получить важную дополнительную информацию, необходимую для понимания механизмов процессов загрязнения, протекающих как в водоемах системы р. Кенти, так и за ее пределами. В частности, был рассчитан вынос калия в оз. Среднее Куйто, в которое впадает р. Кенти. Всего за 1983–2001 гг. в водоемы поступило 29362 тонны калия, из них в пределах системы р. Кенти осталось 7439 тонн, значит, в оз. Среднее Куйто поступило за исследуемый период 21923 тонны. Поступление такого большого количества калия привело к увеличению концентрации калия в оз. Среднее Куйто с 1.0 до 1.4 мг/л. Пока воздействие техногенных вод на оз. Среднее Куйто проявляется слабо за счет большого разбавляющего эффекта природными водами.

## **Заключение**

1. Камерная модель переноса калия в озерах системы р. Кенти адекватно ( $p < 0.01$ ) отражает действие генерального фактора – многолетнюю динамику поступления техногенных вод из хвостохранилища Костомукшского ГОКа.

2. Модель позволяет объяснить уникальность наблюдаемого случая загрязнения природных вод, когда в системе озер сформировался ярко выраженный градиент концентрации загрязняющих веществ, что позволяет наблюдать весь спектр реакции биоты на разную степень нарушения химического состава воды.

3. Параметры модели (константы переноса калия) пропорциональны гидрологическому режиму 7 озер системы р. Кенти и характеризуют высокую интенсивность переноса калия в верхнем и нижнем течении и низкую – в среднем течении.

## **Библиография**

Безель В. С. Популяционная экотоксикология млекопитающих [Population ecotoxicology of mammals]. М.: Наука, 1987. 130 с.

Бретшнайдер Б., Курфюрст И. Охрана воздушного бассейна от загрязнений [Protection of air against pollution]. Л.: Химия, 1989. 288 с.

Григорьев С. В., Фрейндлинг В. А., Харкевич Н. С. Озера и реки Карелии и их особенности [Lakes and rivers of Karelia and their features] // Фауна озер Карелии. М.; Л.: Наука, 1965. С. 21–41.

Калинкина Н. М., Коросов А. В. Имитационная модель распространения загрязняющих веществ в водоемах, подверженных воздействию горнорудного производства // Принципы экологии. 2015. № 3. С. 40–59. DOI: 10.15393/j1.art.2015.4101

Ивантер Э. В., Коросов А. В. Основы биометрии: введение в статистический анализ биологических явлений и процессов [Fundamentals of Biometrics: introduction to the statistical analysis of biological phenomena and processes]. Петрозаводск: Изд-во ПетрГУ, 1992. 168 с.

Калинкина Н. М., Куликова Т. П., Морозов А. К., Власова Л. И. Причины техногенного изменения сообщества пресноводного зоопланктона [Causes of anthropogenic changes in freshwater zooplankton community] // Известия АН. Серия Биологическая. 2003. № 6. С. 747–753.

Калинкина Н. М. Прогноз состояния популяций гидробионтов при нарушении ионного состава воды [Prognosis of aquatic organisms populations in the conditions of the water ions composition disturbance] // Экология. 2002. № 1. С. 32–35.

Калинкина Н. М., Коросов А. В., Морозов А. К. Оценка критических уровней минерального загрязнения речной системы с использованием имитационного моделирования [Evaluation of mineral contamination critical levels for the river system using simulation methods] // Экология. 2005. № 6. С. 477–480.

Калинкина Н. М., Кухарев В. И., Горьковец В. Я., Раевская М. Б., Морозов А. К. Техногенное изменение состава природных вод севера Карелии [Technogenic changing of natural water composition in the northern part of Karelia] // Геоэкология. 2002. № 4. С. 333–339.

Коросов А. В. Имитация экологических объектов в среде Excel [Imitation of environmental objects in Excel] // Экология. 2002. № 2. С. 144–146.

Коросов А. В., Калинкина Н. М. Камерная модель переноса калия [Box model of potassium transport] // Экологические проблемы северных регионов и пути их решения: Материалы международной конференции, Апатиты, 31 августа – 3 сентября, 2004 г. Ч. 2. Апатиты, 2004. С. 163–164.

Кухарев В. И., Калинкина Н. М., Дубровина Л. В., Рябинкин А. В., Власова Л. И., Морозов А. К., Лозовик П. А. Комплексная оценка эколого-техногенной нагрузки (Костомукшский ГОК) на водные системы (р. Кент) [Integrated assessment of ecological and anthropogenic impact (Kostomukshsky GOK) on aquatic systems (river Kenty)] // Инженерная экология. 1998. № 6. С. 33–41.

Леонов А. В., Дубинин А. В. Взвешенные и растворенные формы биогенных элементов, их соотношение и взаимосвязь в основных притоках Каспийского моря [Suspended and dissolved forms of biogenic elements, their relationship and interdependence in the main tributaries of the Caspian Sea] // Водные ресурсы. 2001. Т. 28. № 3. С. 261–279.

Леонов А. В., Назаров Н. А. Поступление биогенных веществ в Каспийское море с водным стоком рек [Nutrient inputs into the Caspian Sea with a water river flow] // Водные ресурсы. 2001. Т. 28. № 6. С. 718–728.

Литвинова И. А., Коросов А. В. Имитационное моделирование распространения сточных вод КЦБК в Кондопожской губе Онежского озера [Simulation modeling of Kondopozhskiy pulp-and-paper mill wastewater spreading in Kondopozhskaya Bay of Lake Onego] // Антропогенное воздействие на природу Севера и его экологические последствия. Апатиты, 1998. С. 116–118.

Лозовик П. А., Маркканен С. Л., Морозов А. К., Платонов А. В., Потапова И. Ю., Калмыков М. В., Куринная А. А., Ефременко Н. А. Поверхностные воды Калевальского района и территории Костомукши в условиях антропогенного воздействия [Surface waters of Kalevala region and Kostomuksha territory under anthropogenic impact]. Петрозаводск: Изд-во Карельского НЦ РАН, 2001. 168 с.

Меншуткин В. В. Имитационные модели больших водных экологических систем [Simulation models of large aquatic ecosystems] // Проблемы исследования и математического моделирования экосистемы Балтийского моря. Моделирование компонентов экосистемы. Вып. 3. Л.: Гидрометеиздат, 1987. С. 76–97.

Калинкина Н. М. , Коросов А. В. Имитационная модель распространения загрязняющих веществ в водоемах, подверженных воздействию горнорудного производства // Принципы экологии. 2015. № 3. С. 40–59. DOI: 10.15393/j1.art.2015.4101

---

Морозов А. К. Озерно-речная система Кенти. Химический состав воды [Lake-river system Kenty. Water chemistry] // Современное состояние водных объектов Республики Карелия. Петрозаводск: Изд-во КарНЦ РАН, 1998. С. 129–133.

Одум Ю. Основы экологии [Fundamentals of Ecology]. М.: Мир, 1975. 740 с.

Пальшин Н. И., Сало Ю. А., Кухарев В. И. Влияние Костомукшского ГОКа на экосистему р. Кенти. Гидрологические и гидрохимические аспекты [Impact of Kostomukshsky Mining on the ecosystem of the river Kenty. Hydrological and hydrochemical aspects] // Использование и охрана водных ресурсов бассейна Белого моря (в границах Карелии). Петрозаводск: Изд-во КарНЦ РАН, 1994. С. 140–161.

Розенберг Г. С. Модели в фитоценологии [Models in phytocenology]. М.: Наука, 1984. 265 с.

Сало Ю. А., Пальшин Н. И., Кухарев В. И. Модель разбавления воды хвостохранилища Костомукшского ГОКа в водоемах системы Кенти – Кенто [Model of dilution of Kostomukshsky Mining wastewaters in the lakes of Kenty – Kento system] // Влияние техногенных вод горно-обогатительного комбината на водоемы системы реки Кенти. Петрозаводск: Изд-во Карельского НЦ РАН, 1995. С. 8–15.

Феоктистов В. М., Сало Ю. А. Режим эксплуатации хвостохранилища Костомукшского ГОКа [The regime of operation of the Kostomukshsky Mining tailings]. Петрозаводск: Изд-во Карельского НЦ РАН, 1990. 42 с.

Хендерсон-Селлерс Б., Маркленд Х.Р. Умирающие озера. Причины и контроль антропогенного эвтрофирования [Dying lakes. Causes and control of anthropogenic eutrophication]. Л.: Гидрометеиздат, 1990. 279 с.

Herlihy A. T., Mills A. L., Lung W. Modeling sulfate retention in a lake receiving acid mine drainage // Mine drainage and sulfate mine reclamation. 1998. P. 262–268.

## Simulation model of pollution spreading in the water bodies affected by mining mill

**KALINKINA**  
**Natalia**

*Northern Water Problems Institute, KRC RAN,  
kalina@nwpi.krc.karelia.ru*

**KOROSOV**  
**Andrey**

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

**Keywords:**

lake-river system  
Karelia  
iron ore-dressing mill  
potassium ions  
spreading  
simulation modelling

**Summary:**

Water bodies of the northern Karelia are polluted by liquid wastes of Kostomukshsky iron ore-dressing mill. The main components of these wastes are potassium ions. The processes of the potassium spreading in lake-river system of the River Kenty were studied using simulation modeling. For water bodies, where chemical observations were not carried out, the reconstruction of data was realized. The parameters of the model (constants of potassium transfer for seven lakes) were calculated. These constants reflect the hydrological regime of water bodies and characterize high-speed transfer of potassium in the upstream and downstream, and low transfer rate - in the middle stream. It is shown that the vast majority of potassium (70%) is carried out of the system Kenty and enters the lake Srednee Kuito

**References**



УДК УДК 57.036:581.11

## Исследование динамики водного потенциала растений *Betula pendula* Roth с помощью косинор-анализа

<b>ТИХОВА</b> Галина Петровна	Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт леса Карельского научного центра Российской академии наук, <a href="mailto:tikhovag@gmail.com">tikhovag@gmail.com</a>
<b>ПРИДАЧА</b> Владислава Борисовна	Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт леса Карельского научного центра Российской академии наук, <a href="mailto:pridacha@krc.karelia.ru">pridacha@krc.karelia.ru</a>
<b>САЗОНОВА</b> Татьяна Аркадьевна	Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт леса Карельского научного центра Российской академии наук, <a href="mailto:sazonova@krc.karelia.ru">sazonova@krc.karelia.ru</a>

### Ключевые слова:

*Betula pendula* Roth  
*Betula pendula* Roth var. *carelica*  
водный потенциал  
суточный биоритм  
сезонная динамика  
косинор-анализ

### Аннотация:

На основании данных измерений суточной и сезонной динамики водного потенциала ( $\Psi$ ) березы повислой и карельской березы с помощью метода косинор-анализа разработана аддитивная модель сезонной динамики  $\Psi$  исследуемых растений. Анализ временных рядов выявил однонаправленность изменений суточных ритмов водного потенциала побегов березы повислой и карельской березы в вегетационной динамике при их разной вариабельности. Более существенные изменения исследуемого показателя в ходе вегетационного сезона отмечены у карельской березы. Показано, что моделирование биоритмов показателей водного статуса позволяет более глубоко исследовать процессы регуляции водного режима растения, выявляя специфические внутривидовые различия, которые сложно определить традиционными методами статистического анализа данных.

© 2015 Петрозаводский государственный университет

Рецензент: Н. В. Василевская  
Рецензент: А. В. Коросов

Получена: 21 июля 2015 года

Опубликована: 12 ноября 2015 года

### Введение

Одним из важных процессов жизнедеятельности растительного организма является его водный обмен. Водный обмен растения – динамичный процесс, зависящий с одной стороны, от внутренних параметров растения, прежде всего, сопротивления движению воды и ее запасов в разных частях водопроводящей системы, с другой стороны – от факторов внешней среды. Исследованиям водного обмена растений разных экологических зон в широком диапазоне факторов среды посвящено множество работ (Kaipainen et al., 1996; Sellin, 2001; Шереметьев, 2005; Сазонова и др., 2011; Bucci et al.,



2012; Brodersen, McElrone, 2013; Сенькина, 2013; Scoffoni et al., 2014). Однако до сих пор остается открытым вопрос о возможных механизмах регуляции водного обмена на уровне целого растения, для выявления которых необходима информация о свойствах водопроводящей системы разных видов растений. В этой связи очевидный интерес представляют исследования водного режима древесных растений с аномалиями роста и развития. Уникальным экспериментальным объектом в этом плане являются растения березы повислой (*Betula pendula* Roth), особенностью которой является способность образовывать две формы: обычной березы повислой (*Betula pendula* Roth) с прямослойной древесиной и карельской березы (*Betula pendula* Roth var. *carelica*) с узорчатой древесиной. Вопрос о роли воздействия факторов среды на формирование структурных аномалий древесины и коры карельской березы широко обсуждается в литературе (Ермаков, 1986; Ветчинникова, 2004; Новицкая, 2008). В этом контексте изменения структурной организации тканей ствола, вероятно, должны влиять на обменные процессы, в частности, водный режим деревьев. Данное предположение требует дополнительных исследований параметров водообмена деревьев березы повислой с разной степенью выраженности признака узорчатости древесины.

Возможным вариантом для более глубокого анализа метаболического статуса растения и его адаптационных возможностей представляется моделирование биоритмов физиологических показателей в широком диапазоне внешних условий. Тренд сезонного мониторинга параметров водного режима позволяет предположить существование суточного ритма изменения этих величин с определенной амплитудой, периодом и сдвигом фазы относительно начала суток. Однако стохастическая природа данных требует применения вероятностных методов для анализа результатов, полученных в ходе наблюдения. Для этих целей в конце 60-х годов прошлого века была разработана процедура косинор-анализа (Хальберг, 1972; Багриновский и др., 1973). Этот метод предполагает, что если за нулевую точку ритмического тренда взять начало первых суток наблюдения (0 часов 0 минут), то в отсутствии других начальных условий для однозначного определения искомой ритмической кривой необходимо найти четыре параметра: амплитуду и частоту (период) колебания, акрофазу (сдвиг фазы относительно нулевой точки отсчета) и мезор (нулевой уровень, относительно которого происходит колебание). Для такого общего случая впоследствии была разработана циклическая расчетная процедура косинор-анализа, с помощью которой можно определить неизвестный период колебания и соответствующие ему остальные величины (Емельянов, 1976; Ашофф, 1982; Карп, 1989).

Целью нашего исследования была сравнительная оценка суточных ритмов водного потенциала облиственных побегов березы повислой (*Betula pendula* Roth) и карельской березы (*Betula pendula* Roth var. *carelica* (Merclin) Hämet Ahti) в вегетационной динамике с помощью косинор-анализа.

## Материалы

Исследование проводили на экспериментальных участках Института леса Карельского научного центра РАН (ИЛ КарНЦ РАН) на территории Агробиологической станции КарНЦ РАН в окрестностях г. Петрозаводска (южная Карелия, 61°45'N, 34°20'E). Объектами исследования служили 5-летние саженцы обычной березы повислой (*Betula pendula* Roth) с прямослойной древесиной и карельской березы (*Betula pendula* Roth var. *carelica*) с узорчатой древесиной, произрастающие в одинаковых почвенно-климатических условиях (Сазонова и др., 2012).

Полевые исследования проводили в суточной динамике с интервалом в 3 часа с июня по сентябрь 2009 г. в дни с разными погодными условиями. Отбор образцов проводили в соответствии с фенологическим развитием деревьев рода *Betula* в фазы развертывания листьев, роста листьев и побегов, окончания интенсивного роста и осеннего расцветивания листьев. В каждый срок отбор образцов проводили в 3-х биологических повторностях.

## Методы

Водный потенциал ( $\Psi$ ) в облиственных побегах определяли с помощью камеры давления Plant Moisture Vessel SKPM 1400 (Skye Instruments Ltd., Великобритания). Метеорологические параметры регистрировали с помощью системы LI-COR 6400XT (LI-COR Inc., США).

Для обработки результатов применяли методы описательной статистики (Гланц, 1999), автокорреляционного анализа, дисперсионного анализа ANOVA, а также процедуру одномерной линейной регрессии (Glantz, Slinker, 2003). Данные на графиках представляют средние значения из трех биологических повторностей. Проверку гипотез на статистическую достоверность различий и значимость рассчитанных статистик осуществляли при 5%-ном уровне значимости.

**Подходы к статистической обработке временных рядов значений  $\Psi$  побегов берез.**

Предварительный статистический анализ временных рядов водного потенциала ( $\Psi$ ) облиственных побегов березы повислой и карельской березы показал, что период колебательной компоненты тренда  $\Psi$  составил 24 часа. Мезор определили как линейную функцию, зависимую от времени вегетационного периода (месяц), параметры которой рассчитали методом наименьших квадратов отдельно перед использованием процедуры косинор-анализа. При этом единственными неизвестными параметрами биоритма остались амплитуда колебания и сдвиг фазы относительно нулевой точки отсчета (акрофаза).

Стандартная процедура косинор-анализа, реализованная в электронной таблице Excel (Шереметьев, 2005) и в среде R, предполагает неизвестными 3 параметра (мезор, амплитуду и акрофазу), при этом мезор считается константой. Решение задачи в этом случае происходит на основе квадратной матрицы  $3 \times 3$ . Оценив предварительно значение и сезонную динамику мезора, мы редуцировали матрицу до размера  $2 \times 2$ , что значительно упростило процедуру расчета амплитуды и акрофазы. Хотя такой подход не позволил использовать существующее программное обеспечение по косинор-анализу, он показался нам более естественным и отвечающим целям и задачам исследования, поэтому был разработан упрощенный алгоритм косинор-анализа для решения этой задачи в условиях, когда только два из трех параметров аппроксимирующей синусоиды остаются неизвестны. Колебательная компонента сезонной динамики  $Y$  представлена формулой:

$$y = R \cdot \cos(t + \varphi),$$

где  $t$  - время суток, переведенное в радианы,  $y$  - значение исследуемого показателя ( $\Psi$ ),  $R$  - амплитуда суточного колебания показателя вокруг нулевого уровня,  $\varphi$  - фазовый сдвиг периода колебания показателя относительно точки отсчета.

Параметры кривой определяли по центрированному временному ряду каждого из объектов. Поскольку модель колебаний построена на основе центрированных данных, для определения полной модели необходимо добавить формулу расчета мезора, которая является линейной функцией от переменной времени. Результатом стандартной процедуры линейной одномерной регрессии было выражение вида:  $x_0(d) = a \cdot d + b$ , где  $a$  и  $b$  - параметры линейной регрессии, определяемые заданным набором данных;  $d$  - независимая переменная (натуральное число), определяющая день, для которого рассчитывается среднесуточное значение;  $x_0$  - среднесуточное значение показателя водного режима в конкретный день. Первый день сезона измерений обозначили как  $d = 1$ , далее дни пронумеровали последовательно до конца сезона измерений.

С учетом поправки значение показателя водного статуса растения  $\Psi_{ij} = \Psi(d_i, t_j)$  можно рассчитать по формуле:

$$\Psi(d, t) = a \cdot d + R \cdot \cos(t + \varphi) + b$$

Таким образом, на основе статистического исследования трендов сезонной динамики  $Y$  березы повислой и карельской березы нами была выбрана аддитивная модель, состоящая из двух частей: суточного колебания относительно среднесуточного значения  $Y$  (мезора) и линейного дрейфа самого среднесуточного значения в течение сезона. Все полученные тренды обрабатывали в соответствии с процедурой косинор-анализа.

## Результаты

Результатами расчета параметров колебательной модели суточного биоритма  $\Psi$  исследуемых форм берез были два множества значений: акрофаза, рассчитанная относительно начала суток (0 часов, 0 минут), и соответствующая ей суточная амплитуда центрированного тренда  $\Psi$ . Результаты расчетов для березы повислой и карельской березы представлены в виде кривых сезонного изменения этих двух параметров (рис. 1), сглаженных по методу скользящего среднего с окном, равным трем соседним значениям.

Проведенный анализ показал, что фазовый сдвиг биоритма  $\Psi$  с приближением к осеннему периоду увеличивается как у обычной березы повислой, так и у карельской березы, т.е. суточный минимум значений исследуемого показателя удаляется по времени от начала суток. Амплитуда суточного колебания у обеих форм берез также нарастает с приближением конца вегетационного периода. Однако следует отметить, что даже на сглаженном тренде у березы повислой рост амплитуды нарушается краткосрочными провалами, тогда как у карельской березы эти эффекты отсутствуют. Этот факт позволяет предположить большую реактивность  $Y$  березы повислой на изменения окружающей среды.

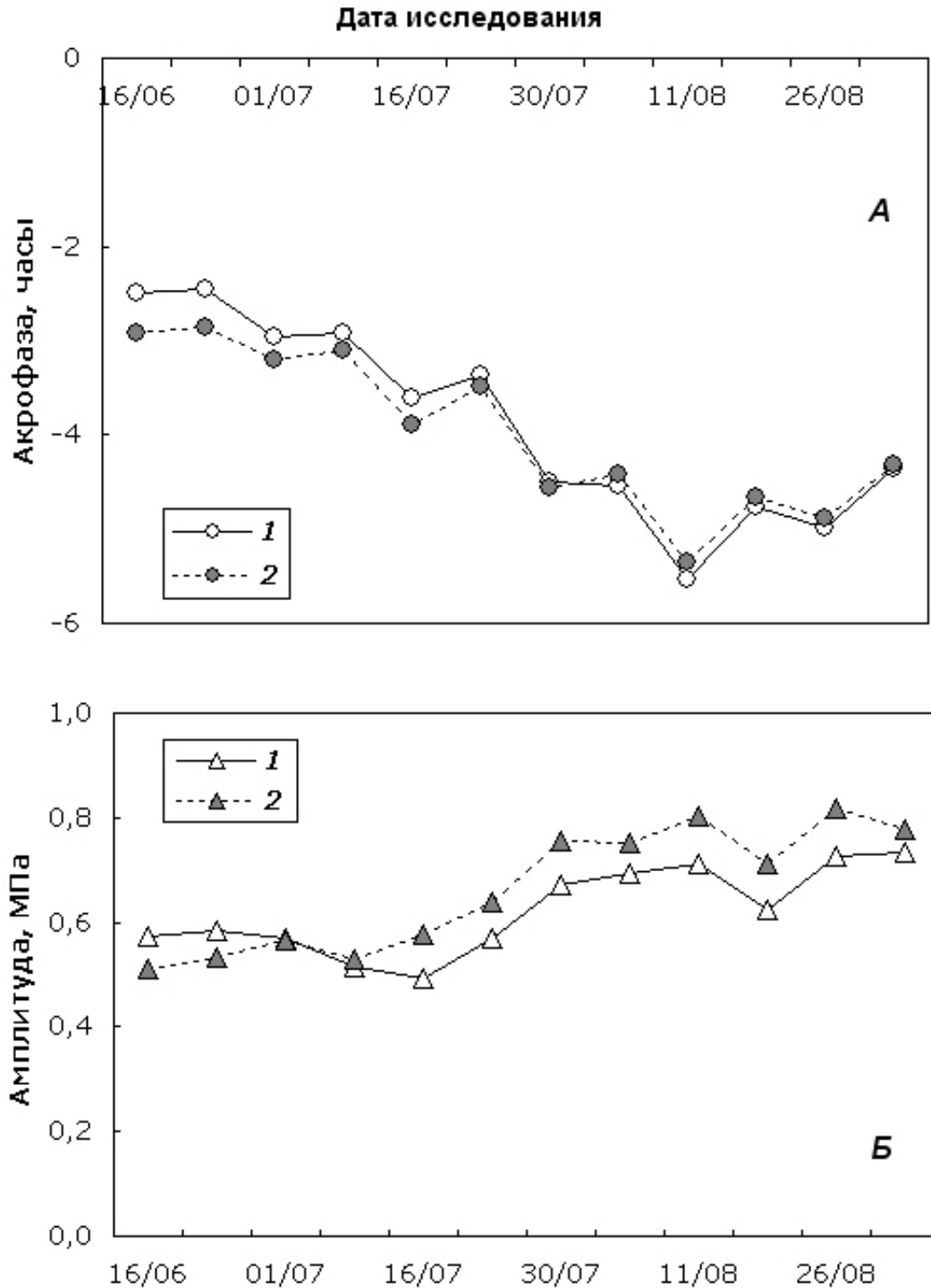


Рис. 1. Сезонная динамика акрофазы (А) и амплитуды (Б) суточного биоритма  $\Psi$  березы повислой (1) и карельской березы (2).

Fig. 1. Seasonal dynamics of acrophase (A) and amplitude (Б) of  $\Psi$  diurnal rhythm in silver birch (1) and curly birch (2).

Сравнение модельных и исходных значений  $\Psi$  показало достаточную точность для обеих форм берез суточной колебательной компоненты модели динамики исследуемого показателя (рис. 2), рассчитанной по данным централизованного тренда для нескольких дней, выбранных из периода наблюдений (16 июня, 24 июня и 1 июля).

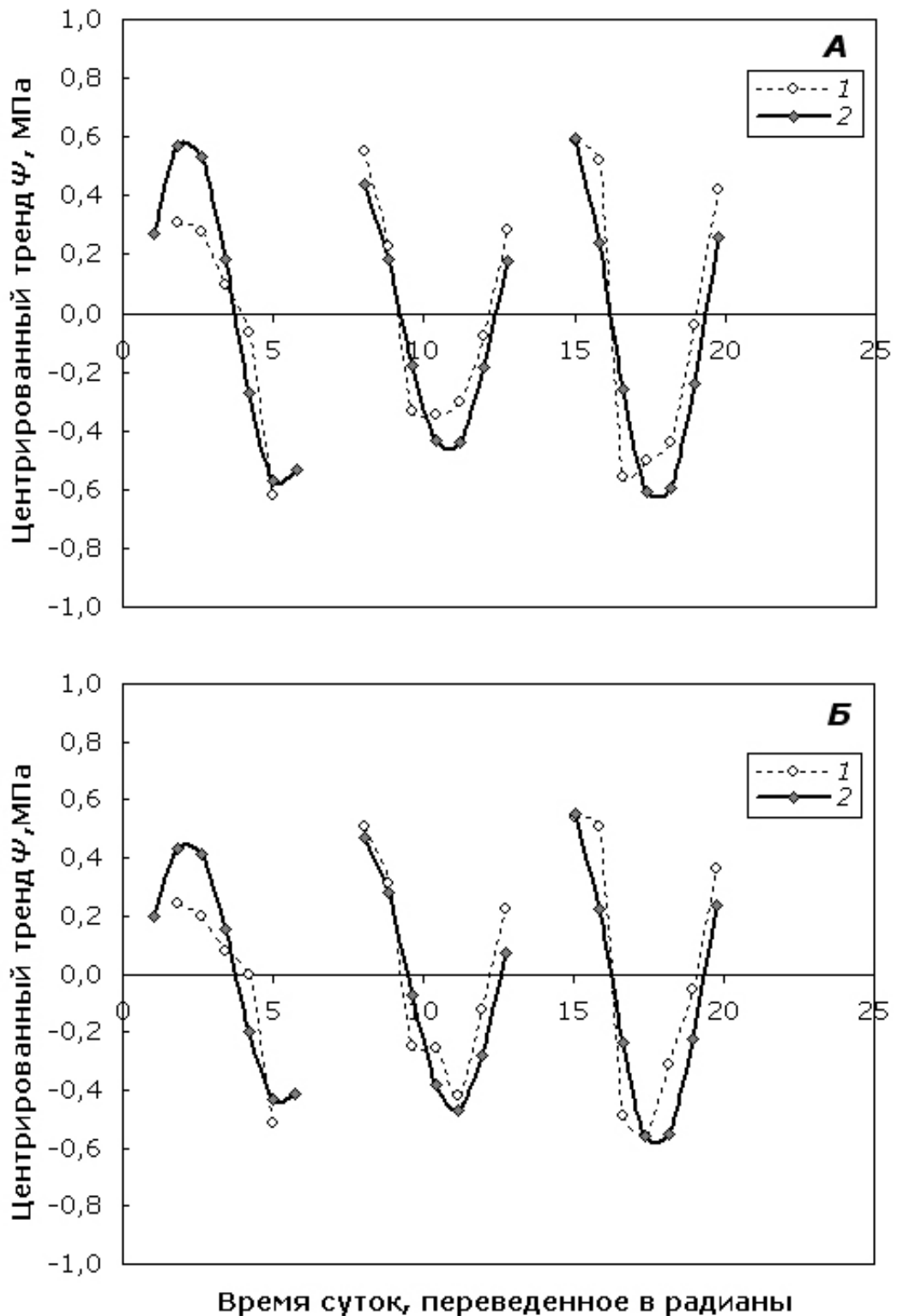


Рис. 2. Соответствие эмпирических (1) и модельных (2) значений колебательной компоненты суточной динамики центрированного тренда  $\Psi$  березы повислой (А) и карельской березы (Б).

Fig. 2. Comparison of empirical (1) and modeled (2) values of diurnal dynamics oscillation component of centered  $\Psi$  trend in silver birch (А) and curly birch (Б).

Вторая компонента аддитивной математической модели отражает усредненную реакцию водного статуса дерева на изменения окружающей среды и другие внешние воздействия. Проведенный однофакторный дисперсионный анализ ANOVA показал, что среднесуточные значения  $\Psi$ , полученные в

различные дни в течение всего периода наблюдений, значительно различаются ( $p < 0.05$ ), как у березы повислой, так и у карельской березы. Параметры модели были рассчитаны методом одномерной линейной регрессии (рис. 3).

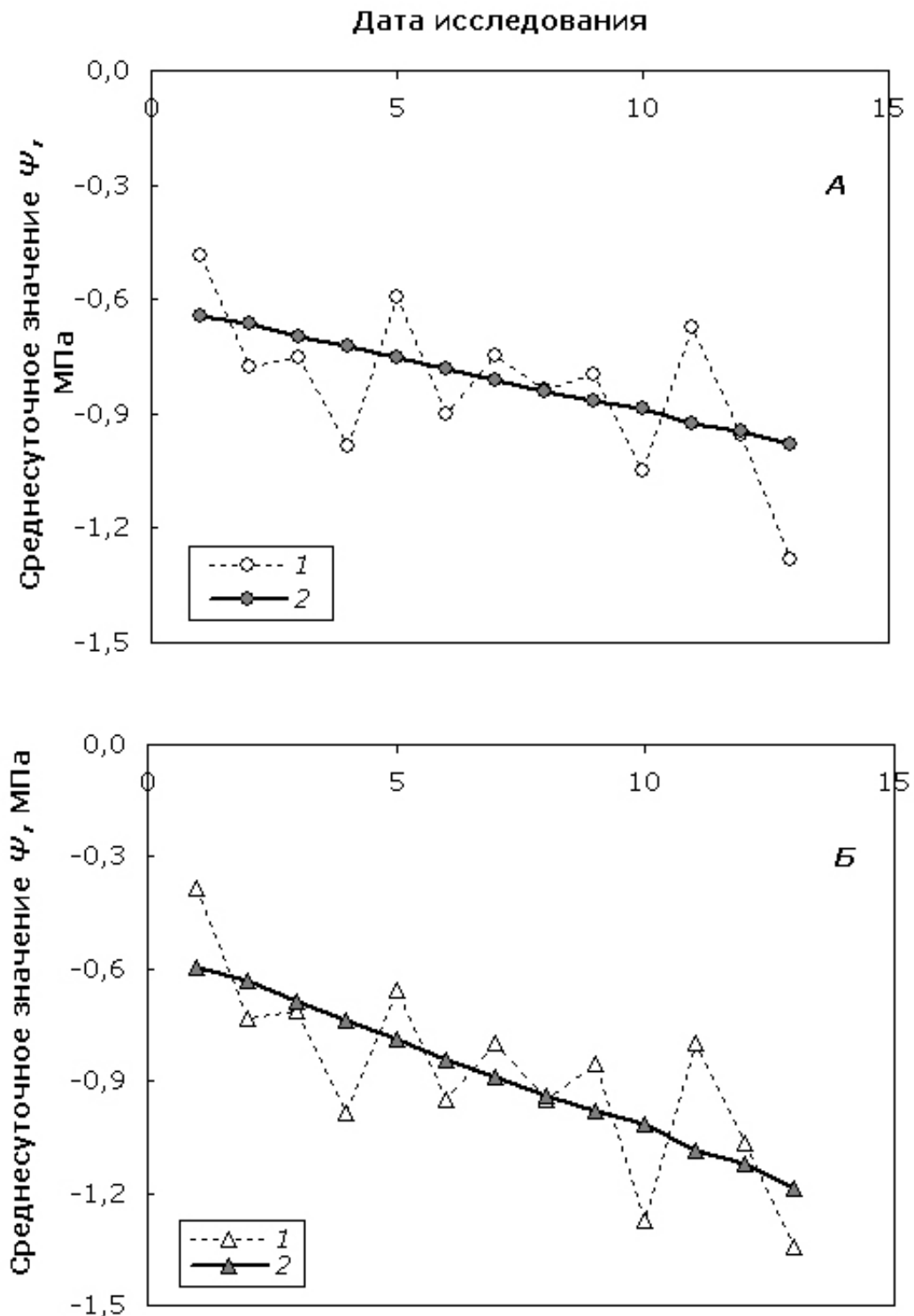


Рис. 3. Сезонная динамика эмпирических (1) и модельных (2) среднесуточных значений  $\Psi$  березы повислой (А) и карельской березы (Б).

Fig. 3. Seasonal dynamics of empirical (1) and modeled (2) diurnally mean  $\Psi$  values of silver birch (A) and curly birch (Б).

Следует отметить явную тенденцию снижения среднесуточного  $\Psi$  по мере приближения к осеннему периоду для обеих форм берез. Колебания значений  $\Psi$  вокруг регрессионной прямой показывают, что динамика среднесуточного значения исследуемого показателя также распадается на 2 компоненты. Этот факт позволяет предположить, что система регуляции включает как инерционную составляющую, ответственную за формирование медленной реакции на усредненные внешние воздействия и изменения гомеостаза, так и лабильную часть, оперативно реагирующую на локальные и/или сильные изменения внешних факторов, что требует быстрой настройки системы на оптимальное функционирование или сохранения ее состояния в допустимых для жизнедеятельности пределах. Эти более тонкие взаимосвязи требуют отдельного исследования.

В дальнейшем, сложив две рассчитанные компоненты (суточную колебательную и сезонную линейную), можно получить полную аддитивную математическую модель динамики  $\Psi$  деревьев березы в течение вегетационного периода. Так, на рисунке 4 представлена сравнительная динамика реального и расчетного тренда  $\Psi$  обеих форм берез, полученная для 5 дней, выбранных из всего пула наблюдений (11, 16, 24 июня и 1, 8 июля).

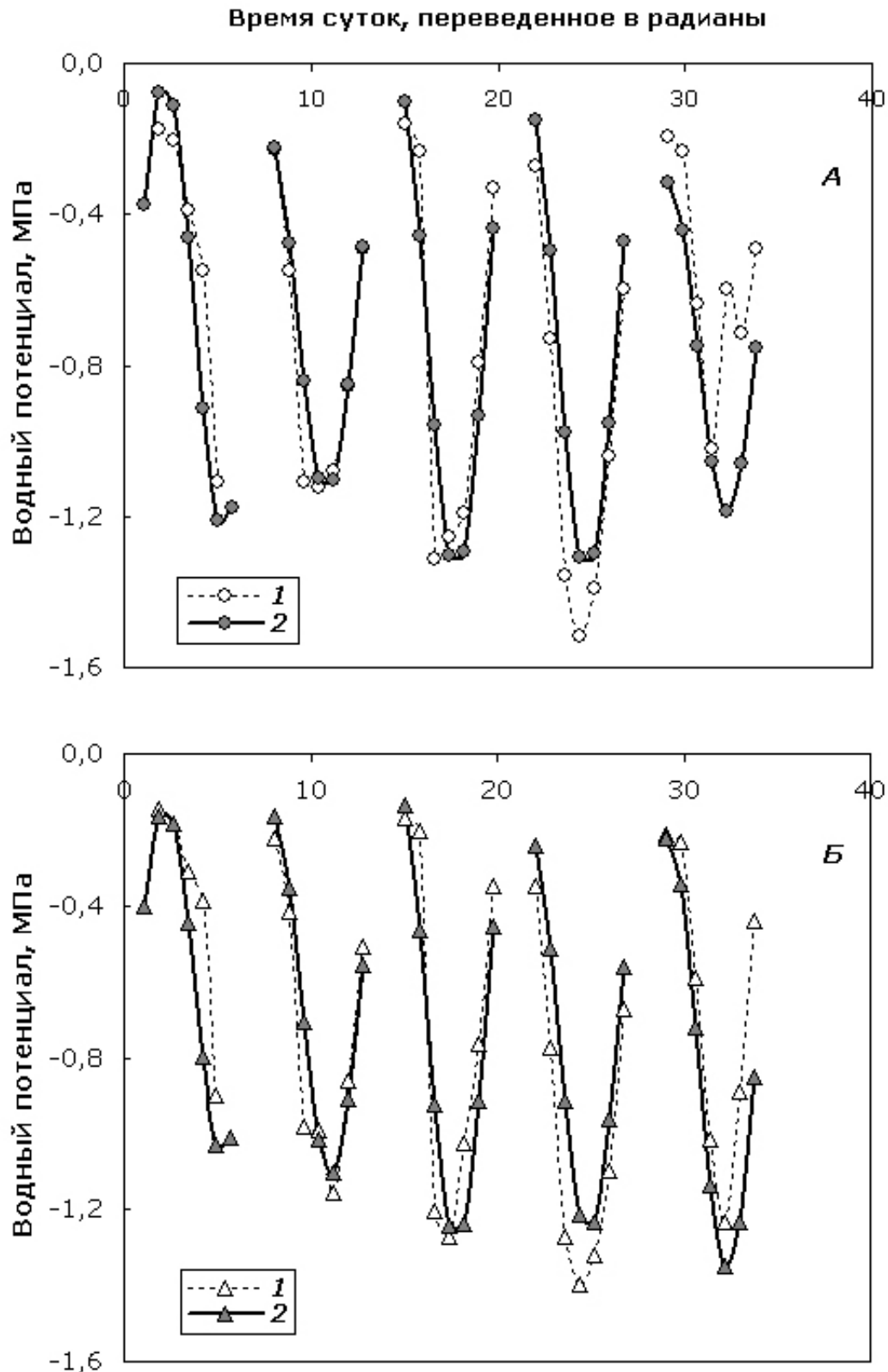


Рис. 4. Сезонная динамика эмпирических (1) и модельных (2) значений  $\Psi$  березы повислой (А) и карельской березы (Б) и ее приближение с помощью полной аддитивной модели.  
Fig. 4. Seasonal dynamics of empirical (1) and modeled (2)  $\Psi$  values of silver birch (A) and curly birch (B) and its approximation with complete additive model.

Следует отметить, что в результате моделирования сезонной и суточной динамики  $\Psi$



исследуемых форм берез были выявлены внутривидовые различия в некоторых параметрах моделей. Так, модельное представление сезонной динамики среднесуточного значения  $\Psi$  (рис. 5) облиственных побегов обычной березы повислой и карельской березы значительно различалось ( $p = 0.005$ ).

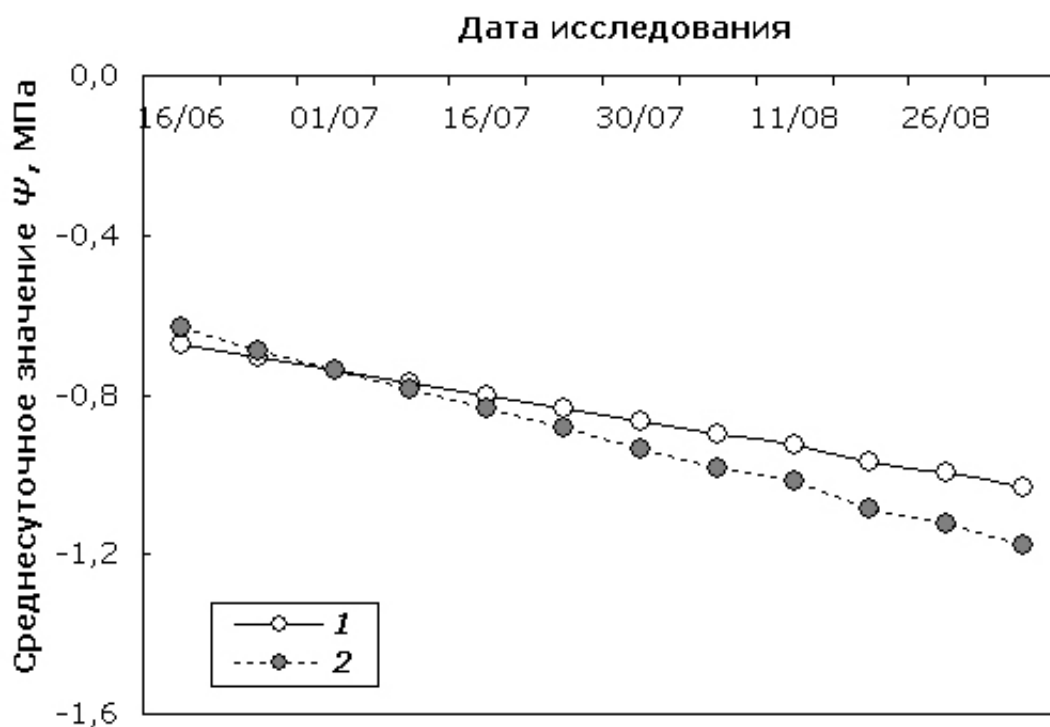


Рис. 5. Линейные компоненты модели сезонной динамики среднесуточных значений  $\Psi$  березы повислой (1) и карельской березы (2).

Fig. 5. Linear components of seasonal dynamics model of diurnally mean  $\Psi$  values in silver birch (1) and curly birch (2).

Аналогичная закономерность была установлена и в отношении моделирования сезонной динамики амплитуды суточного ритма  $\Psi$  (рис. 6), в случае которого исследуемый показатель также значительно различался ( $p < 0.0001$ ) у прямослойной и узорчатой формы березы. Однако следует отметить, что аппроксимация сезонной динамики акрофазы не показала значимых различий ( $p > 0.05$ ) между математическими моделями динамики  $\Psi$  для березы повислой и карельской березы. Этот факт, вероятно, свидетельствует о том, что фазовый сдвиг экстремального суточного значения  $\Psi$  у деревьев обеих форм берез нарастает одинаково с приближением осеннего периода. При этом более существенные изменения в ходе вегетационного сезона происходят с исследуемым показателем водообмена карельской березы по сравнению с обычной березой повислой.

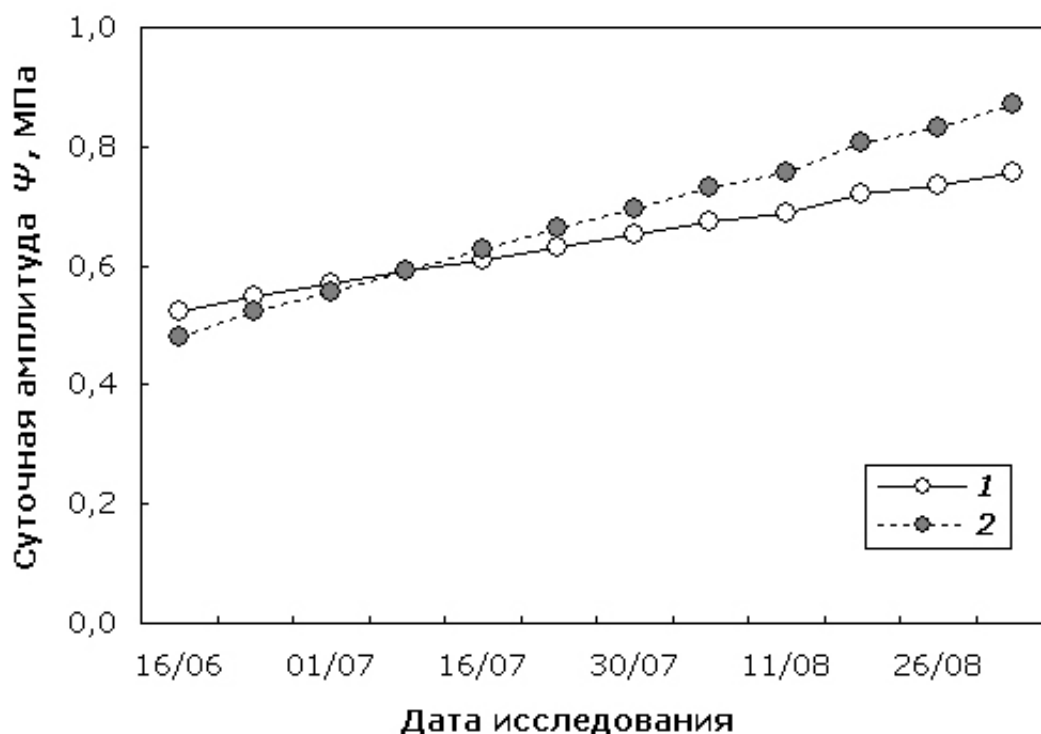


Рис. 6. Линейные компоненты модели сезонной динамики амплитуды суточного ритма  $\Psi$  березы повислой (1) и карельской березы (2).

Fig. 6. Linear components of seasonal dynamics model of amplitude of  $\Psi$  diurnal rhythm in silver birch (1) and curly birch (2).

## Обсуждение

Наиболее вероятной причиной различий в значениях  $\Psi$  у разных форм березы повислой является более высокое ксилемное сопротивление у растений карельской березы вследствие аномальной структуры проводящих тканей. Так, например, различия суточных ритмов значений  $\Psi$ , вероятно, обусловлены тем, что днем запасы влаги в водопроводящей системе минимальны, а сопротивление ее движению максимально (Сазонова и др., 2011). Кроме того, факт устойчивой тенденции более низких величин  $\Psi$  у побегов карельской березы в вегетационной динамике, вероятно, обусловлен разницей в величине осмотической составляющей общего водного потенциала исследуемых форм березы. Известно, что вклад осмотического потенциала в общий водный потенциал у древесных растений незначителен, поскольку концентрация растворенных веществ в ксилемном соке мала (Kozłowski et al. 1991; Marschner, 1996). Однако у карельской березы в период активных ростовых процессов происходит увеличение концентрации ксилемного сока вследствие интенсивного оттока ассимилятов в ствольную часть (камбиальную зону), в которой на фоне высокой водопроводимости ксилемы во флоэме происходит накопление избыточного количества транспортной сахарозы, что, в свою очередь, индуцирует аномальный камбиальный рост (Новицкая, 2008). Кроме того, ранее нами (Сазонова и др., 2012) уже было показано увеличение степени различий водного дефицита и насыщающего содержания воды в листе березы повислой и карельской березы с усилением выраженности узорчатой текстуры древесины ствола в онтогенезе. При этом структурной основой поддержания высокой оводненности тканей листа карельской березы и водного баланса на постоянном уровне при изменении условий среды может служить наличие резервного пула воды в вакуолях паренхимных клеток древесины и коры (Новицкая, 2011), что, в свою очередь, вероятно, нивелирует влияние внутривидовых структурных отличий и обуславливает однонаправленность изменений суточных ритмов водного потенциала облиственных побегов березы повислой и карельской березы в вегетационной динамике. Очевидно, что адаптационная стратегия древесного растения направлена на поддержание оводненности его тканей и органов на довольно стабильном уровне, необходимом для успешного функционирования важнейших метаболических путей и синтеза органических соединений.

## Заключение

Проведенное исследование подтвердило предположение о взаимосвязи между структурной организацией проводящих тканей ствола древесного растения и переменными водообмена. Сравнительный анализ суточных ритмов водного потенциала побегов березы повислой и карельской березы выявил однонаправленность изменений исследуемого показателя в вегетационной динамике при разной его вариабельности. Более существенные изменения в ходе вегетационного сезона происходят с водным потенциалом облиственных побегов у карельской березы по сравнению с обычной березой повислой. Выполненное моделирование биоритмов физиологических показателей позволило провести более детальный анализ временных рядов значений показателя водного статуса растения и выявить специфические внутривидовые различия, которые сложно обнаружить при обычной статистической обработке экспериментальных данных.

## Библиография

- Ашофф Ю. Биологические ритмы [Biological rhythms] / Пер. с англ. М.: Мир, 1982. 414 с.
- Багриновский А. К., Багинская Н. В., Баженова А. Ф., Колпаков М. Г., Маркель А.П. Математический анализ циркадных систем организма на основании процедуры «Косинор» [Mathematical analysis of circadian systems of an organism based on the procedure of “Cosinor”] // Кибернетические подходы к биологии. Новосибирск, 1973. С. 196–209.
- Ветчинникова Л. В. Береза: вопросы изменчивости (морфофизиологические и биохимические аспекты) [The birch: variability questions (morphophysiological and biochemical aspects)]. М.: Наука, 2004. 183 с.
- Гланц С. Медико-биологическая статистика [Primer of biostatistics] / Пер. с англ. М.: Практика, 1999. 459 с.
- Емельянов И. П. Формы колебаний в биоритмологии [Oscillation forms in biorhythmology]. Новосибирск: Наука, 1976. 128 с.
- Ермаков В. И. Механизмы адаптации березы к условиям Севера [Adaptation mechanisms of the birch to North conditions]. Л.: Наука, 1986. 144 с.
- Карп В. П. Математические методы исследования биоритмов [Mathematical methods for biorhythm investigation] // Хронобиология и хрономедицина / Ред. О. М. Комаров. М.: Медицина, 1989. С. 29–45.
- Новицкая Л. Л. Карельская береза: механизмы роста и развития структурных аномалий [Karelian birch: mechanisms of growth and development of structural abnormalities]. Петрозаводск: Verso, 2008. 144 с.
- Новицкая Л. Л. Механизмы индукции аномального камбиального роста древесных растений на примере карельской березы [Mechanisms of induction of woody plants abnormal cambial growth on an example of curly (Karelian) birch] // Матер. междунар. конф. «Структурные и функциональные отклонения от нормального роста и развития растений под воздействием факторов среды». Петрозаводск, 2011. С. 225-230.
- Сазонова Т. А., Болондинский В. К., Придача В. Б. Эколого-физиологическая характеристика сосны обыкновенной [Eco-physiological characteristics of Scots pine]. Петрозаводск: Verso, 2011. 207 с.
- Сазонова Т. А., Позднякова С. В., Придача В. Б. Особенности водного режима *Betula pendula* (BETULACEAE) с нормальной и аномальной древесиной ствола в онтогенезе [Water regime features of *Betula pendula* (Betulaceae) with normal and abnormal trunk wood structure in the ontogeny] // Бот. журн. 2012. № 11. С. 1435–1447.
- Сенькина С. Н. Водный режим сосны и ели в фитоценозах Севера [Water regime of a pine and spruce in phytocenosis of the North]. Екатеринбург: РИО УрО РАН, 2013. 104 с.
- Хальберг Ф. Хронобиология [Chronobiology] // Кибернетический сборник. 1972. № 9. С. 189–247.

Тихова Г. П. , Придача В. Б. , Сазонова Т. А. Исследование динамики водного потенциала растений *Betula pendula* Roth с помощью косинор-анализа // Принципы экологии. 2015. № 3. С. 60–72. DOI: 10.15393/j1.art.2015.4321

---

*Шереметьев С. Н.* Травы на градиенте влажности почвы (водный обмен и структурно-функциональная организация) [Herbaceous plants in a gradient of soil moisture (water exchange and the structurally-functional organization)]. М: Т-во науч. изд. КМК, 2005. 271 с.

*Brodersen C. R., McElrone A. J.* Maintenance of xylem network transport capacity: a review of embolism repair in vascular plants // *Front Plant Sci.* 2013. Vol. 4. P. 108–119. doi:10.3389/fpls.2013.00108.

*Bucci S. J., Scholz F. G., Campanello P. I., Montti L., Jimenez-Castillo M., Rockwell F. A.* Hydraulic differences along the water transport system of South American *Nothofagus* species: do leaves protect the stem functionality? // *Tree Physiol.* 2012. Vol. 32. P 880–893. doi:10.1093.

*Glantz S. A., Slinker B.K.* Primer of applied regression and analysis of variance. N.Y.: McGraw-Hill, 2003. P. 162–318.

*Kaipainen L., Nirinmaa E., Marine M., Sazonova T.* Geographical variation in the regularities of woody structure and water transport // *Acta forestalia fennica. Production Process of Scots Pine: Geographical Variation and Models.* Helsinki, 1996. Vol. 254. P. 49–78.

*Kozłowski T., Kramer P., Pallardy S.* The physiological ecology of woody plants. London: Academic press, 1991. 657 p.

*Marschner H.* Mineral nutrition of higher plants. London: Academic press, 1996. 889 p.

*Scoffoni C., Vuong C., Diep S., Cochard H., Sack L.* Leaf shrinkage with dehydration: coordination with hydraulic vulnerability and drought tolerance // *Plant Physiology.* 2014. Vol. 164. P. 1772–1788.

*Sellin A.* Hydraulic and stomatal adjustment of Norway spruce trees to environmental stress // *Tree Physiol.* 2001. Vol. 21. P. 879–888.

### **Благодарности**

Работа выполнена в рамках государственного задания ИЛ КарНЦ РАН и при частичной финансовой поддержке РФФИ (гранты 09-04-00299-а и 13-04-00827-а).

## Study of the water potential dynamics in *Betula pendula* Roth trees using cosinor- analysis

**TIKHOVA**  
**Galina**

*Forest Research Institute of Karelian Research Center  
RAS, tikhovag@gmail.com*

**PRIDACHA**  
**Vladislava**

*Forest Research Institute of Karelian Research Centre,  
RAS, pridacha@krc.karelia.ru*

**SAZONOVA**  
**Tatyana**

*Forest Research Institute of Karelian Research Centre,  
RAS, sazonova@krc.karelia.ru*

### **Keywords:**

*Betula pendula* Roth  
*Betula pendula* Roth var. *carelica*  
water potential  
diurnal biorhythm  
seasonal dynamics  
cosinor-analysis.

### **Summary:**

On the basis of measured data on  $\Psi$  diurnal and seasonal variations, the additive model of water potential ( $\Psi$ ) seasonal dynamics in silver birch (*Betula pendula* Roth) and curly (Karelian) birch (*Betula pendula* Roth var. *carelica*) was developed using cosinor- analysis. The analysis of  $\Psi$  time series revealed that diurnal  $\Psi$  biorhythms in silver birch and curly birch shoots changed unidirectionally over the growing season although the scope of variability differed significantly. More substantial changes of the studied parameter during the growing season were noted in curly birch. It was shown that the modeling of biorhythms of water status parameters enables to understand better the processes of water regime regulation in plants, as it allows detecting specific intra-species differences, which are difficult to determine using conventional methods of statistical data treatment.

### **References**

- Ashoff Yu. Biological rhythms, Per. s angl. M.: Mir, 1982. 414 p.
- Bagrinovskiy A. K. Baginskaya N. V. Bazhenova A. F. Kolpakov M. G. Markel' A.P. Mathematical analysis of circadian systems of an organism based on the procedure of "Cosinor", Kiberneticheskie podhody k biologii. Novosibirsk, 1973. C. 196–209.
- Vetchinnikova L. V. The birch: variability questions (morphophysiological and biochemical aspects). M.: Nauka, 2004. 183 p.
- Glanc S. Primer of biostatistics, Per. s angl. M.: Praktika, 1999. 459 p.
- Emel'yanov I. P. Oscillation forms in biorhythmology. Novosibirsk: Nauka, 1976. 128 p.
- Ermakov V. I. Adaptation mechanisms of the birch to North conditions. L.: Nauka, 1986. 144 p.
- Karp V. P. Mathematical methods for biorhythm investigation, Hronobiologiya i hronomedicina , Red. O. M. Komarov. M.: Medicina, 1989. P. 29–45.
- Novickaya L. L. Karelian birch: mechanisms of growth and development of structural abnormalities. Petrozavodsk: Verso, 2008. 144 p.
- Novickaya L. L. Mechanisms of induction of woody plants abnormal cambial growth on an example of curly (Karelian) birch, Mater. mezhdun. konf. «Strukturnye i funktsional'nye otkloneniya ot normal'nogo rosta i razvitiya rasteniy pod vozdeystviem faktorov sredy». Petrozavodsk, 2011. P. 225-230.
- Sazonova T. A. Bolondinskiy V. K. Pridacha V. B. Eco-physiological characteristics of Scots pine. Petrozavodsk:

Verso, 2011. 207 p.

Sazonova T. A. Pozdnyakova S. V. Pridacha V. B. Water regime features of *Betula pendula* (Betulaceae) with normal and abnormal trunk wood structure in the ontogeny, *Bot. zhurn.* 2012. No. 11. P. 1435–1447.

Sen'kina S. N. Water regime of a pine and spruce in phytocenosis of the North. Ekaterinburg: RIO UrO RAN, 2013. 104 p.

Hal'berg F. Chronobiology, *Kiberneticheskiy sbornik*. 1972. No. 9. C. 189–247.

Sheremet'ev S. N. Herbaceous plants in a gradient of soil moisture (water exchange and the structurally-functional organization). M: T-vo nauch. izd. KMK, 2005. 271 p.

Brodersen C. R., McElrone A. J. Maintenance of xylem network transport capacity: a review of embolism repair in vascular plants, *Front Plant Sci.* 2013. Vol. 4. P. 108–119. doi:10.3389/fpls.2013.00108.

Bucci S. J., Scholz F. G., Campanello P. I., Montti L., Jimenez-Castillo M., Rockwell F. A. Hydraulic differences along the water transport system of South American *Nothofagus* species: do leaves protect the stem functionality?, *Tree Physiol.* 2012. Vol. 32. P 880–893. doi:10.1093.

Glantz S. A., Slinker B.K. Primer of applied regression and analysis of variance. N.Y.: McGraw-Hill, 2003. P. 162–318.

Kaipainen L., Nirinmaa E., Marine M., Sazonova T. Geographical variation in the regularities of woody structure and water transport, *Acta forestalia fennica. Production Process of Scots Pine: Geographical Variation and Models*. Helsinki, 1996. Vol. 254. P. 49–78.

Kozłowski T., Kramer P., Pallardy S. The physiological ecology of woody plants. London: Academic press, 1991. 657 p.

Marschner H. Mineral nutrition of higher plants. London: Academic press, 1996. 889 p.

Scoffoni C., Vuong C., Diep S., Cochard H., Sack L. Leaf shrinkage with dehydration: coordination with hydraulic vulnerability and drought tolerance, *Plant Physiology*. 2014. Vol. 164. R. 1772–1788.

Sellin A. Hydraulic and stomatal adjustment of Norway spruce trees to environmental stress, *Tree Physiol.* 2001. Vol. 21. P. 879–888.



УДК УДК 57.042: 631.453

## Модели “доза-эффект” для оценки экологического риска при техногенном загрязнении почвы

<b>ШИТИКОВ</b> Владимир Кириллович	<i>Институт экологии Волжского бассейна РАН, stok1946@gmail.com</i>
<b>ТЕРЕХОВА</b> Вера Александровна	<i>Институт проблем экологии и эволюции им. А.Н. Северцова РАН, Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова, vterekhova@gmail.com</i>
<b>УЗБЕКОВ</b> Бексултан Алмазович	<i>Международный университет Кыргызстана, phytorem@mail.ru</i>
<b>КЫДРАЛИЕВА</b> Камиля Асылбековна	<i>Институт химии и химической технологии, НАН КР, kamila.kydralieva@gmail.com</i>
<b>ХУДАЙБЕРГЕНОВА</b> Бермет Мерлисовна	<i>Институт биотехнологии НАН КР, bermet66@gmail.com</i>

### Ключевые слова:

биодиагностика  
оценка экологического риска  
радиоактивное загрязнение  
почвы Киргизии  
модели доза-эффект  
логистическая регрессия

### Аннотация:

Выполнен обзор регрессионных моделей для аппроксимации зависимостей “доза-эффект” по результатам экотоксикологических исследований. Обсуждаются преимущества и недостатки различных моделей, а также проблемы, возникающие в процессе моделирования и при последующей интерпретации результатов с целью экологического нормирования и оценки риска негативного воздействия. Показаны процедуры поиска наилучших зависимостей на основе статистических критериев и методы оценки неопределенности рассчитываемых параметров. Построение моделей подробно иллюстрируется с использованием результатов анализа токсичности образцов почвы с отвалов урановых шахт в районе пос. Каджи-Сай (Кыргызстан). Получены пороговые значения активности радионуклидов U-238 и Ra-226, обеспечивающие минимальную вероятность экологического риска.

© 2015 Петрозаводский государственный университет

Рецензент: Н. М. Калинкина

Получена: 17 мая 2015 года

Опубликована: 16 октября 2015 года

### Введение

Современная методология оценки техногенной нагрузки и обоснования экологического риска основывается на натуральных исследованиях природных экосистем, находящихся в градиенте воздействия.

При этом оценка вероятности возникновения отрицательных изменений в окружающей среде (или отдалённых неблагоприятных последствий этих изменений) заключается в выявлении критических точек зависимости доза-эффект, которые интерпретируются «как начало наиболее быстрой трансформации экосистемы, либо как точка, после которой начинается выпадение основных компонентов биоценоза или разрушение системных связей» (Воробейчик и др., 1994).

Важным отличием моделей “доза-эффект” от остальных регрессионных моделей является учет объективной закономерности реакции экосистем на внешнее возмущение, которая имеет, как правило, форму S-образной кривой с наличием резко выраженного перехода между двумя уровнями. При этом в литературных источниках (Finney, 1979; Seber, Wild, 1989; Moore, Caux, 1997; Slob, 2002) представлен обширный набор различных версий таких моделей, которые в частных случаях демонстрируют большую гибкость аппроксимации эмпирических данных и обеспечивают адекватную надежность в области низких уровней эффекта, где неопределенность регрессии традиционно велика, а величина оцениваемого критического значения весьма чувствительна к выбору спецификации модели.

Здесь уместно уточнить терминологию. Под “дозой” мы понимаем любое (химическое, физическое, термическое, биологическое, радиационное) воздействие на экосистему, измеряемое в непрерывной шкале и выражаемое количественно в произвольных единицах измерения. “Эффект” или отклик (*англ.* response) – реакция экосистемы на воздействие определенного уровня, также выраженная количественно.

При этом различают модели, рассматривающие в качестве эффекта как непрерывные или счетные исходные данные, так и квантованный результат измерений с конечным числом возможных состояний (quantal response). Для непрерывных и счетных данных модель регрессии оценивает натуральную величину эффекта как функцию дозы, тогда как для квантованных данных она предсказывает вероятность того, что при заданной дозе наступит прогнозируемый исход (например, гибель особей). Это различие может быть важным для интерпретации полученных параметров, таких, как пороговая доза, но не является принципиальным обстоятельством при разработке средств моделирования статистической тенденции в эмпирических данных.

Мы в своей публикации преследуем две цели. Одна из них является методической и заключается в рассмотрении некоторых существующих подходов к построению моделей зависимости “доза-эффект”, способам их подгонки и сравнения, а также особенностям интерпретации. Другая цель состоит в рассмотрении применимости этих моделей для оценки экологического риска радиационного загрязнения почвы в ходе карьерной добычи урансодержащих рудных ископаемых.

## **Материалы**

Изучалась территория (рис.1) в районе пос. Каджи-Сай (Кыргызстан), где, начиная с 1947 г., велась разработка урансодержащих месторождений одновременно с добычей лигнита. Содержание урана в породе оказалось крайне низким и в 60-х годах разработку закрывают, но в том же месте стали добывать уголь, которого оказалось довольно много.

Образцы верхних слоев почвы до 25 см отбирались с 22 пробных площадок, находящихся как на территории отвалов урановых шахт, так и в относительно чистых районах (на склонах прилегающего горного массива, по берегу оз. Иссык-Куль и в Боомском ущелье).



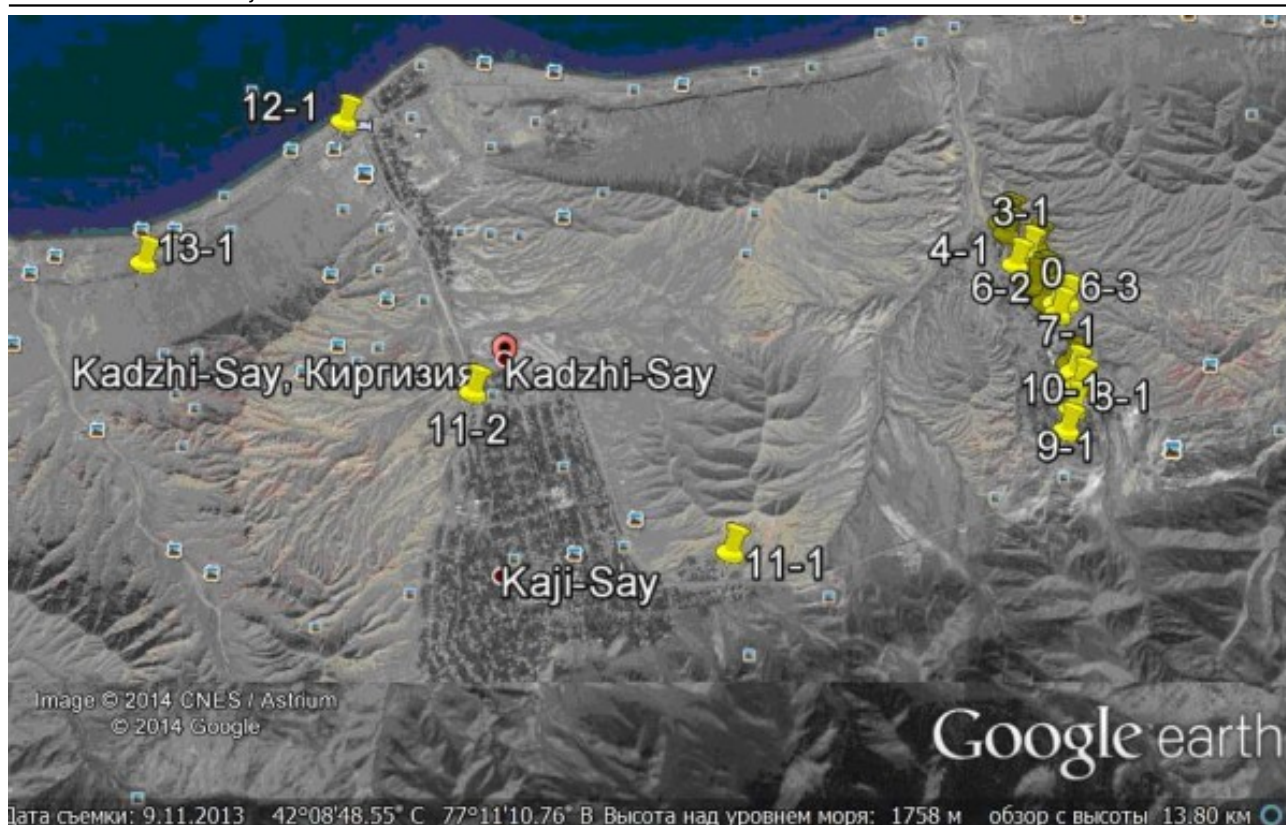


Рис 1. Общий план точек отбора проб почвы  
Fig. 1. General view of soil sampling points

Почвы исследуемых участков характеризуются как светло-коричневые, типичные для горных долин. Текстура главным образом глинистая, содержащая значительную фракцию каменных частиц. Содержание гумуса составляет 0.5-1.5 %, общего азота - 0.1-0.2 %, pH имеет отчетливую щелочную реакцию. Растительный покров представлен двумя формированиями: на возвышенностях - травянистый с преобладанием эстрагона (*Artemisia dracunculus*), а в северной части - доминирующая над травой полынь Федченко (*Artemisia fedtschenkoana*).

Степень техногенного воздействия на территорию (которая в дальнейшем будет интерпретироваться как “доза”) оценивалась в рамках настоящей публикации по одному из измеренных показателей - объемной активности поверхностного слоя почвы, Бк/кг, за счет распада ядер трех радионуклидов (U-238, Ra-226 и Pb-210). Для измерения активности радионуклидов в отобранных образцах использовался гамма-спектрометр «Canberra» Model GX4019.

Для оценки отклика экосистемы (“эффекта”) использовались данные биологического анализа почвенных образцов, отобранных с изучаемых пробных площадок. Эти биодиагностические данные включали две группы взаимодополняющих показателей: экологические - результаты биоиндикационных исследований сообществ почвенных микроорганизмов и токсикологические - результаты лабораторного фитотестирования (Terekhova, 2011; Terekhova et al., 2014).

Биотестирование с использованием высших растений *Sinapis alba* проводилось в пластиковых планшетах по показателю средней длины корня проростков семян горчицы белой, выращенных в стандартных условиях на исследуемых образцах почвы (Терехова и др., 2014).

Биоиндикация сообществ почвенных микроорганизмов проводилась по численности колониобразующих единиц (КОЕ). Учитывалась общая численность разных структурно-функциональных групп культивируемых микроорганизмов и численность колоний некоторых таксонов (родов) после посева аликвоты водной суспензии из серийного разведения почвенных образцов (1:100) на чашках Петри с питательными средами разного состава (Методы ..., 1991). Инкубация культур осуществлялась в течение 10-14 сут. в термостате при 24 °C (микробицеты) и 28 °C (бактерии и актиномицеты). Статистической обработке подвергали данные из 9 повторностей каждого опытного и контрольного варианта.

Для построения моделей “доза-эффект” использовались показатели численности КОЕ (в 1 грамме воздушно-сухой почвы) микроорганизмов следующих таксономических групп:

- бактерий (млн. КОЕ/г почвы) всего и отдельно по группам, выделенным по отношению к различным формам утилизируемого азота, которые выращивались с использованием трех питательных сред - МРА (мясо-пептонный агар), КАА (крахмало-аммиачный агар) и бульона Чапека;
- актиномицетов (тыс. КОЕ/ г почвы);
- микроскопических грибов (тыс. КОЕ/ г почвы) всего и отдельно по композициям видов родов *Penicillium* и *Aspergillus*.

## Методы

Статистическая (т.е. основанная на средней тенденции) зависимость  $\varphi$  величины эффекта от уровня воздействия  $x$  описывалась моделями, которые в общем виде могут быть представлены как

$$\varphi(x; b, c, d, e, \dots) = c + (d - c) \psi(x; b, e, \dots),$$

где параметры  $c$  и  $d$  являются нижним и верхним пределами отклика, а  $\psi$  - некоторая задаваемая нелинейная функция с параметрами  $b$  и  $e$ . Список моделей, протестированных в работе, приведен в табл. 1, в которой использованы наименования и формульная нотация из статьи (Ritz, 2010), претендующей на определенное тематическое обобщение.

Таблица 1. Математические формулы функций нелинейных моделей регрессии, используемых для аппроксимации зависимостей доза-эффект; код соответствует спецификации моделей в пакете *drc* среды R

Наименование модели	Вид функции регрессии	Код
Log-логистическая модель с четырьмя параметрами ( $b, c, d, e$ )	$\varphi(x) = c + \frac{d - c}{1 + \exp\{b(\log(x) - \log(e))\}}$	LL.4
Log-логистическая модель с тремя параметрами ( $b, d, e$ )	$\varphi(x) = \frac{d}{1 + \exp\{b(\log(x) - \log(e))\}}$	LL.3
Логистическая модель с четырьмя параметрами ( $b, c, d, e$ )	$\varphi(x) = c + \frac{d - c}{1 + \exp\{b(x - e)\}}$	logistic
Логнормальная модель (пробит) с четырьмя параметрами ( $b, c, d, e$ )	$\varphi(x) = c + (d - c)\Phi\{b(\log(x) - \log(e))\}$ , где $\Phi$ - кумулятивная функция плотности для стандартного нормального распределения	Inormal
Модель Brain-Cousens (1989) с пятью параметрами ( $b, c, d, e, f$ )	$\varphi(x) = c + \frac{d - c + fx}{1 + \exp\{b(\log(x) - \log(e))\}}$	BC.5
Модель Cedergreen-Ritz-Streibig (2005) с четырьмя параметрами ( $\alpha, b, d, e$ )	$\varphi(x) = \frac{d + f \exp(-1/x^\alpha)}{1 + \exp\{b(\log(x) - \log(e))\}}$	CRSc.4
Модель Gompertz с четырьмя параметрами ( $\alpha, b, d, e$ )	$\varphi(x) = c + (d - c)\{\exp[\exp(b(x - e))]\}$	gompertz
Модель Weibull - 1	$\varphi(x) = c + (d - c)\{\exp[\exp(b(\log(x) - \log(e)))]\}$	W1.4
Модель Weibull - 2	$\varphi(x) = c + (d - c)\{1 - \exp[\exp(b(\log(x) - \log(e)))]\}$	W2.4
Экспоненциальная модель с тремя параметрами ( $c, d, e$ )	$\varphi(x) = c + (d - c)(\exp(-x/e))$	EXP.3
Экспоненциальная модель с двумя параметрами ( $d, e$ )	$\varphi(x) = d(\exp(-x/e))$	EXP.2
Модель Michaelis-Menten с тремя параметрами ( $c, d, e$ )	$\varphi(x) = c + \frac{d - c}{1 + (e/x)}$	MM.3

Оцениваемые параметры моделей имеют вполне определенный физический смысл. В частности, для лог-логистической модели LL.4 параметры  $c$  и  $d$  определяют нижнюю и верхнюю горизонтальные асимптоты сигмоидной кривой,  $e$  соответствует положению точки перегиба, а  $d$  – коэффициенту угла наклона в области переходного состояния. Подгонка (fitting) параметров моделей к анализируемым эмпирическим данным осуществлялась с использованием обобщенного метода минимизации отрицательного логарифма функции правдоподобия. Для отклика, измеренного в непрерывной шкале, минимизировалась сумма квадратов отклонений модельных прогнозов от наблюдаемых значений с учетом специально подбираемых весовых коэффициентов.

Статистический анализ оцениваемых параметров проводился с использованием  $t$ -критерия Стьюдента, с помощью которого проверялась гипотеза о равенстве каждого коэффициента нулю и рассчитывались  $p$ -значения, определяющие достигнутый уровень значимости. Проверка статистической значимости модели в целом осуществлялась путем ее сравнения с простой регрессией, имеющей нулевой коэффициент наклона (горизонтальная линия регрессии соответствует отсутствию зависимости доза-эффект). При этом в качестве тестовой статистики для сравнения двух отношений максимального правдоподобия использовался критерий  $\chi^2$  (Wood, 2006).

Выбор конкретной функции  $\phi$  из множества представленных в таб. 1 может быть основан на некоторых эмпирических или теоретических предположениях, или, в отсутствии таковых, осуществляться с использованием общепринятых статистических критериев. Нами использовалось стандартное отклонение для остатков  $S_e$ , а при сравнении двух моделей с разным числом параметров – информационный критерий Акаике AIC, устанавливающий штраф за увеличение размерности модели (Шитиков, Розенберг, 2014).

Важнейшим для биотестирования является построение шкалы изоэффективных доз. Например, если в результате воздействия происходит угнетение жизнедеятельности биологического компонента, то мы можем полагать, что эффективная доза ED10, составляющая 10 % от общего эффекта, представляет собой критический экологический риск. Естественно, если мы анализируем динамику внесения гербицида, то мы должны ориентироваться на дозу внесения ED90, которая вызовет уничтожение 90 % сорняков. Важным опорным параметром является доза ED50, соответствующая 50 %-му сокращению биомассы сорняков или гибели в результате интоксикации половины подопытных животных.

Разность ( $d - c$ ) параметров модели зависимости отклика от дозы определяет, собственно, величину максимально достижимого эффекта и тогда легко найти любую дозу ED $y$ , которая приводит к (100 -  $y$ ) % доле от ( $d - c$ ). Например, для той же модели LL.4 любая изоэффективная доза выражается через параметры  $b$  и  $e$  :

$$EDy = e (y / (100 - y))^{1/b}.$$

Поскольку для всей области определения модели могут быть оценены предикторные доверительные интервалы регрессии, то, тем самым, можно легко обосновать ошибку показателя ED $y$  и другие характеристики его надежности. Заметим, что при использовании исходных данных с откликом, состоящим из квантованных значений 0 и 1, мы имеем ( $d - c$ ) = (1 - 0) и тогда ED $y$  имеет вероятностный смысл, т.е. дозы, вызывающей регистрируемый эффект  $y$  у % особей, взятых в эксперимент.

Расчеты выполнялись с использованием пакета *drc* статистической среды R (Ritz, Streibig, 2005).

## Результаты

В ходе статистической обработки было проанализировано 27 зависимостей девяти различных показателей отклика от трех воздействующих переменных. При этом в каждом случае осуществлялся перебор целого ряда возможных моделей-претендентов из числа представленных в табл. 1. В рамках настоящей статьи мы не имеем возможности привести даже минимальную информацию обо всех построенных моделях, поэтому остановимся далее на некоторых, наиболее характерных из них для каждой группы объектов, используемых в биодиагностике. Поэтому далее акцент будет сделан на использованные методики статистического анализа моделей и особенности их интерпретации.

**Актиномицеты.** Модели зависимости численности КОЕ культивируемых актиномицетов от активности радионуклида Ra-226 в образцах почвы представлены кривыми характерной сигмоидной формы с четко выраженной областью перегиба (рис. 2).

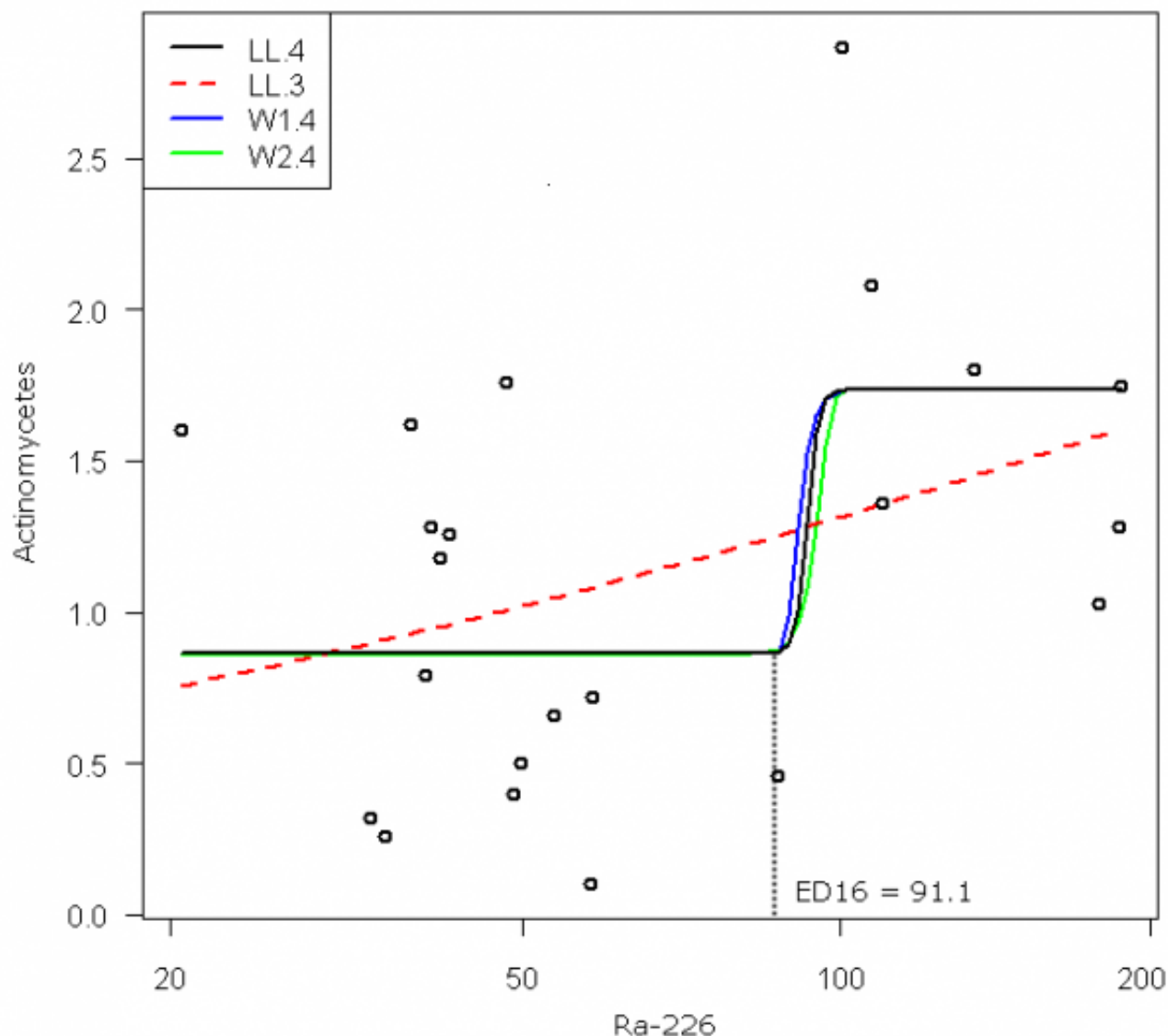


Рис 2. Кривые зависимости численности актиномицетов (тыс. КОЕ/г) от активности радионуклида Ra-226 в образцах почвы (Бк/кг), полученные с использованием четырех различных моделей; здесь и далее ось абсцисс представлена в логарифмическом масштабе

Fig. 2. Dose-response curves for describing the dependences of the number of actinomycete colony-forming units (ths. CFU/g) on the activity of radionuclide Ra-226 in the samples of soil (Bq/kg), using four different models; hereinafter the axis of abscises is presented in the logarithmic scale

Лог-логистическая модель LL.4 является симметричной относительно центральной точки, и ее параметр  $e$  численно равен показателю «половинного эффекта» ED50. Статистический анализ значимости оцениваемых параметров по  $t$ -критерию приводит к следующим величинам  $p$ -значений:

Параметры	Оценка	Ст.ошибка	$t$ -критерий	$p$ -значение
$c$ : Нижний предел	0.86	0.154	5.57	$\approx 0.0$
$d$ : Верхний предел	1.74	0.226	7.68	$\approx 0.0$
$b$ : Наклон области перегиба	-78.37	123.5	-0.634	0.53
$e$ : ED50	93.07	10.39	8.95	$\approx 0.0$

Здесь статистически неадекватной является только оценка угла наклона  $b$  кривой, что не имеет принципиального значения для обоснования экологического риска. Величина информационного критерия Акаике ( $AIC = 45.38$ ) для этой модели была минимальной в ряду остальных моделей-претендентов. Набор изоэффективных значений активности Ra-226, оцениваемых по модели LL.4 для последовательности  $u = \{5, 10, 16, 50 \text{ и } 84\%$ , представлен в табл. 2.

Модели Вейбулла W1.4 (AIC = 45.41) и W2.4 (AIC = 45.42) с четырьмя параметрами дали в рассматриваемом примере весьма близкие результаты по сравнению с LL.4. Смысл их практического использования в иных случаях связан с асимметрией: кривая Weibull-1 медленнее убывает в области верхнего предела, но быстрее приближается к более низкому пределу, что позволяет точнее отследить зависимость в области низких уровней воздействия (с кривой Weibull-2 имеет место обратный результат).

Имеет смысл задаться важным вопросом: имеет ли какие-либо преимущества нелинейная модель по сравнению с простой линейной моделью? В рассматриваемом случае модель  $\varphi(x; d, b) = -0.55 + 0.406 \log(x)$  существенно уступала описанным выше моделям по степени приближения к эмпирическим данным (AIC = 48.45). Уменьшение числа параметров лог-логистической модели до 3 (т.е. нижний предел  $c = 0$ ) разрушает «сигмоидность» кривой и LL.3 практически сводится к той же линейной зависимости, уступая ей по AIC-критерию (50.28) за счет штрафа за дополнительный параметр.

В последние десятилетия рядом исследований было показано, что при умеренных нагрузках показатели обилия и видового разнообразия некоторых популяций организмов (и почвенных микромицетов, в частности) могут увеличиваться при усилении химического или радиационного воздействия. Поскольку для всех моделей обилие *Actinomycetes* возрастает при увеличении активности Ra-226 в исследуемых образцах, то очевидно, что в рамках настоящего исследования эта группа почвенных микроорганизмов является достаточно информативным индикатором техногенного загрязнения.

**Бактерии.** Выполним селекцию моделей для зависимости численности бактерий, утилизирующих минеральные формы азота и выращенных на крахмало-аммиачном агаре (КАА), от активности радионуклида U-238 в образцах почвы:

Модель	AIC-критерий	p-значение lack of fit
LL.3	53.02134	0.5386110
EXD.3	53.58580	0.5327912
W2.4	55.01927	0.5255524
lnormal	55.02008	0.5255442
W1.4	55.02038	0.5255411
LL.4	55.02039	0.5255410
gompertz	55.55073	0.5201485
LL.5	57.01984	0.5118547
llogistic	57.01984	0.5118547

Представленный список отсортирован по возрастанию AIC-критерия или убыванию математической адекватности, оцениваемой как p-значение для F-критерия в тесте на потерю соответствия (lack of fit - Ritz, Martinussen, 2011). Здесь можно выделить три группы моделей, отличающихся числом параметров (3, 4 и 5) и, в меньшей степени, ошибкой аппроксимации. Однако не всегда разумно руководствоваться при выборе только формальными критериями (тем более, что разность AIC-критериев часто весьма ничтожна) и не принимать во внимание "предметную полезность" модели. В рассматриваемом случае можно отдать предпочтение экспоненциальной модели EXP.3 с тремя параметрами, имеющей лаконичный вид и в явном виде оценивающей величину эффекта ( $d - c$ ):

$$\varphi(x; c, d, e, \dots) = -8.14 + (2.614 + 8.14)(\exp(-x/9971)).$$

На рис 3 кривая для этой модели сравнивается с моделью LL.4, которая представляет здесь уже не всю сигмоидную кривую целиком, а только ее верхнюю ветвь. Стандартная ошибка экспоненциальной регрессии численно ниже (0.733 против 0.744 для модели LL.4), но если рассчитать отношение Фишера F для средних квадратов остатков, то можно предположить, что отличие качества аппроксимации этими двумя моделями статистически незначимо и, вероятно, обусловлено случайными причинами.



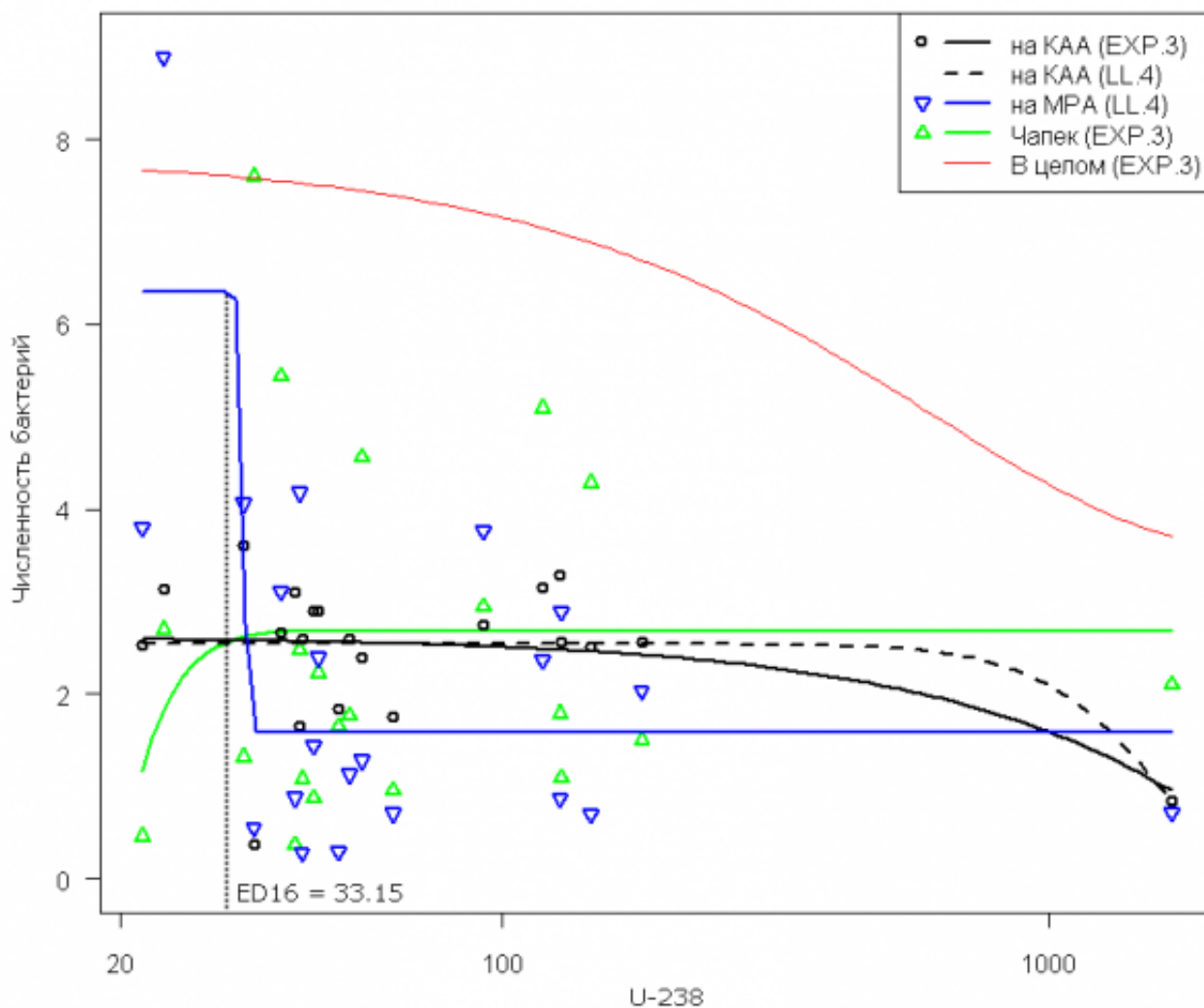


Рис 3. Кривые зависимости численности бактерий (млн. КОЕ/г почвы), выращенных с использованием трех различных питательных сред, от активности радионуклида U-238 в образцах почвы (Бк/кг); здесь и далее в легенде графика в скобках указан тип использованной модели по табл. 1  
 Fig. 3. Dose-response curves for describing the dependences of the number of bacterial colony-forming units (mln. CFU/g soil) grown using three different nutrient media, on the activity of radionuclide U-238 in the samples of soil (Bq/kg); hereinafter in the legend the type of the used model in the table 1 is indicated in brackets

По аналогичным соображениям можно предпочесть экспоненциальную функцию EXP.3 модели Михаэлиса-Ментен ММ.3 для численности сапротрофных бактерий, выращенных на питательной среде Чапека. В отличие от других вариантов выращивания бактерий, их численность в этом случае монотонно возрастает при увеличении радиоактивности U-238. Однако оценки важных параметров обеих экспоненциальных моделей оказались статистически незначимыми (кроме верхнего предела  $d$ ), поэтому положение аппроксимирующих кривых в области малых значений отклика следует считать достаточно неопределенным.

В противоположность этому, модель LL.4 для численности бактерий, утилизирующих органические формы азота и выращенных на мясо-пептонном агаре (МРА), имеет на графике характерную сигмоидную форму кривой, значимые оценки параметров и обоснованно может использоваться для оценки экологического риска. Набор изоэффективных значений активности U-238, оцененных по этой модели для последовательности  $y = \{5, 10, 16, 50 \text{ и } 84\%$ , представлен в табл. 2. Там же для сравнения приведены аналогичные результаты по модели, построенной для суммарной численности бактерий, выращенных на всех трех питательных средах (МРА + КАА + Чапек). Поскольку направленность и скорость развития эффекта для бактерий, выращенных на трех разных средах,

различна, то область перегиба совокупной кривой существенно размыта (кривая «В целом» на рис. 3), а ошибка изоэффективных активностей, рассчитанных по суммарной численности, недопустимо велика.

**Микроскопические грибы.** Анализ зависимости численности (КОЕ/г почвы) культивируемых микроскопических грибов от активности радионуклида U-238 в образцах почвы не привел к построению достаточно работоспособных моделей оценки экологического риска.

Для зависимости численности колоний грибов рода *Penicillium* выполнять проверку адекватности моделей вообще не требуется, поскольку их тренд практически совпадает со средним значением численности (рис. 4). Например, при построении EXP.2:

$$\varphi(x; d, e) = 2.886 \times \exp(-x / 3.2 \times 10^8) \approx 2.886.$$

Также оказалась статистически незначимой модель для суммарной численности микроскопических грибов без разделения на роды *Penicillium* + *Aspergillus* + *Cladosporium* (кривая «В целом» на рис. 4).

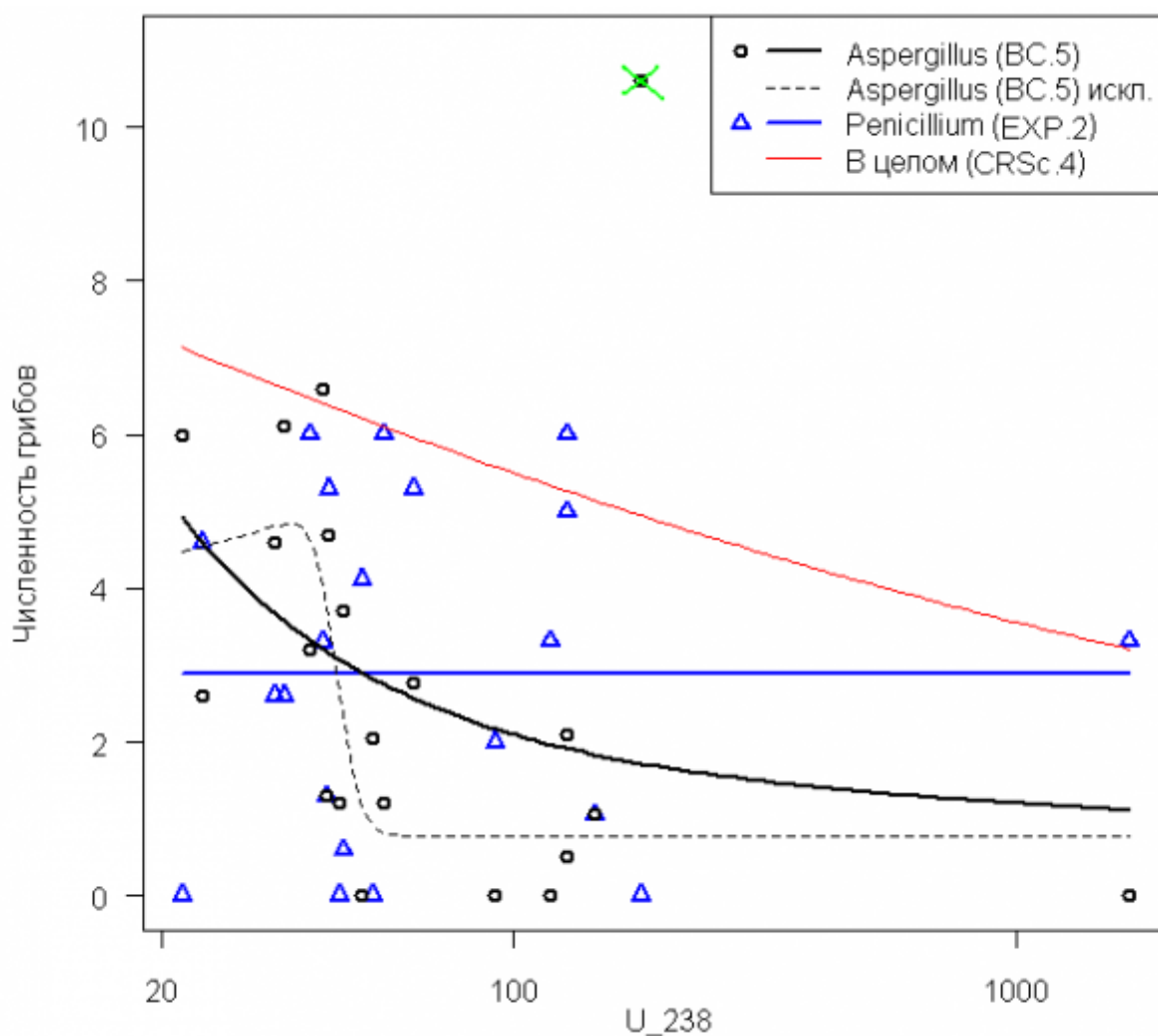


Рис 4. Кривые зависимости численности двух родов микроскопических грибов (тыс. КОЕ/г почвы) от активности радионуклида U-238 в образцах почвы, Бк/кг

Fig. 4. Dose-response curves for describing the dependens of the number of colony-forming units of two genera of microscopic fungi (ths. CFU/g) on the activity of radionuclide U-238 in the samples of soil (Bq/kg)

Тем не менее, обратим внимание на особый смысл использованных здесь моделей Brain-Cousens и Cedergreen-Ritz-Streibig, которые способны учитывать гормезис-эффект (т.е. стимулирующее действие невысоких доз токсикантов; от греч. *hórmēsis*). Такие модели могут приводить к кривым с верхним или нижним промежуточным оптимумом. Очевидный пример этому явлению – любые зависимости от воздействия pH, где оптимум обычно располагается в районе pH = 7.

Модель BC.5, построенная для грибов рода *Aspergillus*, не показывает наличия гормезиса и имеет

вид U-образной кривой, плавно стремящейся к 0 при увеличении радиоактивности (рис. 4). Выполним оценку адекватности модели в целом, т.е. проверим требование того, чтобы сумма квадратов отклонений относительно средней численности колоний *Aspergillus* значительно превышала остаточную сумму квадратов. Этот тест на наличие эффекта дал отрицательный результат: критерий  $\chi^2 = 1.47$  и  $p = 0.68$ . Ошибка и доверительные интервалы такой регрессии оказались слишком велики, что не могло не сказаться на степени достоверности значений изоэффективных доз (см. табл. 2).

Однако легко убедиться, что максимальное значение численности р. *Aspergillus*, равное 10.6 и отмеченное на рис. 4, может быть квалифицировано как "слишком большое" (outlier). Это подтверждает тест Граббса, который отклонил нулевую гипотезу о том, что это значение не является выбросом:  $G = 2.85$ ,  $p = 0.016$ . Если исключить это anomальное (с точки зрения статистики) наблюдение и вновь построить модель ВС.5, то проявляется возможный гормезис-эффект, а функция регрессии становится адекватной в целом: критерий  $\chi^2 = 17.6$  и  $p = 0.0015$ .

**Биотестирование с использованием высших растений.** Выполним сравнительный анализ моделей LL.4 для аппроксимации зависимости длины корней проростков горчицы белой от активности всех трех радионуклидов (U-238, Ra-226 и Pb-210) – рис. 5. Отметим резкое снижение величины отклика при активности изотопа радия около 30 Бк, что дает возможность принять эту величину в качестве норматива техногенного воздействия – см. табл. 2. Активность иных изотопов также вызывает уменьшение длины корней ростков, однако эта зависимость носит более умеренный и монотонный характер, поэтому локализация их пороговых значений связана со значительной неопределенностью.

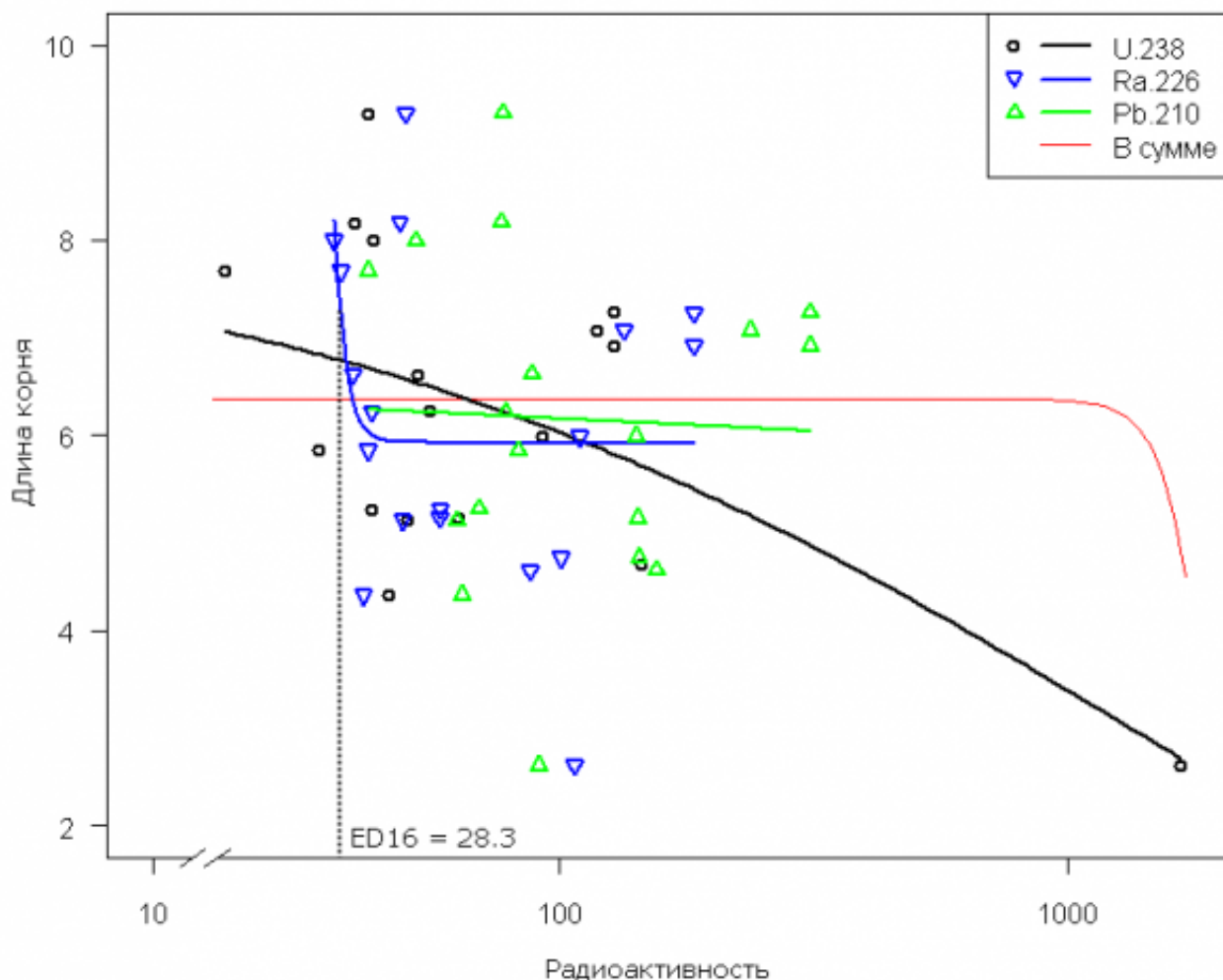


Рис 5. Кривые зависимости средней длины корней проростков горчицы белой (см) от активности трех различных радионуклидов в образцах почвы (Бк/кг) с использованием лог-логистической модели LL.4

Fig. 5. Dose-response curves for describing the dependences of average root length of white mustard



(cm) on the activity of three various radionuclides in the samples of soil (Bk/kg) with the use of log-logistical model

Рассмотрим для полноты картины возможность оценки экологического риска с использованием общей радиоактивности почвенных образцов, для чего просуммируем вклады всех трех радионуклидов  $A = U-238 + Ra-226 + Pb-210$ . Эта попытка (кривая «В сумме» на рис 5) привела к ожидаемой неудаче, т.к. объединение факторов с различным характером тренда в области малых воздействий приводит к их статистическому нивелированию и последующим некорректным выводам.

Таблица 2. Изозффективные воздействия радиоактивности нуклидов, полученные в ходе биотестирования для различных уровней проявления эффекта у

Радионук- лид	Используй- отклик	Эф-фект у %	Оценка воздей-ствия, Бк	Стандартная ошибка	Доверительные границы	
					нижняя	верхняя
U-238	Уменьшение численности бактерий, выращенных на МРА	5	32.79	1.41	29.8	35.7
		10	33.0	1.09	30.7	35.3
		<b>16</b>	<b>33.15</b>	0.87	31.3	34.9
		50	33.6	0.37	32.83	34.3
		84	34.08	0.84	32.3	35.86
U-238	Уменьшение численности бактерий, выращенных на всех средах	5	30.9	98.6	-175	237
		10	63.5	202.	-360	487
		16	105	335	-596	806
		50	417	1332	-2371	3207
		84	1104	3523	-6270	8479
U-238	Уменьшение численности грибов рода <i>Aspergillus</i>	5	21.3	135	-262	304
		10	43.8	278	-538	626
		16	72.6	460	-890	1036
		50	288	1829	-3541	4118
		84	763	4838	-9363	10889
Ra-226	Увеличение численности класса <i>Actinomycetes</i>	5	89.	11.7	64.9	114
		10	90.5	11.2	66.9	114
		16	91.1	10.8	68.2	114
		50	93.1	10.3	71.2	115
		84	95.1	10.7	72.4	117
Ra-226	Уменьшение длины корня проростков горчицы белой <i>Sinapis alba</i>	5	26.5	3.4	19.21	33.79
		10	27.5	8.7	8.84	46.16
		<b>16</b>	<b>28.3</b>	13.61	-0.90	57.50
		50	30.6	22.6	-17.88	79.08
		84	33.2	35.9	-43.82	110.22

## Обсуждение

Многие исследователи (Воробейчик и др., 1994; Мотузова, 2000; Shcheglov et al., 2001) отмечают большую пространственную неоднородность техногенного загрязнения почвы. Нередки случаи, когда в центре аномалии есть точки с фоновым содержанием, а на периферии – с содержанием, характерным для центра. Здесь большое влияние оказывают перераспределение концентраций под влиянием осадков в пределах микрорельефа, относительная высота площадок, точечная локализация загрязнений, вариабельность “ассимиляционной емкости” и биологической активности почвы и т.д. Такая неоднородность полей концентрации поллютантов, установленная по результатам анализа проб почвы, заставляет с большой осторожностью относиться к различного рода экстраполяциям точечных наблюдений. В нашем случае разброс эмпирических точек относительно моделируемых кривых также был весьма высок, что не могло не сказаться на статистических критериях значимости оценок.

Поскольку биотические показатели наличия загрязнений обладают большим диапазоном чувствительности к различным поллютантам, то возникает и вторая проблема – поиск “слабого звена” экосистемы и выявление достоверных биоиндикаторов негативного воздействия применительно к конкретным условиям. К сожалению, приходится констатировать, что многие работы биоиндикационного плана, составляющие основу для экологического нормирования, выполняют регистрацию показателей отклика у узкой индикаторной группы, в которой специализируются сами исследователи, вне зависимости от степени ее информативности.

Вряд ли достаточно корректным можно считать вариант свертывания информации с ориентацией на средние показатели или «интегральные индексы», когда объединяются частные факторы и/или отклики на них, имеющие различный (а иногда и противоположный) характер тренда. Например, по результатам настоящей работы, ориентация на суммарные (или относительные средние)

численности почвенных микроорганизмов, включая бактерии, актиномицеты и грибы, только усложняет выделение наиболее чувствительных реципиентов среды и является неадекватной целям экологического нормирования.

Использованный нами метод моделирования зависимостей “доза-эффект” для различных комбинаций частных индивидуальных показателей основывается на теоретически глубоко проработанной концепции регрессионного анализа. Оценки параметров моделей и характеристик их адекватности могут быть выполнены с использованием современных статистических методик, таких как бутстреп, байесовские статистики, оценка максимального правдоподобия и т.д. (Шитиков, Розенберг, 2014).

Важнейший результат использования представленных регрессионных моделей заключается в оценке количественных значений переменных  $x$ , приводящих к определенной величине эффекта негативного действия (например, значениям концентраций, при которых в ходе биотестирования погибло 5, 16, 50, 86 или 95% тест-организмов). Использование полученной шкалы изоэффективных воздействий позволяет в явном виде обосновать экологический риск  $ER$  в виде вероятности (или доле) возможной негативной реакции по наиболее чувствительным биотическим показателям. Как вариант его количественного выражения - отношение шансов, вычисляемое как  $ER = y(EC) / y(DC)$ , где  $y(EC)$  - доля от максимального эффекта, к которому приводит действующая концентрация токсиканта  $EC$ ,  $y(DC)$  - значение  $y$ , принятое при установлении экологической нормы  $DC$  (Process..., 2001; Species..., 2002).

Неоднозначным является мнение о том, какую долю от максимального эффекта следует назначать пороговой при обосновании экологического риска. В любом случае, повсеместное использование “магического числа”  $y = 0.05$  многие исследователи считают анахронизмом (хотя бы даже потому, что здесь не ведется проверка нулевой гипотезы). Величина  $y$  должна учитывать как статистическую “эластичность” оцениваемых показателей, так и уровень ответственности исследователя за вывод. Принимая во внимание большой размах вариации показателей радиоактивности, мы из экспертных соображений использовали в качестве критического значения  $ED16$  (а также, в некоторой степени, по аналогии с принятой в токсикологии минимальной смертельной дозой  $DL16$ , вызывающей гибель 16 % животных).

Результаты моделирования зависимости доза-эффект могут быть использованы для повышения объективности “триадного подхода”, все чаще применяемого на практике экологических исследований в качестве комплексной методики обобщения всего массива исследуемых разнородных параметров (Charman, 2002; Dagnino et al., 2008; Terekhova et al., 2014). При этом формирование локальных индексов биологического, экотоксикологического и химического состояния почвы и выбор весовых коэффициентов для их пересчета в “вероятностную” шкалу будут зависеть уже не от субъективных факторов (например, компетентности экспертов), а основываться на данных статистического анализа.

## Заключение

1. Проанализирована зависимость динамики биотических параметров (численности почвенных микроорганизмов и ростовых характеристик высших растений) от активности радионуклидов в образцах почвы в зоне разработки урансодержащих месторождений в районе пос. Каджи-Сай (Киргизия). Наиболее информативными индикаторными показателями признаны группы видов актиномицетов и бактерий, утилизирующих органический азот, а также длина корней проростков семян горчицы белой, использовавшейся в качестве тест-культуры.
2. Показана эффективность моделирования зависимости отклика от уровня логарифма радиоактивности с использованием логистической регрессии.
3. Предлагается принять в качестве экологически допустимой радиоактивности следующие значения воздействия, приводящие к 16% от величины негативного эффекта по наиболее чувствительному биокомпоненту: для активности U-238 – 33.15 Бк/г почвы и Ra-226 - 28.3 Бк/г почвы.

## Библиография

Воробейчик Е.Л., Садыков О.Ф., Фарафонов М.Г. Экологическое нормирование техногенных загрязнений наземных экосистем (локальный уровень) [Ecological regulation of technogenic pollution of terrestrial ecosystems (local level)]. Екатеринбург: Наука, 1994. 280 с.

Методы почвенной микробиологии и биохимии [Methods of soil microbiology and biochemistry]. Под.ред. Звягинцева Д.Г. М.: Изд-во Моск. Ун-та, 1991. 303 с.

Шитиков В. К. , Терехова В. А. , Узбекиев Б. А. , Кыдралиева К. А. , Худайбергенова Б. М. Модели “доза-эффект” для оценки экологического риска при техногенном загрязнении почвы // Принципы экологии. 2015. № 3. С. 73-88. DOI: 10.15393/j1.art.2015.4221

Мотузова Г.В. Загрязнение почв и сопредельных сред [Contamination of soils and related media]. М.: Изд-во МГУ, 2000. 71 с.

Терехова В.А., Якименко О.С., Воронина Л.П., Кыдралиева К.А. Методика измерений биологической активности гуминовых веществ методом фитотестирования "Фитоскан" [Method of measurement of the biological activity of humic substances using phytoassay «Phytoscan»]. М.: Доброе слово, 2014. 24 с.

Шитиков В.К., Розенберг Г.С. Рандомизация и бутстреп: статистический анализ в биологии и экологии с использованием R [Randomization and bootstrap: statistical analysis in biology and ecology using R]. Тольятти: Кассандра, 2014. 314 с. URL: <http://www.ievbras.ru/ecostat/Kiril> (дата обращения 16.05.2015).

Brain P., Cousens R. An equation to describe dose responses where there is stimulation of growth at low doses // Weed Research. 1989. V. 29. P. 93-96.

Cedergreen N., Ritz C., Streibig J.C. Improved empirical models describing hormesis // Environ. Toxicol. Chem. 2005. V. 24. P. 3166-3172.

Chapman P.A. Decision making framework for sediment assessment developed for the Great Lakes // Human and Ecological Risk Assessment. 2002. V. 8. № 7. P. 1641-1655.

Dagnino A., Sforzini S., Dondero F. et al. "Weight-of-Evidence" approach for the integration of environmental "Triad" data to assess ecological risk and biological vulnerability // Integr. Environ. Assess. Manage. 2008. № 4. P. 314-326

Finney D.J. Bioassay and the Practice of Statistical Inference // Int. Statist. Rev. 1979. V. 47. P. 1-12.

Moore D.R., Caux P.Y. Estimating low toxic effects // Environ. Toxicol. Chem. 1997. V. 16. P. 794-801.

Process for Conducting Probabilistic Risk Assessment // Risk Assessment Guidance for Superfund (RAGS). 2001. Vol. III. Part A. 385 p.

Ritz C. Towards a unified approach to dose-response modeling in ecotoxicology // Environ. Toxicol. Chem. 2010. V. 29. P. 220-229.

Ritz C., Martinussen T. Lack-of-fit tests for assessing mean structures for continuous dose-response data // Environmental and Ecological Statistics, 2011. V. 18. P. 349-366.

Ritz C., Streibig J.C. Bioassay analysis using R // J. Stat. Soft. 2005. V. 12. P. 1-22.

Seber G.A., Wild C.J. Nonlinear Regression. New York: John Wiley, 1989. 768 p.

Shcheglov F.I., Tsvetnova O.B., Klyashtorin A.L. Biogeochemical migration of technogenic radionuclides in forest ecosystems. М.: Nauka, 2001. 235 p.

Slob W. Dose-response modeling of continuous endpoints // Toxicol Sci. 2002. V. 66. P. 298-312.

Species sensitivity distributions in ecotoxicology / Ed. by Posthuma L., Suter G., Traas T. Boca Raton: Lewis Publishers, 2002. 587 p.

Terekhova V.A. Soil Bioassay: Problems and Approaches // Eurasian Soil Science. 2011. V.44, no 2. P. 173-179.

Terekhova V., Pukalchik M., Yakovlev A. The triad approach to ecological assessment of urban soils // Eurasian Soil Science. 2014. V. 47, no. 9. P. 952-958.

Wood S.N. Generalized Additive Models: An Introduction with R. Chapman, Hall/CRC, 2006. 410 p.

### **Благодарности**

Работа поддержана грантом МНТЦ (KR-2092).

## Dose-response modeling for the environmental risk assessment in cases of technogenic soil contamination

**SHITIKOV  
Vladimir**

*Institute of Ecology of the Volga River Basin of the Russian Academy of Science, stok1946@gmail.com*

**TEREKHOVA  
Vera**

*Severtsov Institute of Ecology and Evolution RAS, Moscow State University, vterekhova@gmail.com*

**UZBEKOV  
Beksultan**

*International University of Kyrgyzstan, phytorem@mail.ru*

**KYDRALIEVA  
Kamila**

*Institute of Chemistry and Chemical Technology NAS KR, kamila.kydralieva@gmail.com*

**KHUDAIBERGENOVA  
Bermet**

*Institute of Biotechnology NAS KR, bermet66@gmail.com*

### Keywords:

biodiagnostics  
estimation of ecological risk  
radioactive contamination  
soil of Kirgizia  
a dose-response model  
logistical regression

### Summary:

The review of regression models for the approximation of dependences "dose- response" was performed based on ecotoxicological results. The advantages and deficiencies of different models as well as the problems arising both in modeling and subsequent interpreting results are discussed for the purpose of ecological rationing and estimation of negative influence risk. Search procedures of best dependences based on statistical criteria and the methods of uncertainty estimation of calculated parameters are shown. Construction of models is illustrated in detail using the analysis of toxicity results of soil samples received from uranium mines tailings in Kadzhi-Say province (Kyrgyzstan). Threshold values of activity for U-238 and Ra-226 radionuclides providing the minimum probability of ecological risk were determined.

### References

- Vopobeychik E.L. Sadykov O.F. Farafontov M.G. Ecological regulation of technogenic pollution of terrestrial ecosystems (local level). Ekaterinburg: Nauka, 1994. 280 p.
- Methods of soil microbiology and biochemistry. Pod.red. Zvyaginceva D.G. M.: Izd-vo Mosk. Un-ta, 1991. 303 p.
- Motuzova G.V. Contamination of soils and related media. M.: Izd-vo MGU, 2000. 71 p.
- Terekhova V.A. Yakimenko O.S. Voronina L.P. Kydralieva K.A. Method of measurement of the biological activity of humic substances using phytoassay «Phytoscan». M.: Dobroe slovo, 2014. 24 p.
- Shitikov V.K. Rozenberg G.S. Randomization and bootstrap: statistical analysis in biology and ecology using R. Tol'yatti: Cassandra, 2014. 314 p. URL: <http://www.ievbras.ru/ecostat/Kiril> (data obrascheniya 16.05.2015).
- Brain P., Cousens R. An equation to describe dose responses where there is stimulation of growth at low doses, Weed Research. 1989. V. 29. P. 93-96.
- Cedergreen N., Ritz C., Streibig J.C. Improved empirical models describing hormesis, Environ. Toxicol. Chem. 2005. V. 24. P. 3166-3172.

Shitikov V., Terekhova V., Uzbekov B., Kydraliev K., Khudaibergenova B. Dose-response modeling for the environmental risk assessment in cases of technogenic soil contamination // *Principy èkologii*. 2015. Vol. 4. № 3. P. 73–88.

---

Chapman P.A. Decision making framework for sediment assessment developed for the Great Lakes // *Human and Ecological Risk Assessment*. 2002. V. 8. No. 7. P. 1641–1655.

Dagnino A., Sforzini S., Dondero F. et al. "Weight-of-Evidence" approach for the integration of environmental "Triad" data to assess ecological risk and biological vulnerability, *Integr. Environ. Assess. Manage.* 2008. No. 4. P. 314–326

Finney D.J. Bioassay and the Practice of Statistical Inference, *Int. Statist. Rev.* 1979. V. 47. P. 1–12.

Moore D.R., Caux P.Y. Estimating low toxic effects, *Environ. Toxicol. Chem.* 1997. V. 16. P. 794–801.

Process for Conducting Probabilistic Risk Assessment, Risk Assessment Guidance for Superfund (RAGS). 2001. Vol. III. Part A. 385 p.

Ritz C. Towards a unified approach to dose-response modeling in ecotoxicology, *Environ. Toxicol. Chem.* 2010. V. 29. P. 220–229.

Ritz C., Martinussen T. Lack-of-fit tests for assessing mean structures for continuous dose-response data, *Environmental and Ecological Statistics*, 2011. V. 18. P. 349–366.

Ritz C., Streibig J.C. Bioassay analysis using R, *J. Stat. Soft.* 2005. V. 12. P. 1–22.

Seber G.A., Wild C.J. *Nonlinear Regression*. New York: John Wiley, 1989. 768 p.

Shcheglov F.I., Tsvetnova O.B., Klyashtorin A.L. Biogeochemical migration of technogenic radionuclides in forest ecosystems. M.: Nauka, 2001. 235 p.

Slob W. Dose-response modeling of continuous endpoints, *Toxicol Sci.* 2002. V. 66. P. 298–312.

Species sensitivity distributions in ecotoxicology, Ed. by Posthuma L., Suter G., Traas T. Boca Raton: Lewis Publishers, 2002. 587 p.

Terekhova V.A. Soil Bioassay: Problems and Approaches, *Eurasian Soil Science*. 2011. V.44, no 2. P. 173–179.

Terekhova V., Pukalchik M., Yakovlev A. The triad approach to ecological assessment of urban soils, *Eurasian Soil Science*. 2014. V. 47, no. 9. P. 952–958.

Wood S.N. *Generalized Additive Models: An Introduction with R*. Chapman, Hall/CRC, 2006. 410 p.



## **Гадюки Волжского бассейна. Часть I /А. Г. Бакиев и др. Тольятти: Кассандра, 2015. 234 с.**

**ЧЕРЛИН**

*Зоопарк СПб, cherlin51@mail.ru*

**Владимир**

**Александрович**

© 2015 Петрозаводский государственный университет

Получена: 28 октября 2015 года

Опубликована: 11 ноября 2015 года

Представленная монография – качественный обзор опубликованных и оригинальных данных о гадюках, населяющих бассейн реки Волги.

Первая глава посвящена истории изучения гадюк Волжского бассейна. Вызывает уважение стремление авторов монографии вспомнить всех исследователей, которые приложили свои силы, знания и опыт к изучению этой группы животных в данном регионе. С большим интересом читаются разделы, посвященные самому началу этих работ еще с середины XVIII века и связанные с именами И. И. Лепехина, П. С. Палласа и многих других, чьи имена широко известны или почти забыты. Очень трогательно желание не забыть никого и напомнить читателям всех тех герпетологов, которые внесли немалый вклад в исследования разных сторон биологии гадюк во второй половине XX – начале XXI века, с которыми многие из нас были хорошо знакомы и которых, к сожалению, теперь уже нет с нами: В. А. Киреев, А. Т. Божанский, В. И. Ведмедеря и др.

Интересен приведенный во второй главе свод разнообразных данных по истории формирования фауны гадюк Волжского бассейна, включающий обширный палеонтологический и зоогеографический аспекты проблемы, морфологию скелета, результаты молекулярно-генетических исследований и достаточно аккуратный анализ этого материала. Важно то, что в разделе представлены разнообразные гипотезы о происхождении разных групп гадюк и путях их эволюции.

В третьей главе собран обширный материал по морфологии покровов, индивидуальной и популяционной экологии разных видов гадюк, отдельных сторон их жизнедеятельности, систематике группы. Материал очень большой и разнообразный, в главе собрано множество литературных и оригинальных данных исследований в этом направлении – почти все, что по этому поводу известно. Большой интерес представляет, на мой взгляд, объединение всех материалов, касающихся не ежегодного размножения гадюк и анализа причин этого явления.

Четвертая глава описывает систему крови гадюк, и в этой связи чрезвычайно интересным является анализ самостоятельных, характерных для различных групп пресмыкающихся систем гемопоэза, связанных с условиями среды обитания.

Весьма своеобразной и не совсем привычной для современной отечественной герпетологии является глава пятая, поскольку общее внимание к свойствам яда змей за последние как минимум два-три десятилетия явно ослабло. Но здесь хочется обратить внимание следующий важный момент. С одной стороны, исследования однозначно показали некоторые различия в свойствах ядов, по крайней мере, между видами гадюк. Но, с другой стороны, вызывает некоторое сожаление то, что авторы не учли уникальные данные по изучению химического состава и функционального назначения разных групп компонентов ядов гадюк, описанное еще в шестидесятых-семидесятых годах прошлого века А. М. Захаровым. Этот автор убедительно показал серьезные различия в механизме и результатах действия высушенного и нативного ядов змей, которые было бы чрезвычайно полезно учесть в данной работе.

В целом монография представляет собой подробное и добросовестное исследование с огромным массивом изученных данных. Работа, безусловно, заслуживает пристального внимания и будет чрезвычайно полезна для многих исследователей биологии рептилий вообще и гадюк – в частности.

*Vipera berus berus*



*Vipera renardi renardi*



**Гадюки**  
**(Reptilia: Serpentes: Viperidae: Vipera)**  
**Волжского бассейна**  
**Часть 1**



*Vipera berus nikolskii*



*Vipera renardi bashkirovi*



### **Библиография**

Гадюки (Reptilia: Serpentes: Viperidae: Vipera) Волжского бассейна. Часть I [Viper: (Reptilia: Serpentes: Viperidae: Vipera) Volga basin. Part I ] /А. Г. Бакиев, В. И. Гаранин, Д. Б. Гелашвили, Р. А. Горелов, И. В. Доронин, О. В. Зайцева, А. И. Зиненко, А. А. Клёнина, Т. Н. Макарова, А. Л. Маленёв, А. В. Павлов, И. В. Петрова, В. Ю. Ратников, В. Г. Старков, И. В. Ширяева, Р. Х. Юсупов, Т. И. Яковлева. Тольятти: Кассандра, 2015. 234 с.

## **Vipers of the Volga basin. Part I / A. Mr. Bakiyev et al. Togliatti: Cassandra, 2015. 234 pp.**

**C**  
**V**

*Zoo, cherlin51@mail.ru*

### **References**

Viper (Reptilia: Serpentes: Viperidae: Vipera) of the Volga basin. Part I /A. G. Bakiev, V. I. Garanin, D. B. Gelashvili, R. A. Gorelov, I. V. Doronin, O. V. Zayceva, A. I. Zinenko, A. A. Klenina, T. N. Makarova, A. L. Malenev, A. V. Pavlov, I. V. Petrova, V. Yu. Ratnikov, V. G. Starkov, I. V. Shiryaeva, R. H. Yusupov, T. I. Yakovleva. Tol'yatti: Cassandra, 2015. 234 p.