



УДК 911.5:130.121.2:51-7(571.53/.55)  
<https://doi.org/10.26516/2073-3402.2025.51.107>

## Сравнительно-географический анализ высотного распределения геомов разных физико-географических областей

А. К. Черкашин, А. А. Фролов\*

*Институт географии им. В. Б. Сочавы СО РАН, г. Иркутск, Россия*

**Аннотация.** На примере геосистем Байкальского региона разработан и реализован новый алгоритм сравнительно-географических методов ландшафтного анализа высотно-поясной дифференциации территорий для выявления региональной специфики площадного проявления разных геомов (наименьших гомогенных геосистем регионального уровня) по высотному фактору. В качестве исходных данных использовались частотные распределения (встречаемости) ареалов геомов по грациям высоты, полученные методами оверлея, т. е. наложения данных цифровой модели рельефа на сетку геомов цифровой ландшафтной карты юга Восточной Сибири. Статистическая оценка частотных распределений основывается на понятиях и формулах теории надежности, с использованием которой рассчитываются показатели надежности существования и интегрированной опасности функционирования геомов четырех физико-географических областей по высотному фактору. Функции опасности с помощью логарифмирования переводятся в линейные зависимости, которые в пучке связей отличаются лишь показателями склонения, определяющими форму распределения геомов по высоте. Сходство этих показателей в разных физико-географических областях указывает на подобие геомерных структур. Зависимости образуют группу преобразований, состоящую из классов эквивалентности – конгруэнтций линий с разными центрами локализации. По порядку значений показателя склонения линейные связи формируют гомологические ряды геомов, структурно подобных друг другу и сходных по месту и условиям происхождения. Проводилось территориальное сравнение: сопоставлялись изменения с высотой линейных зависимостей геомов разных физико-географических областей, чтобы обосновать их сходство и различие. В результате сравнительно-географического анализа установлено, что на разных территориях высотная структура размещения ареалов одних и тех же геомов отличается по модальным характеристикам, что обусловлено разницей климатических условий, особенностями географической среды. Линеаризованные зависимости встречаемости по высоте также отличаются наклоном линейной связи, что объединяет связи в пучки линий двух конгруэнтций, соответствующих классам степных и горно-таежных геомов с разными характерными для них модальными высотами местоположения. Это отражает своеобразие проявления одних и тех же геомов в разных физико-географических областях.

**Ключевые слова:** геом, физико-географическая область, теория надежности, интегрированная опасность, конгруэнтции закономерностей.

**Благодарности.** Исследование выполнено за счет средств государственного задания АААА-А21-121012190056-4.

---

**Для цитирования:** Черкашин А. К., Фролов А. А. Сравнительно-географический анализ высотного распределения геомов разных физико-географических областей // Известия Иркутского государственного университета. Серия Науки о Земле. 2025. Т. 51. С. 107–124. <https://doi.org/10.26516/2073-3402.2025.51.107>

---

# Comparative Geographical Analysis of the Altitudinal Distribution of Geomes in Different Physico-Geographical Regions

A. K. Cherkashin, A. A. Frolov

*V. B. Sochava Institute of Geography SB RAS, Irkutsk, Russian Federation*

**Abstract.** On the example of geosystems of the Baikal region, a new algorithm of comparative geographical methods of landscape analysis of high-altitude differentiation of territories has been developed and implemented to identify the regional specifics of the areal manifestation of different geomes (the smallest homogeneous geosystems of the regional level) by altitude factor. The frequency distributions (occurrences) of geome habitats by elevation gradations were used as initial data, obtained by overlay methods, i.e. superimposing digital elevation model onto a geome grid of a digital landscape map of the South of Eastern Siberia. The statistical assessment of frequency distributions is based on the concepts and formulas of reliability theory, which is used to calculate indicators of reliability of existence, and integrated hazard of functioning of geomes of four physico-geographical regions by altitude factor. The hazard functions are converted by logarithm into linear dependencies, which differ only by declination indicators that determine the shape of the distribution of geomes in height. The similarity of these indicators in different physical and geographical regions indicates the similarity of geomorphic structures. Dependencies form a group of transformations consisting of equivalence classes as congruences of lines with different localization centers. According to the order of values of the declination index, linear connections form homological series of geomes, that structurally similar to each other and similar in place and conditions of origin. A territorial comparison was carried out: changes were compared with the height of linear dependencies of geomes of different physico-geographical regions in order to substantiate their similarities and differences. As a result of comparative geographical analysis, it was found that in different territories the high-altitude structure of the distribution of areas of the same geomes differs in modal characteristics, which is due to the difference in climatic conditions and the peculiarities of the geographical environment. The linearized height dependences also differ in the slope of the linear connection, which combines the connections into bundles of lines of two congruences corresponding to classes of steppe and mountain-taiga geomes with different location of modal height characteristics. This reflects the peculiarity of the manifestation of the same geomes in different physico-geographical regions.

**Keywords:** geomes, physico-geographical regions, reliability theory, integrated hazard, congruence of dependencies.

---

**For citation:** Cherkashin A.K., Frolov A.A. Comparative Geographical Analysis of the Altitudinal Distribution of Geomes in Different Physico-Geographical Regions. *The Bulletin of Irkutsk State University. Series Earth Sciences*, 2025, vol. 51, pp. 107-124. <https://doi.org/10.26516/2073-3402.2025.51.107> (in Russian)

---

## Введение

Сравнительно-географический (СГ) анализ – один из традиционных и базовых методов комплексного исследования географической среды, суть которого заключается в сравнении через сопоставление различных территорий, географических процессов и явлений, в выделении общих черт и различий территориальных объектов, их структурного, функционального и динамического подобия. СГ-подход лежит в основе многих специальных методов изучения неоднородности земного пространства, применяемых в географии: полевых описательных и стационарных инструментальных, аэрокосмических, статистических, картографических, геоинформационных и др.

Наглядный пример – сравнение географического положения стран и регионов по природным, хозяйственным и демографическим характеристикам, принятое в комплексных дисциплинах: землеведении, страноведении, краеведении и ландшафтоведении. Для успешного применения СГ-метода необходима унификация средств наблюдения, стандартизация исходных данных и общность методологии их геосистемного анализа.

В современных обзорах по СГ-тематике в науке и образовании [Wilcke, Budke, 2019] обычно упоминают имена А. фон Гумбольдта в связи с его крупными работами по сравнению природно-климатических зон и горной растительности, К. Риттера – автора книги по сравнительной географии [Ritter, 1865], У. Изарда, определившего правила отбора территорий-аналогов. Для обоснования рационального использования земельных ресурсов А. Н. Ракитников [2003] предложил метод ландшафтно-географических аналогов – районов, сходных по природным и социально-экономическим условиям. К. П. Космачёв [1974] сформулировал положения, которые позволили ввести в СГ-методологию элементы прогнозирования путем сравнения районов нового освоения со староосвоенными территориями. Б. В. Виноградов [1966] на основе выделения ландшафтов-аналогов разработал методику дальнейшей экстраполяции признаков дешифрирования. Ф. Н. Мильков [1977] построил периодическую систему географических зон, в основу которой положил учение Я. Н. Афанасьева и Д. Г. Виленского о природных зонах-аналогах и периодический закон зональности А. А. Григорьева и М. И. Будыко.

В. Б. Сочава [1978] предлагал рассматривать положение о функциональном подобии и единстве пространственных связей геомеров в геохорах как одну из аксиом учения о геосистемах. В. С. Михеев [2001] раскрывал эту аксиому через единство множественной информации при создании обобщенного образа территории, при согласовании противоположных сторон целостного пространственного объекта. Такая схематизация дает представление об единстве структур и функций морфотипно различных частей в составе геосистемы. Своеобразно СГ-подход реализуется при моделировании ландшафтных комплексов, основанном на теории сложных систем и категорно-функторных моделях с использованием при междисциплинарных исследованиях больших массивов пространственных данных [Istomina, 2009]. При обработке разнородной геоинформации широко применяются методы математической статистики, включая вероятностные распределения, проверку гипотез сходства, корреляционный и регрессионный анализ и факторную классификацию [Wheeler, Shaw, Barr, 2004].

Необходимо, используя структурные модели частотных распределений, разработать новые алгоритмы СГ-методов решения задач ландшафтного анализа на примере высотно-поясной дифференциации территорий Предбайкалья и Забайкалья для выявления региональной специфики площадного проявления разных геомеров.

### Основные понятия и методы

В обобщенном смысле сравнение – это познавательная процедура или вообще творческий прием, благодаря которому происходит уподобление одного предмета или явления другому по общим для них принципам и признакам. В географии СГ-метод широко используется в качестве основного при типологии, классификации, районировании, генерализации, оценке и прогнозировании состояния геосистем.

Общенаучные схемы сравнительных исследований были предложены Ф. Хилькером и Ж. Бередэ [Adick, 2018] и состоят из четырех этапов: описание, интерпретация, сопоставление и сравнение. На завершающем этапе, обобщающем результаты, при сравнении учитывается своеобразие постановки задачи, а также природный и социально-экономический контексты – средовые условия обоснования схожести явлений. По этим причинам особенно важны проблемная и средовая ориентации операций сравнения, что сближает такие исследования с системным анализом и герменевтикой. Тогда единицы сравнения имеют две общие черты: 1) тематический язык (тип объяснительной модели) постановки задачи и ее теоретического решения и 2) сходство среды, что обеспечивает сопоставимость, однородность статистической выборки. Поскольку географические исследования проводятся в неоднородной среде, необходимо это учитывать, приводя наблюдаемые закономерности средствами метаанализа к сопоставимому виду.

Таким образом СГ-метод позволяет обнаруживать аналогию и гомологию между исследуемыми объектами [Гомология и гомотопия ... , 2009]. Главным методологическим принципом СГ-подхода является закон схождения различного, тождества противоположностей, т. е. подобия, симметрии отображения одного в другое  $\varphi: X_n(b) \rightarrow X_m(b)$ , для чего необходимо иметь общий критерий сравнения  $b$  и средства сопоставления  $\varphi$ : конгруэнции – отношения эквивалентности. В итоге множество явлений  $X = \{X_n\}$  разбивается на классы эквивалентности  $X/\varphi$ , где все элементы внутри класса соотносимы  $X_n(b) \sim X_m(b)$ .

**Математическая иллюстрация.** Все натуральные числа  $X_n = n > 0$  разбиваются на 9 классов  $Y_b$  по суммам  $\varphi(X_n)$  значений цифр числа  $X_n$ , например  $\varphi: X_n = 1367 \rightarrow 17 \rightarrow 8 = b$  (8-й класс),  $\varphi: X_n = 3451 \rightarrow 13 \rightarrow 4 = b$  (4-й класс). В каждом классе  $X(b)$  есть типовой элемент  $b$ , представляющий этот класс – числа сравниваются по модулю  $m = 9: b \equiv X(b) \pmod{m}$ . Такой элемент скрыто содержится в каждом элементе класса, является нормой, модой, инвариантом класса:  $6 \in 276 \rightarrow 15 \rightarrow 6$ . Множество таких элементов  $B = \{b\}$  формирует базу  $B$  типизации, на основе элементов  $b$  которой множество явлений  $X$  разбивается (расслаивается) на классы (слои)  $\pi: X \rightarrow B \rightarrow Y = \{Y_b\}$ . Внутри слоя  $Y_b$  устанавливается эквивалентность  $\varphi$  элементов  $X_n$ , а сходство между слоями обеспечивается сопоставлением типовых элементов  $b \rightarrow b'$  и вслед за этим – попарно всех остальных элементов слоев  $Y_b \rightarrow Y_{b'}$ . Элементы базы расслаивания  $B$  также задают линейный порядок классов:  $\varphi(45) = 9 > \varphi(15) = 6 > \varphi(83) = 2$ . Типовым слоем  $Y_1$  считается первый в ряду слой  $b = 1$  элементарного состава и строения, служащий эталоном сравнения и изменения. Сопоставление слоев

обеспечивается наличием в каждом слое  $Y_b \rightarrow Y_1$  образа инвариантного начала  $Y_1$  (типового слоя). Переход из слоя в слой задается процедурой сложения-вычитания:  $\varphi(15+3) = \varphi(45) \sim 6 + 3 = 9$ . Так появляется возможность сводить элементы разных классов к элементам типового класса  $Y_1$  (слоя):  $2 = \varphi(83) \rightarrow \varphi(83-1) = 1$ , на чем основаны процедуры метаанализа [Черкашин, 2021]. Обратный переход распространяет свойства от типового слоя к другим слоям  $Y_1 \rightarrow Y_b$  с дополнениями  $\varphi(1+3) = \varphi(4) = 4$ , которые выражают своеобразие классов.

Целые числа с перечисленными свойствами образуют коммутативную группу классов вычетов по сложению – modular arithmetic [Stillwell, 2003]. Теория групп в самой общей форме изучает свойства операций, встречающихся в математике и ее приложениях. Изучаемые нами операции обладают свойствами, перечисленными в определении группы. Группы разных элементов и операций сопоставимы, изоморфны друг другу, что позволяет распространять результаты формального анализа на другие группы [Курош, 2011]. В частности, приведенные примеры числового сравнения могут служить образцом для разработки СГ-алгоритмов.

Например, пространство  $X$  ландшафтной карты разбивается на множество непересекающихся контуров геомеров  $Y = \{Y_b\}$ , каждому из которых сопоставляется позиция  $b \in B$  в упорядоченной структуре легенды  $B$  карты. При переходе из одного контура в другой закономерно меняется позиция геомера в классификации легенды, что позволяет по отношениям пространственного соседства восстанавливать структуру легенды. Типовым контуром (образцом сравнения) являются контуры коренных геомеров зонального типа, расположенных в начале или самом конце классификационного ряда в легенде.

В рассматриваемом случае требуется сравнивать уравнения  $F(x) = ax + b$  пучков линий или векторов, локально отражающих тотальные функциональные связи  $F(x)$  набора географических характеристик  $x$ :

$$F(x) - F(x_0) = a(x - x_0), b = F(x_0) - ax_0. \quad (1)$$

Пучок (конгруэнция) линий с центром с координатами  $(F(x_0), x_0)$  представляет собой класс эквивалентности линий и соответствующих им уравнений  $f(y) = ay$  с базовым элементом в этом центре (рис. 1). Отношение эквивалентности (сравнения) соответствует повороту линий в плоскости вокруг центра, переводящему линию в линию, что аналитически достигается простым умножением коэффициента наклона  $a$  линии на константу  $\gamma$ :  $f_1(y) = \gamma ay = \gamma f(y)$ . Здесь линии пучка  $f(y) = ay$  выражаются в локальных координатах  $y = x - x_0$  и  $f(y) = F(x) - F(x_0)$  – относительных центрированных переменных, в которых зависимость  $f(y) = ay$  в любом пучке с разными центрами имеет одинаковый, сравнимый вид, т. е. может преобразовываться в гомологичные ряды зависимостей внутри класса и аналогичные – между классами. Центры пучков  $F(x_0)$  соответствуют элементам базы расслоения – точкам, лежащим на линии директрисы  $F(x_0) = ax_0$ . Внутри класса все линии пучка поворотом сводятся к линии, выбранной в качестве типовой, в идеальном случае совпадающей с

направлением директрисы  $f(y) = ay$ . Все классы (слои, пучки) сводятся к типовому слою, центр которого совпадает с началом координат  $F(0) = 0$ . В обратном порядке типовой слой по директрисам развертывается во множество других пучков с центрами  $x_0$ , покрывающих тотальное пространство  $F(x)$ . Сквозь начальную точку  $F(0) = 0$  могут проходить многие директрисы, образуя собственный пучок, что указывает на возможность формирования иерархической системы зависимостей (см. рис. 1).

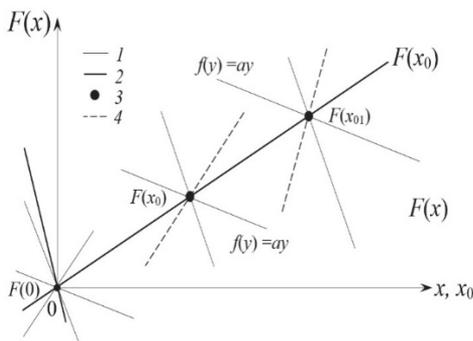


Рис. 1. Схема-модель послойного представления геосистемной функции – многообразия  $F(x)$  – пучками линейной зависимости  $F(x) = ax + b = a(x - x_0) + F(x_0)$  (1), упорядоченных директрисой  $F(x_0) = ax_0$  (2) по координатам центров  $(F(x_0), x_0)$  пучков (3) с типовыми линиями (4)

Подобная иерархия через множество линий разных пучков послойно в различных центрах отображает (накрывает) неизвестную сложную функцию  $F(x)$ . Координаты  $(F(x_0), x_0)$  центров параметризуют конкретные ситуации, соответствуют средовым характеристикам, учет которых локально сводит зависимости  $F(x) = ax + b$  к универсальному виду  $f(y) = ay$ . Критерием отнесения линейной взаимосвязи  $F(x)$  к одной конгруэнции (пучку) является линейная связь (1) коэффициентов  $b(a) = F(x_0) - ax_0$ , по которой идентифицируются параметры среды  $x_0$  и  $F(x_0)$ . Равенство нулю  $F(x_0) = x_0 = 0$  этих параметров приводит пучки к одинаковому для всех типовому метааналитическому виду.

Такая система линейных зависимостей представляет группу аффинных преобразований как средств аналитического сравнения: перенос, вращение, растяжение линий связей. Рассмотренная выше группа классов вычетов похожа по структуре на эту группу, и многие задачи теории групп другого содержания сводятся к наглядным задачам линейной алгебры, допускающим вычислительные решения. Часто линеаризация осуществляется аппроксимацией сложных зависимостей серией линейных приближений (касательным расслоением многообразия связи переменных), а также с использованием логарифмирования или иных функциональных преобразований. Для доказательства, что полученные линейные формы относятся к одному классу явлений, используется критерий (1) зависимости коэффициентов  $b(a) = F(x_0) - ax_0$ . Подобная зависимость в разных науках эмпирически установлена для нескольких функций после их линеаризации: степенной [Lumer, 1939] и экспоненциальной [Strehler, Mildvan, 1960; Gavrilov, Gavrilova, 2006].

Такой подход может применяться для решения задач идентификации разнородных связей, когда устанавливаются формальное местоположение и ориентация вектор-линий зависимостей, наблюдаемых в различных местах и си-

туациях, выявляются пространственное и типологическое сходства и различия природных и иных закономерностей. Это становится основой для классификации или районирования геосистем по признакам однородности географической среды, а также для фиксации границ и моментов трансформации соответствующих режимов (совокупности условий среды), выраженной в смене положения центров ( $F(x_0), x_0$ ). Это важно для обоснования существования геосистем-аналогов на территориях различных физико-географических областей.

### Математические модели структурного подобия

Математические основы сравнительного подхода позволяют сформулировать ряд гипотез, которые необходимо проверить на примере моделей порядка. Ставится вопрос, решается задача, формулируется проблема: отличается ли факторная структура геомов, размещенных в разных физико-географических областях? Простейший способ упорядочить объекты – распределить их по встречаемости, например по доле площади геомов разного типа в ландшафте, или построить их ранговое или частотное распределение по распространению в высотно-поясной структуре. Есть возможность разместить геосистемы по величине факторного влияния, провести их ординацию по факторам, как делается при построении факторально-динамических рядов. Широко используется метод прямой ординации при изучении растительного покрова, когда видовой состав сообществ по обилию распределяется вдоль некоторого экологического фактора, например увлажнению почвы. При построении частотных распределений оценивается величина  $P_j(x)$  встречаемости  $j$ -х типов явлений по признаку  $x$ , их относительная площадь или масса. Частотные распределения по одному или нескольким факторам являются количественной моделью экологических или геосистемных (по геомерам  $j$ ) ниш. Для их статистического анализа удобно использовать методы теории надежности [Nøyland, Rausand, 2004].

Распределения описываются в показателях надежности, например, убывающей функцией надежности  $P^*(x)$  – вероятности безотказного функционирования компонентов геосистемы: величиной обеспеченности речного стока (уровень и расход), встречаемости участков геомов в горном ярусе, превышающем определенную высоту  $x$  метров, выживаемость прибрежных лесов при превышении заданного уровня залегания грунтовых вод. На основе функции надежности  $P^*(x)$  рассчитываются другие показатели:

$$P(x) = -\frac{dP^*(x)}{dx}, E(x) = -\ln P^*(x), p(x) = \frac{dE}{dx} = \frac{P(x)}{P^*(x)}, \quad (2)$$

где  $P(x)$  – функция плотности вероятности (распределения) участков геосистем определенного вида по градациям  $\Delta$  высоты  $x$ ;  $E(x)$  – интегрированная опасность, показатель того, что ареалы данного геомера не будут встречаться до высоты  $x$ ;  $p(x)$  – интенсивность отказов, дифференцированная опасность, или риск, равный доле утративших надлежущую способность при повышении высоты местоположения на  $\Delta = 100$  м. Величина  $P^*(x)$  рассчитывается по распределению  $P(x)$  последовательным вычитанием из  $P^*(0) = 1$  значения  $P(x)$  на каждом градиентном шаге  $\Delta$  по направлению увеличения высоты местоположения.

Для описания зависимости  $P^*(x)$  используются дважды экспоненциальные функции распределений Гомпертца – Гумбеля. Из числа этих функций выбирается закон распределения Фреше, лучший для отображения имеющихся статистических графиков в логарифмических переменных  $z$ :

$$P^*(z) = \exp\{-\exp[\alpha(z - z_0)]\}, z = \theta \ln(x/x_0) + x_0, \quad (3)$$

где  $1/\theta$  – константа растяжения графиков распределений;  $z_0 = x_0$  – коэффициенты локализации и  $1/\alpha$  – масштаба (размерности) явления. Функция плотности распределения для формулы (3)

$$P(z) = \alpha \exp[\alpha(z - z_0)] \exp\{-\exp[\alpha(z - z_0)]\} \quad (4)$$

имеет максимальное значение  $P(z) = P_m = \alpha/e$  при  $z = z_0 = x_0$ , где  $e \approx 2,71828$  – математическая константа Эйлера (основание натурального логарифма). Отсюда, определив по графику значение  $P_m$ , рассчитывается значение  $\alpha = eP_m/\Delta$ , и вычислив по данным коэффициент  $\alpha$  для разных случаев, находится среднее значение величины  $e = \alpha\Delta/P_m$ , отличие которой от константы Эйлера может служить критерием качества выбранной модели распределения (3).

Функции опасности и риска для уравнения (3) в исходном варианте имеют вид:

$$E(z) = -\ln P^*(z) = \exp[\alpha(z - z_0)], p(z) = dE(z)/dz = \alpha \exp[\alpha(z - z_0)]. \quad (5)$$

Повторным логарифмированием сводим  $E(z)$  к линейному виду относительно переменной  $z = \theta \ln(x/x_0) + x_0$ :

$$K(z) = \ln E(z) = \alpha(z - z_0) = \alpha\theta \ln(x/x_0). \quad (6)$$

Уравнения (5) аналогичны модели Кокса [Therneau, Grambsch, 2000] оценки риска наступления события с учетом влияния нескольких переменных-предикторов  $z = x$ . Линейная зависимость  $K(z)$  (6) приводится к типовому виду при  $y = z - z_0$  с центром пучка в начале координат  $y = 0$ . В этом пучке линейные зависимости отличаются лишь наклоном  $\alpha$  – показателем, идентифицирующим распределения геомеров по высоте. Сходство этих показателей в разных областях указывает на подобие геомерных структур. Зависимости  $K(z)$  образуют группу преобразований, состоящую из классов эквивалентности – конгруэнций линий с разными центрами локализации  $z_0 = \alpha\theta \ln x_0$  (см. рис. 1). По порядку значений  $\alpha$  связи  $K(z)$  формируют гомологические ряды геомеров, структурно подобных друг другу и сходных по месту и условиям происхождения.

### Объекты и результаты исследований

Для проверки изложенных гипотез и выявления закономерностей используются методы картометрии и сравнительно-географического и статистического анализа ландшафтных пространств. В качестве объекта исследования выбраны геосистемы (геомы) территории Предбайкалья и Забайкалья в административных границах Республики Бурятия, Иркутской области и Забайкальского края (Байкальский регион). Геом – это наименьшая типологическая и

классификационная единица (геомер) региональной размерности, соответствующая ареалу проявления на территории разновидности типа природной среды (типа ландшафта) и объединяющая ареалы классов и групп фаций различных факторальных рядов. На территории исследования выделено 37 геомов, пронумерованных римскими цифрами I–XXXVII по порядку  $N = 1–37$  (индексы  $j \in N$ ) следования в легенде ландшафтной карты [Ландшафты юга Восточной ... , 1977].

Территория исследования расположена в центре материка Евразия в поясе умеренных широт. Горный и горно-равнинный рельеф определяет здесь разнообразные природно-климатические условия географической среды. Регион включает акваторию оз. Байкал (абсолютная высота – 456–457 м над у. м.) и примыкающие к ней районы. В пределах региона соседствуют четыре физико-географические области: Южно-Сибирская горная (200–2700 м), Байкало-Джугджурская горно-таежная (100–2500 м), Среднесибирская таежно-плоскогорная (100–1000 м) и Северо-Монгольская полупустынно-степная (400–1000 м), которые отличаются своеобразием природно-ландшафтных условий и исторического развития, определяющих характер пространственно-временной изменчивости местных геосистем. Названные обстоятельства обеспечивают формирование в Байкальском регионе большого разнообразия геосистем, относящихся к трем типам природной среды – гольцовому, таежному и степному [Байкальский регион ... , 2021].

Для определения высотного распределения геосистем использовалась цифровая модель рельефа (ЦМР) на базе фрагмента глобального покрытия SRTM с разрешением 3 угловых секунды. Расчет высотных характеристик ареалов геомов осуществлялся с использованием электронного варианта карты «Ландшафты юга Восточной Сибири» [1977] и ЦМР методом наложения данных: произведен оверлей ЦМР на сетку выделов геомов. Для этого ЦМР экспортировалась в векторный полигональный вид в программе QGIS, а затем в программе ArcView проводился совместный анализ векторного слоя ЦМР с векторной сеткой ландшафтных выделов, в результате чего получена матрица-таблица встречаемости площадей (в условных единицах) участков различных геомов по высоте. В таблицах Excel эти площади объединялись  $S_j(x)$  с шагом  $\Delta = 100$  м по высоте  $x$  и рассчитывались частотные доли  $P_j(x) = S_j(x) / S_{0j}$  площади геомов ( $S_{0j}$  – суммарная площадь  $j$ -го геоба на территории). Обработка пространственных данных проводилась по отдельным физико-географическим областям и Байкальскому региону в целом.

*Показатели надежности.* По приведенным выше формулам (2)–(6) на основе выявленных распределений  $P_j(x)$  геомов  $j$  по высоте  $x$  с использованием электронных таблиц программы Excel рассчитывались эмпирические кривые функций надежности (рис. 2). Наиболее информативные кривые соответствуют горным геосистемам с широким спектром распределения встречаемости геомов по высоте. Подгорные и равнинные территории представлены только несколькими грациями высоты. По этой причине значения максимумов  $P_{mj}$  распределений больше в последнем случае (рис. 2, а). Особенность кривых  $P_j(x)$  – их ассиметричное строение, что хорошо отображается с помо-

щью выбранных функций. Положение максимумов  $x = x_{0j}$  (мода) индивидуально для каждого геома и характеризует его как особую разновидность географической среды.

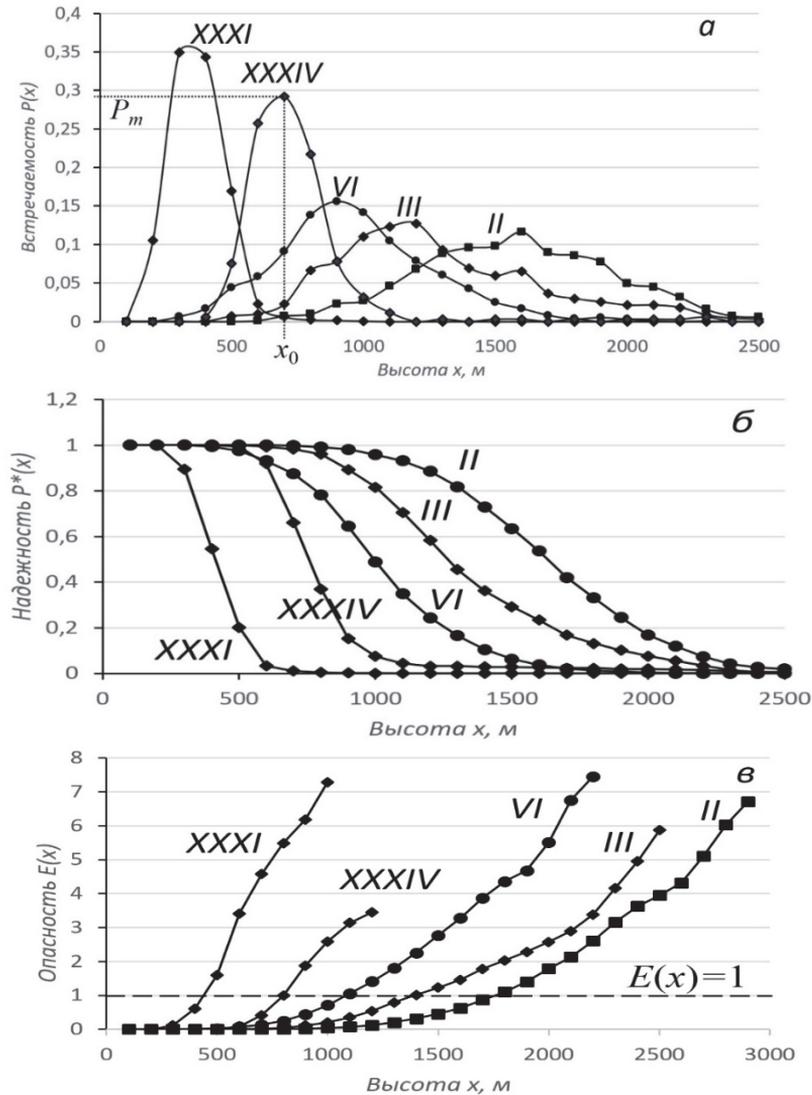


Рис. 2. Показатели надежности функционирования геосистем ранга геомов по фактору высотного местоположения на территории Байкальского региона. Геомы: II – гольцовые тундровые; III – подгольцовые кустарниковые; VI – горно-таежные лиственничные редуцированного развития; XXXI – сосновые боровые равнин и долин; XXXIV – склоновые остепенно-луговые мелкозлаково-кобрезиевые. Частотные распределения ареалов геомов по высоте (встречаемость в долях от общей площади каждого геома). Условные обозначения: точечные значки – исходные данные, линии – сглаживающие кривые; а – распределение  $P(x)$  площади различных геомов по градиентам высоты  $\Delta$  местоположения (с шагом 100 м); б – изменение с высотой  $x$  величины надежности  $P^*(x)$  существования разных геомов; в – зависимость от высоты интегрированной опасности  $E(x)$  функционирования различных геомов

Надежность существования геосистем, их безотказного, устойчивого функционирования уменьшается с высотой (рис. 2, б), естественно больше для среднегорных геомов. Интегрированная опасность  $E_j(z)$  нарастает ускоренным образом по кривой, похожей на экспоненту (5) при  $z = x$  и  $\theta = x_0$  или на степенную зависимость при  $z = \chi = \ln x$  (рис. 2, в). Вверх по склону опасные ситуации сначала возникают для низкогорных и равнинных геомов: зональные ландшафты соответствующих местоположений естественным образом в первую очередь исключаются из вертикальной структуры. В Байкальском регионе по показателю  $E_j(x)$  наиболее устойчивыми к факторному воздействию  $x$  являются гольцовые альпинотипные (I) и тундровые (II) геосистемы. Единичная опасность  $E_j(x) = 1$  соответствует оптимальным условиям  $z = x_0$  распространения геомов  $P_j(x_0) = P_{mj}$ . В частности, горно-таежные лиственничные леса редуцированного развития чаще всего встречаются в 100-метровом высотном поясе  $x_0 = 900$  м с вероятностью  $P_{m6} = 0,156$  (см. рис. 2, а).

Расчеты показывают, что лучшая линейная аппроксимация (6) зависимости  $K_j(z) = \ln E_j(z)$  получается при использовании для  $z$  логарифмической шкалы (рис. 3). Статистические связи  $K_j(z)$  для рассмотренных в качестве примера и других геомов складываются в пучки линейных зависимостей с центрами конгруэнций, обозначенных кружками (см. рис. 3). Альпинотипные и горно-таежные геомы образуют одну конгруэнцию (номер 2,  $K_j(z_0) \approx 2$ ). Сюда же тяготеет линия связи  $K_j(z)$  для склоновых остепненно-луговых мелкозлаково-кобрезиевых геомов ( $j = 34$ ). Тенденция  $K_j(z)$ , проявляющаяся для частотных распределений  $P_j(z)$  по логарифму высоты  $z = \chi = \ln x$  в ареалах сосновых боров на равнинах и в долинах ( $j = 31$ ), выпадает из этой схемы. Последовательность данных  $K_j(z)$  в этом случае пересекается в узле другой конгруэнции (номер 1,  $K_j(z_0) \approx 1$ ) с геомом XXXI. По этой причине ряд точек показателя  $K_{31}(z)$  соединяет центры двух конгруэнций, т. е. эти точки лежат на директрисе пространственной и временной смежности типов горно-таежной и степной географической среды.

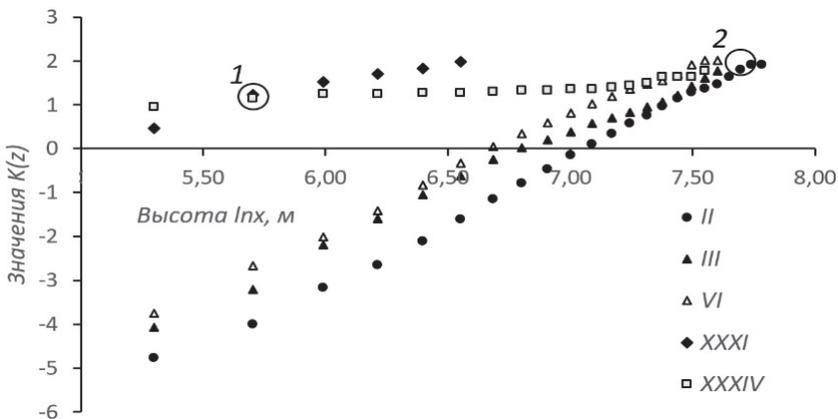


Рис. 3. Линейные тенденции изменения с высотой показателя  $K(\chi) = \ln E(\chi)$  в логарифмической шкале  $\chi = \ln x$  для некоторых геомов Байкальского региона (см. рис. 2)

Коэффициенты  $a$  и  $b$  уравнения (6) в виде  $K(z) = az + b$  оцениваются методами регрессионного анализа при  $z = \ln x$ , когда  $a = \alpha\theta$ ,  $b = -\alpha\theta \ln x_0 = -a \ln x_0$ . Выявлена статистическая зависимость коэффициентов уравнений  $b = (-6,74 \pm 0,35)a$ , что реализуется с корреляцией  $R = -0,98$ , вариацией 5,2 % и показателями  $\ln x_0 = 6,74$ ,  $x_0 = 844,3$  м.

*Метаанализ данных.* Для СГ-анализа во множестве данных необходимо выделить инвариантные показатели и взаимосвязи, к которым сводимы разные наблюдения и из которых с учетом местных условий выводимы частные закономерности. Простой пример: расчет константы Эйлера  $e = \alpha\Delta / P_m = a\Delta / (\theta P_m)$ , скрытой в кривых распределений согласно принятой модели (4). Если считать  $\theta \approx x_0$ , то расчетное значение  $e \approx 2,78 \pm 0,65$  включает в интервал изменчивости истинное значение  $e \approx 2,71828$ . Если его принять за основу, то по каждому распределению можно вычислить величину  $\theta = a\Delta / (eP_m)$ , что связано с наблюдаемым модальным значением  $x_0$  соотношением  $\theta = 0,93x_0 + 79,3$  ( $R = 0,88$ ) – величиной, похожей на  $x_0$ , но не идентичной ей; применение этого значения  $\theta$  дало бы более строгую оценку константы Эйлера. Пока одинаковая для всех случаев величина  $e$  рассчитывается с точностью 24 %, т. е. на 76 % можно быть уверенным в правильности выбора модели с учетом корректности определения исходных данных, которые следует в дальнейшем уточнять.

Согласно (3)–(6) разные показатели надежности можно выразить через функцию интегрированной опасности  $E(x)$ :

$$P^*(x) = \exp[-E(x)], P(x) = eP_m E(x) \exp[-E(x)], p(x) = eP_m E(x) / \Delta, \\ K(x) = \ln E(x). \quad (7)$$

Это указывает на важность переменной величины  $E(x)$  при моделировании процессов и явлений в терминах теории надежности и необходимость ее точного терминологического определения и количественной оценки. Наиболее сложной по форме является функция  $P(x)$ , выявляемая изначально совмещением электронных карт в виде частотных распределений (см. рис. 2, а). Для приведения распределений к общему виду значения  $P(x)$  нормируются по максимуму

$$\rho[E(x)] = P(x) / P_m = eE(x) \exp[-E(x)]. \quad (8)$$

Нормированная величина встречаемости  $\rho[E(x)]$  всегда изменяется в замкнутом интервале от 0 до 1. Значения этой величины по геомам наносятся на график, получая упорядоченное множество точек (рис. 4). Для сравнения по эмпирическим данным  $E(x)$  вычисляется функция (8), кривая которой отличается от положения точек. Для совпадения при расчетах вводится поправочный коэффициент  $E(x) = k \ln P^*(x)$  ( $k = 1,83$ ), обеспечивающий корреляционное сходство  $R = 0,97$ . На этом уровне подобия частотные распределения разных геомов по высоте эквивалентны, структурно подобны.

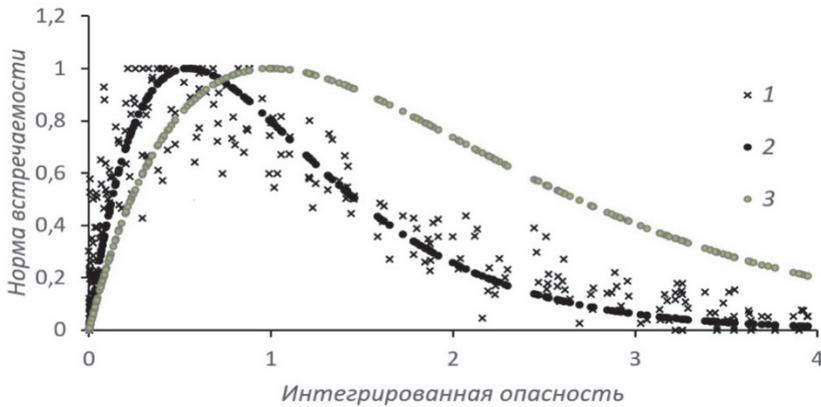


Рис. 4. Метаанализ нормированной зависимости (формула (8)): 1 – исходные значения  $\rho[E(x)] = P(x) / P_m$ ; 2 – расчетные значения  $\rho[E(x)] = ekE(x)\exp[-kE(x)]$  с поправочным коэффициентом  $k = 1,83$ ; 3 – то же без поправки при  $k = 1$

*Территориальное сравнение.* Требуется сопоставить изменения с высотой линейных зависимостей  $K(x) = \ln E(x)$  при  $E(x) = k \ln P^*(x)$  геомов разных физико-географических областей, чтобы обосновать их сходство и, соответственно, пространственную инвариантность высотных распределений. Во всех областях встречается только XI – геом горно-таежных лиственничных лесов оптимального развития. Его кривые высотных распределений не совпадают, их модальные  $x_0$  и максимальные  $P_m$  значения различаются (рис. 5). Причины этого проиллюстрируем на примере вертикальной структуры гольцовых тундровых геосистем II в Южно-Сибирской (2) и Байкало-Джугджурской (4) областях (см. рис. 5).

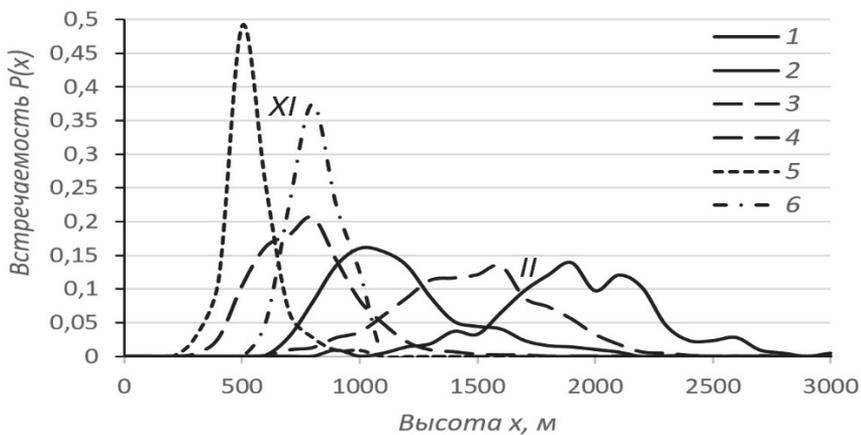


Рис. 5. Распределение  $P(x)$  площади геомов II и XI по грациям  $\Delta = 100$  м высоты  $x$  местоположений разных физико-географических областей: Южно-Сибирская горная (1, 2), Байкало-Джугджурская горно-таежная (3, 4), Среднесибирская таежно-плоскогорная (5), Северо-Монгольская полупустынно-степная (6). Геомы: XI – горно-таежные лиственничные оптимального развития (1, 3, 5, 6), II – гольцовые тундровые (2, 4)

Наблюдается высотно-поясное межобластное различие положения максимумов встречаемости порядка 500 м, что соответствует примерно  $4^\circ$  широты или  $3^\circ\text{C}$  температурного градиента. Южно-Сибирские горные ландшафты расположены южнее Байкало-Джугджурской территории, что выражается в благоприятном зональном влиянии климата на подъем верхних границ ареалов одного и того же геомера. Этот наглядный факт был использован в качестве гипотезы для прогноза трансформации геомной структуры горных ландшафтов в результате потепления климата. Проведенный СГ-анализ количественно обосновывает эту гипотезу. Он также демонстрирует, как конкретные геомы вписываются в более широкие географические образования согласно позиционному принципу [Родоман, 1979] средовой относительности, когда одинаковые явления в условиях разных местоположений различаются по своей структуре и функции.

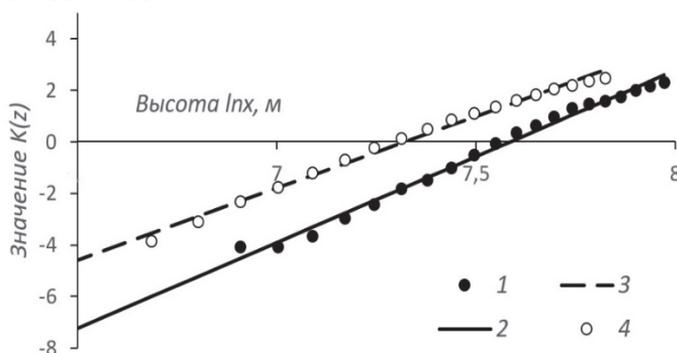


Рис. 6. Линейные тенденции изменения с высотой показателя  $K(z) = \ln E(z)$  в логарифмической шкале  $z = \ln x$  для гольцового тундрового геома II в Южно-Сибирской горной (1, 2) и Байкало-Джугджурской горнотаежной (3, 4) физико-географических областях: точки — исходные данные, линии — расчетные значения

В линейном пространстве связи  $K(z)$ ,  $z = \ln x$  выглядят как параллельные линии, совмещение которых, согласно (6), происходит смещением значения  $z_0 = \ln x_0$ . Для геома II зависимость  $K(z) = a \ln x + b$  проявляется при  $a = 6,0$ ,  $b = -a \ln(x_0) = -45,6$  в границах гор Южной Сибири и  $a = 5,6$ ,  $b = -40,8$  в пределах Байкало-Джугджурской области. Высотно-поясное смещение  $\Delta z_0 = \Delta \ln x_0 = -\Delta(b/a) = 45,6/6,0 - 40,8/5,6 = 7,60 - 7,28 = 0,32$ , что соответствует расчетной разнице модальных позиций  $\Delta x_0 = 1998 - 1459 = 538,9$  м. На рис. 6 видно, что абсолютная параллельность отсутствует, что обусловлено различием коэффициентов наклона  $a$  на 7,3%. Корреляция геомной структуры в двух областях  $K_{\text{блг}}(z) = 0,75 K_{\text{юсг}}(z) + 1,37$  равна  $R = 0,99$  и отражает смещение линий связи на значение 1,37 с поворотом-склонением на величину  $\gamma = 0,75$ . Такие соотношения формируют ряды структур-аналогов межстрановых сравнений геомеров, одинаковых по типологической принадлежности, например, относящихся к одному типу геома.

Сравнение внутри пучка конгруэнции связей  $K(z) = az - b$  формируют гомологические ряды линейных зависимостей в границах ландшафтных областей с учетом провинциальных особенностей существующих типов природной среды. Связь структур двух территориально близких гольцовых геомов *I* и *II* описывается уравнением  $K_2(z) = 1,11K_1(z) + 0,06$  ( $R = 0,98$ ) перехода  $K_1(z) \rightarrow K_2(z)$  со склонением  $\gamma = 1,11$  и незначительным смещением  $\Delta z_0 = 0,06$ . Вертикальное строение горно-таежных лиственничных лесов редуцированного *VI* и ограниченного *IX* развития внутри Южно-Сибирской горной области сравниваются по формуле  $K_2(z) = 1,10K_1(z) + 0,52$  ( $R = 0,98$ ).

Пропорциональная зависимость коэффициентов  $b = (-6,57 \pm 0,46)a$  ( $R = -0,98$ ) при межобластном сравнении напоминает приведенное соотношение по Байкальскому региону в целом (разница 2,6 %). В спектре этой зависимости  $b(a)$  наблюдается расщепление на два направления:  $b = -6,52a$  и  $b = -7,59a$  – конгруэнции линий связи  $K(z)$  с центрами  $x_0 = 684$  м и  $x_0 = 1972$  м, соответствующими характерным высотам распространения степных и горно-таежных геомов (см. рис. 1, 3) – разных классов эквивалентности, групп линейного подобия вертикальных геомерных структур геомов.

## Выводы

Применение методов геоинформационной картометрии и сравнительно-географического анализа ландшафтных полей открывает новые возможности для статистической оценки факторного влияния на типологическое разнообразие геосистем и его пространственную трансформацию. Выявляется высотно-поясное строение геомов, выбранных в качестве единиц сравнения, в форме частотных распределений (встречаемости) их ареалов по градиациям высоты. Математическое исследование основывается на понятиях и формулах теории надежности, в частности, с использованием функции распределения Фреше экстремальных значений. По эмпирическим данным о встречаемости рассчитываются показатели надежности активного существования геомов четырех физико-географических областей Байкальского региона.

Методология СГ-анализа основывается на количественном выделении классов эквивалентности и использовании математической теории групп преобразований. Структуры и функции геосистем сравниваются в иерархическом линейном пространстве аффинной связности (подобия) в последовательности гомологического и аналогического сходства линеаризованных зависимостей соответственно при внутри- и межобластном сопоставлении высотных структур геомов.

Разные показатели надежности выражаются через величину интегрированной опасности распространения геомов по высоте, что позволяет свести данные по встречаемости к общему виду, но только с использованием поправочного коэффициента, уточняющего меру опасности, растущей с высотой на горных склонах. В каждом географическом явлении скрыты универсальные математические константы или зависимости, выявляемые посредством метаанализа, нивелирующего средовое влияние. В рамках используемой модели удастся по данным с удовлетворительной точностью извлечь универсальную константу Эйлера, что подтверждает качество выбранной аппроксимации.

Наблюдается модальное смещение кривых частоты встречаемости при переходе от одного типа геома к другому, связанное с видовой спецификой геомов, когда мода распределений и значения их максимумов являются идентификаторами типов геомов с учетом страновой специфики. В результате СГ-анализа установлено, что на разных территориях высотная структура размещения ареалов одних и тех же геомов отличается по модальным характеристикам, что обусловлено разницей климатических условий, особенностями географической среды. Эта закономерность иллюстрирует действие принципа позиционности влияния средового окружения на свойства погруженного в среду объекта, что может служить основанием для уточнения оценки и прогноза последствий изменения климата, а также демонстрирует, как ландшафты проявляются в региональных и глобальных процессах в пространстве и во времени.

Линеаризованные зависимости встречаемости участков геомеров от высоты отличаются наклоном и объединяются в пучки линий двух конгруэнций, соответствующих классам эквивалентности отдельно степных и горно-таежных геомов с разными характерными для них модальными высотами местоположения. Это отражает своеобразие проявления одних и тех же геомеров ранга геомов в разных физико-географических областях и природных зонах. Полученные результаты подтверждают работоспособность выбранной схемы анализа данных, которая систематизирует процесс сопоставления геомеров посредством математически точного теоретико-группового описания процедуры сравнения как общенаучного метода в приложении к географии.

### Список литературы

- Байкальский регион: общество и природа. Атлас / ред. А. Р. Батуев, Л. М. Корытный, В. М. Плюснин. М. : Паулсен, 2021. 320 с.
- Виноградов Б. В. Аэрометоды изучения растительности аридных зон. М. ; Л. : Наука, 1966. 361 с.
- Гомология и гомотопия географических систем / ред. А. К. Черкашин, Е. А. Истомина. Новосибирск : Изд-во ГЕО, 2009. 351 с.
- Космачёв К. П. Пионерное освоение тайги. Экономико-географические проблемы. Новосибирск : Наука, 1974. 144 с.
- Куршо А. Г. Теория групп. М. : Физматлит, 2011. 806 с.
- Ландшафты юга Восточной Сибири. Карта м-ба 1:1 500 000 / ред. О. П. Космакова, В. С. Михеев. М. : ГУГК, 1977. 4 л.
- Мильков Ф. Н. Природные зоны СССР. М. : Мысль, 1977. 293 с.
- Михеев В. С. Ландшафтный синтез географических знаний. Новосибирск : Наука. Сиб. отд-ние, 2001. 216 с.
- Ракитников А. Н. Избранные труды. Смоленск : Ойкумена, 2003. 471 с.
- Родоман Б. Б. Позиционный принцип и давление места // Вестник Московского университета. География. 1979. № 4. С. 14–20.
- Сочава В. Б. Введение в учение о геосистемах. Новосибирск : Наука, 1978. 319 с.
- Черкашин А. К. Особенности географического мета-анализа // Географический вестник. 2021. № 2 (57). С. 6–21. <https://doi.org/10.17072/2079-7877-2021-2-6-21>
- Adick C. Bereday and Hilker: Origins of the 'four steps of comparison' model // Comp. Educ. 2018. Vol. 54. P. 35–48.
- Gavrilov L. A., Gavrilova N. S. Reliability Theory of Aging and Longevity // Handbook of the Biology of Aging / ed. by E. J. Masoro, S. N. Austad, 6th ed. San Diego : Academic Press, 2006. P. 3–42.

- Høyland A., Rausand M. *System Reliability Theory: Models and Statistical Methods*. New Jersey : John Wiley & Sons Inc., 2004. 518 p.
- Istomina E. A. Functorial Models of Spatio-Temporal Landscape Field of the Earth: Methods of Comparative-Geographical Studies Based on Data of Remote Sensing // *Mathematical Modelling of Natural Phenomena*. 2009. Vol. 4, N 5. P. 21–36.
- Lumer H. The dimensions and interrelationship of the Relative Growth Constants // *The American Naturalist*. 1939. Vol. 73, N 747. P. 339–346.
- Ritter C. *Comparative Geography*. Philadelphia. PA. USA : J. B. Lippincott & Co., 1865. 220 p.
- Stillwell J. *Elements of number theory*. N. Y. : Springer-Verlag, 2003. 256 p.
- Strehler B. L., Mildvan A. S. *General Theory of mortality and aging* // *Science*. 1960. Vol. 132, N 3418. P. 14–21.
- Therneau T. M., Grambsch P. M. *Modeling survival data: extending the Cox model*. N. Y. : Springer Science & Business Media, 2000. 350 p.
- Wheeler D., Shaw G., Barr S. *Statistical techniques in geographical analysis*. Routledge, 2004. 354 p.
- Wilcke H., Budke A. Comparison as a Method for Geography Education // *Education Sciences*. 2019. Vol. 9, N 3. P. 225. <https://doi.org/10.3390/educsci9030225>

## References

- Bajkalskij region: obshhestvo i priroda. Atlas* [Baikal region: society and nature. Atlas]. Moscow, Paulsen Publ., 2021, 320 p. (in Russian)
- Vinogradov B.V. *Aerometody izucheniya rastitelnosti aridnykh zon* [Aeromethods for studying the vegetation of arid zones]. Moscow, Leningrad, Nauka Publ., 1966, 361 p. (in Russian)
- Gomologija i gomotopija geograficheskikh sistem* [Homology and homotopy of geographical systems]. Ed. by A.K. Cherkashin, E.A. Istomina. Novosibirsk, GEO Publ., 2009, 320 p. (in Russian)
- Kosmachev K.P. *Pionernoe osvoenie taygi. Ekonomiko-geograficheskie problemy* [Pioneer development of the taiga. Economic and geographical problems]. Novosibirsk, Nauka Publ., 1974, 144 p. (in Russian)
- Kurosh A.G. *Teoriya grupp* [Group theory]. Moscow, Fizmatlit Publ., 2011, 806 p. (in Russian)
- Landschafty yuga Vostochnoj Sibiri: Karta m-ba 1:1500000* [Landscape of the South of Eastern Siberia: Map scale 1: 1500000]. Ed. by O.P. Kosmakova, V.S. Mikheev. Moscow, GUGK Publ., 1977, 4 p. (in Russian)
- Milkov F.N. *Prirodnye zony SSSR* [Natural areas of the USSR]. Moscow, Mysl Publ., 1977, 293 p. (in Russian)
- Mikheev V.S. *Landschaftnyi sintez geograficheskikh znanii* [Landscape synthesis of geographical knowledge]. Novosibirsk, Nauka Publ., 2001, 216 p. (in Russian).
- Rakitnikov A.N. *Izbrannye trudy* [Selected works]. Smolensk, Ojkumena Publ., 2003, 471 p. (in Russian)
- Rodoman B.B. Pozicionnyj princip i davlenie mesta [Positional principle and seat pressure]. *Vestnik Moskovskogo universiteta. Geografija* [Bulletin of the Moscow University. Geography], 1979, no. 4, pp. 14-20. (in Russian)
- Sochava V.B. *Vvedenie v uchenie o geosistemakh* [Introduction to the doctrine of geosystems]. Novosibirsk, Nauka Publ., 1978, 318 p. (in Russian)
- Cherkashin A.K. Osobennosti geograficheskogo meta-analiza [Features of geographical meta-analysis]. *Geograficheskij vestnik* [Geographical bulletin], 2021, no. 2 (57), pp. 6-21. (in Russian)
- Adick, C. Bereday and Hilker: Origins of the ‘four steps of comparison’ model. *Comp. Educ.*, 2018, vol. 54, pp. 35-48.
- Gavrilov L.A., Gavrilova N.S. Reliability Theory of Aging and Longevity. *Handbook of the Biology of Aging, Sixth Edition*. Ed. by E.J. Masoro, S.N. Austad. San Diego, Academic Press, 2006, pp. 3-42.
- Høyland A., Rausand M. *System Reliability Theory: Models and Statistical Methods*. New Jersey, John Wiley & Sons Inc., 2004, 518 p.
- Istomina E.A. Functorial Models of Spatio-Temporal Landscape Field of the Earth: Methods of Comparative-Geographical Studies Based on Data of Remote Sensing. *Mathematical Modelling of Natural Phenomena*, 2009, vol. 4, no. 5, pp. 21-36.

Lumer H. The dimensions and interrelationship of the Relative Growth Constants. *The American Naturalist*, 1939, vol. 73, no. 747, pp. 339-346.

Ritter C. *Comparative Geography*. Philadelphia, Lippincott & Co., 1865, 220 p.

Stillwell J. *Elements of number theory*. New York, Springer-Verlag, 2003, 256. P.

Strehler B.L., Mildvan A.S. General Theory of mortality and aging. *Science*, 1960, vol. 132, no. 3418, pp. 14-21.

Therneau T.M., Grambsch P.M. *Modeling survival data: extending the Cox model*. New York, Springer Science & Business Media, 2000, 350 p.

Wheeler D., Shaw G., Barr S. *Statistical techniques in geographical analysis*. Routledge, 2004, 354 p.

Wilcke H., Budke A. Comparison as a Method for Geography Education. *Education Sciences*, 2019, vol. 9, no. 3, p. 225. <https://doi.org/10.3390/educsci9030225>

#### Сведения об авторах

**Черкашин Александр Константинович**  
доктор географических наук, профессор,  
главный научный сотрудник, лаборатория  
теоретической географии  
Институт географии им. В. Б. Сочавы  
СО РАН  
Россия, 664033, г. Иркутск,  
ул. Улан-Баторская, 1  
e-mail: akcherk@irnok.net

**Фролов Александр Андреевич**  
кандидат географических наук,  
старший научный сотрудник  
Институт географии им. В. Б. Сочавы  
СО РАН  
Россия, 664033, г. Иркутск,  
ул. Улан-Баторская, 1  
e-mail: f-v1984@mail.ru

#### Information about the authors

**Cherkashin Alexandr Konstantinovich**  
Doctor of Sciences (Geography), Professor,  
Chief Research Scientist, Laboratory of  
Theoretical Geography  
V. B. Sochava Institute of Geography SB RAS  
1, Ulan-Batorskaya st., Irkutsk, 664033,  
Russian Federation  
e-mail: akcherk@irnok.net

**Frolov Alexandr Andreevich**  
Candidate of Sciences (Geography),  
Senior Research Scientist  
V. B. Sochava Institute of Geography SB RAS  
1, Ulan-Batorskaya st., Irkutsk, 664033,  
Russian Federation  
e-mail: f-v1984@mail.ru

Код научной специальности: 1.6.12

Статья поступила в редакцию 08.11.2024; одобрена после рецензирования 19.02.2025; принята к публикации 11.03.2025

The article was submitted November, 08, 2024; approved after reviewing February, 19, 2025; accepted for publication March, 11, 2025