ЛЁД И СНЕГ, 2023, том 63, № 2, с. 283–295

МОРСКИЕ, РЕЧНЫЕ И ОЗЁРНЫЕ ЛЬДЫ

УДК 556.535.5;519.24

ИЗМЕНЕНИЯ ХАРАКТЕРИСТИК ЛЕДОВОГО РЕЖИМА РЕК ВОДОСБОРА ВОТКИНСКОГО ВОДОХРАНИЛИЩА ЗА ПЕРИОД С 1936 ПО 2018 г.

© 2023 г. В. Г. Калинин[1,*], В. В. Чичагов[1]

[1] *Пермский государственный национальный исследовательский университет, Пермь, Россия*

**e-mail: vgkalinin@gmail.com*

Поступила в редакцию 24.09.2022 г.
После доработки 20.02.2023 г.
Принята к публикации 31.03.2023 г.

Выявлены статистически значимые изменения сроков появления устойчивых ледяных образований и продолжительности периода ледостава на 12 гидрологических постах на реках водосбора Воткинского водохранилища за период 1936–2018 гг. Обнаружены статистически значимые смещения сроков появления ледяных образований в позднюю сторону на 7–14 дней и сокращение продолжительности периода ледостава на 6–18 дней.

Ключевые слова: сроки ледообразования, продолжительность ледостава, многолетние ряды наблюдений, критерии случайности и однородности

DOI: 10.31857/S2076673423020084, **EDN:** RUNOVM

ВВЕДЕНИЕ

Многолетние колебания характеристик ледового режима на реках – актуальная проблема, поскольку большинство водных объектов России расположено в условиях умеренного или холодного климата с длительным и устойчивым периодом отрицательных температур воздуха, что усложняет их режим и использование (Калинин, 2008). Изучению многолетних колебаний ледового режима посвящено значительное количество публикаций. В работе (Williams, 1970) проанализированы колебания дат вскрытия озёр и рек в связи с изменением климата. Аналогичные исследования выполнены для озера Сува в Японии (Tanaka, Yoshino, 1982) и озер Финляндии и Канады (Maslanik , Barry, 1987). В работах (Гинзбург, Солдатова, 1996; Гинзбург, Гурова, 2007) дана оценка влияния изменений глобальной температуры воздуха на многолетние колебания сроков появления льда на реках, которая показала наличие пространственной неоднородности происходящих климатических изменений.

Многие исследователи сравнивали средние характеристики и их тренды для двух периодов – до и после резких климатических изменений. Временные интервалы выбирали в зависимости от наличия данных и года публикации: 1961–1990 и 1997–2003 гг. (Гинзбург, 2005); 1961–1990 и 1991–2014 гг. (Агафонова и др., 2017). В.К. Смахтин (2018 г.) использовал данные за 1975–2012 гг. в соответствии со вторым оценочным отчетом Росгидромета об изменении климата и их последствиях для Российской Федерации (2014 г.), согласно которому наиболее интенсивное потепление наблюдается с середины 1970-х годов.

Исследования сроков наступления ледовых фаз на реках водосбора Воткинского водохранилища нашли отражение в работах (Балков, Шкляев, 1960; Калинин, 1974). Ими выявлены зависимости сроков наступления ледовых фаз в осенне-весенний периоды от широты, высоты места, повторяемости форм атмосферной циркуляции и проведено районирование территории. В работе В.Г. Калинина (2008) обобщены закономерности замерзания, вскрытия рек и водохранилищ, нарастания и пространственного распределения толщины льда за многолетний репрезентативный период с 1956 по 1995 г.

Анализ многолетней изменчивости сроков появления ледяных образований на реках водосбора Воткинского водохранилища, связанных с возможным изменением климата, впервые проведён нами (Kalinin, Chichagov, 2014; Kalinin, Chichagov, 2019). Для периодов: 1936–1992 и 1993–2012 гг.; 1936–1982 и 1983–2012 гг.; 1936–1974 и 1975–2012 гг. установлено наличие статистически значимых изменений в поведении рядов наблюдений. С помощью критерия инверсий, являющегося аналогом непараметрического трендового теста Манна-Кендалла (Korhonen, 2019; Chen, She, 2020) выделены временные промежутки 1954–1977 и 1987–2010 гг., в пределах которых имела место разладка рядов наблюдений, но сам момент разладки установлен не был.

В работе исследование временных рядов выполнено для более продолжительного периода наблюдений с 1936 по 2018 г. Другая отличительная особенность работы заключается в проведении многомерного статистического анализа для двух характеристик ледового режима: сроков появления устойчивых ледяных образований и продолжительности периода ледостава.

Для диагностики момента разладки многолетних изменений ледового режима в работах (Livingstone, 1997, 1999) применён непараметрический *критерий Петтитта*, который не использует предположение о нормальном законе распределения исходных данных. В данной работе для этой цели применены метод разностно-интегральных кривых и критерий Стьюдента. Рассмотрены два сценария разладки: либо временные ряды имеют линейный тренд; либо в определенный момент времени происходит скачкообразное изменение числовых характеристик (среднее, дисперсия) временных рядов. В качестве альтернативы наличия разладки рассматривалось отсутствие статистически значимых изменений сроков появления ледяных образований и продолжительности периода ледостава за период наблюдений.

МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

В качестве исходных данных использованы результаты наблюдений за ледовым режимом по 12 гидрологическим постам (далее – ГП) на средних и крупных реках в разных (северная, южная, горная, равнинная) частях водосбора Воткинского водохранилища (рис. 1) за период наблюдений с 1936 по 2018 г.: сроки появления устойчивых ледяных образований (далее – срок) и продолжительности периода ледостава (далее – ЛДСТ). За дату появления устойчивых ледяных образований принято время образования заберегов, различных форм плавучего льда или шуги. В случае возврата тепла и, соответственно, появления периода “чисто”, принималась первая дата, если период с ледяными образованиями был больше, чем последующий период “чисто”; если меньше, то за дату появления устойчивых ледяных образований принималась первая дата их появления после периода “чисто” (Калинин, Трофимов, 2001).

Статистическая обработка сроков в осенний период (начало отсчета 1 сентября) представлена натуральными числами. Привязку значений ЛДСТ к конкретному году выполняли по срокам появления устойчивых ледяных образований. Значение ЛДСТ за конкретный год определяли, как длину временно́го промежутка между сроками появления устойчивых ледяных образований в текущем году и окончания ледостава в следующем году. Например, первое значение ЛДСТ определено по промежутку 1936–1937 гг.

Исследование проводилось в два этапа. На первом этапе для каждого из гидрологических постов данные по сроку и ЛДСТ анализировались раздельно. При этом решались следующие статистические задачи.

1. Проверка гипотезы случайности, т.е. предположения о том, что имеющиеся данные представляют собой некоторую реализацию случайной выборки для исходных рядов и отдельных их частей с помощью критерия инверсий. Отмечено в (Бендат, Пирсол, 1989), что критерий инверсий эффективен для обнаружения монотонного тренда в последовательности наблюдений. Применение критерия инверсий основывается на подсчете числа инверсий – числа перестановок элементов ряда, необходимого для его упорядочивания в порядке возрастания. Если анализируемый ряд ведет себя как независимая случайная выборка, количество инверсий не должно быть слишком малым или большим. Реальный уровень значимости (*p-value*) критерия рассчитывался с использованием точного распределения статистики критерия инверсий, полученного с помощью разложения производящей функции моментов этой статистики (Ивченко, Медведев, 1992).

2. Проверка гипотезы об отсутствии в данных линейного тренда с помощью модели временного ряда вида:

$$y_t = a + bt + \varepsilon_t, \qquad (1)$$

где y_t – значение срока или ЛДСТ, соответствующее t-му номеру наблюдений; a и b – параметры модели; ε_t – соответствующая случайная ошибка модели. При этом проверялась гипотеза о нулевом значении коэффициента b.

3. Диагностика отсутствия автокорреляций с помощью Q-критерия Льюнга–Бокса (Боровиков, Ивченко, 2006).

4. Обнаружение момента разладки рядов в 1997 г. с помощью метода разностно-интегральных кривых с разбиением каждого из временных рядов на две части. Подтверждение установленного момента разладки с помощью статистики критерия Стьюдента по аналогии с применением теста Петтита, основанного на непараметрическом критерии Манна–Уитни (Pettitt, 1979).

5. Проверка гипотезы нормальности рядов наблюдений по периодам 1936–1997 и 1998–2017 гг. с помощью критерия Шапиро–Уилка.

6. Тестирование однородности рядов наблюдений по периодам 1936–1997 и 1998–2017 гг. с помощью критериев однородности Стьюдента, Фишера и Манна–Уитни.

На втором этапе исследования выводы относительно наличия момента разладки временных рядов в 1997 г. делаются на основе анализа совместного поведения срока и ЛДСТ по периодам

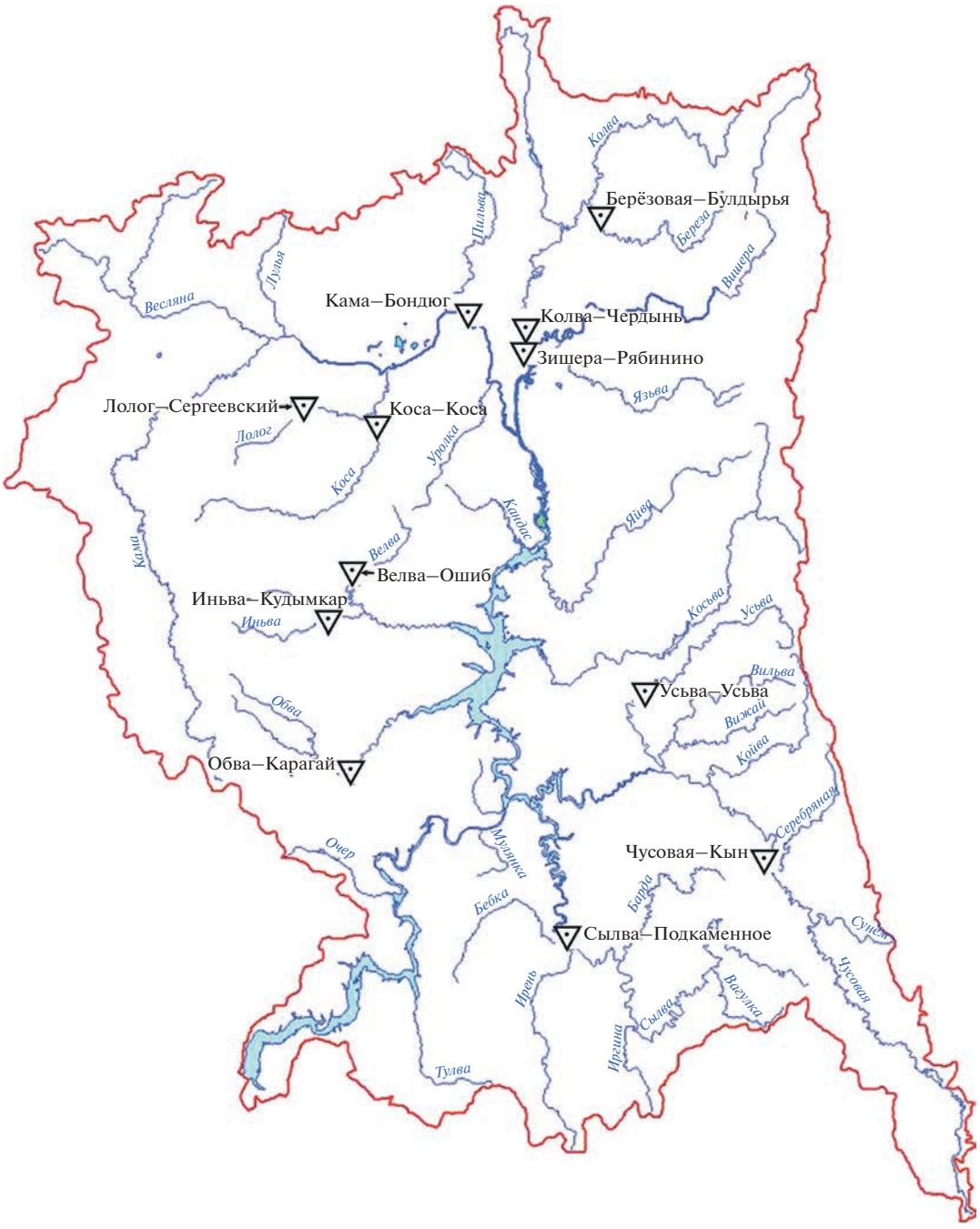

Рис. 1. Местоположение гидрологических постов на реках водосбора Воткинского водохранилища.
Fig. 1. River's gauge station location of the Votkinsk reservoir catchment.

1936–1997 и 1998–2017 гг. с использованием двумерного нормального распределения:

1. Принципиальная возможность описания данных по сроку и ЛДСТ с помощью двумерного нормального распределения установлена путем визуального анализа диаграмм рассеяния пары срок–ЛДСТ с нанесенным на них графиком 95% эллипса рассеяния.

2. Формальная проверка гипотезы о двумерном нормальном распределении исходных данных выполнена с помощью тестов Мардиа, основывающихся на анализе многомерной асимметрии и многомерного эксцесса (Mardia, 1974).

3. Однородность двумерных данных по периодам 1936–1997 и 1998–2017 гг. проверялась с помощью критерия Хоттелинга (Johnson, Wichern, 2007). Его применение предполагает равенство

ковариационных матриц у сопоставляемых генеральных двумерных нормальных совокупностей. Проверка гипотезы о равенстве ковариационных матриц данных, соответствующих сопоставляемым периодам наблюдений, выполнена с помощью критерия Бокса (Johnson, Wichern, 2007), представляющего обобщение критерия Бартлетта, применяемого для проверки гипотезы о равенстве дисперсий нескольких совокупностей, на случай многомерных данных.

Расчёты проводились с использованием пакета Statistica 8.0 и системы аналитических вычислений Wolfram Mathematica 9.0.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

На рис. 2 представлены многолетние колебания сроков появления устойчивых ледяных образований и продолжительности ледостава на реках за весь период наблюдений с 1936 по 2018 г., осредненные по 12 ГП. В последние десятилетия наблюдается увеличение амплитуды колебаний, а также смещение срока в позднюю сторону и уменьшение продолжительности ЛДСТ (см. рис. 2). Таким образом, встаёт задача анализа этих колебаний и оценки статистической значимости происходящих изменений.

Для проверки гипотезы случайности имеющихся данных за весь период наблюдений использован критерий инверсий. Реальный уровень значимости (*p-value*) критерия вычисляли с использованием точного распределения статистики критерия инверсий (Ивченко, Медведев, 1992). Расчёты показали, что по данным за весь период наблюдений с 1936 по 2018 г. гипотезу случайности следует отклонить по 4 ГП при анализе срока и по 9 ГП при анализе по ЛДСТ с уровнями значимости, не превосходящими 0.058 и 0.070 соответственно. Это свидетельствует о наличии статистически значимых изменений в поведении временных рядов. Возможными причинами этих изменений могут быть: наличие внутрирядной связанности или тренда рядов наблюдений; изменение их числовых характеристик (среднего, дисперсии) или законов распределения.

Для проверки наличия внутрирядной связанности исходных данных применён Q-критерий Бокса–Льюнга (Боровиков, Ивченко, 2006). Результаты расчётов приведены в табл. 1: по данным за весь период наблюдений гипотезу об отсутствии внутрирядной связанности следует отклонить по 5 ГП при анализе срока и по 4 ГП при анализе ЛДСТ с уровнями значимости, не превосходящими 0.060 и 0.056 соответственно. В этой связи для всех ГП вместо модели случайной выборки была опробована возможность описания исходных данных с помощью модели временно́го ряда с линейным временным трендом. Представлены результаты проверки незначимости коэффициента наклона b модели (см. табл. 1), характеризующего наличие линейного тренда у временных рядов, как для Срока, так и для ЛДСТ: его оценка $\hat{b}$ и соответствующий ему уровень значимости (*p-value t*-критерия); по данным за весь период наблюдений гипотезу о равенстве нулю коэффициента наклона b следует отклонить по 5 ГП при анализе срока и по 6 ГП при анализе ЛДСТ с уровнями значимости не превосходящим 0.074 и 0.051 соответственно.

Модель линейного временно́го тренда даёт объяснение характера происходящих изменений лишь для части всех ГП наблюдений, в связи с чем рассмотрена возможность описания поведения временных рядов с помощью скачкообразной модели разладки, которая дает возможность определить момент времени начала скачкообразного изменения закона распределения вероятностей, описывающего поведение каждого из рядов наблюдений.

Для обнаружения момента разладки применялся метод разностно-интегральных кривых (рис. 3). По оси ординат (см. рис. 3, *а*) откладывались величины $\sum(\kappa - 1)$, где $\kappa = x_i/\overline{x}$, а x_i и $\overline{x}$ – соответственно сроки появления устойчивых ледяных образований в конкретном году и средние сроки за весь период наблюдений, выраженные в количестве дней осенью от 1 сентября (Калинин, 2020). По оси ординат (см. рис. 3, *б*) откладывались аналогичные величины для продолжительности ледостава.

В многолетнем разрезе наблюдается разделение на два разнонаправленных периода с точкой перегиба в 1997 г. Поэтому далее выполнено исследование рядов наблюдений отдельно для двух периодов: 1936–1997 и 1998–2017 гг. Применение критерия инверсий к анализу данных по этим периодам показало, что гипотеза случайности за период 1936–1997 гг. отклоняется только по сроку на ГП Лолог-Сергеевский. По трём ГП (Вишера–Рябинино, Усьва–Усьва и Колва–Чердынь) уровень значимости близок к 0.05. Во всех остальных случаях гипотезу случайности следует принять на уровне значимости не ниже 0.098.

Для проверки однородности рядов наблюдений с использованием параметрических критериев Стьюдента и Фишера необходимо предварительно исследовать эти ряды на соответствие нормальному закону распределения и на отсутствие внутрирядной связанности. Для этого использованы соответственно критерий Шапиро–Уилка и критерий Бокса–Льюнга. Результаты проверки возможности описания поведения временных рядов по периодам 1936–1997 и 1998–2017 гг. с помощью нормального закона распределения по критерию Шапиро–Уилка представлены в табл. 2.

По данным за период 1998–2017 гг. гипотеза нормальности принимается по всем ГП с уровнем

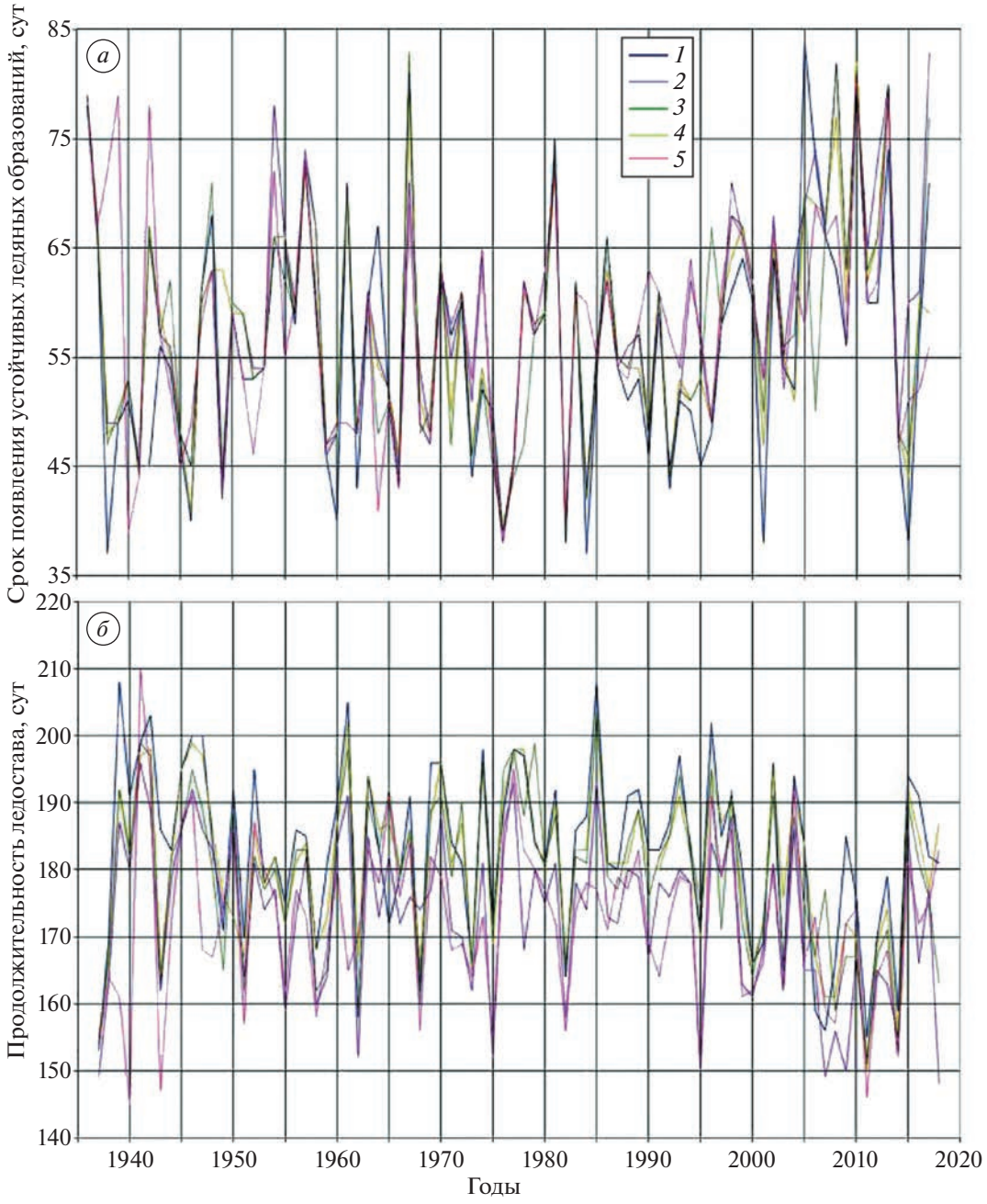

Рис. 2. Многолетние колебания срока появления устойчивых ледяных образований *(а)* относительно 1 сентября и продолжительности ледостава *(б)* на гидрологических постах рек водосбора Воткинского водохранилища: *1* – Березовая–Булдырья; *2* – Велва–Ошиб; *3* – Вишера–Рябинино; *4* – Кама–Бондюг; *5* – Чусовая–Кын.

Fig. 2. Long-term fluctuations of the date of ice formation (*а*) and the duration of freeze-up (*б*) on the rivers gauge stations of the Votkinsk reservoir catchment: *1* – Berezovaya–Buldyrya; *2* – Velva–Oshib; *3* – Vishera–Ryabinino; *4* – Kama–Bondyug; *5* – Chusovaya–Kyn.

значимости не ниже 0.128. По данным за период 1936–1997 гг. гипотеза нормальности принимается по 9 и 10 ГП соответственно с уровнем значимости не ниже 0.089. В остальных случаях реальный уровень значимости критерия оказался близким к 0.05. Проверка наличия автокорреляций по критерию Бокса–Льюнга по этим же периодам показала их отсутствие.

Таким образом, данные в пределах каждого из периодов 1936–1997 и 1998–2017 гг. можно рассматривать как выборки из результатов независимых наблюдений одной и той же случайной величины.

Установленный факт возможности описания исходных данных с помощью нормального зако-

Таблица 1. Реальные уровни значимости Q-критерия Бокса–Льюнга (*p-value*) и характеристики модели линейного временного тренда по данным за 1936–2017 гг.

Название ГП	Срок*/ЛДСТ**	Срок	ЛДСТ
	p-value Q-критерия	$\hat{b}$ ***/*p-value t-критерия*	
Березовая–Булдырья	0.177/0.159	0.069/0.188	–0.119/0.051
Велва–Ошиб	*0.006*/0.094	0.121/0.012	–0.168/0.002
Вишера–Рябинино	0.322/0.108	0.05/0.275	–0.089/0.106
Иньва–Кудымкар	0.258/0.493	0.086/0.074	–0.133/*0.024*
Кама–Бондюг	0.502/0.108	0.078/0.119	–0.103/0.076
Колва–Чердынь	0.233/0.142	0.06/0.223	–0.099/0.089
Коса–Коса	0.059/0.056	0.105/0.03	–0.132/*0.023*
Лолог–Сергеевский	*0.024/0.016*	0.037/0.474	–0.066/0.294
Обва–Карагай	*0/0*	0.152/*0.005*	–0.266/*0*
Сылва–Подкаменное	*0.06*/0.004	0.107/*0.022*	–0.193/*0*
Усьва–Усьва	0.182/0.227	0.041/0.374	–0.037/0.51
Чусовая–Кын	0.391/0.431	0.045/0.329	–0.038/0.509

*Появление устойчивых ледяных образований; **Продолжительность периода ледостава; ***$\hat{b}$ – оценка коэффициента b уравнения (1). Значения реальных уровней значимости применяемых критериев, меньшие 0.025, отображены курсивом, значения в диапазоне от 0.025 до 0.075 – подчеркиванием, значения, большие 0.075, – прямым шрифтом.

Таблица 2. Результаты проверки одномерной и двумерной нормальности временных рядов

Название ГП	Реальные уровни значимости по критерию Шапиро–Уилка		Реальные уровни значимости критериям двумерной нормальности	
	Срок*/ЛДСТ**		Критерий эксцесса/Критерий асимметрии	
	1936–1997 гг.	1998–2017 гг.	1936–1997 гг.	1998–2017 гг.
Березовая–Булдырья	0.198/0.345	0.752/0.278	0.305/0.467	0.475/0.766
Велва–Ошиб	0.323/0.036	0.802/0.137	0.936/0.486	0.381/0.690
Вишера–Рябинино	0.202/0.101	0.824/0.895	0.599/0.388	0.968/0.227
Иньва–Кудымкар	0.547/0.665	0.858/0.153	0.852/0.235	0.901/0.210
Кама–Бондюг	0.049/0.059	0.424/0.478	0.343/0.490	0.779/0.522
Колва–Чердынь	0.043/0.516	0.649/0.400	0.529/0.426	0.773/0.497
Коса–Коса	0.225/0.089	0.272/0.173	0.271/0.637	0.863/0.937
Лолог–Сергеевский	0.032/0.116	0.871/0.653	0.533/0.461	0.046/0.040
Обва–Карагай	0.431/0.379	0.700/0.151	0.187/0.938	0.363/0.914
Сылва–Подкаменное	0.963/0.588	0.340/0.128	0.156/0.238	0.312/0.440
Усьва–Усьва	0.111/0.429	0.445/0.722	0.327/0.689	0.585/0.297
Чусовая–Кын	0.274/0.576	0.482/0.998	0.753/0.970	0.391/0.205

*Появление устойчивых ледяных образований; **Продолжительность периода ледостава. Значения реальных уровней значимости применяемых критериев, меньшие 0.025, отображены курсивом, значения в диапазоне от 0.025 до 0.075 – подчеркиванием, значения, большие 0.075, – прямым шрифтом.

на распределения послужил основанием для применения критерия Стьюдента с целью уточнения момента возможной разладки в рядах наблюдений. Как видно из рис. 4, имеет место подтверждение сделанному разбиению исходных временных рядов на два периода.

Таким образом, встает задача формальной проверки гипотезы однородности данных по периодам 1936–1997 и 1998–2017 гг. Отклонение гипотезы будет означать, что в установленный момент времени 1997 г. произошла разладка временных рядов, выразившаяся в статистически

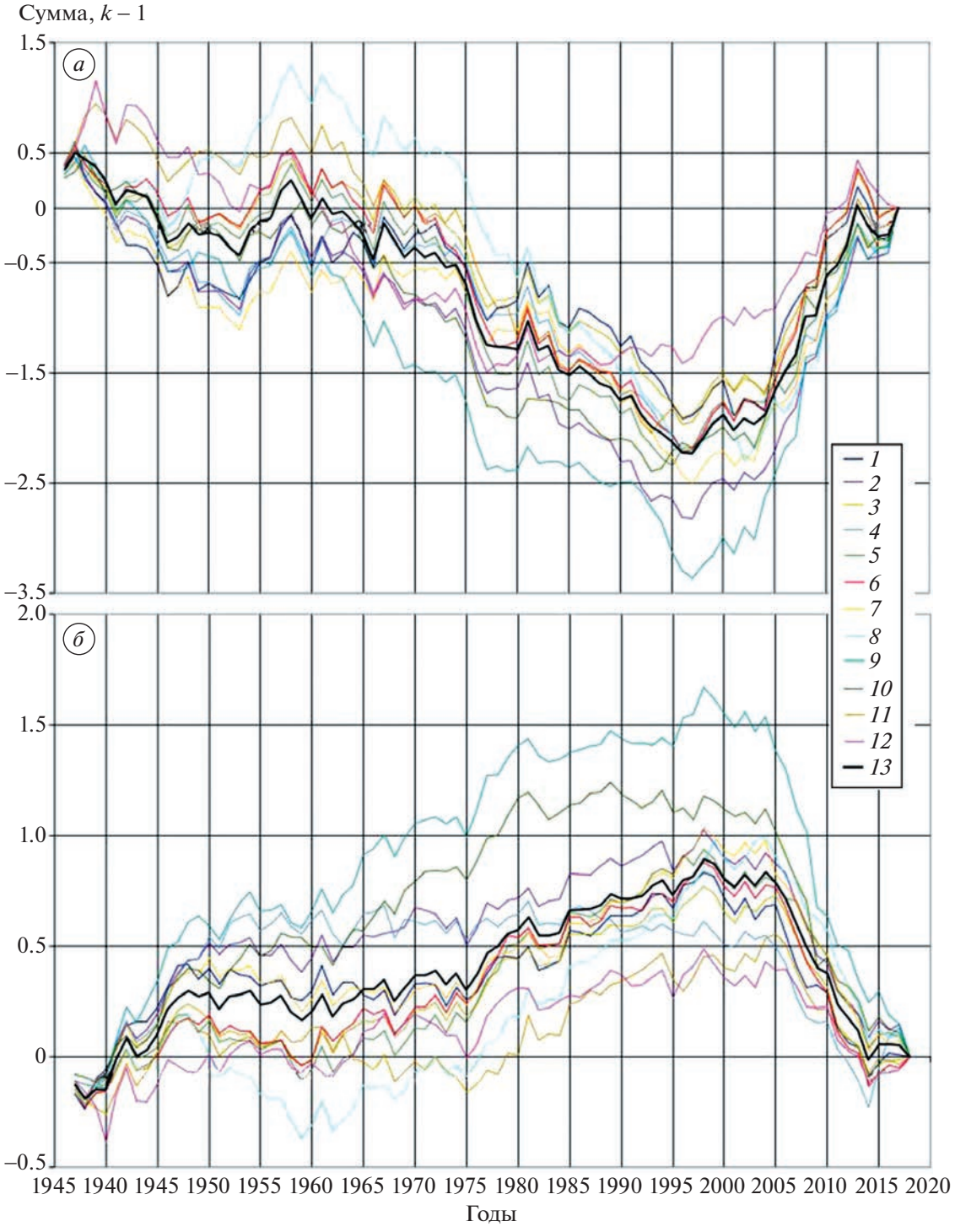

Рис. 3. Разностно-интегральные кривые срока появления устойчивых ледяных образований *(а)* и продолжительности ледостава *(б)* на гидрологических постах рек водосбора Воткинского водохранилища: *1* – Березовая–Булдырья; *2* – Велва–Ошиб; *3* – Вишера–Рябинино; *4* – Иньва–Кудымкар; *5* – Кама–Бондюг; *6* – Колва–Чердынь; *7* – Коса–Коса; *8* – Лолог–Сергеевский; *9* – Обва–Карагай; *10* – Сылва–Подкаменное; *11* – Усьва–Усьва; *12* – Чусовая–Кын; *13* – среднее.

Fig. 3. Difference-integral curves of the date of ice formation (*а*) and the duration of freeze-up (*б*) on the rivers gauge stations of the Votkinsk reservoir catchment: *1* – Berezovaya–Buldyrya; *2* – Velva–Oshib; *3* – Vishera–Ryabinino; *4* – Inva–Kudymkar; *5* – Kama–Bondyug; *6* – Kolva–Cherdyn; *7* – Kosa-Kosa; *8* – Lolog-Sergeevsky; *9* – Obva-Karagai; *10* – Sylva-Podkamennoye; *11* – Usva–Usva; *12* – Chusovaya–Kyn; *13* – Average.

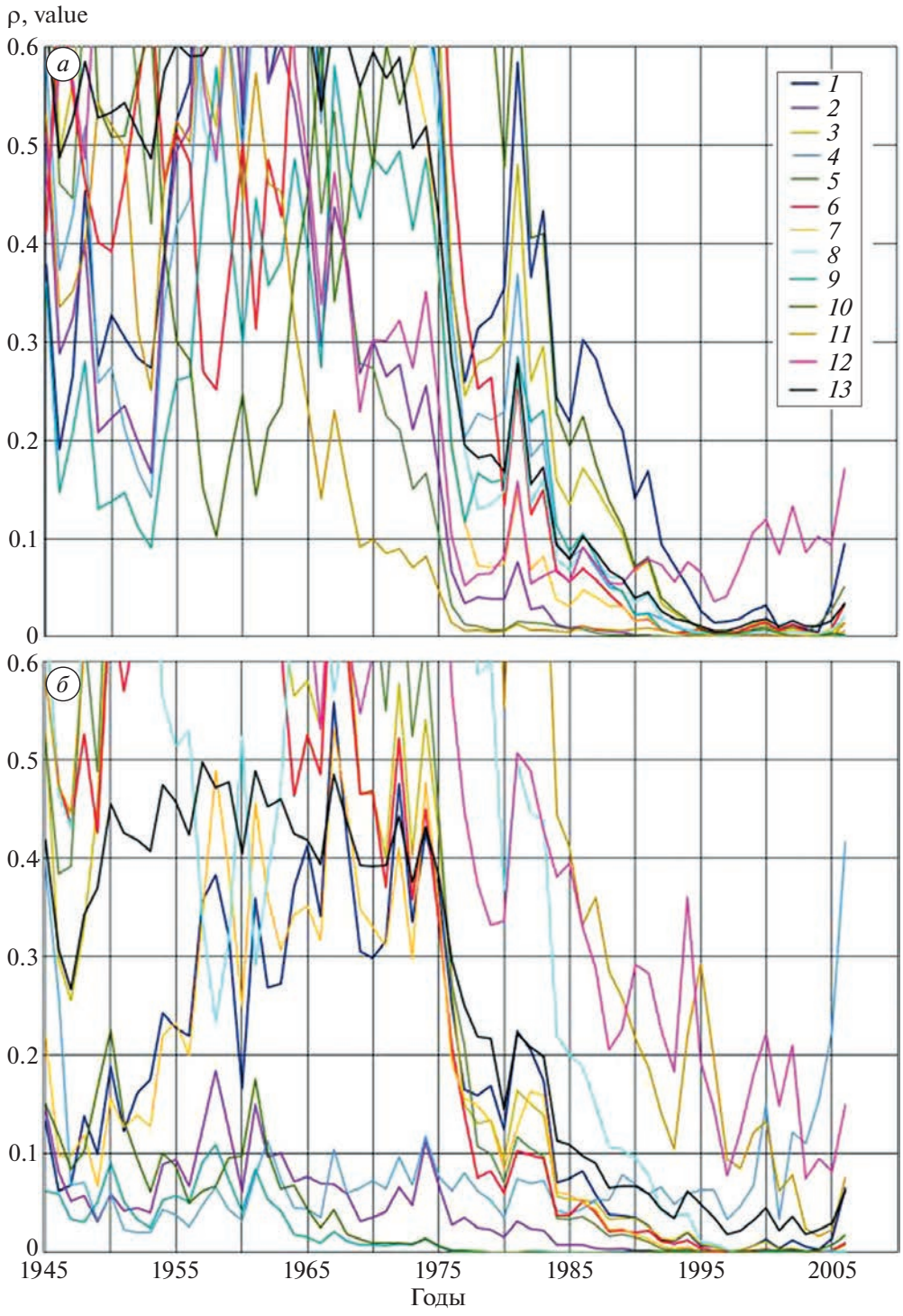

Рис. 4. Реальные уровни значимости *t*-критерия для срока появления устойчивых ледяных образований (*а*) и продолжительности ледостава (*б*) на гидрологических постах рек водосбора Воткинского водохранилища: *1* – Березовая–Булдырья; *2* – Велва–Ошиб; *3* – Вишера–Рябинино; *4* – Иньва–Кудымкар; *5* – Кама–Бондюг; *6* – Колва–Чердынь; *7* – Коса–Коса; *8* – Лолог–Сергеевский; *9* – Обва–Карагай; *10* – Сылва–Подкаменное; *11* – Усьва–Усьва; *12* – Чусовая–Кын; *13* – среднее; по оси ординат – реальный уровень значимости (*p-value*) *t*-критерия.

Fig. 4. *P*-values of significance of the *t*-test for the date of ice formation (*а*) and the duration of freeze-up (*б*) on the rivers gauge stations of the Votkinsk reservoir catchment: *1* – Berezovaya–Buldyrya; *2* – Velva–Oshib; *3* – Vishera–Ryabinino; *4* – Inva–Kudymkar; *5* – Kama–Bondyug; *6* – Kolva–Cherdyn; *7* – Kosa–Kosa; *8* – Lolog–Sergeevsky; *9* – Obva–Karagai; *10* – Sylva–Podkamennoye; *11* – Usva–Usva; *12* – Chusovaya–Kyn; *13* – average.

Таблица 3. Результаты проверки однородности двух частей временных рядов за периоды 1936–1997 и 1998–2017 гг.*

Название гидропоста	M1	M2	SD1	SD2	R1	R2	pF	pL	pBF	pT	pMU	pB	pH
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
Березовая–Булдырья	54.1	61.1	10.4	12.1	–0.80	–0.84	0.374	0.774	0.745	*0.015*	*0.015*	0.877	*0.001*
	185	175	12.2	13.2			0.608	0.336	0.361	*0.002*	*0.003*		
Велва–Ошиб	56.2	67.2	9.2	9.7	–0.73	–0.92	0.730	0.851	0.857	*0.000*	*0.000*	0.071	*0.000*
	176	164	11.1	11.3			0.865	0.863	0.930	*0.000*	*0.000*		
Вишера–Рябинино	55.6	62.7	9.0	10.3	–0.76	–0.87	0.443	0.684	0.631	*0.004*	*0.006*	0.655	*0.007*
	183	174	10.8	12.3			0.452	0.497	0.498	*0.002*	*0.006*		
Иньва–Кудымкар	56.7	65.3	9.7	9.7	–0.72	–0.89	0.929	0.947	0.959	*0.001*	*0.001*	0.095	*0.003*
	172	165	11.5	15.0			0.124	0.225	0.342	0.033	*0.014*		
Кама–Бондюг	55.6	63.9	9.9	10.8	–0.81	–0.85	0.601	0.823	0.785	*0.002*	*0.003*	0.739	*0.002*
	182	171	11.7	10.9			0.767	0.661	0.680	*0.000*	*0.001*		
Колва–Чердынь	54.8	63.0	9.5	11.0	–0.78	–0.85	0.408	0.683	0.688	*0.002*	*0.002*	0.796	*0.003*
	184	173	11.2	13.2			0.340	0.309	0.317	*0.001*	*0.002*		
Коса–Коса	56.9	66.7	9.5	9.7	–0.79	–0.86	0.852	0.990	0.984	*0.000*	*0.000*	0.826	*0.000*
	178	166	11.6	11.4			1.000	0.720	0.762	*0.000*	*0.000*		
Лолог–Сергеевский	54.4	62.8	10.2	11.3	–0.82	–0.75	0.536	0.694	0.649	*0.003*	*0.004*	0.473	*0.007*
	182	172	12.4	13.9			0.480	0.531	0.547	*0.003*	*0.003*		
Обва–Карагай	57.8	71.4	9.2	13.2	–0.76	–0.94	0.038	0.123	0.135	*0.000*	*0.000*	0.043	*0.000*
	170	152	11.6	15.5			0.088	0.406	0.405	*0.000*	*0.000*		
Сылва–Подкаменное	61.4	70.6	8.3	12.2	–0.66	–0.96	0.025	0.067	0.121	*0.000*	*0.001*	*0.000*	*0.000*
	164	151	9.4	13.0			0.055	0.252	0.275	*0.000*	*0.000*		
Усьва–Усьва	54.9	62.2	9.7	8.6	–0.75	–0.86	0.575	0.404	0.413	*0.003*	*0.004*	0.091	*0.009*
	174	168	12.2	10.9			0.592	0.484	0.522	0.094	0.079		
Чусовая–Кын	56.5	61.6	10.0	8.9	–0.79	–0.87	0.607	0.542	0.553	0.041	0.042	0.414	0.123
	174	168	12.4	11.2			0.659	0.687	0.710	0.078	0.059		

*M1, M2 – среднее значение показателя за периоды 1936–1997 и 1998–2017; SD1, SD2 – среднеквадратичное отклонение показателя за периоды 1936–1997 и 1998–2017; R1, R2 – коэффициенты корреляции между сроком и ЛДСТ за периоды 1936–1997 и 1998–2017; pF, pL, pBF – реальные уровни значимости критериев Фишера, Левена и Брауна–Форсайта при проверке гипотезы о равенстве дисперсий за два периода; pT – реальные уровни значимости критерия Стьюдента при проверке гипотезы о равенстве средних за два периода; pMU – реальные уровни значимости критерия Манна–Уитни при проверке гипотезы однородности временных рядов по двум периодам; pB – реальные уровни значимости критерия Бокса при проверке гипотезы о равенстве ковариационных матриц Срока и ЛДСТ за периоды 1936–1997 гг. и 1998–2017 гг.; pH – реальные уровни значимости критерия Хотеллинга при проверке гипотезы однородности временных рядов по двум периодам и одновременно по Сроку и ЛДСТ. По каждому посту в колонках 2–5 и 8–12 в верхней строке приведены результаты расчетов по сроку, а в нижней – по ЛДСТ. Значения реальных уровней значимости применяемых критериев, меньшие 0.025, отображены курсивом, значения в диапазоне от 0.025 до 0.075 – подчеркиванием, значения, большие 0.075, – прямым шрифтом

значимых изменениях средних значений исследуемых показателей (табл. 3, колонки 2–3) или среднеквадратичных отклонений (табл. 3, колонки 4–5). Согласно результатам (см. табл. 3, колонки 8–12), по всем ГП, кроме Усьва–Усьва и Чусовая–Кын, гипотеза однородности отклоняется. Для ГП Усьва-Усьва по сроку гипотеза однородности отклоняется, а по ЛДСТ принимается с уровнем значимости, меньшим 0.1. Для ГП Чусовая–Кын реальный уровень значимости критериев однородности по сроку и ЛДСТ оказался в интервале 0.04–0.1.

Выводы относительно наличия момента разладки временных рядов в 1997 г. делаются на основе совместного анализа поведения срока и ЛДСТ по периодам 1936–1997 и 1998–2017 гг. В качестве исходных данных по каждому из 12 ГП используются пары значений срока и ЛДСТ. Тем самым предпринята попытка устранить противоречивость выводов, полученных на основе анализа отдельных характеристик. При реализации этого подхода используется модель двумерного нормального распределения. О принципиальной возможности описания двумерных данных с по-

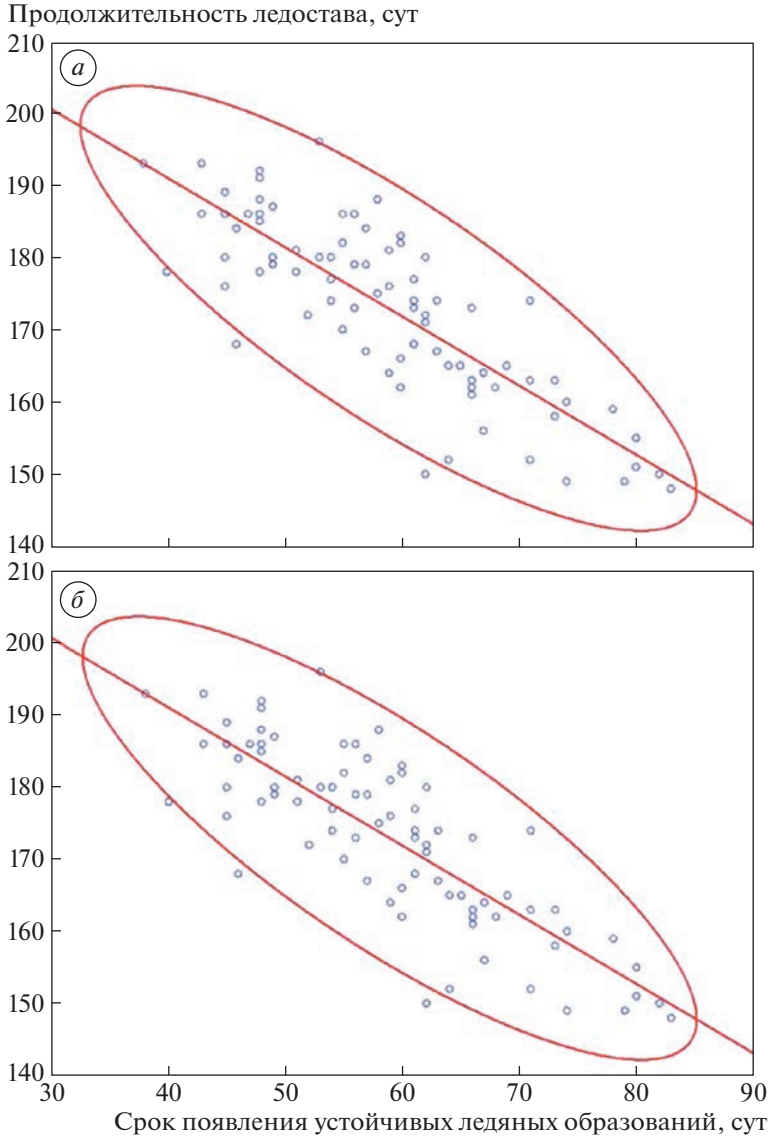

Рис. 5. Диаграммы рассеивания*, эллипсы рассеивания уровня 0.95** и линейные регрессионные зависимости продолжительности ледостава от срока появления устойчивых ледяных образований: (*а*) – гидрологический пост Велва-Ошиб; (*б*) – гидрологический пост Колва-Чердынь.
* – изображение в виде точек значений исследуемых характеристик; ** – границы областей, рассчитанные на основе двумерного нормального распределения, в которых должно находиться около 95% значений исследуемых характеристик.

Fig. 5. Scatterplots*, scatter ellipses of the level 0.95** and linear regression dependences of the freeze-up duration on the period of appearance of stable ice formation: (*а*) – gauge station Velva-Oshib; (*б*) – gauge station Kolva–Cherdyn.
* – mathematical diagram using Cartesian coordinates of the studied characteristics values; ** – the boundaries of the areas calculated on the basis of a two-dimensional normal distribution, in which about 95% of the studied characteristics values should be located.

мощью этого закона можно судить на основе визуального анализа диаграмм рассеяния пары срок–ЛДСТ с нанесенным на них графиком 95%-ного эллипса рассеяния (рис. 5).

Формальная проверка гипотезы о двумерном нормальном распределении исходных данных выполнена в CAB Mathematica с помощью тестов Мардиа (Mardia, 1974): Mardia Kurtosis – критерия эксцесса и Mardia Skewness – критерия асимметрии многомерного нормального распределения (см. табл. 2). По всем ГП и всем критериям, исключая ГП Лолог-Сергеевский (период 1998–2017 гг.), гипотеза нормальности принимается на уровне значимости не ниже 0.156. Для ГП Лолог-Сергеевский уровень значимости по периоду 1998–2017 гг. оказался на уровне 0.05.

Значения коэффициентов корреляции Пирсона (см. табл. 3, колонки 6–7) приведены между сроком и ЛДСТ по двум периодам. Они оказались достаточно близкими по величине. Формальная

проверка гипотезы о равенстве ковариационных матриц данных, соответствующих сопоставляемым периодам наблюдений, выполнена с помощью критерия Бокса (см. табл. 3, колонка 13). По 9 из 12 ГП гипотеза о равенстве ковариационных матриц может быть принята на уровне значимости не ниже 0.091. Однородность двумерных данных по периодам 1936–1997 и 1998–2017 гг. исследована с помощью критерия Хоттелинга (см. табл. 3, колонка 14). По 11 ГП уровень значимости не превышает значения 0.009, что позволяет уверенно отклонить гипотезу однородности. Что касается 12-го ГП Чусовая–Кын, то гипотеза однородности может быть принята на уровне значимости 0.123.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Выполнено исследование многолетней изменчивости сроков появления ледяных образований и продолжительности периода ледостава на реках водосбора Воткинского водохранилища. Анализ данных за весь период наблюдений 1936–2018 гг. с помощью критерия инверсий показал наличие статистически значимых изменений в поведении временных рядов. Последующее применение Q-критерия Бокса-Льюнга позволило сделать вывод о возможном наличии линейного тренда во временных рядах. Статистический анализ данных с применением модели парной линейной регрессии подтвердил этот вывод для половины постов.

С помощью скачкообразной модели разладки получено другое более содержательное объяснение происходящих изменений в поведении исследуемых показателей. Методами разностно-интегральных кривых и критерия Стьюдента установлено, что разладка временных рядов по сроку и ЛДСТ произошла в 1997 г. Статистический анализ данных по 12 ГП для двух периодов 1936–1997 и 1998–2017 гг. отдельно по сроку и ЛДСТ, а также совместно по этим двум характеристикам показал следующее:

1) в пределах каждого периода исходные данные получены в результате независимых наблюдений в неизменных условиях; для описания поведения исследуемых характеристик возможно применение одномерного и двумерного нормальных распределений; внутрирядные автокорреляции в рядах наблюдений отсутствуют;

2) для всех ГП, за исключением Чусовая–Кын, гипотезу об однородности данных по двум периодам следует отклонить, что свидетельствует о статистически значимых смещениях сроков появления ледяных образований в позднюю сторону на 7–14 дней и сокращению продолжительности периода ледостава на 6–18 дней (наименьшие смещения характерны для горных рек центральной и южной частей водосбора, наибольшие – для равнинных рек северной и центральной частей);

3) переход от раздельного анализа сроков появления ледяных образований и продолжительности периода ледостава к их совместному анализу не повлиял на характер полученных результатов.

Полученные результаты дают возможность совершенствовать прогнозирование ледово-термического режима рек и улучшить планирование и организацию работы водного транспорта и гидротехнических сооружений.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Агафонова С.А., Фролова Н.Л., Суркова Г.В. Современные характеристики ледового режима арктических рек России и их возможные изменения в XXI веке // Тр. Всеросс. конф. “Гидрометеорология и экология: научные и образовательные достижения и перспективы”. СПб.: ООО “Аграф+”, 2017. С. 17–21.

Балков В.А., Шкляев А.С. Изменение сроков вскрытия р. Камы у г. Перми в связи с потеплением климата // Учен. зап. Пермского ун-та. 1960. Т. 15. Вып. 2. С. 103–107.

Бендат Дж., Пирсол А. Прикладной анализ случайных данных. М.: Мир, 1989. 540 с.

Боровиков В.П., Ивченко Г.И. Прогнозирование в системе Statistica в среде Windows: Основы теории и интенсивная практика на компьютере. М.: Финансы и статистика, 2006. 368 с.

Второй оценочный доклад Росгидромета об изменениях климата и их последствиях на территории Российской Федерации. Росгидромет. М.: 2014. 1009 с.

Гинзбург Б.М. Сроки замерзания и вскрытия рек в конце XX века и возможные их изменения в XXI веке // Метеорология и гидрология. 2005. № 12. С. 88–97.

Гинзбург Б.М., Гурова И.Н. Ледовый режим рек России в условиях современного климата и его возможные изменения // Вестн. МГУ. Сер. 5. География. 2007. № 6. С. 31–35.

Гинзбург Б.М., Солдатова И.И. Многолетние колебания сроков замерзания и вскрытия рек в различных географических зонах // Метеорология и гидрология, 1996. № 6. С. 101–108.

Ивченко Г.И., Медведев Ю.И. Математическая статистика. М.: Высшая школа, 1992. 304 с.

Калинин В.Г. Ледовый режим рек и водохранилищ бассейна Верхней и Средней Камы. Пермь: Пермский гос. ун-т, 2008. 252 с.

Калинин В.Г. О выборе репрезентативного расчётного периода наблюдений при изучении ледового режима рек // Географич. вестник. 2020. № 1 (52). С. 120–129. https://doi.org/10.17072/2079-7877-2020-1-120-129

Калинин В.Г., Трофимов Н.А. О выборе необходимой продолжительности периода наблюдений ледового режима рек // Метеорология и гидрология. 2001. № 8. С. 78–88.

Калинин Г.С. Ледовые явления на реках водосбора Воткинского водохранилища и влияние на них физико-географических факторов и атмосферной циркуляции. Дис. на соиск. уч. степ. канд. геогр. наук. Пермь: Пермский гос. ун-т, 1974. 213 с.

Смахтин В.К. Ледовый режим озер Забайкалья в условиях современного потепления // Лёд и Снег. 2018. Т. 58. № 2. С. 225–230.

Chen Y., She Y. Long-term variations of river ice breakup timing across Canada and its response to climate change. Cold Regions Science and Technology. 2020. 176 p.

Johnson R.A., Wichern D.W. Applied Multivariate Statistical Analysis. Pearson Education, Inc. 2007. 794 p.

Kalinin V.G., Chichagov V.V. Long-term variability of ice formation dates on the rivers of the Votkinsk reservoir catchment // Russian Meteorology and Hydrology. 2014. V. 39. №. 7. P 491–497.

Kalinin V.G., Chichagov V.V. Changes in river ice formation dates and tests for their statistical significance assessment // Russian Meteorology and Hydrology. 2019. V. 44. №. 9. P. 613–622.

Korhonen J. Long-term changes and variability of the winter and spring season hydrological regime in Finland. Academic dissertation in geophysics. Helsinki: Institute for Atmospheric and Earth System Research Doctoral dissertation, 2019.

Livingstone D.M. Break-up dates of alpine lakes as proxy data for local and regional mean surface air temperatures. Climatic Change, 1997. V. 37. №. 2. P. 407–439.

Livingstone D.M. Ice break-up on southern Lake Baikal and its relationship to local and regional air temperatures in Siberia and to the North Atlantic Oscillation. Limnology and Oceanography. 1999. V. 44. №. 6. P. 1486–1497.

Mardia K.V. Applications of Some Measures of Multivariate Skewness and Kurtosis in Testing Normality and Robustness Studies // Sankhyā: The Indian Journ. of Statistics, Ser. B (1960–2002), 1974. V. 36. №. 2. P. 115–128.

Maslanik J.A., Barry R.G. Lake ice formation and breakup as an indicator of climate change: potential for monitoring using remote sensing techniques / The Influence of Climate Change and Climatic Variability on the Hydrologic Regime and Water Resources (Proc. of the Vancouver Symposium, August 1987). IAHS Publ. 1987. №. 168. P. 153–161.

Pettitt A.N. A non-parametric approach to the change-point problem // Journ. of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics), 1979. V. 28. №. 2. P. 126–135.

Tanaka M., Yoshino M.M. Re-examination of the climatic change in central Japan based on freezing dates of Lake Suwa // Weather. 1982. №. 37. P. 252–259.

Citation: Kalinin V.G., Chichagov V.V. Changes in the river's ice regime characteristics of the Votkinskoe Reservoir catchment for 1936–2018. *Led i Sneg*. Ice and Snow. 2023, 63 (2): 283–295. [In Russian]. doi 10.31857/S2076673423020084

Changes in the River's Ice Regime Characteristics of the Votkinskoe Reservoir Catchment for 1936–2018

V. G. Kalinin[a,#] and V. V. Chichagov[a]

[a] *Perm State University, Perm, Russia*

[#] *e-mail: vgkalinin@gmail.com*

The paper is devoted to the study of long-term variability of the stable dates of ice formation and the duration of the freeze-up period at 12 gauges on the rivers of the Votkinskoe Reservoir catchment for 1936–2018. It turns out which of the statistical models is more consistent with the series of observations: the resampling model, the linear regression model, or the model of the change in the mean value starting from a certain point in time. The study was carried out in two stages. At the first stage the stable dates of ice formation and the duration of the freeze-up data were analyzed separately for each gauge. There were tested: the hypotheses of randomness, normality of the series of observations, hypotheses about the absence of a linear trend and autocorrelations in the data; hypotheses of homogeneity of series of observations. At the second stage the stable dates of ice formation and the duration of the freeze-up data were analyzed jointly using a two-dimensional normal distribution model for each gauge. There were tested: the hypotheses on two-dimensional normality and equality of data covariance matrices; the hypothesis of homogeneity of two-dimensional data. Using the methods of difference-integral curves and t-test revealed statistically significant changes in the behavior of the characteristics under consideration with the change point in 1997. Within each of the periods 1936–1997 and 1998–2017 for all gauges, the initial data allow describing the behavior of the characteristics under study using a resampling model, the elements of which have the same normal distribution law. There are no autocorrelations in the observation series. At the same time, statistically significant shifts in the dates of ice formation to the late side by 7–14 days and a reduction in the duration of the freeze-up period by 6–18 days were established. The transition from a separate analysis of the dates of ice formation and the duration of the freeze-up period to their joint analysis did not affect the nature of the results obtained. The results make it possible to improve the forecasting of the ice-thermal regime of rivers and improve the planning and organization of the work of water transport and hydraulic structures.

Keywords: ice formation dates, duration of freeze-up, long-term series, randomness and homogeneity tests

REFERENCES

Agafonova S.A., Frolova N.L., Surkova G.V. Modern characteristics of the ice regime of the Arctic rivers of Russia and their possible changes in the XXI century. *Gidrometeorologiya i ekologiya: nauchnye i obrazovatel'nye dostizheniya i perspektivy.* Hydrometeorology and ecology: scientific and educational achievements and prospects. Saint Petersburg: "Agraf+", 2017: 17–21. [In Russian].

Balkov V.A. Change in the timing of the opening of the Kama River near Perm due to climate warming. *Uchyonye zapiski Permskogo universiteta.* Scien. zap. Perm University.1960, 15 (2): 103–107. [In Russian].

Bendat Dzh., Pirsol A. Prikladnoj analiz sluchajnyh dannyh. Applied analysis of random data. Moscow: Mir, 1989: 540. [In Russian].

Borovikov V.P., Ivchenko G.I. Prognozirovanie v sisteme Statistica v srede Windows: Osnovy teorii i intensivnaya praktika na komp'yutere. Forecasting in the Statistica system in a Windows environment: Fundamentals of theory and intensive practice on a computer. Moscow: Finance and statistics, 2006: 368. [In Russian].

Vtoroy otsenochnyi doklad Rosgidrometa ob izmeneniyakh klimata i ikh posledstviyakh na territorii Rossiyskoy Federatsii. Second estimation report on climate changes and their consequences on the territory of Russian Federation. Moscow: Roshydromet, 2014: 1009. [In Russian].

Ginzburg B.M. The timing of freezing and opening of rivers at the end of the XX century and their possible changes in the XXI century. *Meteorologiya i gidrologiya.* Meteorology and hydrology, 2005, 12: 88–97. [In Russian].

Ginzburg B.M., Gurova I.N. Ice regime of Russian rivers in the conditions of modern climate and its possible changes. Vestnik Moskovskogo universiteta. Seriya 5: Geografiya. Moscow University Bulletin. Series 5: Geography. 2007, 6: 101–108. [In Russian].

Ginzburg B.M., Soldatova I.I. Long-term fluctuations in the timing of freezing and opening of rivers in various geographical zones. *Meteorologiya i gidrologiya.* Meteorology and hydrology, 1996, 6: 101–108. [In Russian].

Ivchenko G.I., Medvedev YU.I. Mathematical statistics. Moscow: Vysshaya shkola, 1992: 304. [In Russian].

Kalinin V.G. Ice regime of rivers and reservoirs of the Upper and Middle Kama basin: Monograph. Perm: Perm State University. 2008: 252. [In Russian].

Kalinin V.G. On the choice of a representative estimated observation period in the study of the ice regime of rivers. *Geograficheskij vestnik*. Geographical Bulletin. 2020, 1 (52): 120–129 [In Russian]. https://doi.org/10.17072/2079-7877-2020-1-120-129

Kalinin V.G., Trofimov N.A. On the choice of the necessary duration of the observation period of the ice regime of rivers. *Meteorologiya i gidrologiya*. Meteorology and hydrology, 2001, 8: 78–88. [In Russian].

Kalinin G.S. Ledovye yavleniya na rekah vodosbora Votkinskogo vodohranilishcha i vliyanie na nih fiziko-geograficheskih faktorov i atmosfernoj cirkulyacii. Ice phenomena on the rivers of the watershed of the Votkinsk reservoir and the influence of physical and geographical factors and atmospheric circulation on them. PhD. Perm: PGU, 1974: 213. [In Russian].

Smahtin V.K. The ice regime of the Trans-Baikal lakes in the conditions of modern warming. *Led i Sneg.* Ice and Snow. 2018, 58 (2): 225–230. [In Russian].

Chen Y., She Y. Long-term variations of river ice breakup timing across Canada and its response to climate change. Cold Regions Science and Technology, 2020: 176.

Johnson R.A., Wichern D.W. Applied Multivariate Statistical Analysis. Pearson Education, Inc. 2007: 794.

Kalinin V.G., Chichagov V.V. Long-term variability of ice formation dates on the rivers of the Votkinsk reservoir catchment. Russ. Meteorol. Hydrol. 2014, 39 (7): 491–497.

Kalinin V.G., Chichagov V.V. Changes in river ice formation dates and tests for their statistical significance assessment. Russ. Meteorol. Hydrol. 2019, 44 (9): 613–622.

Korhonen J. Long-term changes and variability of the winter and spring season hydrological regime in Finland. PhD. Helsinki: Institute for Atmospheric and Earth System Research Doctoral dissertation, 2019.

Livingstone D.M. Break-up dates of alpine lakes as proxy data for local and regional mean surface air temperatures. Climatic Change.1997, 37 (2): 407–439.

Livingstone D.M. Ice break-up on southern Lake Baikal and its relationship to local and regional air temperatures in Siberia and to the North Atlantic Oscillation. Limnology and Oceanography. 1999, 44 (6): 1486–1497.

Mardia K.V. Applications of Some Measures of Multivariate Skewness and Kurtosis in Testing Normality and Robustness Studies // Sankhyā: The Indian Journ. of Statistics, Ser. B (1960–2002). 1974, 36 (2): 115–128.

Maslanik J.A., Barry R.G. Lake ice formation and breakup as an indicator of climate change: potential for monitoring using remote sensing techniques. The Influence of Climate Change and Climatic Variability on the Hydrologic Regime and Water Resources (Proceedings of the Vancouver Symposium, August 1987). IAHS Publ. 1987, 168: 153–161.

Pettitt A.N. A non-parametric approach to the change-point problem // Journ. of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics). 1979, 28 (2): 126–135.

Tanaka M., Yoshino M.M. Re-examination of the climatic change in central Japan based on freezing dates of Lake Suwa. Weather. 1982, 37: 252–259.