

ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ БЮДЖЕТНОЕ
ОБРАЗОВАТЕЛЬНОЕ УЧРЕЖДЕНИЕ ВЫСШЕГО ОБРАЗОВАНИЯ
УФИМСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ НАУКИ И ТЕХНОЛОГИЙ

на правах рукописи



Васильев Денис Юрьевич

**ОСОБЕННОСТИ ИЗМЕНЕНИЯ КЛИМАТА НА ЮЖНОМ УРАЛЕ:
ПРИЧИНЫ И ПОСЛЕДСТВИЯ**

Специальность 1.6.18. – Науки об атмосфере и климате

Диссертация на соискание ученой степени
доктора географических наук

Научный консультант:
доктор физико-математических наук, академик РАН
Семенов Владимир Анатольевич

Уфа – 2023

СОДЕРЖАНИЕ

Введение.....	5
Глава 1. Физико-географические условия территории Южного Урала.	
Климатические характеристики и используемая	
гидрометеорологическая сеть.....	16
1.1. Географическое положение. Геологическое строение и рельеф. Климат. Гидрография. Почвенный покров. Растительный и животный мир. Природные зоны.....	16
1.2. Гидрометеорологические наблюдения на Южном Урале. Температура воздуха. Атмосферные осадки. Речной сток.....	20
Глава 2. Спектральный анализ основных гидрометеорологических	
характеристик.....	28
2.1. Методы вейвлет и кросс-вейвлет преобразования.....	28
2.2. Выявление циклической составляющей в гидрометеорологических характеристиках.....	30
2.3. Вейвлет анализ инструментальных наблюдений на Европейской части России.....	38
2.4. Когерентность гидрометеорологических характеристик на Южном Урале с климатическими индексами.....	47
2.5. Выводы.....	67
Глава 3. Палеоклиматические реконструкции атмосферных осадков на	
Южном Урале.....	69
3.1. Материал и методика дендрохронологического исследования.....	69
3.2. Влияние климатических факторов на радиальный прирост годовых слоев древесины.....	83
3.3. Выводы.....	95
Глава 4. Пространственно-временная структура приповерхностной	
температуры на Южном Урале.....	97
4.1. Температурный режим на территории Южного Урала.....	97

4.2. Оценка прямого радиационного воздействия на тренды приповерхностной температуры воздуха на Южном Урале.....	106
4.3. Разложение на естественно-ортогональные составляющие температурного поля.....	116
4.4. Выводы.....	126
Глава 5. Региональная структура атмосферных осадков на Южном Урале.....	129
5.1. Особенности распределения и режима атмосферных осадков над территорией Южного Урала.....	129
5.2. Пространственно-временная структура атмосферных осадков на Южном Урале	137
5.3. Выводы.....	141
Глава 6. Колебания речного стока в бассейнах рек Белая и Урал. Моделирование весеннего стока.....	143
6.1. Внутригодовое распределение и динамика речного стока в бассейне рек Белая и Урал.....	143
6.2. Моделирование речного стока в половодье и межень на примере бассейнов рек Белая и Урал.....	157
6.3. Выводы.....	177
Глава 7. Оценка метеорологических условий пожарной опасности, засушливости региона и загрязнения атмосферного воздуха на фоне глобального потепления.....	179
7.1. Оценка условий увлажнения территории Южного Урала.....	179
7.2. Оценка метеорологических условий пожарной опасности для территории Южного Урала.....	186
7.3. Влияние метеорологических условий на уровень загрязнения атмосферного воздуха, на примере уфимской агломерации.....	192
7.4. Оценка последствий опасных природных явлений на примере Республики Башкортостан.....	211

7.5. Выводы.....	216
Заключение и выводы.....	218
Список литературы.....	221
Приложение.....	261

Введение

Актуальность работы. Наблюдаемый с начала XX века рост глобальной приповерхностной температуры воздуха на Земле и в отдельных ее регионах (рис. 1.1), способствовал усилению интереса к проблеме изменения климата. Рост экстремальности климата и числа опасных погодных явлений (ОПЯ), прежде всего опасных гидрометеорологических явлений, наблюдаемых в различных регионах Земли с конца XX – начала XXI вв., еще больше способствовал повышению интереса к данному вопросу. К настоящему времени установлено, что изменение климата оказывает существенное влияние на динамику природных систем, жизнедеятельность человека и, связанную с ней, хозяйственную инфраструктуру (Алексеевский и др., 2013; Будыко, Винников, 1976; Груза, Ранькова, 1980; Груза, Ранькова, 2004; Груза, Ранькова, 2012; Горбатенко и др. 2020; Добровольский, 2007; Долгов, Коронкевич, 2012; Елисеев и др., 2015; Золотокрылин и др., 2007; Зуев и др., 2012; Израэль, Назаров 2004; Кислов, 2001; Кондратьев, 2004; Мохов, 2022; Панин, Дианский, 2015; Переведенцев и др., 2017; Суркова, Лебедева, 2019; Титкова, 2003; Чередыко и др., 2016; Andronova, Schlesinger, 2000; Barriopedro et al, 2006; Bulygina et al, 2007; Fyfe et al, 2013; IPCC, 2021; Jones et al, 1986; Nyberg et al, 2007; Semenov, Latif, 2010; Shikhov et al, 2021; Sorte et al, 2021; Tabari, 2021; Wen et al, 2011; Williams et al, 2007).

Согласно Шестому оценочному докладу Межправительственной группы экспертов по изменению климата (МГЭИК), на территории России за последние 10 лет число ОПЯ не растет, по сравнению с предыдущими десятилетиями XX – и начале XXI вв., за которые отмечен рост ОПЯ и связанного с ними экономического и гуманитарного ущерба. По оценкам Росгидромета, скорость роста ОПЯ в конце XX – и начале XXI вв. на территории России составила около 200 случаев/10 лет, ущерб от ОПЯ за это же время исчисляется в более 100 миллиардов рублей. Учет гидрометеорологических факторов является, следовательно, необходимым условием для устойчивого функционирования хозяйственной инфраструктуры и социально-экономического развития Российской Федерации в целом, а также отдельных ее субъектов. В соответствии с

третьим оценочным докладом Росгидромета, проявления изменений климата на территории Российской Федерации характеризуются впечатляющим многообразием и неоднозначностью последствий для природной среды, экономики и населения нашей страны. Для России важен весь комплекс угроз, рисков и возможностей, обусловленных наблюдаемыми и ожидаемыми климатическими изменениями, что вносит специфические особенности в политику РФ. Это обуславливает необходимость учёта изменений климата в качестве одного из ключевых долговременных факторов безопасности Российской Федерации и выдвигает проблему предсказуемости изменений климата и их последствий в её национальном и международном измерениях в число приоритетов политики Российской Федерации.

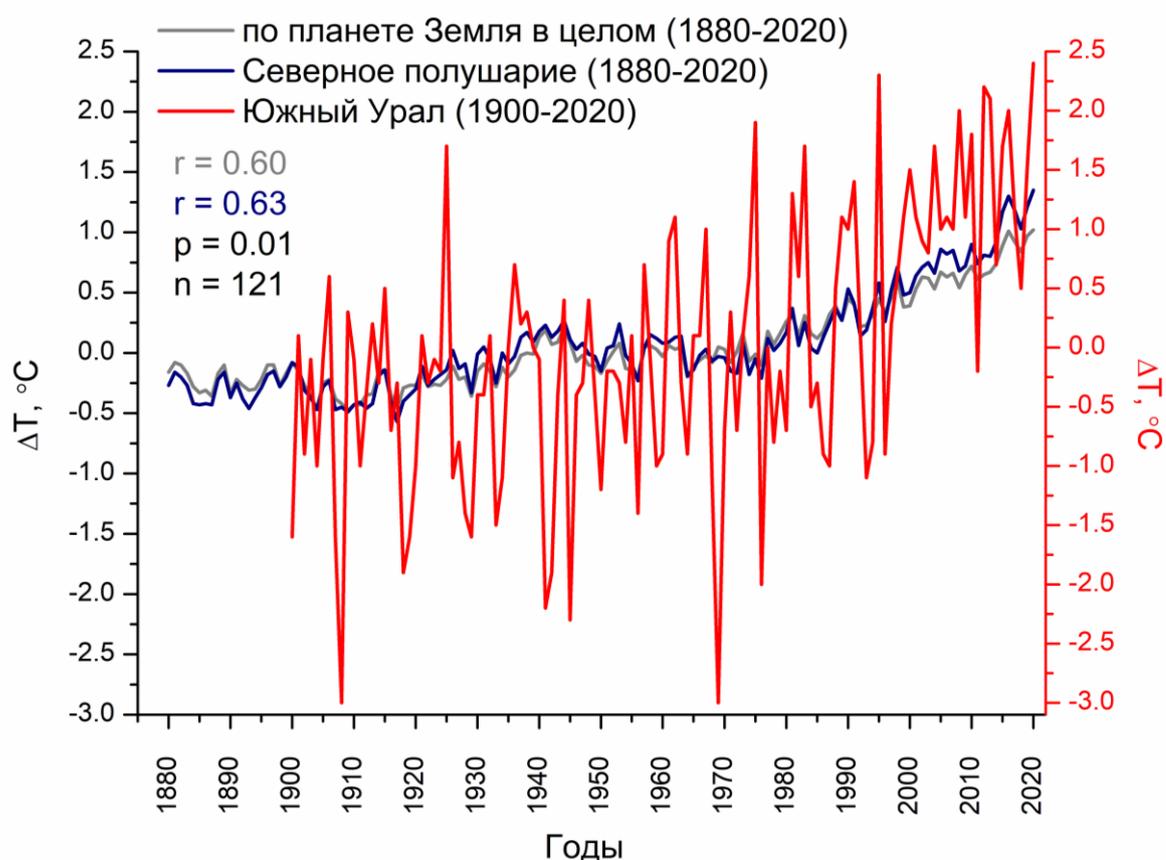


Рисунок 1.1. Средние годовые аномалии приповерхностной температуры воздуха. Температурные данные по планете Земля и по Северному полушарию взяты с сайта NASA. Аномалии температуры воздуха по Южному Уралу вычислены с использованием инструментальных данных наблюдательной сети Росгидромета.

По результатам модельных оценок глобальных и региональных изменений климата (напр., Володин и др., 2010; Дымников, 2007; Мохов и др., 2020; Семенов, Алешина, 2021; Семенов и др., 2014; Толстых и др., 2015; Begueria et al, 2014; Ghil, Vautard, 1991; Graham, 1995; Hersbach et al, 2015; Petoukhov et al, 1998; Pli et al, 2016; Rayner et al, 2003; Roeckner et al, 2003) установлено, что современная глобальная приповерхностная температура воздуха в последнее десятилетия монотонно росла и превышала соответствующие значения для предшествующих десятилетий. Такое глобальное потепление может привести к изменению гидрологического цикла и режима атмосферных осадков, как в отдельных регионах Земли, так и в целом на всей планете. С другой стороны, колебания температурного режима отдельных регионов часто отличаются от изменений глобальной и полушарных приземной температуры. Именно поэтому исследования изменчивости гидрометеорологических параметров (приземной температуры воздуха, атмосферных осадков и речного стока) отдельных регионов также имеют большое значение, особенно районов Земли с разнообразными физико-географическими условиями, к которым, безусловно, относится территория Южного Урала, климат которого континентальный, где наиболее сильна внутренняя изменчивость климата.

Одной из главных проблем при получении достоверных оценок изменений климата и исследования их причин является относительная непродолжительность рядов инструментальных данных, полученных на большинстве гидрометеорологических станций, с помощью метеорологических спутников, а также по данным реанализов. Действительно, период инструментальных наблюдений на территории России в среднем не превышает 100 лет, тогда как для оценки климатических изменений в масштабе 100 и более лет необходимо иметь более длительные ряды гидрометеорологических параметров. Известно, что в годичных слоях древесных растений содержится информация о климатических условиях прошлых столетий, поэтому проведение дендроклиматических (палеоклиматических реконструкций) исследований очень важно. Отметим, что научными коллективами в разных странах большая часть палеоклиматических

реконструкций проведена для исследования изменчивости приземной температуры и атмосферных осадков (Агафонов, Кукарских, 2008; Долгова и др., 2010; Кучеров, 1996; Кучеров, 2010; Кучеров, Мулдашев, 2011; Akkemik, Aras, 2005; Akkemik et al, 2008; Briffa et al, 2009; Chen et al, 2021; Cook et al, 1999; Cook et al, 2020; Fritts, 1976; Fritts et al, 1990; Griggs et al, 2007; Grissino-Mayer, 1996; Hughes et al, 1994; Köse et al, 2013; Liu et al, 2007; Meko, 2002; Meko et al, 2011; Meko et al, 2020; Pisaric et al, 2009; Stahle et al, 2009; Stahle et al, 2012; Touchan et al, 2005). Затем по количеству исследований следуют реконструкции речного стока (например, работы Агафонова и Гурской (2010); Мeko, (2002) и Мeko et al. (2020)). Что касается аналогичных исследований для Южного Урала, то наибольшая связь годового прироста деревьев выявлена здесь с атмосферными осадками весенне-летнего периода (Агафонов, Кукарских, 2008; Васильев Д.Ю. и др., 2016, Васильев Д.Ю. и др. 2020; Кучеров, 2010; Кучеров и др., 2016). В целом отметим, что возможность оценки прошлых изменений климата на основе палеореконовструкций для гораздо более длительного, по сравнению с периодом инструментальных наблюдений, временного интервала являются важным инструментом не только для понимания современных, но и для прогноза будущих изменений климата.

Таким образом, актуальность данного исследования связана, прежде всего, с растущими негативными последствиями изменения климата для экологических условий и экономики Южного Урала. Необходимость исследования изменения климата Южного Урала обусловлена также географическим положением региона (Берг, 1947; Мильков, 1947; Мукатанов, 1982; Мулдашев, 1998; Наумова и др., 2011; Чибилев, 1987; Чибилев, 1990; Чибилев, 2011), расположенном на стыке Европейской части России и Западной Сибири, что дает уникальную возможность исследования климатических предпосылок, связанных со смещением зон увлажнения под влиянием естественной климатической изменчивости в условиях глобального потепления.

Цель исследования

Установление и описание механизмов изменчивости гидрометеорологических параметров на различных пространственно-временных масштабах на Южном Урале в современный и исторический период, а также оценка влияния региональных климатических изменений на динамику и функционирование природных систем.

Задачи исследования:

1. Анализ пространственно-временной структуры изменчивости приповерхностной температуры воздуха на Южном Урале для выявления основных факторов, определяющих климатические изменения в регионе.
2. Анализ пространственно-временной структуры изменчивости атмосферных осадков на Южном Урале с целью определения основных факторов, влияющих на климатические изменения в регионе.
3. Пространственно-временной анализ речного стока на Южном Урале на примере бассейнов рек Белая и Урал.
4. Выявление возможных механизмов формирования естественной климатической изменчивости на Южном Урале на основе анализа данных глобальной модели общей циркуляции атмосферы.
5. Проведение дендрохронологических реконструкций для выявления климатических факторов, оказывающих лимитирующее влияние на радиальный прирост деревьев для некоторых районов Южного Урала.
6. Оценка условий увлажнения территории Южного Урала на основе индексов засухи.
7. Оценка метеорологических условий пожарной опасности и загрязнения атмосферного воздуха на Южном Урале.

Объект исследования – процессы изменения климата, гидрологического режима и загрязнения атмосферного воздуха на Южном Урале.

Предметом защиты является решение **крупной научной проблемы** – определение тенденций изменения температурного режима, атмосферных осадков на Южном Урале и водного режима рек Белая и Урал под влиянием глобальных изменений климата и выявление их возможных механизмов.

Используемые данные и методы исследования:

В работе использовались данные гидрометеорологических наблюдений Росгидромета, дистанционных измерений, климатического моделирования и атмосферных реанализов. Для оценки статистической связи между изучаемыми параметрами применялся корреляционный и регрессионный анализ. В анализе спектральной структуры гидрометеорологических параметров использовались методы Фурье и вейвлет преобразования. Для понимания возможных физических причин, лежащих в основе изменений во времени использованных гидрометеорологических параметров, был использован кросс-вейвлет анализ с климатическими индексами. При описании статистической структуры температурных полей и атмосферных осадков использовался метод главных компонент или разложение исследуемой векторной функции в ряд по системе ортогональных и нормированных функций.

Основные положения, выносимые на защиту:

1. Количественные оценки изменений многолетнего режима температуры воздуха, атмосферных осадков и речного стока для территории Южного Урала с использованием вейвлет анализа.
2. Определение временной локализации и количественные оценки вклада различных мод климатической изменчивости в колебания приповерхностной температуры воздуха, атмосферных осадков и речного стока на Южном Урале.
3. Установление связи радиального прироста сосны обыкновенной (*Pinus sylvestris L.*) с основными гидрометеорологическими параметрами на основе 242-летней и 135-летней реконструкций атмосферных осадков весенне-летних

месяцев для территории Южного Урала, с выявлением низкочастотных колебаний и их связи с климатическими индексами.

4. Выявление и описание пространственно-временной структуры изменчивости основных гидрометеорологических параметров Южного Урала, с выделением сезонов наибольшего влияния индексов Североатлантического колебания и Атлантического мультideкадного колебания.

5. Пространственно-временные характеристики засушливости на основе вычисленных значений индексов засушливости и количественные оценки влияния долгопериодных колебаний климата на повторяемость засух для исследуемой территории Южного Урала.

6. Количественная оценка влияния изменения климата на распространение и интенсивность лесных пожаров для территории Южного Урала, с выявлением тесноты связи между экстремальными значениями индексов пожарной опасности и аномально жаркими годами.

7. Количественная оценка влияния климатических изменений на уровень загрязнения и качество атмосферного воздуха для самой крупной агломерации на территории Южного Урала, города Уфы, с анализом специфических синоптических условий, способствующих увеличению концентрации загрязняющих веществ в атмосфере города Уфы.

Научная новизна:

1. Впервые получены количественные оценки вклада крупномасштабных мод естественной изменчивости климата в колебаниях атмосферных осадков и температурного режима на Южном Урале.

2. Впервые с помощью вейвлет и кросс-вейвлет анализа выявлены циклы в колебаниях речного стока и установлены причины различной реакции гидрологического режима бассейна рек Белая и Урал на колебания регионального климата.

3. На основе анализа эмпирических данных и результатов экспериментов с глобальной моделью общей циркуляции атмосферы ECHAM5 произведена оценка

прямого радиационного воздействия (ПРВ) в изменения температуры на Южном Урале в последние десятилетия. Установлено, что вклад ПРВ с 1979 по 2012 гг. в регионе превышает 0,6 °С/годы и составляет 45% величины среднего по ансамблю, в котором концентрации CO₂ и CH₄ изменялась согласно инструментальным измерениям.

4. На основе выявленной тесной связи хронологии прироста сосны обыкновенной на Бугульминско-Белебеевской возвышенности с осадками мая-июня ($r=0,60$) впервые проведена реконструкция атмосферных осадков весенне-летнего сезона для периодов с 1860 по 1994 гг. и удлинение реконструкции атмосферных осадков мая-июля на Зилаирском плато ($r=0,78$) с 1776 по 2017 гг., соответственно.

5. Впервые на основе вейвлет и кросс-вейвлет анализа выявлены циклы в колебаниях атмосферных осадков весенне-летнего периода на Южном Урале, а также установлена связь этих циклов с различными модами естественной климатической изменчивости.

6. Впервые произведена количественная оценка влияния метеорологических условий на режим увлажнения, пожарную опасность и загрязнения атмосферного воздуха для территории Южного Урала.

Научная и практическая значимость:

1. Выявленные характерные периоды в колебаниях приповерхностной температуры воздуха, атмосферных осадков и речного стока способствовали лучшему пониманию динамики климата Южного Урала и могут быть использованы для разработки улучшенных методов прогноза.

2. Полученные для Южного Урала результаты кросс-вейвлет анализа гидрометеорологических параметров и разложения на естественно-ортогональные составляющие могут быть использованы для оценки качества климатических прогнозов на ближайшие десятилетия, а также для улучшения моделей климата.

3. Реализованная модель долгосрочного прогноза весеннего стока на примере реки Белой может быть использована в гидрологической практике Башкирского УГМС Росгидромета.
4. Полученные наборы древесно-кольцевых данных и построенные реконструкции атмосферных осадков могут быть использованы в проведении обобщающих палеоклиматических исследований, как на Южном Урале, так и для всей Европейской части России.
5. Большинство используемых в диссертационной работе методов и вычислительных процедур было реализовано в программном пакете MatLab, с использованием языка программирования C++, и используются в курсах лекций и практических занятиях по дисциплине «Физико-географические основы природной среды» на факультете защиты в чрезвычайных ситуациях Уфимского университета науки и технологии.
6. Для территории Южного Урала создана уникальная база данных по индексам увлажнения и пожарной опасности.

Результаты, положенные в основу диссертационной работы, были получены в рамках следующих научных программ и проектов: государственных заданий рег. № 01201352488 и рег. № АААА-А21-121011190016-1, Президиума РАН, РФФИ (проект № 17-05-00561), РФФИ-РГО № 17-05-41085, РФФИ (№19-17-00242), а также при поддержке соглашения № 075-15-2021-577 с Министерством науки и высшего образования РФ.

Личный вклад авторы

Все представленные результаты в диссертации, были получены автором либо лично, либо в соавторстве с российскими коллегами. Часть результатов по анализу пространственно-временной структуры приземной температуры воздуха получена в соавторстве с В.А. Семеновым. Основная часть исследований по палеоклиматическим реконструкциям проведена совместно с С.Е. Кучеровым. В

работах, относящихся к выносимым на защиту результатам и выполненным в соавторстве, основная идея исследования принадлежала автору.

Апробация работы

По теме диссертации опубликовано 26 работ, из них 19 в журналах, входящих в Перечень ведущих рецензируемых научных журналов и изданий ВАК РФ: «Доклады академии наук», «Метеорология и гидрология», «Известия РАН – серия географическая», «География и природные ресурсы», «Экология», «Оптика атмосферы и океана», «Исследование Земли из космоса», и др.

Результаты исследования по диссертационной работе были представлены на следующих всероссийских и международных научных конференциях: международная конференция молодых ученых «Land-Ocean-Atmosphere Interactions in the Changing World» (2011 г.), открытая международная конференция «Современные проблемы дистанционного зондирования Земли из космоса» (2011, 2012, 2019, 2020, 2021 и 2022 гг.), СатЭП (2012), всероссийская научная конференция «Процессы самоорганизации в эрозионно-русловых системах и динамике речных долин (Fluvial systems-2012) с участием иностранных ученых», научно-практическая школа-семинар для молодых ученых и специалистов в области гидрометеорологии (2012 и 2013 гг.), МАПАТЭ – 2013, международная конференция, посвященной памяти академика А.М. Обухова «Турбулентность, динамика атмосферы и климата» (2013 и 2018 гг.), СатЭП – 2014, международная конференция молодых ученых «Environmental observations, modeling and information systems – ENVIROMIS» (2014), всероссийская научная конференция «Мониторинг состояния и загрязнения окружающей среды. Основные результаты и пути развития» (2017), международная конференция «International geographical union thematic conference dedicated to the centennial of the institute of geography of the Russian academy of science» (2018), XXIV, XXV, XXVI, XXVII, XXVIII и XXIX Международный симпозиум «Оптика атмосферы и океана. Физика атмосферы» (2018, 2019, 2020, 2021, 2022 и 2023 гг.), IX международный симпозиум «Степи Северной Евразии» (2021), Всероссийская

конференция «Изменения климата: причины, риски, последствия, проблемы адаптации и регулирования». Также доклады проводились на заседаниях отделов гидрологии и метеорологии Башкирского управления по гидрометеорологии и мониторингу окружающей среды (Росгидромет), физического отдела Института океанологии им. П.П. Ширшова РАН, научном семинаре лабораторий климатологии и гидрологии Института географии РАН, ученом совете Института степи УрО РАН, кафедры метеорологии, климатологии и экологии атмосферы Казанского федерального университета, кафедры физической географии и гидрологии суши географического факультета Башкирского государственного университета, кафедры физики Башкирского государственного аграрного университета.

Структура и объем работы

Работа состоит из введения, 7 глав, заключения, списка литературы – 367 наименований. В ней содержатся 285 страниц текста, 22 таблицы, 84 рисунка.

Автор выражает глубокую благодарность научному консультанту, доктору физико-математических наук, академику РАН Владимиру Анатольевичу Семенову за постоянную помощь при выполнении данного исследования. Также автор считает своим долгом выразить глубокую признательность доктору географических наук, академику РАН, профессору А.А. Чибилеву, доктору физико-математических наук, профессору А.Н. Чувыврову и доктору биологических наук С.Е. Кучерову, с которыми проводились совместные исследования.

Автор также искренне признателен руководству и сотрудникам Башкирского управления и Оренбургского центра по гидрометеорологии и мониторингу окружающей среды Росгидромета – Ю.И. Ферапонтову, В.З. Горохольской, В.А. Мещерину, Н.А. Бондаренко, М.С. Утесеновой и Г.Н. Семеновой за предоставленные материалы и многолетнюю совместную работу.

Глава 1. Физико-географические условия территории Южного Урала.

Климатические характеристики и используемая гидрометеорологическая сеть

1.1. Географическое положение. Геологическое строение и рельеф. Климат. Гидрография. Почвенный покров. Растительный и животный мир. Природные зоны

Необходимо отметить, что в данной работе под территорией Южного Урала принимается Оренбургская область и Республика Башкортостан (рис. 1.2), совместная площадь которых составляет 266649 км². Отличительной особенностью географического положения данной территории является расположение таковой на рубеже Европы и Азии, граница между которыми здесь проходит по Уральским горам и реке Урал. Протяженность исследуемого региона с севера на юг составляет около 650 км, а с востока на запад примерно 856 км. На севере Южный Урал граничит с Пермским краем и Свердловской областью, на востоке с Челябинской и Курганской областями, на юге с государством Казахстан, на западе с Саратовской, Самарской областями и Татарией, на северо-западе с Удмуртией.

На территории Южного Урала развиты геологические комплексы почти всех возрастов от архейского до четвертичного (Пучков, 1986). В геологическом отношении территория Южного Урала состоит из двух контрастных структур: восточной окраины Восточно-Европейской платформы и западной части Уральского складчатого пояса (Казанцева, 1987). Основу Южного Урала представляют следующие тектонические области: Восточноевропейско-Баренцевская мегапровинция, куда входят Волго-Уральская антеклиза (Татарский свод, Камско-Бельский авлакоген, Красноуфимское поднятие, Серноводско-абдулинский авлакоген, Орлянско-Ивановское поднятие, Бузулукская впадина), Южно-Предуральский краевой прогиб (Соликамский прогиб, Стерлитамакский прогиб) и Прикаспийская синеклиза (Оренбургская ступень); Урало-Охотский пояс, включающий в себя Западно-Уральскую внешнюю надвиговую систему

(Бардымский аллохтон, Башкирский антиклинорий, Кракинский аллохтон, Зилаирский синклинорий, Уралтаусский антиклинорий, Сакмарский аллохтон), Магнитогорскую вулcano-тектоническую систему и мегасинклинорий (Западно-Магнитогорская вулcano-тектоническая дуга и чашуйчатый моноклинорий, Восточно-Магнитогорская вулcano-тектоническая дуга и синклиной) и Восточно-Уральскую систему аллохтонных выступов (Мугоджаро-Челябинский чашуйчатый выступ, Варненский чашуйчатый моноклинорий, Зауральский чашуйчатый выступ, Денисовский чашуйчатый моноклинорий) (<https://vsegei.ru/ru/info/gisatlas/pfo>). Почти вся западная и северная части Южного Урала и Зауралья занимают возвышенные равнины. Самая большая из них это Общий Сырт и прилегающая к нему Бугульминско-Белебеевская возвышенность, склоны, которых изрезаны балками и оврагами (Чибилев, 2011). Известно, что для территории Южного Урала характерно широкое распространение и разнообразие карста (Абдрахманов и др., 2002; Балков, 1970). Под термином карст, понимают природные и техногенные процессы и созданные ими формы наземного и подземного рельефа. В Башкирском Предуралье и на западном склоне Южного Урала залегают карстующиеся карбонатные и сульфатные отложения, которые способствуют развитию опасных гидрогеологических процессов (воронки, овраги, провалы, пещеры и др.). Уфимское плато, расположенное на северо-востоке территории постепенно переходит в горы Южного Урала, с наивысшей точкой – горой Ямантау (1640 м), а становым и самым протяженным (290 км) хребтом которых является Уралтау. Горы Южного Урала, как и весь Урал, представляют собой западные цепи герцинской складчатой горной области. Надвинутые на восточный край Русской платформы, они были подняты в мезозое на значительную высоту, подверглись разломам и приобрели складчато-глыбовую структуру. Сложены они метаморфизованными палеозойскими и протерозойскими, а также магматическими породами, которые внедрялись по трещинам в складки и обогатили восточный пояс Южного Урала и Зауралье различными рудами и редкими минералами (Чибилев, 1990).

Климат Южного Урала характеризуется значительными контрастами. На севере и западе он континентальный, с влажным, теплым летом и умеренно суровой зимой. На юге и юго-востоке территории он меняется на резкоконтинентальный и засушливый, лето жаркое с суховеями, зима холодная и малоснежная. Средняя температура июля $+19^{\circ}\text{C}$, а января -18°C . Среднее годовое количество атмосферных осадков около 600 мм, относительная влажность 55-60%. Продолжительность зимнего сезона 5 месяце (с ноября по март), морозы в этот период могут достигать -40°C , в отдельные дни и до -50°C . Весна короткая – 2 месяца (апрель, май), лето календарное – с июня по август. Осень на большей части Южного Урала начинается в сентябре и заканчивается в ноябре, за исключением горно-лесной области и северных районов, где похолодания начинаются во второй половине августа.

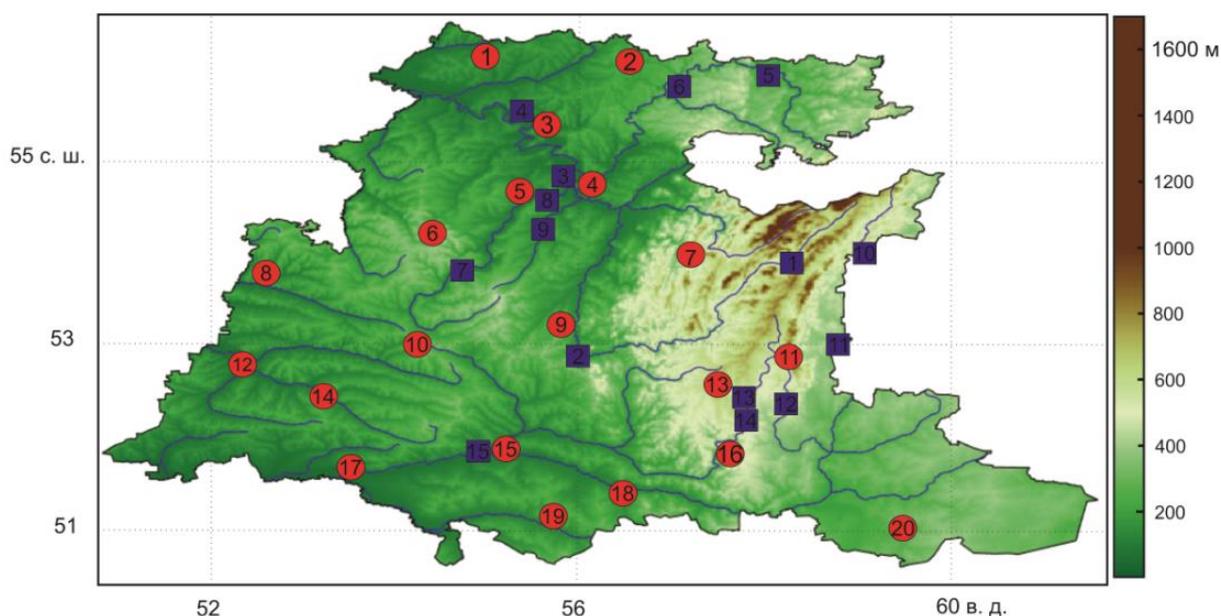


Рисунок 1.2. Территория Южного Урала и используемая сеть гидрометеорологических станций Росгидромета. Красными точками обозначены метеорологические станции, синими квадратами гидрологические посты. Топографическая карта и гидрографическая сеть выполнены в программе MatLab2014R (<https://www.mathworks.com>), с использованием пространственных данных ETOPO1 (<https://www.ngdc.noaa.gov/mgg/global>)

Гидрография региона представлена в основном бассейнами двух рек – Белой и Урала. Водосборная площадь бассейна реки Белой, являющейся самым крупным притоком реки Камы, оставляет 142000 км² (S) с длиной 1430 км, Основными притоками реки Белой являются реки Уфа ($S=53100$ км²) и Дема ($S=12800$ км²) (Балков, 1978). Питание рек бассейна, в основном, является снеговым, со средним годовым расходом воды, Q , в устье реки Белой примерно 900 м³с⁻¹ (Гареев, 1995), а 60-70% внутригодового распределения стока приходится на весеннее половодье.

Водосборная площадь бассейна реки Урал – 231000 км², длина 2428 км, а самым крупным притоком является река Сакмара ($S=30200$ км²). Необходимо отметить тот географический факт, что река Урал является естественной границей между Европой и Азией. Питание рек бассейна, в основном, тоже снеговое, а более 80% годового стока приходится на половодье со средним годовым расходом воды в устье около 400 м³с⁻¹. В целом водный режим реки Урал считается неравномерным (Чибилев, 1987).

Почвенный покров и природные зоны Южного Урала крайне разнообразны (Берг, 1947). Действительно, на севере региона распространены дерново-подзолистые почвы, на возвышенностях Общей Сырт, Бугульминско-Белебеевской и Уфимском плато доминируют дерново-карбонатные почвы. Серые лесные почвы развиты в лесной зоне, а лугово-черноземные на горных склонах. Черноземные почвы характерны для степной зоны, которые на юге сменяются темно-каштановыми почвами (Ерохина, 1959; Мукатанов 1982).

По специфике произрастания флоры и распространению фауны на Южном Урале выделяют четыре природные зоны. На севере распространена лесная зона, в которой произрастают хвойно-широколиственные леса, к югу сменяющиеся широколиственными лесами. Лесостепная зона, занимающая часть Предуралья, представлена небольшими участками широколиственных лесов, лугов и степей (Наумова и др., 2011). Степная зона распространена в Зауралье и в южных районах региона, где распространены ковыли (*Stipa*), типчак (*Festuca pseudovina*), бобовые и др. Растительность горно-лесной зоны сформирована под влиянием

вертикальной поясности и, в основном, представлена хвойно-широколиственными лесами, в которых многие растения являются ресурсной базой некоторых производств (Кучеров и др., 1974; Кучеров и др., 1976).

1.2. Гидрометеорологические наблюдения на Южном Урале. Температура воздуха. Атмосферные осадки. Речной сток

Для определения тенденций изменения температурного режима, атмосферных осадков и водного режима рек Белая и Урал под влиянием глобальных изменений климата и выявления их возможных механизмов в настоящей диссертационной работе были использованы различные базы данных гидрометеорологических измерений, которые можно разбить на несколько основных групп: 1) инструментальные данные с гидрометеорологических постов и станций сети Росгидромета (<https://www.meteorf.gov.ru>); 2) данные дистанционных измерений (спутниковые наблюдения, а также показания метеорологического температурного профилимера); 3) данные реанализов, климатических индексов; 4) данные численных экспериментов с глобальной климатической моделью ECHAM5.

Данные инструментальных измерений были взяты с 20 метеорологических станций и 15 гидрологических постов, расположенных на территории Южного Урала, а также с 9 станций регулярной наблюдательной сети за состоянием атмосферного воздуха в городе Уфе, в соответствии с наставлением гидрометеорологическим постам и станциям Росгидромета (<https://www.meteorf.gov.ru>). Основные сведения об используемой гидрометеорологической сети Росгидромета представлены в таблицах 1.1-1.3.

Используемые данные дистанционных измерений представлены массивом данных регулярных измерений профилей температуры в нижнем слое атмосферы, полученных с помощью прибора МТП-5 (<http://jsc-ams.com>). Данный прибор настроен на измерение собственного теплового излучения атмосферы на частоте

60 ГГц, с разрешением по вертикали 50 м, дискретностью измерений каждые 5 мин и диапазоном высот от 0 до 1000 м.

В работе были также использованы данные наблюдений со спутника Terra-MODIS (<https://terra.nasa.gov/about/terra-instruments/modis>) за состоянием окружающей среды и изменением климата. Для верификации стационарных данных и результатов анализа в работе использовались температурные ряды спутникового зондирования на основе семейства многоканальных микроволновых радиометров: MSU/СВЧЗ (Microwave Sounding Unit/Сверхвысокочастотное зондирование) и AMSU/РСВЧЗ (Advanced Microwave Sounding Unit/Расширенное сверхвысокочастотное зондирование), первый из которых является однополосным приемником, настроенным на 53,74 ГГц с полосой пропускания 0,20 ГГц, а второй – двухполосный приемник на частотах 53,71 и 53,48 ГГц, с полосой пропускания 0,17 ГГц. Для решения поставленной в диссертационной работе задачи из огромного массива данных были отобраны инструментальные спутниковые наблюдения за яркостной температурой в нижнем слое атмосферы TLT/ТНТ (Temperature Lower Troposphere/Температура Нижней Тропосферы); вертикальный профиль нижних слоев атмосферы и высотный диапазон зондирования показаны на рис. 1.3а,б. Массив данных ТНТ находится в свободном доступе на сайте – <https://www.remss.com>, в двух вариантах: графическом и NetCDF форматах; первый удобен для обработки в программе ArcGis (<https://www.arcgis.com>), а второй в MatLab (<https://www.mathworks.com>). Среднемесячные данные ТНТ представлены на регулярной сетке с разрешением $2,5^\circ \times 2,5^\circ$ для всего земного шара, за период с 1979 по 2017 гг. Детальное описание методов измерений и методики обработки используемых данных дистанционного зондирования представлено в работах (Mears, Wentz, 2009, 2017). Для исследуемой территории Южного Урала в работе отбирались температурные данные, на основе которых были сформированы 12 полигонов, каждый эквивалентный одному пикселю. Произведена оценка тесноты связи данных приземной метеорологии (по 20 МС Росгидромета на Южном Урале) и

спутникового зондирования, которая привела к коэффициенту корреляции $r=0,97$ при $n=42$ (1979-2020 гг.), $p=0,001$.

Наборы данных повторного анализа представлены тремя реанализами: ECMWF-ERA (<https://climate.copernicus.eu/climate-reanalysis>), NOAA-CIRES (<https://psl.noaa.gov/data/gridded/reanalysis>), CRU-TS (<https://climatedataguide.ucar.edu/variables/atmosphere/precipitation>). Проект ECMWF-ERA – это реанализ Европейского центра среднесрочных прогнозов (European Center for Medium-Range Weather Forecast) (Hersbach et al, 2015; Poli et al, 2016). Реанализ NOAA-CIRES – это совместный проект Управления океанических и атмосферных исследований (National Oceanic and Atmospheric Administration) и Совместного института по исследованиям в области наук об окружающей среде (Cooperative Institute for Research in Environmental Science) (Compo et al, 2011). Массив данных реанализа CRU-TS – это архив сеточных метеорологических параметров, разработанный и поддерживаемый университетом Восточной Англии (Haris et al, 2020). Проведенный корреляционный анализ стационарных данных и реанализов установил слабую тесноту связи в горно-лесной зоне Южного Урала ($r=0,50$) по сравнению с Предуральем и Зауральем, где коэффициент корреляции $r=0,85$. Отметим, что ряды стационарных данных имеют существенный недостаток по сравнению с данными реанализов, так как на территории Южного Урала только на 5 МС длительность наблюдений составляла более 100 лет: Бирск, Уфа, Чишмы, Оренбург, Бугуруслан.

Полагая, что поле элемента на треугольнике может быть описано полиномом первой степени, путем линейной интерполяции находились значения поля в центре тяжести треугольника, представляющие собой средние арифметическое из данных в его вершине. Полученные данные для каждого треугольника значения усреднялись с весами, пропорциональными площадям треугольников. Описанный метод, по отдельности, был реализован в программах, на языке C++ (<https://isocpp.org>) и программе ArcGis. Результаты вычислительных процедур в обеих программах получились одинаковые ($r=0,99$). Полученные

результаты вычислений коэффициентов корреляции были проверены на статистическую значимость с использованием t-критерия Стьюдента, согласно работе (Геворкян и др., 2016).

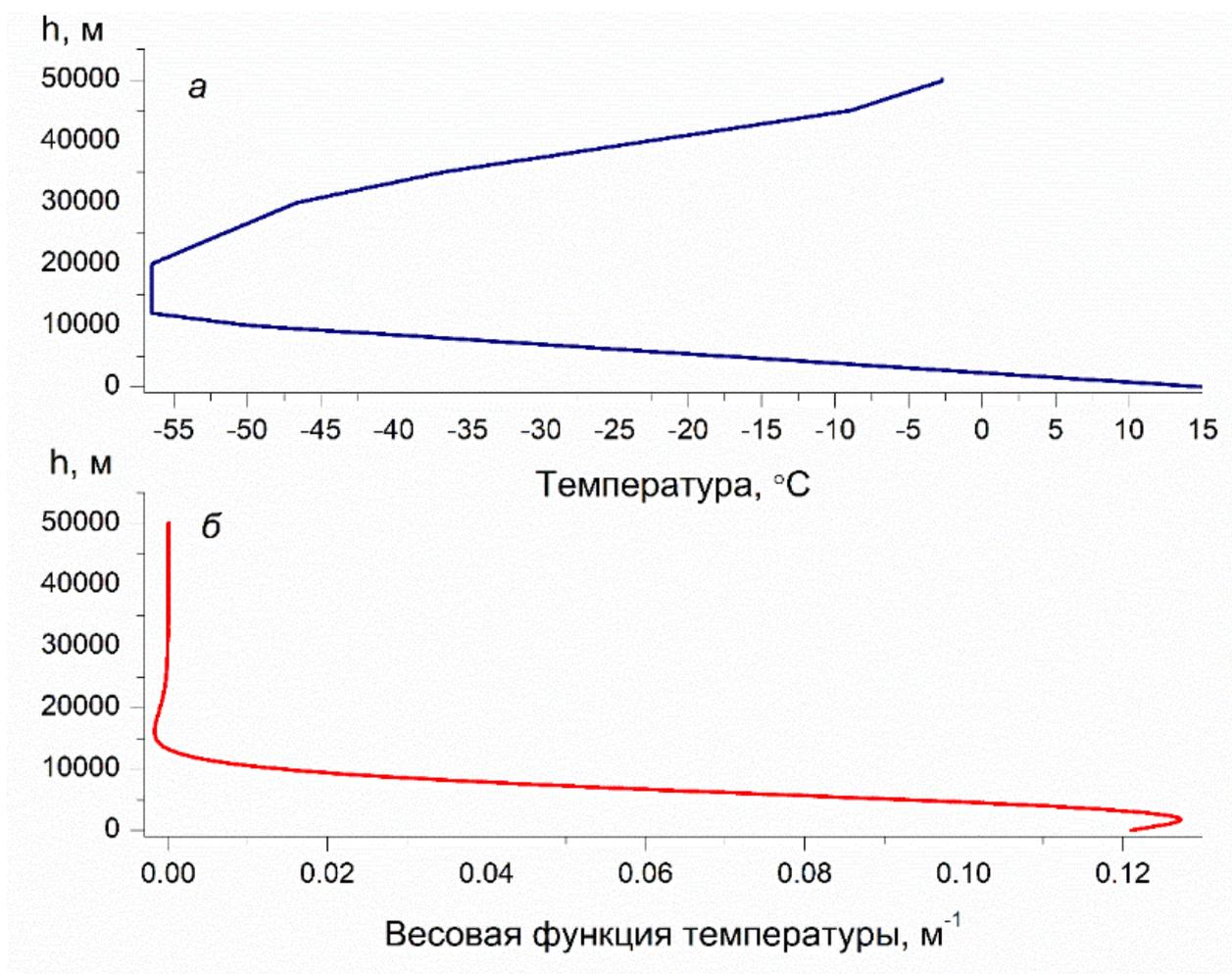


Рисунок 1.3. Вертикальный профиль среднегодовых значений яркостной температуры (а) и высотный диапазон зондирования (б) по планете в целом.

В дальнейшем данные стационарных наблюдений и реанализов были интерполированы на сетку $0,5 \times 0,5^\circ$, при этом длительность рядов приповерхностной температуры составила 121 год (1900-2020 гг.), а атмосферных осадков 88 лет (1933-2020 гг.). С целью обобщения результатов исследования на всю территорию в целом, ряды инструментальных данных, спутникового зондирования и их аномалий были усреднены по площади, согласно методике

интерполяции данных (Каган, 1979). Процедура усреднения данных по площади была реализована на основе метода треугольников (Дарман, 1949), а исследуемая территория делилась на треугольники, в вершинах каждого из которых располагались выделенные полигоны (пиксели).

Таблица 1.1. Основные сведения по используемой метеорологической сети Росгидромета

Метеорологическая станция (индекс)	Географические координаты	Высота метеоплощадки, м
Янаул (28419)	56°16'с.ш.54°58'в.д.	98
Аскино (28522)	55°06'с.ш.56°34'в.д.	207
Бирск (28621)	55°24'с.ш.55°33'в.д.	186
Уфа (28722)	54°42'с.ш.54°48'в.д.	104
Чишмы (28728)	54°34'с.ш.55°23'в.д.	117
Аксаково (28719)	54°02'с.ш.54°09'в.д.	350
Тукан (28823)	53°50'с.ш.57°29'в.д.	551
Бугуруслан (28806)	53°40'с.ш.52°28'в.д.	82
Мелеуз (28925)	52°57'с.ш.55°58'в.д.	180
Шарлык (28916)	52°55'с.ш.54°43'в.д.	184
Баймак (28938)	52°34'с.ш.58°18'в.д.	488
Бузулук (28909)	52°48'с.ш.52°16'в.д.	75
Зилаир (35026)	52°13'с.ш.57°24'в.д.	522
Сорочинск (35011)	52°26'с.ш.53°08'в.д.	102
Оренбург (35121)	51°45'с.ш.55°06'в.д.	109
Кувандык (35126)	51°28'с.ш.57°22'в.д.	223
Илек (35112)	51°31'с.ш.53°22'в.д.	65
Беляевка (35125)	51°25'с.ш.56°26'в.д.	130
Акбулак (35127)	51°01'с.ш.55°38'в.д.	143
Домбаровский (35233)	50°47'с.ш.59°32'в.д.	322

Основными климатическими индексами, которые использовались в работе, были индекс Североатлантического колебания (САК) и индекс Атлантического мультидекадного колебания (АМК). Индекс САК, как известно, является показателем интегрального измерения состояния циркуляции в средних широтах Северной Атлантики и отражает колебание атмосферной массы между севером и югом Северной Атлантики с центрами действия в районе Исландии (минимум) и в районе Азорских островов (максимум). В то же время, индекс АМК определяет изменения температуры водной поверхности в Северной части Атлантического океана с холодными и теплыми фазами и характеризуется периодами разной длительности. Также в работе были использованы: Скандинавское колебание/SCAND, Северная годовая мода – СГМ, Восточно-Атлантическое-Западно-Российской колебание ВАР/ЕАWR, Полярно-Евразийское колебание – ПЕ/РЕ, Тихоокеанское декадное колебание ТДК/PDO, Тихоокеанское-Североамериканское колебание ТСАК/PNA, Южное колебание ЮК/SOI, индекс аномалий морского льда ИАМЛ/Sea Ice Index Anomaly). Ряды данных по климатическим индексам, находящиеся в свободном доступе, были взяты с сайта NOAA (National Oceanic and Atmospheric Administration) (<http://www2.cgd.ucar.edu>).

Таблица 1.2. Основные сведения по используемой гидрологической сети Росгидромета.

Гидрологический пост (индекс)	Географические координаты	Площадь бассейна, км ²
р. Белая – с. Арский Камень (76275)	53°52'с.ш.58°16'в.д.	2300
р. Белая – г. Стерлитамак (76284)	53°40'с.ш.56°00'в.д.	21000
р. Белая – г. Уфа (76289)	54°42'с.ш.55°58'в.д.	100000
р. Белая – г. Бирск (76295)	55°20'с.ш.55°30'в.д.	121000
р. Ай – с. Метели (76371)	56°03'с.ш.57°56'в.д.	14200
р. Уфа – с. Верхний Суян (76367)	56°01'с.ш.57°12'в.д.	32400
р. Дема – д. Дюсяново (76477)	53°29'с.ш.54°11'в.д.	4030
р. Дема – д. Бочкарево (76486)	54°36'с.ш.55°36'в.д.	12500

Продолжение таблицы 1.2.

р. Уршак – д. Ляхово (76510)	54°24'с.ш.55°42'в.д.	3130
р. Урал – г. Верхнеуральск (19039)	53°53'с.ш.59°12'в.д.	2650
р. Урал – с. Кизильское (19049)	52°43'с.ш.58°55'в.д.	17200
р. Таналык – с. Самарское (19122)	52°02'с.ш.58°09'в.д.	1750
р. Зилаир – с. Зилаир (19167)	52°13'с.ш.57°24'в.д.	334
р. Сакмара – с. Верхне-Галеево (19153)	52°08'с.ш.57°52'в.д.	3390
р. Урал – г. Оренбург(19063)	51°41'с.ш.55°06'в.д.	82300

В работе также использовались два ансамбля численных экспериментов, по 30 сценариев в каждом, с моделью общей циркуляции атмосферы (МОЦА) ЕСНАМ5 (Roeskner et al., 2003), которая имела спектральное горизонтальное разрешение Т63 ($\approx 1.6^\circ \times 1.6^\circ$ по широте и долготе) и 31 вертикальный уровень. В каждом численном эксперименте модели задавались поля температуры поверхности океана (ТПО) и концентрация морского льда (КМЛ) по данным объективного анализа наблюдений HadISST1.1 Центра Гадлея (Rayner et al, 2003) за период 1979-2012 гг. Таким образом, в работе было реализовано 60 экспериментов с идентичными граничными и различными начальными условиями (состояние атмосферы на 1 января 1979 г.), которые задавались как мгновенные состояния атмосферы в различные 12-часовые интервалы в декабре 1978 г.

Таблица 1.3. Основные об используемой наблюдательной сети за состоянием атмосферного воздуха в городе Уфе.

Номер и адрес станции	Географические координаты		Абсолютная высота местности, м
	с.ш.	в.д.	
1. ул. Минская д. 64	54°42'38"	55°48'53"	100
2. ул. Свободы д. 29	54°49'13"	56°06'27"	144
5. ул. Проспект Октября д. 141	54°47'51"	56°02'19"	156
12. ул. Мира д. 12	54°48'47"	56°04'02"	145
14. ул. Ульяновых д. 57	54°49'32"	56°04'21"	152

Продолжение таблицы 1.3

16.ул. Проспект Октября д. 65/4	54°45'39"с.ш.	56°00'15"в.д.	188
17.ул. Гафури д. 101	54°44'59"с.ш.	55°55'55"в.д.	155
18.ул. Достоевского д. 102/1	54°43'82"с.ш.	55°57'29"в.д.	162
23.ул. Степана Злобина д. 11	54°43'12"с.ш.	55°59'49"в.д.	150

В первых 30 модельных экспериментах концентрации парниковых газов принимались постоянными и примерно соответствовали уровню 1980-х годов (концентрация CO₂ была 348 ppm, а CH₄ составляла 1,64 ppm), а в остальных 30 экспериментах концентрация парниковых газов менялась согласно инструментальным наблюдениям. Все остальные параметры внешнего воздействия на атмосферу (орбитальные, солнечная радиация, другие радиационно-активные газы и аэрозоли) соответствовали стандартным для современного климата значениям и были постоянными.

Глава 2. Спектральный анализ основных гидрометеорологических характеристик

В данной главе диссертационной работы дается краткое описание методов вейвлет и кросс-вейвлет анализов. На основе метода вейвлет преобразования (ВП) в работе проведен анализ климатической изменчивости стационарных данных основных гидрометеорологических характеристик, а именно приповерхностной температуры воздуха, атмосферных осадков и речного стока и установлены цикличности разных длительностей для этих рядов. Затем при помощи кросс-вейвлет преобразования (КВП) климатические ряды данных атмосферных осадков, температуры воздуха и речного стока проверялись на наличие связи с основными климатическими индексами. Основные результаты этой главы были опубликованы в следующих работах (Васильев и др., 2012; Васильев и др., 2016; Васильев и др., 2017; Васильев и др., 2018), а также доложены на различных международных и всероссийских конференциях, в том числе «Современные проблемы дистанционного зондирования Земли из космоса - 2011 и 2012», «Турбулентность, динамика атмосферы и климата - 2013 и 2014», «Land-Ocean-Atmosphere Interactions in the Changing World - 2011», «Environmental observations, modeling and information systems – ENVIROMIS - 2014».

2.1. Методы вейвлет и кросс-вейвлет преобразования

Анализ рядов температуры, осадков и речного стока на основе непрерывного вейвлет преобразования состоял в следующем. Вейвлет коэффициенты исходного непрерывного временного ряда $x(t)$ вычислялись с помощью интегрального оператора:

$$C_x(s, \tau) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t) \psi_{s, \tau}^*(t) dt, \quad (2.1)$$

где $\psi_{s,\tau}(t) = \frac{1}{\sqrt{s}} \psi\left(\frac{t-\tau}{s}\right)$. Материнская функция $\psi(t)$ при этом могла быть как действительной, так и комплексной. Параметр s определял масштаб, а параметр τ - временную локализацию вейвлета и отвечал за сдвиг. Ядром материнской функции для анализа были выбраны вейвлет Морле (Morle) и Мексиканская шляпа (M-hat), хорошо проявившие себя ранее и поэтому наиболее часто применяемые в решении подобных геофизических задач (Астафьева, 1996; Grinsted et al, 2003; Grossman, Morlet, 1984). Спектр мощности ВП рассчитывался как квадрат модуля вейвлет коэффициентов следующим образом:

$$W_x(s, \tau) = |C_x(s, \tau)|^2. \quad (2.2)$$

Определение периодов колебаний исходного погодного сигнала производилось на основе глобального и локального спектров мощности по методике, описанной в работе (Torrence and Compo, 1998). В процессе этого анализа средние месячные данные переводились в средние годовые для компенсации доминирования в исходном сигнале годичной гармонике. Определение периодов осцилляций исходного сигнала производилось на основе глобального спектра мощности. При этом во внимание принимались периоды, которые отличались от “красного шума” в пределах 95% доверительной вероятности, а также циклы меньше частоты Найквиста.

После этого ряды атмосферных осадков, приповерхностной температуры и речного стока, вместе с основными климатическими показателями, проверялись на наличие связи. Оценка степени тесноты такой связи производилась с помощью кросс-вейвлет преобразования (КВП), процедура которого вкратце заключалась в следующем. Рассматривались две временные серии в виде X и Y и их вейвлет преобразования $w_n^X(s)$ и $w_n^Y(s)$, где n - временной интервал. Кросс-вейвлет спектр этих временных серий вычислялся следующим образом, согласно методике изложенной в работе (Maran et al., 2007):

$$W_n^{XY}(s) = W_n^X(s)W_n^{Y*}(s). \quad (2.3)$$

Символом * в (1) и (3) обозначено комплексное сопряжение. Полученная таким образом мощность кросс-вейвлета $W_n^{XY}(s)$ фактически определяла когерентность колебаний между двумя анализируемыми рядами как функцию периода сигнала и его временной эволюции с 95% значимостью.

Последним этапом анализа было исследование локальной корреляции или, иначе говоря, частотно-временной локализации связи двух вариаций на основе работы (Grinsted et al., 2004) и рассчитывалась в диссертационной работе следующим образом:

$$R_n^2(s) = \frac{|S(s^{-1}W_n^{XY}(s))|^2}{S\left(s^{-1}|S(W_n^X(s))|^2\right) \cdot S\left(s^{-1}|W_n^Y(s)|^2\right)}, \quad (2.4)$$

где S - оператор усреднения по времени и частоте.

Вычислительные процедуры с последующей визуализацией расчетов, как и построение карты, были выполнены в программном пакете Matlab (<http://www.mathworks.com>) с частичным использованием среды IDL (<http://www.itervis.com/IDL7>).

2.2. Выявление циклической составляющей в гидрометеорологических характеристиках

Спектральный анализ гидрометеорологических характеристик, осредненных по площади Южного Урала с временным интервалом 85 - 120 лет, позволил установить квазипериодичности в их временных рядах (рис. 2.1), связанных с межгодовыми, междекадными и мультидекадными колебаниями. Действительно, ВП выявило характеристичные циклы в колебаниях температуры,

осадков и речного стока, которые условно можно разделить на высокочастотные с периодами от 2,3 до 7,1 лет и низкочастотные от 11,2 до 50-60 лет. Последние, самые продолжительные циклы, оказались статистически значимы только в температурных рядах по пяти МС, а именно г. Оренбург, г. Бугуруслан, г. Бирск, г. Уфа и пос. Чишмы, интервал наблюдений по которым превышал 100 лет. На локальных спектрах (рис. 2.1, левые панели) черные линии ограничивают области с мощностью сигнала, превышающей мощность модельного стационарного красного шума на уровне 95%, а пунктирная линия ограничивает область краевых эффектов (конус влияния). Пунктирные линии на интегральных спектрах (рис. 2.1, правые панели) показывают границы доверительного интервала ($p=0,05$).

Таким образом, согласно локальным вейвлет-спектрам, высокочастотные межгодовые колебания температуры, особенно явно проявились в интервалах: для периода 2,7 года в 1886-1905 гг., 1925-1930 гг., 1945-1958 гг., 1963-1965 гг., 1973-1989 гг., 1995-2007 гг., 2009-2015 гг., 1920-1926 гг., 1939-1941 гг., 1957-1958 гг., 1965-1966 гг. и 1992-2005 гг., а для периода 4,1 года в 1900-1916 гг., 1920-1952 гг., 1958-1978 гг., 1990-1998 гг. и 2011-2014 гг. Низкочастотные составляющие с периодом 11,2 лет проявились на интервалах: 1886-1946 гг. и 1973-1995 гг. Периоды в 22,2 и 50-60 лет локализовались во временных интервалах 1866-1937 гг. и 1964-2015 гг., но оказались статистически незначимыми в силу короткости ряда наблюдений по отношению к длине выявленных периодов.

В данных наблюдений за атмосферными осадками, так же как и в температурных рядах, были выявлены высокочастотные колебания с периодами от 2,7 до 3,2 и 7,1 года и низкочастотные составляющие – с периодами в 11,2 и 22,1 лет. Последние были обнаружены на интервалах 1937-1958 гг., 1966-1988 гг. и 1989-2011 гг. Колебания с периодами 2,7-3,2 года отмечены на интервалах: 1936-1947 гг., 1950-1978 гг. и 1982-2015 гг. Осцилляции в 7,1 года найдены на интервалах: 1936-1958 гг., 1966-1988 гг., 1989-2011 гг.

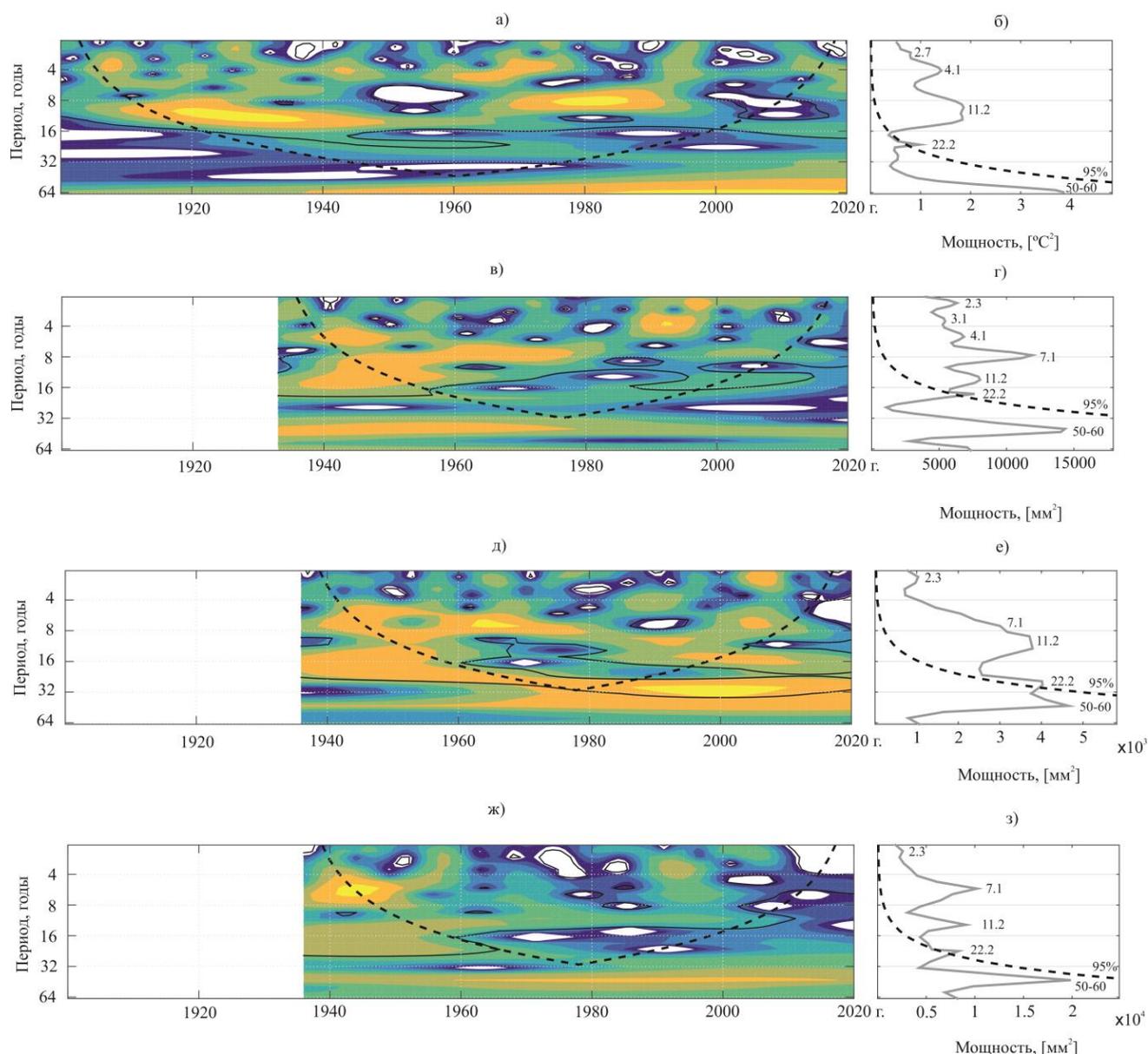


Рисунок 2.1. Вейвлет анализ: а) и б) приповерхностной температуры воздуха на Южном Урале; в) и г) атмосферных осадков на Южном Урале; д) и е) речного стока на ГП р. Белая – г. Бирск; ж) и з) речного стока на ГП р. Урал – г. Оренбург.

Согласно рассчитанным в работе локальным вейвлет-спектрам высокочастотные межгодовые колебания в данных речного стока (2,3, 5,5-7,2 года) наиболее явно проявились в 1920-1926, 1939-1942, 1957-1958, 1965-1966, 1992-2005 гг., что совпадает с датами наиболее сильных наводнений, зарегистрированных в городе Оренбурге (1922, 1942, 1957, 1993, 2000 и 2005 гг.) и в городе Уфе (1979, 1990, 1991, 1994, 1997, 2001 гг.). Статистически значимые среднечастотные вариации стока (периоды от 11,2 до 22,1 года) при этом

установлены для всех ГП, начиная практически со времени начала наблюдений и, с небольшими перерывами, вплоть до настоящего времени. Самые низкочастотные статистически значимые колебания стока с периодом в 35-40 лет проявились почти на всех ГП и также на всем интервале наблюдений.

Представленные выше результаты ВП проведены, как отмечалось, для метеорологических данных, осредненных для всей территории Южного Урала. Поэтому было важно сравнить насколько «осреднённые данные» были близки к результатам анализа для отдельных станций. Ниже приводятся данные результатов ВП для наиболее характеристичных МС и ГП Южного Урала. Вначале будет представлено обсуждение метеорологических данных Башкирии (рис. 2.2), а в конце этого раздела будут показаны результаты анализа по Оренбургу (рис. 2.3).

Также как для осредненных температурных рядов Южного Урала, температурные ряды по МС г. Уфа (рис. 2.2а) показали несколько частотных пиков, превышающих 95% доверительный интервал, которые можно объединить в межгодовые ($\approx 2,4 - 2,8$ года (квази-двухлетние), четырех- и восьмилетние) и междекадные (11 и 22 летние) цикличности. Эти циклы температурных рядов являются характерными для всей исследуемой территории, за исключением станций центра и юга Башкирии. Следует также отметить, что для некоторых северных, западных и юго-западных районов Башкирии были также установлены температурные циклы с временным интервалом шестнадцать лет, которые «не потерялись» и на осредненных данных Южного Урала (рис. 2.2а). В работе Лау и Венг (Lau, Weng, 1995), анализируя метеорологические данные по осадочным породам и температурные ряды северного полушария, также выделяли эти периоды и их гармоника, а также отмечали слияние, бифуркацию и модулирование этих частот. Для большинства исследованных данных МС Башкирии фундаментальным периодом температурных рядов, по-видимому, является 8-летний период (рис. 2.2а), который наиболее сильно проявлялся в начале 1960 и вплоть до 1990 годов. Отметим, что во второй половине 1950 годов 11-летний цикл температурных осцилляций, являющийся доминантным с 1930

годов, плавно перешел в 8-летний цикл, что отразилось на усредненном спектре мощности (рис. 2.2а), где две эти частоты имеют наибольшую мощность. Отметим при этом, что одиннадцатилетний цикл, по всей видимости солнечный, найден на всей анализируемой территории, кроме горных, предгорных, северных и юго-западных районов. Удвоенные солнечные, двадцати двухлетние, периоды были характерны для севера и центра исследуемого региона, а также в его горных и предгорных районах.

В рядах осадков МС с. Аксаково (рис. 2.2б), как и в температурных рядах, приведенных выше, были также выявлены межгодовые колебания продолжительностью квази-два, четыре и восемь лет. Междекадные осцилляции с одиннадцатилетними периодами были характерны для станций Зилаирского плато, южной части Зауралья и центра Башкирии. Двадцати двухлетние (солнечные периоды) определены для севера Башкирии, Аскино и Павловки, а 35-40 летние циклы проявились на всем периоде наблюдений для большинства МС и показали наибольший коэффициент мощности в вейвлет-спектре (рис. 2.2б). Совместное проявление одиннадцатилетних и двадцати двухлетних цикличностей найдено в Аксаково, Учалах и Инзере, а шестнадцатилетних и двадцати двухлетних циклов в Дуване и Архангельском.

В горных районах Башкирии (МС Белорецк и Тукан) найдены как одиннадцатилетние, так и шестнадцатилетние периодичности изменений осадков. В то же время в Туймазах, Аксаково, Раевском и Стерлитамаке были обнаружены только шестнадцатилетние циклы. Аналогично данным по МС-Аксаково (рис. 2.2б) фундаментальными частотами в межгодовом диапазоне для большинства других МС являются 8-летний период, а в междекадном 35–40-летний цикл.

Хорошо известно (Попова, 2001; Попова, 2014; Попова, Георгиади, 2017; Раткович, 1976; Hao et al, 2012; Koronkevich et al, 2007; Liu, Zipser, 2015; Salvadori, Michele, 2010; Voisin et al, 2008; Wingley et al, 1984; Zveryaev et al, 2016), что осадки и температура влияют на сток рек: осадки – напрямую посредством пополнения водозапаса водосборов и почвенной влаги, а температура – косвенно,

через таяние снега и испарение с поверхности почвы. Поэтому одной из задач диссертации было установление факта является ли это также характерным для стока речных бассейнов Южного Урала (рис. 2.2в).

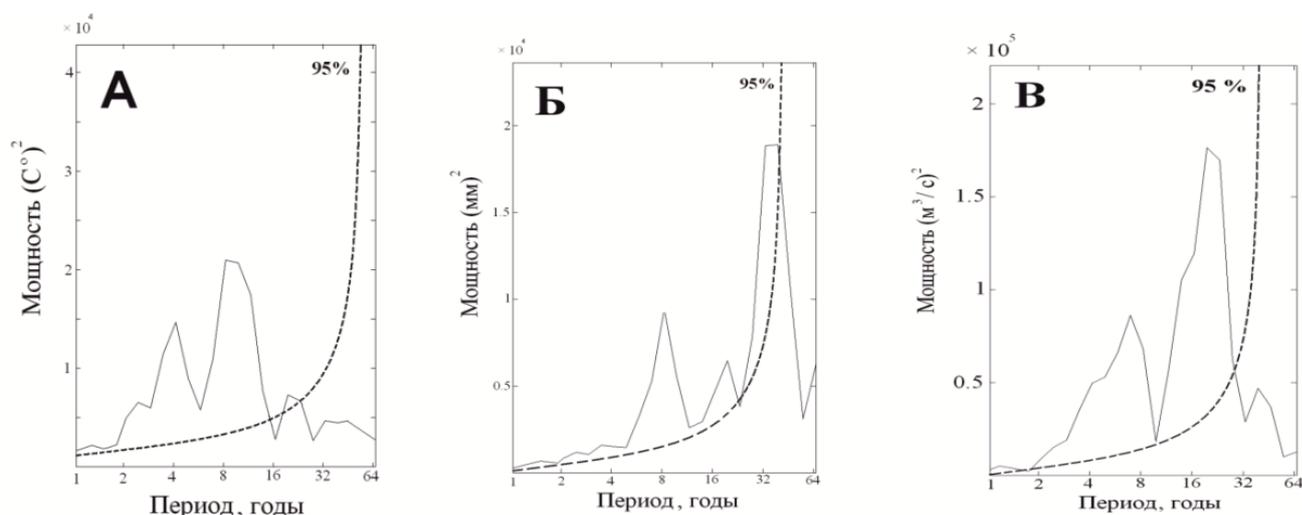


Рисунок 2.2. Глобальные спектры мощности (ось абсцисс приводится в логарифмическом масштабе): А – МС г. Уфа (среднегодовые температуры воздуха); Б – МС с. Аксаково (среднегодовые суммы атмосферные осадков); В – ГП р. Белая – г. Бирск (среднегодовые расходы воды). Сплошная линия – вейвлет спектр, штриховая – 95%-й порог обнаружения сигнала на фоне “красного” шума.

Результаты вейвлет анализа показали наличие квази-двухлетних и четырехлетних циклов колебаний стока для всех рек исследованного региона, для которых были доступны эти данные. Следует отметить, что в отличие от изменений температуры и осадков, анализ по стоку рек Белой, Быстрый Таныш и Чермасан не выявил явную восьмилетнюю периодичность. Вместо этого, для многих рек установлены 5–7 летние циклы колебаний стока (рис. 2.2в). По аналогии с данными других авторов (Ditlevsen, 2013; Гледзер и др., 1981), для рядов колебаний стока многих рек Башкирии можно, по-видимому, говорить о бифуркации 8-летнего периода, проявившемся в обнаружении 16-летнего цикла с большими значениями коэффициента мощности (рис. 2.2в). Отметим, что эти шестнадцатилетние периоды колебаний стока установлены для данных с постов среднего и нижнего течения реки Белой, а также рек Сарс, Бирь, Быстрый Таныш,

Дема, Чекмагуш, Чермасан. Наиболее характерным для этих рек является тот факт, что наибольший вейвлет-коэффициент для 16-летней осцилляции приходится на конец 1930-х начало 1960-х годов. Солнечный одиннадцатилетний цикл на рис. 2.2в не так явно выражен на фоне более мощного 16-летнего цикла. Отметим, однако, что 11-летний цикл выявлен повсеместно, кроме среднего течения реки Ай и низовьев реки Дёмы. Что касается доминантного на рис. 2.2в двадцати двухлетнего солнечного цикла, то он установлен для стока рек в верховьях и низовьях реки Белой, а также на реках Ай, Юрюзань, Уфа, Сарс, Быстрый Танып. Колебания стока рек с 35-40-летним циклом также были выявлены, но их частота в вейвлет-спектре заметно ниже 95% доверительного интервала (рис. 2.2в, поэтому далее не будет обсуждаться в диссертационной работе).

Отметим, что периоды в гидрометеорологических рядах продолжительностью четыре и восемь лет могут быть проявлением удвоения двухлетнего цикла, связанного с явлением параметрического резонанса (Гледзер и др., 1981). В тоже время эти колебания могут быть связаны с южным колебанием (ЮК), имеющими период осцилляции от 3 до 8 лет. В пользу этого, по-видимому, говорит тот факт, что квази-двухлетние периоды почти всегда характеризовались меньшей мощностью по сравнению с 4-х и 8-летними осцилляциями, что могло быть связано с разной природой происхождения этих колебаний. К ЮК (Currie, 1984; Kerr, 1984; Fairbridge, 1987), видимо, можно отнести и 5-7 летние циклы. Междекадные колебания с периодом в 16 лет могли являться следствием бифуркации 8-летнего периода.

Важно отметить, что для Оренбургской области самые продолжительные циклы, оказались статистически значимыми только в температурных рядах по двум МС г. Оренбург и г. Бугуруслан, интервал наблюдений по которым превышал 100 лет. На локальных спектрах (рис. 2.3а, левые панели) жирные линии, как и отмечалось ранее, ограничивают области с мощностью сигнала, превышающей мощность модельного стационарного красного шума на уровне

95%, а тонкая линия ограничивает область краевых эффектов (конус влияния). Пунктирные линии на интегральных спектрах (рис. 2.3а, правые панели) показывают границы доверительного интервала ($\alpha = 0,05$). Отметим, что, согласно локальным вейвлет-спектрам, высокочастотные межгодовые колебания температуры особенно явно проявились в интервалах: от 1886-1905 гг., 1925-1930 гг., 1945-1958 гг., 1963-1965 гг., 1973-1989 гг., 1995-2007 гг., 2009-2015 гг., 1920-1926, 1939-1941, 1957-1958, 1965-1966, до 1992-2005 гг. для периода 2,7 года и от 1900-1916 гг., 1920-1952 гг., 1958-1978 гг., 1990-1998 гг. и до 2011-2014 гг. для периода 4,1 года. Низкочастотные составляющие с периодом 11,2 лет проявились на интервалах: 1886-1946 гг., 1973-1995 гг. Периоды 22,2 и 50-60 лет локализовались в интервалах от 1866-1937 гг. до 1964-2015 гг., но оказались статистически незначимыми в силу короткости ряда наблюдений по отношению к длине выявленных периодов.

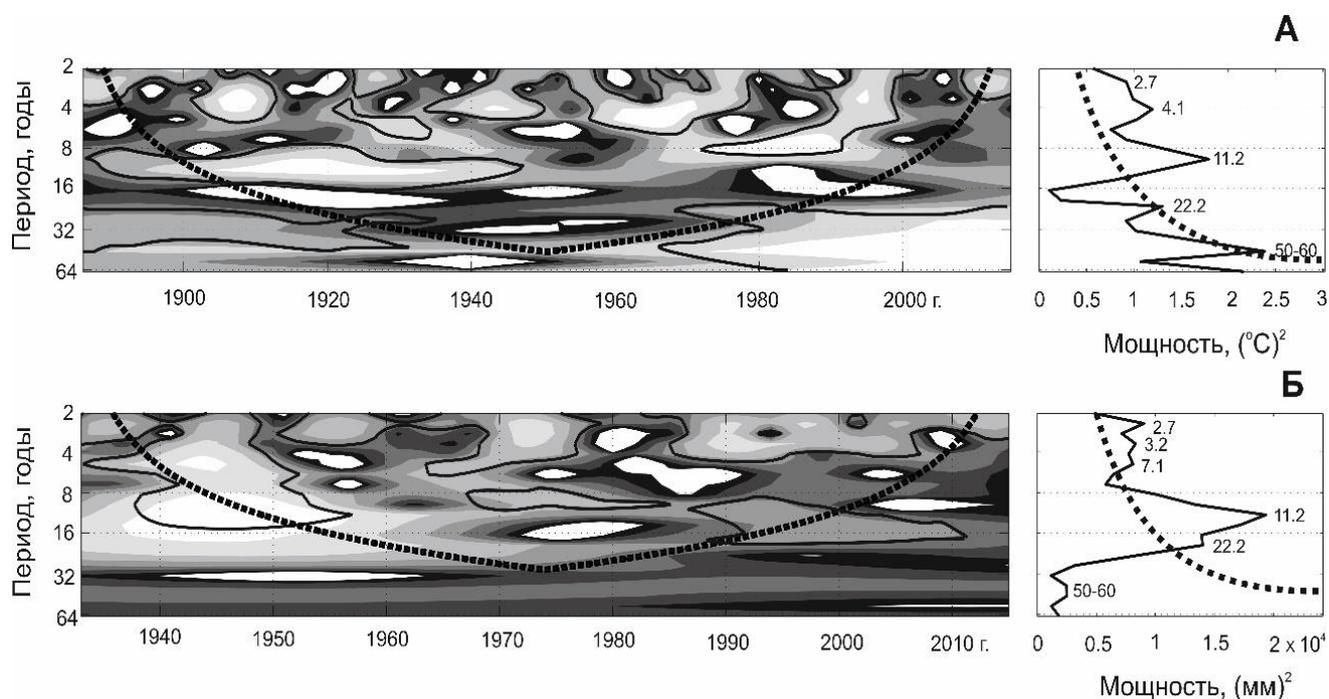


Рисунок 2.3. Вейвлет анализ среднегодовых значений температуры воздуха (а) и годовых сумм атмосферных осадков (б) - МС г. Оренбург.

В данных наблюдений за атмосферными осадками Оренбурга (рис. 2.3б), также как и в температурных рядах, были выявлены высокочастотные осцилляции с периодами от 2,7 до 3,2 и 7,1 года и низкочастотные составляющие – периоды с 11,2 и 22,1 лет. Последние были обнаружены на интервалах с 1937-1958 гг., 1966-1988 гг. по 1989-2011 гг. Колебания с периодами 2,7-3,2 года отмечены на интервалах: 1936-1947 гг., 1950-1978 гг. и 1982-2015 гг. Осцилляции в 7,1 года были выявлены на интервалах: 1936-1958 гг., 1966-1988 гг., 1989-2011 гг. Как уже отмечалось выше при обсуждении данных по Башкирии и по аналогии с исследованиями других регионов Земли (Capotondi et al., 2015), локализацию высокочастотных составляющих анализируемых сигналов Оренбуржья можно связать с временными интервалами активности Южного Колебания (ЮК) за последние 130 лет.

2.3. Вейвлет анализ инструментальных наблюдений на Европейской части России

В предыдущем разделе вейвлет-анализ был проведен по метеорологическим рядам, осредненных по всей территории Южного Урала, а также для некоторых его районов. Здесь для комплексной оценки пространственно-временной динамики гидрометеорологических величин стационарные данные вейвлет анализа для Южного Урала были сравнены с отдельными гидрометеорологическими данными Европейской части России. Такое сравнение является, безусловно, важным, чтобы понять какие осцилляции являлись чисто региональными, т.е. характерными только для Южного Урала, а какие были в тренде с аналогичными климатическими осцилляциями для других регионов Европейской части России. Значения годовых сумм атмосферных осадков и средних годовых значений приповерхностной температуры воздуха на Южном Урале и Европейской части России (Таблица 2.1), а также индексы САК и АМК (для последующего использования этих данных в методе КВП) были проанализированы методом ВП. Здесь же приводятся результаты ВП для гидрологических постов бассейна реки

Урал. Ниже сначала приводятся краткие характеристики результатов этого вейвлет-анализа для приповерхностной температуры (рис. 2.4) и осадков (рис. 2.5), а потом будут показаны данные анализа по стоку бассейна реки Урал (рис. 2.6).

Ряды годовых сумм осадков МС г. Архангельска показали статистически значимые (достоверность 95 %) квази-двухлетние осцилляции (период 1,7-2,2 года, проявившиеся на временных интервалах 1933-1972, 1976-1984 и 1989-2004 гг. Осцилляции осадков с периодом около 5 лет оказались статистически значимыми на интервалах 1953-1973 и 1992-2005 гг. Семилетние циклы проявились на интервалах 1913-1921, 1954-1976 и 1993-2004 гг.

Статистически значимыми установлены и колебания осадков с периодом в 22 года на интервалах 1913-1942 и 1949-2003 гг. Циклы колебаний осадков с периодом 35-40 лет, проявившиеся на интервале 1959-2003 гг., оказались, однако, статистически незначимыми опять-таки по причине относительной непродолжительности всего периода наблюдений. Анализ рядов температуры Архангельска также показал наличие статистически значимых квази-двухлетних периодов на интервалах 1913-1917, 1931-1935, 1940-1948 и 1954-1990 гг. Семилетние периоды проявились на интервалах 1928-1950, 1952-1971 и 1996-2005 гг., а 11-летний цикл колебаний температур оказался статистически значимым на интервалах 1920-1945 и 1948-1976 гг. Было также установлено, что 22-летний цикл, проявившийся на интервале 1917-1954 гг., оказался статистически незначим. Более длительных циклов в ряду осцилляций температур Архангельска не установлено.

Таблица 2.1. Нормы основных климатических показателей исследуемого региона

Метеорологическая станция (<i>синоптический индекс</i>)	Координаты местоположения	Период наблюдений за температурой (<i>годы</i>)	Период наблюдений за осадками (<i>годы</i>)	T _{год.} (°C)	T _{XII-II} (°C)	T _{VI-VIII} (°C)	Годовое количество осадков (<i>мм</i>)
г. Мурманск (22113)	68°58'с.ш. 33°03' в.д.	1919-2020	1938-2020	0,6	-9,5	11.16	445
г. Архангельск (22580)	64°30'с.ш. 40°43' в.д.	1814-2020	1913-2020	0,6	-12,3	13.96	550
г. Санкт-Петербург (26063)	59°58'с.ш. 30°18' в.д.	1834-2020	1884-2020	4,1	-6,7	16.34	575
г. Пермь (28224)	58°00'с.ш. 56°30' в.д.	1883-2020	1922-2020	1,7	-13,5	16.48	587
г. Нижний Новгород (27459)	56°16'с.ш. 44°00' в.д.	1873-2020	1923-2020	4,0	-10,1	17.53	569
г. Казань (27595)	55°80'с.ш. 49°30' в.д.	1828-2020	1912-2020	4,1	-12,0	18.17	489
г. Уфа (28722)	54°72'с.ш. 55°83' в.д.	1888-2020	1920-2020	3,3	-12,5	18.06	519
г. Оренбург (35121)	51°68'с.ш. 55°10' в.д.	1886-2020	1924-2020	4,6	-12,9	20.71	335
г. Ростов-на-Дону (34730)	47°16'с.ш. 39°49' в.д.	1881-2020	1924-2020	9,0	-4,1	21.94	539
г. Астрахань (34880)	46°28'с.ш. 47°98' в.д.	1837-2020	1925-2020	9,8	-5,2	23.99	186

Анализ данных наблюдений за осадками МС г. Перми выявил статистически значимые квази-двухлетние циклы на интервалах 1930-1938, 1943-1949, 1955-1964, 1973-1981 и 1991-2005 гг. Установлены также статистически значимые циклы с периодами в 11 и 35 лет на интервалах 1972-2000 и 1922-1993 гг., соответственно. Анализ температурных рядов Перми установил наличие квази-двухлетних периодов на интервалах 1923-1928, 1931-1934, 1939-1941, 1945-1950, 1955-1957, 1979-1987 и 1993-2005 гг. Обнаружены также семилетние циклы на интервалах 1941-1948, 1955-1979 и 1992-2003 гг., а 11-летние колебания температур найдены на временных интервалах 1924-1965 и 1970-2002 гг. Циклы с периодами в 22 и 35 лет на интервалах 1935-1957 и 1967-2003 гг. оказались статистически незначимыми.

Вейвлет анализ данных наблюдений за осадками МС г. Казани обнаружил квази-двухлетний цикл, локализованный на интервалах 1895-1909, 1934-1945, 1948-1951, 1966-1982 и 1993-1998 гг. По аналогии с рядами осадков Архангельска, здесь также обнаружены 5-летние (1915-1923, 1930-1935, 1958-1971 и 1985-2004 гг.) и 7-летние (1898-1905 и 1979-1998) циклы. Из низкочастотных осцилляций статистически значимыми оказались 11-летние (1933-1954 и 1972-2005 гг.) и 35-летние (1917-1953 гг.) циклы, в то время как 22-летний период (1961-2005 гг.) оказался статистически незначимым. Применительно к данным температуры воздуха Казани, метод ВП выявил следующие статистически значимые циклы: квази-двухлетний (1897-1906, 1944-1950, 1954-1961, 1972-1986 и 1993-1998 гг.), 7-летний (1941-1947, 1956-1964 и 1992-1999 гг.), 11-летний (1916-1923 и 1969-1991 гг.), 35-летний (1901-1936 и 1968-2003 гг.).

ВП-анализ данных атмосферных осадков МС г. Уфы выявил следующие статистически значимые осцилляции: квази-двухлетний цикл (1922-1926, 1928-1940, 1952-1960, 1977-1985 и 1987-2005 гг.), 7-летний цикл (1939-1954 гг.), 11-летний (1920-1932 и 1951-1985 гг.), 35-летний цикл (1934-2005 гг.). Анализ рядов температур Уфы обнаружил статистически значимые осцилляции со следующими

периодами: квази-двухлетний (1922-1934, 1943-1949, 1954-1958, 1962-1978, 1980-1986 и 1993-2000 гг.), 5-летний (1939-1950, 1956-1980 и 1991-1997 гг.), 11-летний (1921-1961 и 1966-1997 гг.). Циклы с периодом в 22 года (1943-1965 гг.) и 35 лет (1970-2005 гг.) для колебаний температур Уфы оказались статистически незначимыми.

Анализ осадков МС г. Оренбурга выявил следующие статистически значимые циклы: квази-двухлетний (1928-1940, 1943-1948, 1951-1961, 1963-1978 и 1987-2005 гг.), 5-летний (1935-1955 гг.), 11-летний (1927-1961 гг.) и 22-летний (1919-1985 гг.). Аналогичный ВП-анализ рядов температуры воздуха Оренбурга обнаружил следующие статистически значимые циклы: квази-двухлетний (1923-1925, 1945-1957, 1965-1967, 1971-1986 и 1993-20005 гг.), 7-летний (1920-1927, 1933-1947 и 1991-1999 гг.), 11-летний (1917-1948 и 1972-1993 гг.). Низкочастотные циклы с периодами в 16 лет (1972-1989 гг.) и 22 года (1974-1997 гг.) определены как статистически незначимые.

Для МС г. Астрахани, статистически значимые квази-двухлетние периоды колебаний осадков установлены на интервалах 1907-1918, 1923-1929, 1957-1965, 1967-1993 и 1995-2002 гг. Пятилетние циклы оказались значимыми на интервалах 1901-1917, 1924-1929, 1952-1973, 1981-1985 и 1989-2002 гг. Одиннадцатилетние циклы проявились на интервалах 1900-1949 и 1957-1999 гг. Статистически значимыми оказались также циклы в 35 лет на интервалах 1899-1935 и 1962-1998 гг. Цикл в 22 года, проявившийся в результате ВП-анализа на интервале 1899-1921 гг., установлен как статистически незначимым. Квази-двухлетние периоды в температурных рядах МС г. Астрахани проявились на интервалах 1911-1915, 1928-1932, 1952-1959, 1966-1990 и 1994-1998 гг. Обнаружены также пятилетние циклы на интервалах 1900-1934, 1946-1961, 1980-1998 и 2002-2005 гг., а семилетние на интервалах 1906-1912, 1945-1953, 1959-1973 и 1992-2000 гг. Циклы в 11 и 22 года обнаружены на интервалах 1899-1965, 1995-2005 гг. и 1899-1953, 1975-2005 гг., соответственно. Период в 35 лет, установленный на интервале 1958-1994 гг., оказался статистически незначимым. Аналогичные по

продолжительности циклы были выявлены для МС Санкт-Петербурга, Нижнего Новгорода и Ростова-на Дону, поэтому им не будет уделено отдельное обсуждение в работе.

Для установления скрытых периодичностей в гидрологических рядах метод ВП был применен в работе для бассейна реки Урал (рис. 2.6). Разложение гидрологических рядов на частотные составляющие выявило циклы колебаний стока с периодами 2,3, 5,5-7,2, 11,2-22,1 года и 35- 40 лет практически для всех ГП исследуемого района, расположенных в различных течениях реки Урал. Заметим, что высокочастотные межгодовые колебания (2,3, 5,5-7,2 года) особенно явно проявились в 1920-1926, 1939-1941, 1957-1958, 1965-1966, 1992-2005 гг. Важно отметить, что это совпадает с датами наиболее сильных наводнений, зарегистрированных в г. Оренбурге (1922, 1942, 1957, 1993, 2000 и 2005 гг.). Статистически значимые среднечастотные вариации стока (периоды от 11,2 до 22,1 года) установлены для всех ГП практически со времени начала наблюдений до настоящего времени с небольшими перерывами, что соответствует установленной автором диссертации (Васильев, Ферапонтов, 2012) высокой корреляции между солнечной активностью и режимом тропосферы для стока рек северных районов Южного Урала. Самые низкочастотные статистически значимые колебания стока с периодом в 35–40 лет проявились почти на всех ГП и практически на всем интервале наблюдений. В силу короткости рядов наблюдения эта мода, однако, находится вне конуса влияния и поэтому ее следует рассматривать с некоторой долей осторожности.

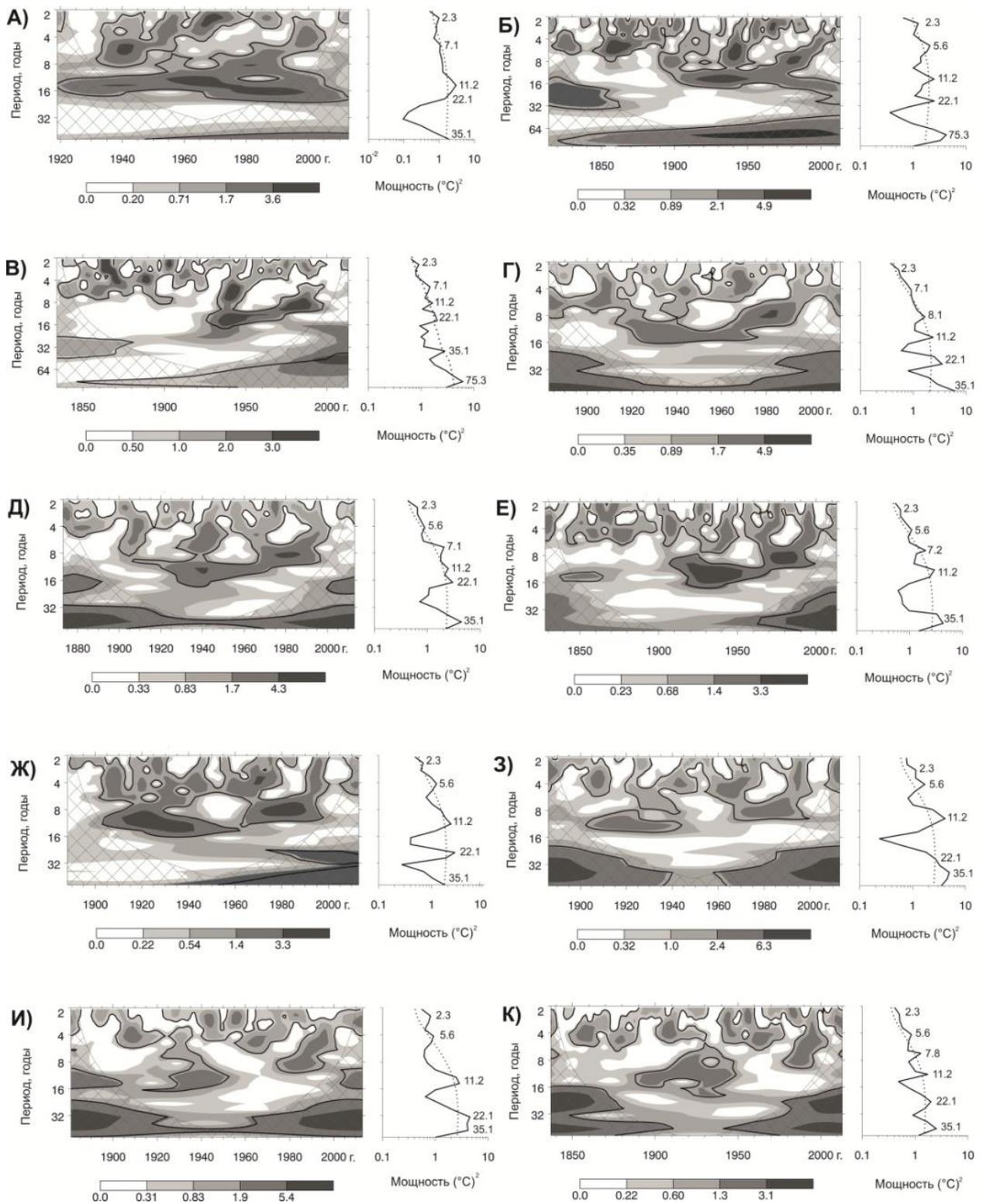


Рисунок 2.4. Локальные и глобальные спектры мощности температурных рядов МС: А – Мурманск, Б – Архангельск, В – Санкт-Петербург, Г – Пермь, Д – Нижний Новгород, Е – Казань, Ж – Уфа, З – Оренбург, И – Ростов-на-Дону, К – Астрахань.

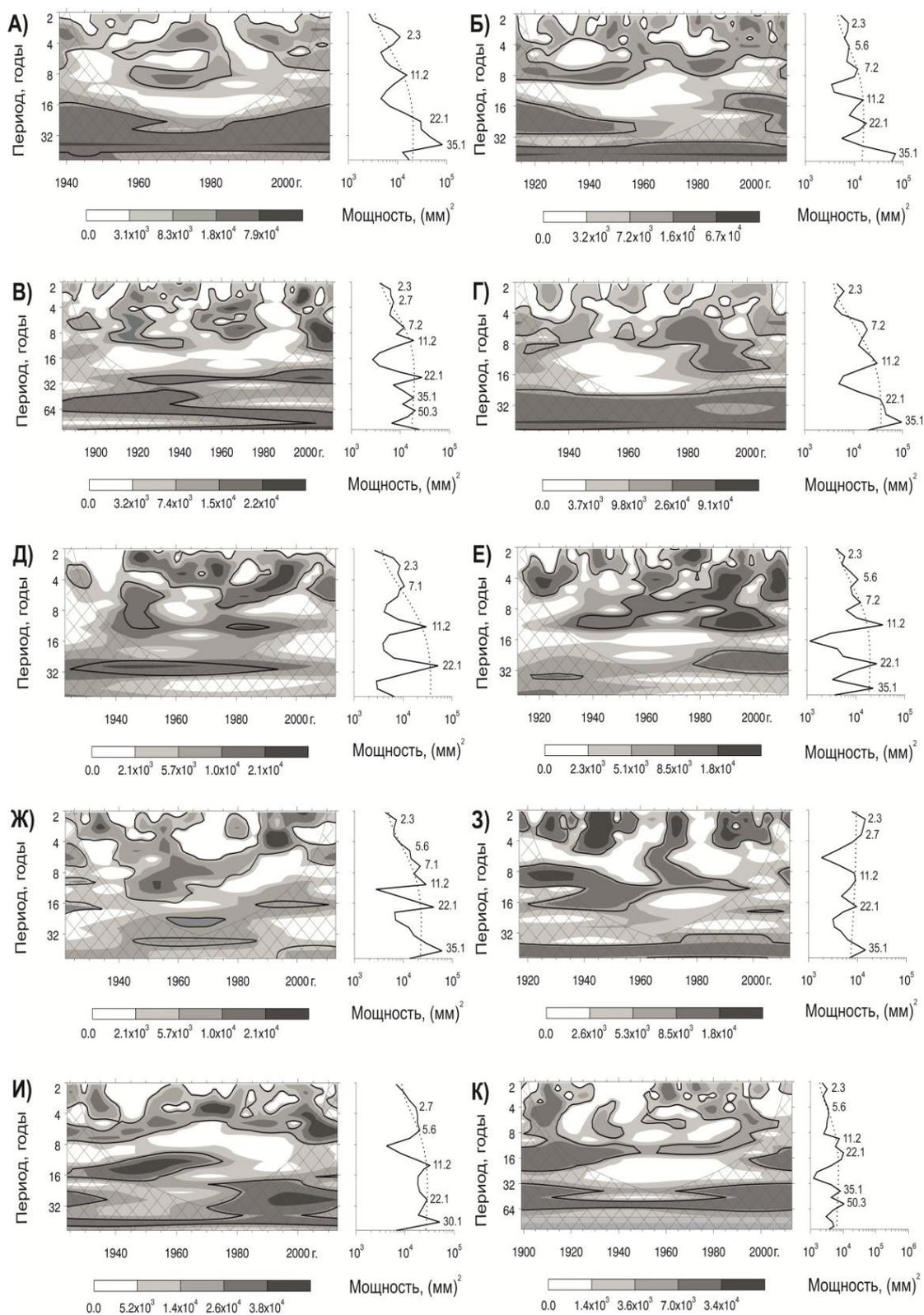


Рисунок 2.5. Локальные и глобальные спектры мощности рядов атмосферных осадков МС: А – Мурманск, Б – Архангельск, В – Санкт-Петербург, Г – Пермь, Д – Нижний Новгород, Е – Казань, Ж – Уфа, З – Оренбург, И – Ростов-на-Дону, К – Астрахань.

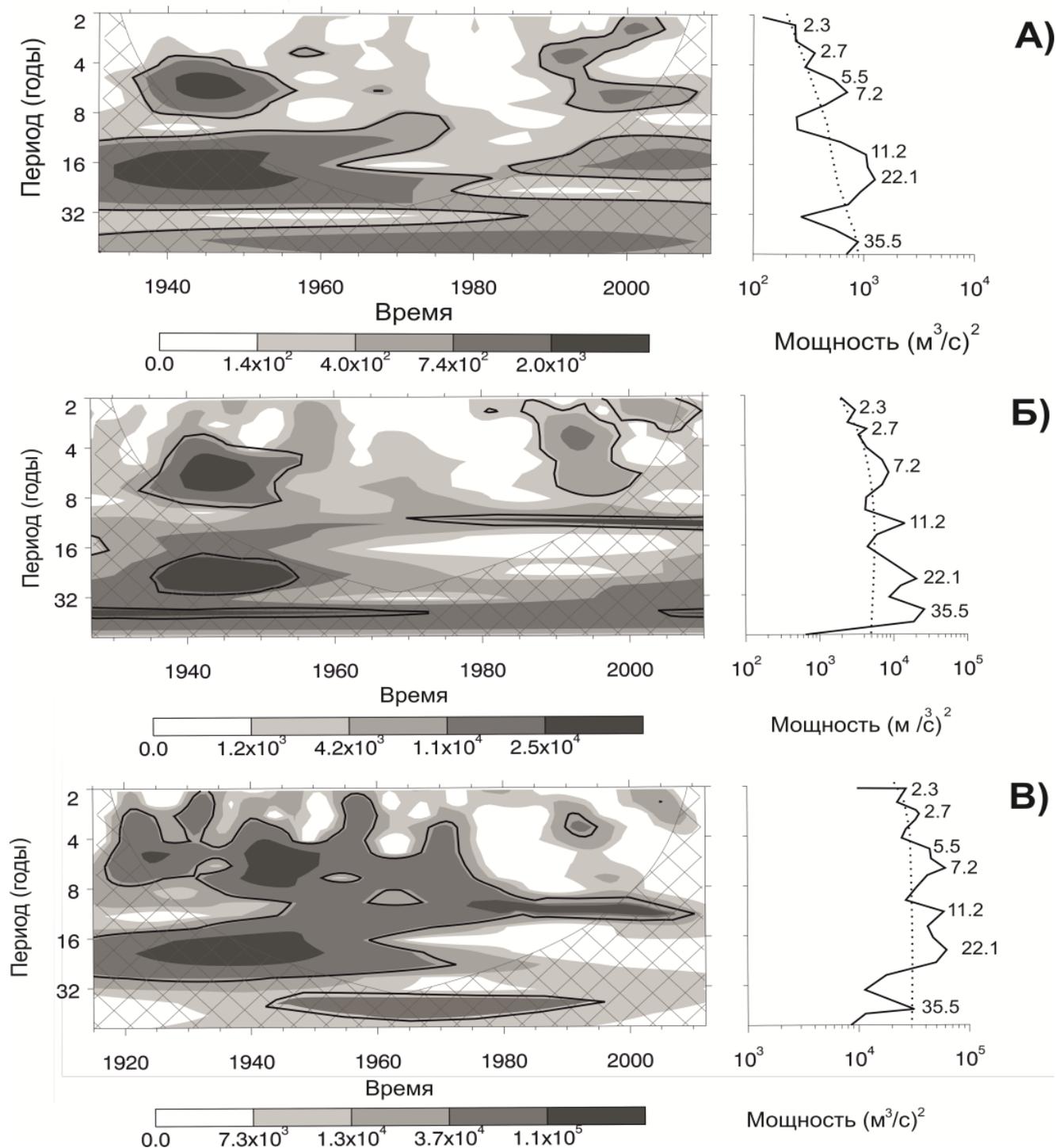


Рисунок 2.6. Локальные (слева) и интегральные (справа) вейвлет спектры расходов воды в верхнем (А, с. Кизильское), среднем (Б, г. Оренбург) и нижнем (В, п. Кушум) течении реки Урал.

Для установления возможной связи колебаний исследованных рядов осадков и температур с индексами АМК и САК, аналогичный вейвлет анализ был также проведен и для этих климатических индексов. В индексе САК на всем

доступном интервале статистически значимыми были найдены квази-двухлетний, пятилетний, семилетний и одиннадцатилетний периоды, а обнаруженный 35-летний цикл оказался статистически незначимым. Индекс АМК на временном интервале 1856-2005 гг., имеет характерные 11-летний и периоды продолжительностью 35-50 и 65-70 лет. Выявленные циклы колебаний в индексах САК и АМК хорошо известны (см., например, работы (Minobe et al.,2002; Sutton et al, 2005)). Проявленный в колебаниях обоих климатических индексах 11-летний цикл является следствием сложного взаимодействия физических процессов в системе «атмосфера-гидросфера» (Rossi et al,2011).

Таким образом, проведенный в данном разделе диссертационной работы вейвлет-анализ для временных рядов приповерхностной температуры и осадков для огромного по территории района Европейской части России, включающего Южный Урал, показал значительное сходство установленных циклов периодичности. Сравнение колебаний стока бассейна реки Урал также указал на сходство с колебаниями температуры и осадков. Все это указывает на общие причины в колебаниях климата Европейской части России и, в этом смысле, Южный Урал, из-за своего географического положения (восточные районы которого расположены в Сибири) является уникальным регионом Европейской России для исследования такого рода. Какие климатические индексы оказывают главенствующее влияние на климат Южного Урала будут обсуждены в следующем разделе данной главы диссертации на основе кросс-вейвлет анализа.

2.4. Когерентность гидрометеорологических характеристик на Южном Урале с климатическими индексами

В данном разделе диссертационной главы будут обсуждаться результаты кросс-вейвлет преобразований (КВП) с основными климатическими индексами для региона Южного Урала. В ходе выполнения диссертационной работы также проводилось сравнение с колебаниями чисел Вольфа. Так для станций и постов, где выявлены 11-летние и 22-летние колебания, для периода наблюдений с 1930-х

до 1990-х годов установлено синфазное с числами Вольфа колебания рядов температур и антифазное для рядов атмосферных осадков и стока рек. Для последующего времени наблюдений эта корреляция, однако, теряется.

Установлено, что связь приповерхностной температурой воздуха, осредненной по территории Южного Урала, оказалась достаточно тесной с основными климатическими индексами: атлантическим мультидекадным колебанием (АМК: <http://www2.cgd.ucar.edu>), северным атлантическим колебанием (САК, NAO: <http://www2.cgd.ucar.edu>) и арктической осцилляцией, известной также как северная годовая мода (СГМ, NAM: <http://www2.cgd.ucar.edu>). Также был проведен кросс-вейвлет анализ с данными солнечной активности (числа Вольфа: <http://sidc.oma.be>) и типами атмосферной циркуляции по Вангенгейму (Вангенгейм, 1933; Вангенгейм, 1938; Вангенгейм, 1948; Гирс, 1948; Гирс, 1951; Гирс, 1959; Гирс, 1960; Гирс, 1963; Гирс, 1971; Гирс, 1974) (<http://www.aari.nw.ru>). Известно, что при западной (W) форме атмосферной циркуляции характерен западно-восточный перенос воздушных масс и быстрое смещение низкочастотных колебаний, восточная (E) форма атмосферной циркуляции характеризуется блокирующим антициклоном над Восточной Европой и мощной ложбиной над Западной Европой. При меридиональной циркуляции (С-тип) блокирующий антициклон локализуется над Атлантикой и Западной Европой (Виноградова и др., 1999; Виноградова и др. 2000а; Виноградова и др., 2000б).

В начале проведем обсуждение результатов КВП анализа для осредненных данных по Южному Уралу. КВП помогло определить несколько статистически значимых когерентностей, как для высокочастотных, так и для низкочастотных вариаций приповерхностной температуры воздуха, атмосферных осадков и климатических индексов (рис. 2.7, 2.8). Высокая степень связи была установлена с индексом САК в высокочастотной области в отдельные непродолжительные временные интервалы, соответствующий пикам активности южного колебания (1982-1983 гг., 1997-1998 гг., 2002-2003 гг., 2006-2007 гг. и 2009-2010 гг.) и

носящий или противофазный характер, либо с отставанием фазы колебания на $\pi/2$. В низкочастотном диапазоне с периодами от 11 до 35 лет степень связи была высокой, а тип когерентности синфазный. При КВП индекса АМК с температурными рядами так же была установлена высокая степень связи с четкой временной локализацией, когда высокочастотные, преимущественно синфазные колебания, проявились в интервале до 1950-х, а низкочастотные после 1950-х годов.

Аналогичный КВП-анализ основных климатических индексов с данными наблюдений за атмосферными осадками установил, что когерентность осадков с первыми двумя климатическими индексами (САК и АМК) оказалось более слабой и менее отчетливой (рис. 2.8). Действительно, с индексом САК колебания атмосферных осадков с периодом 7-11 лет носили несогласованный характер для большинства периода наблюдений и только для наблюдений с начала 40-х по конец 60-х годов установлена противофазная, а с 70-х до конца XX века синфазная связь. Анализ на основе КВП индекса АМК с осадками в области низких частот практически не выявил статистически значимых когерентностей, в то время как когерентность с высокочастотными колебаниями носила противофазный характер на протяжении 50-х годов XX века, а также для временных интервалов 1996-1998 гг. и 2006-2007 гг.

КВП-анализ для стока покажем на примере бассейна реки Урал (рис. 2.9-2.11). Результаты кросс-вейвлет анализа рядов стока с тремя типами атмосферных циркуляций показали, что связь колебаний стока с западным типом атмосферной циркуляции (W) достаточно слабая для всех ГП бассейна реки Урал. Значимая когерентность с W-циркуляцией установлена только для 4-6-летнего периода вариаций стока в течение 10 лет с ~1940 по 1950 гг.

Специфической оказалась связь колебаний стока с двумя типами меридиональных атмосферных циркуляций E и C по Вангенгейму. Отметим, прежде всего, противоположный характер когерентности для среднепериодных и долгопериодных колебаний стока (14-30 лет) с E- (противофазный) и C-

(синфазный) типами, начиная со времени начала наблюдений до практически настоящего времени для ГП-Оренбург (рисунок 2.9 (а) и (б), соответственно).

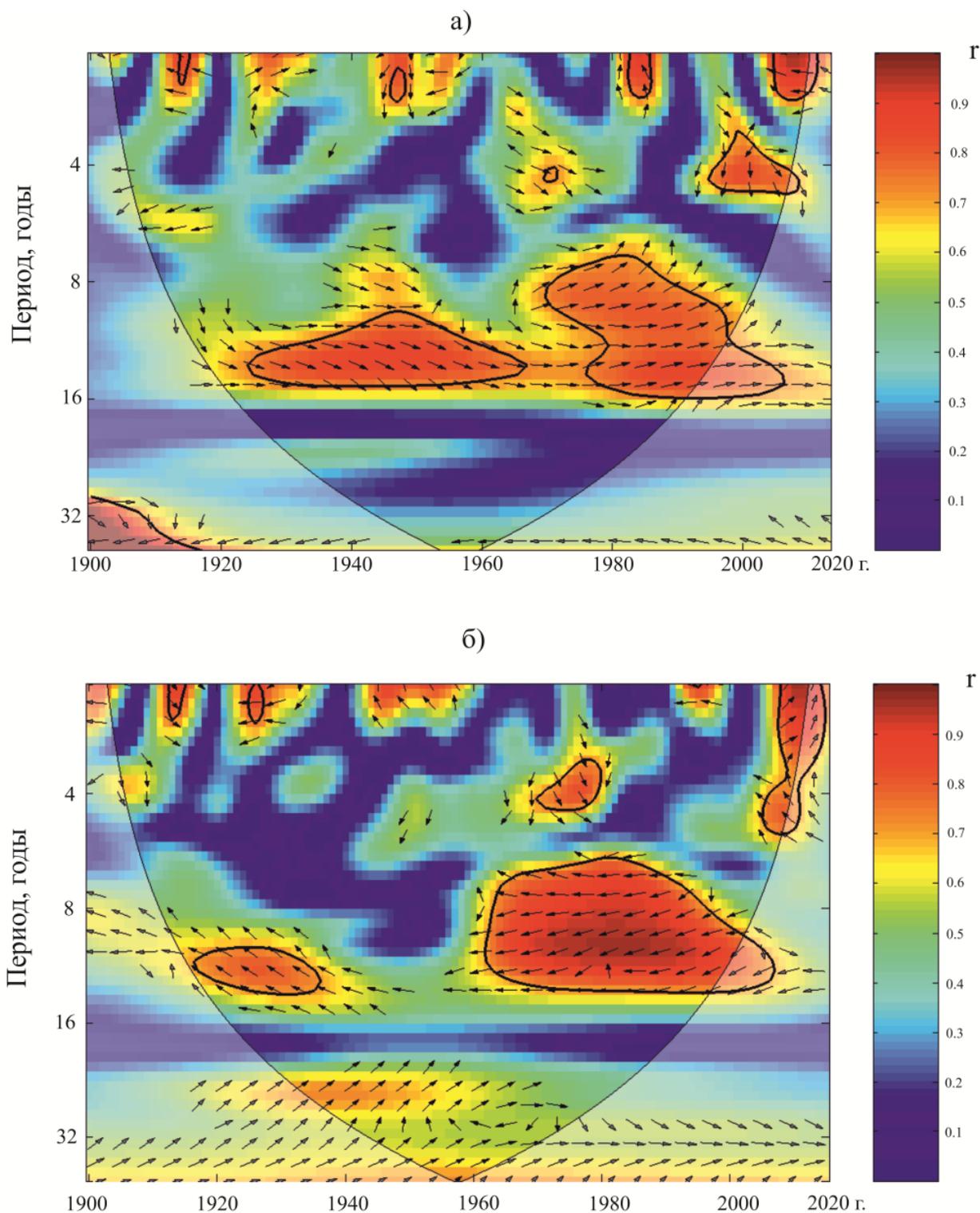


Рисунок 2.7. Кросс-вейвлет-анализ приповерхностной температуры воздуха на Южном Урале, а) с индексом САК, б) с индексом АМК.

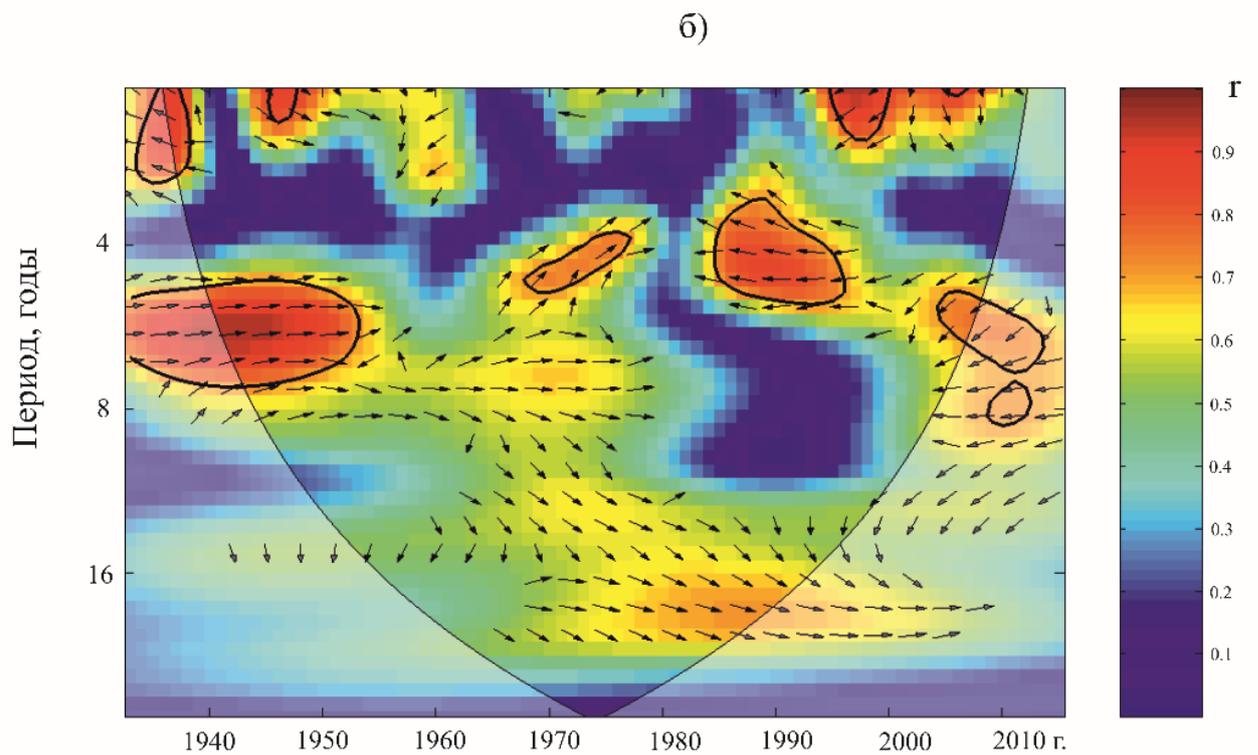
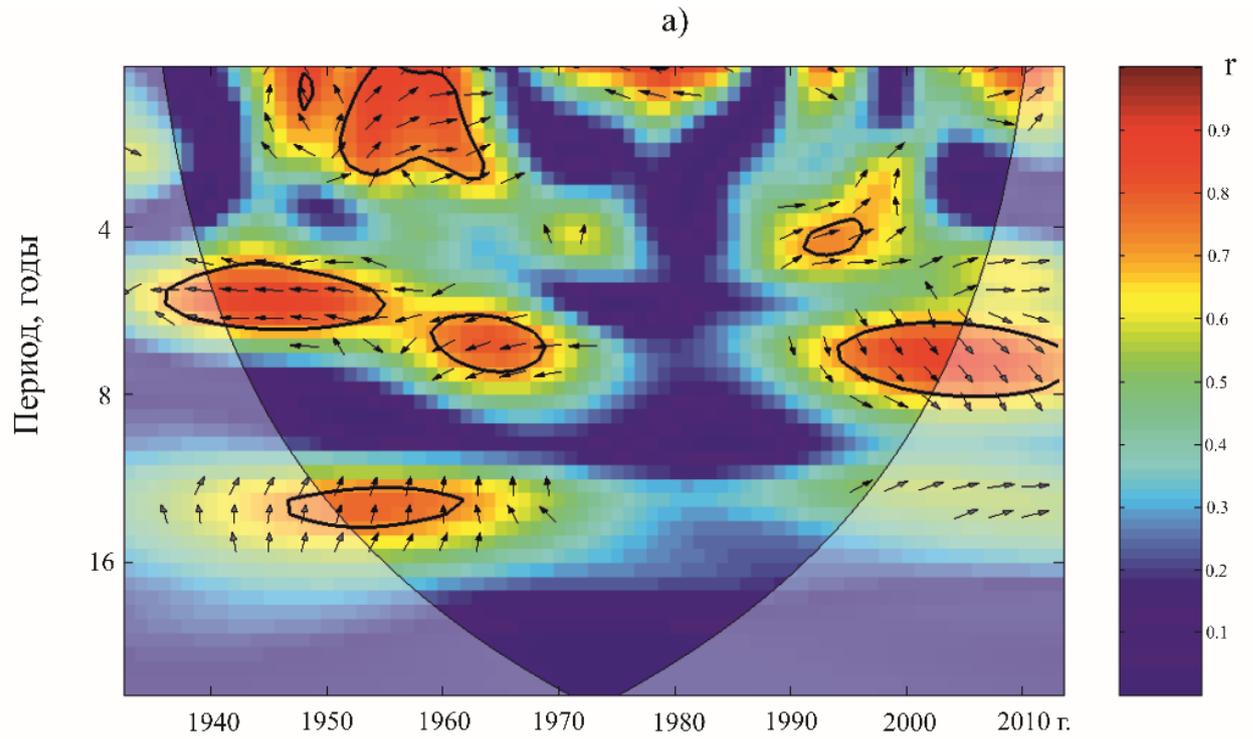


Рисунок 2.8. Кросс-вейвлет-анализ атмосферных осадков на Южном Урале, а) с индексом САК, б) с индексом АМК.

Отметим при этом, что для верхнего течения реки Урал такое поведение сохраняется только для самых низкочастотных вариаций стока с периодом около 30 лет, а для более короткопериодных вариаций когерентная связь с осцилляциями атмосферы С-типа ослабевает к 1960-м гг. Аналогичная связь колебаний стока с колебаниями атмосферной циркуляции Е-типа показывает схожую тенденцию, но значимая когерентность при этом сохраняется вплоть до середины 1980-х гг.

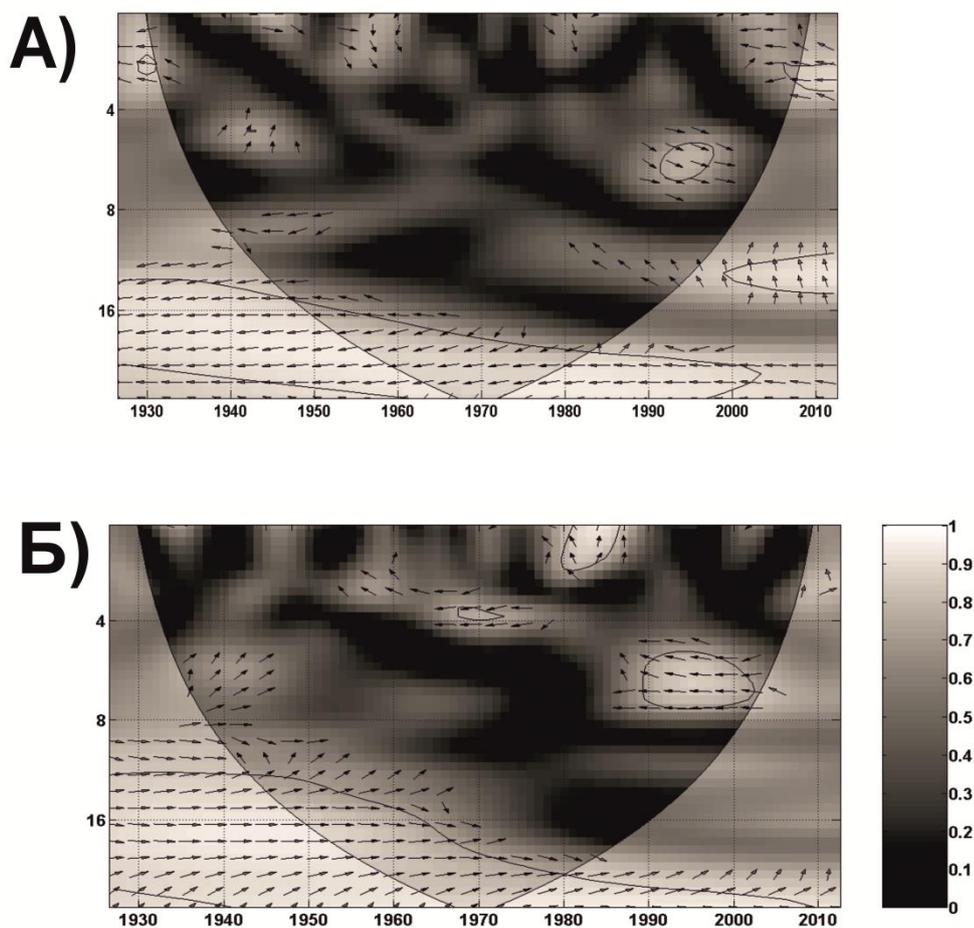


Рисунок 2.9. Кросс-вейвлет спектр колебаний стока (ГП-Оренбург) и атмосферной циркуляции Е (А) и С (Б). Жирные кривые выделяют области с вейвлет-когерентностью на уровне 95%. Тонкие кривые определяют границы конуса влияния. Стрелки характеризуют фазовый сдвиг: стрелка вправо – синфазность, влево - противофазность, вверх - вариации стока отстают на 90° от вариаций атмосферных циркуляций, вниз – вариации стока опережают вариации атмосферных циркуляций на $\pi/2$.

Такой же тип когерентности колебаний стока и атмосферной циркуляции Е-типа установлен и для нижнего течения реки Урал (рис. 2.11). Значимая когерентность колебаний стока и С-типа атмосферной циркуляции в низовьях Урала установлена для 14-18-летнего периода до 1960-х гг.

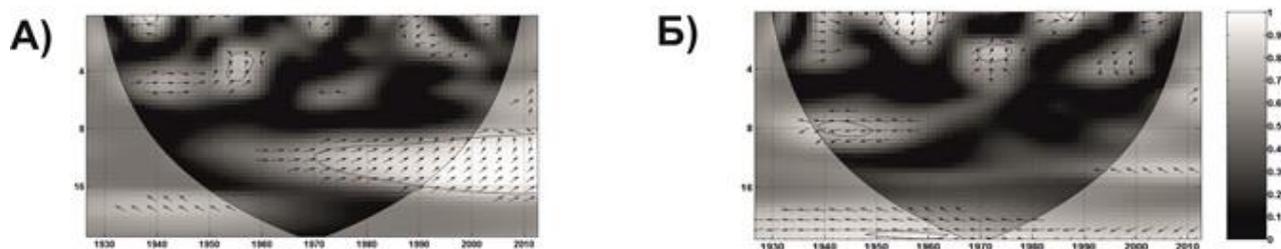


Рисунок 2.10. Кросс-вейвлет спектр колебаний стока (ГП-Оренбург) и параметров солнечной активности (числа Вольфа) (А) и климатического индекса АМК (Б). Жирные кривые выделяют области с вейвлет-когерентностью на уровне 95%. Тонкие кривые определяют границы конуса влияния. Стрелки характеризуют фазовый сдвиг аналогичным образом как на Рис. 2.9.

Следует заметить, что синфазность колебаний стока с вариациями атмосферной циркуляции С-типа и антифазность с Е-типа, по всей видимости, не является удивительной, поскольку эти типы атмосферных циркуляций характеризуются возникновением стационарных волн большой амплитуды, приходящихся в виде гребня (антициклона) для Е-типа и в виде ложбины (циклон) для С-типа для большей части бассейна реки Урал. Поэтому минимальная длительность осцилляций Е-типа и максимальная длительность осцилляций С-типа благоприятствует приходу влажных фронтов на большую часть территории восточно-европейской части России и Западной Сибири, что должно способствовать увеличению стока рек, включая бассейн реки Урал. Тем удивительным является факт противоположного поведения когерентной связи осадков с циркуляциями атмосферы Е- и С-типов для периода длительностью в 5-7 лет в 1990-2000 гг. (рис. 2.9).

Отмеченная выше долгопериодная когерентность стока и атмосферных меридиональных циркуляций включает известные периоды солнечной активности

в приблизительно 11 и 22 года и поэтому необходимо рассмотреть их возможный совместный эффект. Кросс-вейвлет анализ вариаций стока и чисел Вольфа показал значимую корреляцию только для 11-летнего периода солнечной активности, начиная примерно с 1970 гг. до настоящего времени (рис. 2.10 а). Отметим при этом, что колебания чисел Вольфа опережают колебания стока.

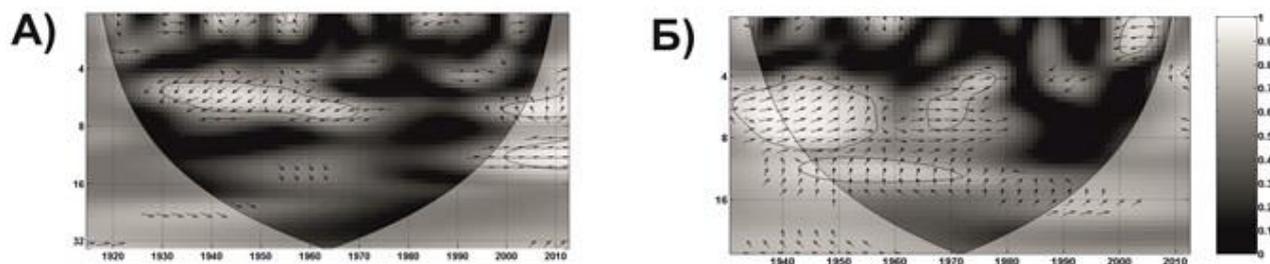


Рисунок 2.11. Кросс-вейвлет спектр колебаний стока (ГП-Кушум) и климатического индекса САК (А) и кросс-вейвлет спектр колебаний стока (ГП-Кизильское) и климатического индекса СГМ (Б). Жирные кривые выделяют области с вейвлет-когерентностью на уровне 95%. Тонкие кривые определяют границы конуса влияния. Стрелки характеризуют фазовый сдвиг аналогичным образом как на Рис. 12.

Несмотря на хорошо проявившиеся в вейвлет-спектре колебания стока с 11-летним периодом в другие временные интервалы, результаты кросс-вейвлет анализа, тем не менее, не показали их корреляцию с числами Вольфа (рис. 2.10а). Значимой корреляции с числами Вольфа также не установлено и для 22-летнего цикла. Причины такой слабой корреляции, по всей видимости, связаны с влиянием других климатических параметров, маскирующих эту связь стока с осцилляциями солнечной активности, например, описанные выше вариации циркуляции атмосферы меридионального типа.

Кросс-вейвлет анализ с климатическим индексом АМК не показал сколько-нибудь длительную по времени корреляцию с колебаниями стока. Были определены несколько статистически значимых когерентностей для высокочастотных и одна когерентность для среднечастотных вариаций стока с

АМК в разные годы, каждый в течение примерно 5 лет (рис. 2.10б). При этом значимой когерентности колебаний стока с долгопериодными колебаниями АМК, которые для АМК являются характеристичными, не установлено. Причиной этому, по-видимому, является слишком короткий период наблюдений за стоком реки Урал.

Известно (Rossi et al., 2011), что, несмотря на существующие слабо-уловимые отличия, САК и СГМ тесно связаны друг с другом и оказывают огромное влияние на климат северного полушария, особенно регионов, близких к Атлантике. В этой связи было интересно найти соответствующую связь этих климатических индексов с метеорологическими данными регионов, расположенных на значительном удалении, как от Атлантики, так и Арктики, к которым, безусловно, относится бассейн реки Урал. Результаты кросс-вейвлет анализа указали на значимую когерентность опережающих колебаний стока рек уральского бассейна с периодом в 5-7 лет над колебаниями САК с начала 1930-х до 1970 гг. (рис. 2.11а). В то же время, с 2000-х гг. по настоящее время установлена противоположная тенденция с отставанием колебаний стока от колебаний САК (рис. 2.11а). Что касается корреляции стока с СГМ, то установлена слегка отстающая когерентность вариаций стока от таковых с СГМ с 1930-х гг. до середины 1950-х гг. для 4-8-летних периодов, переходящая в почти синфазную когерентность для 4-7 летних колебаний стока с середины 1960-х до середины 1970-х гг. (рис. 2.11б). Для 11-летнего периода колебаний стока кросс-вейвлет анализ установил их опережающий характер над колебаниями СГМ с 1940-х гг. по 1970 год. Также как для индекса АМК, ни для колебаний САК, ни для колебаний СГМ вейвлет-анализ не указал на значимую корреляцию с колебаниями стока, что, как отмечалось выше, по-видимому, связано с кратковременным временем наблюдения за колебаниями стока рек бассейна реки Урал.

Далее приведем результаты КВП анализа для метеорологических данных с постов Европейской части России и их сравнение с соответствующими данными с

постов, расположенных на территории Южного Урала. Результаты этого КВП с индексом САК показаны на рис. 2.12 и 2.13, а с индексом АМК на рис. 2.14 и 2.15. Направление стрелок на всех этих рисунках указывает характер выявленных колебаний: вправо – синфазно с САК/АМК, влево – противофазно, направление стрелок вверх или вниз говорит соответственно об опережении или запаздывании на $\pi/2$ колебаний метеоданных по сравнению с колебаниями САК и АМК. Для установления количественной меры тесноты связи, на разных временных масштабах, были рассчитаны корреляционные отношения для колебаний исследуемых параметров. Обсуждение результатов КВП анализа начнем с севера Европейской части России для климатического индекса САК.

Приведем в начале некоторые общие характеристики этого КВП анализа. Кросс-вейвлет анализ данных температуры атмосферного воздуха с индексом САК установил синфазный характер в колебаниях для МС, расположенных вблизи морских акваторий, а по мере удаления в глубь континента тип когерентности менялся на противоположный и влияние индекса ослабевало. КВП температурных рядов с индексом АМК выявил статистически значимую связь в низкочастотной области колебаний, тип когерентности синфазный для большинства станций наблюдений. Для МС Мурманска, Архангельска, Санкт-Петербурга установлена высокая степень связи с АМК в высокочастотной и среднечастотной областях колебаний, что объясняется близким расположением этих МС к Атлантическому океану. Влияние индекса СГМ на колебания приповерхностной температуры воздуха оказалось самым сильным, как в высокочастотной, так и низкочастотной областях, а тип когерентности для всех МС установлен – противофазный. При этом наблюдалось ослабление воздействия индекса СГМ по мере продвижения с севера на юг исследуемой территории.

КВП анализ данных осадков МС г. Архангельска и САК (Рис. 2.13) значимой когерентности почти не обнаружил. При этом следует отметить, что росту количества осадков на некоторых временных интервалах соответствует преобладание отрицательных фаз колебаний САК (1930-1960 гг.) или серия

значительных спадов активности САК (1975-1987 гг.). Согласно рассчитанным коэффициентам ранговой корреляции (КРК) для осадков МС Архангельска, влияние САК оказалось сильным для квази-двухлетнего цикла на временных интервалах 1933-1965 гг. (0,73) и 1976-1983 гг. (0,72), для 5-летнего цикла в 1955-1969 гг. (0,71) и 1993-2001 гг. (0,66), а также для 7-летнего цикла в 1914-1920 гг. (0,73). Колебания температуры МС г. Архангельска и индекса САК (Рис. 2.12) установлены синфазными на низких и средних частотах в интервалах 1930-1960 и 1975-1987 гг., а на высоких частотах в интервале 1950-1970 гг. Рассчитанные КРК для колебаний температуры МС г. Архангельска и индексов САК оказались следующими: для квази-двухлетнего цикла в 1951-1962 гг. (0,95) и 1964-1971 гг. (0,76), для 7-летнего цикла в 1935-1949 гг. (0,83) и 1961-1969 гг. (0,72) и для 11-летнего цикла в 1921-2005 гг. (0,86).

Данные наблюдений за осадками МС г. Перми и индексы САК (Рис. 2.13) имеют области значимой когерентности следующего характера: квази-двухлетний период на временных интервалах 1942-1948 (синфазный характер) и 1958-1965 гг. (колебания САК запаздывают); для 11-летнего цикла на интервале 1983-1997 гг. первоначальное запаздывание колебаний САК постепенно становится синфазным в конце этого интервала, что особенно явно проявляется для наиболее низкочастотных колебаний этого цикла. Индекс САК и данные наблюдений за осадками МС г. Перми хорошо коррелируют на квази-двухлетнем периоде 1942-1948 (КРК составляет 0,92), 1960-1974 гг. (0,78), на 7-летнем цикле в 1976-1994 гг. (0,74).

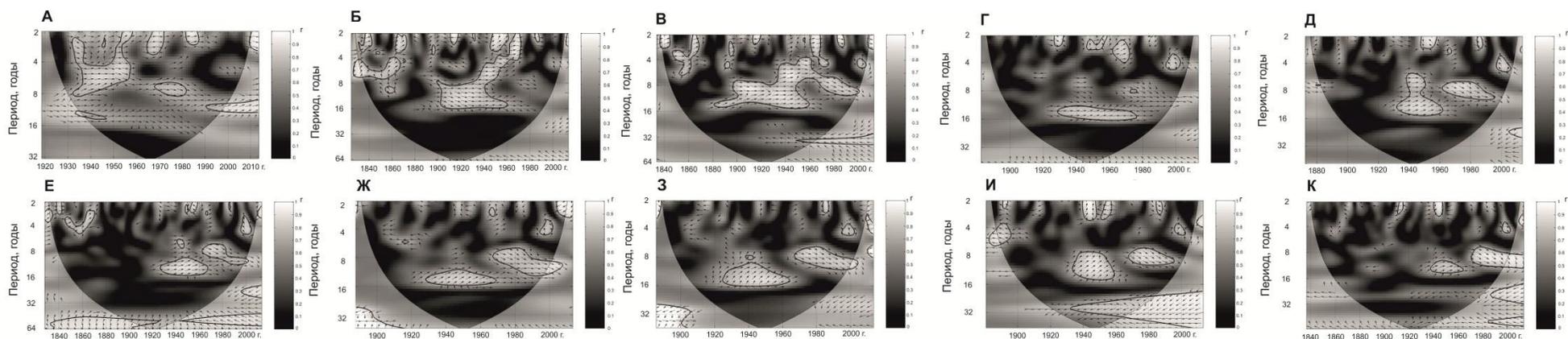


Рисунок 2.12. Кросс-вейвлет спектры индекса САК/NAO и температурных рядов МС: А – Мурманск, Б – Архангельск, В – Санкт-Петербург, Г – Пермь, Д – Нижний Новгород, Е – Казань, Ж – Уфа, З – Оренбург, И – Ростов-на-Дону, К – Астрахань.

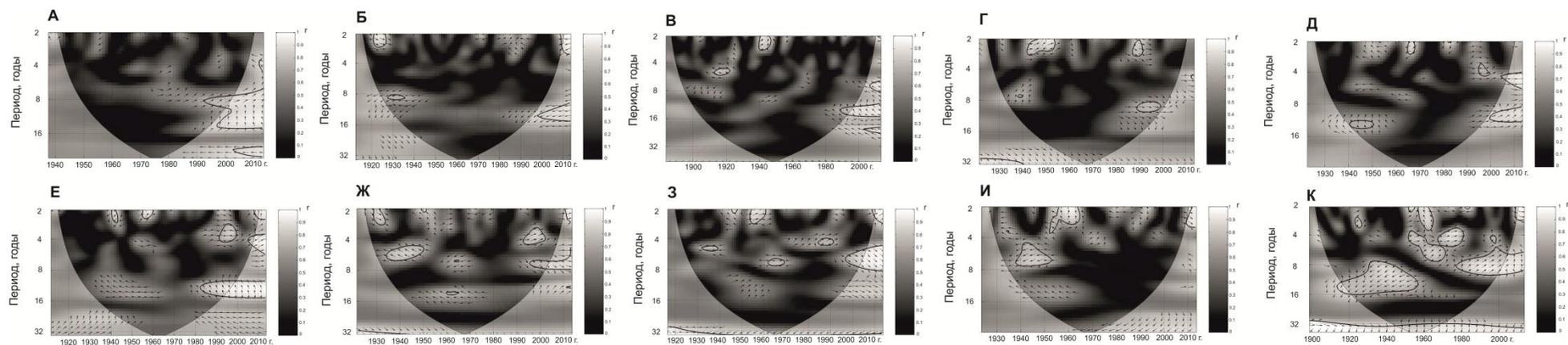


Рисунок 2.13. Кросс-вейвлет спектры индекса САК/NAO и рядов атмосферных осадков МС: А – Мурманск, Б – Архангельск, В – Санкт-Петербург, Г – Пермь, Д – Нижний Новгород, Е – Казань, Ж – Уфа, З – Оренбург, И – Ростов-на-Дону, К – Астрахань.

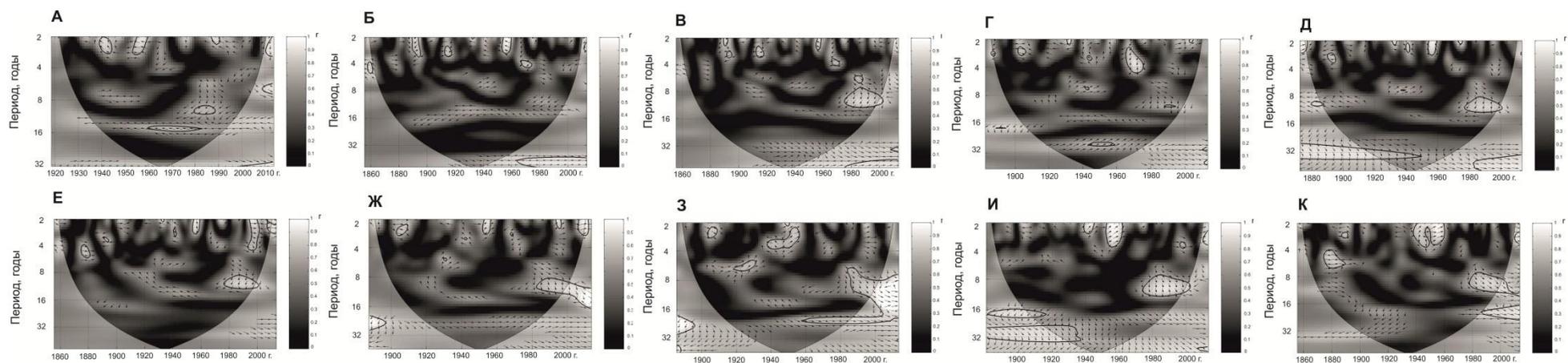


Рисунок 2.14. Кросс-вейвлет спектры индекса АМК/АМО и температурных рядов МС: А – Мурманск, Б – Архангельск, В – Санкт-Петербург, Г – Пермь, Д – Нижний Новгород, Е – Казань, Ж – Уфа, З – Оренбург, И – Ростов-на-Дону, К – Астрахань.

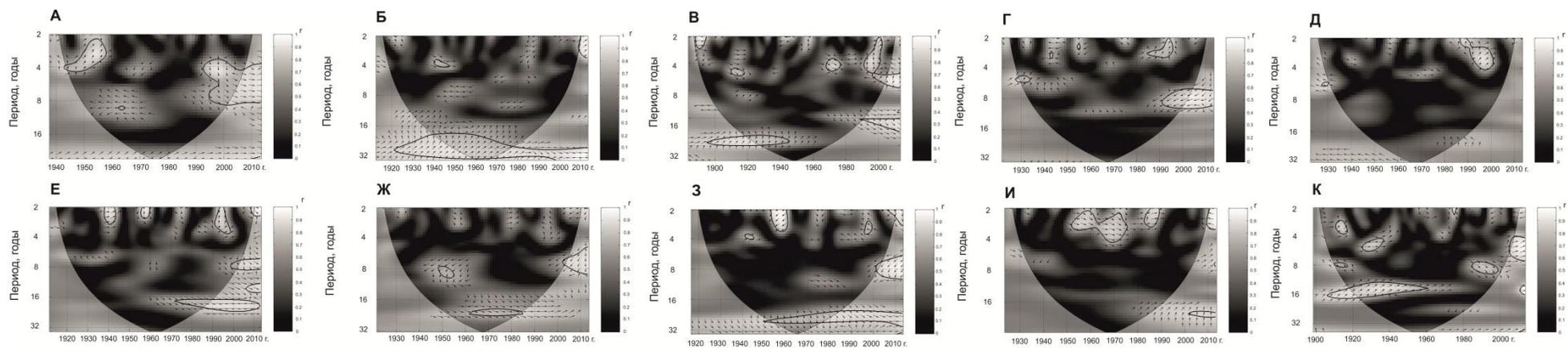


Рисунок 2.15. Кросс-вейвлет спектры индекса АМК/АМО и рядов атмосферных осадков МС: А – Мурманск, Б – Архангельск, В – Санкт-Петербург, Г – Пермь, Д – Нижний Новгород, Е – Казань, Ж – Уфа, З – Оренбург, И – Ростов-на-Дону, К – Астрахань.

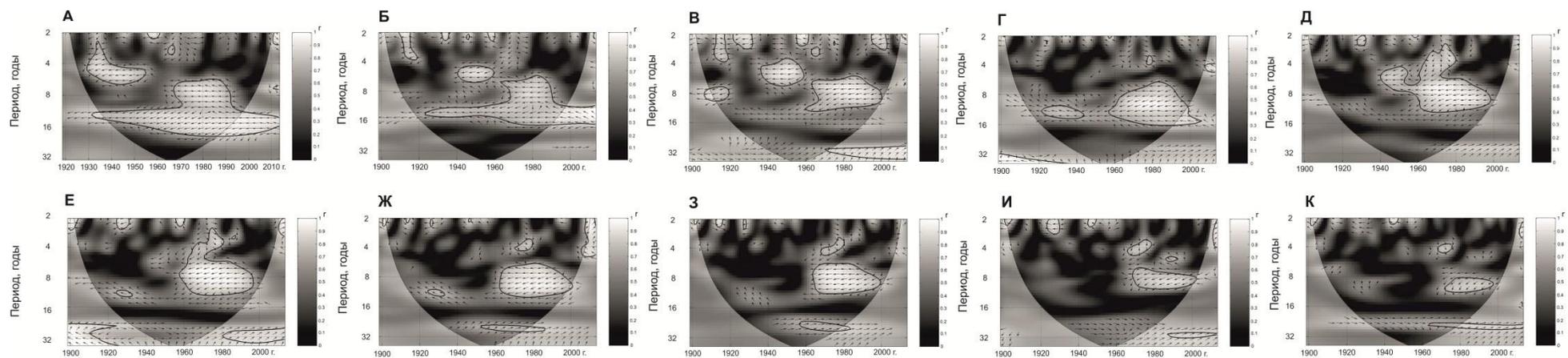


Рисунок 2.16. Кросс-вейвлет спектры индекса СГМ/НАМ и температурных рядов МС: А – Мурманск, Б – Архангельск, В – Санкт-Петербург, Г – Пермь, Д – Нижний Новгород, Е – Казань, Ж – Уфа, З – Оренбург, И – Ростов-на-Дону, К – Астрахань.

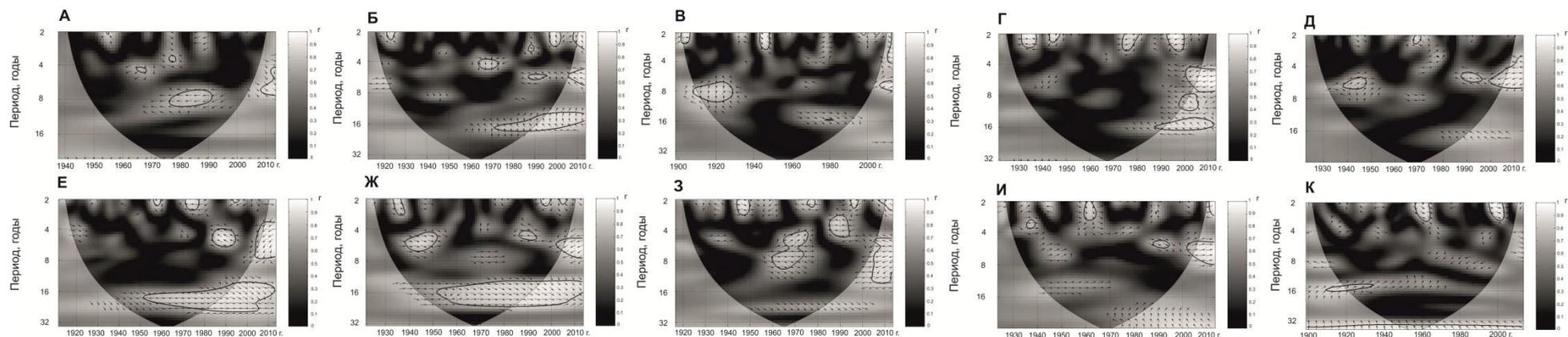


Рисунок 2.17. Кросс-вейвлет спектры индекса СГМ/НАМ и рядов атмосферных осадков МС: А – Мурманск, Б – Архангельск, В – Санкт-Петербург, Г – Пермь, Д – Нижний Новгород, Е – Казань, Ж – Уфа, З – Оренбург, И – Ростов-на-Дону, К – Астрахань.

Квази-двухлетний цикл температурного ряда Перми проявляет синфазную когерентность с колебаниями САК (Рис. 2.12) на интервале 1960-1974 гг.; 7-9 летний цикл для температурного ряда на интервале 1974-1993 гг. постепенно переходит из запаздывающей в синфазную когерентность с САК; 11-летний цикл на интервале 1938-1950 гг. проявляет синфазную когерентность с колебаниями САК. Рассчитанные КРК для колебаний температуры и индексов САК оказались следующими: квази-двухлетний цикл в 1924-1927 (0,95), 1947-1953 (0,82), 1962-1974 гг. (0,89), 11-летний цикл в 1933-1964 гг. (0,93).

Когерентность противофазного характера установлена в рядах осадков МС Казани и индекса САК (Рис. 2.13) для квази-двухлетнего периода на интервале 1941-1945 гг. 5-летний цикл имеет синфазную когерентность с САК на интервале 1985-1995 гг. Колебания 11-летнего цикла показали запаздывающую когерентность с САК на интервале 1983-1993 гг. Индекс САК и данные наблюдений за осадками МС г. Казани хорошо коррелируют на квази-двухлетнем периоде в интервале 1901-1906 (КРК составляет 0,81), 1932-1935 гг. (0,77), 1941-1943 гг. (0,74) и 1965-1971 гг. (0,79). Для 5-летнего цикла значения КРК установлены следующими: 0,69 (1951-1954 гг.), 0,79 (1985-1995 гг.); для 7-летнего цикла значение КРК установлено равным 0,60 в интервале 1984-1993 гг. Для одиннадцати и двадцатидвухлетних периодов связь с САК оказалось статистически незначимой. Для квази-двухлетнего периода температурного ряда Казани и индекса САК (Рис. 2.12) установлены следующие типы когерентности: опережение колебания температуры на интервалах 1945-1947 и 1955-1963 гг. и синфазные колебания на интервале 1987-1989 гг. Для 7-9 летнего найдена синфазная когерентность на интервалах 1908-1920 и 1974-1993 гг.; для 11-летнего цикла аналогичная синфазная когерентность с САК определена на интервале 1927-1953 гг. Установлено, что осцилляции температуры Казани и индекса САК имеют тесную связь на квази-двухлетнем периоде на интервале 1947-1959 гг. (0,92), для 7-летнего цикла в 1979-1987 гг. (0,71), для 11-летнего цикла в 1934-1967 (0,87) и 1980-2004 гг. (0,79). Для 22-летнего цикла температур связь с САК определена статистически незначимой.

Когерентность осцилляций осадков МС г. Уфы и индекса САК (Рис. 2.13) установлена противофазной для низких и средних частот в интервалах 1933-1945 и 1960-1987 гг. Для высоких частот, наоборот, колебания проходили синфазно в интервалах 1933-1935, 1942-1945, 1951-1956 и 1987-1995 гг. КРК для осадков Уфы и индекса САК установлены следующими: квази-двухлетний период в 1929-1933 (0,80), 1954-1959 гг. (0,69); 7-летний период 1931-1952 гг. (0,84); 35-летний период 1935-2005 гг. (0,86). Для температурного ряда характер колебаний установлен синфазным с САК (Рис. 2.12) на высоких (1965-1975 гг.), средних (1975-1993 гг.) и низких (1935-1950 гг.) частотах, что соответствовало уменьшению индекса САК в этих интервалах. КРК вычислены следующими для температурных колебаний Уфы и индекса САК: квази-двухлетний период 1922-1928 (0,74), 1942-1949 (0,92) и 1982-1986 гг. (0,90); 5-летний период 1939-1946 (0,76) и 1971-1978 гг. (0,73), 11-летний период 1928-1960 (0,88) и 1971-1993 гг. (0,91).

Во временном интервале 1935-1960 гг. для низкочастотных колебаний осадков МС г. Оренбурга (Рис. 2.13) установлена синфазная согласованность с индексом САК (соответствует фазе спада активности САК). Интересно отметить, что в промежуточном интервале (1940-1950 гг.) для средних частот колебаний осадков установлена противофазная связь с САК, индекс которого характеризуется пиками активности в некоторые годы этого интервала. Характер колебаний осадков на высоких частотах установлен синфазным с СК для некоторых достаточно коротких временных интервалов (1953-1955 и 1988-1990 гг.). Индекс САК и данные наблюдений за осадками МС г. Оренбурга коррелируют на квази-двухлетнем периоде с КРК равным 0,96 (1951-1960 гг.), 0,76 на 5-летнем периоде (1932-1950 гг.) и 0,68 на 11-летнем периоде (1941-1952 гг.). Что касается температурных рядов, то можно говорить о синфазности с колебаниями САК на высоких частотах (1968-1972 гг.), соответствующих снижению индекса активности САК. Для средних и низких частот также установлена синфазность температурных колебаний и спада индекса САК соответственно для временных интервалов 1975-1993 и 1930-1945 гг. КРК для

температурного ряда Оренбурга и индексов САК вычислены как 0,75 (1922-1926) и 0,84 (1983-1986 гг.) для квази-двухлетнего цикла; 0,84 (1932-1946 гг.) для 7-летнего цикла; 0,83 (1924-1945 гг.) для 11-летнего цикла.

Когерентность осадков МС Оренбурга и индекса САК (Рис. 2.13) для квази-двухлетнего периода установлена синфазной в 1912-1915 гг. и противофазной на интервалах 1957-1964, 1967-1971 и 1985-1987 гг. Для 5-летнего периода противофазная когерентность определена в 1905-1915 гг., а для 7-летнего периода найдена синфазная когерентность в 1908-1915 гг. Для 11-летнего периода колебания температуры опережали колебания индекса САК в 1915-1930 гг.

Осадки МС г. Астрахани коррелируют с САК на квази-двухлетнем периоде в интервалах 1923-1928 (0,81) и 1959-1965 гг. (0,85); для 5-летнего цикла в 1952-1967, 1981-1985 и 1990-2001 гг. (0,74); для 11-летнего цикла в 1908-1917 (0,71) и 1958-1998 гг. (0,69). Температура Астрахани и индекс САК (Рис. 2.12) для квази-двухлетнего периода имеют противофазный характер колебаний на интервалах 1908-1912, 1950-1960 и 1968-1971 гг. и синфазный характер в 1983-1991 гг. 7-летний и 11-летний периоды характеризуются синфазной когерентностью соответственно на интервалах 1980-1995 и 1934-1941 гг. КРК для температуры и индекса САК вычислены следующими: квази-двухлетний период 1923-1927 (0,81), 1969-1984 гг. (0,89); 5-летний период 1951-1961 (0,73), 1981-1986 и 2002-2005 гг. (0,75); 7-летний период 1957-1971 (0,70) и 1992-1990 гг. (0,71); 11-летний период 1908-1919 (0,82), 1934-1946 и 1995-2005 гг. (0,70).

На следующем этапе данного исследования был проведен КВП с индексом АМК, который определяет изменения температуры водной поверхности в Северной части Атлантического океана с холодными и теплыми фазами и характеризуется периодами разной длительности. После открытия самого долгопериодного колебаний приповерхностной температуры северной части Атлантики с доминирующим периодом 65-70 лет (Rayner et al., 2003), эти колебания получили название мультидекадных. Сейчас это низкочастотное колебание признано доминирующим в колебаниях приповерхностной морской температуры северной Атлантики (Hurrell, 1995), что и определило название

АМК. Это название не исключает, однако, существование нестационарных, более высокочастотных колебаний температуры поверхности Северной Атлантики (Nyberg et al., 2007), с периодами 2, 4, 7 лет. На фоне преобладающего цикла в 65-70 лет, проявляются также периодичности в 11 и 35-50 лет, поэтому, по аналогии с САК, в данной работе рассматривались попарные связи колебаний осадков и температур с АМК для всех установленных периодов, а не только имеющих мультидекадный характер.

Исследование когерентности колебаний осадков МС г. Архангельска с индексом АМК (Рис. 2.15) определило опережающие колебания осадков для квази-двухлетнего периода (1942-1944 гг.) и запаздывающие колебания осадков для 7-летнего периода на интервале 1942-1955 гг. С индексом АМК у осадков МС Архангельска установлена высокая теснота связи на квази-двухлетнем в 1922-1926 гг. (0,81), 4-летнем 1918-1921 гг. (0,75) и 1984-1987 гг. (0,73), 11-летнем 1944-1956 гг. (0,77) и с периодом около 40 лет в 1943-1985 гг. (0,89). Исследование попарной связи температуры Архангельска и АМК (Рис. 2.14) определило следующие когерентности: для квази-двухлетнего периода - противофазные колебания в 1952-1963 гг. (0,94), АМК - опережающие в 1965-1970 гг. (0,93), АМК-запаздывающие в 1975-1977 гг. (0,93); для 4-летнего цикла - противофазные (1940-1945 и 1995-2000 гг.); для 7-летнего цикла синфазные в 1930-1945 гг. (0,73); для 11-летнего цикла АМК-опережающие (1985-1988 гг.). КРК для температуры Архангельска и АМК определены как 0,61 (1924-1936) и 0,58 (1955-1966) на 11-летнем цикле, а для 45-летнего цикла определенное значение КРК как 0,49 (1930-1967 гг.) является статистически незначимым.

Для колебаний осадков Перми и АМК (Рис. 2.15) статистически значимыми оказались только когерентности для квази-двухлетнего цикла на интервалах 1955-1960 гг. (антифазная), КРК = 0,74 и 1995-2000 гг. (АМК - запаздывающая), КРК = 0,77. Осадки Перми и АМК тесно связаны на периоде в 11 лет на интервалах 1973-1983 (КРК = 0,73) и 1987-1998 гг. (0,66). Попарная связь АМК и температурного ряда Перми (Рис. 2.14) установлена синфазной для квази-двухлетних и 4-летних циклов 1960-1975 гг. (0,86), а также для 11-летнего цикла в

1937-1950 гг. Смежная когерентность для 7-летних циклов (АМК-опережающая для высоких частот, переходящая в синфазную в низкочастотной области) установлена для временного интервала 1975-1995 гг. КРК для АМК и температуры Перми определены следующими: для 11 летнего цикла 0,76 (1927-1949 гг.) и 0,87 для 45-летнего цикла (1935-1979 гг.).

Для осадков МС г. Казани когерентности различного рода с индексом АМК (Рис. 2.15) установлены на очень коротких временных интервалах и только для высоких частот (квази-двухлетний и 4-летний периоды): синфазные когерентности в 1912-1917 (0,88) и 1942-1944 гг. (0,87), противофазные когерентности в 1905-1907 гг. (0,85), АМК-опережающие в 1955-1960 и 1970-1973 гг. (0,87), и АМК-запаздывающие в 1992-2001 гг. (0,89). Осадки и индекс АМК тесно связаны на 11-летнем периоде в 1972-2005 гг. (0,79) и на 45-летнем периоде в 1895-1945 гг. (0,60). Для температурного ряда Казани и АМК (Рис. 2.14) синфазные когерентности в 1905-1908 и 1995-1999 гг. (0,88) и АМК-запаздывающие когерентности в 1957-1960 и 1973-1975 гг. (0,89) установлены для квази-двухлетних периодов. АМК-запаздывающие в 1905-1917 гг. (0,84) и АМК-опережающие когерентности (1974-1987 гг. (0,78) определены для 7-11 летних периодов; следует отметить, что для обоих этих временных интервалов индекс АМК был отрицательным. КРК для температур Казани и АМК для 11-летнего цикла вычислены как 0,91 (1910-1921) и 0,93 (1971-1990 гг.).

Попарный анализ колебаний осадков МС г. Уфы и АМК (Рис. 2.15) обнаружил АМК-запаздывающую когерентность для квази-двухлетних и 4-летних циклов в интервале 1990-1998 гг. (0,82). Противоположная по фазе, АМК-опережающая когерентность, была установлена для 7-летних циклов в 1940-1960 гг. КРК для осадков и индексов АМК вычислены как 0,79 (1920-1932) и 0,88 (1955-1983 гг.) для 11-летнего цикла и 0,86 (1935-2005 гг.) для 35-летнего цикла. Для температурного ряда Уфы и индекса АМК (Рис. 2.14) когерентности высокочастотных колебаний установлены противофазными в 1945-1947 и 1968-1972 гг. (0,92) и синфазными в 1955-1957 и 1992-1999 гг. (0,89). Для 7-летних периодов АМК-запаздывающие когерентности определены в 1930-1940 гг. (0,74).

Наконец, АМК-опережающие когерентности для 7-летних циклов найдены в 1978-1993 гг. (0,72). Температура Уфы и АМК определены коррелирующими на 11-летнем периоде (1983-1995 гг.) с КРК 0,72 и на 35-летнем периоде (1972-2002 гг.) с КРК 0,86.

Осадки МС г. Оренбурга и индекс АМК (Рис. 2.15) проявили АМК-опережающую когерентности для квази-двухлетнего периода в коротковременных интервалах 1956-1959 и 1970-1972 гг. (КРК = 0,97). АМК-запаздывающая когерентность для квази-двухлетнего цикла постепенно переходит в синфазную фазу для 4-летнего цикла в 1989-2000 гг. (0,85). С индексом АМК связь осадками оказалась статистически незначимой на 11-летнем цикле в 1927-1939 гг. (0,51) и 1951-1960 гг. (0,57). Парный анализ температурного ряда Оренбурга и АМК (Рис. 2.14) определил смежную когерентность для высокочастотных колебаний: АМК-запаздывающую (1940-1950 гг. (КРК = 0,83), АМК-опережающую в 1968-1972 гг. (0,82) и синфазную (1955-1957 и 1992-1998 гг.). Для 7-11-летних циклов найдена АМК-опережающая когерентность в 1978-1993 гг. КРК для температуры Оренбурга и АМК вычислены как 0,74 (1973-1992 гг.) для 11-летнего цикла и 0,88 (1958-2005 гг.) для 35-летнего цикла.

Осадки МС г. Астрахани с индексом АМК (Рис. 2.15) проявили следующие когерентности для высокочастотных колебаний с периодами 2-4 года: АМК-запаздывающие в 1912-1915 и в 1994-1999 гг. (0,88), АМК-опережающие в 1972-1974 гг. (0,89) и синфазные в 1957-1962 гг. (0,91). 7-летний цикл также показал синфазную когерентность в 1927-1932 гг. КРК для осадков Астрахани и индекса АМК вычислены как (0,73) (1911-1942) и 0,66 (1985-1994 гг.) для 11-летнего цикла, и 0,61 (1899-1935 гг.) для 45-летнего цикла. Для температурного ряда Астрахани и индекса АМК (Рис. 2.14) когерентность высокочастотных колебаний установлена противофазной в 1906-1912 гг. (0,84) и синфазной в 1945-1958 и 1994-1997 гг. (0,91). Когерентность переходящая из АМК-опережающей в синфазную установлена для 7-летнего цикла в 1985-1992 гг. КРК для температуры

Астрахани и индекса АМК установлены как 0,69 (1912-1941 гг.) для 11-летнего цикла и 0,52 (1899-1934 гг.) для 45-летнего цикла.

2.5. Выводы

Основные выводы, полученные в этой главе, можно сформулировать следующим образом.

Применение метода вейвлет преобразований при анализе данных инструментальных наблюдений приземной температуры воздуха, атмосферных осадков с метеорологических станций Южного Урала, Европейской части России и речного стока с гидрологических постов, расположенных в бассейнах рек Белая и Урал, выявило несколько статистически значимых циклов. Все выявленные статистически значимые циклы можно условно разделить на две группы: высокочастотные с периодами от 2,3 до 7,1 года и низкочастотные от 11,2 до 50-60 лет.

Для установления связи этих циклов с естественными климатическими осцилляциями, такими как САК, АМК и СГМ известные своим сильным влиянием на климат Европы, проведен кросс-вейвлет анализ. Следует отметить, что САК и СГМ являются индексами зимней изменчивости атмосферной циркуляции. Для территории Южного Урала, как и для Европейской части России, изменчивость температуры воздуха зимой вносит доминирующий вклад в годовую изменчивость, вклад зимних осадков во внутригодовом распределении атмосферных осадков на Южном Урале за последние десятилетия существенно вырос, поэтому анализ связи годовых сумм атмосферных осадков важен для совместной оценки влияния мод атмосферной изменчивости и колебаний температуры океана, связанных с индексом АМК. Анализ осцилляций осадков для территории Южного Урала в целом, также как и для стационарных наблюдений по отдельным МС Европейской части России, методом КВП показал несколько большую тесноту связи с индексами САК и СГМ по сравнению с АМК. Это объясняется тем, что в Европейском регионе влияние этих климатических

мод сильнее там, где атмосферные осадки зависят от флуктуаций САК, особенно это характерно для атмосферных осадков Южного Урала в зимний период.

Установлено, что флуктуации САК и АМК оказывают большее влияние на высокочастотные колебания атмосферных осадков на Южном Урале, наиболее сильное влияние САК в направлении Север-Юг. Определено особенно сильное влияние индексов САК и СГМ на колебание температур в отдельные временные периоды, особенно в конце XIX и XX веков. Найдена когерентность индекса АМК и данных наблюдений на временных интервалах до и после 1970-х годов, что согласуется с квазициклическими изменениями климата Земли (Анисимов и др., 2004; Бардин, Полонский, 2005; Борисенков, Пасецкий, 1988; Васильев и др., 2012; Вакуленко, Сонечкин, 2013; Голицын, 2004; Горбатенко и др., 2011; Гущина и др., 1997; Демченко, Кислов, 2010; Зверьяев, Гулев, 2007; Золина, Булыгина, 2016; Зуев, Титов, 1996; Клименко, 2011; Курбаткин, Смирнов, 2010; Любушин, 2007; Мохов, Семенов, 2016; Мохов, 1993; Нестеров, 2003; Нестеров, 2016; Рубинштейн, Полозова, 1966; Семенов, 2007; Семенов, 2021; Третий оценочный доклад..., 2022; Фомин, 2003; Черенкова, Кононова, 2009; Шерстюков, Переведенцев, 2019; Barnston, Livezey, 2006; Bosilovich et al, 2008; Chylek et al, 2009; Hurrell et al, 2003; Lucas et al, 2021; Petoukhov et al, 2013; Santer et al, 2000; Stockdale et al, 2015; Stramma, Siedler, 1988; Vasil'ev et al, 2018; Zolina et al, 2005).

Кросс-вейвлет анализ вариаций речного стока с колебаниями трех типов атмосферной циркуляции по Вангенгейму–Гирсу (W, E, C), определил корреляцию и тип когерентности между ними. Наиболее слабая корреляция стока рек бассейна Урала была установлена с колебаниями атмосферной циркуляции W-типа. Связь колебаний стока в области низких частот с меридиональными атмосферными циркуляциями E-типа противофазной, с циркуляцией C-типа синфазной.

Глава 3. Палеоклиматические реконструкции атмосферных осадков на Южном Урале

В данной главе диссертации приводятся результаты реконструкция палеоклиматических условий на Южном Урале. Эти исследования проводились в двух районах Южного Урала, а именно в юго–восточной части Бугульминско-Белебеевской возвышенности (ББВ) и в центральной части Зилаирского плато. Основные результаты этой главы были опубликованы в следующих работах (Васильев Д.Ю. и др., 2016; Кучеров и др. 2016; Васильев Д.Ю. и др. 2020), а также доложены на различных международных и всероссийских конференциях, в том числе «Мониторинг состояния и загрязнения окружающей среды. Основные результаты и пути развития - 2017», «Изменения климата: причины, риски, последствия, проблемы адаптации и регулирования - 2019».

3.1. Материал и методика дендрохронологического исследования

Вначале дадим краткое описание регионов Южного Урала, где проводились дендрохронологические исследования. Рельеф этих регионов Урала характеризуется сильным эрозионным расчленением с глубиной расчленения до 100–150 м. В почвенном покрове доминируют черноземы (выщелоченные, карбонатные и типичные) и темно–серые почвы. Подстилающими породами являются глины, песчаники, известняки, доломиты и мергели пермской системы. Климат континентальный, с умеренным увлажнением (Кадильников и др., 1964). По ботанико–географическому районированию эта территория относится к лесостепи. Сосновые и сосново–широколиственные леса (дубово–сосновые и липово–сосновые) этой зоны относятся к ботанико–географической группе подтаежных лесов, произрастают в условиях тесного контакта и взаимодействия с преобладающими широколиственными лесами. Большинство из них приурочены к приречным склонам южных экспозиций, где они, в условиях большей сухости, могут конкурировать с широколиственными породами (Мулдашев, 1998; Мулдашев, Кучеров, 2009). Как реликтовые и как леса, имеющие большое научное, эстетическое и рекреационное значение, они большей частью

предложены для охраны или уже охраняются в различных особо охраняемых природных территориях (Линд, 1929; Кучеров, Кудряшов, Максютков, 1974; Мулдашев, Кучеров, 2009; Реестр..., 2010; Федорако, 1961).

Образцы древесины сосны для дендрохронологического анализа были взяты в нескольких пунктах (рис. 3.1), расположенных на особо охраняемых природных территориях. Пункт BL представляет собой выровненную площадку, на которой сосны произрастают одиночно или небольшими группами в I ярусе березово-липового (II ярус) леса. Пункты ZL расположены в среднем течении р. Зилаир на окраине с. Зилаир, где сосны произрастают на северо-западном склоне крутизной 15–60 градусов к р. Зилаир. Пункт SR расположен в верхнем течении р. Большая Сурень, здесь сосны произрастают одиночными деревьями, совместно с лиственницей Сукачева (*Larix sukaczewii* Dyl.).

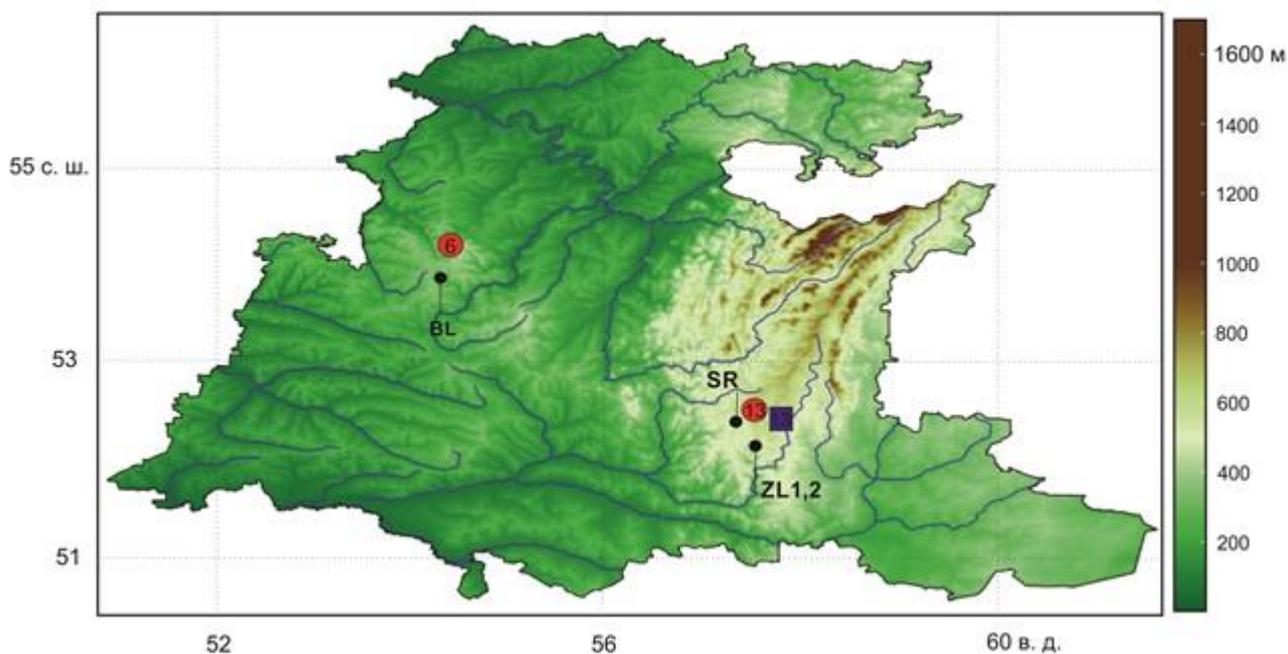


Рисунок 3.1. Расположение пунктов взятия образцов сосны и гидрометеорологических станций на территории Южного Урала.

Для каждого пункта были построены хронологии по ширине годичных слоев (RW) и ширине поздней древесины (LW). Статистические характеристики RES (residual «остаточные») хронологий приведены в таблице 3.1. Сходство между рядами индексов прироста деревьев в каждом из пунктов довольно низкое:

средние значения коэффициента корреляции для RW от 0,39 до 0,54, LW от 0,31 до 0,52. Корреляция между RW хронологиями 4 пунктов на интервале метеоданных (1932-1993 гг.) от 0,53 до 0,77; LW хронологий – от 0,39 до 0,73. Объединенные хронологии были получены для всех комбинаций хронологий пунктов RS, GL, KM и BL. Количество месячных сумм атмосферных осадков и средние месячные температуры воздуха за период 1932–1993 гг. взяты по ближайшей к пунктам исследования метеостанции Аксаково, отстоящей от пунктов RS, GL, KM и BL на расстоянии 11, 13, 17 и 7 км, соответственно.

Таблица 3.1 Статистические показатели остаточных (RES) хронологий.

	RS		GL		KM		BL	
	RW	LW	RW	LW	RW	LW	RW	LW
Длина хронологий	1853–1994		1839–1994		1844–1994		1758–1994	
N	11		12		11		10	
M_S	0,20	0,30	0,26	0,35	0,22	0,34	0,22	0,30
σ	0,17	0,25	0,24	0,31	0,22	0,34	0,23	0,31
r_{cp}	0,39	0,34	0,40	0,38	0,54	0,52	0,37	0,31

Примечание. N – количество деревьев в хронологиях, M_S – коэффициент чувствительности, σ – стандартное отклонение хронологий, r_{cp} – среднее значение коэффициента корреляции между стандартизированными рядами прироста на максимально возможных общих интервалах времени.

Связь прироста с осадками и температурой по близко к друг к другу расположенным участкам на Бугульминско-Белебеевской возвышенности (RS, GL, KM и BL): анализ связи прироста с осадками и температурой проводился на двух разных временных интервалах, первый (1933–1963 гг.), второй (1964–1993 гг.) половинах и на полном интервале (1933–1993 гг.) метеонаблюдений на МС Аксаково. Было установлено наличие значимой положительной связи всех RW и LW хронологий с осадками и отрицательной с температурой текущего весенне–летнего периода (рис. 3.2, 3.3). Также было показано, что коэффициенты

корреляции LW RES хронологий всех 4 пунктов с осадками и температурой весенне–летнего периода имеют большие или равные значения, а у RW RES хронологий значительно большие по абсолютной величине значения, чем таковые у LW STD (standard «стандартные») и RW STD хронологий. Более сильная связь RES хронологий по сравнению с STD хронологиями с осадками и температурой текущего года связана с наличием в STD хронологиях влияния на приrost условий предшествующих лет, что ранее также было описано в работах (Fritts, 1976; Cook et al, 1999; Cook et al, 2006). По этой причине, далее в диссертации будут приведены результаты анализа связи прироста с осадками и температурой только для RES хронологий.

У хронологий RW всех пунктов как на интервале 1933–1963 гг., так и на интервале 1964–1993 гг. установлена положительная связь с осадками мая и июня (рис. 3.2), а у хронологий LW пунктов RS, GL, KM с осадками мая, июня и июля (рис. 3.3). Наибольшие значения коэффициента корреляции хронологий RW пунктов RS, GL и KM с месячными осадками найдена для июня текущего года (на интервале 1933–1993 гг. 0,51, 0,47 и 0,49, соответственно).

У хронологий LW наибольшая связь с осадками имеется также для июня текущего года: коэффициенты корреляции для хронологий RS, GL и KM на интервале 1933–1993 гг. равны 0,46, 0,36 и 0,45, соответственно. Связь как RW, так и LW хронологий с температурой для всех месяцев текущего вегетационного периода (май–сентябрь) определена противоположной по характеру связи прироста с осадками: коэффициенты корреляции между хронологиями и средними месячными температурами имеют отрицательные значения (рис. 3.2, 3.3). Максимальные по модулю значения коэффициента корреляции хронологий RW пунктов RS, GL, KM и BL с температурой июня текущего года на интервале 1933–1993 гг. равны $-0,49$, $-0,52$, $-0,52$, $-0,39$, соответственно. Коэффициент корреляции хронологий RW с температурой июня на интервале 1933–1963 гг. в пунктах RS, GL, KM имеет бóльшие, по абсолютной величине значения, чем на интервале 1964–1993 гг. (рис. 3.2). Это, связано с тем, что на интервале 1964–1993 гг. количество осадков (кроме марта и мая) было больше, особенно в зимний

период, чем на интервале 1933–1963 гг. (рис. 24), что привело к ослаблению лимитирующего влияния температуры июня на прирост на интервале 1964–1993 гг. У хронологий LW значения коэффициентов корреляции с температурой июня текущего года для пунктов RS, GL, KM на интервале 1933–1993 гг. равны $-0,40$, $-0,32$, $-0,50$.

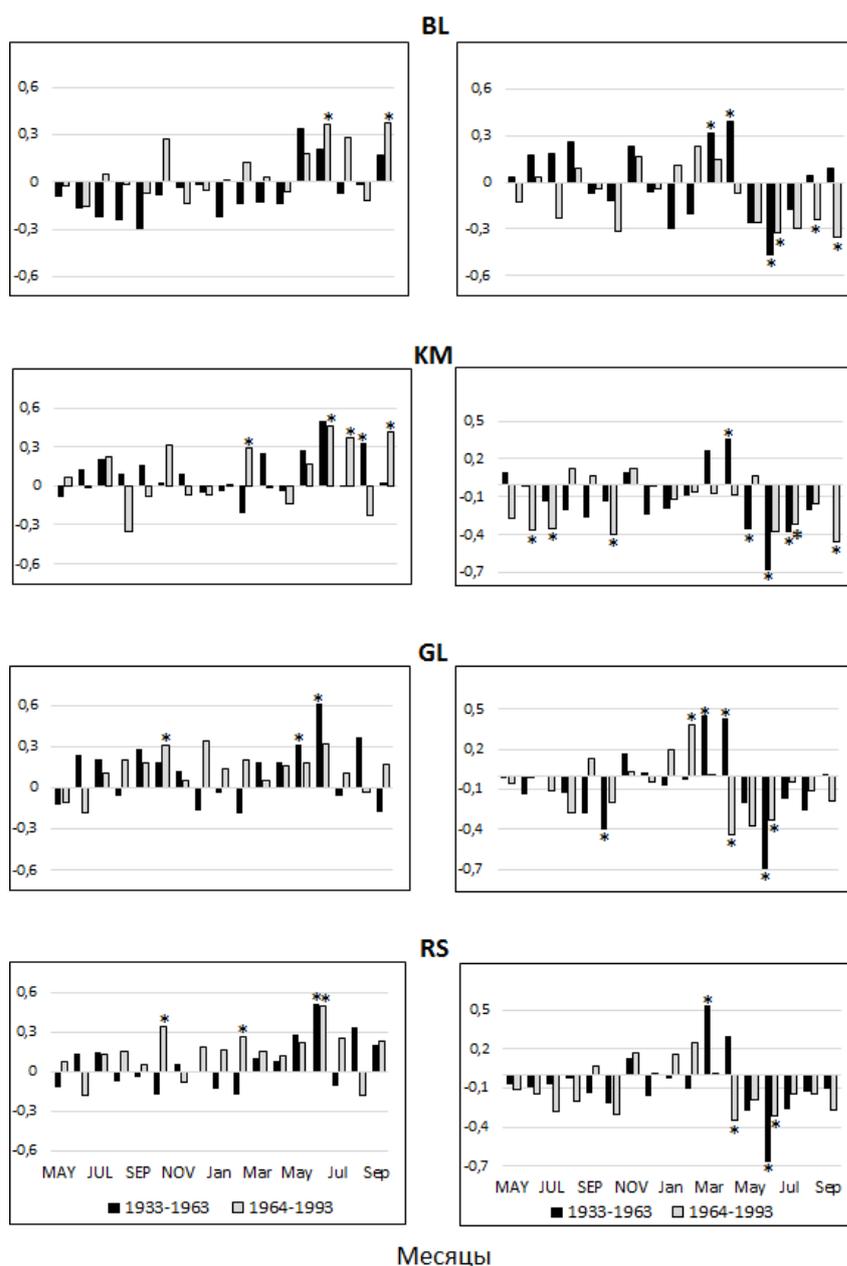


Рисунок 3.2. Коэффициенты корреляции хронологий прироста RW с суммами месячных осадков с мая предыдущего (MAY) по сентябрь (Sep) текущего года (* – значения, достоверные на уровне значимости 0,05).

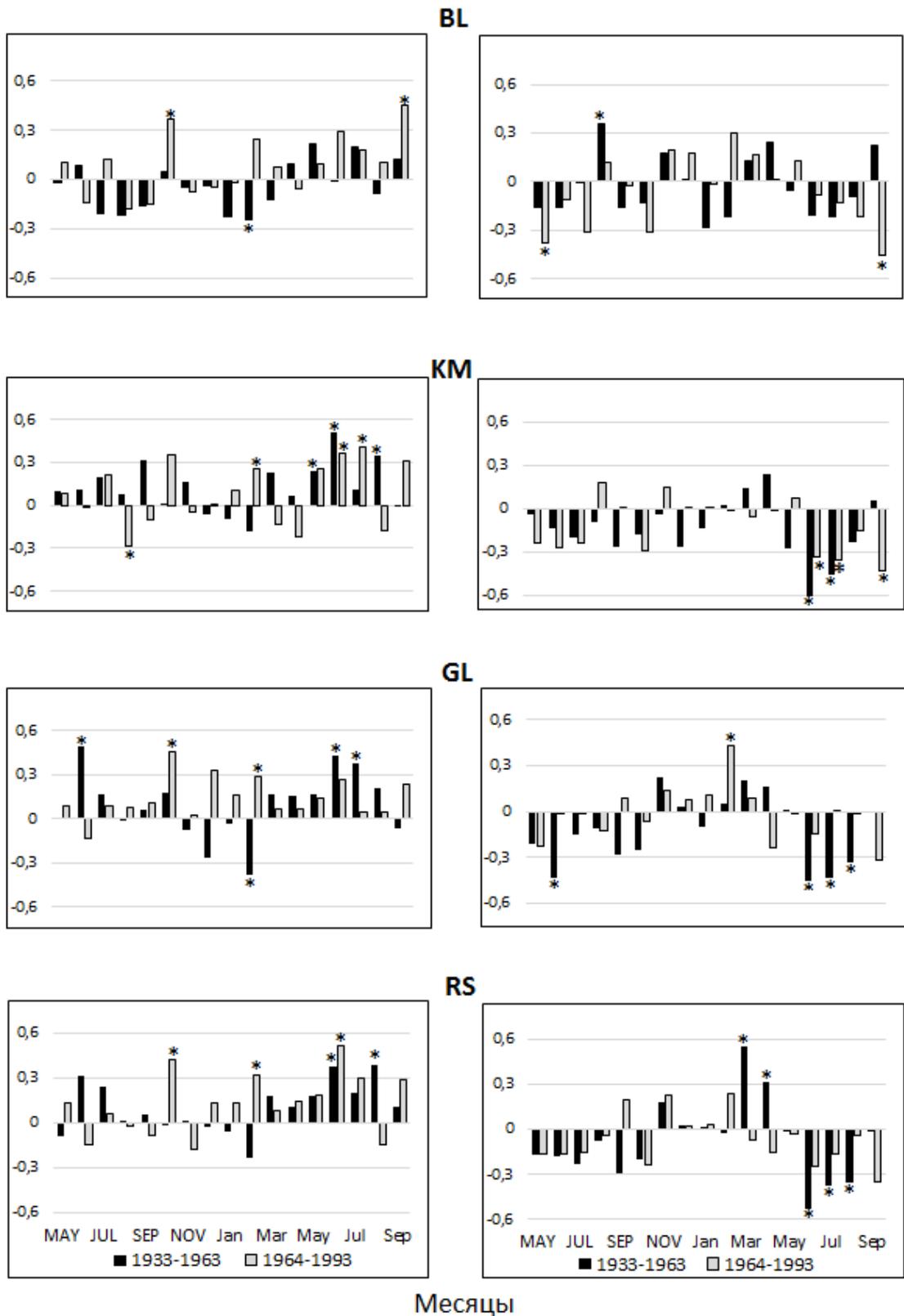


Рисунок 3.3. Коэффициенты корреляции индексов прироста LW с суммами месячных осадков с мая предыдущего (MAY) по сентябрь (Sep) текущего года (* – значения, достоверные на уровне значимости 0,05).

Для хронологий LW пунктов RS, GL, KM на интервале 1964–1993 гг. по сравнению с интервалом 1933–1963 гг. произошло уменьшение связи радиального прироста сосны обыкновенной с температурой июня, июля и августа. Это также связано с ослаблением лимитирующего влияния возросшего количества осадков в эти летние месяцы, а также их большего накопления в почве в осенне–зимний период на интервале 1964–1993 гг. по сравнению с периодом 1933–1963 гг. (рис. 3.4).

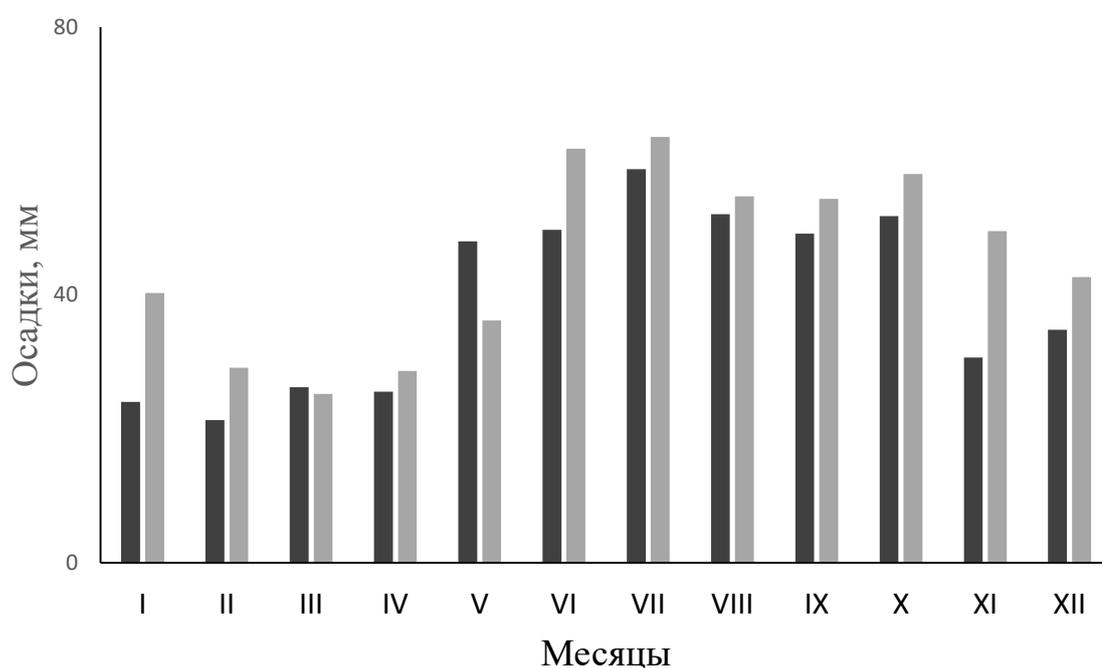


Рисунок 3.4. Средние значения количества месячных осадков на интервалах 1932–1963 гг. (1) и 1964–1993 гг. (2).

Аналогичный результат по ослаблению связи прироста сосны с температурой летних месяцев на интервале 1970–2002 гг. по сравнению с интервалом 1933–1969 гг. был получен Л.И. Агафоновым и В.В. Кукарских для одного из сосновых боров в степной зоне Южного Урала (Агафонов, Кукарских, 2008). Для хронологий RW и LW пункта BL на интервале 1964–1993 гг. также установлено уменьшение связи прироста с температурой июня, но в значительно меньшей степени, чем в пунктах RS, GL, KM (рис. 3.2, 3.3). Это связано с тем, что в пункте BL, расположенном на равнине, осадки в большей степени проникают и

задерживаются в почве и не являются уже столь сильно лимитирующим фактором, как в пунктах RS, GL и KM, расположенных на довольно крутых склонах. Причина уменьшения связи прироста с осадками августа и увеличения с осадками сентября на интервале 1964–1993 гг. по сравнению с интервалом 1933–1963 гг. связана с динамикой во внутригодовом распределении атмосферных осадков. Так за 1964–1993 гг. в сентябре месяце выпало большее количество осадков, по сравнению с августом месяцем, в то время как, на интервале 1933–1963 гг. осенью выпало меньшее количество осадков по сравнению с летним сезоном.

Сезонные климатические условия, отраженные в средних температурах, суммах осадках, климатических индексах за тот или иной период времени (например, зимний или летний период), представляют больший интерес при проведении дендроклиматических реконструкций, чем климатические условия в отдельные месяцы. Часто сезонные климатические переменные имеют более тесную связь с приростом деревьев, чем переменные в отдельные месяцы (Akkemik, Aras, 2005; Brien et al., 2012; Cook et al., 1999; Hughes et al., 1994; Stahl et al., 2012 и др.). Корреляционный анализ связи RW и LW хронологий, построенных по отдельным и всем сочетаниям пунктов с осадками различных интервалов времени показал, что прирост наиболее тесно связан с осадками мая–июня и марта–июня (табл. 3.2).

Расширение интервала суммы осадков за май–июнь до интервала март–июнь практически не сопровождается увеличением значения коэффициента корреляции с объединенной RW RES хронологией пунктов RS, GL и KM (0,60 против 0,61). Это свидетельствует о том, что именно осадки мая–июня являются основным фактором, лимитирующим прирост сосны в районе исследования. Поэтому мы остановились на выборе для реконструкции суммы осадков мая–июня. Наличие высокой связи прироста разных видов сосны с осадками мая–июня было также установлено для ряда регионов Евразии (Akkemik et al., 2008; Chen et al., 2012; Köse et al., 2013).

Таблица 3.2. Коэффициенты корреляции хронологий RW и LW с суммами осадками различных периодов времени на интервале 1932–1992 гг.

Период	RS		GL		KM		BL		RS_GL_KM*	RS_GL*	RS_KM*
	RW	LW	RW	LW	RW	LW	RW	LW	RW	RW	LW
V–VI	0,54	0,43	0,53	0,36	0,53	0,49	0,37	0,21	0,60	0,61	0,53
V–VII	0,39	0,42	0,39	0,35	0,47	0,48	0,29	0,21			
V–IX	0,39	0,42	0,34	0,34	0,45	0,45	0,30	0,27			
III–VI	0,57	0,47	0,58	0,41	0,50	0,45	0,29	0,19			
III–IX	0,44	0,47	0,41	0,40	0,46	0,46	0,25	0,25			
V _p –IX _p (прошлое лето)	0,16	0,17	0,26	0,27	0,18	0,24	-0,16	-0,03			
XI–III (холодный период)	0,12	0,09	0,15	0,15	0,06	0,09	-0,12	-0,07			
IV–IX (теплый период)	0,41	0,44	0,38	0,35	0,43	0,44	0,26	0,24			
VII _p –VI (год)	0,35	0,30	0,45	0,40	0,31	0,35	-0,00	0,01			

Примечание. * – для объединенных хронологий приведены только максимальные значения коэффициента корреляции. Значения от 0,25 до 0,33 достоверны на уровне значимости 0,05; от 0,33 до 0,42 на уровне 0,01; свыше 0,42 на уровне 0,001.

Калибровка и верификация модели «осадки мая–июня – прирост»: на основе выявленной тесной связи объединенной хронологии RW RES пунктов RS, GL и КМ с осадками мая–июня текущего года была проведена линейная регрессия, в которой предиктором являлась хронология прироста. Калибровка и верификация регрессионных уравнений проводилась на двух непересекающихся интервалах (1932–1962 и 1963–1992 гг.), на которые был разделен весь интервал данных по осадкам (табл. 3.3). Все статистические характеристики калибровки и верификации достоверны на уровне $\leq 0,05$. Окончательное регрессионное уравнение было рассчитано на полном интервале (1932–1992 гг.). Коэффициент корреляции между реальными и вычисленными по этому уравнению осадками мая–июня на интервале 1932–1992 гг. равен 0,60, синхронности – 77 % (рис.3.5).

Таблица 3.3. Результаты калибровки и верификации модели «RW хронология RS_GL_КМ – осадки мая–июня».

	Калибровка 1932–1962	Верификация 1963–1992	Калибровка 1963–1992	Верификация 1932–1962
r	0,72	0,50	0,51	0,72
R^2	0,51		0,26	
R^2_{adj}	0,50		0,23	
RE		0,51		0,46
Тест знаков	+23/–8	+22/–8	+20/–10	+24/–7

Примечание. r – коэффициент корреляции между реальными и вычисленными осадками мая–июня на интервалах верификации, R^2_{adj} – скорректированное значение коэффициента детерминации, с учетом потери степеней свободы между реальными и вычисленными осадками мая–июня на интервалах калибровки (Draeger and Smith, 1998), RE – статистика, положительные значения которой указывают на надежность реконструкции (Fritts et al., 1990), тест знаков определяет количество совпадений (+) и несовпадений (–) по знаку отклонения от средних значений в рядах реальных и вычисленных осадков.

Другая палеоклиматическая реконструкция была проведена на Зилаирском плато, которое представляет собой древний, сформировавшийся в конце мезозоя

пенеплен, являющийся естественным продолжением к югу древнего пенеплена предгорий западного склона Урала. Как вкратце отмечалось выше, лесная растительность в центральной части Зилаирского плато представлена лиственнично-сосновыми (*Larix sukaczewii* Dyl., *Pinus sylvestris* L.) с вкраплениями широколиственных, преимущественно дубовых (*Quercus robur* L.) лесов. Образцы древесины сосны обыкновенной (*Pinus sylvestris* L.) были взяты на трех участках, (Z1, Z2, SR): Z1 (52°13,2'с.ш., 57°26,3'в. д., 460-490 м над уровнем моря) и Z2 (52°13,7'с.ш., 57°25,4'в. д., 470-480 м над уровнем моря) расположены в среднем течении р. Зилаир на окраине с. Зилаир (рис. 3.1). На участке Z1 сосны произрастают на северо-западном склоне крутизной 15–60 градусов к р. Зилаир. Высота сосен – 19–23 м, диаметр – 22-44 см, возраст – до 260 лет. На участке Z2 сосны произрастают на восточном и юго-восточном склоне с крутизной 5-50 градусов к р. Зилаир. Высота сосен – 14–20 м, диаметр – 34–80 см, возраст – до 260 лет. Участок SR (52°20'с.ш., 57°12–14'в. д., 510-520 м над уровнем моря) расположен в верхнем течении р. Большая Сурень. Здесь сосны произрастают одиночными деревьями, совместно с лиственницей (*Larix sukaczewii* Dyl.), и по опушкам широколиственного леса (*Quercus robur* L., *Tilia cordata* L.); высота деревьев – 15–24 м., диаметр – 36–70 см, возраст – до 250 лет. Образцы брали из нижней части стволов на минимально возможной высоте (20–40 см) от уровня земли с помощью возрастного бурава. У образцов измеряли ширину годичных колец (ШГК) и ширину зоны поздней древесины (ШПД). Датировка годичных слоев в образцах осуществлялась визуально перед проведением измерений по реперным годичным слоям. Всего в анализ были включены данные по результатам измерений у 53 деревьев с участка SR, 33 деревьев с участка Z1 и 15 деревьев с участка Z2. Инструментальные данные (суммы средних месячных осадков за 1933–2017 гг. и средние месячные температуры за 1936–2017 гг.) были взяты по данным метеостанции Зилаир (<http://meteorf.ru/>), расположенной в 20 км к юго-востоку от участка SR, и в 1,5–2 км от участков Z1 и Z2, а также данные по расходам воды с гидрологического поста расположенный на реке Зилаир за аналогичный период (рис. 1.2). Стандартизация рядов прироста деревьев также

проводилась относительно трендов прироста в рамках программы ARSTAN (Cook, Krusic, 2006). Возрастные кривые вычисляли с использованием кубических сплайнов или по алгоритму Friedman Super Smoother (Friedman, 1984). Для каждой площади были построены хронологии по общей ШГК и ШПД. Начальные годы в хронологиях, соответствующие начальным годам в реконструкции осадков, определялись также на основе статистики EPS (expressed population signal), значение которой показывает в какой степени реальная хронология отражает гипотетическую хронологию, представленную бесконечным количеством деревьев. При значениях $EPS \geq 0,85$ хронология считается достаточно представительной (Biondi, Waikul, 2004; Briffa, Jones, 1990), поэтому начальный участок хронологии, на котором $EPS < 0,85$ исключался при проведении реконструкции климатических параметров. Реконструкция климатических переменных проводилась с использованием линейного регрессионного анализа, в котором независимой переменной являлся параметр радиального прироста, а зависимой - климатическая переменная, с которой выявлена максимальная корреляционная связь параметра радиального прироста. Статистическая достоверность регрессионных моделей была исследована с помощью тестов калибровки-верификации. Хронологии были построены по совокупности 53 деревьев с площадки SR, 33 деревьев с Z1 и 15 деревьев с Z2. Сходство между хронологиями трех площадей, установленных в работе, оказалось достаточно высокой (табл. 3.4).

Коэффициент корреляции между хронологиями площадей на общем интервале 1788–2013 гг. для ШГК хронологий определен в интервале от 0,70 до 0,84, а для ШПД хронологий от 0,59 до 0,76. Это дало основание построить ШГК и ШПД хронологии, объединяющие деревья трех площадок, у которых начальные участки были представлены большим количеством деревьев, чем у хронологий отдельных площадей (рис. 3.6).

Таблица 3.4. Статистические характеристики хронологий

Площадка	Кол-во дер.	Период, гг.	Интервал для LW хронологий	M_S^*	r_{bt}^*	AC1*
Z1	33	1763-2013	1785	0,51/0,24	0,55/0,48	-0,03/0,32
Z2	15	1764-2015	1795	0,50/0,22	0,48/0,41	-0,05/0,25
S	53	1788-2015	1829	0,51/0,24	0,54/0,49	0,05/0,31
Z1+Z2+S	101	1763-2015	1776	0,49/0,23	0,49/0,43	-0,02/0,29

* При $EPS \geq 0,85$; M_S , среднее арифметическое на полных интервалах хронологий, r_{bt} , коэффициент корреляции между стандартизированными рядами прироста деревьев на максимально возможных общих интервалах времени; AC1, first-order autocorrelation, * в знаменателях значения для RW хронологий.

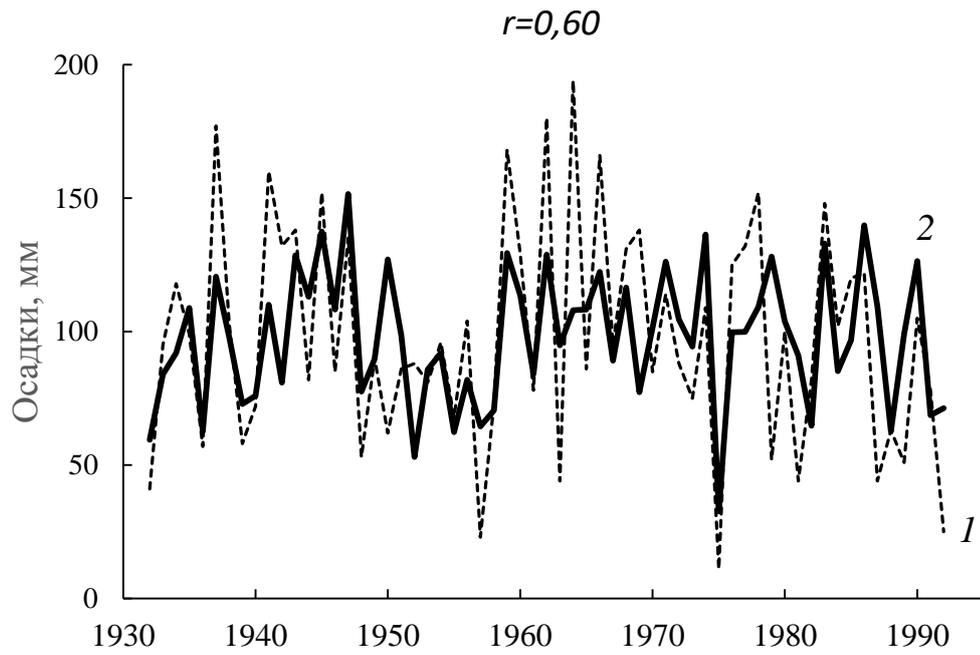


Рисунок 3.5. Фактические (1) и расчетные (2) осадки мая–июня на Бугульминско-Белебеевской возвышенности.

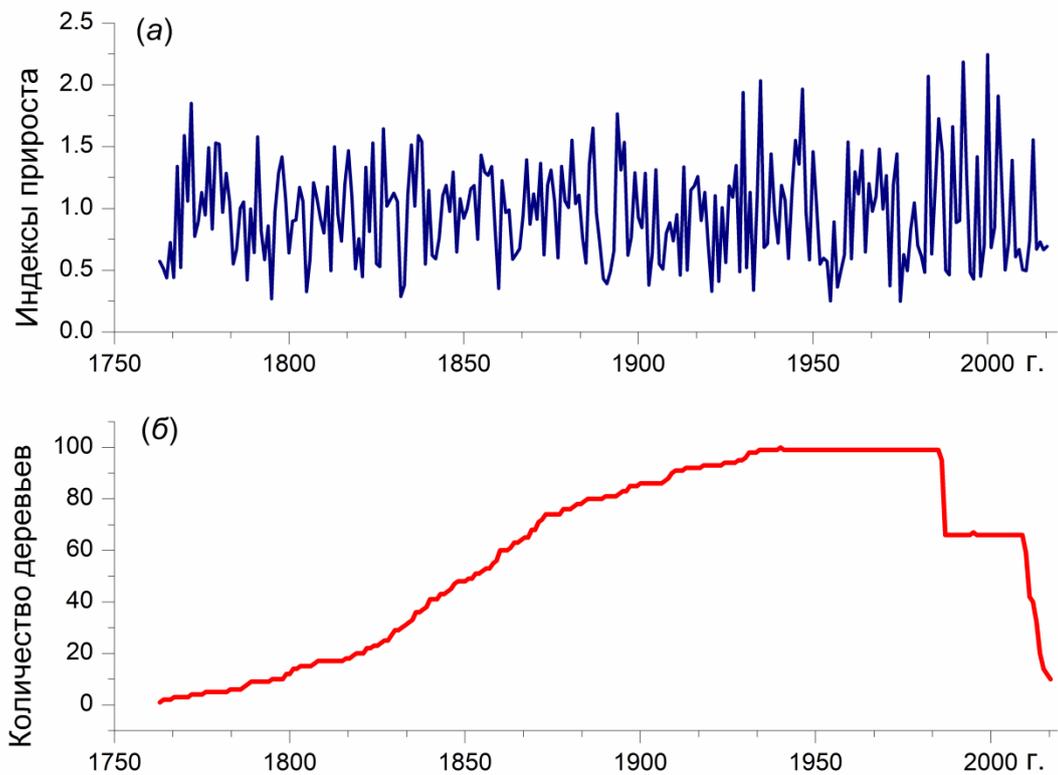


Рисунок 3.6. а) SR+Z1,2 хронология индексов ширины поздней древесины сосны обыкновенной и б) количество деревьев.

Протяженность объединенных хронологий на Зилаирском плато (рис. 3.6) составила 253 года (1763–2017 гг.). У полученной SR+Z1+Z2 LW хронологии значению $EPS \geq 0,85$ соответствует участок, представленный 5 и более деревьями, поэтому начальный участок хронологии (1763–1775 гг.) был исключен при дальнейшем анализе.

3.2. Влияние климатических факторов на радиальный прирост годовичных слоев древесины

Сравнение реальных и реконструированных атмосферных осадков Бугульминско-Белебеевской возвышенности обнаруживает, что реконструкция нивелирует минимумы и, особенно, максимумы количества осадков (рис. 3.5). Особенность большего “занижения” максимумов по сравнению с “завышением” минимумов отмечалась и в ряде других реконструкций (Pisaric et al, 2009; Stahle et al., 2009).

Реконструкция осадков мая–июня была проведена на Бугульминско-Белебеевской возвышенности с 1860 г., начиная с которого EPS хронологии прироста превышает значение 0,85 (рис. 3.7а). В реконструкции наибольший интерес представляют годы, в которые осадки мая–июня сильно отклонялись от среднего значения. Такие отклонения были разделены на две категории: умеренно засушливые и умеренно влажные, когда отклонение от среднего превышало, соответственно, в отрицательную и положительную сторону 1 стандартное отклонение и экстремально засушливые и экстремально влажные – при превышении отклонения осадков от среднего на 2 стандартных отклонения. Такое же подразделение сильных отклонений осадков использовал К. Григс с соавторами в работе по реконструкции осадков мая–июня на территории северо-восточной Греции и северо-западной Турции (Griggs et al., 2007). В нашей реконструкции экстремально засушливым май–июнь был в 1882 и 1975 гг. (рис. 3.7б).

На интервале метеонаблюдений экстремально засушливым май–июнь, как и на соответствующем участке в реконструкции, был только в 1975 г. Экстремально

влажными в реконструкции являются 1868, 1886, 1947 и 1993 гг. Количество лет по двадцатилетиям с осадками мая–июня, относящихся к обоим категориям сильных отклонений осадков от среднего представлено на рисунке 3.7в. Начиная с 20–х гг. XX столетия прослеживается тенденция к увеличению на двадцатилетних интервалах количества лет с положительными (влажные) и уменьшению с отрицательными (засушливые) экстремумами.

Кроме одногодичных экстремумов представляют интерес интервалы, в которых непрерывно количество осадков было меньше или больше среднего. Интервалами в реконструкции с осадками меньше среднего в течение трех и более лет являются: 1880–1883, 1890–1892, 1897–1899, 1906–1908, 1931–1934, 1938–1940, 1951–1958 гг. (рис. 3.7а). Как видно, наиболее длительные периоды с осадками меньше среднего были в 30–е и 50–е годы XX столетия. Интервалы в реконструкции с осадками больше среднего в течение трех и более лет: 1861–1864, 1866–1868, 1884–1886, 1900–1905, 1915–1917, 1943–1947, 1964–1966, 1970–1972, 1976–1980 гг.

Ряд, полученный сглаживанием реконструкции атмосферных осадков на Бугульминско-Белебеевской возвышенности 10–летним сплайном отражает короткопериодную динамику изменчивости осадков мая–июня. Максимальная амплитуда в динамике этой изменчивости была при переходе от влажных 40–х к засушливым 50–м годам XX столетия (рис. 3.7а). Минимальный размах – от начала последнего десятилетия XIX столетия до конца первого десятилетия XX столетия и на всем протяжении 60–90 гг. XX столетия. Наиболее глубокие минимумы в короткопериодной динамике осадков мая–июня были в 1876–1885, 1930–1940 и 1951–1958 гг.

Для реконструкции атмосферных осадков на Зилаирском плато сходство показателей калибровки на обоих интервалах (табл. 3.5) дает основание для объединения этих интервалов в один 1933–2017 гг. (рис. 3.8), по которому было построено окончательное калибровочное уравнение (3.1):

$$Precipitation_{(V-VII)} = 111,471 LW(t) + 50,159 \quad (3.1)$$

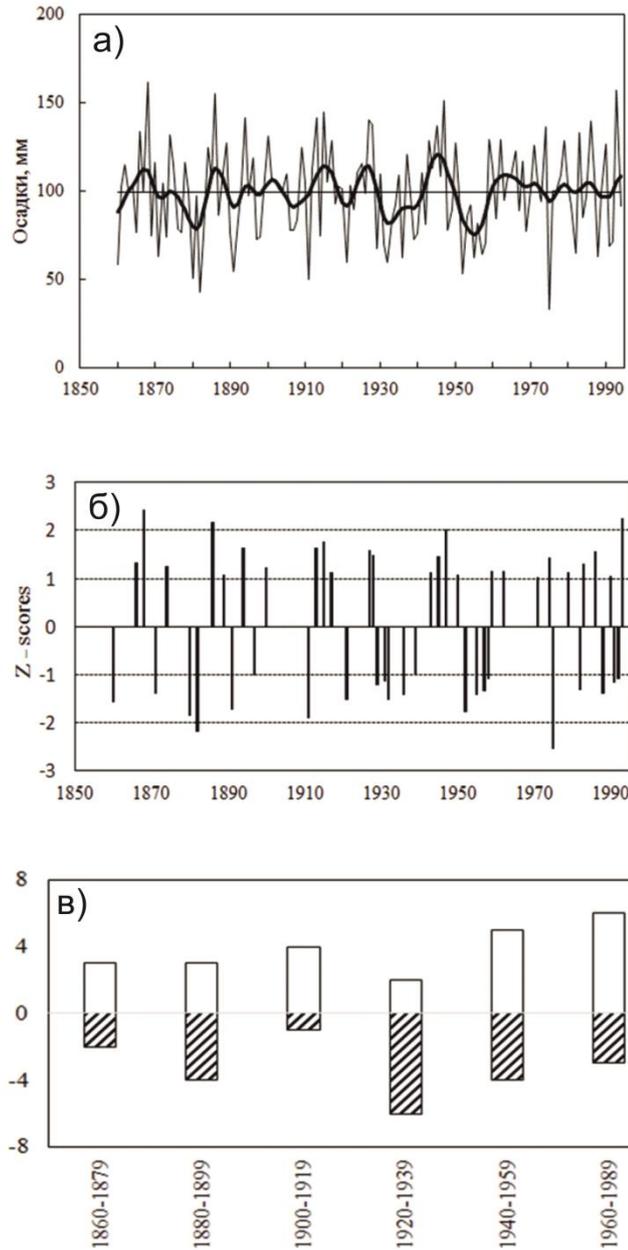


Рисунок 3.7. А) Реконструкция осадков мая–июня с 1860 г.: тонкая линия – погодичная динамика; жирная линия – кривая, полученная сглаживанием ряда погодичной динамики 10–летним сплайном; прямая горизонтальная линия – среднее значение количества реконструированных осадков. Б) отклонение реконструированного количества осадков от среднего значения в единицах стандартного отклонения (Z -значения) (отображены только отклонения, превышающие по модулю одно стандартное отклонение); С) число лет по двадцатилетиям, относящихся по количеству реконструированных осадков мая–июня к категориям умеренно и экстремально засушливых (нижние заштрихованные) и умеренно и экстремально влажных (верхние светлые).

Сходство между реальными и вычисленными по этому уравнению осадками достаточно высокое $r=0,78$ (рис. 3.9). Эта модель описывает 60% дисперсии в рядах фактических данных по атмосферным осадкам. Коэффициент корреляции между реальными и вычисленными осадками мая–июля на интервале 1933–2017 гг. равен 0,78, синхронности – 87 %. Стандартное отклонение реальных осадков в 1,5 раза больше, чем расчетных осадков. После сглаживания рядов осадков 10-летним сплайном различие между сглаженными реальным и вычисленным количеством осадков несколько уменьшается – значение коэффициента корреляции повышается с 0,78 до 0,81, а отношение стандартных отклонений снижается с 1,5 до 1,35. Эти данные свидетельствуют о том, что сглаженные ряды вычисленных и реальных осадков имеют большее сходство, чем эти же ряды без применения процедуры сглаживания.

Достоверная (на уровне 0,05) положительная корреляционная связь как ШГК, так и ШПД хронологий найдена с осадками мая, июня и июля текущего года на обеих половинах интервала метеонаблюдений (рис. 3.8), причем эта связь оказалась сильнее выражена у ШПД хронологии. Максимальная связь ШПД хронологии выявлена с суммой осадков мая–июля ($r=0,78$). Что касается температуры вегетационного периода текущего года, то достоверные значения коэффициента корреляции на обеих половинах периода метеонаблюдений получены для мая, июня и июля в случае ШПД хронологии и только для мая и июня для ШГК хронологии, которые к тому же были установлены противоположного знака по сравнению с осадками. Последнее связано с тем, что в районе исследования температура летних месяцев менялась асинхронно с количеством осадков (коэффициент асинхронности для мая, июня и июля равен 84, 70 и 67%, соответственно). То есть, годы с меньшим количеством летних осадков характеризовались более высокими значениями летней температуры. В такие годы деревья испытывают дефицит в почвенной влаге, как за счет меньшего количества атмосферных осадков, так и из-за того, что эта влага сильнее испаряется вследствие более высоких температур. Теснота связи ШПД и ШГК с речным стоком оказалась слабой. На основе выявленной сильной корреляционной

связи ШПД хронологии сосны с осадками мая, июня и июля текущего года была построена регрессионная модель путем калибровки количества суммы осадков мая, июня и июля по хронологии табл. 3.5.

Таблица. 3.5. Результаты калибровки и верификации модели.

Интервал калибровки	1933-1972 гг.	1973-2017 гг.
Интервал верификации	1933-1972 гг.	1973-2017 гг.
Калибровка		
R_{adj}^2	0,60 (p<0,001)	0,61 (p=0,001)
Верификация		
r	0,79 (p<0,001)	0,78 (p<0,001)
RE	0,58	0,58
Тест знаков на интервалах верификации	-8	-7

На основе полученной регрессионной модели, связывающей осадки мая–июля с приростом LW, была проведена реконструкция осадков мая–июля на Зилаирском плато с 1776 г. (рис. 3.9). Всего в проведенной 242-летней реконструкции за период с 1776 по 2017 гг. присутствовали 46 летних периодов, в которых май–июль был засушливым, и 37 летних периодов, в которых май–июль был влажным. Все годы в реконструкции с экстремально влажным маем–июлем приходились на XX и начало XXI столетий. В реконструкции наибольший интерес представляют годы, в которые осадки мая–июля значительно отклонялись от среднего значения.

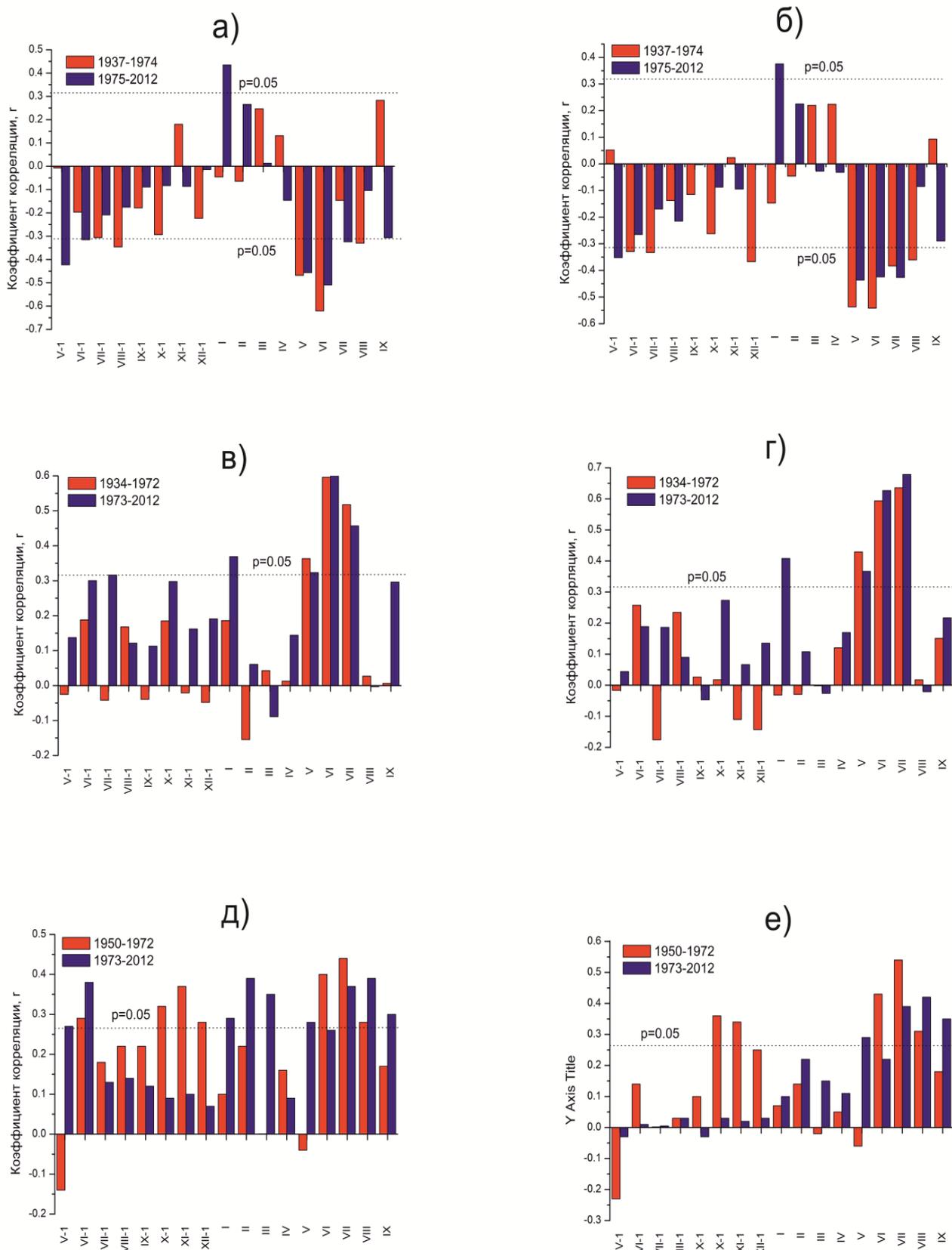


Рисунок. 3.8. Коэффициенты корреляции Z1,2+SR хронологий с температурой воздуха: а) – для ШГК, б) – для ШПД; с количеством атмосферных осадков: в) – для ШГК, г) – для ШПД; с речным стоком: д) – для ШГК, е) – для ШПД. Нумерация месяцев произведена слева направо, начиная с мая предшествующего анализа прироста года.

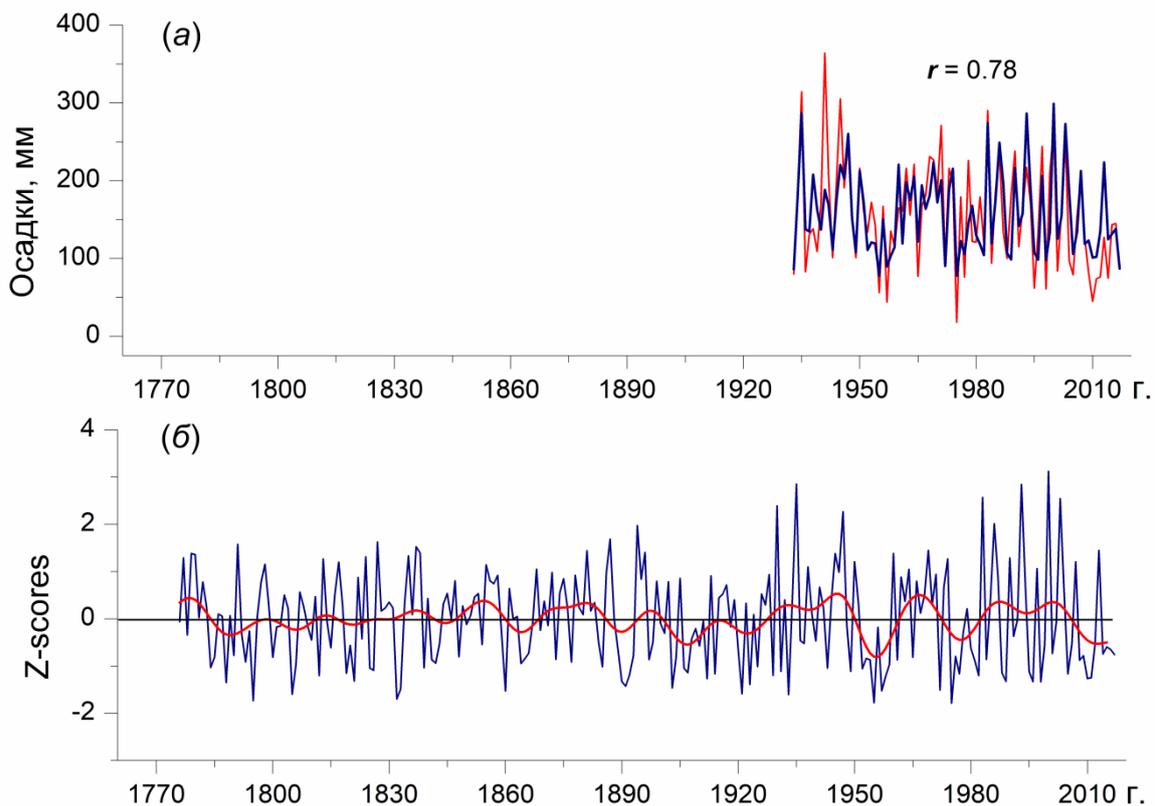


Рисунок 3.9. а) инструментальные значения атмосферных осадков по МС Зилаир (синяя линия) и реконструированное количество атмосферных осадков мая-июля (красная линия); б) отклонение реконструированного количества атмосферных осадков от среднего арифметического в единицах стандартного отклонения (синяя линия) и кривая их сглаживания десятилетним сплайном (красная линия).

Как уже было определено выше, в этой реконструкции все отклонения также были разделены на две категории - умеренно-засушливые или влажные и экстремально засушливые или влажные. Всего в проведенной нами 242-летней реконструкции за период с 1776 по 2017 гг. присутствует 46 лет, в которые май–июль был засушливым, и 37 лет – в которые май–июль был влажным. Отметим, что в реконструкции нет экстремально засушливых лет по осадкам мая–июля. В то же время, в реконструкции имеются годы, когда май–июль экстремально влажный: 1935, 1947, 1983, 1986, 1993, 2000 и 2003 гг. Как видно, все годы в реконструкции с экстремально влажным маем–июлем, приходится на XX и начало XXI столетий.

Кроме одногодичных экстремумов представляют интерес интервалы, в течение которых количество осадков непрерывно было либо ниже, либо выше

среднего значения. Интервалами в реконструкции с количеством осадков меньше среднего в течение трех и более лет являются: 1792–1795, 1800–1802, 1819–1821, 1841–1843, 1864–1867, 1888–1893, 1906–1912, 1952–1959, 1975–1978, 1980–1982, 2008–2012 гг. В реконструкции наиболее длительные периоды с количеством осадков меньше среднего присутствуют в 1888–1893 (5 лет), 1906–1912 (7 лет), 1952–1959 (8 лет) и 2008–2012 (5 лет). Интервалы в реконструкции с количеством осадков больше среднего в течение трех и более лет: 1779–1783, 1796–1799, 1816–1818, 1827–1831, 1834–1838, 1844–1847, 1851–1853, 1855–1858, 1874–1876, 1878–1883, 1894–1896, 1915–1917, 1926–1928, 1944–1947, 1962–1964, 1966–1971, 1985–1987 гг. Из них наиболее продолжительными являются интервалы: 1779–1783 (5 лет), 1827–1831 (5 лет), 1834–1838 (5 лет) и 1878–1883 (6 лет). Сравнение влажных и сухих периодов показывает, что длительные влажные периоды присутствуют в первой половине реконструкции – в конце XVIII и в XIX столетиях, в то время как сухие – на второй половине реконструкции: в конце XIX, начале и в 50-х гг. XX и начале XXI столетий. Наиболее глубокие минимумы в сглаженной 10-летним сплайном реконструкции осадков присутствуют на стыке 80-х и 90-х годов XIX столетия, в 50-е годы XX столетия и в конце первого–начале второго десятилетий XXI столетия. Максимальная амплитуда в этой динамике присутствует при переходе от влажных 40-х к засушливым 50-м годам XX столетия.

Использование данных реанализа (CRU TS Gridded precipitation - <https://climatedataguide.ucar.edu/climate-data/cru-ts-gridded-precipitation-and-other-meteorological-variables-1901>) и станционных измерений наблюдательной сети Росгидромета (<https://www.meteorf.gov.ru/>) позволило рассмотреть пространственную корреляцию реконструированных атмосферных осадков с фактическими наблюдениями (рис. 3.10). В реконструкции хорошо отражены засухи периода метеонаблюдений и засухи, сведения о которых имеются в архивных материалах и публикациях.

Вейвлет анализ позволил выявить в рядах реконструированных осадков несколько характеристичных циклов, различных по продолжительности и частоте

проявления (рис. 3.11). Так в высокочастотной области спектра обнаружены статистически значимые циклы продолжительностью от 2,7 до 7,1 года, в низкочастотной области – циклы продолжительностью 11,1, 22,2 и 50,2 лет.

Проведенный кросс-вейвлет анализ для реконструированных осадков с климатическими индексами САК и АМК (рис. 3.12) выявил тесную когерентность, локализованную в области высокочастотных (квази– 2, 4 и 7 лет) и низкочастотных (квази-одиннадцатилетние) флуктуаций. Эта когерентность найдена схожей с ранее установленной когерентностью для стационарных наблюдений за осадками, описанной во второй главе диссертации. Для реконструированных осадков как ВП, так и КВП спектры проявились более чётко выраженными. Кроме того, благодаря большой длительности данных для реконструированных осадков, статистически значимыми оказались циклы в 22 года (САК, синфазная когерентность) и 50 лет для САК (опережающая когерентность) и АМК (запаздывающая когерентность). Особо отметим статистически значимую корреляцию с низкочастотной, наиболее характеристической осцилляцией АМК, которая, как отмечалось в главе 2, невозможно было определить для стационарных наблюдений.

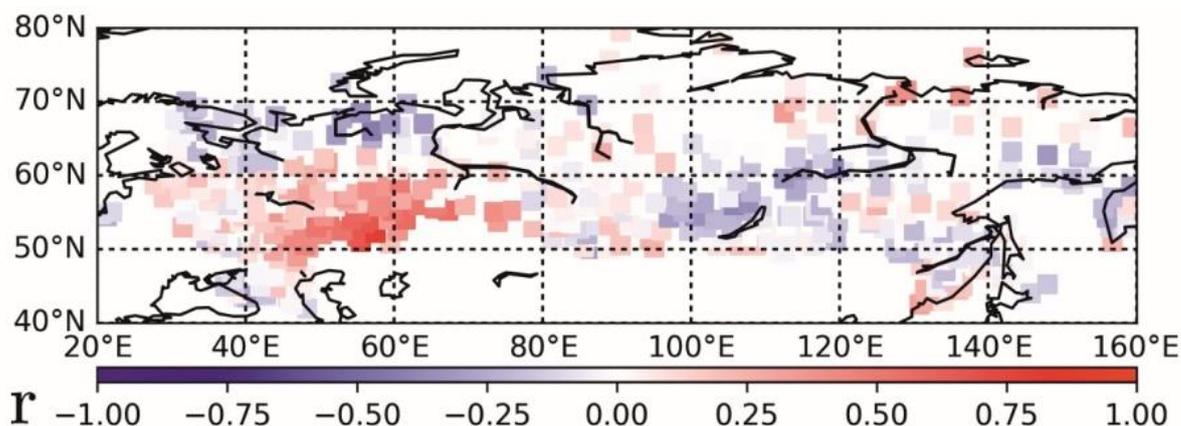


Рисунок 3.10. Пространственное распределение значений коэффициента корреляции r : реконструкция атмосферных осадков на Зилаирском плато с атмосферными осадками стационарных измерений сети Росгидромета.

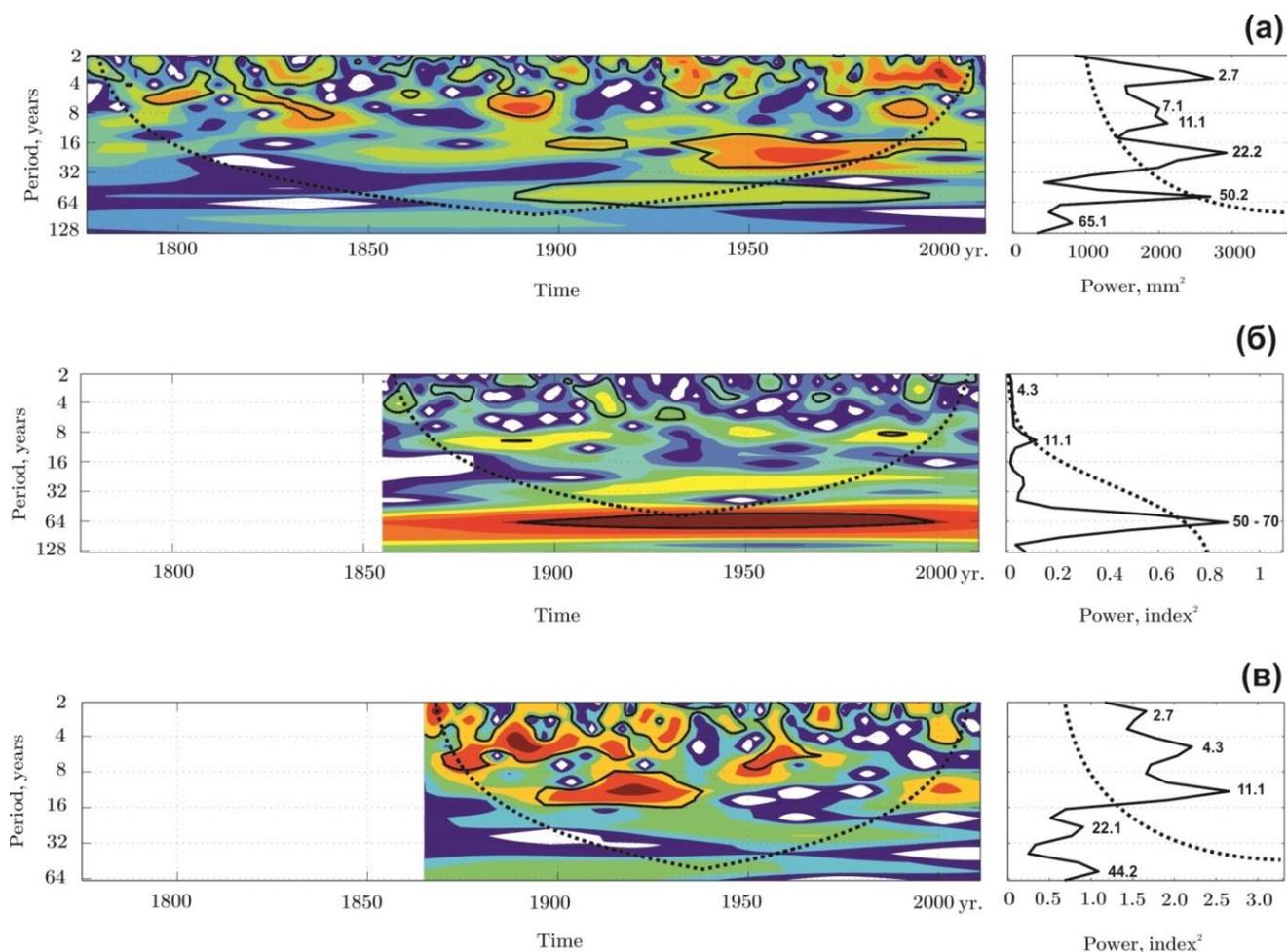


Рисунок 3.11. Вейвлет анализ а) реконструированных осадков на Зилаирском плато, б) АМК, в) САК.

Необходимо так же отметить тот факт, что до настоящего времени для региона Южного Урала и прилегающей территории Предуралья было выполнено еще одна реконструкция количества весенне-летних летних осадков (Kucherov, 2010) по приросту поздней древесины (LW) лиственницы Сукачева (*Larix sukaczewii Dyl*) на Зилаирском плато за период 1631–2005 гг. Сходство между данной реконструкциями по сосне и реконструкцией осадков мая–июля по лиственнице, произрастающей также на Зилаирском плато, достаточно высокое (коэффициент корреляции между погодичными рядами на общем интервале 1776–2005 равен 0,77; сглаженными 10-летним сплайном – 0,84).

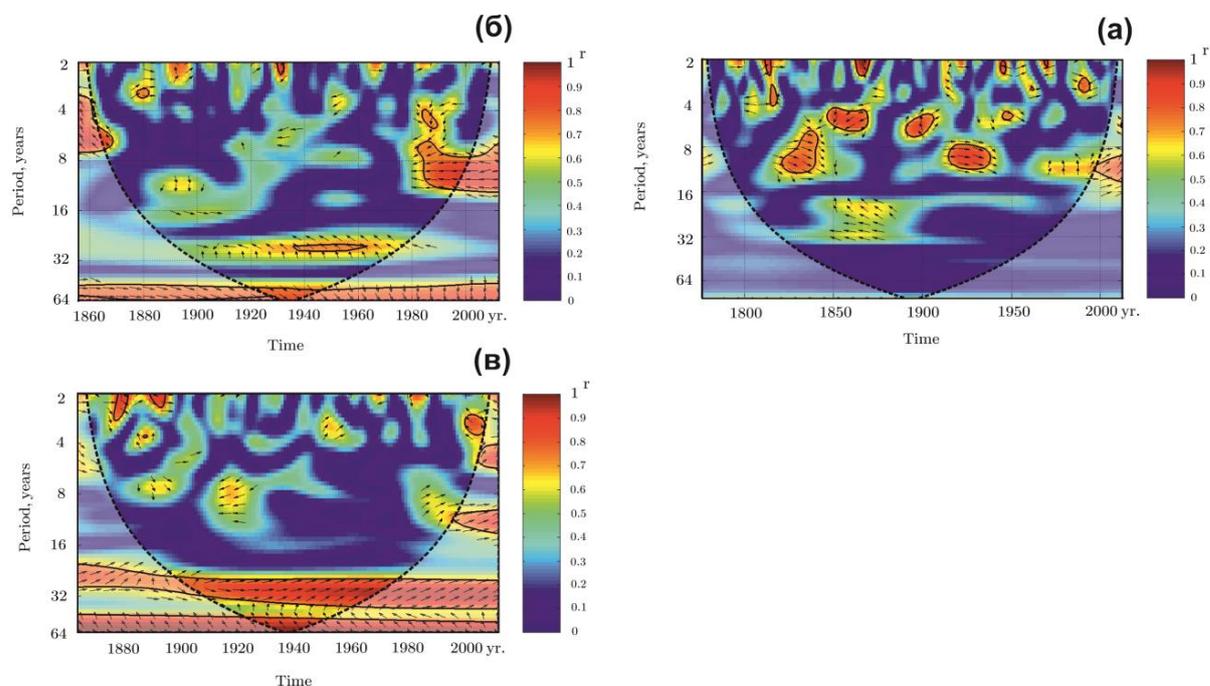


Рисунок 3.12. Результат КВП реконструированных осадков на Зилаирском плато с а) числами Вольфа, б) с АМК, в) с САК.

В обеих, сглаженных 10-летним сплайном реконструкциях, совпадает большинство интервалов, на которых осадки были меньше или больше среднего (рис. 3.13а, б). Совпадают и наиболее глубокие минимумы осадков, приуроченные к первому и началу второго десятилетий XX столетия, а также к 1950-м и 1970-м гг. (рис. 3.13а, б). В реконструкции по сосне (рис. 3.13б) имеется еще один глубокий минимум количества осадков на рубеже первого и второго десятилетий XXI столетия, вызванный засухами 2005, 2009–2012 гг. Начало этого минимума видно и в реконструкции по лиственнице (рис. 3.13а), которая заканчивается 2005 г. Сглаженная 10-летним сплайном реконструкция осадков мая–июня по радиальному приросту сосны в Предуралье (рис. 3.13в) имеет большое сходство с реконструкциями осадков мая–июля по приросту поздней древесины лиственницы (рис. 3.13а) и сосны (рис. 3.13б) на Зилаирском плато только начиная с 40-х гг. XX столетия.

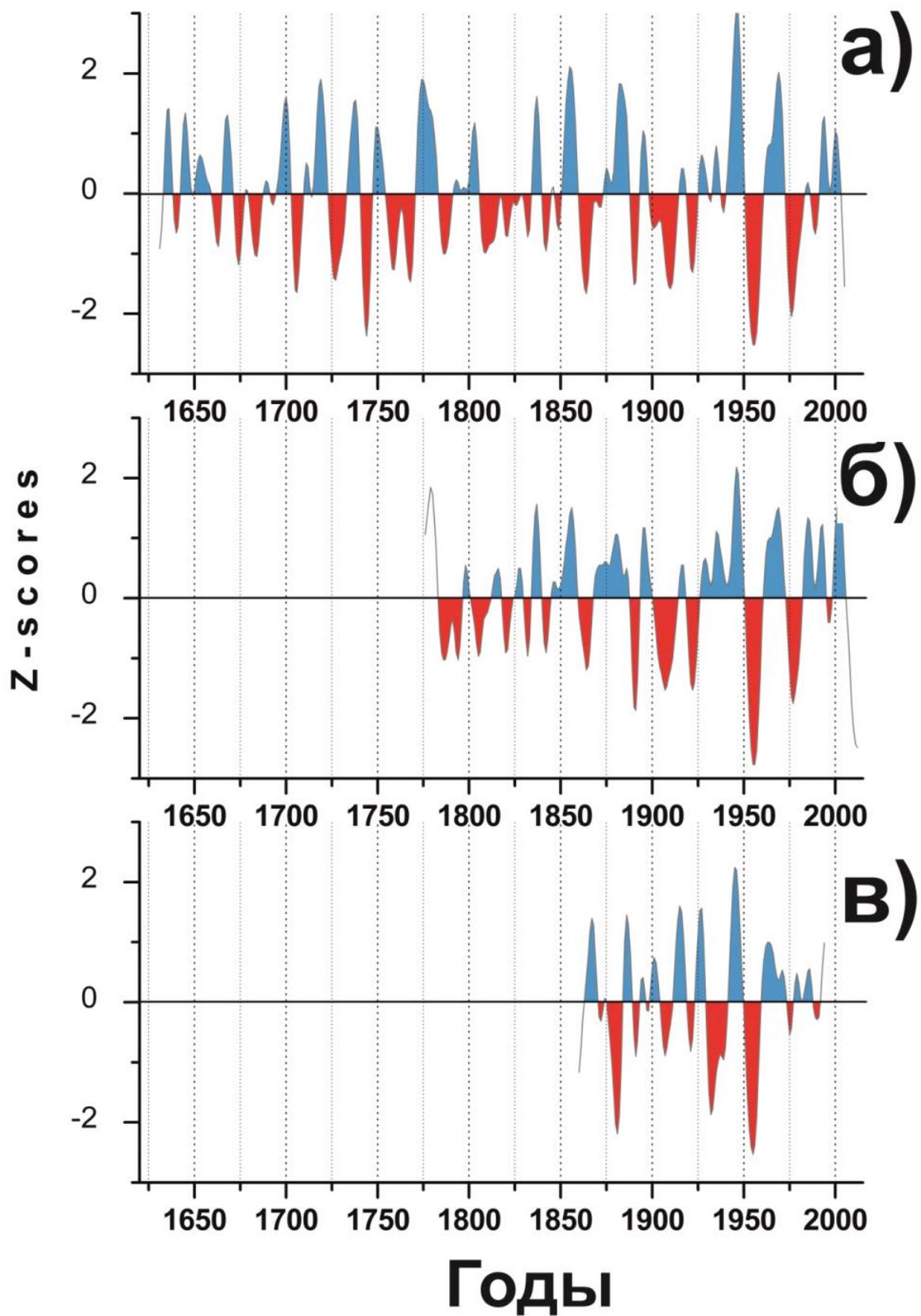


Рисунок 3.13. Палеоклиматические реконструкции: а) по лиственнице Сукачева на Зилаирском плато, б) по сосне обыкновенной на Зилаирском плато, в) по сосне обыкновенной на Бугульминско-Белебеевской возвышенности.

В реконструкциях количества осадков наибольший интерес имеют минимумы количества осадков, приуроченные к летним засухам, когда отклонение от среднего в единицах стандартного отклонения (Z -значения) превышало в отрицательную сторону 1 стандартное отклонение. Всего в этих двух реконструкциях (с 1776 по 2005 гг.) такие отклонения присутствуют в 38 отдельных годах у лиственницы, и в 43 – у сосны. Из них совпадения календарных лет зафиксированы в 22 случаях: в 1788, 1795, 1821, 1832, 1833, 1860, 1890, 1891, 1906, 1921, 1923, 1933, 1952, 1955, 1957, 1958, 1975, 1977, 1982, 1996, 1998, 2005 годах. В этой последовательности лет инструментально были зафиксированы засухи в 1933, 1955, 1957, 1975, 1977, 1998, 2005 гг. (по данным метеостанции Зилаир). О засухах 1821 и 1833 гг. в Европейской части России есть упоминания в литературе (Борисенков, Пасецкий, 1988; Черенкова, Золотокрылин, 2016). Засухи 1891 года и 1921 года, охватившие большие территории (Поволжье, Средний и Южный Урал, Казахстан) – общеизвестны. В реконструкциях на интервале метеонаблюдений не проявились реальные засушливые условия мая–июля в 1936, 1965, 2001 гг., хотя Z -значения в эти годы в реконструкциях также отрицательные (от -0.5 до -0.9). С другой стороны, в реконструкциях на интервале метеонаблюдений проявились засушливые условия мая–июля в 1952, 1958, 1982, 1996 гг., хотя в реальных наблюдениях в мае–июле засух в эти годы не зафиксировано (Z -значения в эти годы лежат в интервале от -0.35 до -0.58). Низкие значения индексов прироста в эти годы свидетельствует о том, что на радиальный прирост лиственницы и сосны, кроме летних осадков (лимитирующий фактор), оказывают влияние и другие факторы, приводящие к значительному снижению прироста.

3.3. Выводы

Основные выводы, полученные в этой главе, можно сформулировать следующим образом. Получены хронологии радиального прироста сосны обыкновенной, произрастающей на Бугульминско-Белебеевской возвышенности и Зилаирском плато. Хронология для Бугульминско-Белебеевской возвышенности

имеет тесную связь с осадками мая-июня текущего года (коэффициент линейной корреляции $r=0,60$). На основе выявленной связи проведена реконструкция осадков мая-июня с 1860 по 1994 гг., в которой отражена динамика по годам и внутривековая динамика атмосферных осадков весенне-летнего периода. Проведено удлинение ряда реконструированных осадков на Зилаирском плато. На основе удлиненной хронологии прироста поздней древесины сосны обыкновенной (*Pinus sylvestris*), имеющей тесную корреляционную связь с количеством осадков мая-июля ($r=0,78$), проведена реконструкция количества осадков мая-июля за период 1776–2017 гг. В реконструкции хорошо отражены засухи периода метеонаблюдений и засухи, сведения о которых имеются в архивных материалах и публикациях. Наиболее глубокие минимумы в сглаженной 10-летним сплайном динамике количества летних осадков были на стыке (рубеже) 80-х и 90-х гг. XIX столетия, в 50-е годы XX столетия и в конце первого-начале второго десятилетий XXI столетия.

Вейвлет анализ позволил выявить в рядах реконструированных осадков по обеим хронологиям, а также солнечной активности и климатических индексов несколько характеристичных циклов различных по продолжительности и частоте проявления, установлены статистически значимые циклы с периодами 2,7, 7,1, 11,2 и 22,2 года, а также 50.2 года. Проведенный кросс-вейвлет анализ установил, что связь реконструированных осадков с климатическими индексами САК и АМК оказалась более тесной по сравнению с данными солнечной активности (Sunspot Numbers/SSN).

Глава 4. Пространственно-временная структура приповерхностной температуры на Южном Урале

В данной главе диссертации приводятся результаты анализа приповерхностной температуры Южного Урала, проведенные на основе метода главных компонент или разложения рядов на естественно ортогональные составляющие по аналогии с работами (Craddock, 1966; Craddock, 1973). Основные материалы по этой теме были опубликованы в следующих статьях: Васильев Д.Ю. и др., 2018; Васильев Д.Ю. и др., 2019; Васильев Д.Ю. и др. 2023. Результаты этого исследования также докладывались на международном симпозиуме: «Оптика атмосферы и океана. Физика атмосферы - 2018».

4.1. Температурный режим на территории Южного Урала

Температурный режим атмосферы (тропосферы) в различных пространственно-временных масштабах зависит от множества факторов. В большей степени именно поэтому колебания приповерхностной температуры воздуха, определенные в течение доступного периода инструментальных наблюдений, являются неоднородными. Распознавание характера температурного режима из-за его неоднородности является важной научной задачей и к настоящему времени установлены несколько температурных трендов. Так во многих исследованиях температурных рядов XX столетия (см. например, Будыко, Винников, 1976; Груза, Ранькова, 1980; Рубенштейн, Полозова, 1966; Jones et al., 1986) отмечались три фазы колебаний температур: 1910-1945 (потепление), 1946-1975 (похолодание) и 1976-2020 гг. (потепление). Проведено также большое количество работ, в которых предпринимались попытки осмысления эти цикличностей и установления связи их с известными климато-определяющими факторами. Так найдено, что как низкочастотные явления, такие, например, как медленные вращения Земли влияют на изменчивость параметров климата (Фомин, 2003), так и быстротечные процессы, выявленные на основе данных с суточным разрешением (Титкова, 2003), определяют ход сумм отрицательных и положительных температур. Применение корреляционного анализа (Нестеров,

2003) помогло определить тесноту связи между осцилляциями приземной температуры воздуха и индексом САК. Результаты исследований (Канухина и др., 2007; Petoukhov et al., 2013) показывают, что изменения температуры в нижней атмосфере зависят от условий распространения стационарной планетарной волны (СПВ). Применение различных математических моделей, например, глобальной циркуляции (General Circulation Model) позволило объяснить причины флуктуаций температуры как следствие особенностей характера взаимодействия системы океан-атмосфера (Graham, 1995; Santer et al., 2000).

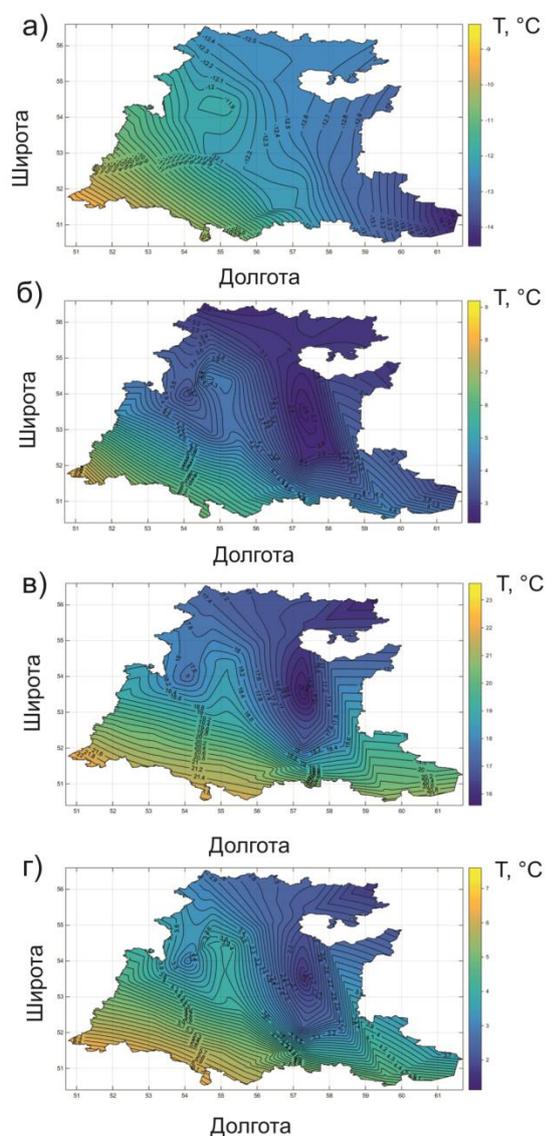


Рисунок. 4.1. Температурное поле Южного Урала за 1900-2020 гг. а) зима, б) весна, в) лето, г) осень.

Несмотря на большой объем проделанной за последние десятилетия исследовательской работы, до сих пор, однако, нет единого мнения относительно прогноза в поведении температуры воздуха, иными словами – ждет ли нас в обозримом будущем продолжение процесса потепления или же оно сменится очередным похолоданием климата. На примере Белоруссии, используя многомерный статистический анализ временных серий температуры и осадков, сделано заключение (Сачок, Камышенко, 2006), что современное потепление климата проявляется как многоэтапный, неоднородный, стохастический процесс. При этом очень актуален вопрос вклада антропогенного фактора на влияние температурного режима атмосферы. Действительно, большинство климатических моделей показывают высокую корреляционную связь «разогрева» атмосферы с увеличением концентрации углекислого газа, CO_2 , темпы роста которого за последние десятилетия, по всей видимости, могут быть обусловлены только влиянием человеческой деятельности (Израэль, Назаров, 2004). По данным других исследователей (см. например, Анисимов и др., 2004; Вакуленко, Сонечкин, 2013; Стерин, Тимофеев, 2016; Клименко, 2011; Barriopedro et al, 2011) в ближайшее время на Земле, скорее всего, наступит похолодание, а увеличение концентрации CO_2 и CH_4 носит временный характер, принимая во внимание геологический масштаб смены «ледниковых эпох».

Объект исследования данной диссертационной работы, Южный Урал, вследствие своего специфического физико-географического расположения, представляет собой уникальную природную лабораторию по наблюдению за климатом. Действительно, территория Южного Урала имеет сложный рельеф, включающий Уральские горы (основное препятствие для переноса воздушных масс с Запада), и находится близко к так называемой «оси Воейкова», которая является разделом зон влияния Исландского минимума и Азорского максимума (Васильев и др., 2012; Васильев и др., 2018; Васильев и др., 2019). Для определения тренда приповерхностной температуры Южного Урала для каждого сезона (зима, весна, лето, осень) в работе были вычислены температурные поля и аномалии приповерхностной температуры воздуха по данным стационарных

измерений (рис. 4.1, 4.2). Из рисунков 4.2 и 4.3 ясно виден положительный тренд в динамике приповерхностной температуры воздуха, начиная с середины 70-х гг. XX века по настоящее время.

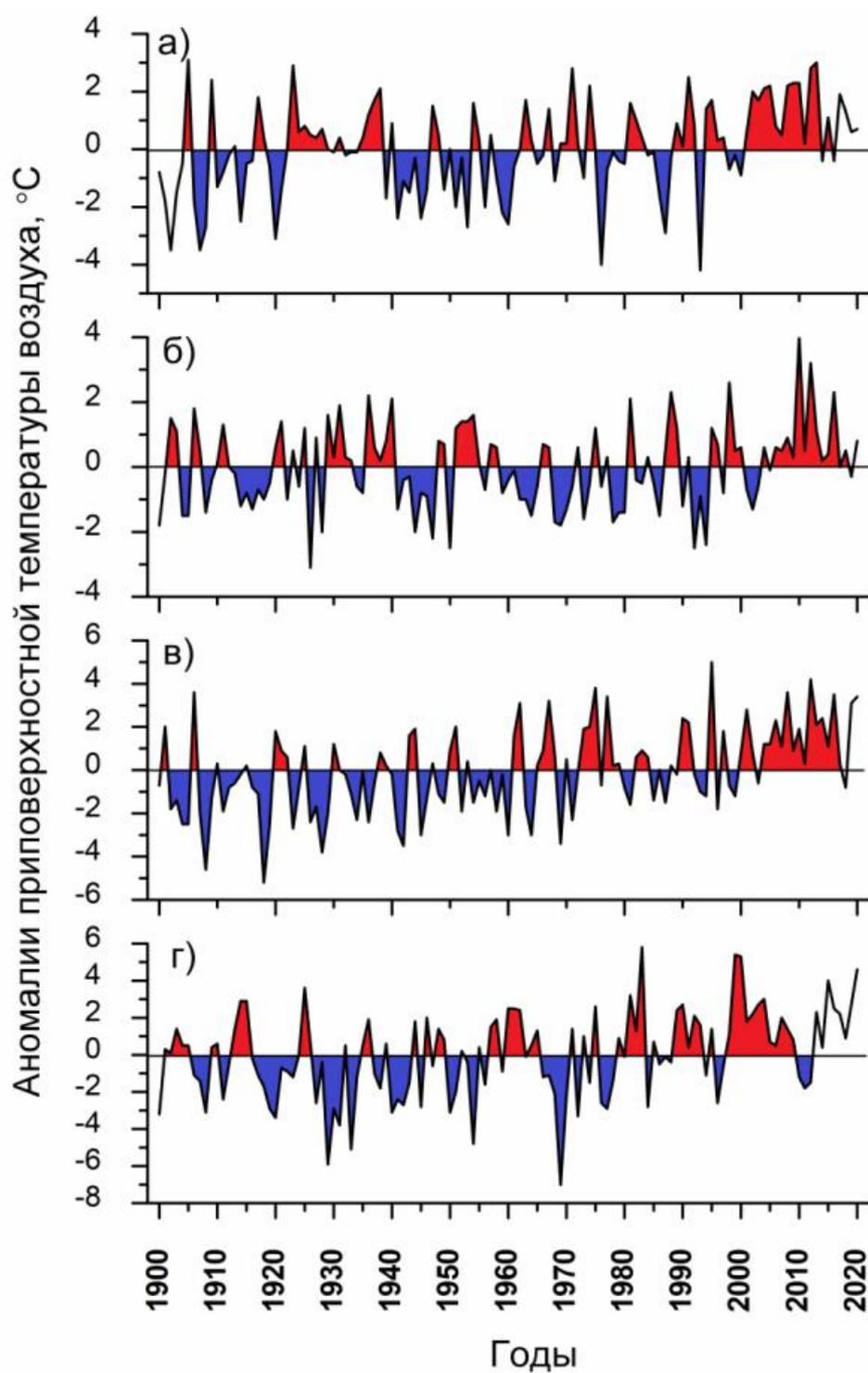


Рисунок 4.2. Аномалии приповерхностной температуры воздуха на Южном Урале по инструментальным измерениям сети Росгидромет: а) осень, б) лето, в) весна, г) зима.

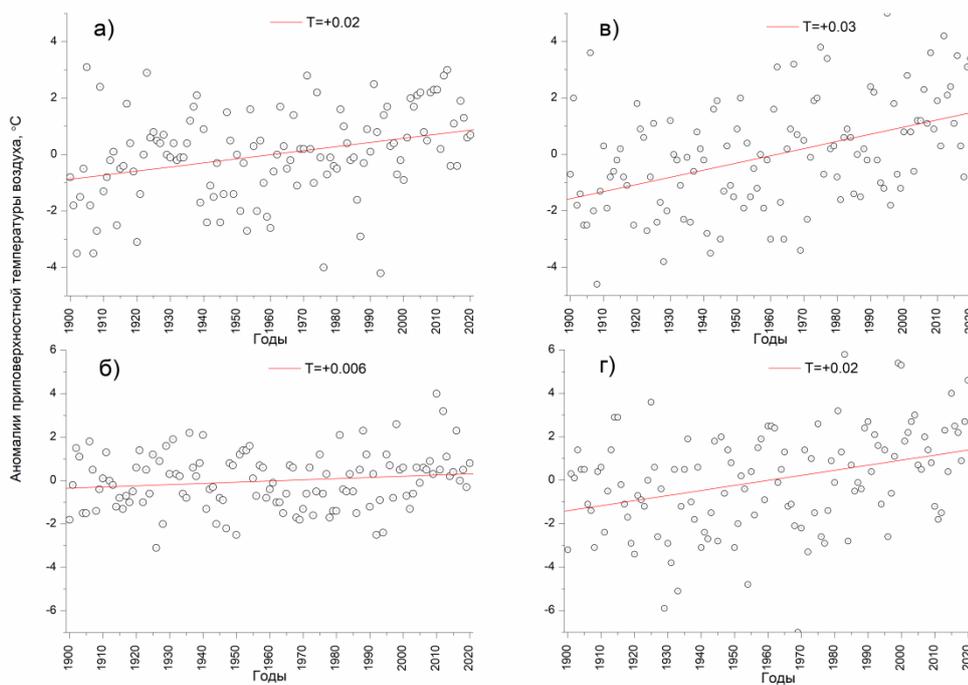


Рисунок. 4.3. Линейные тренды аномалии приповерхностной температуры воздуха на Южном Урале: а) осень, б) лето, в) весна, г) зима. Тренды статистически значимы ($p=0,05$).

Нами были также вычислены линейные тренды приземной температуры воздуха за 1900-2020 гг. (рис. 4.3), построены карты линейных трендов по отдельным сезонам для территории Южного Урала (рис. 4.4). Также, для зимних температур получены линейные тренды для трех периодов: первый - с начала времени наблюдений до конца 1960-х годов, второй – начало 1970-х и до 2000-х годов, третий – начало 2000-х годов по настоящее время. Первый период характеризуется небольшим понижением температуры (отрицательный наклон прямой регрессии), который промодулирован флуктуациями из-за влияния Солнца. Второй период характеризуется гораздо более резким ростом зимней температуры (опять-таки осложненный осцилляциями вследствие солнечной активности), что подтверждается большим коэффициентом угла наклона с положительным знаком. Более резкое увеличение зимней температуры во втором периоде возможно связано с влиянием антропогенного фактора. Третий период характеризуется новым, еще более крутым, чем предыдущий подъем, спадом зимних температур, таким, что даже рост чисел Вольфа после 2010 года не смог компенсировать это падение.

Установлено также, что летние температуры в северных районах Южного Урала имеют одинаковые тенденции с зимними температурами для первых двух периодов с одним отличием, что падение температуры в первом периоде происходило сильнее летом, чем зимой. Третий период характеризуется резким подъемом летних температур на Южном Урале.

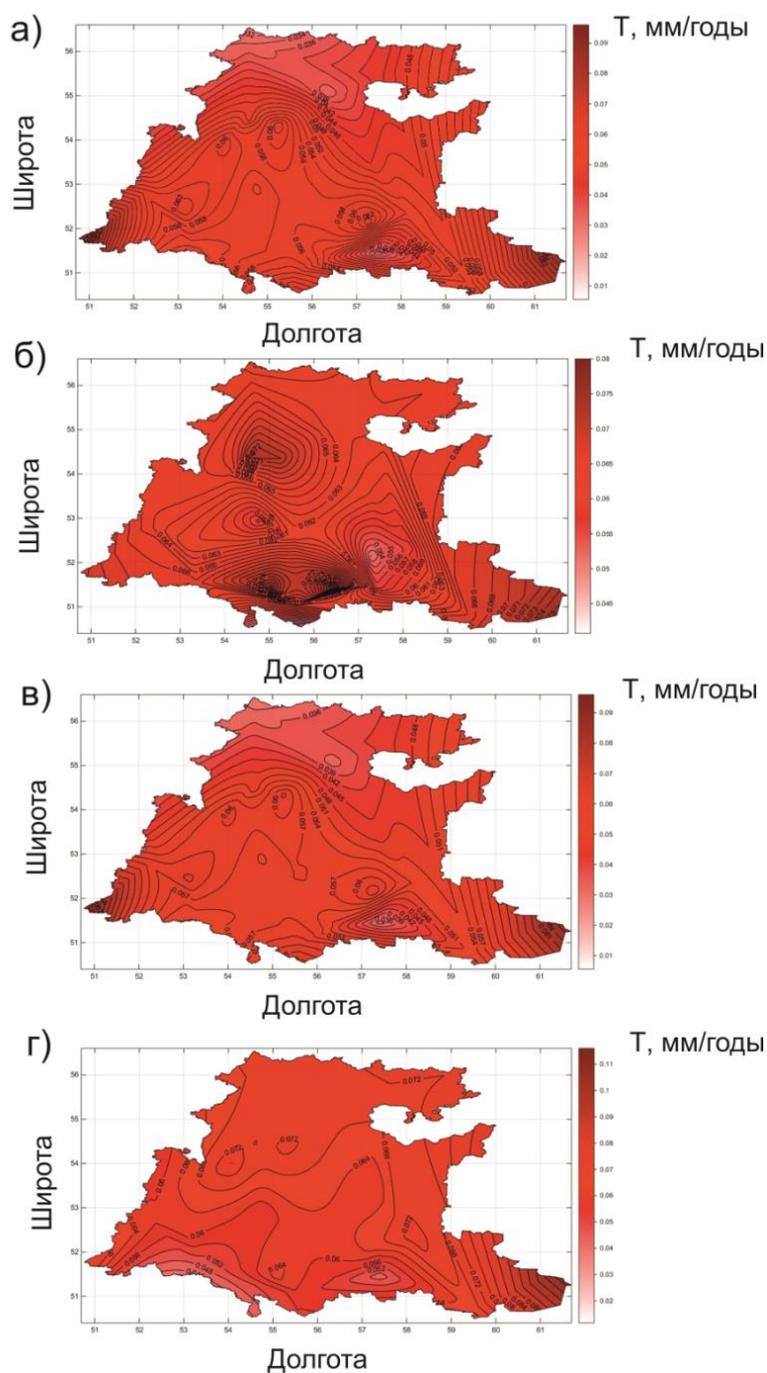


Рисунок 4.4. Пространственное распределение значений линейного тренда приземной температуры воздуха на Южном Урале за 1900-2020 гг. а) зима, б) весна, в) лето), г) осень.

Противоположные тренды температур в третьем периоде для теплого и холодного времени года, по всей видимости, привели к тому, что средние годовые температуры продолжают расти и в XXI веке. Действительно, попытка расчета линейной регрессии отдельно для 2000-х годов не привела к существенным изменениям в наклоне прямой регрессии от таковой во втором периоде. По этой причине третий период не выделен отдельно для средних годовых температур и является для них составной частью второго периода.

Следует отметить, что практически для всей территории Южного Урала тренд средних годовых температур для первых двух периодов хорошо повторяют тренды либо зимних, либо летних температур, в зависимости от того, коэффициент наклона прямой в том или ином периоде больше для зимнего или летнего периода. Это значит, что тренды этих периодов являются определяющими для трендов среднегодовой температуры. Действительно, колебания температуры весеннего и осеннего периода оказались небольшими по величине и поэтому не могли существенно изменить тренд, задаваемый в летний или зимний период.

Установленный факт роста температуры соответственно летом и зимой, особенно в последние десятилетия, что может трактоваться как изменение климата на территории Южного Урала, который, по всей видимости, теперь можно отнести к резко континентальному для большей части. Отметим, что эти выводы верны для всех исследованных МС и проверены на данных реанализа ECMWF-ERA, NOAA-CIRES, что также подтверждается проведенным корреляционным анализом для северных районов Южного Урала, результаты которого представлены на рис. 4.5. Тесная связь установлена между всеми станциями наблюдения, кроме МС Янаул (рис. 4.6).

Наиболее явные отличия температурных данных на метеорологической станции Янаул, от данных других станций характерны для зимнего периода (рис. 4.6). По всей видимости, такая «особенность» Янаула связана с более низким, в высотном отношении, расположением этой метеоплощадки по сравнению с другими МС, а также сильным влиянием близкорасположенных крупных

водохранилищ, прежде всего Кармановского и Нижнекамского. Имеются также небольшие отличия от основного тренда зимних температур в первом периоде (до 1969-го года) для данных с МС Зилаир и Баймак. Эти две станции находятся на юге исследуемой территории, который в большей степени подвергается влиянию среднеазиатских воздушных масс, а субмеридиональное простирание Уральских гор трансформирует эффект западного переноса.

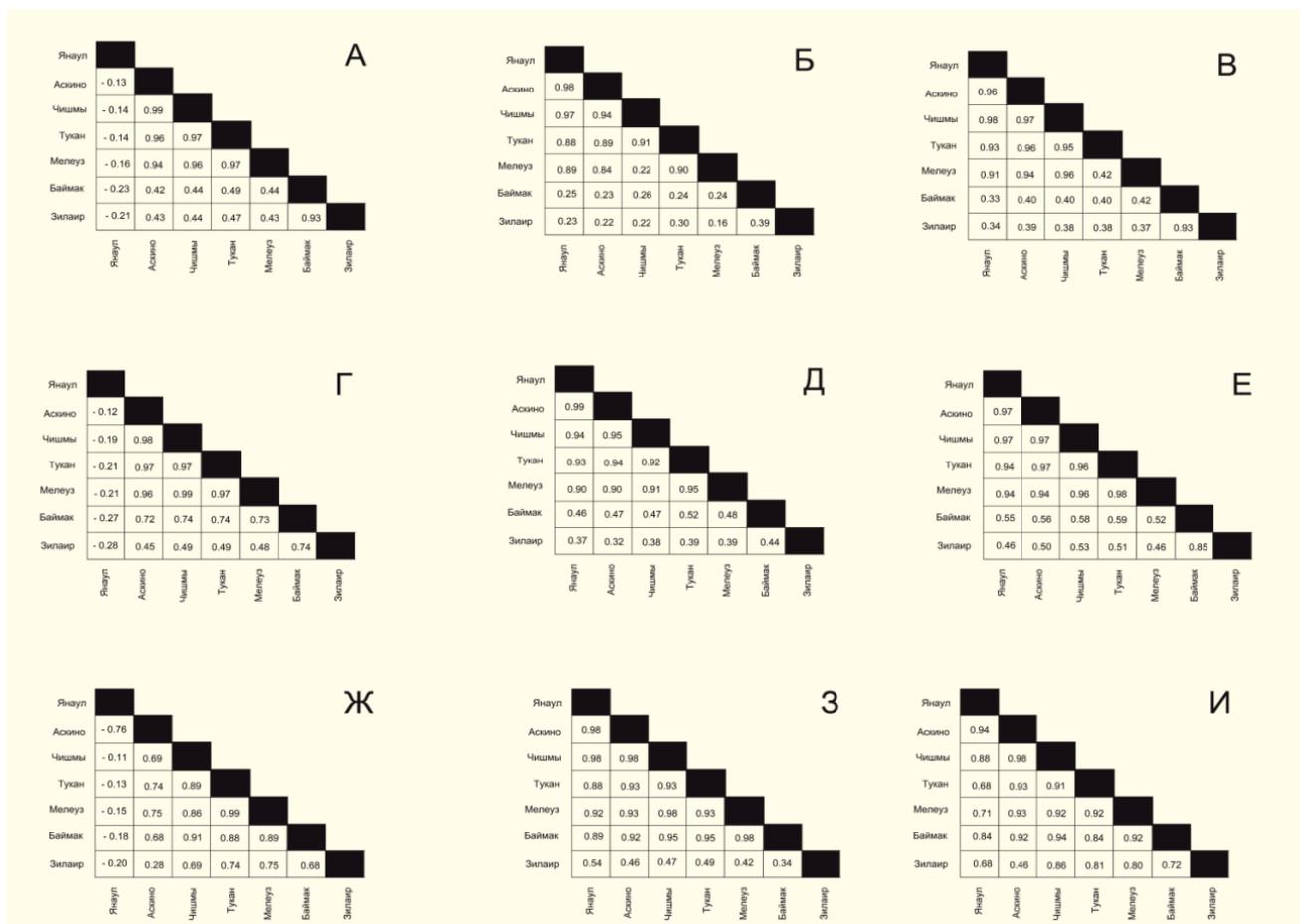


Рисунок 4.5. Корреляционные матрицы. Строки А-В (1949-1969 гг.), Г-Е (1970-2000 гг.), Ж-И (2000-2020 гг.); столбцы А-Ж температура зимнего периода, Б-З температура летнего периода, В-И среднегодовая температура.

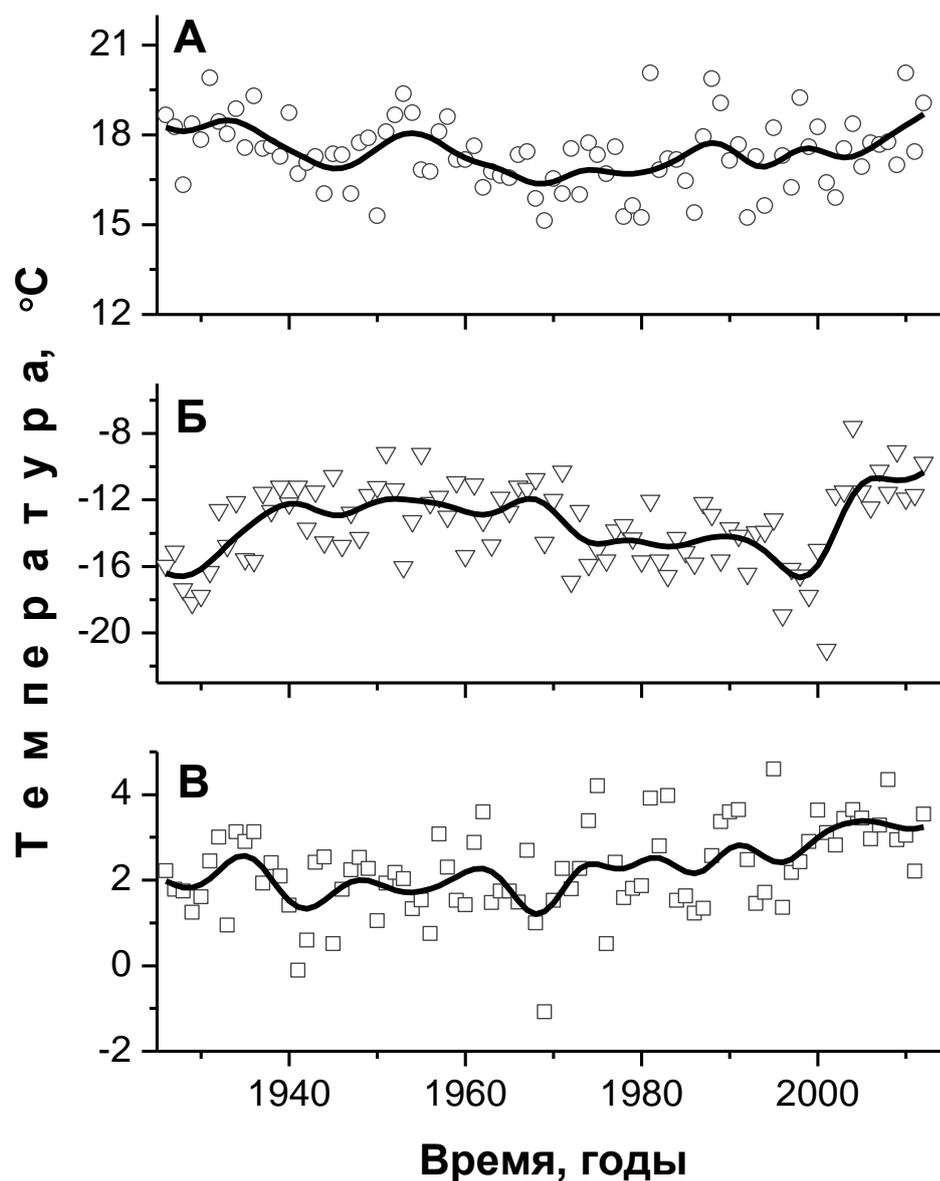


Рисунок 4.6. Приповерхностная температура атмосферного воздуха МС Янаул: А - за июнь-август (открытые кружки); Б – декабрь-февраль (открытые треугольники); В – среднегодовая (открытые квадраты). Жирные линии на рисунках А-В отражают результаты сглаживания Фурье-фильтром с 5-летним окном.

Как уже отмечено выше, для большинства исследованных данных установлен рост приповерхностной среднегодовой температуры, начиная с 1970-х годов по настоящее время. Аналогичные тренды рассчитаны до начала 2000-х годов как для летних, так и для зимних температур. Благодаря этому взаимно компенсирующему эффекту двух главных температуру-определяющих сезонов

года, общая тенденция повышения среднегодовой температуры, начавшейся с 1970-х годов, не меняется вплоть до настоящего времени.

4.2. Оценка прямого радиационного воздействия на тренды приповерхностной температуры воздуха на Южном Урале

Выявление причин изменения климата основывается на сравнении наблюдаемых изменений с ожидаемой реакцией на предполагаемые внешние воздействия, полученной с помощью климатических моделей, например модель общей циркуляции атмосферы ECHAM5. Использование данных модели ECHAM5 обусловлено высоким качеством воспроизведения ею современных изменений климата, а также приемлемое спектральное пространственное разрешение (Семенов, Алешина, 2021). При этом необходимо отметить, что температурные поля являются типичным примером реализаций случайных процессов, и значения температуры в каждой координате поля по отдельным годам будут случайной величиной. Результаты приведенного моделирования температурных полей позволяют отнести их к стационарным процессам, удовлетворяющим условиям эргодичности, т.е. каждая отдельная реализация (сценарий) может характеризовать всю совокупность (ансамбль) возможных реализаций. Наиболее важными числовыми характеристиками такого стационарного случайного процесса, подчиняющегося нормальному закону распределению, являются среднее значение (оценка математического ожидания) $m_x(t)$ и среднеквадратическое отклонение $\sigma_x(t)$.

Для оценки тенденций будущих значений температуры при анализе временных рядов температуры воздуха в диссертационной работе производилось выделение тренда, представляющий собой остаток после исключения регулярных и случайных колебаний температуры. Тренд выделялся по методу наименьших квадратов способом скользящей средней (Линник, 1962). Для обобщения результатов анализа по всей территории Южного Урала, использовался метод пространственной интерполяции, представляющий собой реализацию методов

среднего арифметического взвешивания по площадям, обобщенная запись которого можно представить в виде:

$$\bar{x}_s = \sum_{i=1}^n a_i x_i(\varphi_i \lambda_i), \quad (4.1)$$

где, \bar{x}_s – среднее по площади, $x_i(\varphi_i \lambda_i)$ – значение температуры в точке с географическими координатами $(\varphi_i \lambda_i)$, a_i – весовой коэффициент, n – число элементов осреднения, в нашем случае для модельных данных оно было равным 24, для инструментальных эквивалентно количеству используемых метеостанций. Все выше описанные методы и числовые характеристики были осреднены в диссертационной работе по площади Южного Урала, вычислительные процедуры которых реализованы в программных пакетах MatLab и C++.

Для оценки тенденций в изменении приземной температуры Южного Урала в работе были вычислены линейные тренды фактических данных и модельных – ЕСНАМ5 по двум ансамблям с 30 сценариями в каждом отдельно для зимнего и летнего сезонов за 1979-2012 гг. (рис. 4.7). Также были вычислены линейны тренды по среднеансамблевым значениям температуры воздуха, которые были сравнены с инструментальными данными приземной метеорологии. Важно отметить, что результаты численных экспериментов модели ЕСНАМ5, как и всех МОЦА, учитывают стохастическую природу климатической изменчивости и способны выдавать информацию только о статистических характеристиках температурных рядов.

Осредненные по территории Южного Урала, на временном интервале 1979-2012 гг., средние месячные значения приземной температуры воздуха модельных и отдельно по сезонам представлены на рис. 4.7. Выбор заданного временного интервала моделирования определялся наличием непрерывных данных по дистанционному зондированию концентрации морского льда в приполярных областях, учет которых позволил повысить точность численных экспериментов по динамике климата умеренных и высоких широт (Semenov, Latif, 2010).

Поле осредненной температуры воздуха на Южном Урале по данным станционных наблюдений за 1979-2012 гг. представлено на рис. 4.8. Для зимнего сезона наиболее холодными областями является горно-лесная и Зауралье, в которых температура колеблется в пределах от -14 до -16°C , а в степной и лесостепной областях температурный градиент установлен небольшим с наблюдаемыми колебаниями температуры в диапазоне от -8 до -11°C . Такая пространственная структура температурного поля обусловлена зонами влияния основных атмосферных центров на данной территории, прежде всего Исландского минимума, Азорского и Сибирского максимумов.

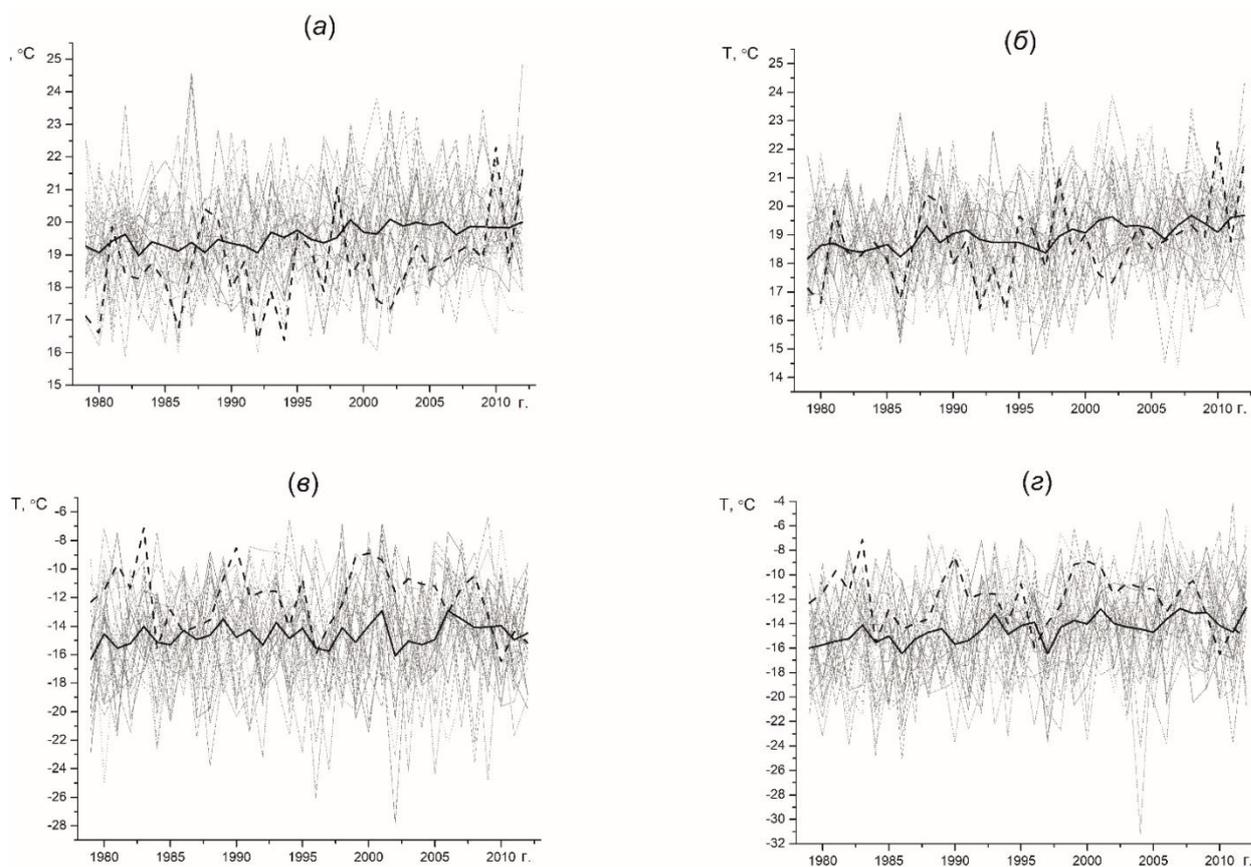


Рисунок 4.7. Значения приповерхностной температуры воздуха согласно модели ЕСНАМ5. Серым цветом обозначены результаты численного эксперимента, сплошной черной среднееансамблевая по 30 сценариям, пунктирная черная соответствует фактическим данным с 1979 по 2012 гг.: а, б – летний период, в, г – зимний. Панели слева соответствуют модели с постоянной концентрацией парниковых газов на уровне 1980 г., справа с учетом динамики CO_2 , согласно наблюдениям.

Для летнего сезона установлена широтная дифференциация, когда на юге региона наблюдаются самые высокие температуры (более $+24^{\circ}\text{C}$), в северных областях наиболее низкие (около $+16^{\circ}\text{C}$). Горная область Южного Урала характеризуется резким перепадом температур, обусловленный высотной поясностью, на юге $+19^{\circ}\text{C}$, а к северу температура снижается до $+15^{\circ}\text{C}$. На рис. 4.9 показано сравнение оценок среднеквадратического отклонения (СКО) по сезонам для инструментальных данных и результатов двух сценариев модели ЕСНАМ5. Из рисунка 4.9 видно, что СКО среднеансамблевых значений температуры воздуха находятся в пределах СКО инструментальных данных по температуре. Такое внутриансамблевое стандартное отклонение значений приземной температуры обусловлено внутренней естественной изменчивостью динамики атмосферы и составляет $0,5\text{--}0,75^{\circ}\text{C}$.

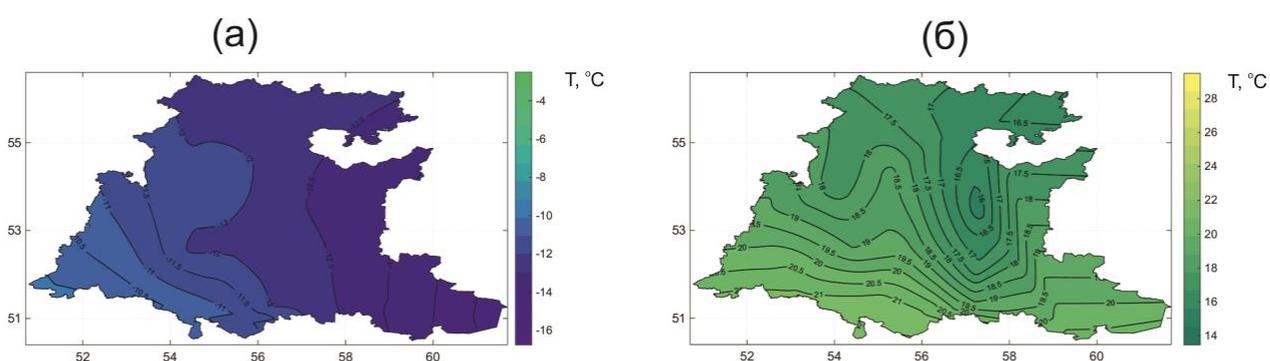


Рисунок 4.8. Среднегодовое нормы температуры воздуха за период 1979-2012 гг. по данным инструментальных наблюдений с 20 МС Южного Урала: а) зимний сезон, б) летний.

Для оценки тенденций в изменении приземной температуры Южного Урала были вычислены линейные тренды в инструментальных данных и модельных по двум ансамблям с 30 сценариями в каждом (рис. 4.10-4.13). В процессе моделирования концентрация парниковых газов для зимнего и летнего сезона принималась либо постоянной (Рис. 4.10, 4.11), или динамичной, основываясь на наблюдения за концентрацией CO_2 (Рис. 4.12, 4.13). Также вычислены, линейны тренды по среднеансамблевым значениям температуры воздуха, которые сравнены с инструментальными данными приземной метеорологии (рис. 4.14).

При этом установлена положительная тенденция в температурных рядах фактических данных и среднеансамблевых значений теплого и холодного сезонов сценария с учетом динамики парниковых газов, что согласуется с глобальным потеплением (Канухина и др., 2007; Gray et al., 2010). В целом по инструментальным данным приземной температуры воздуха для территории Южного Урала за 1979-2012 гг. можно уверенно говорить о тенденции роста в летние месяцы и похолодания в зимний период со значениями коэффициентов +0,05 и +0,04 °С/годы, соответственно.

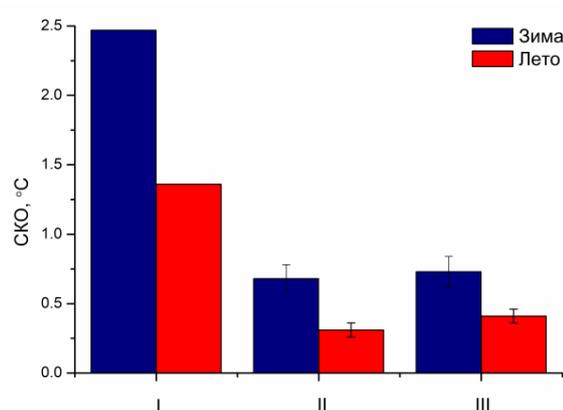


Рисунок 4.9. Значения СКО приповерхностной температуры воздуха за период 1979-2012 гг. на уровне 95% значимости, I – инструментальные данные, II и III – по модели с постоянной концентрацией парниковых газов на уровне 1980 г. и модели с учетом динамики CO₂, согласно наблюдениям соответственно.

В заключении отметим, что проведенный анализ тенденций за 1979-2012 гг. по каждому из двух сценариев модели ЕСНАМ5 (60 реализаций), представленных на рис. 4.10-4.13 отдельно по сезонам, можно представить как результат суперпозиции вклада внутренней климатической изменчивости и глобальных изменений климата. Сравнение температурного тренда инструментальных данных и расчетного тренда по модели ЕСНАМ5 показало хорошую согласованность для некоторых сценариев (рис. 4.10- 4.13) и показало, что множество этих сценарных реализаций также хорошо отобразило пространственно-временную специфику климата исследуемого региона.

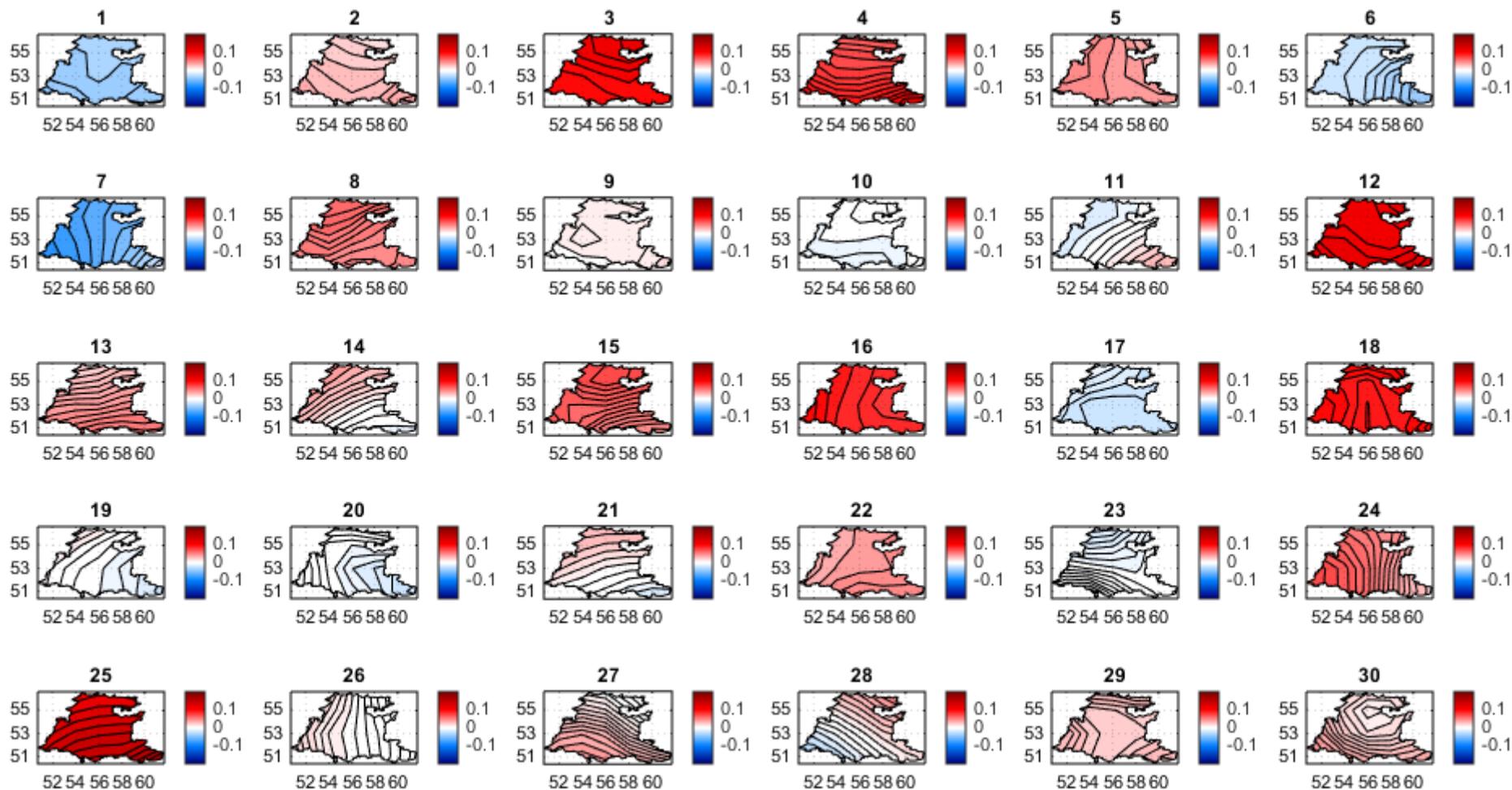


Рисунок 4.10. Линейные тренды температуры воздуха ($^{\circ}\text{C}/\text{годы}$) зимнего сезона за период 1979-2012 гг. по данным модели с постоянной концентрацией парниковых газов на уровне 1980 г.

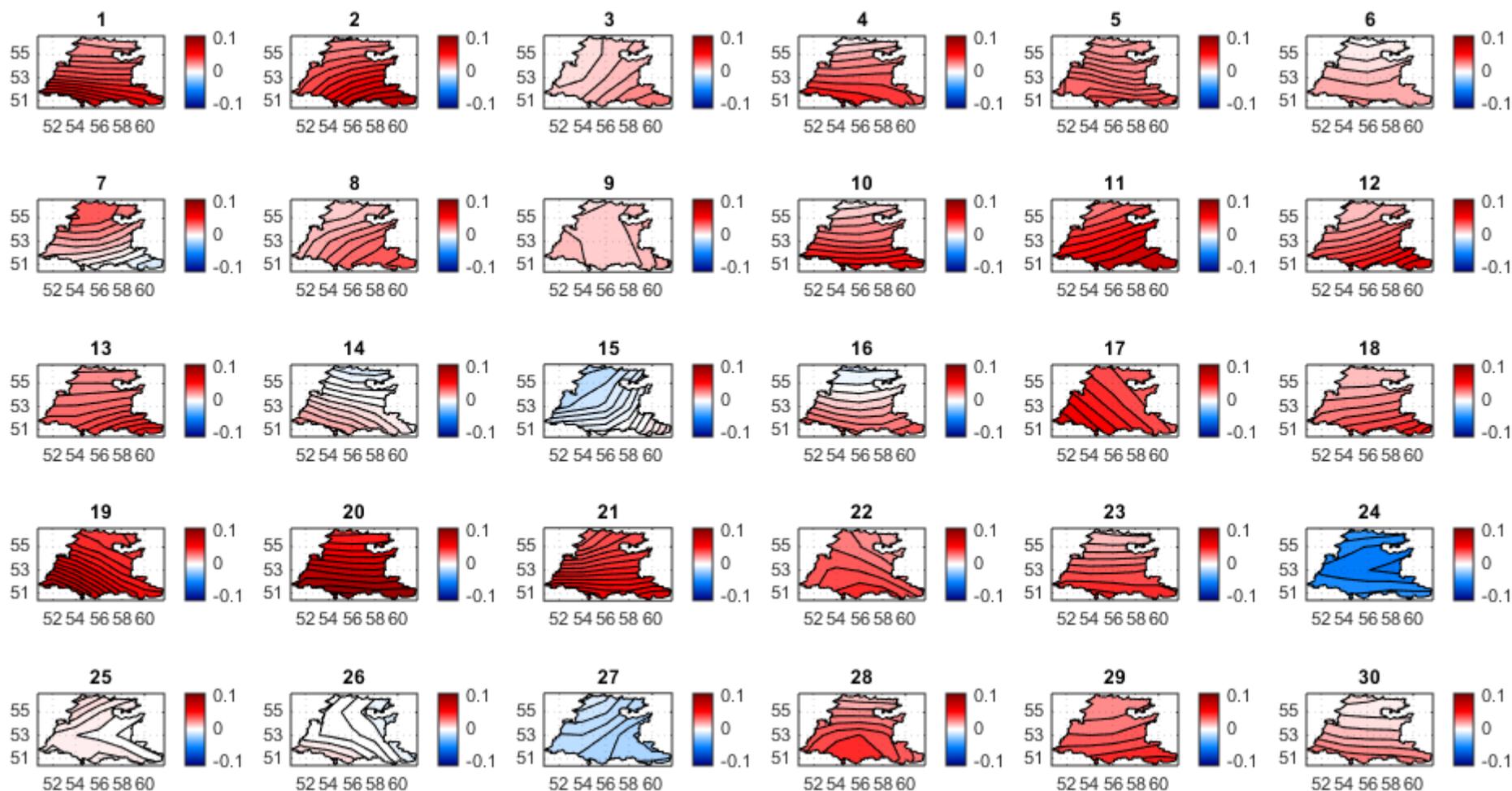


Рисунок 4.11. Линейные тренды температуры воздуха ($^{\circ}\text{C}/\text{годы}$) летнего сезона за период 1979-2012 гг. по данным модели с постоянной концентрацией парниковых газов на уровне 1980 г.

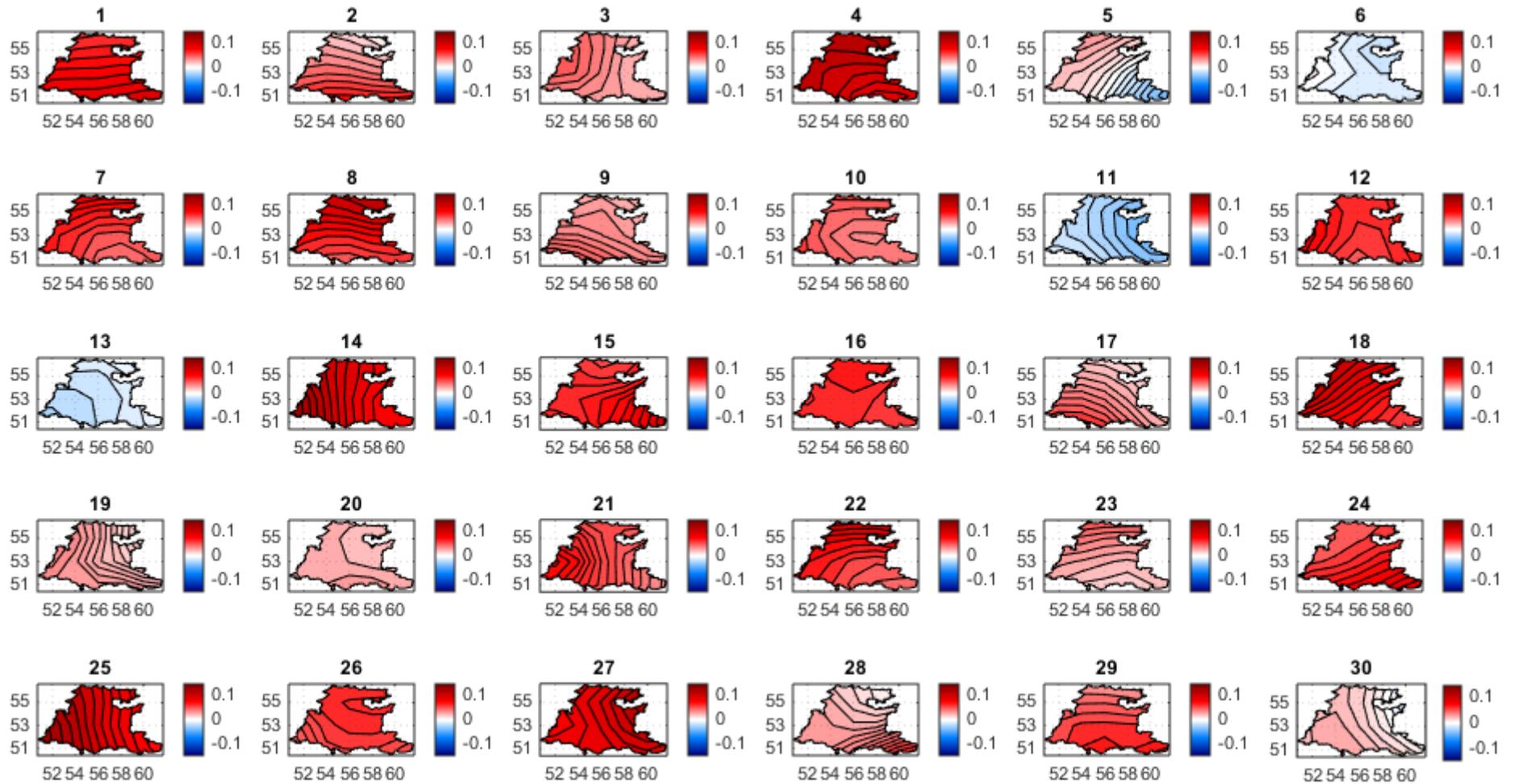


Рисунок 4.12. Линейные тренды температуры воздуха (°C/годы) зимнего сезона за период 1979-2012 гг. по данным модели с учетом динамики CO₂, согласно наблюдениям.

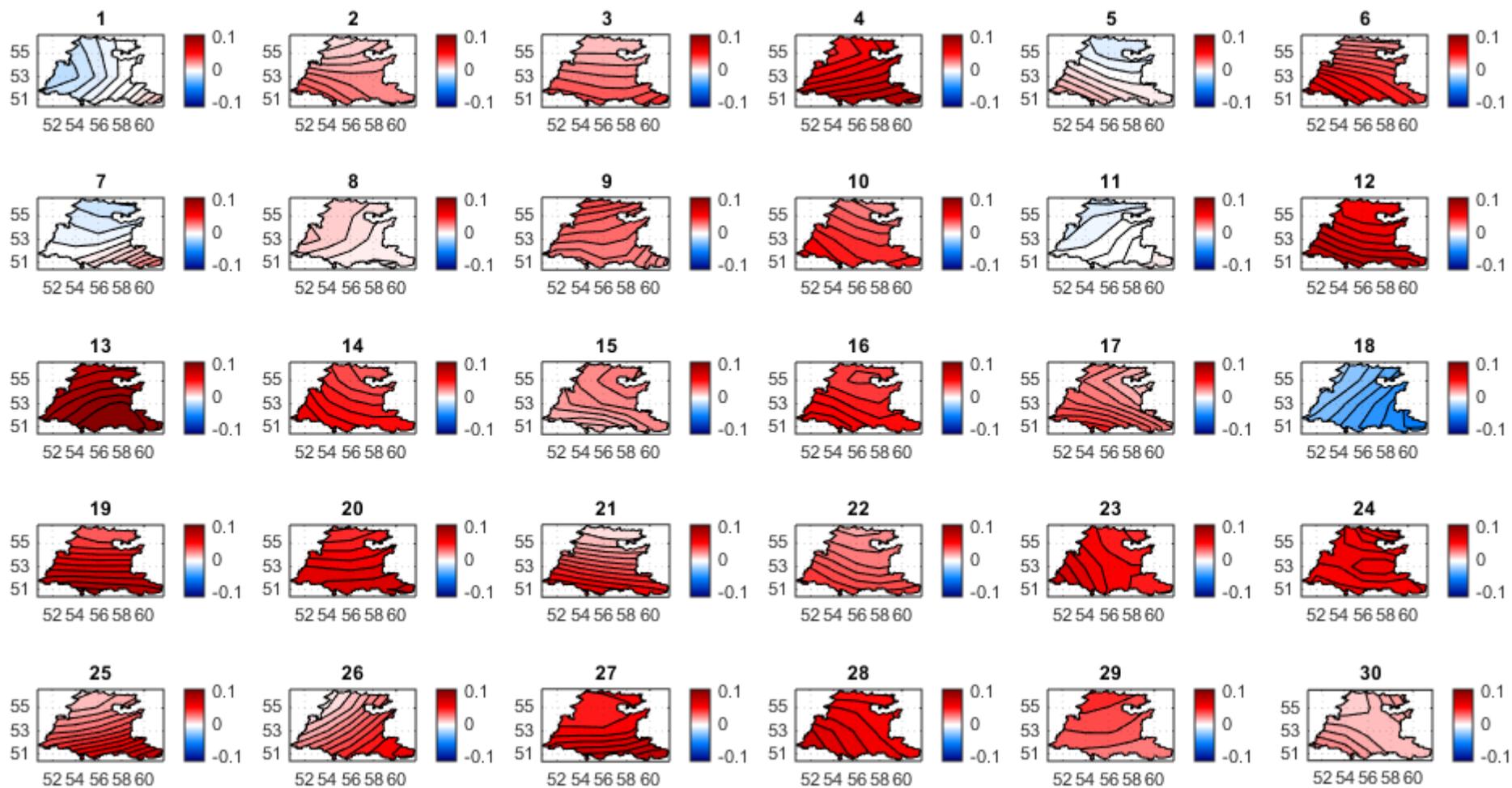


Рисунок 4.13. Линейные тренды температуры воздуха (°C/годы) летнего сезона за период 1979-2012 гг. по данным модели с учетом динамики CO₂, согласно наблюдениям.

4.3. Разложение на естественно-ортогональные составляющие температурного поля

При исследовании динамики приповерхностной температуры воздуха на территории Южного Урала и оценке влияния глобального потепления необходимо описать пространственную структуру теплового поля. При описании такой статистической структуры температурных полей в работе использовался широко распространенный в физике атмосферы метод главных компонент (Багров, 1959; Васильев и др., 2018; Казакевич, 1989; Обухов, 1960; Сонечкин, 1971; Suryanarayana, Mistry, 2016) или разложение исследуемой векторной функции $X(t)$ в ряд по некоторой системе ортогональных и нормированных (ортонормированных) функций φ_k , имеющей вид:

$$X(t) = \sum_{k=1}^n A_k \varphi_k(t), \quad (4.2)$$

где A_k – векторные коэффициенты Фурье разложения функции $X(t)$.

В качестве ортогональных векторов при разложении исследуемого вектора на сумму n естественных ортогональных составляющих (ЕОС) необходимо взять n собственных векторов корреляционной матрицы, соответствующих n собственным числам (СЧ). При этом можно использовать только несколько собственных векторов корреляционной матрицы, соответствующим ее наибольшим СЧ, являющиеся дисперсиями коэффициентов разложения случайного вектора по собственным векторам корреляционной матрицы. В данной диссертационной работе брались в рассмотрение первые три СЧ (табл. 4.1), на долю которых приходилось примерно 98% общей изменчивости в двух выделенных сезонах. Смысл разложения исследуемой функции на сумму ЕОС состоит в том, что из большого числа инструментальных данных отбирается, прежде всего, линейная комбинация, имеющая наибольшую изменчивость

(дисперсию). При этом определяются наиболее существенные особенности и исключаются незначительные детали (Craddock, 1966; Craddock, 1973).

С целью обобщения результатов исследования на всю территорию в целом ряды инструментальных наблюдений спутникового зондирования и их аномалий по температуре нижней тропосферы были усреднены по площади, согласно методике интерполяции данных (Каган, 1979). Процедура усреднения данных по площади была реализована на основе метода треугольников (Дарман, 1949), когда исследуемая территория делилась на треугольники, в вершинах каждого из которых располагаются выделенные полигоны (пиксели). Полагая, что поле элемента на треугольнике может быть описано полиномом первой степени, путем линейной интерполяции находились значения поля в центре тяжести треугольника, представляющие собой средние арифметическое из данных в его вершине. Затем полученные данные для каждого треугольника значения усреднялись с весами, пропорциональными площадям треугольников. Все описанные методы, по отдельности, были реализованы в кодах, написанных на языках программирования C++ (<https://isocpp.org>) и ArcGis. Отметим, что результаты вычислительных процедур при применении обеих программ получились очень близкими с $r=0,99$. Полученные результаты вычислений коэффициентов корреляции были также проверены на статистическую значимость с использованием t-критерия Стьюдента, согласно (Геворкян и др., 2016).

Необходимо отметить, что часто ЕОС интерпретируются как сейши, т.е. стоячие волны (Багров, 1959). Но ЕОС могут описываться как стоячие, так и бегущие волны в атмосфере (Обухов, 1960; Klok, Tank, 2009). В работах (Сонечкин, 1971; Ghil, Vautard, 1991) было показано, что собственными функциями однородного поля, заданного на бесконечной плоскости, являются двумерные синусы и косинусы, а ЕОС-разложение такого поля совпадает с разложением в ряд Фурье, и тогда эти ЕОС можно интерпретировать как бегущие волны.

Карты ЕОС, имеющие три наибольших СЧ по расчетам за 1979-2020 гг. (ЕОС1-3) показаны на рис. 4.15. В работе так же были вычислены ЕОС4-12, СЧ которых очень малы (табл. 4.1). ЕОС с такими малыми значениями СЧ трудно подвергаются интерпретации и, как правило, не имеют физического смысла (North, et al., 1982).

В диссертационной работе были также рассчитаны не непрерывные в географическом пространстве поля, а n-мерные собственные векторы ковариационной матрицы среднемесячной температуры атмосферного воздуха относительно их норм за 42-летний интервал инструментальных наблюдений спутникового зондирования. Показанное пространственное распределение (рис. 4.15) было построено путем интерполяции полигонных значений векторов на регулярную сетку с помощью программы Surfer (<https://support.goldensoftware.com>).

Таблица 4.1. Значения собственных чисел ковариационных матриц аномалий приповерхностной температуры в тропосфере по сезонам и доли ЕОС1-12 в дисперсии разложения.

Зима (XII-II)			Лето (VI-VIII)		
Собственное число (СЧ)	Дисперсия	Суммарная дисперсия	Собственное число (СЧ)	Дисперсия	Суммарная дисперсия
22,56	81,77	81,77	11,68	88,28	88,28
4,74	4,78	95,22	0,99	7,45	92,55
2,84	1,99	98,01	0,27	2,01	97,99
1,09	0,85	99,15	0,09	0,72	99,28
0,99	0,48	99,52	0,07	0,50	99,50
0,31	0,26	99,74	0,05	0,30	99,70
0,28	0,18	99,82	0,04	0,20	99,80
0,20	0,15	99,85	0,03	0,16	99,84
0,17	0,12	99,88	0,02	0,13	99,87
0,07	0,10	99,90	0,01	0,11	99,89
0,05	0,08	99,92	0,01	0,09	99,91
0,03	0,00	100	0,01	0,00	100

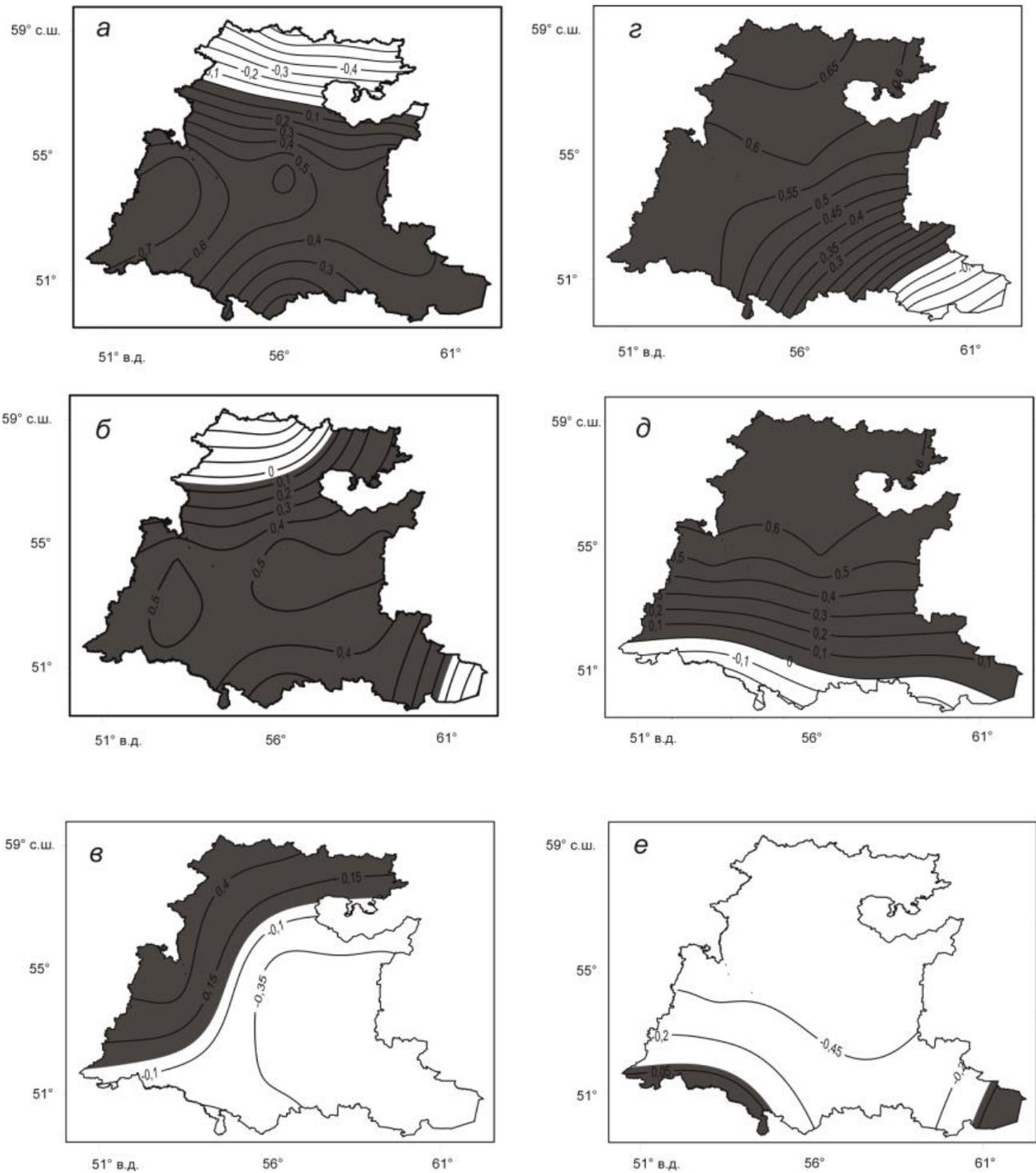


Рисунок 4.15. Карты ЕОС1-3, описывающих гладкие по пространству вариации полей средней месячной приповерхностной температуры воздуха над территорией Южного Урала.

Подчеркнем, что ЕОС1 летнего и зимнего сезонов (рис. 4.15а, 4.15г) представляет собой аномалии противоположных знаков, имеющих дипольную структуру в направлении север-юг, при этом на юге для холодного сезона

характерна отрицательная аномалия, распространение которой может быть обусловлено влиянием холодных Среднеазиатских воздушных масс. ЕОС2 зимнего сезона представляет собой триполь с положительным очагом в центре и двумя отрицательными очагами на северо-западе и юго-востоке исследуемой территории, соответственно. В летний сезон ЕОС2 представляет собой обширный экстремум положительных аномалий температуры и меньшим по площади экстремумом отрицательного знака, что объясняется доминирующими направлениями перемещения воздушных масс в регионе. У ЕОС3 летних месяцев экстремумы аномалий температуры находятся на северо-востоке (отрицательная), с незначительными по площади вкладами на юго-западе и юго-востоке (положительные). Для ЕОС3 зимних месяцев характерен отрицательный очаг температурной аномалии на юго-востоке, ориентация которого совпадает с распространением отрога Сибирского (Азиатский максимум) антициклона (рис. 4.15).

Для оценки устойчивости разложения температурных полей на естественные ортогональные составляющие, территория Южного Урала, содержащая первоначально n полигонов (пикселей), была разделена на две зоны с $n/2$ пикселями в каждой, по широте и долготы. По выделенным таким образом зонам были вычислены СЧ ковариационных матриц, а затем были сопоставлены их спектры. Из рис. 4.16 видно, что значения первых трех СЧ ковариационных матриц по выделенным зонам и для всей территории в целом являются практически одинаковыми. С сокращением объема данных измерений, т.е. сокращением площади, совершенно очевидно растет погрешность СЧ. В соответствии с рекомендацией (*Craddock*, 1966, 1973) графики всех спектров на рис. 4.16б и рис. 4.16г показаны в полулогарифмическом масштабе. В целом представленные спектры по сезонам отдельных зон и для всего Южного Урала весьма схожие, что может служить условием оптимальности разложения приповерхностной температуры на естественно-ортогональные составляющие.

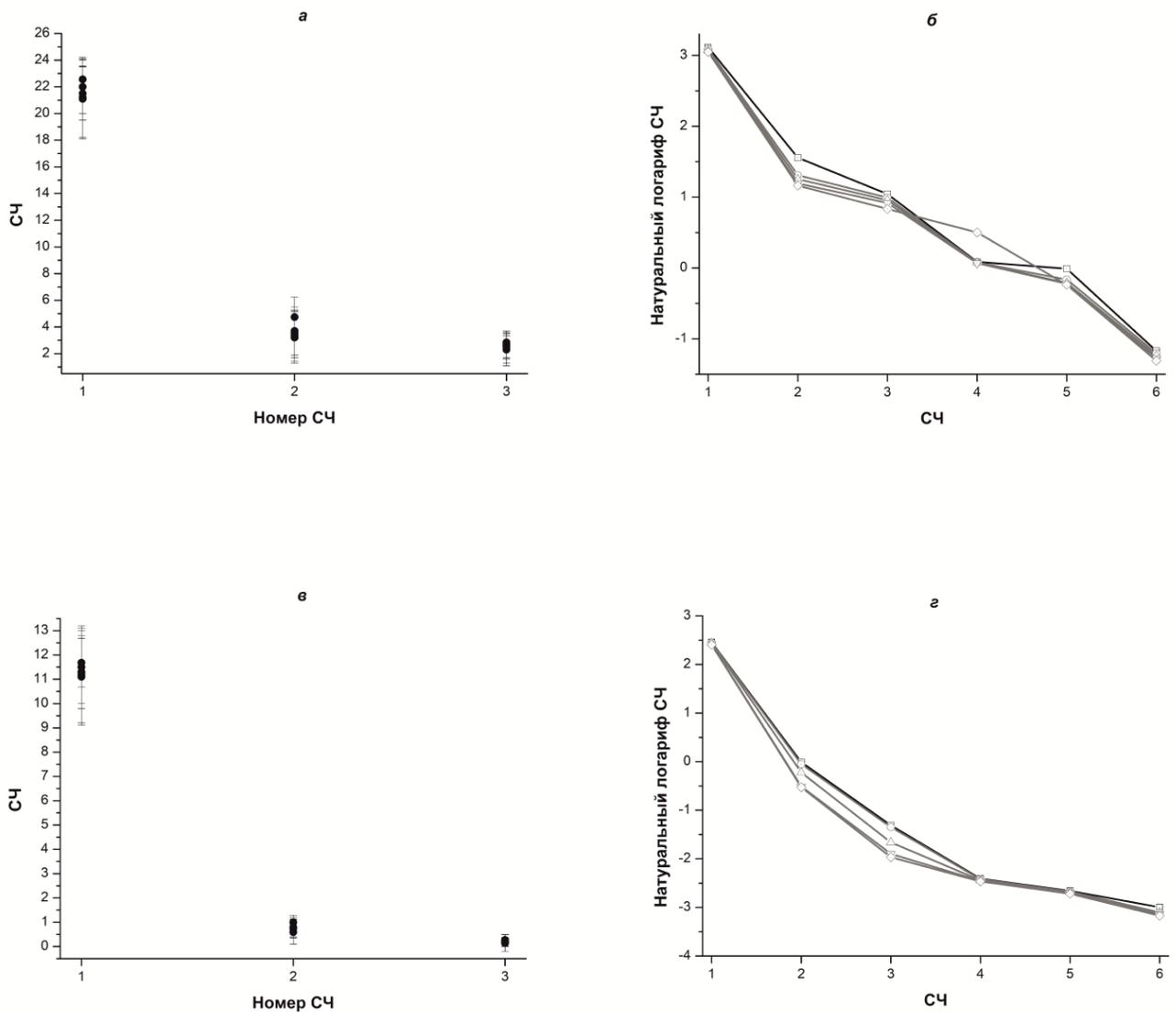


Рисунок 4.16. Диаграмма первых трех собственных чисел ковариационных матриц: *а* – зимний сезон, *в* – летний сезон; спектры шести собственных чисел ковариационных матриц *б* – зима, *г* – лето.

Для выявления связи ЕОС среднемесячной яркостной температуры дистанционного зондирования с основными модами изменчивости (АМК, САК, СГМ, Восточно-Атлантическое–Западно-Российское ВАЗР/EAWR, Полярно-Евразийское колебание ПЕ/РЕ, Скандинавское колебание SCAND, Тихоокеанское–Северо-Американское колебание ТСАК/PNA, Южное колебание ЮК/SOI, Тихоокеанское декадное колебание ТДК/PDO, индекс аномалий морского льда ИАМЛ/Sea Ice Index Anomaly) был проведен корреляционный анализ. В результате этого анализа было установлено, что наиболее тесная связь (т.е. наибольший коэффициент корреляции) ЕОС1 приповерхностной

температуры зимнего сезона найдена с индексом САК (0,63), тогда как для других индексов коэффициенты корреляции оказались чуть меньше: СГМ (0,46), ЮК (0,35). Соответствующие коэффициенты корреляции для летнего периода вычислены как следующие: АМК (0,73), ВАЗР (-0,47), ЮК (-0,46) и Sea Ice Index Anomaly (0,51). Для остальных ЕОС по сезонам, как и других климатических индексов связь оказалась слабой и статистически незначимой. Зимой ведущая ЕОС1 изменчивости приземной температуры связана с САК (и тесно с ним коррелированным СГМ) и ЮК. Положительные аномалии индекса САК зимой связаны с положительными аномалиями приземной температуры в Северной Евразии примерно к северу от 45° с.ш. и отрицательными аномалиями в Северной Африке и к востоку от Средиземного моря. Хотя основная часть рассматриваемого региона Южного Урала покрыта положительными значениями ЕОС1 (что соответствует положительным аномалиям температуры), на севере и юге отмечаются регионы с отрицательными аномалиями (рис. 4.17а). Отрицательная корреляция температурных аномалий отмечалась также и в других исследованиях (см, например, Luo et al., 2016), где причину такой пространственной структуры объяснили недавно выявленная связью между Уральским блокингом/антициклоном и положительной фазой САК. Все это может приводить к отрицательным аномалиям температуры в южной части исследуемого региона на фоне общего потепления в Северной Евразии при положительной фазе САК. Индекс SOI является примером короткопериодной изменчивости климата на межгодовых масштабах и может быть следствием крупномасштабных низкочастотных процессов, протекающих в атмосфере и океане (Гущина и др. 1997; Семенов, 2007; Попова, Шмакин, 2010; Dewitte et al., 2011; Mears, Wentz, 2017), а также внутрисезонной тропической изменчивостью (Демченко, Кислов, 2010). Тесно связанные с ЮК аномалии температуры поверхности океана меняют свою локализацию, что вызывает интенсивный отклик в глобальной и региональной циркуляции тропических и умеренных широт (Бардин, Полонский, 2005; Курбаткин, Смирнов, 2010; Friederichs, Hense, 2003; Hurrell et al., 2003).

Корреляционный анализ, проведенный для летнего сезона, выявил статистически значимые корреляции EOC1 с АМК, САК, ВАЗР, ЮК и Sea Ice Index Anomaly. Следует отметить, что летняя EOC1 объясняет подавляющую часть общей изменчивости температурных аномалий (82%). Первая связь свидетельствует о значительном влиянии долгопериодных колебаниях температуры поверхности океана в Северной Атлантике на региональный климат. Этот результат важен в связи с квазициклическими колебаниями АМК, что позволяет использовать его для декадного прогноза климатических изменений в регионе. Отрицательные корреляции с ВАЗР, САК и ЮК вызваны особенностью структуры самих этих мод изменчивости, с отрицательными аномалиями давления и температуры в регионе Южного Урала при положительных фазах вышеперечисленных индексов. Поскольку данная мода атмосферной изменчивости связана с процессами в Северной Атлантике (Barnston, Livezey, 1987), то в целом можно заключить, что летняя изменчивость температуры Южного Урала на временных масштабах от междекадного до межгодового наиболее тесно связана с климатическими изменениями в Северной Атлантике.

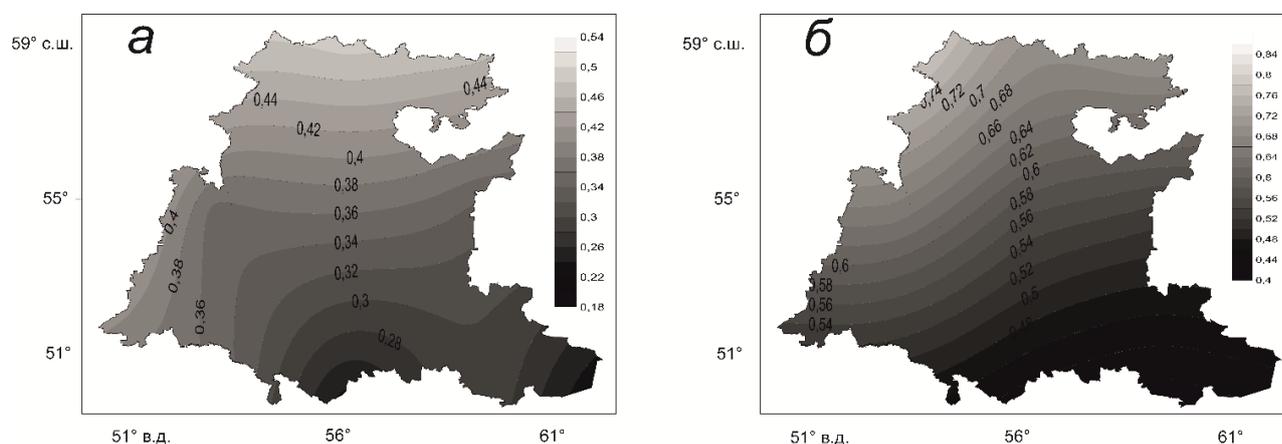


Рисунок 4.17. Пространственное распределение значений коэффициента линейной корреляции r между временными рядами среднесезонной яркостной температуры, осредненной по территории Южного Урала, и временных рядов EOC1 для зимы (а) и (б) лета.

EOC1 для зимнего периода, полученные в результате анализа средней месячной температуры воздуха, описывают от 38% в декабре, до 42% в феврале

от ее общей изменчивости. При этом многолетние колебания усредненной температуры по исследуемой территории также в среднем на 40% описываются ЕОС1. Принимая во внимания сравнительно небольшие масштабы территории Южного Урала, для температуры зимних месяцев характерна слабая пространственная связанность, характеризующаяся малыми значениями коэффициентов корреляции и небольшим заложением изолиний. Последнее обусловлено физической неоднородностью подстилающей поверхности. В целом поля ЕОС1 по отдельным зимним месяцам практически идентичны сезонной ЕОС1. Связь с циркуляционными индексами, полученная в результате корреляционного анализа, показывает, что наибольший вклад в изменчивость зимней температуры на Южном Урале вносят два климатических индекса, САК и СГМ. С остальными индексами связь оказалась слабой и статистически незначимой. Корреляционный анализ ЕОС2 зимних месяцев (доля которой 5% изменчивости) не выявил никакой связи ни с одним из представленных климатических индексов. Временная динамика ЕОС3 зимней температуры по региону в целом, описывающая около 2% общей изменчивости, найдена слабо отрицательно коррелирующей с изменчивостью САК и СГМ, с коэффициентами корреляции $-0,41$ и $-0,28$, а также слабо положительно коррелирующей с индексом SCAND ($r = 0,27$).

В летний период, к которому по режиму атмосферной циркуляции относят период с июня по август месяцы, ЕОС1 полученные в результате анализа средней для лета и за каждый месяц в отдельности температуры нижней тропосферы, описывают 88% ее общей изменчивости на территории Южного Урала. ЕОС1 по отдельным месяцам составляют: в июне 85%, в июле 96%, в августе 90% общей дисперсии. В среднем для лета ЕОС1 хорошо передает колебания средней по территории температуры, с корреляцией между ними 0,63 (рис. 4.17).

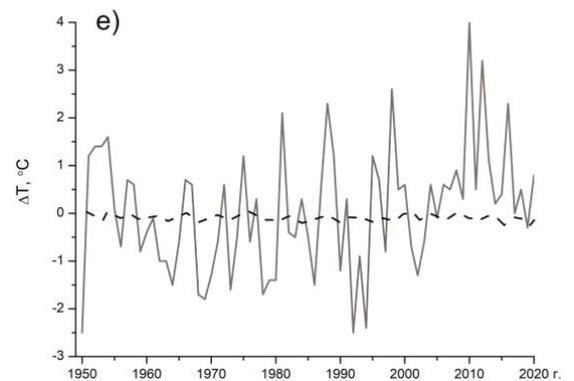
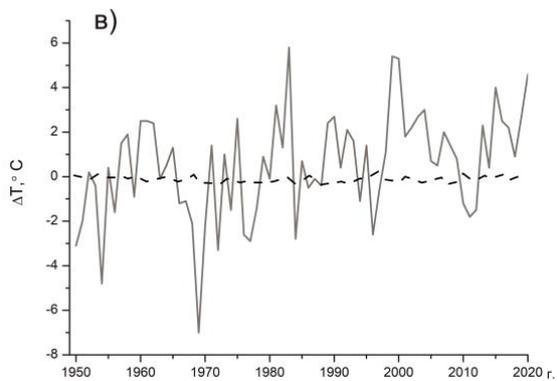
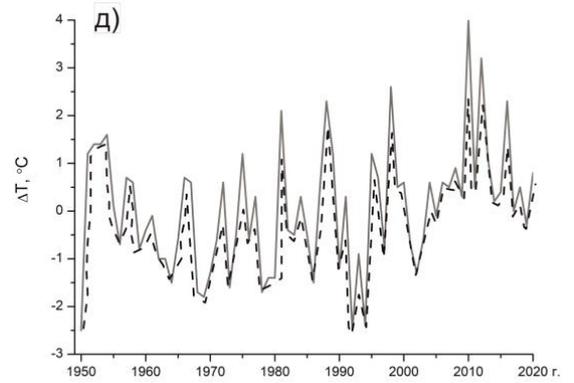
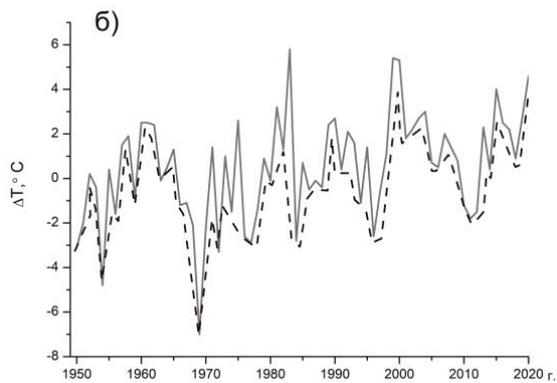
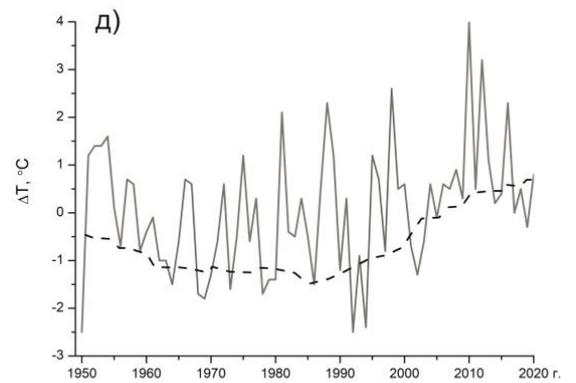
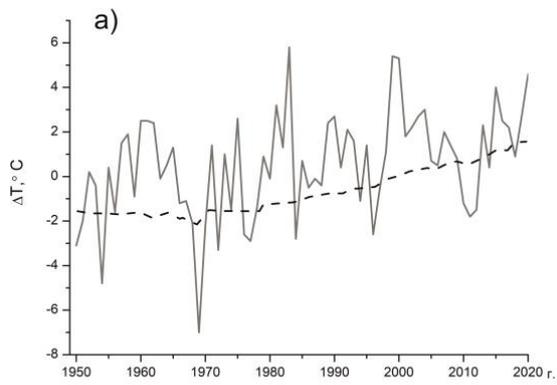


Рисунок 4.18. Зимняя температурная аномалия по Южному Уралу (сплошная), с вычетом (пунктирная) изменчивости, относящейся к суммарному вкладу для EOC1 (а), EOC2 (б) и EOC1+3 (в). Летняя температурная аномалия по Южному Уралу (сплошная), с вычетом (пунктирная) изменчивости, относящейся к суммарному вкладу EOC1 (г), EOC2 (д) и EOC1+2 (е).

Так же как для обсужденного выше зимнего периода, поля EOC1 средней для лета и по отдельным месяцам являются схожими. Корреляционный анализ

выявил тесную связь ЕОС1 для летнего сезона с двумя модами изменчивости: АМК ($r = 0,63$) и Sea Ice Index Anomaly ($r = 0,51$). Слабая отрицательная связь ЕОС1 летних месяцев установлена с ВАЗР и ЮК. Связь ЕОС1 летних месяцев с другими климатическими индексами оказалась слабой и статистически незначимой. Анализ на тесноту связи колебаний ЕОС2 ($\approx 8\%$ общей изменчивости) с климатическими индексами аналогичен ЕОС1 со значениями коэффициента корреляции 0,35, -0,22, -0,25 и 0,33 (статистически значимы). Корреляционный анализ ЕОС3 (2% общей дисперсии) с климатическими модами не выявил никакой статистически значимой связи.

Для того, чтобы оценить вклад изменчивости, связанный с выявленными аномалиями ЕОС, из осредненных по исследуемому региону температурных вариаций были вычтены аномалии температуры, как связанные с ЕОС1–3 по отдельности, так и с суммой ЕОС1,2,3. Остаточные аномалии в сравнении с исходными данными представлены на рис. 4.18а-в для зимнего и на рис. 4.18г-е для летнего периодов. В зимний период на долю ЕОС1 и ЕОС3 приходится 84% общей температурной изменчивости. Вклад ЕОС2 незначителен, что продемонстрировано на рис. 4.18б. Из рис. 4.18а видно, что вклад ЕОС1 является доминирующим на всем интервале наблюдений и показывает положительный тренд. Удаление аномалий среднемесячной температуры воздуха, связанной с ЕОС1, ЕОС2 и ЕОС3, приводит к полному исчезновению междекадной (внутривековой) изменчивости, нивелирует температурные флуктуации, и тренд практически исчезает.

4.4. Выводы

Основные выводы, полученные в этой главе, можно сформулировать следующим образом. Вычислены линейные тренды приземной температуры воздуха на Южном Урале, на интервале 1900-2020 гг., основываясь на данные по инструментальным наблюдениям на метеорологических станциях и данные реанализов (ECMWF-ERA и NOAA-CIRES) В целом, для территории Южного Урала установлен рост средней годовой температуры воздуха начиная с 1970-х

годов по настоящее время. Такая же тенденция характерна и для сезонных колебаний температуры на Южном Урале. Отклонения от общего тренда для некоторых северных районов Южного Урала связаны с наличием водохранилищ, прежде всего, Павловским и Кармановским.

Используя модель общей циркуляции атмосферы (МОЦА) ECHAM5 была произведена попытка оценки прямого парникового эффекта. При этом установлено, что в целом большая часть реализаций сценария с учетом динамики CO₂, согласно наблюдениям, коррелирует с фактическими данными приповерхностной температуры воздуха на Южном Урале и воспроизводит тенденцию глобального потепления в обоих сезонах. Полученные результаты согласуются с выводами других исследований (Глазунов и др., 2001; Семенов, 2007; Попова, Шмакин, 2010; Giani et al., 2022).

С помощью метода главных компонент были проанализированы среднемесячные значения приповерхностной температуры воздуха по территории Южного Урала, вычислены корреляционные и ковариационные матрицы инструментальных наблюдений и СЧ таковых. Установлено, что на долю первых четырех ЕОС приходится 99% всей изменчивости. Получено распределение ЕОС1–12, на основе которого выявлена пространственная структура колебаний температуры. Изменчивость среднесезонных полей температуры достаточно полно ($\approx 98\%$ изменчивости зимой и летом) описываются первыми тремя ЕОС. ЕОС1 – ведущая мода изменчивости зимнего периода, на долю которой приходится основной вклад 82%, что хорошо коррелирует с индексами САК, СГМ и ЮК, тогда как связь с другими индексами установлена слабой. Такое свидетельство тесной связи временной эволюции приземной температуры на Южном Урале в зимний период с колебаниями ЮК, СГМ и его региональной компонентой САК позволяет, в целом, объяснить структуру температурных изменений в регионе, расположенном в зоне смене знака температурных аномалий, связанных с САК/СГМ и ЮК. При положительной фазе САК зимой усиление западного переноса севернее 50° с.ш. приводит к потеплению над северной частью региона за исключением крайних северных областей Южного

Урала, где отрицательная аномалия температуры при положительной фазе САК может быть связана с усилением Уральского антициклона/блокинга. Похолодание над южной частью региона может объясняться усилением субтропического антициклона во время положительной фазы САК. Учитывая, что САК/СГМ связаны с внутренней изменчивостью атмосферной циркуляции, можно заключить, что региональные колебания температуры, в том числе на декадном масштабе, главным образом связаны с внутренней стохастической динамикой атмосферы, а отдельные температурные экстремумы с явлением Эль-Ниньо, на что указывает положительная и статистически значимая связь с ЮК.

Выявлена значительная положительная корреляция EOC1 летнего сезона с индексами АМК ($r = 0,73$) и Sea Ice Index Anomaly ($r = 0,51$), а также отрицательная корреляция с ВАЗР ($r = -0,47$) и ЮК ($r = -0,46$), что дает возможность связать летние температурные аномалии на Южном Урале с квазипериодическими колебаниями меридионального переноса тепла в Северной Атлантике, являющийся главным механизмом, отвечающим за формирование низкочастотной изменчивости температуры поверхности океана и потоков тепла на границе раздела океан-атмосфера. Поскольку АМК достаточно инерционно и квазициклично (Семенов и др.2014; Fyfe et al., 2013), значимая корреляция с таковым позволяет использовать этот индекс для улучшения декадного прогноза изменений летнего климата в регионе. В частности, происходящий в настоящее время переход АМК к отрицательной фазе указывает на возможность замедления потепления летом в регионе в целом (за исключением его юго-восточной части) в ближайшие 2-3 десятилетия. Тесная обратная связь летней температуры на Южном Урале с индексами ВАЗР и ЮК, один из которых представляет собой три очага аномалий давления, локализованных над Канарскими островами, Великобританией и Черным морем, указывает на соответствующие процессы усиления зонального переноса и ослабления частоты блокирования в атмосфере.

Глава 5. Региональная структура атмосферных осадков на Южном Урале

В данной главе диссертации приводятся результаты анализа структуры атмосферных осадков Южного Урала, проведенные на основе метода главных компонент. Основные материалы по этой теме были опубликованы в следующих статьях: Васильев Д.Ю. и др., 2017; Васильев и др., 2018. Результаты этого исследования также докладывались на международных научных симпозиумах «Оптика атмосферы и океана. Физика атмосферы – 2020, 2021, 2022 и 2023».

5.1. Особенности распределения и режима атмосферных осадков над территорией Южного Урала

Климатические изменения оказывают существенное влияние на компоненты гидрологического цикла (Дзердзеевский, 1975; Васильев и др., 2013; Погосян, 1972; Williams et al., 2007; Zveryaev et al., 2016), в том числе и на режим атмосферных осадков (Батталов, 1968; Васильев и др., 2012; Золотокрылин и др., 2018; Черенкова, 2013; Черенкова, 2017; Bosilovich et al., 2008; Hamill et al., 2006; Liu, Zipser, 2015; Karl et al., 2015; Klock et al., 2009; Vasil'ev et al., 2018; Voisin et al., 2008). Замечено, что в последние десятилетия глобальное потепление приводит к росту количества атмосферных осадков в средних широтах и внутригодовому перераспределению таковых. Отличительной особенностью атмосферных осадков является их пространственная неоднородность. Так увлажнение территории Южного Урала, в изменении которого определяющую роль играют атмосферные осадки, подвержено сильной межгодовой изменчивости.

На территории Южного Урала выделяют два основных типа осадков: внутримассовые и фронтальные (Погосян, 1972). Большую часть осадков на территорию Южного Урала поставляют атлантические циклоны, которые перемещаются благодаря западному переносу воздушных масс, который преобладает в умеренных широтах. Огромное значение имеют также южные циклоны, которые приносят дожди и снегопады (Дзердзеевский, 1975; Погосян,

1972; Зуев и др., 2014). Наиболее интенсивные осадки выпадают в южных и центральных районах, тогда как северо-западные циклоны приносят основную часть осадков на север и в центр Южного Урала. Все это создает благоприятные условия для вертикального подъёма воздуха, что в дальнейшем приводит к охлаждению и повышению его относительной влажности. В диссертационной работе были проведены вычисления средних месячных и средних годовых сумм атмосферных осадков за период с 1933 по 2020 гг. (рис. 5.1).

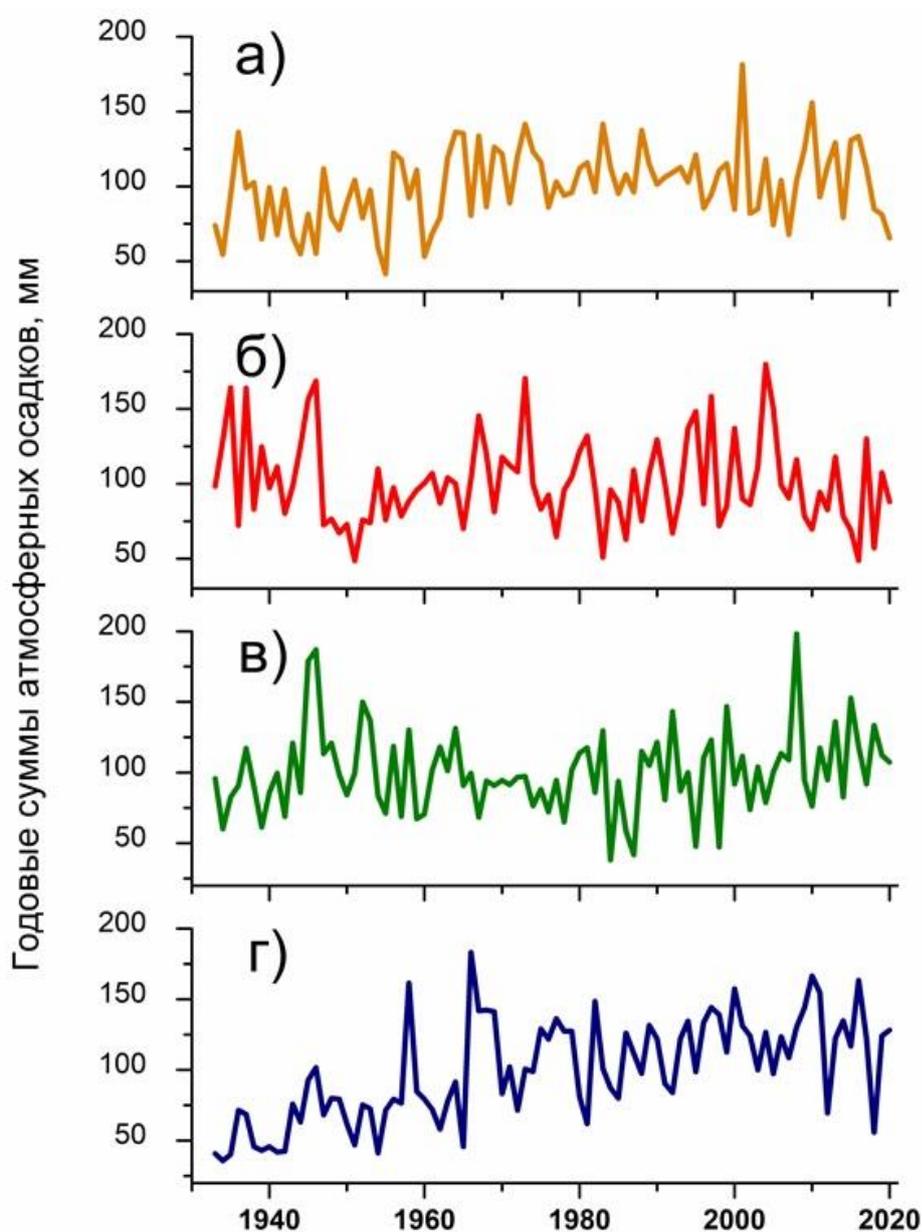


Рисунок 5.1. Сезонные суммы атмосферных осадков на Южном Урале: а) весна, б) лето, в) осень, г) зима.

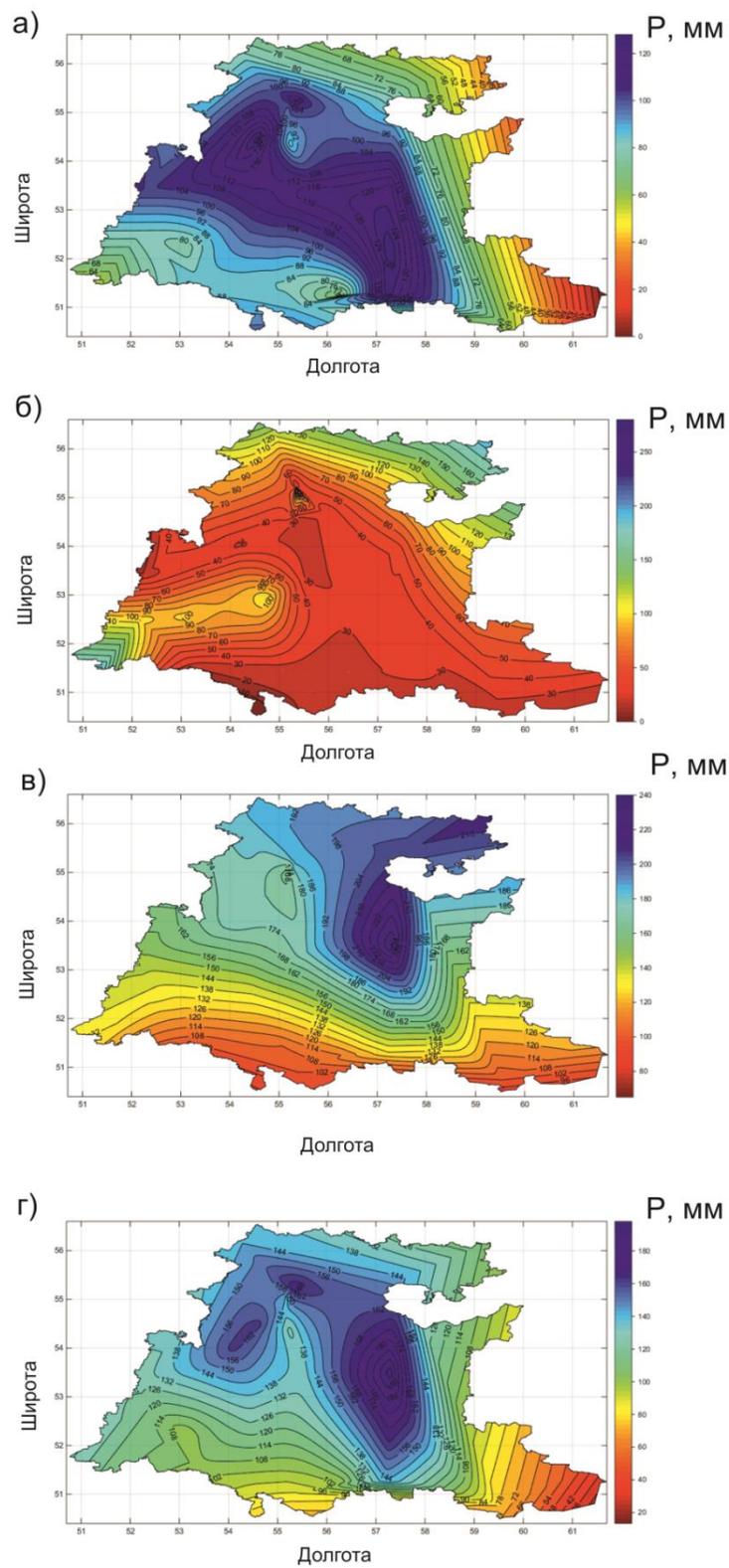


Рисунок. 5.2. Пространственное распределение атмосферных осадков на Южном Урале по фактическим данным за 1933-2020 гг. а) лето (VI-VIII), б) осень (IX-XI), в) зима (I-III, XII), г) весна (IV-V).

Важно отметить, что главным фактором, определяющим пространственно-временное распределение осадков на территории Южного Урала, является барьерный эффект Уральских гор. Действительно, циклоны, достигая Уральских гор, оставляют большую часть осадков на наветренных западных склонах Урала и на востоке Предуралья, где отмечаются самые высокие показатели осадков (рис. 5.2). В этих районах годовые суммы осадков превышают 600 мм. Рекордная годовая сумма осадков, составляющая 825мм, отмечена на северо-востоке Южного Урала в районе расположения МС Павловка. Суммы осадков возрастают благодаря активному испарению с поверхности Павловского водохранилища, из-за чего возрастают показатели влажности воздуха и создаются благоприятные условия для образования и выпадения осадков.

В работе установлено, что количество осадков возрастает с высотой. Действительно, на Зилаирском плато и в центральной части Южного Урала нормы несколько снижаются по сравнению с западными хребтами Урала, но, тем не менее, достаточно высоки, как, например, для МС Зилаир (556 мм). Большое количество атмосферных осадков (более 600 мм) также выпадает на Бугульминско-Белебеевской и Стерлибашевско-Федоровской возвышенностях, а также на отрогах Общего Сырта. Годовые суммы осадков на возвышенностях превышает показатели на прилегающих равнинах примерно на 100 мм. Действительно, суммы осадков на низменностях левобережья реки Белой, обычно не превышает 400-500 мм. Из-за экранирования Уральских гор атлантические циклоны приходят в Зауралье ослабленными, воздух в них иссушается, приводя, в конечном итоге, к небольшому количеству атмосферных осадков здесь. Особенно существенное снижение отмечается в Южном Зауралье, куда циклоны проникают крайне редко (МС Сибай 353 мм), что является самым низким показателем в регионе. Анализ внутригодового распределения осадков позволяет сделать следующие выводы. Для большинства метеостанций Южного Урала характерно два максимума осадков: летний и осенний. Первый из них приходится чаще всего на июль и совпадает с максимумом температуры воздуха. Второй максимум

отмечается в октябре и связан с активизацией циклонической деятельности в осенний период.

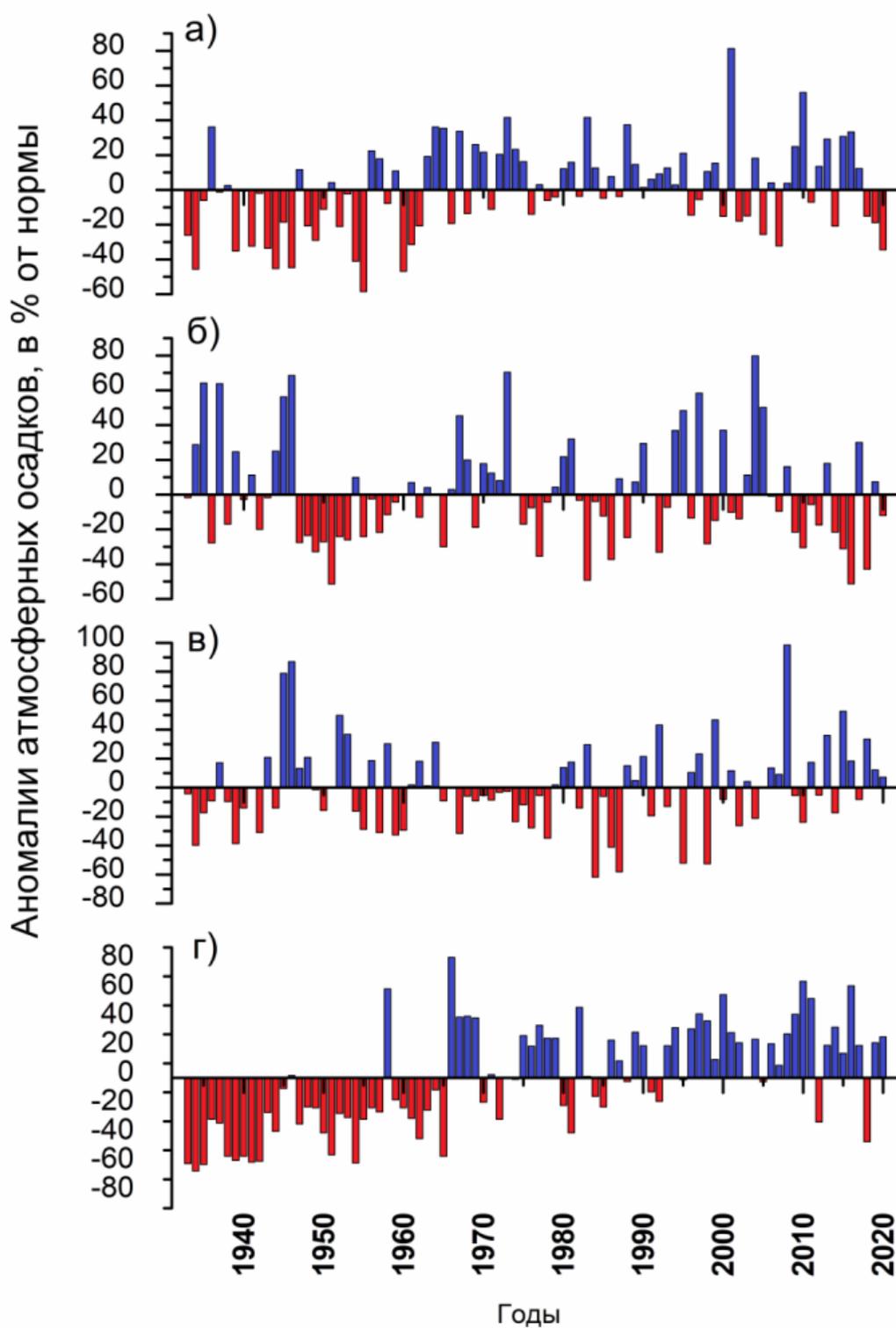


Рисунок 5.3. Аномалии атмосферных осадков на Южном Урале по инструментальным измерениям сети Росгидромет: а) осень (IX-XI), б) лето (VI-VIII), в) весна (IV-V), г) зима (I-III, XII).

Главной особенностью распределения осадков по сезонам является преобладание сумм осадков тёплого периода (апрель-октябрь) над осадками холодного периода (ноябрь-март) (рис. 5.2, 5.3). Доля осадков тёплого периода колеблется от 57,3% на МС Стерлитамак до 78,5% на МС Тукан. Осадки вегетационного периода дают более 70% годовой суммы осадков на всех метеостанциях Предуралья. Аналогичная картина отмечена на станциях горно-лесной зоны Башкирии и Зауралья (Тукан, Баймак). Суммы осадков за апрель-май на большей части территории Южного Урала составляют 50-70 мм. Они постепенно убывают с севера на юг. Суммы весенних осадков от 70 до 80 мм наблюдаются на МС Аскино и Уфа. Показатели выше 80 мм отмечены на МС Тукан и Зилаир (94,2 мм максимум). Доля осадков апреля и мая в годовой сумме осадков колеблется в пределах от 12 до 17%. Сезонные осадки за март-май на большинстве станций составляют от 70 до 100 мм. Несколько ниже эти показатели на юге Зауралья (65-70 мм).

Минимальные значения летних осадков (июнь-август) отмечены в южной части Зауралья: на МС Баймак (123 мм). На Южном Урале в летние месяцы выпадает 150-200 мм осадков. Летние осадки превышают 200 мм на МС Дуван, максимум отмечен в Тукане и составляет 240 мм. Доля летних осадков превышает 40% в Зауралье, на востоке горно-лесной зоны Башкирии и на северо-востоке Южного Урала. На большей части Предуралья доля летних месяцев составляет 30-40%. Этот показатель выше в менее увлажнённых западных районах по сравнению с хорошо увлажнёнными предгорьями, центральной частью и возвышенными районами Предуралья. Это свидетельствует о менее контрастном характере распределения осадков летом по сравнению с зимой.

Самая сухая осень на территории Южного Урала наблюдается в Зауралье, где суммы осадков за сентябрь-октябрь составляют 40-60 мм (12-16% годовой нормы). На большинстве метеостанций региона осенью выпадает 80-110 мм осадков. Большое количество атмосферных осадков выпадает на МС Аскино (131 мм), Бирске (113,1 мм) и Тукане (146,8 мм). Доля осенних осадков в их годовой сумме составляет 18-23%, возрастая по направлению с юга на север. На

остальных станциях Предуралья и горно-лесной зоне выпадает 100-150 мм осадков, что существенно выше показателей на всех зауральских станциях, которые варьируются в пределах 60-90 мм. Осадки зимнего сезона колеблются в пределах 105-150 мм, что особенно характерно для районов на крайнем севере и северо-востоке Южного Урала. Аналогичная ситуация наблюдается на востоке горно-лесной зоны, а также в западной и центральной части Предуралья. Суммы зимних осадков в пределах 150-200 мм наблюдаются в Аскино, Бирске, Стерлитамаке, Тукане, Зилаире.

В процессе выполнения диссертационной работы были вычислены нормы осадков, а также процентные отклонения от нормы месячных и годовых сумм осадков, произведена оценка гидрометеорологических рядов на аномальность (рис. 5.3). В соответствии с наставлением по гидрометеорологическим станциям и постам (Наставление гидрометеорологическим станциям и постам, 1985), в работе использовались общепринятые критерии, а аномальным считался месяц (год), в который месячная (годовая) сумма осадков выше (ниже) нормы на 20% и более. Кроме того, если месячная (годовая) сумма осадков составляет 160% и более, то фиксируется значительная положительная аномалия, а если этот показатель составляет 40% от нормы и менее, то отмечается значительный дефицит осадков. Выявлено, что в целом вероятность появления отрицательных аномалий выше, чем вероятность положительных аномалий.

В аномалиях годовых сумм осадков отмечается преобладание отрицательных аномалий на 13 МС региона. Положительные отклонения лидируют на 2 МС Дуван и Тукан. Отметим что, случаи значительных положительных аномалий осадков Южного Урала, а также их значительного дефицита крайне редки.

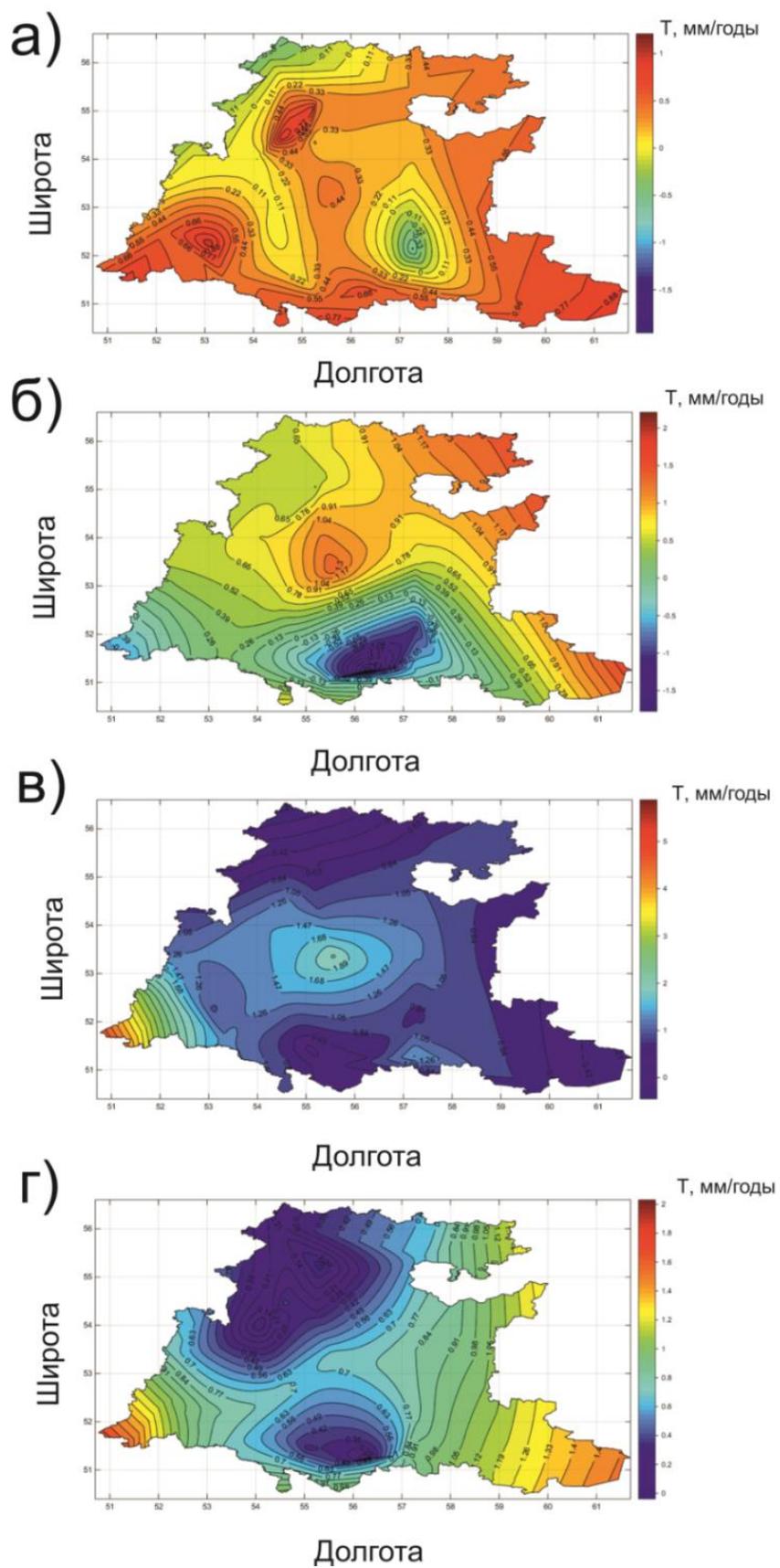


Рисунок.5.4. Пространственное распределение значений линейного тренда стандартизированных осадков на Южном Урале за 1933-2020 гг. а) лето (VI-VIII), б) осень (IX-XI), в) зима (I-III, XII), г) весна (IV-V).

Установлено, что с середины 60-х гг. прошлого века произошло изменение во внутригодовом распределении атмосферных осадков на Южном Урале (рис. 5.4). В летний сезон атмосферных осадков стало выпадать меньше, в то время как в зимний период они, наоборот, возросли, что в целом привело к тому, что за последние 50 лет количество атмосферных осадков уменьшилось.

5.2. Пространственно-временная структура атмосферных осадков на Южном Урале

Исследованы ведущие режимы совместной изменчивости сезонных (зима и лето) осадков на Южном Урале и выделены аномалии крупномасштабных атмосферных циркуляций в Северном полушарии. Вычислены СЧ и дисперсия таковых, установлено, что на первые три СЧ приходится 62-73% от общей дисперсии (табл. 5.1).

Таблица 5.1. Значения собственных чисел ковариационных матриц атмосферных осадков по сезонам и доли ЕОС1-12 в дисперсии разложения.

Зима (XII-II)			Лето (VI-VIII)		
Собственное число (СЧ)	Дисперсия	Суммарная дисперсия	Собственное число (СЧ)	Дисперсия	Суммарная дисперсия
25,48	73,23	73,23	22,98	61,86	61,86
5,69	16,36	89,60	16,12	22,14	84,00
1,68	4,82	94,42	1,94	9,02	93,02
1,02	2,93	97,35	1,90	2,46	95,48
0,33	0,96	98,31	1,04	1,73	97,21
0,27	0,78	99,09	0,15	0,97	98,18
0,10	0,27	99,36	0,12	0,61	98,79
0,07	0,20	99,56	0,09	0,39	99,18
0,06	0,19	99,75	0,07	0,24	99,42
0,03	0,11	99,86	0,04	0,22	99,64
0,02	0,08	99,94	0,02	0,20	99,84
0,01	0,06	100	0,01	0,19	100

На рис. 5.5, показаны карты первых трех ЕОС атмосферных осадков для территории Южного Урала. Для ЕОС1 летнего и зимнего сезонов определены аномалии осадков противоположных знаков, имеющих дипольную структуру в направлении север-юг, которая может быть объяснена как граница зон влияния Исландского минимума (циклон) и Азорского максимума (антициклон). ЕОС2 зимнего сезона представляет собой триполь с отрицательным очагом в центре и двумя положительными очагами на северо-западе и юго-востоке исследуемой территории, соответственно.

В летний сезон ЕОС2 представляет собой обширный экстремум отрицательных аномалий осадков и меньшими по площади аномалий положительного знака. У ЕОС3 летних месяцев экстремумы аномалий осадков находятся на северо-востоке (положительная), с незначительными по площади аномалиями на юго-западе и юго-востоке (отрицательная). Для ЕОС3 зимних месяцев характерен положительный очаг аномалии осадков на юго-востоке.

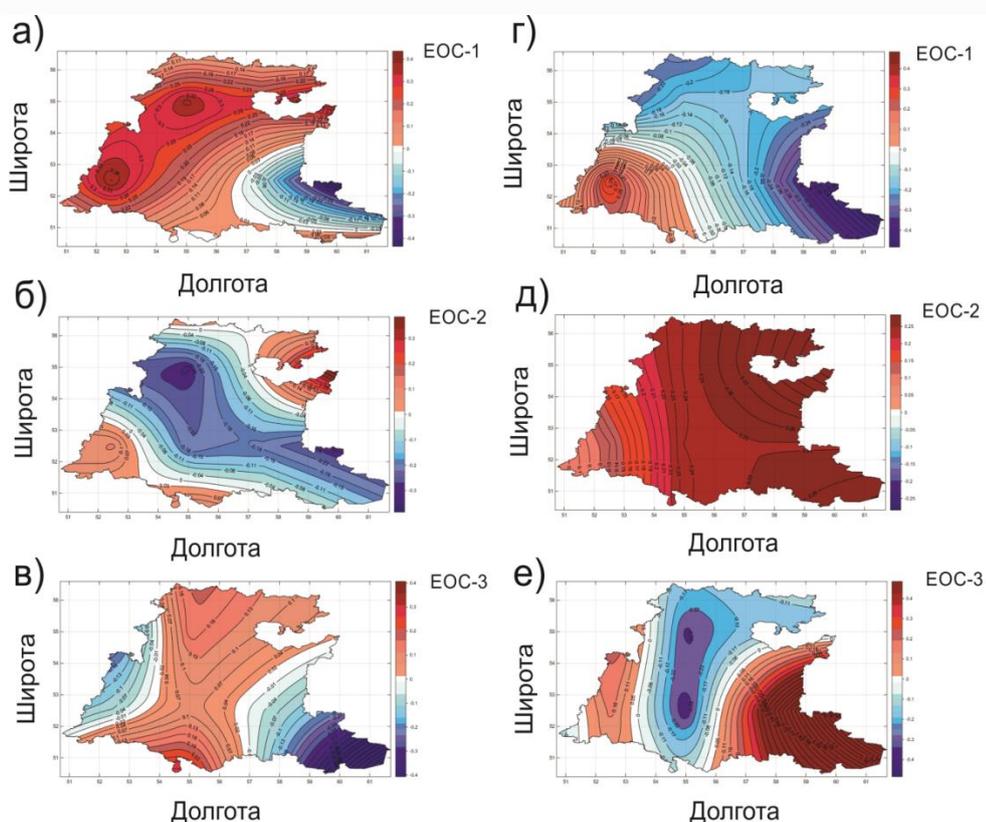


Рисунок 5.5. Пространственная структура первых трех ЕОС стандартизированных атмосферных осадков Южного Урала. а), б), в) для летнего сезона, г), д), е) для зимнего сезона.

В работе проведен корреляционный анализ, который представлен в табл. 5.2, для ЕОС средних месячных сумм атмосферных осадков с основными модами изменчивости (АМК, САК, СГМ, РЕ, ЕАWR, SCAND, PNA, SOI, PDO, Sea Ice Index Anomaly). В результате анализа было установлено, что наиболее тесная положительная связь ЕОС1 осадков зимнего сезона найдена с индексами САК (коэффициент корреляции 0,59), СГМ (0,47), а отрицательная значимая связь определена с SOI (–0,39). Для летнего периода установлены связи с индексами АМК (–0,55), ЕАWR (0,51), SOI (0,49) и Sea Ice Index Anomaly (–0,52). Ведущая для ЕОС1 изменчивость осадков зимой связана с САК (и тесно с ним коррелированным СГМ) и SOI.

Для оценки вклада изменчивости были проанализированы СЧ ковариационной матрицы атмосферных осадков и связанные с ними ЕОС1–3. Установлено, что в зимний период на долю ЕОС1 и ЕОС3 приходится 94% общей температурной изменчивости, тогда как ЕОС2 не вносит существенного вклада, поскольку на него приходится только 16% дисперсии. В летний период на долю первых двух ЕОС приходится больший вклад (84%), а влияние ЕОС3 здесь оказалось незначительным (около 9% дисперсии). Корреляционный анализ для летнего сезона выявил статистически значимые корреляции ЕОС1 с АМК, САК, ЕАWR, SOI и Sea Ice Index Anomaly. Следует отметить, что летняя ЕОС1 объясняет подавляющую часть общей изменчивости аномалий осадков (73%).

Связь с циркуляционными индексами, полученная в результате корреляционного анализа, показывает, что наибольший вклад в изменчивость зимних осадков на Южном Урале вносят два климатических индекса, САК и СГМ. Корреляционный анализ ЕОС2 зимних месяцев (доля которой 16% изменчивости) не выявил значительной связи ни с одним из представленных климатических индексов. Временная динамика ЕОС3 зимней температуры по региону в целом, описывающая около 5% общей изменчивости, отрицательно коррелирует с изменчивостью САК и СГМ с коэффициентами корреляции –0,47 и –0,31, соответственно, а также с индексом SCAND ($r = -0,30$).

Таблица 5.2. Корреляции ЕОС 1-3 атмосферных осадков зимнего и летнего сезонов с основными климатическими индексами

ЕОС	АМк		САК		СГМ		РЕ		ВАЗР		SCAND		PNA		ЮК		PDO		Sea Ice Index Anomaly	
Зима																				
	r	σ_r	r	σ_r	r	σ_r	r	σ_r	r	σ_r	r	σ_r	r	σ_r	r	σ_r	r	σ_r	r	σ_r
1	0,24	±0,13	0,59	±0,10	0,47	±0,12	-0,11	±0,13	-0,13	±0,13	0,16	±0,13	-0,05	±0,13	-0,39	±0,12	0,01	±0,13	0,02	±0,13
2	-0,12	±0,13	0,13	±0,13	-0,16	±0,13	0,04	0,13	-0,05	±0,13	-0,23	±0,12	0,11	±0,13	-0,11	±0,13	-0,12	±0,13	-0,03	±0,13
3	0,07	±0,13	-0,47	±0,12	-0,31	±0,12	0,06	0,13	-0,03	±0,13	-0,30	±0,12	-0,09	±0,13	-0,15	±0,13	-0,15	±0,13	-0,04	±0,13
Лето																				
	r	σ_r	r	σ_r	r	σ_r	r	σ_r	r	σ_r	r	σ_r	r	σ_r	r	σ_r	r	σ_r	r	σ_r
1	-0,55	±0,09	0,32	±0,12	0,15	±0,13	-0,13	±0,13	0,51	±0,11	0,09	±0,13	-0,06	±0,13	0,49	±0,11	0,05	±0,13	-0,52	±0,11
2	-0,39	±0,12	0,07	±0,13	-0,09	±0,13	-0,15	±0,13	0,30	±0,12	-0,07	±0,13	-0,03	±0,13	0,22	±0,13	0,11	±0,12	-0,34	±0,12
3	-0,10	±0,13	0,11	±0,13	-0,09	±0,13	0,10	±0,13	-0,09	±0,13	0,02	±0,13	0,09	±0,13	-0,16	±0,13	-0,01	±0,13	0,15	±0,13

r – коэффициент линейной корреляции Пирсона, σ_r – его стандартная ошибка. Величины статистически значимые на уровне 95% выделены жирным шрифтом.

В летний период, к которому по режиму атмосферной циркуляции относят период с июня по август, ЕОС1 для атмосферных осадков, полученных в результате анализа средней для лета и за каждый месяц в отдельности, описывают 62% ее общей изменчивости. Анализ на тесноту связи колебаний ЕОС2 ($\approx 22\%$ общей изменчивости) установил статистически значимую связь с климатическими индексами АМК, ЕАWR, SOI и Sea Ice Index Anomaly со значениями коэффициента корреляции $-0,39$, $0,30$, $-0,22$ и $-0,34$, соответственно. Корреляционный анализ ЕОС3 (9% общей дисперсии) с климатическими модами не выявил какой-либо статистически значимой связи.

5.3. Выводы

Основные выводы, полученные в этой главе, можно сформулировать следующим образом. Установлено, что с середины 60-х гг. прошлого века произошло изменение во внутригодовом распределении атмосферных осадков на Южном Урале. В летний сезон атмосферных осадков стало выпадать меньше, в то время как в зимний период они, наоборот, возросли. В целом, это привело к тому, что за последние 50 лет количество атмосферных осадков уменьшилось. Определена специфика в пространственном распределении атмосферных осадков на Южном Урале с 1933 по 2020 гг. Установлено, что во всех четырех сезонах наибольшее количество атмосферных осадков выпадает в предгорной области, а в северных районах Южного Урала количество осадков больше по сравнению с южными районами.

С помощью метода главных компонент построены карты ЕОС, имеющих три наибольших СЧ по расчетам за 1933-2020 гг., на долю которых приходится 94% от общей дисперсии в зимний период и 93% летом. Для ЕОС1 летнего и зимнего сезонов определены аномалии осадков противоположных знаков, имеющих дипольную структуру в направлении север-юг, которая может быть объяснена как граница зон влияния Исландского минимума (циклон) и Азорского максимума (антициклон). ЕОС2 зимнего сезона представляет собой триполь с отрицательным очагом в центре и двумя положительными очагами на северо-

западе и юго-востоке исследуемой территории, соответственно. В летний сезон ЕОС2 представляет собой обширный экстремум отрицательных аномалий осадков и меньшими по площади аномалий положительного знака. У ЕОС3 летних месяцев экстремумы аномалий температуры находятся на северо-востоке (положительная), с незначительными по площади аномалиями на юго-западе и юго-востоке (отрицательная). Для ЕОС3 зимних месяцев характерен положительный очаг аномалии осадков на юго-востоке.

Проведен корреляционный анализ ЕОС средних месячных сумм атмосферных осадков с основными модами изменчивости (АМК, САК, СГМ, РЕ, ЕАWR, SCAND, PNA, SOI, PDO, Sea Ice Index Anomaly). В результате анализа было установлено, что наиболее тесная положительная связь ЕОС1 осадков зимнего сезона найдена с индексами САК (коэффициент корреляции 0,59), СГМ (0,47), а отрицательная значимая связь определена с SOI (-0,39). Для летнего периода установлены связи с индексами АМК (-0,55), ЕАWR (0,51), SOI (0,49) и SeaIceIndexAnomaly (-0.52). Ведущая для ЕОС1 изменчивость осадков зимой связана с САК (и тесно с ним коррелированным СГМ) и SOI.

Глава 6. Колебания речного стока в бассейнах рек Белая и Урал.

Моделирование весеннего стока

В данной главе диссертации приводятся результаты анализа колебаний и моделирования речного стока на Южном Урале, проведенные с использованием водобалансовой модели и периодически коррелируемого случайного процесса. Основные материалы по этой теме были опубликованы в следующих статьях: Васильев Д.Ю. и др. 2013; Васильев и др., 2016; Васильев и др., 2019; Васильев и др., 2020. Результаты этого исследования также докладывались на следующих конференциях: «Процессы самоорганизации в эрозионно-руслых системах и динамике речных долин - 2012», «Региональные проблемы водопользования в изменяющихся климатических условиях - 2014», «Environmental observations, modeling and information systems – ENVIROMIS - 2014», «International geographical union thematic conference dedicated to the centennial of the institute of geography of the Russian academy of science - 2018», «Степи Северной Евразии - 2021».

6.1. Внутригодовое распределение и динамика речного стока в бассейне рек Белая и Урал

Выявление реакции водных ресурсов и динамики водного режима рек на потепление климата Земли и изменения в годовом распределении атмосферных осадков представляет большой научный интерес. Известно, что в распределении годового стока рек основную роль играют климатические факторы, к которым относятся: общая увлажненность бассейна, испаряемость, особенность сезонных атмосферных осадков, включая их интенсивность и продолжительность, температура и влажность воздуха. Пространственно-временные изменения климатических характеристик подчиняются определенным закономерностям, которые также должны отражаться и в водном режиме рек (Гарцман и др., 2022; Гельфан и др., 2022; Гельфан и др., 2018; Георгиевский и др., 2019; Григорьев и др., 2020; Кашутина и др., 2020; Кондратьев, Шмакова, 2022; Коронкевич и др., 2018; Кучмент и др., 2010; Кучмент и др., 1990; Мотовилов, 2017; Мотовилов,

2016; Трегубов и др., 2022; Фролова и др., 2022; Фролов, Георгиевский, 2018; Чалов и др., 2023; Ясинский и др., 2022; Ясинский, 2013; Ясинский, Кашутина, 2012; Tregubov et al., 2022).

Для установления степени пространственных связей во внутригодовом распределении стока данные инструментальных наблюдений по двум главным бассейнам Южного Урала (6 ГП по бассейну реки Урал и 7 ГП по бассейну реки Белая) в диссертационной работе коррелировались между собой на временном интервале 1961-2017 гг. Результат пространственной корреляции по средним годовым значениям стока в бассейнах рек Урал и Белая представлен на рис. 6.1. Из рис. 6.1 видно, что как по сезонам, так и по средним годовым значениям статистически значимые величины коэффициентов корреляции с большинством ГП в бассейне реки Урал наблюдаются для ГП г. Оренбург – р. Урал, а в бассейне реки Белая для ГП р. Белая – г. Бирск. В то же время, наиболее слабая теснота связи по всем постам бассейна реки Урал выявлена для ГП г. Зилаир – р. Зилаир, что объясняется особенностью физико-географических условий этого поста, прежде всего связанных с пористостью пород слагающих Зилаирское плато, по которому протекает река, а также построенном в 2007 году водохранилища на реке Зилаир. Слабая теснота связи в бассейне реки Белая установлена для ГП д. Дюсяново – р. Дема; этот пост находится в верховьях бассейна реки Дема и наиболее удален от всех используемых в исследовании ГП. Учитывая все эти факторы, в работе проводится обсуждение результатов вычислительных процедур по отдельным сезонам на примере ГП р. Урал – г. Оренбург и ГП р. Белая – г. Бирск, являющимися замыкающими створами для всех 13 гидрологических постов и, в этом смысле, являющиеся наиболее репрезентативным для обоих бассейнов в отдельности.

а)

Верхнеуральск	1					
Кизильское	0,84	1				
Самарское	0,36	0,55	1			
В.Галеево	0,59	0,67	0,73	1		
Зилаир	0,22	0,20	0,38	0,32	1	
Оренбург	0,58	0,82	0,71	0,74	0,21	1
	Верхнеуральск	Кизильское	Самарское	В.Галеево	Зилаир	Оренбург

б)

Арский Камень	1						
Стерлитамак	0,70	1					
Уфа	0,68	0,78	1				
Бирск	0,68	0,78	0,99	1			
Верхний Суян	0,43	0,59	0,79	0,49	1		
Дюсяново	0,49	0,48	0,44	0,76	0,48	1	
Бочкарева	0,46	0,46	0,64	0,73	0,54	0,97	1
	Арский Камень	Стерлитамак	Уфа	Бирск	Верхний Суян	Дюсяново	Бочкарева

Рисунок 6.1. Корреляционная матрица средних годовых значений стока: а) бассейн реки Урал, б) бассейн реки Белой.

В работе установлено, что в период с 1936 по 2017 гг. речной сток зимнего и осеннего сезонов для обоих бассейнов увеличился (значения линейных трендов положительные и статистически значимые). Для средних годовых значений речного стока обоих бассейнов вычисленные значения линейного тренда положительные, но статистически незначимые (рис. 6.2 и 6.3), также статистически незначимыми оказались тренды летнего и весеннего сезонов. Такое поведение стока может быть объяснено влиянием глобального потепления на

внутригодовое распределение атмосферных осадков на территории Южного Урала, что неминуемо отразилось на продолжительности и частоте опасных гидрологических явлений (Коронкевич и др., 2010).

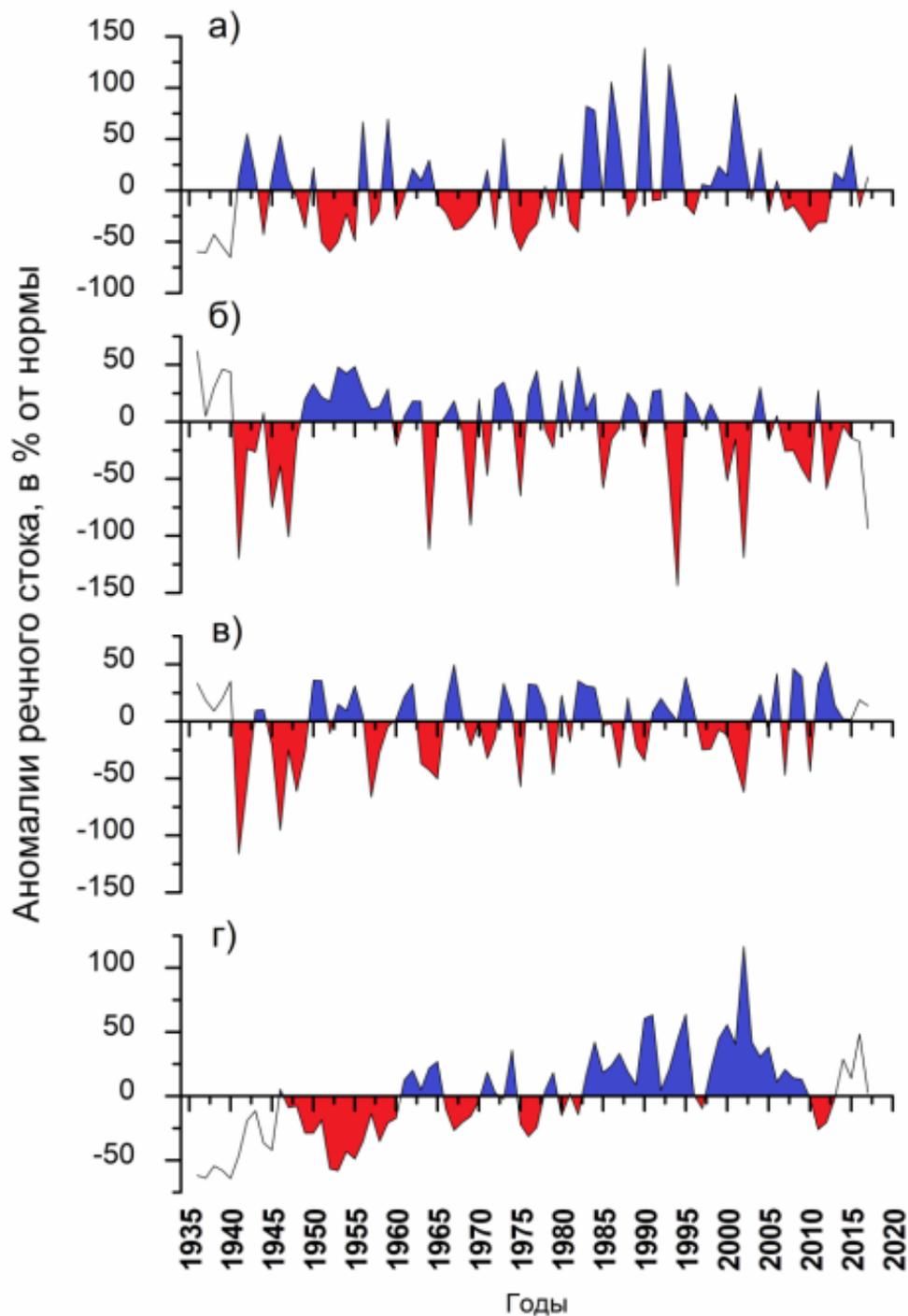


Рисунок. 6.2 Аномалии речного стока на ГП р. Белая – г. Бирск по инструментальным измерениям сети Росгидромет: а) осень, б) лето, в) весна, г) зима.

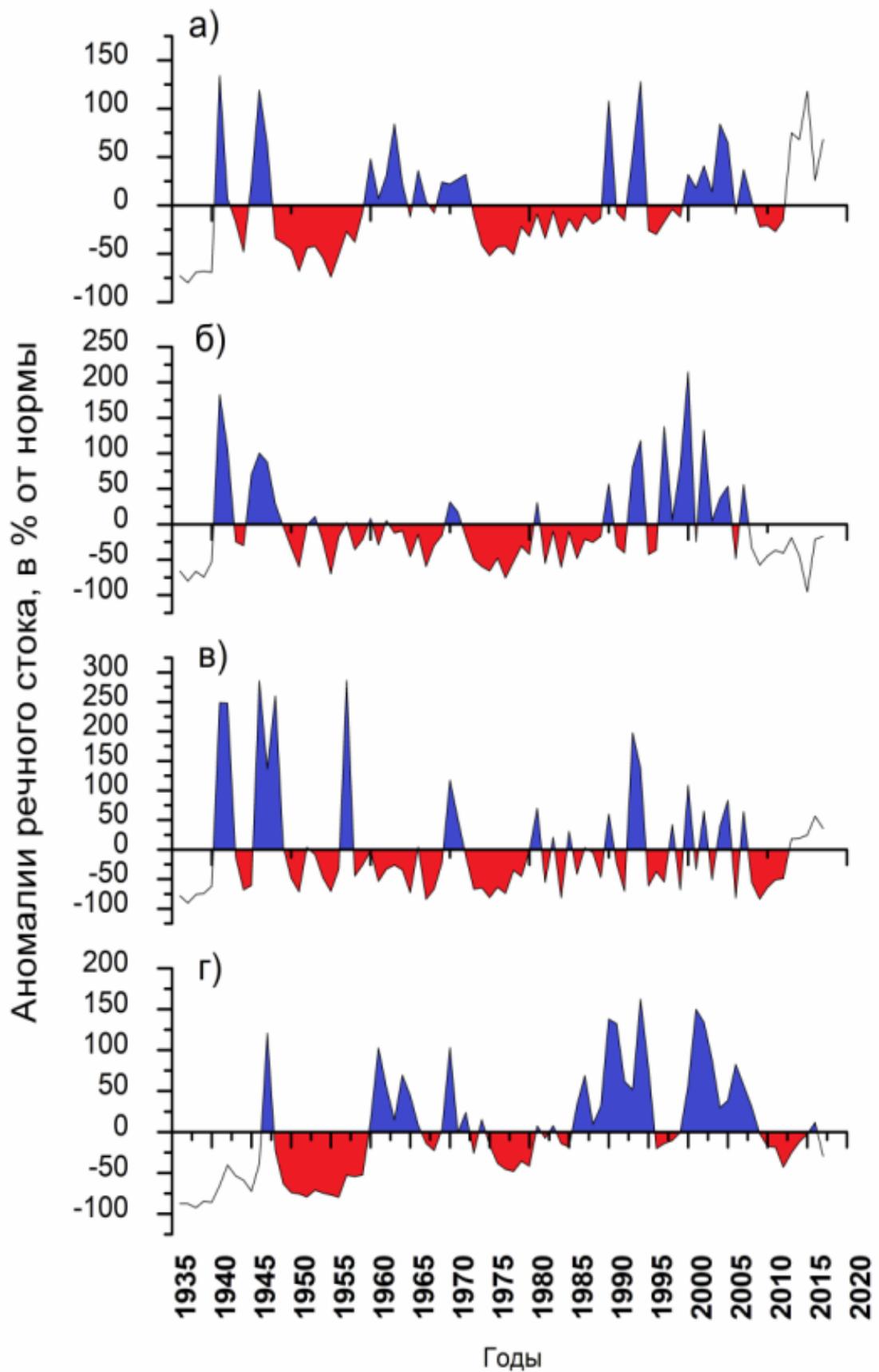


Рисунок 6.3. Аномалии речного стока на ГП р. Урал – г. Оренбург по инструментальным измерениям сети Росгидромет: а) осень, б) лето, в) весна, г) зима.

Для каждого ГП в диссертационной работе были также рассчитаны и сравнены следующие параметры: 1) средний сток за апрель и май – сумма осадков за период сентябрь–май; 2) максимальный расход воды половодья – сумма осадков сентябрь–май; 3) средний сток за половодье - осадки сентябрь-апрель; 4) максимальный сток за половодье – сумма осадков сентябрь-апрель. Основным фактором формирования волны весеннего половодья в работе считались атмосферные осадки, а такие факторы как глубина промерзания почвы, интенсивность нарастания положительных температур весной и др. считались дополнительными. При корреляции помимо зимних осадков (ноябрь-март), вносящих основной вклад в формирование максимального стока, учитывались также осенние (сентябрь–октябрь) и весенние (апрель-май) осадки, которые в некоторые годы наблюдений вносили очень большой вклад (например, большие суммы атмосферных осадков в апреле–мае 1990 и 1997 гг. обусловили высокую волну весеннего половодья). Автор диссертации считает, что принятие в качестве коррелируемой величины суммы осенних, зимних и весенних осадков обеспечивает комплексный учет увлажнения территории и более полно раскрывает механизм влияния атмосферных стоков на максимальный сток. Следует отметить также, что данная методика может быть использована при прогнозировании стока весеннего половодья для других речных бассейнов со схожими среднемесячными параметрами.

Описанные выше методы исследования стока были применены в диссертационной работе для анализа бассейна реки Белой. Были вычислены коэффициенты корреляции между количеством осадков и речным стоком для этого бассейна. При этом коэффициенты корреляции 0,7 и выше получены по следующим ГП: р. Белая - д. Махмутово (0,99), р. Б. Авзян - с. Н. Авзян (0,77), р. Зиган - с. Янгискаин (0,75), р. Б. Ик - д. Таишево (0,79), р. Белая - д. Сыртланово (0,71), р. Белая – ж/д ст. Шушпа (0,78), р. Белая - г. Уфа (0,70), р. Белая - г. Бирск (0,72), р. Инзер - с. Азово (0,71), р. Буй - д. Татарская Урада (0,71). Коэффициенты корреляции от 0,6 до 0,7 отмечены на постах: р. Мияки - с. Мияки-Тамак (0,65), р. Лемеза - с. Н. Лемезы (0,65), р. Нугуш - х. Андреевский (0,61), р. Селеук - д.

Нижнеиткулово (0,63), р. Уфа - с. В. Суян (0,67), р. Дема - д. Дюсянолво (0,64), р. Ашкадар - с. Новофедоровка (0,62). Коэффициенты корреляции от 0,5 до 0,6: р. Киги - д. Кондаковка (0,54), р. Чекмагуш - с. Чекмагуш (0,54), р. Юрюзань - п. Атняш (0,50), р. Белая - г. Стерлитамак (0,59), р. Нугуш - с. Новосеитово (0,53), р. Сарс - с. Султанбеково (0,56), р. Б. Таныш - д. Алтаево (0,57), р. Дема - д. Бочкарева (0,51), р. Ик - с. Нагайбаково (0,58), р. Усень - Туймазы (0,57), р. Чермасан - с. Новоюмраново (0,55). Таким образом, из 38 изученных постов, для 28 из них коэффициенты корреляции среднего стока превышают 0,5, а для 17 и 10 постов эти коэффициенты выше 0,6 и 0,7, соответственно.

Отметим также, что для наиболее крупных водосборов в диссертационной работе апробировалось несколько методик анализа. Так, например, для ГП р. Белая - г. Стерлитамак рассчитывалось как среднее арифметическое количество осадков по водосбору (осреднения данных МС Стерлитамак, Белорецк, Мелеуз, Тукан), так и корреляция с использованием данных МС Стерлитамак. При этом оба метода дали очень близкие результаты. Для ГП р. Белая - д. Сыртланово корреляция проводилась отдельно с МС Мелеуз и с МС Мраково, так как этот ГП находится примерно посередине между этими станциями. Аналогичный подход был применен для постов Азово (Инзер и Архангельское), Атняш (Павловка, Дуван), Верхний Суян (Аскино, Караидель). При этом установлено, что для ГП Верхний Суян предпочтительнее пользоваться данными МС Аскино, а для поста Атняш максимальный сток имеет более тесную связь с данными МС Павловка, в то время как средний сток с данными МС Дуван. Для ГП Сыртланово данные МС Мраково лучше подходят для прогноза среднего стока, а данные МС Мелеуз для прогноза максимального стока. ГП Азово лучше коррелирует с данными МС Инзер, но так как эта станция была закрыта в 1998 г., то были проведены также корреляции с данными МС Архангельское. Отметим, что данные МС Архангельское очень хорошо характеризуют бассейн р. Белой, так как эта станция является центральной и была выбрана для корреляционного анализа замыкающих гидростворов бассейна р. Белой (р. Белая - г. Уфа, р. Белая - г. Бирск).

Как известно, Башкирское Предуралье и горнолесная зона Башкирии характеризуются довольно устойчивым режимом осадков. Поэтому было интересно получить распределение коэффициентов вариации сумм осадков за сентябрь-май и сентябрь-апрель. Было установлено, что коэффициенты вариации изменяются от 0,13-0,18 в северных и северо-восточных районах Башкирии (МС Аскино, Янаул, Караидель, Дуван, Емаши), а также передовых хребтах Урала (МС Улу-Теляк, Архангельское, Инзер, Тукан). Установлено также, что коэффициенты вариации возрастают к югу, юго-западу и востоку от упомянутых районов достигая 0,20-0,25 в Среднем Прибелье, долине реки Демы и на юго-западе Башкирии. В целом можно заключить, что осадки за период сентябрь-май характеризовались несколько более высокой устойчивостью, чем осадки за период сентябрь-апрель и на основе этого анализа можно выделить 5 характеристичных районов (рис. 6.4).

Для первого района, в общем характеризующимся большими суммами атмосферных осадков, установлены довольно высокие показатели тесноты корреляции. Так, например, для р. Лемеза коэффициент корреляции зимних осадков и среднего расхода воды за апрель-май составил 0,74. Этот показатель в интервале 0,5-0,6 установлен для рек Зиган (0,60), Инзер (0,64), Большой Авзян (0,52), Селеук (0,55), а также на Бельских постах: Шушпа (0,57), Сыртланово (0,58) и Стерлитамак (0,55). На Нугуше и на посту Арский Камень, из-за влияния искусственной зарегулированности, коэффициент корреляции не превышает 0,5.

Корреляция зимних осадков с максимальными расходами воды была также изучена и получены следующие коэффициенты: Лемеза (0,61), Зиган (0,55), Сыртланово (0,65). Для некоторых ГП этого района найдено, что совместный учет осенних и зимних осадков для корреляции со средним стоком может иметь большое значение. Так, например, установлены следующие коэффициенты корреляции для таких ГП: Сыртланово (0,65), Стерлитамак (0,56), Нижний Авзян (0,64), Нижнеиткулово (0,55) и Янгискаин (0,50).

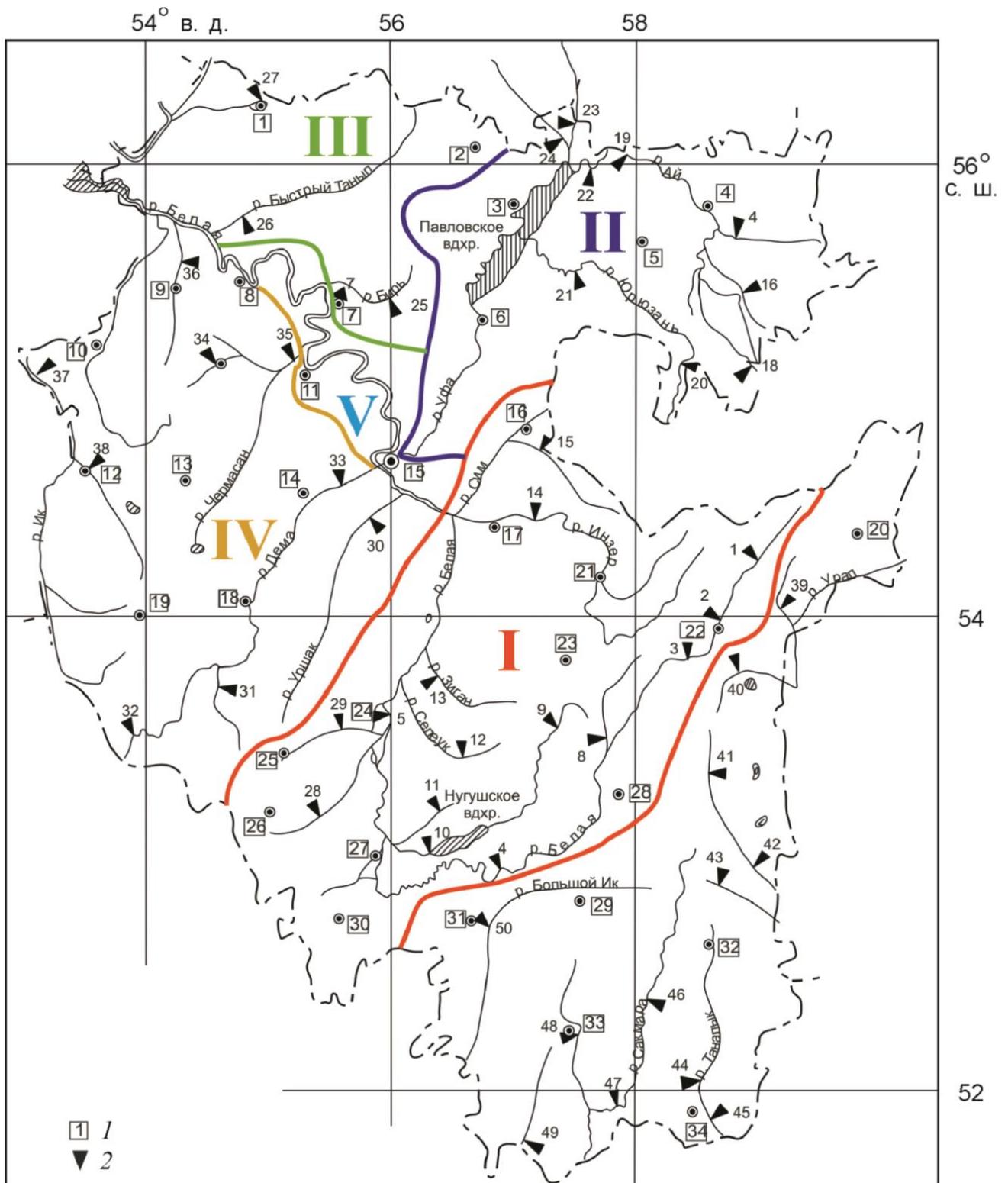


Рисунок 6.4. Сеть гидрометеорологических станций Башкирского УГМС Росгидромета и выделенные гидрологические районы.

Аналогичный результат по корреляции с максимальным стоком найден для ГП Сыртланово (0,60) и на реке Нугуш (0,52). Суммы осадков за сентябрь-апрель и, особенно за сентябрь, дают хорошие корреляционные зависимости со средними

расходами половодья. В большинстве случаев осадки за сентябрь-май имеют большее значение, чем осадки за сентябрь-апрель. Это объясняется тем, что пик половодья для этого района приходится на май. В качестве примера можно привести следующие коэффициенты корреляции для ГП на реке Белой, такие как Махмутово (0,99), Андреевский (0,61), Сыртланово (0,71), Шушпа (0,78), Стерлитамак (0,58), Селеук (0,63), а также других рек этого района: Инзер (0,71), Большой Авзян (0,77), Зиган (0,75), Лемеза (0,65). Таким образом, на большинстве постов именно этот фактор является ведущим в формировании стока. При прогнозе максимального стока учет осадков за сентябрь-май также имеют важное значение. В качестве примера можно привести коэффициенты корреляции для следующих ГП: Махмутово (0,99), Нижний Авзян (0,61), Сыртланово (0,50), Новосеитово (0,51). Осадки за сентябрь-апрель и максимальный расход половодья коррелировали со следующими коэффициентами: Нижний Авзян (0,68), Сыртланово (0,57), Шушпа (0,50), Азово (0,54). По среднему стоку аналогичная ситуация отмечена в Нижнем Авзяне (0,67), Янгискаине (0,53), Нижних Лемезах (0,65), Сыртланово (0,68), Шушпе (0,61), Азово (0,67), Новосеитово (0,53), Нижнеиткулово (0,61).

Таким образом, в первом районе очень важное значение имеют зимние осадки. Сумма зимних и осенних осадков дают увеличение тесноты корреляции для среднего стока половодья в Сыртланово, Стерлитамаке и Нижнем Авзяне. Для максимального стока подобный результат найден для ГП в Шушпе, Стерлитамаке, Нижнем Авзяне и на реке Нугуш. Сумма осенних, зимних и весенних осадков также имеет огромное значение для результатов этого корреляционного анализа. Так при прогнозе среднего стока половодья для большей части постов района наилучшую корреляцию дали учет осадков за сентябрь-май, а не за сентябрь-апрель. Такая картина наблюдается во всех пунктах этого района, кроме Арского Камня, Новосеитово и Стерлитамака. По максимальному стоку установлена практически аналогичная картина.

Осадки за сентябрь-апрель, как фактор формирования стока, превалируют на всех постах, кроме Нижнего Авзяна, Сыртланово, Шушпы и Стерлитамака.

Максимальная теснота корреляции среднего стока превышает 0,5 на всех постах, кроме Воскресенского и Арского Камня, а в Махмутово, Шушпе, Сыртланово, Азово, Нижнем Авзяне, Янгискаине и Нижних Лемезах коэффициент корреляции превышает 0,7. По максимальному стоку корреляция с коэффициентом более 0,7 отмечена в Махмутово и Нижнем Авзяне. Ведущим фактором формирования среднего стока половодья на постах Махмутово, Шушпа, Сыртланово, Нижний Авзян, Андреевский, Нижнеиткулово, Янгискаин, Азово являются осадки за сентябрь-май, в Арском Камне, Новосеитово и Воскресенском осадки за сентябрь-апрель, а в Нижних Лемезах - зимние осадки. Для прогноза максимального стока в Махмутово важны данные об осадках за сентябрь-май, в Шушпе, Арском Камне, Стерлитамаке и Азово - осадки за сентябрь-апрель. На реках Большой Авзян и Нугуш главным фактором является сумма зимних и осенних осадков, а в Сыртланово, на реках Лемеза и Зиган - зимние осадки. Полученная достаточно хорошая теснота корреляции связана с высокой естественной и небольшой искусственной зарегулированности стока, его высокой устойчивости и малой антропогенной нагрузки на водосбор в этом районе. Средний сток половодья имеет более высокую корреляцию с осадками, чем максимальный сток. На Нугуше, Торе и на гидрологическом посту Арский Камень корреляция несколько ниже, чем в остальных частях района из-за влияния Нугушского и Белорецкого водохранилищ.

Второй район отличается сочетанием высокой естественной и высокой искусственной (Павловское водохранилище) зарегулированностью стока. Из-за наличия искусственной регуляции стока, корреляция проанализированных данных найдена более низкой. Коэффициенты корреляции зимних осадков и максимального стока превышали 0,5 для ГП в Метелях (0,54) и Таишево (0,67), а для среднего стока - в Таишево (0,60) и Султанбеково (0,51). Аналогичный анализ для суммы осенних и зимних осадков со средним стоком дал превышение коэффициента корреляции 0,5 в Верхнем Суяне (0,51), Султанбеково (0,50) и Таишево (0,70), а по максимальному стоку - в Таишево (0,57). Учет осенних осадков дал увеличение тесноты корреляции в Чулпане (максимальный сток),

Гумбино и Кондаковке (максимальный и средний сток) и в Таишево (средний сток). Коэффициенты корреляции между средними расходами воды за апрель-май и осадками за сентябрь-май превышают 0,5 на реках Большой Ик (0,79), Киги (0,54), Уфа (0,54), Сарс (0,56). Для реки Уфа корреляция осадков за сентябрь-май и сентябрь-апрель с максимальным стоком характеризовалась коэффициентами 0,57 и 0,53, соответственно. Корреляция осадков за сентябрь-апрель со средним расходом воды половодья превышала 0,5 в Таишево (0,78), Кондаковке (0,53), Атняше (0,50), Верхнем Суяне (0,59) и Султанбеково (0,53).

При прогнозе среднего стока половодья учет осадков за сентябрь-май предпочтительнее, чем учет осадков только за период сентябрь-апрель для постов Таишево, Кондаковка, Лаклы, Верхний Суян, Гумбино и Султанбеково. По максимальному стоку такая же ситуация найдена для Султанбеково, в то время как для остальных пунктов учет осадков за сентябрь-апрель является достаточным и более предпочтительным. Согласно корреляционному анализу, ведущим фактором формирования среднего стока за апрель-май в Таишево, Кондаковке, Лаклах, Чулпане, Верхнем Суяне, Гумбино и Султанбеково являются осадки сентябрь-май, на остальных постах района ведущим фактором выступают осадки за сентябрь-апрель. При прогнозировании максимального стока в Таишево, Лаклах, Метелях и Султанбеково лучше всего использовать зимние осадки, а в Гумбино и Чулпане осадки за сентябрь-март. Прогнозирование максимального стока для ГП в Атняше и Кондаковке лучше проводить, учитывая осадки за сентябрь-апрель, а в Верхнем Суяне - за сентябрь-май. Максимальный коэффициент корреляции по среднему стоку превышает 0,5 для ГП в Таишево, Кондаковке, Атняше, Верхнем Суяне и Султанбеково, а по максимальному стоку для ГП в Таишево, Метелях и Верхнем Суяне. Для всех постов, кроме Лаклов и Метелей, теснота корреляционных связей среднего стока выше, чем таковая для максимального стока.

Корреляционный анализ, проведенный для третьего района, привел к не очень высоким коэффициентам корреляции. Этот район занимает промежуточное положение между горно-лесной зоной, востоком Предуралья и левобережьем

реки Белой. Антропогенное влияние в этом районе является существенным, а на реках Бирь и Буй имеет место искусственная зарегулированность стока. Все эти факторы привели к тому, что коэффициенты корреляции, определенные для максимального стока, варьировались в интервале 0,34 - 0,49. Установлено при этом, что ведущим фактором для рек Бирь и Быстрый Танып были осадки за сентябрь-апрель, а для реки Буй - за сентябрь-май. Теснота корреляционных связей для среднего стока в этом районе оказалась несколько выше. Так, например, коэффициент корреляции среднего стока для реки Бирь (зимние осадки) составил 0,55, а для рек Быстрый Танып и Буй (осадки за сентябрь-май) - 0,57 и 0,71, соответственно.

Четвертый район занимает левобережье реки Белой. Он характеризуется преобладанием лесостепных и степных ландшафтов, маленькой естественной и большой искусственной зарегулированностью стока (наличие прудов и водохранилищ), в целом приводя к небольшой устойчивости стока. По этой причине теснота корреляции в этом районе также невелика. Корреляция среднего стока на всех реках, кроме Базы, выше, чем у максимального стока. Зимние осадки не играют в этом районе такой большой роли, как в других районах. Коэффициент корреляции зимних осадков со средними расходами превышает 0,5 только на реке Мияки (0,59). Суммы зимних и осенних осадков дают весьма существенное увеличение тесноты корреляционных связей по сравнению с зимними осадками. Такая ситуация является характерной для всех рек района, кроме Чекмагуша. Таким образом, в этом районе осенние осадки играют очень значительную, определяющую роль. Коэффициенты корреляции осадков за сентябрь-март со средними расходами воды за апрель-май превышает 0,5 на реках Стерля (0,52), Ашкадар (0,54), Мияки (0,65), Дема (0,62), Чермасан (0,53), Ик (0,60) и Усень (0,56). Для максимального стока такой коэффициент корреляции найден только для реки База (0,53). Корреляция осадков за сентябрь-апрель со средним расходом за сентябрь-апрель превышает 0,5 для рек Чермасан (0,55), Мияки (0,65), Дема (0,64), Ик (0,58), Усень (0,57), Чекмагуш (0,54) и Ашкадар (0,62). Аналогичная корреляция с осадками за сентябрь-май привела к

коэффициенту корреляции 0,5 и выше только для рек Мияки (0,55), Ик (0,58), Дема (0,57), Дюсяново (0,50). Таким образом, корреляция среднего расхода воды с осадками за сентябрь-апрель выше, чем с осадками за сентябрь-май для всех рек района, кроме рек Чермасан, Ик и Чекмагуш. Такая ситуация для этого района объясняется ранними сроками прохождения весеннего половодья, пик и большая часть стока которого проходит в апреле. В связи с этим, для наилучшего прогноза среднего стока весеннего половодья в Отрадовке, Ляхово, Бочкарева и Нагайбаково необходимы данные о суммах осадков за сентябрь-март, а для остальных постов - осадки за сентябрь-апрель. При прогнозе максимального стока в Новофедоровке, Ляхово, Мияки-Тамаке и Туймазах наиболее подходят данные об осадках за сентябрь-апрель, в Новоюмраново, Нагайбаково и Чекмагуше - осадки за сентябрь-май, на остальных постах - суммы зимних и осенних осадков. Максимальные коэффициенты корреляции среднего стока и зимних осадков превышают 0,5 в Отрадовке, Новофедоровке, Мияки-Тамаке, Дюсяново, Бочкарева, Чекмагуше, Новоюмраново, Нагайбаково и Туймазах. Корреляция максимального стока превышает 0,5 в Рсаево. На всех постах, кроме Рсаево, теснота корреляции для среднего стока половодья выше, чем таковая для максимального стока.

Пятый район характеризуется высокими показателями тесноты корреляционной связи благодаря кумулятивному эффекту и высокой устойчивости стока. На территории района располагаются посты на реках Белая, Уфа и Бирск. Они являются замыкающими створами для всего изучаемого бассейна. Все коэффициенты корреляции превышают 0,5. Ведущими факторами формирования стока на ГП Бирск являются суммы осадков за сентябрь-апрель (0,72 для среднего стока половодья и 0,64 для максимального стока половодья). Для предсказания средних расходов воды в Уфе лучше всего подходят учет осадков за сентябрь-май (0,73), а для максимального стока - зимние осадки и осадки за сентябрь-апрель (для обоих 0,65). Зимние осадки дают коэффициенты корреляции со средним стоком в Уфе 0,69, в Бирске 0,7, а для максимального стока 0,65 и 0,63, соответственно. Учет осенних осадков повышает корреляцию

среднего стока (0,73 и 0,71 для Уфы и Бирска, соответственно), но снижает корреляцию с максимальным стоком до 0,63 и 0,56, соответственно для Уфы и Бирска. Осадки за сентябрь-апрель и в Уфе, и в Бирске имеют большее значение для предсказания среднего стока, чем осадки за сентябрь-май. Резюмируя данные корреляционного анализа для этого района, можно заключить, что коэффициенты корреляции для среднего стока половодья выше коэффициентов корреляции для максимального стока половодья.

6.2. Моделирование речного стока в половодье и межень на примере бассейнов рек Белая и Урал

В нашей стране накоплен огромный опыт по построению математических моделей формирования речного стока с учетом физико-географических условий, включая оценку изменений водного режима под влиянием изменений климата и антропогенной нагрузки (Болгов и др., 2015; Гарцман, 2023а; Гарцман 2023б; Гарцман, Лупаков, 2017; Георгиевский и др., 2018; Гельфан и др., 2020; Гельфан и др., 2018; Кучмент и др., 2011; Кучмент, Гельфан, 2009; Мотовилов, Гельфан, 2018; Мотовилов и др., 2021; Рахуба и др., 2021; Ясинский и др., 2008; Ясинский, Гусев, 2003). Характерной особенностью большинства равнинных рек России является половодье, которое связано с таянием снежного покрова зимнего периода. Особенностью водного режима таких рек, поэтому является то, что доля весеннего стока составляет 50–70% (иногда до 80–90%) от годового стока. Расходы воды в этот период могут увеличиваться в сотни раз, по сравнению с зимними, и часто приобретают характер стихийных бедствий. Сток в половодье определяется тремя факторами: 1) количеством снега, аккумулированного зимой в речном бассейне, 2) количеством осадков, выпавших в период формирования половодья, 3) влагоемкой способностью речного бассейна. С физической точки зрения любой речной бассейн представляет собой динамическую систему и подчиняется закону сохранения массы. Применительно к речному бассейну этот закон выражается в виде уравнения водного баланса (8). Ниже будет

продемонстрировано применение этого уравнения для моделирования стока бассейна реки Белой.

В качестве косвенной характеристики влагонасыщенности бассейна реки Белой в диссертационной работе были использованы данные осенних расходов воды в замыкающем створе на гидрологическом посту (ГП) г. Бирск. В основу модели было положено уравнение водного баланса (8) для речного бассейна в период половодья, имеющий вид (Мухин, 2000; Попов, 1963):

$$Y = (S + X) - P, \quad (6.1)$$

где Y – слой стока за период [мм]; S –запасы воды в снежном покрове, максимальные за зиму [мм]; X –атмосферные осадки от даты наблюдения максимальных снегозапасов до конца периода [мм]; P –потери талых и дождевых вод за период [мм].

При решении уравнения (6.1) учитывалось, что общая водосборная площадь бассейна реки Белая составляет 142000 км² и особенность формирования ее стока связана с сочетанием равнин, степей, лесов на западе и гор на востоке. Учитывая перечисленные особенности водного бассейна реки Белой, уравнение водного баланса для расчета гидрографа и прогноза весеннего стока решалось в работе в виде системы уравнений (6.2):

$$\left. \begin{aligned} Y_{(j)} &= S_{(j)} - P_{(j)} \tanh[S_{(j)}/P_{(j)}], \\ S_{(j)} &= a_1 S_{(j)} + a_2 X_{(j,k)} \exp(-a_3 \cdot k), \\ P_{(j)} &= a_4 \exp(-a_5 W_{(j)} [1 + a_6 L_{(j)}]), \end{aligned} \right\} \quad (6.2)$$

где $S_{(j)}$ – запасы воды в снеге на момент составления прогноза в j -ом году; $P_{(j)}$ – характеристика потерь стока; $X_{(j,k)}$ – количество атмосферных осадков в k -ом подпериоде, на которые разделен период от даты составления прогноза до конца второго квартала; $W_{(j)}$ – характеристика влагозапасов в бассейне; $L_{(j)}$ – глубина промерзания почвы; a_1, \dots, a_6 – параметры, значения которых определяется путем

оптимизации. Система уравнений (6.2) обобщена на случай расчета прогнозов, когда сток в замыкающем створе формируется из нескольких частных бассейнах:

$$Y_{(j)} = \sum (a_{1(i)}S_{(i,j)} + a_{2(i)}X_{(i,j,k)} \exp[-a_{3(i)}k_{(j)}] - a_{4(i)} \tanh[S_{i,j}/P_{(i,j)}] \exp[-a_{5(i)}W_{(i,j)}(1 + a_{6(i)}L_{(i,j)}) + a_7] a_{8(i)}, \quad (6.3)$$

где i – порядковый номер частного бассейна; a_7 – свободный член; a_8 – параметры равные доли площади i -го частного бассейна от общей площади бассейна.

Критерий качества, при котором оптимизировались параметры уравнений, задавался в следующем виде:

$$\Delta/\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n (Y_j - \tilde{Y}_j)^2}{n \sum_{j=1}^n (\bar{Y}_j - \tilde{Y}_j)^2}}, \quad (6.4)$$

где Δ – средняя квадратическая ошибка прогноза; σ – средняя квадратическая изменчивость предсказанной величины; Y_j – фактический сток за расчетный период; \tilde{Y}_j – предсказанные значения стока; \bar{Y}_j – среднее многолетнее значение стока за второй квартал; n – число лет в выборке.

Все вычислительные процедуры вместе с критерием качества (6.4) были реализованы в кодах алгоритмического языка C++. В ГП, расположенных на реке Белой, использовалась выборки данных наблюдений за 84 года, которые включали в себя как экстремально большие 228–233 мм (1957 г.), так и экстремально малые 56–61 мм (1967 г.) показания для стока. При среднем слое стока 127–140 мм, минимальные его значения были 60–80 мм (обеспеченность 99%), а максимальные значения 220–230 мм при обеспеченности 5%. Длительность ряда наблюдений за стоком в бассейне реки Демы составила 72 года, в котором, при среднем слое стока 78 мм, зафиксированы экстремально большое 159 мм (1989 г.) и экстремально минимальное 28 мм (1965 г.) значения

стока. При этом для минимальных значения стока 30–50 мм обеспеченность составляла 99%, а для максимальных значений 135–155 мм обеспеченность определена как 6%, что позволило заключить, что выбранные ряды по всем трем ГП являлись репрезентативными. Проведенный на основе Фурье-фильтрации спектральный анализ выявил специфику временной динамики стока (рис. 6.5).

Решение системы уравнений (6.2) позволило установить общую тенденцию в изменении стока на всех трех ГП – наличие двух полных циклов с отчетливым минимумом в середине 70-х годов, тогда как на временных интервалах 1940-1950 гг., 1970-2000 гг. и с 2010 года по настоящее время сток увеличивался, а на интервалах 1960-1970 гг. и 2000-2010 гг. сток уменьшался. При сохранении общих закономерностей обращает на себя внимание расхождение значений стока реки Белая в маловодные годы, а также асинхронный характер колебаний стока рек Дема, Уфа и Уршак.

В качестве стокоформирующих факторов брались значения максимальных за зиму запасов воды в снежном покрове, влажности почвы, глубины промерзания почвы, осенне-зимнего стока. Используя метод триангуляции на основе программы Surfer (<https://www.goldensoftware.com>), в работе было произведено пространственное осреднение данных наблюдений по первым трем факторам. Учитывая тренды стока и схожих с ними тенденций стокоформирующих факторов, была разработана схема для оптимизации структуры и параметров прогностического уравнения, в которой обрабатывались значения стока за 1977-2017 гг., а в качестве проверочной модели были выбраны значения стока за 1936/1946-1976 гг., поскольку соотношения между этими данными составляло 1:1. При этом в формуле (6.4) величина n определялась по всей выборке за 1936/1946-2017 гг., Δ – индивидуально для каждой выборки, а величина допустимой ошибки ($\delta = \pm 0,674\sigma$) вычислялась для всей выборки.

Y, мм

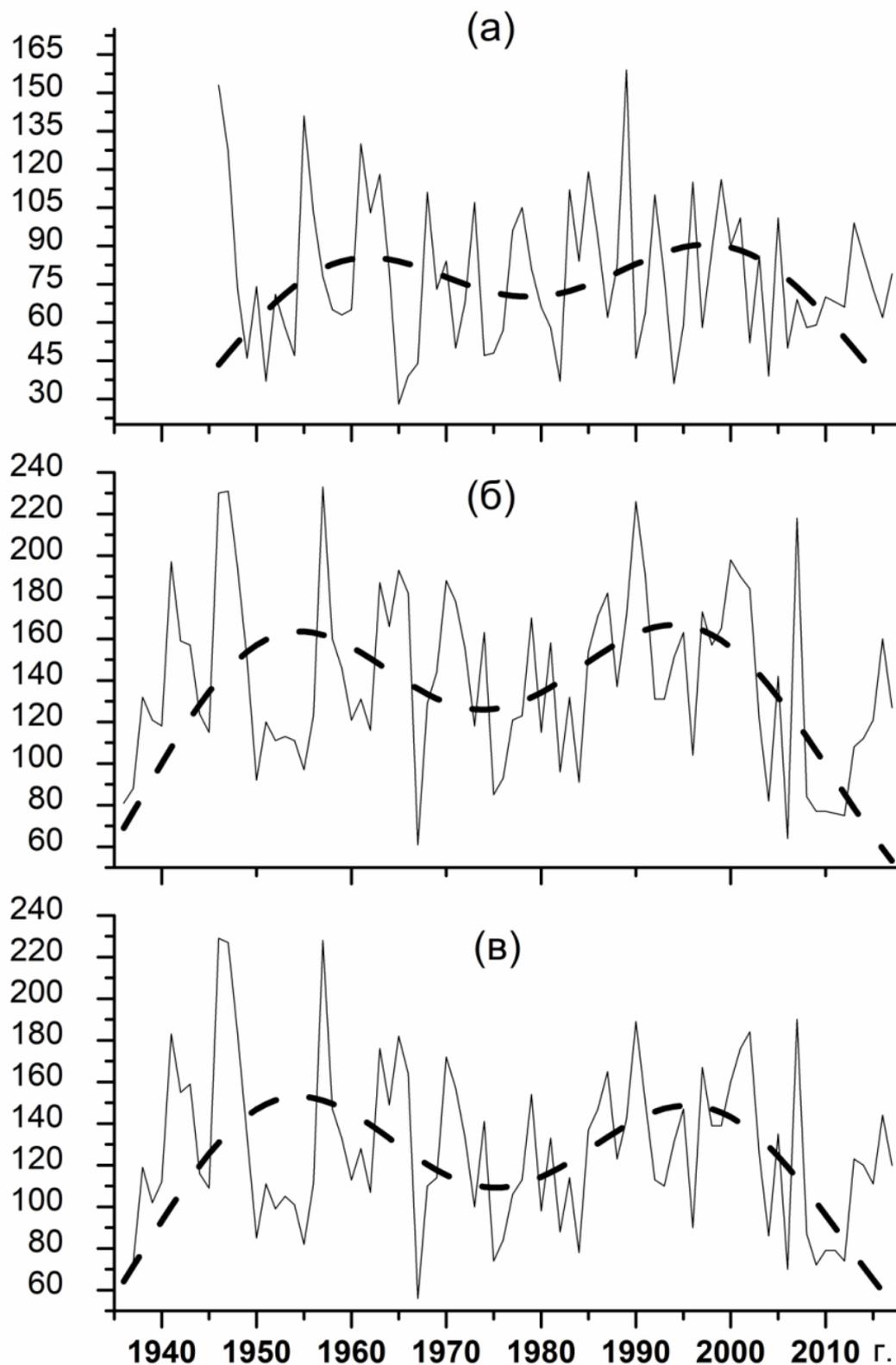


Рисунок 6.5. Средние месячные значения слоя стока в бассейне реки Белая показаны сплошной серой линией, результат Фурье-фильтрации - пунктирной черной: (а) ГП д. Бочкарево – р. Дема, (б) ГП г. Уфа – р. Белая, (в) ГП г. Бирск – р. Белая.

Таблица 6.1. Параметры прогностических уравнений и оценка их точности на зависимой и независимой выборках.

Параметр							Оценка			Выборка
a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6	a_7	Δ	Δ/σ	$P\%$	n
ГП г. Бирск – р. Белая ($\delta_{\text{доп}} = 30$)										
1	1	0	327	0,015	0,0023	56	25	0,65	70	1977 – 2017
1	1	0	327	0,015	0,0023	56	23	0,60	74	1936 – 1976
1	1	0	327	0,015	0,0023	56	24	0,61	74	1936 – 2017
1	1	0	299	0,012	0,0019	62	24	0,62	75	1936 – 2017
ГП г. Уфа – р. Белая ($\delta_{\text{доп}} = 30$)										
1	1	0	521	0,005	0,0080	85	26	0,71	67	1977 – 2017
1	1	0	521	0,005	0,0080	85	24	0,60	74	1936 – 1976
1	1	0	521	0,005	0,0080	85	25	0,62	75	1936 – 2017
1	1	0	317	0,002	0,0099	68	24	0,63	75	1936 – 2017
ГП д. Бочкарева – р. Дема ($\delta_{\text{доп}} = 29$)										
1	1	0	703	0,003	0,0019	88	22	0,66	69	1977 – 2017
1	1	0	703	0,003	0,0019	88	21	0,55	78	1946 – 1976

Таблица 6.2. Параметры прогностических уравнений и оценки их точности для ГП. г. Бирск – р. Белая, включающего два частных бассейна

Параметр								Оценка			Выборка
a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6	a_7	a_8	Δ	Δ/σ	$P\%$	n
ГП г. Бирск – р. Белая											
1	1	0	319	0,014	0,006	33	0,89	30	0,65	70	1946 - 2019
ГП д. Бочкарева – р. Дема											
1	1	0	228	0,012	0,007	36	0,09				

Процедура оптимизации структуры и параметров уравнений модели осуществлялась на основе метода наименьших квадратов, с использованием алгоритма Левенберга-Марквардта, в котором налагались ограничения на параметры модели и на значения входных данных. Известно, что чем меньше используется число параметров, тем более надежных результатов применения уравнений за пределами зависимой выборки можно ожидать. В таблице 6.1 и 6.2 приведены значения параметров и оценки точности уравнений для долгосрочного прогноза весеннего стока для всех трех ГП и на различных выборках данных. Таблица 6.1 содержит параметры уравнения, относящиеся ко всему бассейну выше замыкающего створа, а в таблице 6.2 – параметры уравнения, обобщенное для двух частных бассейнов.

Параметры a_1, a_4, \dots, a_7 во всех уравнениях находились путем оптимизации алгоритмом Левенберга-Марквардта в пределах следующих заданных границ:

$$\begin{array}{ll} 0,1 \leq a_1 \leq 1,0 & 0,001 \leq a_5 \leq 0,1 \\ 100,0 \leq a_4 \leq 1000 & 0,001 \leq a_6 \leq 0,1 \\ 20,0 \leq a_7 \leq 100 & \end{array}$$

Одновременно, путем итераций, определялись границы входных данных по расходам воды и глубине промерзания почвы. Использование этих ограничений позволило повысить точность прогнозов на 15–20 %. Приведенные в обеих таблицах уравнения, согласно принятому критерию Δ/σ (11), могут быть приемлемыми для составления долгосрочных прогнозов: $\Delta/\sigma = 0,52–0,71$, при обеспеченности допустимой ошибки прогнозов $67 \% \leq P \leq 86 \%$. Из таблицы 6.1 видно, что параметры уравнений мало изменяются, а ошибки прогнозов на обеих выборках примерно одинаковы. В таблице 6.2 приведены результаты оптимизации параметров прогностического уравнения (6.2), включающего два частных бассейна. Видно, что точность прогнозов на зависимой выборке повысилась на 30 %, но при этом число параметров возросло в два раза. Представленная модель весеннего стока, на примере бассейна реки Белой дала

приемлемые, с точки зрения надежности прогноза, результаты. Разработанный в программе алгоритм для решения системы уравнение (6.3) для водного баланса рек позволяет производить расчеты с учетом практически неограниченного числа частных бассейнов и, как следствие, обрабатывать большие массивы входных данных.

Также как и для бассейна реки Белой, для большей части бассейна Урала характерно снеговое питание, которое составляет 80%, тогда как дождевое имеет незначительный вклад. Доля весеннего стока уменьшается по направлению с юга на север, что связано с увеличением в этом направлении сумм атмосферных осадков в летне-осенний период и одновременным увеличением испарения, происходящего в этом районе. Доля весеннего половодья в верховьях Урала составляет 58%, а ниже по течению его доля возрастает до 65%. На реках Миндяк, Большой и Малый Кизил, Карагайлы, Большой Ик, Зилаир и Сакмара доля стока за апрель-май составляет 60-70% годового.

Ниже мы покажем каким образом в диссертационной работе производился выбор замыкающих створов бассейна при анализе стока реки Урал. При этом принимались во внимание следующие условия: для оценки тенденций месячного и годового стока рек использовались ряды, продолжительность которых составляла более 50 лет и характеризовались отсутствием или минимальным количеством пропусков в инструментальных наблюдениях. Как показано ранее (Гельфанд, Фомин, 1961; Рожков, 2001), сток реки можно представить как стационарный случайный процесс, обладающий свойством эргодичности. Принцип эргодичности предполагает замещение среднего значения по любому сечению на среднее значение по одной достаточно продолжительной реализации, по которой можно составить представление о случайном процессе в целом. Это предположение позволяет использование в анализе метода теории периодически коррелируемых случайных процессов (ПКСП) (см., например, Картвелишвили, 1975; Мякишева, Гоюй, 2011; Мякишева, Трапезников, 1984; Музылев и др., 1982;

Раткович, 1997; Раткович, Болгов, 1997; Румянцев, Трапезников, 2008; Сванидзе, 1977).

Итак, случайный процесс $\xi(t)$, $t \in (-\infty, \infty)$, называют периодически коррелированным, если существует фиксированное положительное число T , при сдвиге на которое характеристики процесса остаются инвариантными. Математическое ожидание такого процесса определяется следующим образом:

$$m_{\xi} = M\{\xi(t + kT)\}, \quad (6.5)$$

а автокорреляционная функция как:

$$K_{\xi}(t, \tau) = M\{\xi^*(t + kT)\xi^*(t + \tau + kT)\}, \quad (6.6)$$

где $\xi^*(t) = \xi(t) - m_{\xi}(t)$; τ – сдвиг автокорреляционной функции, k – произвольное целое число и поэтому правые части (6.5) и (6.6) не меняются при изменении k .

При $\tau = 0$ функция (6.6) равна дисперсии процесса $D(t)$. Функции $m_{\xi}(t)$, $D_{\xi}(t)$ и $K_{\xi}(t, \tau)$ являются периодическими по аргументу t с периодом T , который называется периодом коррелированности. Естественным периодом коррелированности речного стока служит период, равный одному году. Характеристики ПКСП описывают повторяемость свойств гидрологических процессов относительно $m_{\xi}(t)$, которое характеризует регулярную компоненту изменений и позволяет найти средний многолетний образ сезонного или месячного хода и может быть интерпретировано как «норма»; дисперсия процесса $\xi(t)$ определяет отклонение от средней многолетней нормы. Анализ графиков

оценок $m(t)$ и $D(t)$ дает возможность установить тип внутригодовой и межгодовой изменчивости. В случае когерентности графиков изменчивость происходит в виде амплитудной модуляции – ослабление или усиление интенсивности основных элементов внутривекового хода, тогда как в случае некогерентности – в виде наложения долгопериодного колебания или частотно-фазовой модуляции. Вид функции $K_{\xi}(t, \tau)$ определяет закономерности корреляционных зависимостей внутригодовых (при $\tau = 1$ месяц) или межгодовых (при $\tau = 1$ год) изменений процесса по заданным моментам времени. Оценки $m_{\xi}(t)$, $D_{\xi}(t)$ и $K_{\xi}(t, \tau)$, вычисляются по отсчетам, взятым из исходной реализации через период коррелированности по следующим уравнениям (6.7-6.9):

$$m_{\xi}^*(t) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \xi(t + kT), \quad (6.7)$$

$$D_{\xi}^*(t) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n [\xi^*(t + kT)]^2, \quad (6.8)$$

$$K_{\xi}^*(t, \tau) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n [\xi^*(t + kT)\xi^*(t + kT + \tau)]. \quad (6.9)$$

При использовании исходной информации месячного периода осреднения оценки (6.7) и (6.9) вычисляются по ежегодным последовательностям значений для каждого месяца года, в предположении их стационарности.

Прогнозирование временного ряда среднемесячных расходов воды состоит в декомпозиции такового на трендовую, периодическую (циклическую) и случайную компоненты. Предлагаемый метод прогнозирования предполагает аддитивное представление анализируемых рядов (Бендат, Пирсол, 1989), в

соответствие с которым, исходный ряд можно представить в виде уравнения (6.10):

$$\xi(t) = \xi_T(t) + \xi_C(t), \quad (6.10)$$

где $\xi_T(t)$ – трендовая, а $\xi_C(t)$ – стохастическая компонента. Стохастическая компонента в рамках предлагаемого метода включается в себя и циклическую составляющую. Трендовая компонента адекватно описывается обыкновенным линейным уравнением и содержит только линейные параметры. Критерий качества прогноза $\varepsilon(t)$ определяется как минимизируемый средний квадрат ошибки прогнозирования.

Постановка задачи прогнозирования предполагает, что на выходе модели необходимо получить заданный требуемый выходной сигнал $\xi(t+\gamma)$, равный сформированному на интервале γ выходному сигналу. Если на вход оптимизируемой модели в интервале (t_0, t) поступает сигнал $\xi(t)$ с известными статистическими характеристиками то, реализуя некоторое преобразование A входного сигнала, система формирует выходной сигнал следующим образом (Hao, Singh, 2012; Ricker-Dennis, 2003; Salvadori, Michele, 2010):

$$Y(t) = A\{\xi(t)\}. \quad (6.11)$$

Ограничивая поиск оптимального по условию (6.11) оператора классом линейных, физически реализуемых, нестационарных операторов, получим:

$$Y(t) = \int_{t_0}^t a(t, \tau) \xi(\tau) d\tau, \quad (6.12)$$

где $a(t, \tau)$ – импульсная весовая функция оптимальной системы, из условия минимума критерия ε можно вывести интегральное уравнение Винера для оптимального, по критерию (6.10), прогнозирующего устройства на интервал прогнозирования γ :

$$\int_{t_0}^t \alpha(t, t_2) K_{\xi}(t_2, t_1) dt_2 = K_{\xi}(t + \gamma, t_1), \quad t_0 \leq t_1 \leq t. \quad (6.13)$$

Подстановка автокорреляционной функции ПКСП (6.9) в уравнение (6.13) позволяет получить импульсную весовую функцию оптимальной прогнозирующей линейной системы, с учетом регулярных стохастических периодических компонент. Дискретизируя, получаем оптимальное по критерию минимума среднего квадрата ошибки уравнения прогноза процесса $\xi(t)$ из точки i на интервале γ с помощью линейного экстраполятора, учитывающего $n+1$ значение реализации процесса:

$$Y(t_i) = \sum_{k=0}^n \alpha_k(\gamma) \xi^*(t_{i-k}), \quad (6.14)$$

где коэффициенты $\alpha_k(\gamma)$ определяются из системы линейных уравнений.

Сопутствующие вычислительные процедуры (6.5–6.14) модели ПКСП и основанной на ней прогнозирующей системы были реализованы в кодах языка C++.

Графики оценок вероятностных характеристик ПКСП по наиболее характерным ГП бассейна реки Урал приведены на рис. 6.6–6.8. Необходимо отметить, что по всем ГП графики $m^*(t)$ имеют вид одновершинной кривой, с основным максимумом приходящимся на период весеннего половодья (IV-V

месяцы) и с незначительными пиками летней и зимней межени в VI-VII месяцы и IX-XI месяцы соответственно, что свидетельствует о паводочном режиме рек рассматриваемого бассейна. Кривые $D^*(t)$ для всех используемых в анализе ГП повторяют особенности кривых $m^*(t)$, что свидетельствует о межгодовой изменчивости гидрологических процессов, преимущественно проявляющихся в виде амплитудной модуляции характерных элементов внутригодового хода.

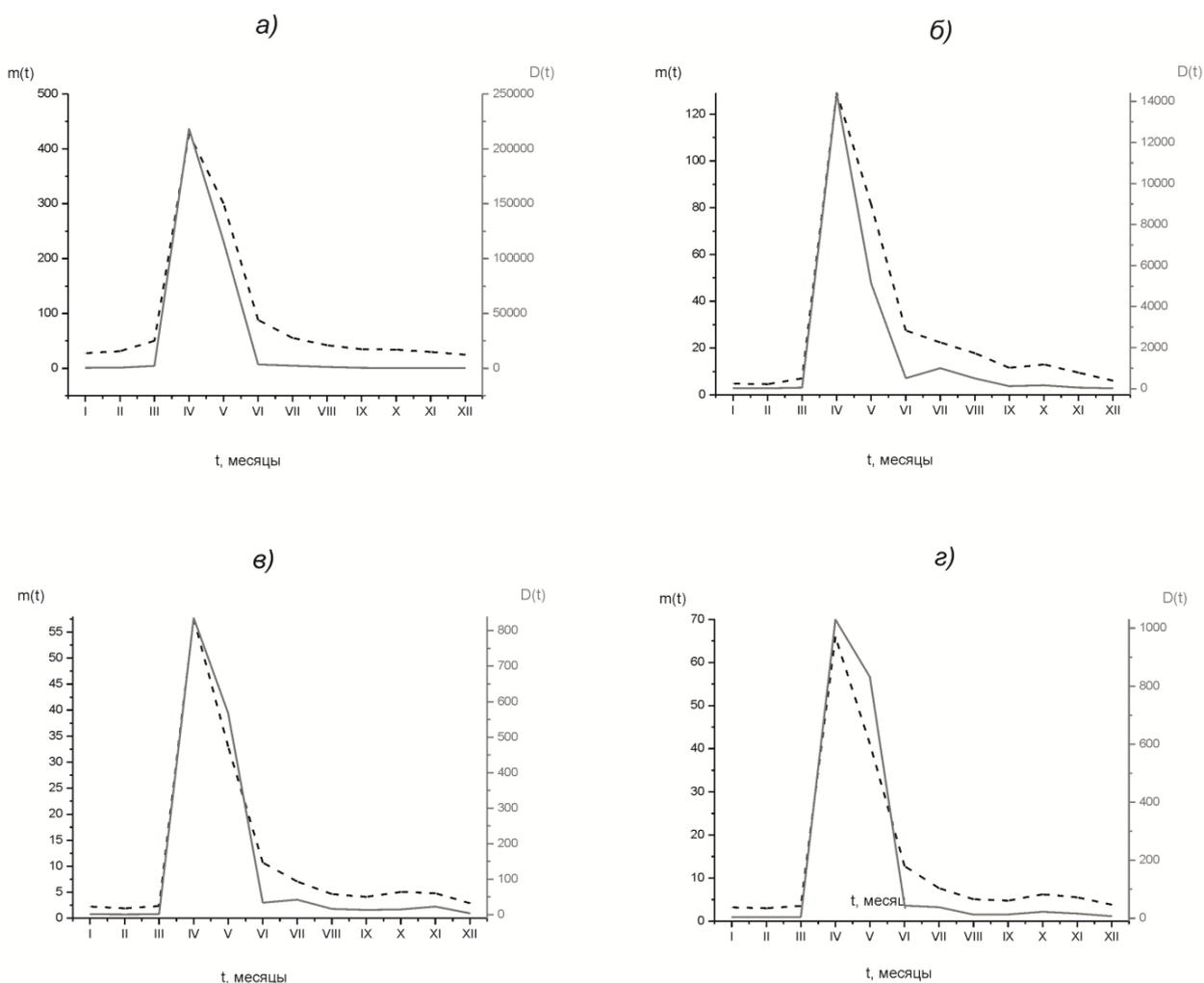


Рисунок 6.6. Оценки математического ожидания $m(t)$ – серая сплошная и дисперсии $D(t)$ – черная пунктирная, внутригодового хода расхода воды в бассейне реки Урал по ГП: а) р. Урал – г. Оренбург, в) р. Урал – с. Кизильское, г) р. Сакмара – д. Верхне-Галеево, д) р. Сакмара – д. Акьюлово.

Для установления степени пространственных связей во внутригодовом распределении стока данные инструментальных наблюдений по каждому из четырнадцати ГП коррелировались между собой на временном интервале 1961-2017 гг. Результат пространственной корреляции по выделенным гидрологическим сезонам и среднегодовым значениям стока в бассейне реки Урал представлен на рис. 6.9.

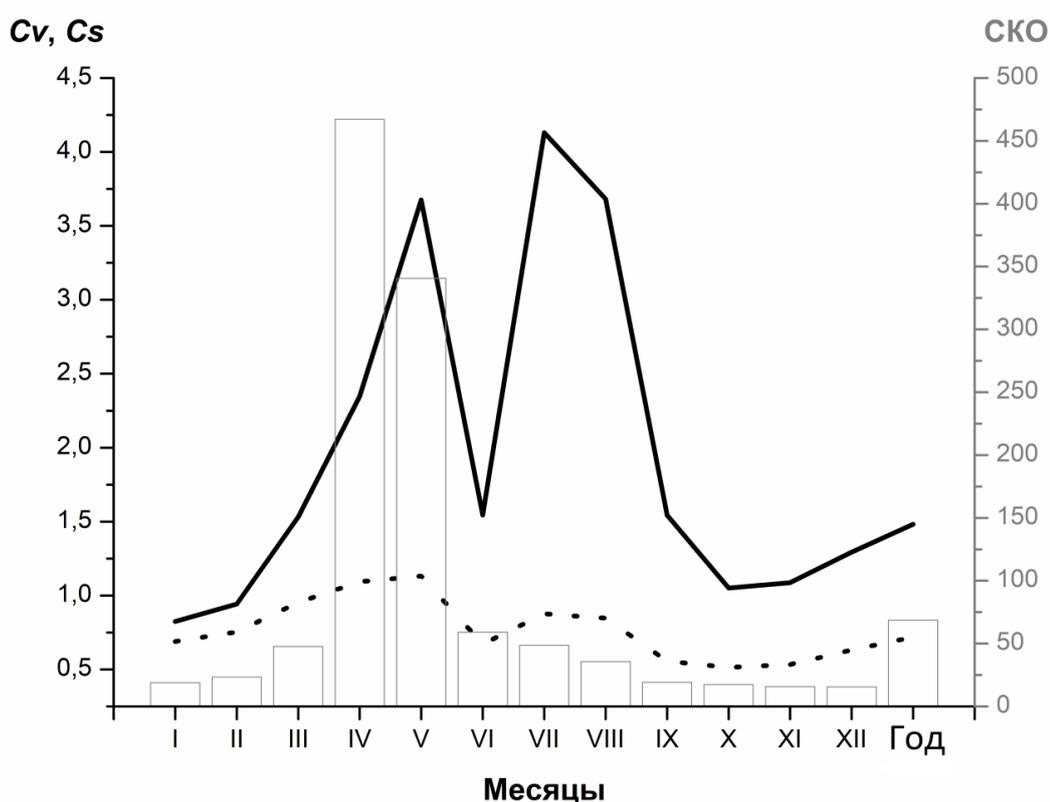


Рисунок 6.7. Статистические характеристики месячного и годового стока р. Урал по ГП г. Оренбург. Серыми прямоугольниками показано среднеквадратическое отклонение (шкала справа), сплошной черной линией значения C_s , пунктирной линией значения C_v (шкала слева).

Видно, что статистически значимые величины коэффициента корреляции ($r \geq 0,37$, при длине ряда $n = 57$ и доверительном интервале $p = 0,001$) с большинством ГП наблюдаются у ГП г. Оренбург – р. Урал, как по сезонам, так и по среднегодовым значениям. Наиболее слабая теснота связи по всем постам выявлена с ГП г. Зилаир – р. Зилаир, как по среднегодовым, так и по сезонным

значениям стока, что объясняется особенностью физико-географических условий, прежде всего пористостью пород слагающих Зилаирское плато, по которому протекает река, а также строительством водохранилища в 2007 году. С учетом выше изложенного обсуждения результатов вычислительных процедур метода ПКСП и прогностической системы приведены на примере ГП р. Урал – г. Оренбург, являющимся замыкающим створом для всех остальных гидрологических постов бассейна и, в определенном смысле, репрезентативным для всего бассейна реки. Основные статистические характеристики ГП р. Урал – г. Оренбург показаны на рис. 6.7.

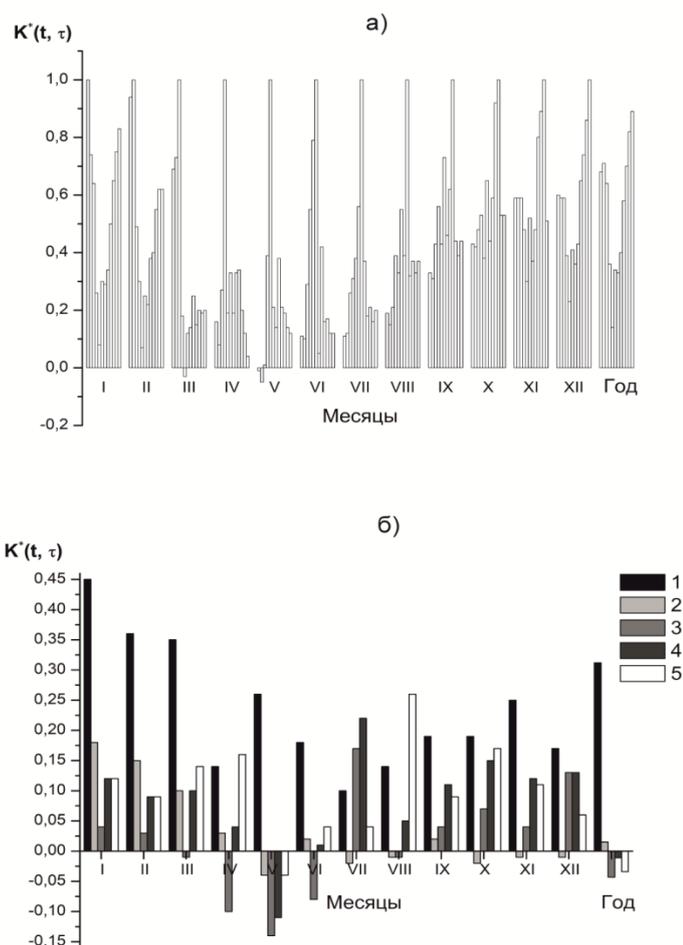


Рисунок 6.8. Автокорреляционная функция внутригодовой изменчивости расхода воды а) и межгодовой изменчивости расхода воды б) по ГП р. Урал – г. Оренбург. Арабскими цифрами и соответствующими цветами обозначен сдвиг/лаг на 1, 2, 3, 4 и 5 лет.

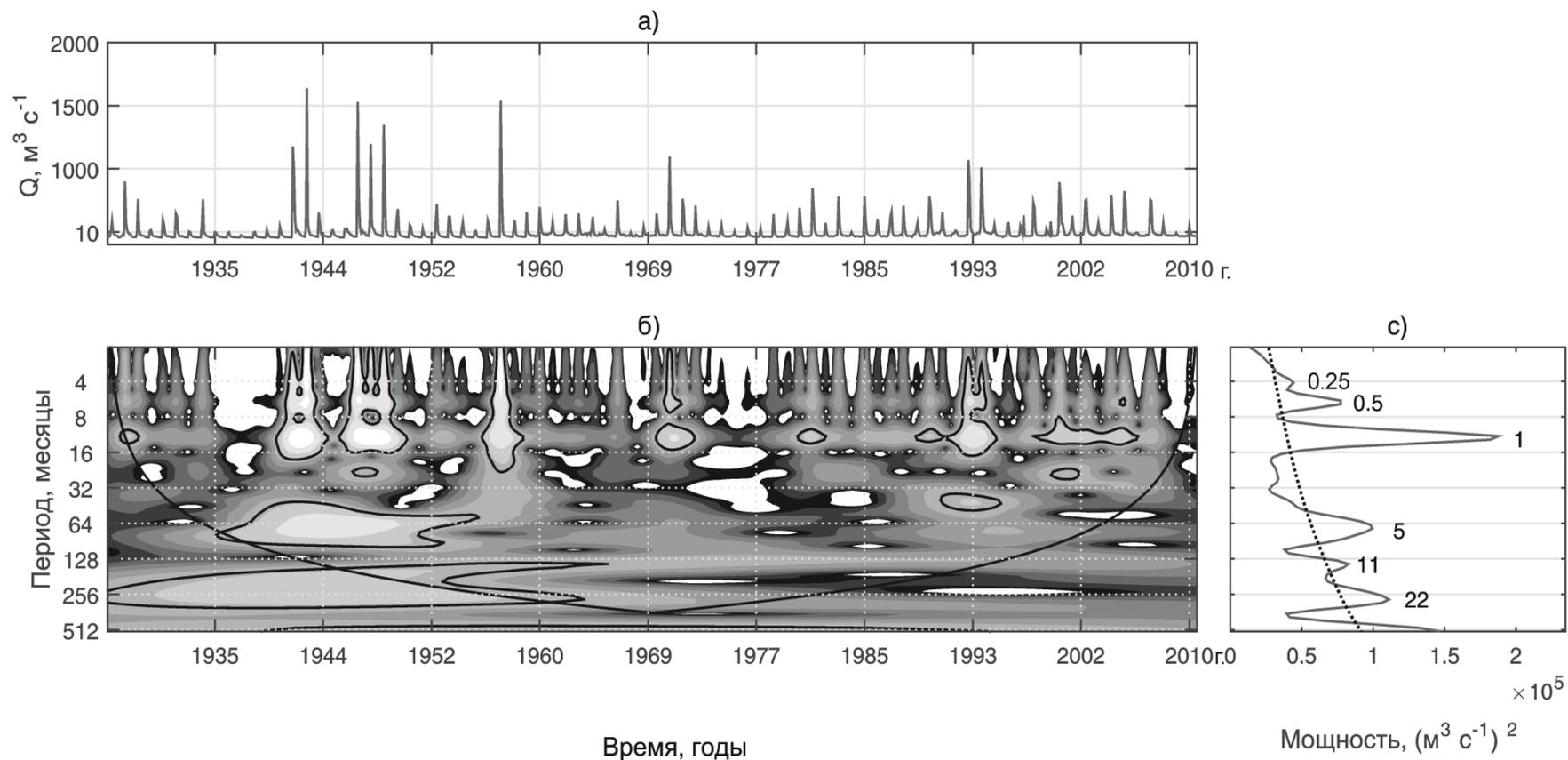


Рисунок 6.10. Вейвлет анализ среднемесячных значений расхода воды в створе ГП р. Урал – г. Оренбург: а) среднемесячные расходы воды, б) локальная периодограмма, в) интегральный спектр мощности. Пунктирной линией показан 95% уровень значимости, сплошной статистически значимые периоды и конус влияния.

В качестве примера, на рисунках 6.8а и 6.8б, приведены диаграммы $K^*(t, \tau)$, $\tau = 1$ месяц и $\tau = 1, 2, 3, 4$ и 5 лет, соответственно, по ГП р. Урал – г. Оренбург. Необходимо отметить, что функции $K^*(t, \tau)$ при $\tau = 1$ месяц и $\tau = 1$ год имеют две ветви связей – «вперед» и «назад». Ветвь связи «вперед» показывает влияние значений стока в данный месяц года на значения в последующие месяцы, а ветвь связей «назад» показывает, как значения стока в данный месяц года зависят от значений стока в предшествующие месяцы. Идентичность диаграмм оценок корреляционных зависимостей внутригодовой изменчивости речного стока $K^*(t, \tau)$ при $\tau = 1$ месяц, позволяет говорить о влиянии регулирующей роли каскада водохранилищ (Верхнеуральское, Магнитогорское и Ириклинское), что приводит к увеличению внутригодовой коррелированности процесса. Так радиус корреляции связей «вперед» и «назад» составляют 5–6 месяцев для среднегодовых значений стока и большинства месяцев года, за исключением марта, апреля и мая месяцев. Значения коэффициентов линейной корреляции r в такие полугодовые периоды устойчивых связей как «вперед», так и «назад» являются статистически значимыми и варьируются от 0,50 до 0,98. Диаграммы оценок корреляционных зависимостей межгодовой изменчивости $K^*(t, \tau)$ стока для всех месяцев года достаточно быстро затухают на начальном участке коррелограммы. Для среднегодовых значений стока и отдельных месяцев года (с января по июнь включительно) $K^*(t, \tau)$ имеют вид затухающей экспоненты, а для некоторых месяцев (июль–декабрь) – затухающей косинусоиды. При этом радиус корреляции для большинства месяцев года не превышает 1–2 года, а коэффициенты корреляции в большинстве случаев являются статистически незначимыми, поскольку их максимальные значения не превышают 0,45.

Наличие ритмики годовой цикличности (Рис. 6.10а) и проведенный вейвлет анализ среднемесячных расходов воды (Рис. 6.10б,в) позволяет выявить следующие циклы водности, которые условно можно разделить на высокочастотные с периодами в 1, 0,5 и 0,25 года и меньше и низкочастотные с продолжительностью 5, 11 и 22 года. Первые относятся к внутригодовым циклам

и обусловлены вращением Земли вокруг Солнца, вторые к внутривековым и являются результатом более сложного взаимодействия системы “атмосфера-гидросфера”. На рис. 6.10б показана временная локализация выявленных циклов, а черным контуром обведены статистически значимые периоды и “конус влияния” с учетом длины анализируемого ряда данных в пределах 95% доверительной вероятности. Соответствующие циклы также отмечены на спектре мощности (Рис 6.10в), который показывает вклад каждого из выявленных циклов водности при декомпозиции сигнала. Локализация высокочастотных составляющих отмечена на всем анализируемом периоде инструментальных наблюдений, а низкочастотные составляющие являются статистически значимыми на отдельных временных интервалах с 20-х до середины 60-х годов XX века (Рис. 6.10б). Следует отметить, что к концу 60-х годов прошлого века были введены в эксплуатацию все три водохранилища в бассейне реки Урал, расположенные выше створа ГП г. Оренбург и речной сток был зарегулирован. Спектральный анализ среднегодовых значений речного стока, проведенный в диссертационной работе, установил преобладание низкочастотной составляющей сигнала. Реакция стока в бассейне реки Урал на потепление климата в исследуемом регионе оказалась не столь однозначной. В общем случае повышение температуры воздуха должно было бы приводить к уменьшению стока, однако в реальных условиях все не так очевидно. В соответствии с инструментальными наблюдениями среднегодовая температура воздуха, как и температура в отдельные сезоны, в последние десятилетия характеризовались тенденцией роста на Южном Урале, а речной сток в среднем по бассейну реки Урал также увеличивался. При этом произошли изменения во внутригодовом распределении стока: доля весеннего стока начала сокращаться, сток летне-осенней межени вырос, а зимний сток не изменился. Как показано в работе (Koronkevich et al., 2007), необходимо учитывать следующее обстоятельство, - если повышение температуры обусловлено ростом в холодный период, то это должно сопровождаться увеличением атмосферных осадков и поверхностного и подземного стока, в тоже время потепление климата за счет роста в теплый

период, напротив, может приводить к увеличению дефицита влажности воздуха, а также к усилению испарения и следовательно, к уменьшению осадков и стока. Вообще влияние потепления климата на сток рек будет находить свое отражение в усилении контраста между различными физико-географическими зонами (Добровольский, 2007; Долгов, Коронкевич, 2012).

Таблица 6.3. Статистические характеристики прогностической системы на основе модели ПКСП по сезонам на примере ГП г. Оренбург – р. Урал. Числитель – фактические значения, знаменатель – значения по модели.

Характеристика	Расход воды		
	Зимняя межень (XI, XII, I, II, III)	Весеннее половодье (IV, V)	Летне-осенняя межень (VI-X)
Среднее, м ³ с ⁻¹	32,54/32,51	364,14/352,25	50,84/49,73
C_v	0,65/0,65	0,91/0,94	0,58/0,58
C_s	0,71/0,73	1,9/2,2	1,3/1,4
$P\%$	90	56	66
r^*	0,79	0,33	0,55

* r – значение коэффициента линейной корреляции между модельными и фактическими значениями сезонного стока.

Результаты моделирования на основе метода ПКСП речного стока по гидрологическим сезонам представлены в табл. 6.3. Как видно из данных табл. 6.3 реализованная прогностическая система обеспечивает хорошее качество моделирования, при котором нормы стока, коэффициенты вариации и асимметрии модельных данных и данных измерения практически равны, а величина обеспеченности допустимой погрешности P , в соответствие с (Борщ, Христофоров, 2015), позволяют считать качество прогнозов меженного стока приемлемым. Анализ гистограмм плотности распределений среднемесячных значений стока, по выделенным сезонам показал, что для аппроксимации этих плотностей можно использовать бета-распределение.

6.3. Выводы

Основные выводы, полученные в этой главе, можно сформулировать следующим образом. Установлено, что в период с 1936 по 2017 гг. речной сток зимнего и осеннего сезонов для обоих бассейнов увеличился (значения линейных трендов положительные и статистически значимые). Вычисленный линейный тренд годового стока для обоих бассейнов положительный, но статистически незначимый, также статистически незначимыми оказались тренды летнего и весеннего сезонов.

Вследствие глобального потепления произошло изменение во внутригодовом распределении атмосферных осадков на территории Южного Урала, при этом зимой количество осадков возросло, а летом сократилось, что неминуемо привело к увеличению продолжительности и числа паводков в бассейнах рек Белая и Урал.

Выполненный анализ корреляционных зависимостей внутригодовой $K^*(t, \tau)$, $\tau = 1$ месяц и межгодовой $K^*(t, \tau)$, $\tau = 1, 2, 3, 4$ и 5 лет изменчивости стока в бассейне реки Урал показал, что для него характерна существенная коррелированность значений внутри года по сравнению с межгодовой. Выявленная специфика объясняется наличием во временной структуре процесса долгопериодного колебания стока, на фоне которого проявляется ритмика годовой и внутригодовой цикличности. Можно рассматривать колебания стока в бассейне реки Урал, как случайный стохастический процесс, состоящий из двух компонент, инерционной (трендовая) и сезонной (осциллирующая). Разработана прогностическая система на основе модели речного стока, теории периодически коррелируемых случайных процессов (ПКСП). Применение моделирования дало удовлетворительные результаты по двум выделенным гидрологическим сезонам: зимней и осенне-летней межени. Объяснение полученных результатов по зимнему и осенне-летнему сезонам в работе основано на явлении инерционности речного стока. Наиболее сложным для предсказания является сток апреля и мая месяцев, который сильно зависит от погодных условий и определяется в основном

осадками осенне-зимнего периода. В случае ранней весны в апреле на малых реках уже начинается половодье, в случае сохранения зимних условий, продолжается зимняя межень. Результаты и методические рекомендации, полученные в диссертационной работе, могут быть использованы для гидрологического прогнозирования меженного стока.

Представленная в работе модель весеннего стока, на примере бассейна реки Белой дала приемлемые, с точки зрения надежности прогноза, результаты. Разработанный в программе алгоритм для решения системы уравнений водобалансовой модели позволяет производить расчеты с учетом практически неограниченного числа частных бассейнов и, как следствие, обрабатывать большие массивы входных данных.

Глава 7. Оценка метеорологических условий пожарной опасности, засушливости региона и загрязнения атмосферного воздуха на фоне глобального потепления

В данной главе диссертации приводятся результаты исследования по оценке влияния метеорологических условий на пожарную опасность и засушливость Южного Урала, а также влияние глобального потепления на загрязнение атмосферного воздуха на примере Уфы, как самого крупного города исследуемого региона. Основные материалы по этой теме были опубликованы в следующих статьях: Васильев Д.Ю. и др., 2020; Васильев Д.Ю. и др., 2022а; Васильев Д.Ю. и др., 2022б; Васильев Д.Ю. и др., 2022в; Васильев Д.Ю. и др., 2023. Результаты этого исследования также докладывались на следующих конференциях: «Современные проблемы дистанционного зондирования Земли из космоса – 2020, 2021, 2022».

7.1. Оценка условий увлажнения территории Южного Урала

При анализе пространственно-временной специфики засух/увлажненности в работе использовались несколько показателей, которые можно разделить на две группы: однофакторные и многофакторные. Первые характеризуют динамику засух на основе одного основного фактора, который, как правило, является атмосферными осадками, а вторые учитывают большее количество физических параметров, когда помимо атмосферных осадков также учитываются данные по испарению, температуре воздуха, влажности почвы и т. д. При анализе увлаженности/засухи в диссертационной работе рассчитывались несколько многофакторных показателей, которые наиболее полно учитывали происходящие в природе процессы, связанные с влажностью. Одним из таких рассчитываемых в работе факторов был индекс атмосферной засушливости или индекс Педя S , представляющий собой разность стандартизированных значений аномалий температуры воздуха T и атмосферных осадков P :

$$S = T/\sigma(T) - \Delta P/\sigma(P), \quad (7.1)$$

где σ – среднеквадратическое отклонение средних значений температуры и осадков.

Другим таким учитываемым в работе фактором был гидротермический коэффициент увлажнения (ГТК) или индекс Селянинова, который в общем виде вычислялся как отношение сумм осадков R , к сумме активных температур T (показатель, характеризующий период активной вегетации сельскохозяйственных культур) и уменьшенный в 10 раз за идентичные периоды времени:

$$\text{ГТК} = R/0.1 \sum T. \quad (7.2)$$

Наконец, в работе вычислялся еще один фактор, известный как Индекс Палмера (Palmer Drought Severity Index или PDSI), характеризующий засушливость, который определялся по формуле (7.3):

$$PDSI_i = 0.897PDSI_{i-1} + Z_i/3, \quad (7.3)$$

где i – временной интервал, как правило, месяц; Z – индекс аномалии влажности Палмера, который, в свою очередь, рассчитывается как:

$$Z = Kd. \quad (7.4)$$

K – весовой климатический показатель, d – параметр представляющий собой разность между значениями сумм атмосферных осадков и уравнением водного баланса.

Из однофакторных показателей в работе рассчитывался стандартизированный индекс осадков (Standardized Precipitation Index – SPI),

вычисление которого состоит в том, что данные по атмосферным осадкам трансформируются в нормальное (гауссово) распределение, где среднее значение индекса в рассматриваемый временной период равно нулю, а среднеквадратическое отклонение – единице.

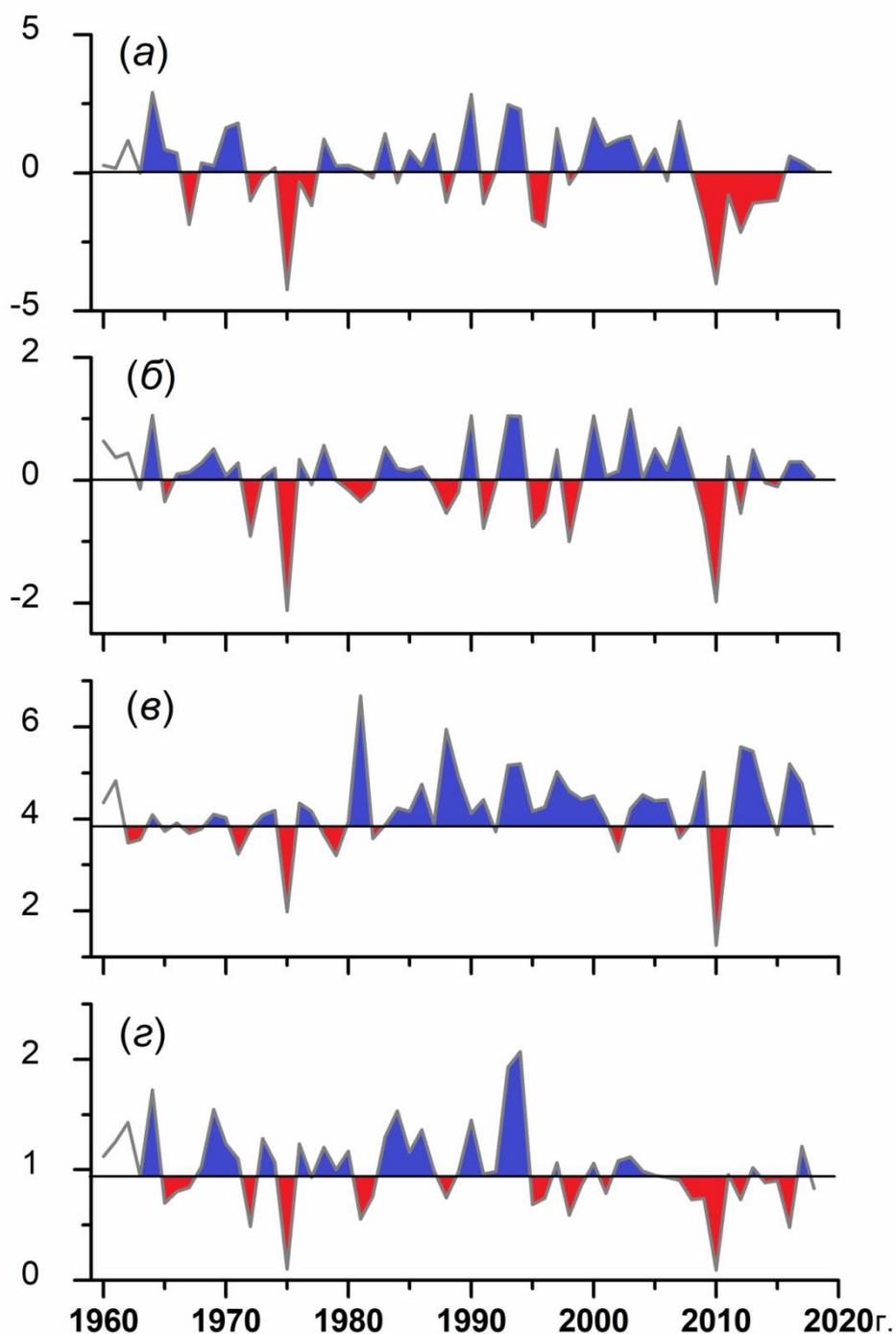


Рисунок 7.1. Периоды засух (красные) и увлажнения (синие) на Южном Урале за 1960-2019 гг.: PDSI (а), SPI (б), Индекс Педя (в) и индекс Селянинова (г).

Вычисление этих индексов в работе осуществлялось с использованием среднесуточных данных по приземной температуре и суточных сумм атмосферных осадков за период 1960-2020 гг., полученных из единого государственного фонда ФГБУ «ВНИГМИ-МЦД» Росгидромета (<http://www.meteorf.ru>), по 20 метеорологическим станциям, расположенных на территории Южного Урала.

Одним из главных результатов данной диссертации по этому вопросу было установление тенденции аридизации территории Южного Урала за последние десятилетия. При анализе всех четырех индексов засушливости в летний сезон отчетливо установлены два наиболее ярких случая экстремальной засухи в 1975 и 2010 гг. На рис. 7.1 бордовым цветом обозначены периоды экстремальной засушливости, синим – области экстремальной влажности. Главными причинами этих катастрофических событий были блокирующие антициклоны, под влиянием которых на территории Южного Урала устанавливалась жаркая и сухая погода, а также предшествующая им аномально холодная зима, способствующая глубокому промерзанию почвы. В конечном итоге все это, способствовало тому, что большая часть выпавших атмосферных осадков зимне-весеннего периода трансформировалась в речной сток, и усугубило начавшуюся засуху. Наблюдающиеся в последние 20 лет продолжительные засушливые периоды связаны с изменением во внутригодовом распределении атмосферных осадков, а именно увеличением доли осадков осенне-зимнего сезона по сравнению с осадками весенне-летнего периода.

Для пространственной оценки всех четырех индексов была произведена площадная визуализация, представленная на рис. 7.2, из которого прослеживается явное сходство ареалов распространения засушливых и переувлажненных областей на Южном Урале, полученных на основе всех четырех индексов. Переувлажненными являются горнолесная область и некоторые части лесостепной зоны, а более засушливые – это большая часть лесостепной и степная зоны, а также Зауралье.

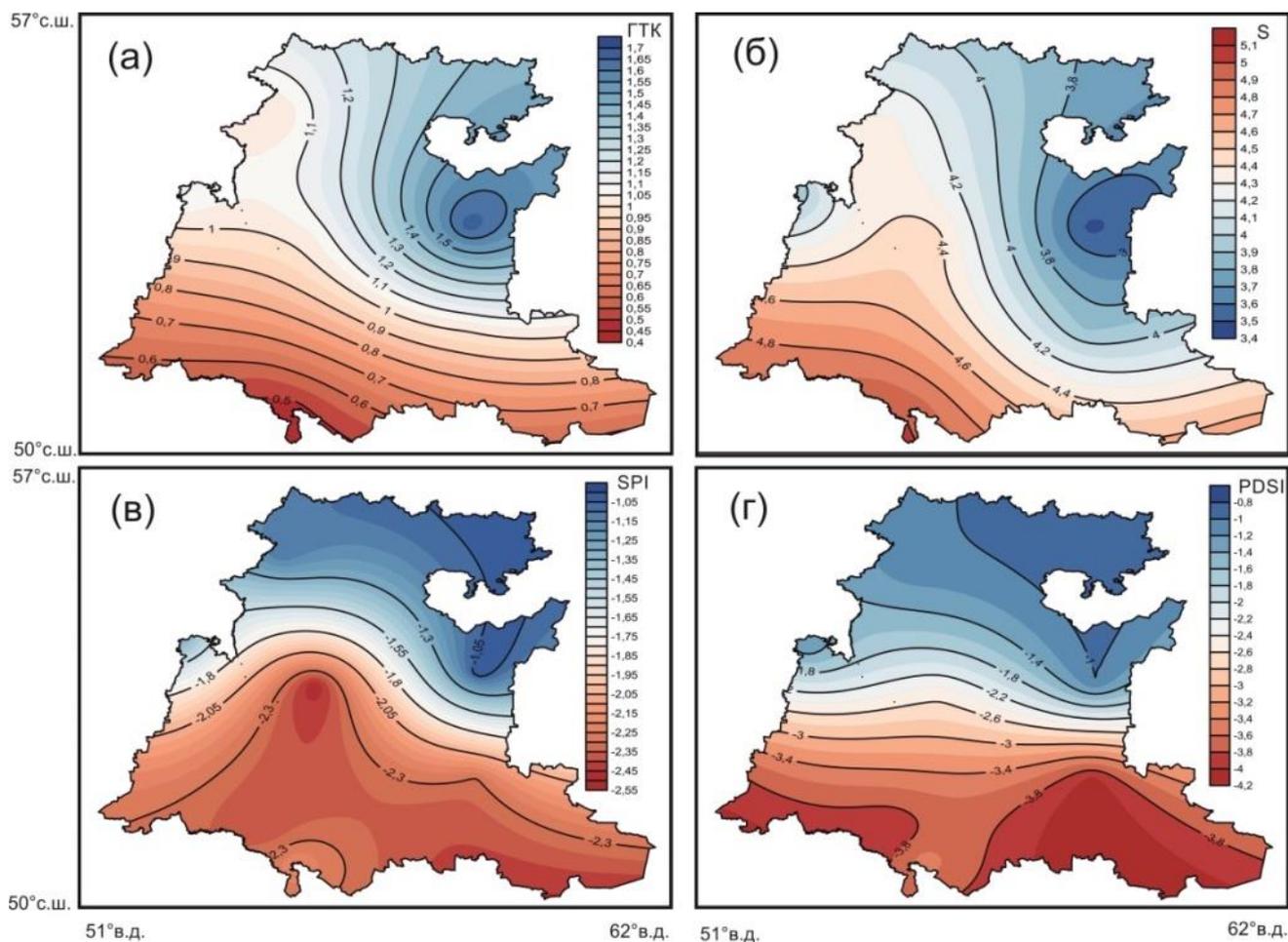


Рисунок 7.2. Пространственное распределение индексов засушливости за 1960-2019 гг.: индекс Селянинова (а), индекс Педя (б), SPI (в) и PDSI (г).

Такое распространение ареалов засушливости/увлажненности объясняется физико-географическими особенностями территории Южного Урала, прежде всего барьерным эффектом Уральских гор, наличием крупных возвышенностей, а также в целом широтной поясности на Земле.

При объективном анализе важно установить, какой из четырех вычисленных индексов лучше отражает проявление влажности/засушливости для исследуемой территории. Для этого был произведен сравнительный и корреляционный анализы, результаты которого представлены в табл. 7.1. Наибольшее значение коэффициента линейной корреляции Пирсона отмечено у ГТК (индекс Селянинова) со всеми тремя остальными индексами засушливости. Сравнительный анализ заключался в сопоставлении экстремальных значений индексов засушливости и инструментальных данных приземной метеорологии и

дал схожие с корреляционным анализом результаты. Поэтому дальнейший частотно-временной анализ производился в работе только по индексу Селянинова.

Таблица 7.1. Корреляционный анализ временных серий индексов засушливости за 1960-2019 гг.

Индекс	Селянинова	Педя	SPI	PDSI
Селянинова	1	0,33	0,79	0,69
Педя	0,33	1	0,32	0,22
SPI	0,79	0,32	1	0,80
PDSI	0,69	0,22	0,80	1

*Жирным шрифтом выделены статистически значимые величины линейного коэффициента корреляции Пирсона r на уровне $p=0,001$, при $n = 60$.

Сам частотно-временной анализ осуществлялся на базе вычисления основных статистических характеристик и вейвлет преобразования (рис. 7.3). Доминирующим и статистически значимым циклом на 60-летнем временном интервале согласно этому вейвлет анализу установлена квазидесятилетняя гармоника. С учетом этого, в целях выявления тенденции вариации ГТК, дальнейшие сравнения изменчивости производились в работе по десятилетиям. В данном случае, 60-летний ряд данных индекса Селянинова был разделен на шесть квазидесятилетних периодов (I – 1960-1970 гг., II – 1971-1980 гг., III – 1981-1990 гг., IV – 1991-2000 гг., V – 2001-2010 гг. и VI – 2011-2019 гг.).

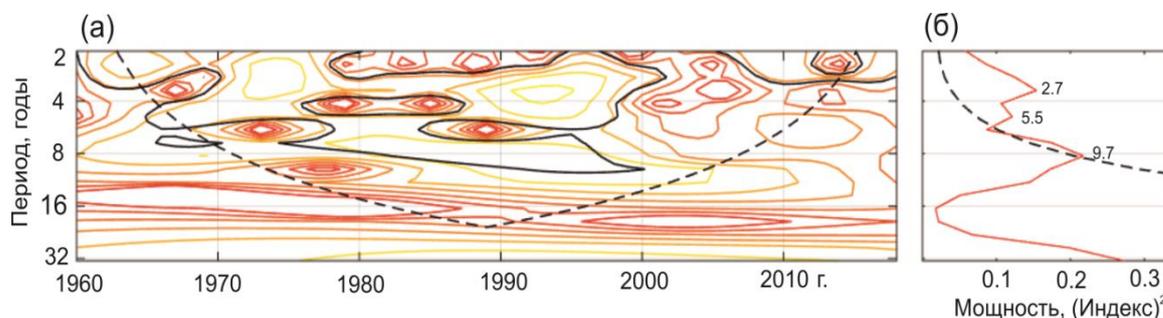


Рисунок 7.3. Вейвлет анализ индекса Селянинова (ГТК): а) локальный спектр, б) спектр мощности. Пунктирной линией обозначена граница 95% статистической значимости и соответствующий конус влияния.

Затем на основе общепринятой в гидрометеорологической практике градации ГТК, было произведено ранжирование вычисленных значений индекса Селянинова (табл. 7.2).

Таблица 7.2. Классификация засух на основе значений индекса Селянинова (Черенкова, Золотокрылин, 2016).

Тип засухи	ГТК
Зона избыточного увлажнения	$\text{ГТК} \geq 1,0$
Слабая	$0,8 < \text{ГТК} < 1,0$
Умеренная	$0,6 < \text{ГТК} < 0,8$
Сильная	$0,3 < \text{ГТК} < 0,6$
Экстремальная	$\text{ГТК} \leq 0,3$

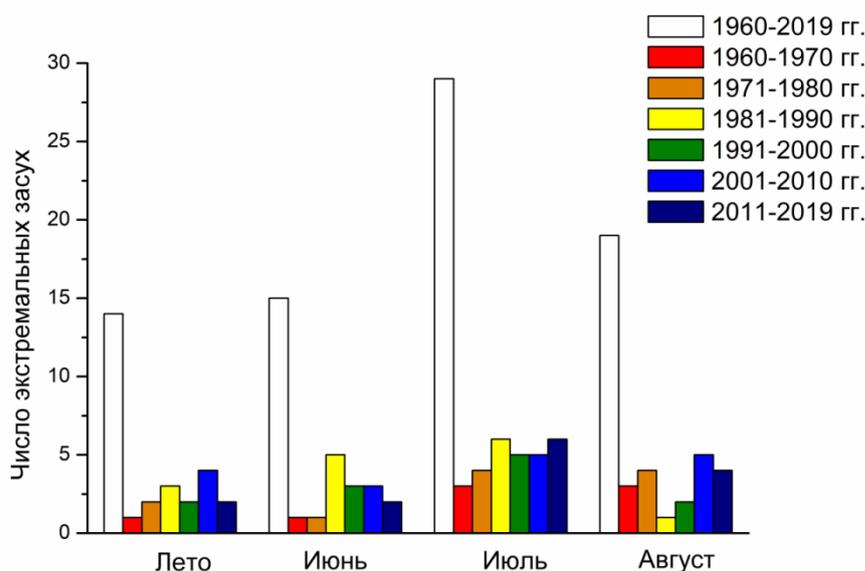


Рисунок 7.4. Гистограммы экстремальных засух летнего сезона по отдельным месяцам и выделенным климатическим периодам на Южном Урале.

При этом отбирались значения ГТК равные 0,6 и менее – это эквивалентно экстремально засушливым условиям по летнему сезону в целом и по отдельным трем теплым месяцам. Результаты этого отбора представлены в виде диаграмм на рис. 7.4. Из данных на рисунке 7.4 видно, что для территории Южного Урала отмечается уменьшение засушливости в июне, августе и рост засушливости в

июле. В целом для летнего сезона установлена тенденция увеличения количества происходящих засух.

7.2. Оценка метеорологических условий пожарной опасности для территории Южного Урала

Пожары и, прежде всего природные пожары, являются одним из наиболее опасных природных явлений. Погодные условия при этом могут служить причиной возникновения пожаров и способствовать их дальнейшему развитию и распространению. По этой причине природные пожары могут использоваться в качестве своего рода индикаторов климатических изменений. С природными пожарами связаны изменения альbedo подстилающей поверхности, гидрологического и радиационного баланса, загрязнения атмосферы и почв, что, в конечном итоге, приводит к качественным и количественным переменам флоры и фауны отдельных территорий. Необходимо отметить весьма настораживающий факт, что количество природных (лесных) пожаров, возникающих на территории Северной Евразии, гораздо больше количества аналогичных явлений в других лесных регионах планеты. Более того, согласно официальным данным Единой межведомственной информационно-статистической системы (<https://www.fedstat.ru>), в России, занимающей существенную часть Северной Евразии, за последние годы продолжает расти как число лесных пожаров, так и площадь лесных земель, охваченных пожарами. Общая площадь лесов в России составляет 11788000 км² (<https://forest.ru>), что соответствует около 70% всей площади страны. Леса на территории Южного Урала занимают 59772 км², что составляет примерно 21% от всей площади региона. Несмотря на относительно небольшую площадь лесных массивов, тенденция увеличения количества лесных пожаров характерна и для Южного Урала. Важно отметить, что при этом годы с максимальным числом лесных пожаров совпадают с аномально жаркими годами. Определение степени и прогноза пожарной опасности (ПО) территории в связи с различными природными факторами является поэтому насущной научно-практической задачей. Очевидно, что пожароопасная обстановка в лесах

возникает при сухой и жаркой погоде и ее опасность только возрастает с увеличением продолжительности периода с такими погодными условиями. Важно отметить, что лесные пожары представляют собой многофакторные явления и на возгорание растительной массы влияют не только метеорологические, но и экологические факторы.

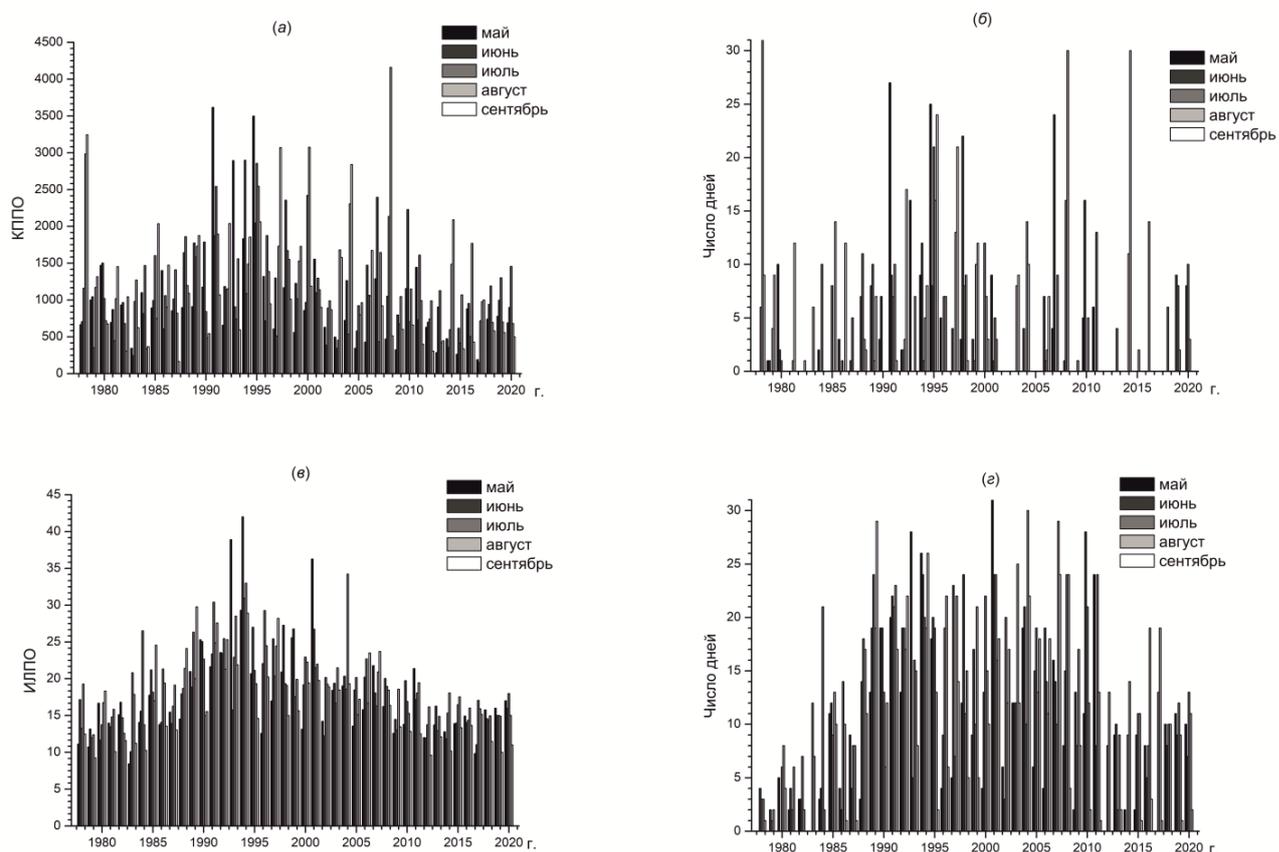


Рисунок 7.5. Динамика максимальных значений индексов пожарной опасности в весенне-летне-осенний период для МС Зилаир за 1978-2020 гг.: (а) – КППО, (в) – ИЛПО и число дней с максимальным значением индексов пожарной опасности больше критического для месяцев с мая по сентябрь за 1978-2020 гг.: (б) – дни с КППО ≥ 1000 , (г) – дни с ИЛПО ≥ 24 .

В противопожарной практике основу оценки метеорологических и экологических факторов составляют индексы ПО, представляющие собой функциональную зависимость возможности возникновения пожаров от скорости ветра, атмосферных осадков, температуры воздуха, относительной влажности воздуха, видового состава лесной экосистемы, возраста и санитарного состояния древостоя, условий транспирации. В разных странах разработаны собственные

индексы ПО. В России – это комплексный показатель пожарной опасности В.Г. Нестерова G (КППО), рассчитываемый по формуле:

$$G = \sum_{i=1}^n T_i D_i, \quad (7.5)$$

где T – температура воздуха ($^{\circ}\text{C}$); D – дефицит точки росы; n – число дней после последнего дождя. Показатель G рассчитывается на текущий день и его размерность выражается в [$^{\circ}\text{C}^2$].

В некоторых странах, например в Австралии, используется индекс лесной пожарной опасности А.Г. Макарттура (ИЛПО)/McArthur Forest Fire Danger Index (FFDI), формализующий влияние относительной влажности воздуха, максимальной температуры воздуха, осредненное значение скорости ветра и показателя влажности/засухи:

$$FFDI = 2e^{(-0.45 + 0.987 \ln DF - 0.0345RH + 0.0338T + 0.0234V)}, \quad (7.6)$$

где DF – показатель влажности/засухи (Drought Factor), который задается числом от 0 до 10 и определяет степень готовности к воспламенению, учитывающий отчасти экологические факторы; RH – относительная влажность (Relative Humidity) выражается в %; T – температура воздуха ($^{\circ}\text{C}$); V – осредненная скорость ветра ($\text{км}\cdot\text{ч}^{-1}$).

Для оценки пожарной опасности в работе рассчитывались оба этих индекса, что было необходимо не только для последующего сопоставления этих индексов, но и для определения насколько хорошо они коррелируют с фактическими данными о лесных пожарах. По полученным значениям КППО и ИЛПО, с помощью специализированных шкал, определялся класс и степень пожарной опасности (табл. 7.3) (см. Кузнецов, Барановский, 2009).

Таблица 7.3. Шкалы соответствия значений индексов пожарной опасности.

КППО			ИЛПО	
Значение	Класс	Степень	Значение	Степень
До 300	I	Отсутствует	От 0 до 5	Низкая
От 300 до 1000	II	Малая	От 5,1 до 12	Средняя
От 1001 до 4000	III	Средняя	От 12,1 до 24	Высокая
От 4001 до 10 000	IV	Высокая	От 24,1 до 50	Очень высокая
Более 10 000	V	Чрезвычайная	Более 50	Экстремальная

Методики вычисления обоих этих индексов ПО были разработаны для оценки потенциальной опасности возгорания на текущий момент (за сутки), тогда как их среднеголетние значения не были информативными, поскольку плотность распределения их значений характеризовался сильной асимметрией и критические значения индексов встречались редко. К осредненным значениям такой подход считается некорректным, поэтому в климатических исследованиях целесообразно использование следующих характеристик: 1) максимальное значение индекса за год (или за сезон, за месяц) или 2) число дней в году (за сезон или за месяц) с индексом больше критического значения. Например, можно в качестве критического значения для КППО принять 4000 (IV класс пожарной опасности по условиям погоды) или 10000 (V класс пожарной опасности). По такому же принципу можно произвести отбор значений ИЛПО в соответствии с критериями ПО для этого индекса. Сформированные таким образом ряды данных отражают динамику индексов ПО относительно установленных уровней на всем временном интервале или общее число дней в году (за сезон или за месяц) со значениями больше критического.

Проведенный в работе анализ по отдельным МС Южного Урала для обоих индексов установил общую тенденцию как увеличения числа дней с максимальными значениями индексов ПО выше критических, так и определил сами максимальные значения КППО и ИЛПО за период наблюдения 1995-2000 гг. При этом на интервале 2000-2005 гг. наибольший рост экстремальных значений индексов выявлен в июле по сравнению с остальными месяцами, и установлены

факты уменьшения максимальных значений индексов ПО и количества дней со значениями индексов выше критических. На рис. 7.5 приведены результаты вычислений индексов ПО для МС Зилаир. Следует отметить, что при установленных общих тенденциях в увеличении числа дней с максимальными значениями индексов ПО выше критических, ИЛПО по сравнению с КППО, найден как более достоверно учитывающим степень пожарной опасности. В таблице 7.4 приведены результаты корреляционного анализа числа дней со значениями индексов пожарной опасности выше критических (для КППО \geq 1000, ИЛПО \geq 24) с фактическими данными о лесных пожарах (число лесных пожаров и лесная площадь, пройденная пожарами), за последние два десятилетия. Фактические данные по лесным пожарам взяты из Единой межведомственной информационно-статистической системы, которые находятся в свободном доступе (<https://www.fedstat.ru>). Значения коэффициентов корреляции для ИЛПО, по сравнению с КППО, оказались выше, как в целом для весенне-летне-осеннего периода, так и для отдельных месяцев периода.

Таблица 7.4. Значения коэффициентов корреляции числа суток за год со значениями индексов пожарной опасности, превышающих критические с фактическими данными о лесных пожарах (за 1992-2020 гг.) для территории Южного Урала*

Месяцы	V	VI	VII	VIII	IX	V-IX
Число лесных пожаров						
КППО	0,13	0,28	0,10	0,14	-0,05	0,20
ИЛПО	0,23	0,32	0,20	0,19	0,46	0,21
Лесная площадь, пройденная пожарами						
Месяцы	V	VI	VII	VIII	IX	V-IX
КППО	0,19	0,33	0,15	0,19	0,11	0,25
ИЛПО	0,35	0,52	0,37	0,26	0,55	0,47

*Жирным шрифтом выделены статистически значимые значения коэффициента корреляции, при $n=21$, $p=0,05$.

Для оценки частоты возникновения таких метеорологических условий в теплый период года (май-сентябрь) выполнено сопоставление максимальных

значений КППО и ИЛПО (рис. 7.5а,в) с числом суток в году со значениями индексов пожарной опасности выше критических за 1978-2020 гг. (рис. 7.5б,г). Выбор периода мая-сентябрь был обусловлен физико-географическими условиями степной и лесостепной зоны Южного Урала и связи таковых с частотой возгораний/пожаров, максимум которых приходится именно на это время года. Поведенное сопоставление показало совпадение экстремальных значений индексов ПО с наиболее засушливыми годами: июнь 1995, июнь-август 2010, июнь-июль 2020 гг.

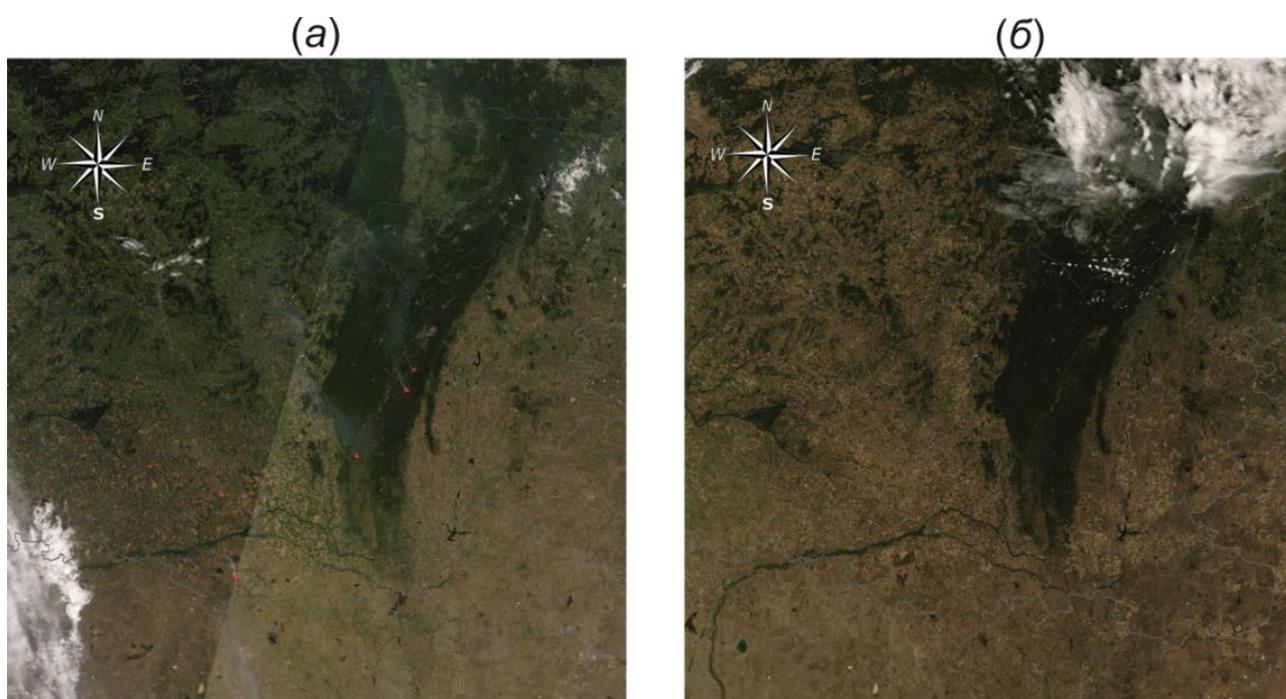


Рисунок 7.6. Снимки со спутника Terra-MODIS (<https://terra.nasa.gov/areas/modis>) территории Южного Урала, с максимальным разрешением 250 м: (а) – 15.07.2020 г.; (б) – 31.08.2016 г., показывающие очаги пожаров (отмечены красными пикселями) и их дымовые шлейфы. Серыми линиями обозначены границы государств и регионов (субъектов Российской Федерации и Республики Казахстан).

Произведено также сравнение дней с низкими и экстремально высокими значениями индексов ПО со снимками высокого разрешения спутника Terra-MODIS (<https://terra.nasa.gov/about/terra-instruments/modis>) для исследуемой территории Южного Урала. В определенные дни установлено совпадение

экстремально высоких значений индексов ПО с датами действия пожаров. В качестве иллюстрации на рис. 7.6 приведены спутниковые снимки одной и той же территории для дня с экстремально высоким индексом ПО (15.07.2020, рис. 7.6а), когда на спутниковом снимке видно несколько очагов природных пожаров, и с низким значением индекса ПО (31.08.2016, рис. 7.6б), когда пожаров не было.

7.3. Влияние метеорологических условий на уровень загрязнения атмосферного воздуха, на примере уфимской агломерации

Глобальное потепление на планете Земля оказывает существенное влияние и на метеорологические условия городов, которые являются крупными экономическими и промышленными центрами регионов. В литературе неоднократно отмечалось, что на процессы аккумуляции и рассеивания загрязняющих веществ в атмосфере существенное влияние оказывают метеорологические условия (Li et al, 2022). Согласно (Райст, 1988). Отметим, что к загрязняющим веществам относятся смеси веществ, рассеянных в атмосфере в виде аэрозолей и не входящих в постоянный состав атмосферы. Аэрозоли в основном представляют собой мелкие частицы (диаметром от 10^{-7} до 10^{-5} мм), способные относительно длительное время (от нескольких суток до нескольких лет) удерживаться в атмосфере. В зависимости от источников образования примеси подразделяются на природные и антропогенные. Обычно содержание в атмосфере аэрозолей природного генезиса больше, чем аэрозолей антропогенного происхождения, однако в крупных промышленных областях и урбанизированных территориях содержание аэрозолей антропогенного происхождения превышает содержание природных аэрозолей. Газовое загрязнение атмосферы, обусловленное антропогенной составляющей, в основном представлено сернистым газом (SO_2), оксидом углерода (CO), диоксидом углерода (CO_2), оксидами азота (NO_x), сероводородом (H_2S), различными углеводородами и аммиаком (NH_3). По результатам постоянного мониторинга и анализу уровня загрязнения за последние десятилетия на территории России выделяются несколько районов с высоким уровнем загрязнения атмосферы: Прибайкалье и

Забайкалье, юг Сибири, Средний и Южный Урал, Московско-Тульский ареал. Город Уфа является самым крупным городом и одним из крупнейших промышленных центров Южного Урала, характеризующимся высоким уровнем загрязнения атмосферы.

Согласно официальным данным Федеральной службы государственной статистики (<https://rosstat.gov.ru>), численность населения города Уфы по данным на 01.01.2020 г. составляла 1140273 чел., площадь 715.14 км². Город Уфа расположен в пределах Прибельской равнины, в 100 км к западу от хребтов Урала. Базой для анализа атмосферного загрязнения Уфы послужили ежедневные данные инструментальных наблюдений с 2017 по 2021 гг., произведенных на 9 стационарных станциях, расположенных в городе Уфе (рис. 7.7) и принадлежащих Росгидромету (<https://www.meteorf.gov.ru>). Наблюдательная сеть работает в соответствии с Руководящим документом 52.04.186-89, а станции подразделяются на «городские фоновые», расположенные в жилых районах Уфы (станции 1, 12, 16 и 17), «промышленные», находящиеся вблизи предприятий (станции 14, 18) и «придорожные», локализованные вблизи автомагистралей, в районах с интенсивным движением транспорта (станции 2, 5 и 23).

Первоначально государственная наблюдательная сеть за состоянием окружающей среды включала 23 станции, но за последние десятилетия количество станций сократилось до нынешних 9, именно поэтому инвентаризационные номера станций не имеют строгой последовательности. Регулярные наблюдения на стационарных станциях проводятся по неполной программе с целью получения информации о разовых концентрациях загрязняющих веществ ежедневно в 7, 13 и 19 часов местного декретного времени.

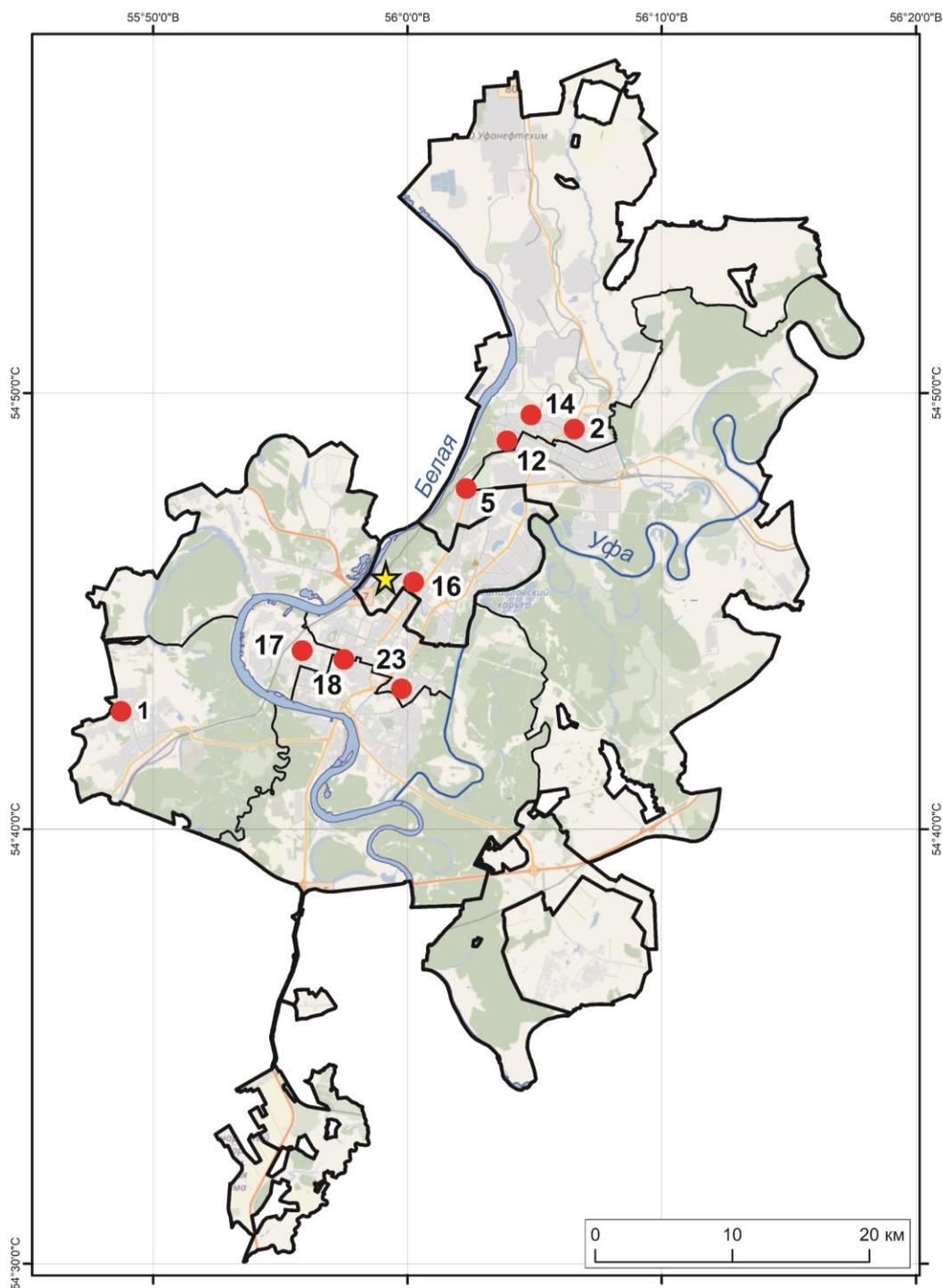


Рисунок 7.7. Карта города Уфы с выделенными административными округами: красными точками обозначены 9 стационарных станций государственной наблюдательной сети за состоянием окружающей среды; желтой звездочкой – расположение метеорологического вертикального температурного профилемера (МТП-5) Слой карты, содержащий лесные массивы, гидрографию местности, автомобильную инфраструктуру и городские постройки, сгенерирован с использованием приложения Яндекс-карты (<https://yandex.ru/maps>).

Для получения профилей температуры и оценки воздействия города на пограничный слой атмосферы был использован уникальный прибор отечественной разработки (<http://jsc-ams.com>) – метеорологический вертикальный температурный профилемер (МТП-5). Данный прибор настроен на измерение собственного теплового излучения атмосферы на частоте 60 ГГц, с разрешением по вертикали 50 м, дискретностью измерений каждые 5 мин и диапазоном высот от 0 до 1000 м.

В результате взаимного наложения и перемешивания выбросов многих источников формируется общегородское загрязнение воздуха (по городу в целом). В связи с этим большие концентрации вредных веществ могут отмечаться вне зоны прямого действия источников выбросов этих веществ в атмосферу. Загрязнение воздуха под влиянием метеорологических условий может одновременно изменяться на всей территории города и должно характеризоваться обобщенным (интегральным) показателем, который вычисляется по материалам инструментальных наблюдений в соответствии с руководящим документов. В метеорологической и геоэкологической практике таким интегральным показателем является параметр P (Сонькин, 1991), который рассчитывается по формуле (7.7):

$$P = \frac{m}{n}, \quad (7.7)$$

где n – общее количество наблюдений за концентрацией примесей в городе в течение одного дня на всех стационарных постах; m – количество наблюдений в течение этого же дня с концентрациями q (мг/м³), которые превышают среднее значение $q_{\text{ср}}$ более чем в 1,5 раза ($q > 1,5q_{\text{ср}}$). Таким образом, параметр P представляет собой отношение количества существенно превышенных концентраций (относительно среднего значения) к общему числу измерений в течение дня.

Для определения тенденции в изменении уровня загрязнения атмосферы T_q по отдельным примесям использовалась формула (7.8):

$$T_q = \left[(q_{\text{ср}2020} - q_{\text{ср}2017}) / q_{\text{ср}2017} \right] \cdot 100\%, \quad (7.8)$$

где $q_{\text{ср}2017}$ и $q_{\text{ср}2020}$ – средние годовые значения концентрации примеси за 2017 и 2020 гг. соответственно.

Для выявления периодичности в колебаниях параметра, в данной работе был использован метод вейвлет анализа, а для оценки влияния метеорологических условий на уровень загрязнения атмосферного воздуха был проведен кросс-вейвлет анализ с данными инструментальных наблюдений на метеорологических станциях. Средние суточные значения инструментальных данных по основным метеорологическим величинам вместе с результатами вычислений значений параметра P по отдельным годам представлены на рисунках 7.8-7.11.

Определяющими факторами качества атмосферного воздуха городских территорий являются размещение и интенсивность источника выбросов, и физико-географические особенности самого города. В Уфе имеется более 60 стационарных источников загрязнения, большинство из которых, однако, производят незначительные выбросы. Главные источники загрязнения атмосферы расположены в северной части Уфы, что создает крайне неблагоприятные условия для сохранения оптимального состояния атмосферы в промышленной зоне. Орографические особенности Уфы (вытянутое с северо-востока на юго-запад Уфимское плато, на котором расположена основная часть города, и наличие речных долин с близкой к меридиальной ориентацией) в сочетании с метеорологическими условиями способствуют формированию концентрических ореолов загрязнения, что также было отмечено в работе (Кузенцова, 2012).

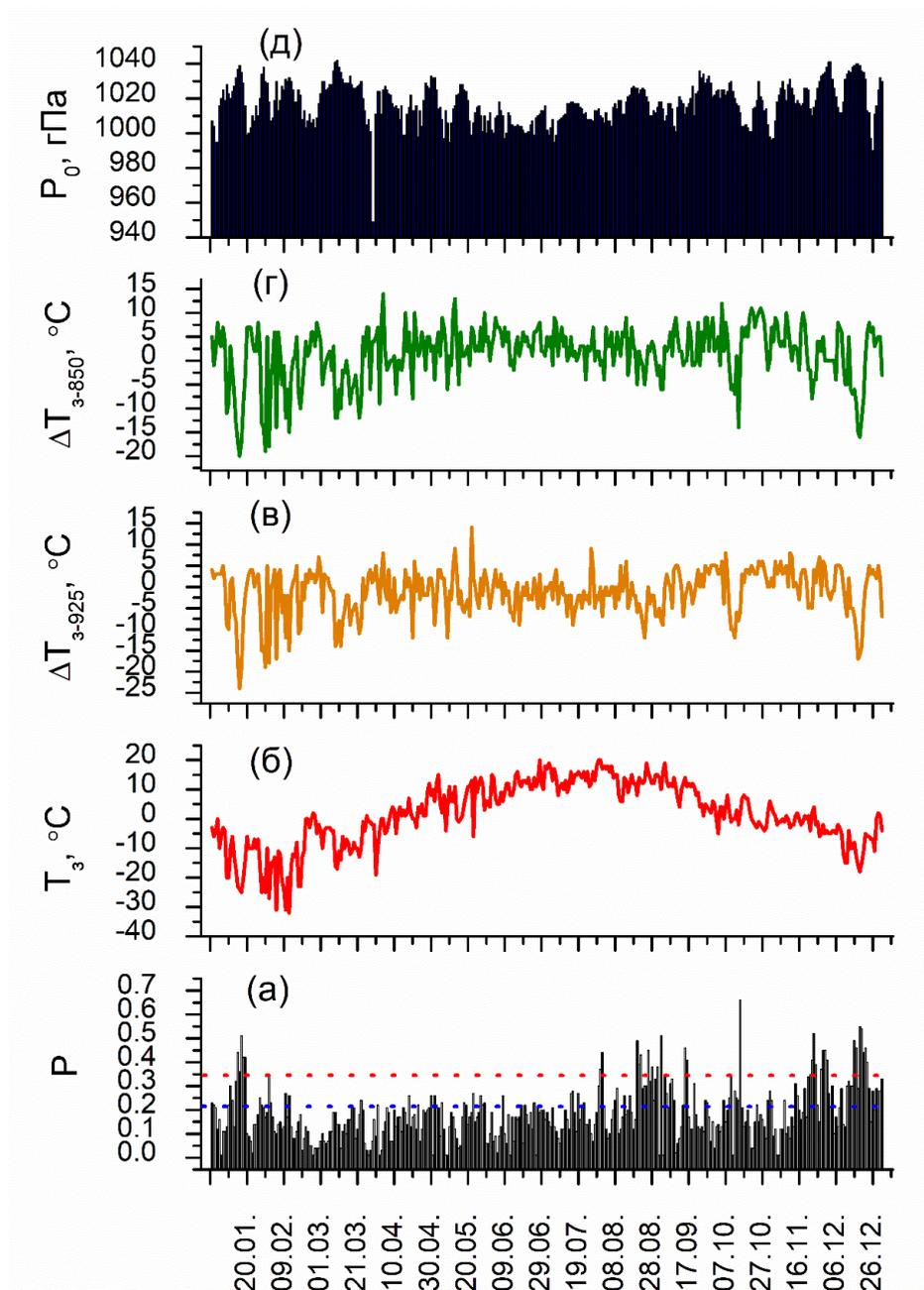


Рисунок 7.8. Внутригодовой ход основных метеорологических характеристик и загрязнения воздуха в Уфе за 2017 г. T_3 – приземная температура воздуха; ΔT_{3-925} – разность температуры воздуха в слое до 925 гПа; ΔT_{3-850} – разность температуры воздуха в слое до 850 гПа; P_0 – атмосферное давление. Синим и красным пунктиром указаны соответственно повышенный и относительно высокий уровни загрязнения атмосферы.

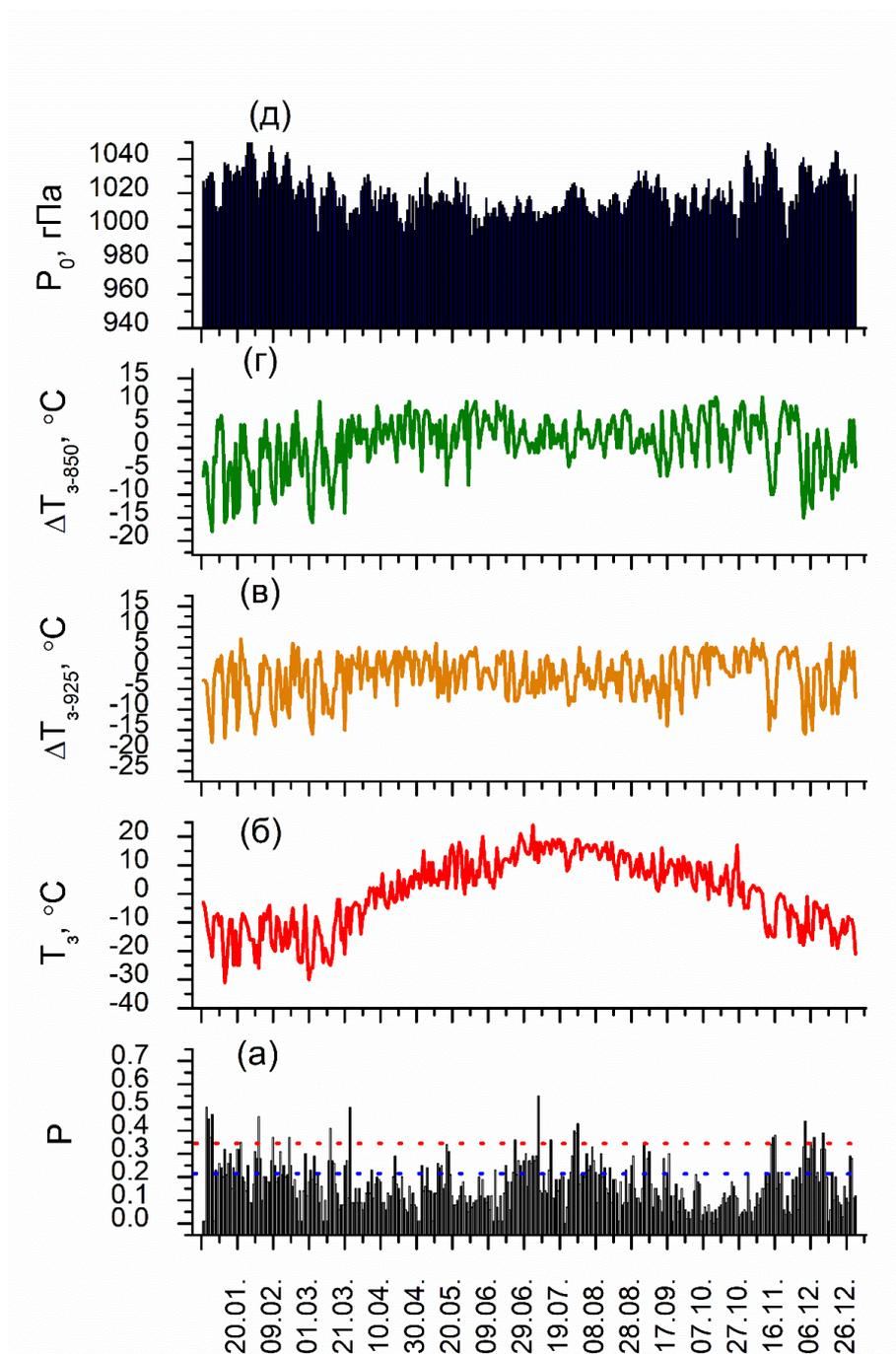


Рисунок 7.9. Внутригодовой ход основных метеорологических характеристик и загрязнения воздуха в Уфе за 2018 г. T_3 – приземная температура воздуха; ΔT_{3-925} – разность температуры воздуха в слое до 925 гПа; ΔT_{3-850} – разность температуры воздуха в слое до 850 гПа; P_0 – атмосферное давление. Синим и красным пунктиром указаны соответственно повышенный и относительно высокий уровни загрязнения атмосферы.

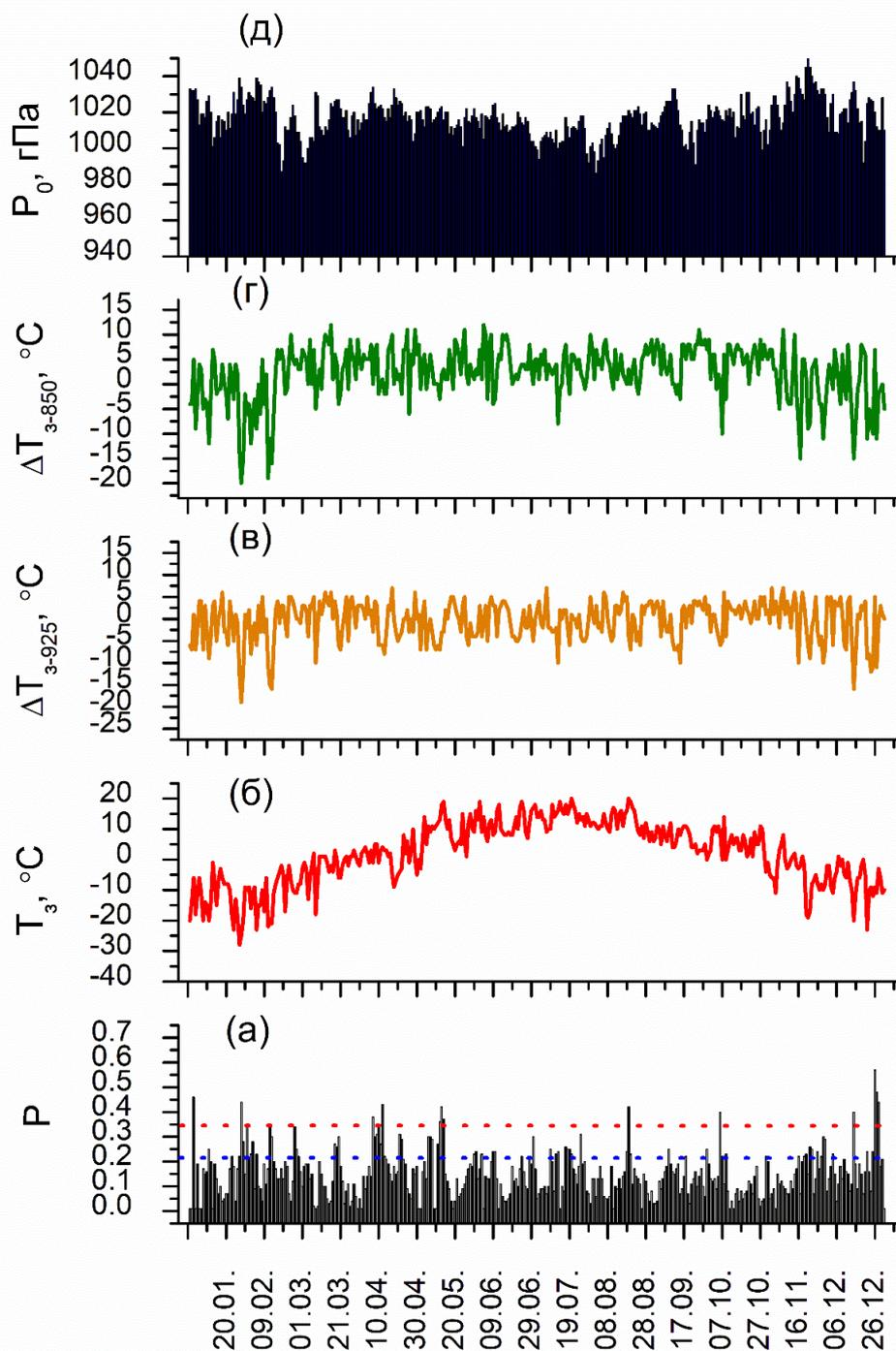


Рисунок 7.10. Внутригодовой ход основных метеорологических характеристик и загрязнения воздуха в Уфе за 2019 г. T_3 – приземная температура воздуха; ΔT_{3-925} – разность температуры воздуха в слое до 925 гПа; ΔT_{3-850} – разность температуры воздуха в слое до 850 гПа; P_0 – атмосферное давление. Синим и красным пунктиром указаны соответственно повышенный и относительно высокий уровни загрязнения атмосферы.

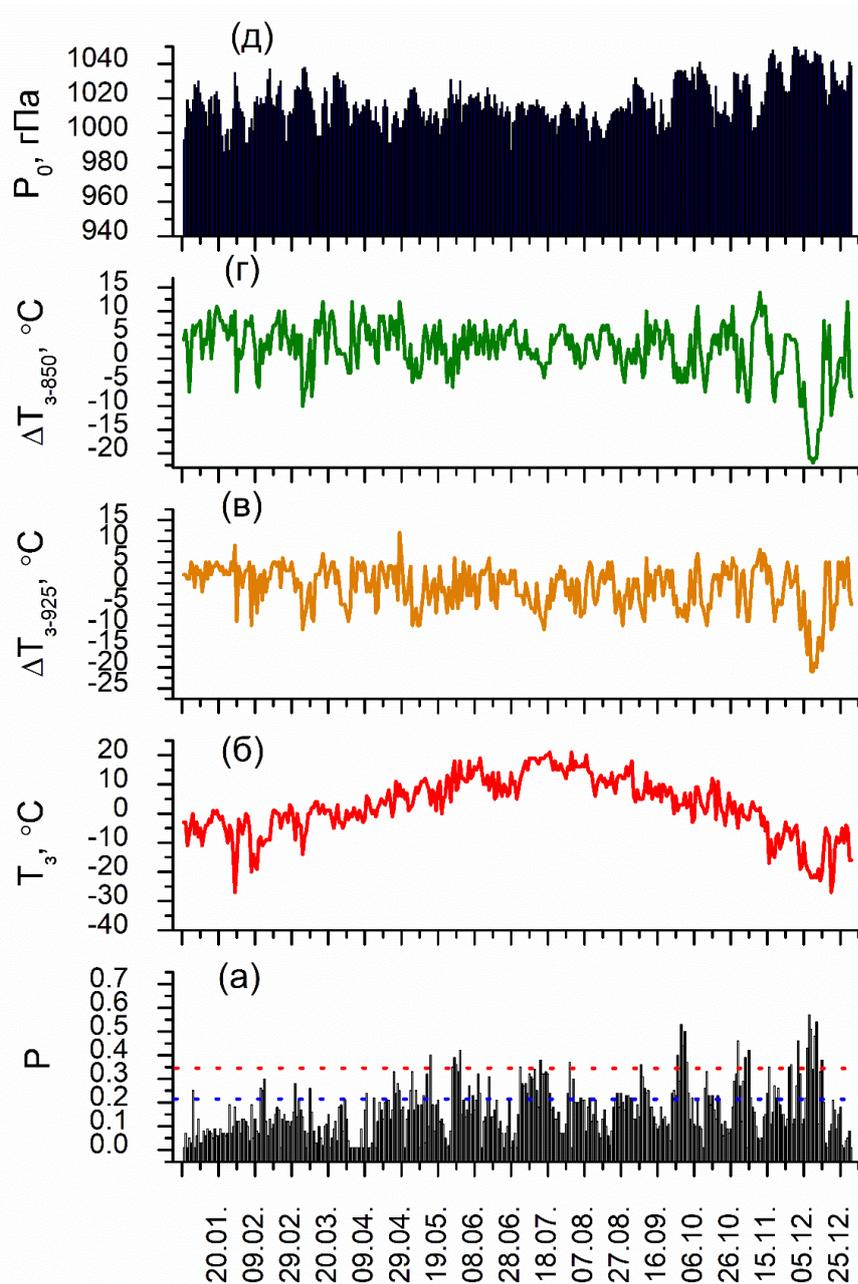


Рисунок 7.11. Внутригодовой ход основных метеорологических характеристик и загрязнения воздуха в Уфе за 2020 г. T_3 – приземная температура воздуха; ΔT_{3-925} – разность температуры воздуха в слое до 925 гПа; ΔT_{3-850} – разность температуры воздуха в слое до 850 гПа; P_0 – атмосферное давление. Синим и красным пунктиром указаны соответственно повышенный и относительно высокий уровни загрязнения атмосферы.

Преобладающими ветрами в Уфе являются, в основном, южные и юго-восточные ветра (Рис. 7.12), что в целом благоприятно сказывается на качестве атмосферного воздуха на большей территории города, поскольку загрязняющие атмосферу вещества переносятся на север или северо-запад. Отметим, что в Уфе основной вклад в суммарные выбросы загрязняющих веществ от стационарных источников вносят предприятия нефтеперерабатывающей промышленности

(73,1%) и электроэнергетики (7,5%), а также автомобильный транспорт (19,4%). В целом объем валовых выбросов от стационарных источников за 2017-2020 гг. составил $128,5 \cdot 10^3$ т, при котором увеличение выбросов составило $31,3 \cdot 10^3$ т. (24,4%).

Отметим, однако, что уровень загрязнения в Уфе за период 2017-2020 гг. являлся низким и определялся, в основном, содержанием в атмосфере города диоксида серы, ксилолов и толуола (табл. 7.5). К настоящему времени не произошло значительного улучшения состояния качества атмосферного воздуха. Различия связаны с введением новых предельно допустимых концентраций (ПДК). Анализ многолетних данных уровня загрязнения атмосферного воздуха Уфы установил тенденцию к его снижению, что подтверждается оценкой внутригодового распределения загрязняющих атмосферу веществ. Действительно, в 2017 году средняя годовая и максимальная разовая концентрации диоксида серы (SO_2) были ниже $1\text{ПДК}_{\text{ср}}$ и $1\text{ПДК}_{\text{м}}$. Средняя за 2017 год концентрация диоксида азота (NO_2) составила $0,032$ ($\text{мг}/\text{м}^3$), что ниже $1\text{ПДК}_{\text{ср}}$.

Максимальная разовая концентрация в $1,5 \text{ПДК}_{\text{м}}$ зафиксирована в декабре на НПЗ № 5. Средняя годовая концентрация оксида азота (NO) составила $0,2 \text{ПДК}_{\text{ср}}$, а максимальная разовая $0,8 \text{ПДК}_{\text{м}}$. Средняя за год концентрация взвешенных веществ установлена ниже $1 \text{ПДК}_{\text{ср}}$ с максимальной разовой в $4,6 \text{ПДК}_{\text{м}}$, которая зафиксирована в марте на НПЗ №5 и в апреле на НПЗ №18. Средняя годовая концентрация оксида углерода (CO) была установлена ниже $1 \text{ПДК}_{\text{ср}}$, а максимальная разовая концентрация зафиксирована в ноябре 2017 года в северной части города (станция №2) на уровне $3,4 \text{ПДК}_{\text{м}}$. Средняя годовая концентрация ксилолов – $0,014$ ($\text{мг}/\text{м}^3$), толуола – $0,035$ ($\text{мг}/\text{м}^3$), этилбензола – $0,004$ ($\text{мг}/\text{м}^3$), формальдегида – $0,005$ ($\text{мг}/\text{м}^3$) или $0,5 \text{ПДК}_{\text{ср}}$. Максимальные разовые концентрации составили для сероводорода и этилбензола $9,5 \text{ПДК}_{\text{м}}$, ксилолов – $4,0 \text{ПДК}_{\text{м}}$, толуола – $3,5 \text{ПДК}_{\text{м}}$, фенола – $2,6 \text{ПДК}_{\text{м}}$, хлорида водорода – $2,4 \text{ПДК}_{\text{м}}$, бензола – $1,6 \text{ПДК}_{\text{м}}$, формальдегида – $1 \text{ПДК}_{\text{м}}$. В то же время концентрации остальных примесей оказались ниже допустимых норм.

Таблица 7.5. Разовые максимальные (ПДК_м), средние годовые (ПДК_{ср}) значения предельно допустимых концентраций загрязняющих веществ, превышения ПДК и тенденции в изменении уровня загрязнения атмосферы различными примесями в городе Уфа за 2017-2020 гг.

Наименование примеси	ПДК _м (мг/м ³)	ПДК _{ср} (мг/м ³)	Превышение ПДК _{ср}				Превышение ПДК _м				Т, %
			2017	2018	2019	2020	2017	2018	2019	2020	
Взвешенные вещества	0,5	0,075	0,6ПДК	0,6ПДК	0,6ПДК	0,4ПДК	4,6ПДК	4,6ПДК	4,6ПДК	3,2ПДК	-41,9
Диоксид серы	0,5	0,05	0,1ПДК	0,1ПДК	0,1ПДК	0,1ПДК	0,6ПДК	1,5ПДК	1,5ПДК	1,5ПДК	+33,3
Оксид углерода	5,0	3,0	0,2ПДК	0,2ПДК	0,2ПДК	0,2ПДК	3,4ПДК	2,4ПДК	2,5ПДК	1,6ПДК	-16,7
Диоксид азота	0,2	0,04	0,8ПДК	0,8ПДК	0,8ПДК	0,8ПДК	1,5ПДК	1,6ПДК	1,6ПДК	1,7ПДК	-3,1
Оксид азота	0,4	0,06	0,2ПДК	0,1ПДК	0,1ПДК	0,1ПДК	0,8ПДК	1,0ПДК	1,0ПДК	0,9ПДК	-27,3
Сероводород	0,008	0,002	-	-	-	-	9,5ПДК	9,1ПДК	9,1ПДК	8,1ПДК	0,0
Фенол	0,01	0,03	0,2ПДК	0,2ПДК	0,2ПДК	0,2ПДК	2,6ПДК	1,0ПДК	1,0ПДК	1,4ПДК	0,0
Хлорид водорода	0,2	0,02	0,3ПДК	0,3ПДК	0,3ПДК	0,2ПДК	2,4ПДК	2,9ПДК	2,9ПДК	1,6ПДК	0,0
Аммиак	0,2	0,4	0,3ПДК	0,3ПДК	0,3ПДК	0,3ПДК	0,6ПДК	0,5ПДК	0,5ПДК	1,8ПДК	0,0
Формальдегид	0,01	0,003	0,5ПДК	0,5ПДК	0,5ПДК	0,3ПДК	1,0ПДК	0,6ПДК	0,7ПДК	1,4ПДК	-40,0
Бензол	0,3	0,005	0,1ПДК	0,1ПДК	0,1ПДК	0,1ПДК	1,6ПДК	1,3ПДК	1,2ПДК	1,4ПДК	0,0
Ксилолы	0,2	0,1	-	-	-	-	4,0ПДК	0,5ПДК	0,5ПДК	2,5ПДК	+400,0
Толуол	0,6	0,4	-	-	-	-	3,5ПДК	0,8ПДК	0,7ПДК	0,5ПДК	+100,0
Этилбензол	0,02	0,004	-	-	-	-	9,5ПДК	6,5ПДК	6,8ПДК	9,0ПДК	0,0

Символом «-» обозначен уровень загрязнения по отдельным примесям в несколько раз ниже ПДК_{ср}.

Аналогичные измерения в 2018 году показали, что средняя за год концентрация SO_2 оказалась ниже 1 ПДК_{ср} с максимально разовым показанием 1,5 ПДК_м в мае на НПЗ №2. Средняя за год концентрация NO_2 составила ниже 1 ПДК_{ср}, а максимальная разовая составила 1,6 ПДК_м, которая зафиксирована в мае на НПЗ №12. Средняя годовая концентрация NO составила 0,1 ПДК_{ср}, с максимальной разовой практически на уровне 1 ПДК_м. Средняя годовая концентрация взвешенных веществ оказалась ниже 1 ПДК_{ср}, для которых максимальная разовая зафиксирована на уровне 4,6 ПДК_м на том же предприятии, что и в 2017 году. Средняя годовая концентрация CO составила ниже 1 ПДК_{ср}, а максимальная разовая зафиксирована в феврале в северной части города (станция №14) на уровне 2,4 ПДК_м. Средняя за год концентрация ксилолов составила 0,014 (мг/м³), толуола – 0,051 (мг/м³), этилбензола и формальдегида – 0,005 (мг/м³), что соответствует 0,5 ПДК_{ср}. Максимальные разовые концентрации составили для сероводорода 9,1 ПДК_м, этилбензола – 6,5 ПДК_м, хлорида водорода – 2,9 ПДК_м, бензола – 1,3 ПДК_м, фенола – 1 ПДК_м, а концентрации остальных примесей зафиксированы на уровне ниже допустимых норм. Среднегодовые и максимальные разовые концентрации загрязняющих атмосферу веществ в 2019 году оказались для всех примесей схожими со значениями, зафиксированными в 2018 году. В 2020 году средняя годовая концентрации SO_2 составила также как и в предыдущие два года ниже 1 ПДК_{ср}, а максимальная разовая концентрация установлена на уровне в 1,5 ПДК_м и была зафиксирована в августе на НПЗ №2. Средняя годовая концентрация NO_2 составила 0,031 (мг/м³), что ниже 1 ПДК_{ср}, а максимальная разовая концентрация составила 1,7 ПДК_м, что зафиксировано в феврале на НПЗ №5. Средняя годовая концентрация NO составила 0,1 ПДК_{ср}, а максимальная разовая ниже 1 ПДК_м. Средняя годовая концентрация взвешенных веществ оказалась ниже 1 ПДК_{ср}, с максимальной разовой зафиксированной на уровне 3,2 ПДК_м. Средняя годовая концентрация CO ниже 1 ПДК_{ср} с максимальной разовой концентрацией 1,6 ПДК_м, установленной в мае на станции №17. Средняя годовая концентрация ксилолов – 0,049 (мг/м³), толуола – 0,079 (мг/м³), хлорбензола – 0,003 (мг/м³), этилбензола – 0,008 (мг/м³),

изопропилбензола – 0,001 (мг/м³). Максимальные разовые концентрации этилбензола – 9,0 ПДК_м, сероводорода – 8,1 ПДК_м, хлорбензола – 5,7 ПДК_м, изопропилбензола – 4,6 ПДК_м, ксилолов – 2,5 ПДК_м, аммиака – 1,8 ПДК_м, хлорида водорода – 1,6 ПДК_м, фенола и бензола – 1,4 ПДК_м, толуола ниже установленных норм. Необходимо отметить, что введение в 2020 году карантина на целый год в связи с пандемией практически никак не изменило уровень загрязнения воздуха. Это объясняется тем, что большинство предприятий, являющихся основными источниками загрязнения атмосферы в Уфе, относятся к стратегическим и поэтому не приостанавливали свою работу в соответствии с постановлением федерального правительства.

Анализ годового хода метеорологических величин и параметра загрязнения атмосферы P , характеризующих условия аккумуляции и рассеивания примесей, позволяет оценить влияние погодных условий на режим загрязнения воздуха. В геоэкологической и метеорологической практике, параметр загрязнения атмосферы P ранжируют по следующим уровням: относительно высокий ($P > 0,35$), повышенный ($0,21 \leq P \leq 0,35$) и пониженный ($P \leq 0,20$). Из графиков внутригодового хода метеовеличин (рисунки 7.8-7.11) видно, что в дни, когда наблюдалась инверсия температуры, значения параметра загрязнения атмосферы P было повышенным или относительно высоким.

Инверсия температуры происходит при неблагоприятных метеорологических условиях и отражает формирование устойчивой стратификации в тропосфере, что приводит к появлению задерживающего слоя для распространения примесей в атмосфере. Практически ежедневно в ночное время в Уфе наблюдаются приземные и приподнятые инверсии, которые с восходом Солнца, как правило, разрушаются. Из-за ослабления вертикального обмена воздушных масс при инверсиях устанавливаются опасные скопления примесей в атмосфере, источником которых являются автотранспорт и большое количество стационарных источников загрязнения в промышленной зоне Уфы. Высокий уровень загрязнения приземного слоя воздуха был также установлен при слабых ветрах и штилях. По данным фактических наблюдений (рис. 7.12) в

годовом ходе повторяемости скорости ветра 0-1 м/с (табл. 7.6) отмечается слабый максимум летом и минимум в зимний период.

Таблица 7.6. Средние многолетние значения (нормы) метеорологических характеристик по городу Уфа с 2017 по 2020 гг.

Метеорологическая характеристика	Многолетнее значение
Осадки, количество дней	207
Повторяемость приземных инверсий температуры, %	37
Повторяемость застоев воздуха, %	22
Повторяемость ветров со скоростью 0-1 м/с, % (независимо от инверсий)	27
Повторяемость ветров со скоростью 0-1 м/с, % (без приземных инверсий)	9
Повторяемость приподнятых инверсий температуры, %	52
Повторяемость туманов, %	0.5

В течение года преобладающими ветрами на Уфимском плато являются южные и юго-восточные, именно по этой причине размещение крупных предприятий нефтеперерабатывающей промышленности было организовано в северной и северо-восточной части города. Очевидно, что увеличение скорости ветра способствует уменьшению концентрации вредных веществ в атмосфере. Действительно, низкие значения параметра загрязнения атмосферы P совпадает с холодными периодами в Уфе, когда повторяемость ветров со скоростью более 1 м/с была наибольшей. Значения параметра фонового загрязнения P при наличии и отсутствии ветра по городу Уфа приведено в табл. 7.7.

Таблица 7.7. Зависимость параметра P в городе Уфа от скорости ветра v при наличии и отсутствии приземной инверсии за 2017-2020 гг.

Наличие		Отсутствие	
P	v , м/с	P	v , м/с
0,30	0	0,20	0
0,35	1	0,11	1
0,24	2	0,09	2
0,09	3	0,19	3
0,05	4	0,22	4
0,01	5	0,13	5

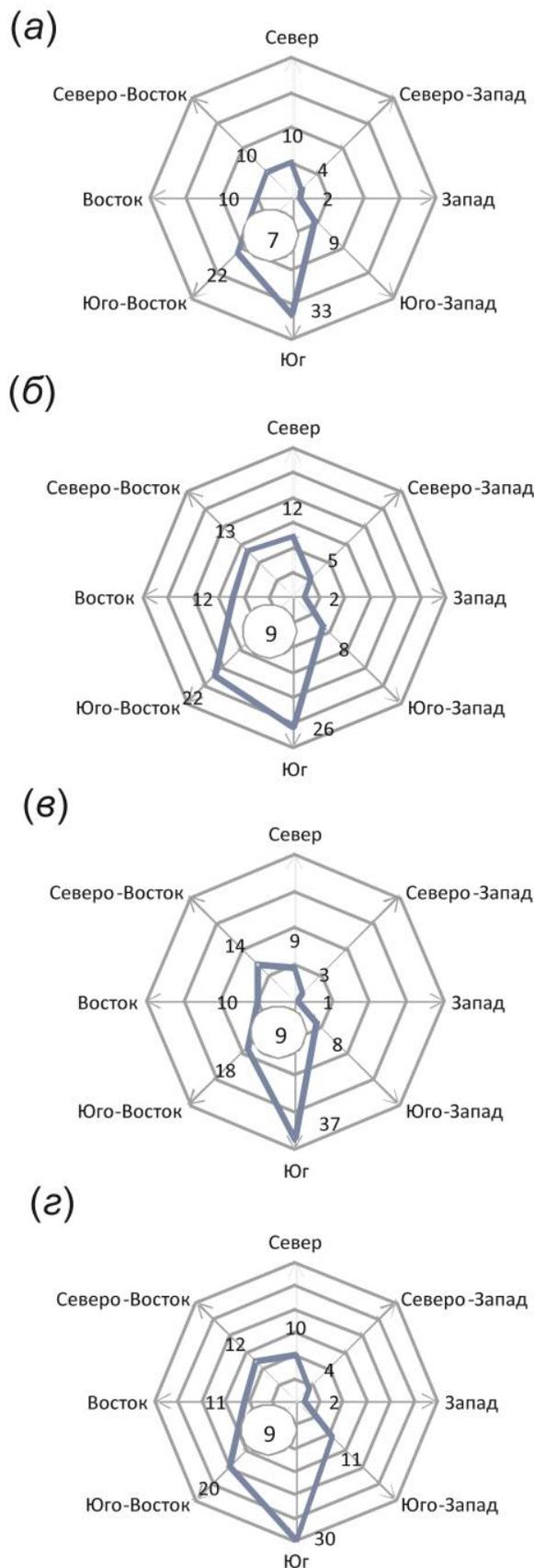


Рисунок 7.12. Векторная диаграмма годового режима ветра в городе Уфа (роза ветров): а) 2017 г.; б) 2018 г.; в) 2019 г.; г) 2020 г. Цифрами обозначена частота (повторяемость) ветров различного направления в %, значение в центре круга это частота проявления штиля.

По аналогии с работой (Бородулин и др., 2004) был проведен вейвлет анализ преобразования массива ежедневных данных параметра P за 2017-2020 гг., результаты которого показаны на Рис. 7.13а и 7.13б. Выявленные с помощью вейвлет разложения составляющие в колебаниях значений параметра P можно условно разделить на три группы: первая группа – это высокочастотные изменения с периодами 5 и 30 суток, вторая – среднечастотные, с периодами 90 и 180 суток, третья – это низкочастотные изменения с периодами 245 и 356 суток. На рис. 7.13а показана визуализация временной локализации выявленных периодов с указанием статистической значимости (с 90% доверительной вероятностью) в виде «конуса влияния». Рис. 7.13б демонстрирует периодограмму выявленных частот и вклад (мощность) каждой из составляющих анализируемого сигнала.

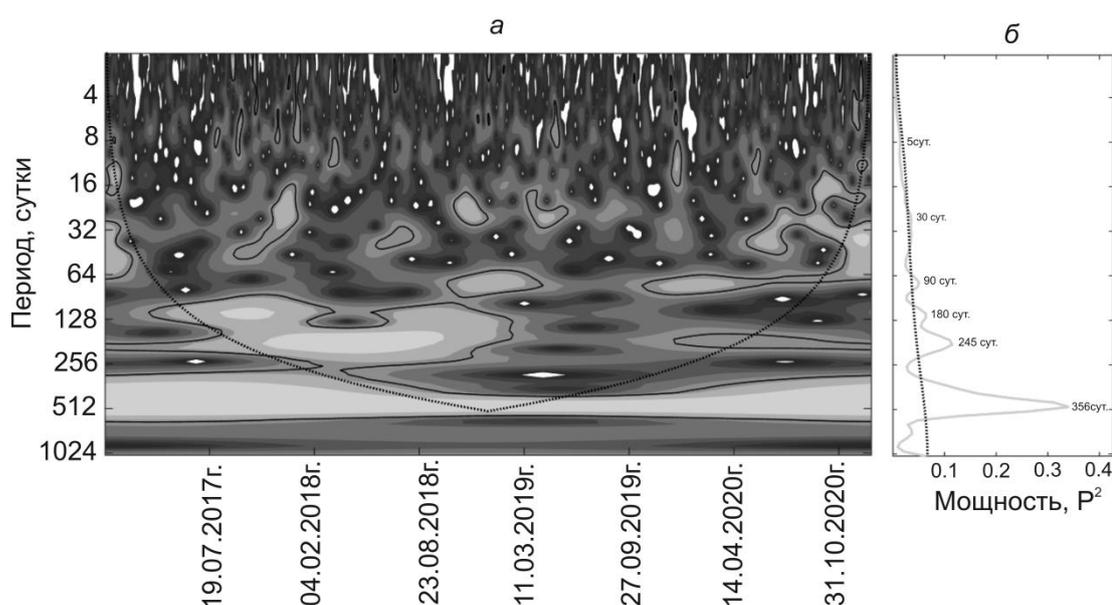


Рисунок 7.13. Вейвлет анализ: а) локальный вейвлет спектр параметра P ; б) глобальный вейвлет спектр параметра P .

Следующим шагом анализа было проведение кросс-вейвлет метода для установления тесноты связи и согласованности/когерентности колебаний рядов параметра P с метеорологическими величинами (атмосферное давление, приземная температура воздуха, разность температур воздуха в слое до 925 гПа и

разность температур воздуха в слое до 850 гПа). Результаты кросс-корреляции параметра P с метеорологическими величинами показаны на Рис. 7.14. Направление стрелок на этих рисунках указывает характер выявленных колебаний: право – синфазно, лево противофазно, направление стрелок вниз или вверх указывает на опережение или запаздывание (на $\pi/2$) колебаний параметра P по сравнению с колебаниями метеовеличин.

С целью установления количественной меры тесноты связи в разных временных масштабах были вычислены корреляционные отношения для колебаний исследуемых параметров. Кросс-вейвлет анализ данных параметра P с атмосферным давлением и приземной температурой воздуха (рис. 7.14в и 7.14г) установил синфазный характер в высокочастотной области (периоды 5-30 суток) анализируемых колебаний. Результаты анализа на установление когерентности в колебаниях рядов параметра P с данными разности температуры воздуха в слое до 925 гПа и в слое до 850 гПа показали статистически значимую связь в средне- и низкочастотной областях спектров. Установлено, что для статистически значимых периодов характер связи был преимущественно противофазным с величиной коэффициента корреляции (r) от 0.75 до 0,99.

Установлено, что наиболее высокие уровни загрязнения воздуха в Уфе зафиксированы в промышленной зоне города. Основными источниками загрязнения определены предприятия нефтеперерабатывающей промышленности, вклад которых составил более чем 2/3 от всех выбросов в атмосферу города. В летний сезон с ростом температуры увеличивается и концентрация практически всех примесей в атмосфере города. Выявлено, что увеличение концентрации загрязняющих веществ наблюдается при ветрах со стороны промышленных предприятий, а также при штиле.

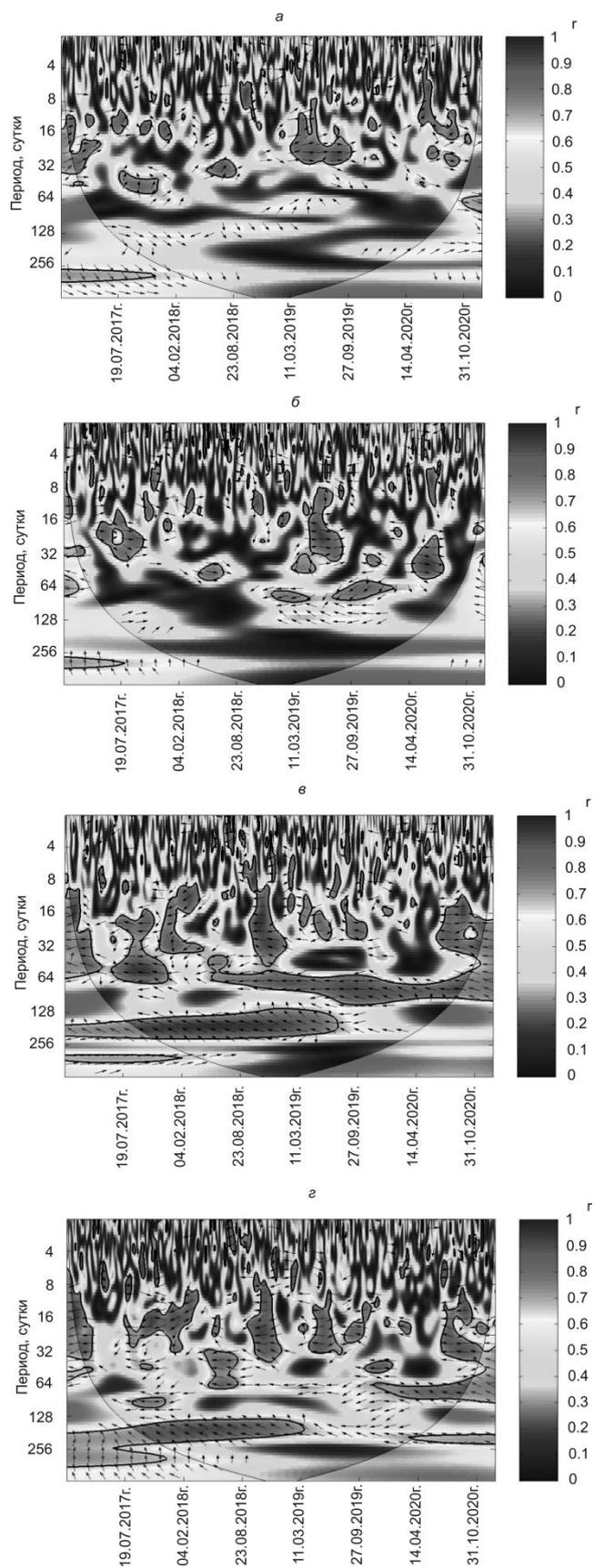


Рисунок 7.14. Кросс-вейвлет анализ колебаний параметра P, а) атмосферного давления, б) приземной температуры воздуха, в) разности температур в слое до 925 гПа, г) разности температур в слое до 850 гПа.

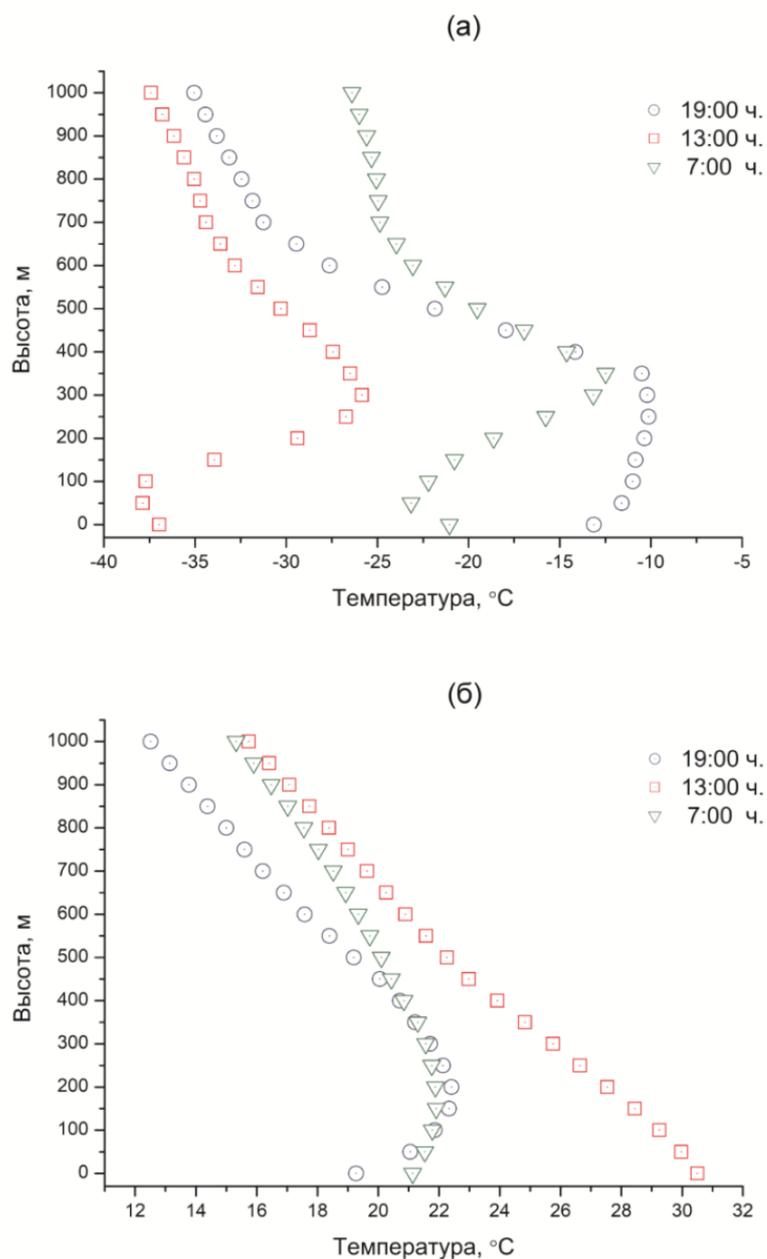


Рисунок 7.15. Температура воздуха в 1000-метровом слое над городом Уфа: (а) 23.01.2021 г. и (б) 22.08.2021 г.

Проведенное микроволновое зондирование нижних слоев атмосферы позволило с высоким пространственно-временным разрешением определить характер устойчивости и свойственные пограничному слою атмосферы явления приземных инверсий. Как известно, температурная инверсия, является одной из причин увеличения концентрации загрязняющих веществ в атмосфере (Bai et al, 2022; Yang, Shao, 2021). На годовой выборке инструментальных данных МТП-5 за 2017-2021 гг. для уровней в диапазоне 0–1000 м были вычислены градиенты

температур. Также была создана отдельная выборка данных об инверсиях в городе Уфе за 2017-2021 г. Необходимо отметить, тот факт, что в некоторые из дней, когда значения параметра загрязнения атмосферы было условно повышенным ($P \geq 0,35$), одновременно наблюдались температурные инверсии независимо от времени суток и года (рис. 7.15).

7.4. Оценка последствий опасных природных явлений на примере Республики Башкортостан

В последние десятилетия пристальное внимание привлекают изменения климата, которые требуют принятия незамедлительных действий, поскольку результаты таких изменений носят кумулятивный характер и могут оказывать существенное влияние на человечество в целом, а также на отдельные страны и регионы мира. Необходимо отметить тот факт, что для климатических изменений характерна пространственно-временная неоднородность, в одних регионах они происходят быстрее, в других медленнее. Очевидным последствием таких климатических изменений, является рост числа опасных природных явлений (ОПЯ), которые являются источником социально-экономических потрясений, приводящие к гибели людей и приносящие огромный материальный ущерб. Увеличение не только числа ОПЯ, но и их масштабов, по всей видимости, является следствием проводимой экологической политики (в нашей стране и в некоторых зарубежных странах), а также неадекватного развития методов прогнозирования и оценки природных катастроф. Согласно официальному докладу Бюро по сокращению риска бедствий ООН (<https://www.un.org/ru>) количество стихийных бедствий с 2000 по 2019 гг. удвоилось по сравнению с 1980-1999 гг. За последние 20 лет было зарегистрировано 7348 природных катастроф, из них около 3000 бедствий произошли в Азии, 1800 на американском континенте и примерно 1000 в Африке, в результате погибло более одного миллиона человек, мировая экономика потеряла около $\$3 \cdot 10^{12}$.

Южный Урал и составляющие его отдельные регионы в последние десятилетия также подвержены различным ОПЯ со всеми вытекающими из этого

отрицательными последствиями. Далее мы приведем результаты нашего исследования по оценке ОПЯ на примере Башкирии, одного из двух регионов Южного Урала. На рис. 7.16 серым цветом обозначены районы Башкирии, в которых по оперативным данным Государственного комитета по чрезвычайным ситуациям (<https://gkchs.bashkortostan.ru>) чаще всего регистрируются ОПЯ. Базой для анализа послужили данные Главного управления МЧС России по Республике Башкортостан (<https://02.mchs.gov.ru>) и Единой межведомственной информационно-статистической системе (<https://www.fedstat.ru>) находящиеся там, в открытом доступе.

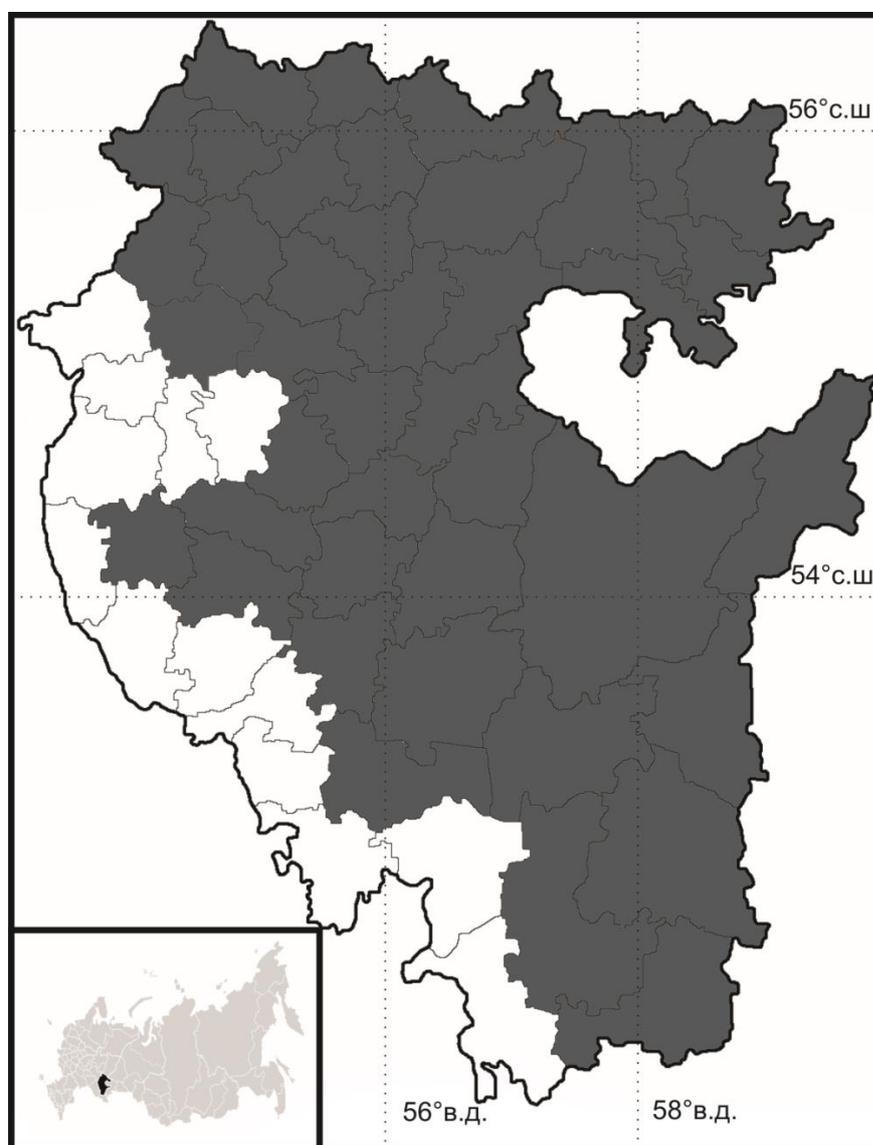


Рисунок 7.16. Карта политико-административного деления Башкирии. Серым цветом выделены районы наиболее пострадавшие от опасных природных явлений.

Для описания результатов этого исследования ОПЯ в Башкирии было бы уместно привести здесь некоторые базовые индексы для оценки степени ОПЯ. При этом также важно было бы иметь единую шкалу для измерения размеров природных катастроф, что позволило бы сравнивать степень опасности ожидаемых в регионе ОПЯ и соответственно повысить эффективность планирования защитных мероприятий. Необходимо констатировать, что на данный момент, к сожалению, такой единой шкалы для сравнения ОПЯ пока нет. На практике для определения размеров природных катастроф используется два показателя: число летальных исходов за катастрофу C (единица измерения ЛИ) и размер материального ущерба M , единица измерения рубли или дол. США. Оба эти показателя имеют разную размерность, что затрудняет сравнение масштабов природных катастроф. Для решения данной проблемы размер катастроф в диссертационной работе рассматривался в виде векторной величиной (C, M) (Русин, 2003). Компоненты вектора удобно измерять в единой системе единиц и для этого необходимо показатели C и M во время катастрофы выразить в экономической мере. В этом случае необходимо принять, что один человек ежегодно производит материальных ценностей на сумму глобального валового или регионального продукта на душу населения. За базисный период можно принять любой временной интервал (с конкретным экономическим обоснованием). В соответствии с методикой, предложенной в работе (Русин, 2003), в качестве базового, был выбран период 2000-2010 гг., в течение которого значение валового регионального продукта Башкирии составляло \$1459, по данным Росстата, и было максимальным по сравнению с предыдущим десятилетием. Исходя из этого, величину материальных потерь K , которые понесет регион от гибели одного человека, можно получить следующим образом:

$$K = GDP \cdot ADWL, \quad (7.9)$$

где GDP – валовый внутренний/региональный продукт (Gross Domestic Product), $ADWL$ (Average Duration of Working Life) – условная средняя продолжительность

трудоу жизни в Башкирии составляет 31 год. С учетом этого можно получить единую оценку потерь в виде модуля вектора $(K \cdot C, M)$, который вычисляется по формуле (7.10):

$$CLI_{\text{вект}} = [(K \cdot C)^2 + M^2]^{1/2}. \quad (7.10)$$

Учитывая, что величины C и M не могут быть отрицательными и изменяются в ограниченном диапазоне значений, можно вместо $CLI_{\text{вект}}$ (Catastrophe Loss Index) ввести величину, которая в дальнейшем будет именоваться приведенными потерями RCL (Reduced Catastrophe Loss) и вычисляется по формуле (7.11):

$$RCL = K \cdot C + M, \quad (7.11)$$

в которой масштабный коэффициент приведения числа погибших K имеет размерность дол. США/ЛИ.

С учетом того, что значения RCL изменяются в широком диапазоне, удобно от самой величины перейти к ее десятичному логарифму, для этого следует выбрать определенный уровень потерь в качестве репера (отсчетного уровня). Например, засуха на территории Башкирии в 2010 году, когда в результате природной стихии погибло 500 чел. Поэтому за единицу потерь примем значение CLI_0 , получающееся по формуле (7.10) при $C_0=500$ и $M=0$. Затем в качестве индекса величины приведенных потерь при ОПЯ будет использоваться величина $RCLI$ (Reduced Catastrophe Loss Index), вычисляемая по формуле (7.12):

$$RCLI = \lg[C/C_0 + M/(K \cdot C_0)]. \quad (7.12)$$

Вычисленный таким образом индекс приведенных потерь $RCLI$ является удобным для анализа масштаба природных катастроф, поскольку его значения варьируются в узком диапазоне. Значение индекса равное нулю эквивалентно

$C=500$ ЛИ, или материальным потерям $M=\$22614500$. Изменение этого индекса на единицу эквивалентно изменению значения потерь на порядок. Все сопутствующие вычислительные процедуры в формулах (7.9–7.12) были реализованы в программе MatLab. Индекс приведенных потерь позволял учесть как человеческие жертвы, так и материальные потери с учетом поправки на экономический уровень развития региона/страны, что позволяло ранжирование ОПЯ. На рис. 7.17 и 7.18 приведены результаты вычислений значений индекса приведенных потерь для территории Башкирии за 2012-2020 гг. Из этих данных видно, что лесные пожары и опасные метеорологические явления доминируют по своему воздействию в сравнении с опасными гидрологическими и геологическими явлениями, установлен рост общих потерь от ОПЯ на территории Башкирии.

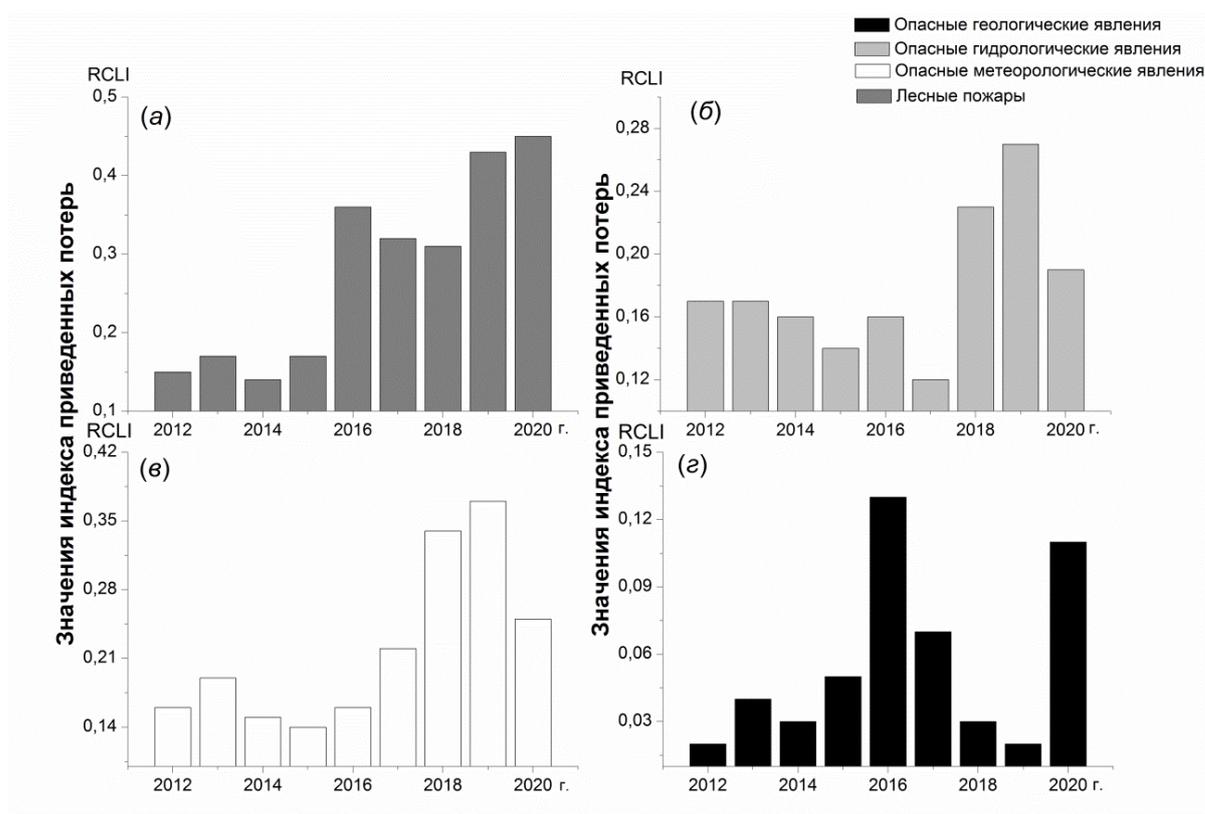


Рисунок 7.17. Динамика индекса приведенных потерь за 2012–2020 гг. для территории Башкирии в целом.

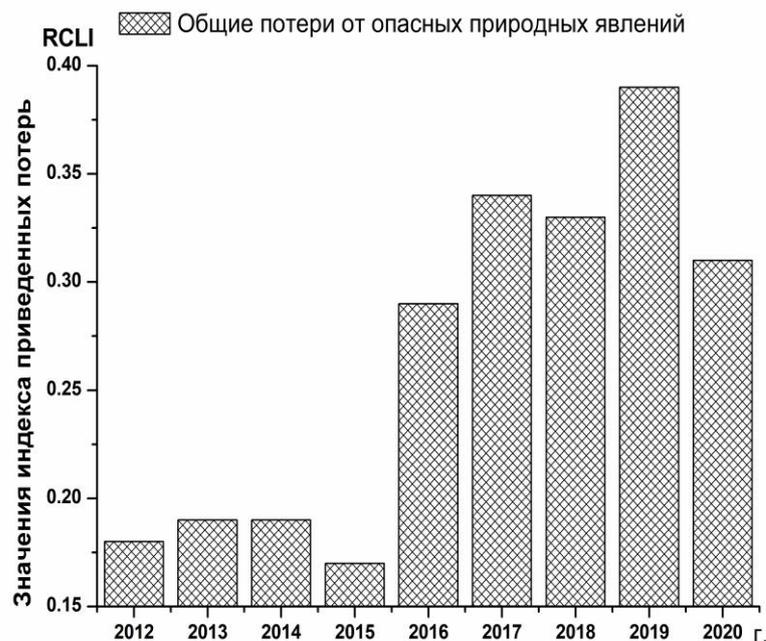


Рисунок 7.18. Динамика общих потерь за 2012–2020 гг. для территории Башкирии в целом.

Необходимо отметить практическое значение индекса и самого метода индексации. Переход от модуля оценки $CLI_{\text{вект}}$ к оценке RCL не искажает порядка расположения ОПЯ по величине выбранного критерия, между обеими величинами существует сильная теснота связи (значение коэффициента линейной корреляции Пирсона $r=0,99$). Величину RCL можно рассчитывать без потери корректности оценки, которая позволяет дифференцировать ОПЯ по характеру преобладающих потерь. Действительно, в результате лесных пожаров число жертв среди населения было меньшим по сравнению с наводнениями, а материальный ущерб большим. Именно поэтому индекс приведенных потерь, учитывающий человеческие жертвы и материальные потери с учетом поправки на экономический уровень региона, позволяет более объективно ранжировать ОПЯ.

7.5. Выводы

Данная глава диссертационной работы была связана с исследованием процессов засушливости и увлажнения, причин и последствий возникновения опасных природных явлений и природы атмосферного загрязнения территории

Южного Урала. Вычисленные в работе индексы засушливости адекватно отразили наблюдаемые аномалии засушливости и влажности, в том числе их экстремальные значения. Найдены связи изменений климата Южного Урала с опасными природными явлениями, такими как лесные пожары и наводнения. Отмечено, что наблюдающиеся в последние 20 лет продолжительные засушливые периоды на Южном Урале связаны с изменением во внутригодовом распределении атмосферных осадков, а именно увеличением доли осадков осенне-зимнего сезона по сравнению с осадками весенне-летнего периода. Для Южного Урала определены области переувлажнения и засушливости, граница между которыми проходит главным образом по Уральским горам, что говорит об экранирующей роли этого горного массива.

Анализ метеорологических условий города Уфы с 2017 по 2021 гг. позволил установить связь между ними и увеличением/уменьшением концентрации загрязняющих веществ в атмосфере. Найдены условия для возникновения над городом так-называемого острова тепла. Показано, что в дневные часы в теплое и холодное время года остров тепла существенно размывается, а ночью усиливается. С помощью данных измерений МТП-5 идентифицировано явление температурной инверсии в городе Уфе с верхней границей до 300 м.

Заключение и выводы

Диссертационная работа была посвящена исследованию роста глобальной приповерхностной температуры воздуха и отслеживанию наиболее опасных возможных последствий, связанных с этим явлением. История изучения этого процесса насчитывает более ста лет и в последние десятилетия тысячи публикаций фундаментального характера, связанных с изучением этого феномена, ежегодно выходят в свет и еще больше статей с пугающими фактами последствий глобального потепления публикуются в средствах массовой информации для внимания широкой публики. Как отмечено во Введении, этот процесс, имеющий планетарный характер, по-разному проявляется в различных регионах Земли. В связи с этим является интересным исследование процесса повышения приземной температуры не только в масштабах планеты, но также и в отдельных регионах Земли. В данной диссертационной работе были рассмотрены процессы вариаций приземной температуры, осадков и стока рек Южного Урала. Для анализа этих явлений были привлечены различные методы анализа, такие как вейвлет – кросс-вейвлет преобразования, Фурье преобразование, фильтр Калмана, метод главных компонент, пространственной интерполяции, корреляционный анализ, регрессии и построение древесно-кольцевых хронологий по общей ширине годовых слоев ранней и поздней древесины. Были отслежены и идентифицированы климатические изменения на Южном Урале как в течение периода стационарных наблюдений (т. е. порядка одного столетия), так и для более длительных временных периодов, благодаря привлечению в работе методов дендрохронологии и реанализа. В процессе выполнения диссертационной работы были получены новые оригинальные решения и результаты, что, однако, не позволяет пока прийти к заключению, что все вопросы, связанные с проблемами изменения климата Южного Урала и связанные с ним последствия различного характера, нашли свое окончательное решение. Тем не менее, все поставленные в диссертации задачи были решены и по ним были сформулированы следующие

Выводы:

1. Проведенный вейвлет анализ инструментальных данных приповерхностной температуры воздуха, атмосферных осадков и речного стока на Южном Урале позволил выявить циклы, которые можно условно разделить на высокочастотные с периодами от 2,3 до 7,1 года и низкочастотные от 11,2 до 50-60 лет.
2. Применение кросс-вейвлет анализа позволило установить высокую степень связи ($r = 0,85-0,92$) с Североатлантическим колебанием в высокочастотной области колебаний, а для низкочастотной области колебаний была установлена высокая степень связи ($r = 0,87-0,96$) с индексом Атлантического мультидекадного колебания и с индексом Арктической осцилляции.
3. Установлено, что основным климатическим фактором, оказывающим лимитирующее влияние на радиальный прирост сосны обыкновенной на Южном Урале, являются атмосферные осадки весенне-летнего периода. Наиболее тесная связь для радиального прироста сосны на Южном Урале найдена с атмосферными осадками мая-июля ($r = 0,60-0,78$). Благодаря большой длительности реконструированных рядов осадков найдены статистически значимые когерентности для низкочастотных осцилляций с периодом в 22 года (САК) и 50 лет (САК и АМК).
4. С помощью метода главных компонент выявлена и исследована пространственная структура основных гидрометеорологических величин на Южном Урале. Установлено, что на долю первых четырех ЕОС приходится 99% всей изменчивости. ЕОС-1 зимнего периода является ведущей модой изменчивости температуры и осадков, на долю которой приходится основной вклад (82%), и установлено, что она хорошо коррелирует с индексами САК и АО. Выявлена значительная положительная корреляция (0,51-0,73) ЕОС-1 летних месяцев с индексами АМК и Sea Ice Index Anomaly. Анализ инструментальных данных приповерхностной температуры воздуха и модели общей циркуляции атмосферы ЕСНАМ5 позволил получить количественные оценки вклада естественной долгопериодной изменчивости. Полученные результаты

свидетельствуют о том, что около 50% современного потепления на Южном Урале связано с естественной климатической изменчивостью.

5. В работе показано, что за последние 50 лет на территории Южного Урала число засух в июле и за летний сезон увеличилось в два раза. При анализе всех четырех индексов засушливости отчетливо установлены случаи экстремальных засух в 1975 и 2010 гг. На основе выявленной пространственной структуры индексов засухи на территории Южного Урала выделены переувлажненные области (горнолесная и некоторые части лесостепной зон) и засушливые районы (большая часть лесостепной зоны, степной зоны и Зауралья).

6. Выявлено совпадение экстремальных значений индексов пожарной опасности с наиболее засушливыми периодами: июнь 1995 г., июнь-август 2010 г., июнь-июль 2020 г. Сопоставление данных с высокими значениями индексов ПО со снимками спутника Terra-MODIS для территории Южного Урала показало совпадение экстремальных значений индексов ПО с датами фактических пожаров.

7. Установлено, что за последние годы на фоне глобального потепления, в крупных промышленных центрах Южного Урала, прежде всего в Уфе, формируются специфические метеорологические условия, способствующие повышению концентрации загрязняющих веществ в атмосфере.

Список цитируемой литературы:

1. Абдрахманов Р.Ф. Карст Башкортостана / Мартин В.И., Попов В.Г., Рождественский А.П., Смирнов А.И., Травкин А.И. Уфа: Изд-во УНЦ РАН, 2002. 383 с.
2. Абушенко Н.А., Барталев С.А., Беляев А.И., Ершов Д.В., Захаров М.Ю., Лупян Е.А., Коровин Г.Н., Кошелев В.В., Крашенинникова Ю.С., Мазуров А.А., Минько Н.П., Назиров Р.Р., Семенов С.М., Тащилин С.А., Флитман Е.В., Щетинский В.Е. Опыт и перспективы организации оперативного спутникового мониторинга территории России в целях службы пожароохраны лесов // Исследование Земли из космоса. 1998. № 3. С. 89–95.
3. Агафонов Л.И., Кукарских В.В. Изменение климата прошлого столетия и радиальный прирост сосны в степи Южного Урала // Экология. 2008. № 3. С. 173–180.
4. Агафонов Л.И., Гурская М.А. Влияние стока нижней Оби на радиальный прирост деревьев // Лесоведение. 2010. № 4. С. 9–18.
5. Алексеева М.Н., Рапута В.Ф., Ярославцева Т.В., Яценко И.Г. Оценка атмосферного загрязнения при сжигании попутного газа по данным дистанционных наблюдений теплового излучения // Оптика атмосферы и океана. 2019. Т. 32. № 11. С. 915–919.
6. Алексеевский Н.И., Фролова Н.Л., Антонова М.М., Игониная М.И. Оценка влияния изменений климата на водный режим и сток рек бассейна Волги. // Вода: химия и экология. 2013. № 4 (58). С. 3–12.
7. Анисимов О.А., Борзенкова И.И., Ванденберге Дж., Лобанов В.А., Сапелко Т.В. Быстрое потепление климата на границе позднеледниковья Голоцена как возможный аналог изменения климата и окружающей среды в первой четверти XXI века // Метеорология и гидрология. 2004. № 12. С. 31–41.
8. Антохин П.Н., Антохина О.Ю., Аршинов М.Ю., Белан Б.Д., Давыдов Д.К., Козлов А.В., Фофонов А.В., Sasakawa M., Machida T. // Влияние атмосферного блокирования в Западной Сибири на изменение

- концентрации метана и углекислого газа в зимний период // Оптика атмосферы и океана. 2019. Т. 32. № 3. С. 221–227.
9. Антохин П.Н., Аршинов М.Ю., Белан Б.Д., Складнева Т.К., Толмачев Г.Н. Многолетняя изменчивость концентрации озона и аэрозоля в приземном слое атмосферы и прогноз ее изменения на основании предсказанного в 24 цикле уровня солнечной активности // Солнечно-земная физика. 2012. Вып. 21. С. 46–50.
 10. Астафьева Н.М. Вейвлет - анализ: основы теории и примеры применения // УФН. 1996. Т. 166. № 11. С. 1145–1170.
 11. Багров Н.А. Аналитическое представление последовательностей метеорологических полей посредством естественных ортогональных составляющих // Тр. ЦИП. 1959. Вып. 74. С. 3–24.
 12. Балков В.А. Влияние карста на сток рек европейской территории СССР. Л.: Гидрометеиздат, 1970. 216 с.
 13. Балков В.А. Водные ресурсы Башкирской АССР. Уфа: Башкнигоиздат, 1978. 176 с.
 14. Барановский Н.В., Гришин А.М., Лоскутникова Т.П. Информационно-прогностическая система определения вероятности возникновения лесных пожаров // Вычислительные технологии. 2003. Т. 8. № 2. С. 16–26.
 15. Бардин М.Ю., Полонский А.Б. Североатлантическое колебание и синоптическая изменчивость в Европейско-Атлантическом регионе в зимний период // Известия РАН. Физика атмосферы и океана. 2005. Т. 41. № 2. С. 3–13.
 16. Батталов Ф. З. Многолетние колебания атмосферных осадков и вычисление норм осадков. Л.: Гидрометеиздат, 1968. 183 с.
 17. Бедрицкий А.И., Коршунов А.А., Шаймарданов М.З. Влияние опасных гидрометеорологических явлений на устойчивое развитие экономики России // Метеорология и гидрология. 2017. № 7. С. 59–67.
 18. Безуглая Э.Ю. Метеорологический потенциал и климатические особенности загрязнения воздуха городов. Л.: Гидрометеиздат, 1980. 184 с.

19. Белан Б.Д., Савкин Д.Е. Роль влажности воздуха в изменении приземной концентрации озона // Оптика атмосферы и океана. 2019. Т. 32. № 5. С. 395–398.
20. Беляев А.И., Коровнин Г.Н., Лупян Е.А. Состояние и перспективы развития Российской системы дистанционного мониторинга лесных пожаров // Современные проблемы дистанционного зондирования Земли из космоса. 2006. Т. 1. С. 341–350.
21. Бендат Дж., Пирсол А. Прикладной анализ случайных данных. М.: Мир, 1989. 540 с.
22. Берг Л.С. Географические зоны Советского Союза. М.: Географгиз, 1947. 397 с.
23. Болгов М.В., Алексеевский Н.И., Гарцман Б.И., Георгиевский В.Ю., Дугина И.О., Ким В.И., Махинов А.Н., Шалыгин А.Л. Экстремальное наводнение в бассейне Амура в 2013 году: анализ формирования, оценки и рекомендации // География и природные ресурсы. 2015. № 3. С. 17–26.
24. Бондур В.Г., Мохов И.И., Воронова О.С., Ситнов С.А. Космический мониторинг сибирских пожаров и их последствий: особенности аномалий 2019 г. и тенденции 20-летних изменений // Доклады РАН. Науки о Земле. 2020. Т. 492. № 1. С. 99–106. DOI: 10.31857/S2686739720050047
25. Бондур В.Г., Цидилина М.Н., Кладов В.Л., Гордо К.А. Аномальная изменчивость пространственно-временных распределений природных пожаров и эмиссий вредных примесей в Европе по данным космического мониторинга // Доклады Академии наук. 2019. Т. 485. № 6. С. 745–749. DOI: 10.31857/S0869-56524856745-749
26. Борисенков Е.П., Пасецкий В.М. Тысячелетняя летопись необычайных явлений природы. М.: Мысль, 1988. 522 с.
27. Бородулин А.И., Сафатов А.С., Хуторова О.Г., Белан Б.Д., Панченко М.В. О периодической структуре полей концентрации биоаэрозолей в тропосфере юга Западной Сибири // Доклады Академии Наук. 2004. Т. 398. № 6. С. 800–802.

28. Борщ С.В., Христофоров А.В. Гидрометеорологические прогнозы // Труды ГМЦ России. 2015. № 355. С. 48–100.
29. Будыко М. И., Винников К. Я. Глобальное потепление // Метеорология и гидрология. 1976. № 7. С. 16–26.
30. Вангенгейм Г.Я. Опыт применения синоптических методов к изучению и характеристике климата // Известия ГГО. 1933. № 2. С. 3–16.
31. Вангенгейм Г.Я. К вопросу типизации и схематизации синоптических процессов // Метеорология и гидрология. 1938. № 3. С. 38–58.
32. Вангенгейм Г.Я. Особенности атмосферной циркуляции в различных эпохах и колебания климата // Труды Второго Всесоюзного географического съезда. 1948. Т. 11. 231 с.
33. Васильев Д.Ю., Бабков О.К., Давлиев И.Р., Семенов В.А., Христодуло О.И. Пространственно-временная структура колебаний приземной температуры на Южном Урале // Оптика атмосферы и океана. 2018. Т. 31. № 4. С. 294–302.
34. Васильев Д.Ю., Бабков О.К., Кочеткова Е.С., Семенов В.А. Вейвлет и кросс-вейвлет анализ сумм атмосферных осадков и приповерхностной температуры на Европейской территории России // Известия РАН. Серия географическая. 2017. № 6. С. 63–77.
35. Васильев Д.Ю., Великанов Н.В., Водопьянов В.В., Красногорская Н.Н., Семенов В.А., Христодуло О.И. Связь аномалий яркостной температуры нижней тропосферы с климатическими индексами на примере Южного Урала // Исследование Земли из космоса. 2019. № 2. С. 14–28.
36. Васильев Д.Ю., Вельмовский П.В., Семенов В.А., Семенова Г.Н., Чибилев А.А. Влияние метеорологических условий на уровень загрязнения атмосферного воздуха в городе Уфе // Оптика атмосферы и океана. №1. 2023. С.49–58 DOI: 10.15372/AOO20230107
37. Васильев Д.Ю., Вельмовский П.В., Семенова Г.Н., Чибилев А.А. Остров тепла в пограничном слое атмосферы и концентрация загрязняющих

- веществ над городом Уфа в 2021 г. // Доклады РАН. Науки о Земле. 2022. Том 507. № 2. С. 356–362. DOI: 10.31857/S268673972260151X
38. Васильев Д.Ю., Водопьянов В.В., Зайцева Г.С., Закирянов Ш.Н., Мотин К.В., Семенов В.А., Сивохиц Ж.Т., Чибилёв А.А. Модель долгосрочного прогноза весеннего стока на примере реки Белая // Доклады Академии наук, Т. 486. №6, 2019. С.71–74.
39. Васильев Д.Ю., Водопьянов В.В., Семенов В.А., Чибилев А.А. Оценка тенденций изменения засушливости территории Южного Урала в период 1960-2019 гг. с использованием различных методов // Доклады РАН. Науки о Земле. 2020. Т. 494. №1. С. 91–96. DOI: 10.31857/S2686739720090212
40. Васильев Д.Ю., Водопьянов В.В., Закирзянов Ш.И., Кеженбаева А.Ж., Семенов В.А., Сивохиц Ж.Т. Корреляционные связи многолетних колебаний месячного и годового стока в бассейне реки Урал // Известия РАН. Серия географическая. 2020. Т. 84. № 3. С. 414–426. DOI: 10.31857/S2587556620030103
41. Васильев Д.Ю., Воронова Ю.Г., Новиков С.В., Семенов В.А., Чибилев А.А. Оценка социально-экономических последствий опасных природных явлений на примере Башкирии // Геоэкология. Инженерная геология. гидрогеология. геокриология. 2022. № 4. С. 75–80. DOI: 10.31857/S0869780922040075
42. Васильев Д.Ю., Гавра Н.К., Кочеткова Е.С., Ферапонтов Ю.И. Корреляции сумм атмосферных осадков со средними и максимальными расходами воды весеннего половодья в бассейне реки Белая // Метеорология и гидрология. 2013. № 5. С. 79–90.
43. Васильев Д.Ю., Кучеров С.Е., Лазарев В.В. Взаимосвязь солнечной активности, климатических индексов и осадков мая-июля, реконструированных на основе анализа радиального прироста лиственницы на Южном Урале // Оптика атмосферы и океана. 2016. Т. 29. № 3. С. 224–231.
44. Васильев Д.Ю., Кучеров С.Е., Семенов В.А., Чибилев А.А. Оценка

- метеорологических факторов пожарной опасности на территории Южного Урала // География и природные ресурсы. 2022. Т. 43. №2. С. 161–168.
45. Васильев Д.Ю., Кучеров С.Е., Семенов В.А., Чибилев А.А. Реконструкция атмосферных осадков по радиальному приросту сосны обыкновенной на Южном Урале // Доклады РАН. Науки о Земле. 2020. Т. 490. № 1. С. 37–42.
46. Васильев Д.Ю., Лукманов Р.Л., Ферапонтов Ю.И., Чувывров А.Н. Цикличность гидрометеорологических характеристик на примере Башкирии // Доклады Академии наук. 2012. Т. 447. № 3. С. 331–334.
47. Васильев Д.Ю., Павлейчик В.М., Семенов В.А., Сивохиц Ж.Т., Чибилёв А.А. Многолетний режим температуры воздуха и атмосферных осадков на территории Южного Урала // Доклады Академии наук. 2018. Т.478. № 5. С. 588–592.
48. Васильев Д.Ю., Семенов В.А., Чибилев А.А. Климатические изменения температурного режима на территории России в XX – начале XXI веков // География и природные ресурсы. 2023. № 2. С. 15–23. DOI: 10.15372/GIPR20230202
49. Васильев Д.Ю., Сивохиц Ж.Т., Чибилёв А.А. Динамика климата и внутривековые колебания стока в бассейне р. Урал // Доклады Академии Наук. 2016. Т. 469. № 1. С. 102–107.
50. Васильев Д.Ю., Ферапонтов Ю.И. Тренды в колебаниях приземной температуры атмосферного воздуха на примере Башкирии // Известия РАН. Серия географическая. 2015. №1. С. 77–86.
51. Вакуленко Н.В., Сонечкин Д.М. Свидетельство скорого окончания современного межледниковья // Доклады Академии наук. 2013. Т. 452. № 1. С. 92–95.
52. Виноградова Г.М., Завалишин Н.Н., Кузин В.И. Внутривековые изменения климата Восточной Сибири // Оптика атмосферы и океана. 2000. Т. 15. № 5-6. С. 408–411.
53. Виноградова Г.М., Завалишин Н.Н., Кузин В.И. Изменчивость сезонных характеристик климата Сибири в течении XX века // Оптика атмосферы и

- океана. 2000. Т. 13. № 6-7. С. 604–607.
54. Виноградова Г.М., Завалишин Н.Н., Кузин В.И., Пушистов П.Ю. О внутривековой изменчивости климата Западной Сибири // Оптика атмосферы и океана. 1999. Т. 12. № 6. С. 494–498.
55. Володин Е.М., Дианский Н.А., Гусев А.В. Воспроизведение современного климата с помощью совместной модели общей циркуляции атмосферы и океана INMCM4.0 // Изв. РАН. ФАО. 2010. Т. 46. № 4. С. 448–466.
56. Воронова О.С., Зима А.Л., Кладов В.Л., Черепанова Е.В. Аномальные пожары на территории Сибири летом 2019 г. // Исследование Земли из космоса. 2020. № 1. С. 70–82. DOI: 10.31857/S0205961420010121
57. Гареев А.М. Оптимизация водоохранных мероприятий в бассейне реки (географо-экологический аспект). СПб.: Гидрометеиздат, 1995. 190 с.
58. Гарцман Б.И. Модель стока FCM для малых рек с дождевым питанием. 1. Концепция и алгоритмы // Водные ресурсы. 2023. Т. 50. № 4. С. 395–406.
59. Гарцман Б.И. Модель стока FCM для малых рек с дождевым питанием. 2. Параметризация и верификация // Водные ресурсы. 2023. Т. 50. № 4. С. 407–422.
60. Гарцман Б.И., Белякова П.А., Сучкова К.В., Шекман Е.А., Энтин А.Л. Меры вертикальной протяженности речных систем как индикаторы условий их формирования (на примере гор Крыма и Черноморского побережья Кавказа) // Водные ресурсы. 2022. Т. 49. № 4. С. 448–459.
61. Гарцман Б.И., Лупаков С.Ю. Влияние изменения климата на максимальный сток в бассейне Амура: оценка на основе динамико-статистического моделирования // Водные ресурсы. 2017. Т. 44. № 5. С. 532–542.
62. Геворкян П.С., Потемкин А.В., Эйсымонт И.М. Теория вероятностей и математическая статистика. Изд-во 2-е. М.: Физматлит, 2016. 176 с.
63. Гельфанд И.М., Фомин С.В. Вариационное исчисление. М.: Физматлит, 1961. 228 с.
64. Гельфан А.Н., Гусев Е.М., Калугин А.С., Крыленко И.Н., Мотовилов Ю.Г., Насонова О.Н., Миллионщикова Т.Д., Фролова Н.Л. Сток рек России при

- происходящих и прогнозируемых изменениях климата: обзор публикаций.
2. Влияние изменения климата на водный режим рек России в XXI веке // Водные ресурсы. 2022. Т. 49. № 3. С. 270–285.
65. Гельфан А.Н., Калугин А.С., Крыленко И.Н., Лавренов А.А., Мотовилов Ю.Г. Гидрологические последствия изменения климата в крупных речных бассейнах: опыт совместного использования региональной гидрологической и глобальных климатических моделей // Вопросы географии. 2018. № 145. С. 49–63.
66. Гельфан А.Н., Калугин А.С., Мотовилов Ю.Г. Оценка изменений водного режима реки Амур в XXI веке при двух способах задания климатических проекций в модели формирования речного стока // Водные ресурсы. 2018. Т. 45. № 3. С. 223–234.
67. Гельфан А.Н., Калугин А.С., Крыленко И.Н., Насонова О.Н., Гусев Е.М., Ковалев Е.Э. О проблеме тестирования гидрологической модели для оценки влияния изменений климата на речной сток // Метеорология и гидрология. 2020. № 5. С. 77–85.
68. Георгиевский В.Ю., Грек Е.А., Грек Е.Н., Лобанова А.Г., Молчанова Т.Г. Оценка современных изменений максимального стока рек России // Метеорология и гидрология. 2019. № 11. С. 46–55.
69. Георгиевский В.Ю., Грек Е.А., Грек Е.Н., Лобанова А.Г., Молчанова Т.Г. Пространственно-временные изменения характеристик экстремального стока рек бассейна Волги // Метеорология и гидрология. 2018. № 10. С. 8–16.
70. Гинзбург А.С., Семенов В.А., Семутникова Е.Г., Алешина М.А., Захарова П.В., Лезина Е.А. Влияние ограничений, обусловленных COVID-19, на качество воздуха в Москве // Доклады РАН. Науки о Земле. 2020. Т. 495. № 1. С. 74–79.
71. Гирс А.А. К вопросу изучения основных форм атмосферной циркуляции // Метеорология и гидрология. 1948. № 3. С. 9–21.

72. Гирс А.А. Вертикальная структура, формирование и преобразование основных типов атмосферной циркуляции // Труды Арктического научно-исследовательского института. 1951. Т. 33. С. 144–148.
73. Гирс А.А. Типовые характеристики основных разновидностей форм атмосферной циркуляции в холодное полугодие года // Проблемы Арктики. 1959. Вып. 7. С. 65–70.
74. Гирс А.А. Типовые характеристики основных разновидностей форм атмосферной циркуляции в теплое полугодие года // Проблемы Арктики. 1959. Вып. 2. С. 43–48.
75. Гирс А.А. Основы долгосрочных прогнозов погоды. Л.: Гидрометеиздат, 1960. 560 с.
76. Гирс А.А. Особенности внутригодовых преобразований макросиноптических процессов в различных циркуляционных эпохах // Труды Арктического и Антарктического научно-исследовательского института. 1963. Т. 283. С. 33–56.
77. Гирс А.А. Многолетние колебания атмосферной циркуляции и долгосрочные метеорологические прогнозы. Л.: Гидрометеиздат, 1971. 280 с.
78. Гирс А.А. Макроциркуляционный метод долгосрочных метеорологических прогнозов. Л.: Гидрометеиздат, 1974. 485 с.
79. Глазунов А.В., Дианский Н.А., Дымников В.П. Локализованный и глобальный отклики атмосферной циркуляции на аномалию температуры поверхности океана в средних широтах // Известия РАН. Физика атмосферы и океана. 2001. 37. №5. С.581–600.
80. Гледзер Е.Б., Должанский Ф.В., Обухов А.М. Системы гидродинамического типа и их применение. М.: Наука, 1981. 368 с.
81. Голицын Г.С. Природные процессы и явления: волны, планеты, конвекция, климат, статистика. М.: Физматлит, 2004. 344 с.

82. Голицын Г.С., Васильев А.А. Изменение климата и его влияние на частоту экстремальных гидрометеорологических явлений // Метеорология и гидрология. 2019. № 11. С. 9–12.
83. Горбатенко В.П., Ипполитов И.И., Кабанов М.В., Логинов С.В., Поднебесных Н.В., Харюткина Е.В. Влияние атмосферной циркуляции на температурный режим Сибири // Оптика атмосферы и океана. 2011. 24. №1. С.15–21.
84. Горбатенко В.П., Кужевская И.В., Пустовалов К.Н., Чурсин В.В., Константинова Д.А. Оценка изменчивости конвективного потенциала атмосферы в условиях изменяющегося климата Западной Сибири // Метеорология и гидрология. 2020. № 5. С. 108–117.
85. Григорьев В.Ю., Миллионщикова Т.Д., Сазонов А.А., Чалов С.Р. Влияние изменения климатических параметров на сток рек бассейна Байкала во второй половине XX–начале XXI вв. // Вестник Московского университета. Серия 5. География. 2020. № 5. С. 3–11.
86. Гришин А.М. Физика лесных пожаров. Томск: Изд-во ТГУ, 1994. 218 с.
87. Гришин А.М., Зеленский Е.Е., Вылегжанин Д.Г. Влияние радиационного теплообмена на тепловую устойчивость распространения фронта верхового лесного пожара // Физика горения и взрыва. 2001. Т. 37. № 6. С. 30–35.
88. Гришин А.М., Голованов А.Н., Суков Я.В. Физическое моделирование огненных смерчей // Доклады Академии наук. 2004. Т. 395. № 2. С. 196–198.
89. Гришин А.М., Рейно В.В., Сазанович В.М., Цвык Р.Ш., Шерстобитов М.В. Экспериментальные исследования огненных смерчей // Оптика атмосферы и океана. 2008. Т. 21. № 2. С. 158–163.
90. Гришин А.М., Шипулина О.В. Математическое моделирование распространения вершинных лесных пожаров в однородных лесных массивах и вдоль просек // Физика горения и взрыва. 2002. Т. 38. № 6. С. 17–29.

91. Груза Г. В., Ранькова Э. Я. Структура и изменчивость наблюдаемого климата. Температура воздуха Северного полушария. 1980. Л.: Гидрометеиздат, 72 с.
92. Груза Г.В., Ранькова Э.Я. Наблюдаемые и ожидаемые изменения климата России: температура воздуха. Обнинск: ФГБУ «ВНИИГМИ-МЦД», 2012. 194 с.
93. Груза Г.В., Ранькова Э.Я. Обнаружение изменений климата: состояние, изменчивость и экстремальность климата // Метеорология и гидрология. 2004. № 4. С. 50–66.
94. Губенко И.М., Рубинштейн К. Г. Сравнительный анализ методов расчета индексов пожарной опасности // Труды Гидрометцентра России. 2012. Вып. 347. С. 207–222.
95. Гущина Д.Ю., Петросянц М.А., Семенов Е.К. Эмпирическая модель циркуляции тропической атмосферы в период явления Эль-Ниньо – Южное Колебание // Метеорология и гидрология. 1997. № 1. С. 15–26.
96. Дарман З.И. О подсчете средней величины слоя осадков в речных бассейнах // Метеорология и гидрология. 1949. № 4. С. 118–121.
97. Демин В.И., Кузнецова И.Н., Брусова Н.Е., Нахаев М.И., Шалыгина И.Ю., Захарова П.В. Орографические эффекты в расчете городского острова тепла // Оптика атмосферы и океана. 2018. Т. 31. № 2. С. 128–135.
98. Демченко П.Ф., Кислов А.В. Стохастическая динамика природных объектов. Броуновское движение и геофизические примеры. М.: ГЕОС, 2010. 190 с.
99. Дзерdzeевский Б.Л. Избранные труды. Общая циркуляция атмосферы и климат. М.: Наука, 1975. 288 с.
100. Добровольский С.Г. Проблема глобального потепления и изменения стока российских рек // Водные ресурсы. 2007. Т. 34. № 6. С. 643–655.
101. Долгова Е.А., Соломина О.Н. Первая количественная реконструкция температуры воздуха теплого периода на Кавказе по

- дендрохронологическим данным // Доклады Академии наук. 2010. Т. 431. № 2. С. 252–256.
102. Долгов С.В., Коронкевич Н.И. Особенности реакции рек Русской равнины на изменение температуры воздуха // Известия РАН. Серия географическая. 2012. № 6. С. 55–62.
103. Дудорова Н.В., Белан Б.Д. Оценка интенсивности и размеров острова тепла и влаги в г. Томск на основе прямых измерений // Оптика атмосферы и океана. 2016. Т. 29. № 5. С. 419–425.
104. Дымников В.П. Устойчивость и предсказуемость крупномасштабных атмосферных процессов. М.: ИВМ РАН, 2007. 283 с.
105. Еланский Н.Ф., Локощенко М.А., Беликов И.Б., Скороход А.И., Шумский Р.А. Изменчивость газовых примесей в приземном слое атмосферы Москвы // Известия РАН. Физика атмосферы и океана. 2007. Т. 43. № 2. С. 246–259.
106. Елисеев А.В., Малахова В.В., Аржанов М.М., Голубева Е.Н., Денисов С.Н., Мохов И.И. Изменение границ многолетнемерзлого слоя и зоны стабильности гидратов метана на арктическом шельфе Евразии в 1950–2100 гг. // Доклады Академии наук. 2015. Т. 465. № 5. С. 598–603.
107. Ерохина А.А. Почвы оренбургской области. М.: Изд-во АН СССР, 1959. 164 с.
108. Зверяев И.И., Гулёв С.К. Сезонность и нестационарность изменчивости европейского климата в двадцатом веке // Доклады Академии наук. 2007. Т. 416. № 5. С. 676–679.
109. Золотокрылин А.Н., Виноградова В.В., Черенкова Е.А. Динамика засух в Европейской России в ситуации глобального потепления // Проблемы экологического мониторинга и моделирования экосистем. 2007. Т. 21. С. 160–181.

110. Золотокрылин А.Н., Савина С. С., Хмелевская Л. В., Климакова Е. И. Реакция урожайности зерновых на короткопериодическую изменчивость климата // Известия АН СССР. Серия географическая. 1990. № 5. С. 53–66.
111. Золотокрылин А.Н., Титкова Т.Б., Черенкова Е.А., Виноградова В.В. Сравнительные исследования засух 2010 и 2012 г. на Европейской территории России по метеорологическим и MODIS данным // Современные проблемы дистанционного зондирования Земли из космоса. 2013. Т.10. №1. С. 246–253.
112. Золотокрылин А.Н., Черенкова Е.А., Титкова Т.Б. Биоклиматическая субгумидная зона на равнинах России: засухи, опустынивание/деградация // Аридные экосистемы. 2018. Т. 24. № 1 (74). С. 13–20.
113. Золина О.Г., Булыгина О.Н. Современная климатическая изменчивость характеристик экстремальных осадков в России // Фундаментальная и прикладная климатология. 2016. №1. С. 84–103.
114. Зуев В.В., Семенов В.А., Шелехова Е.А., Гулев С.К., Колтерман П. Оценки влияния океанического переноса тепла в Северной Атлантике и Баренцевом море на климат Северного полушария // Доклады Академии наук. 2012. Т. 445. № 5. С. 585–589.
115. Зуев В.Е., Титов Г.А. Оптика атмосферы и климат. Томск: Спектр, 1996. 271 с.
116. Израэль Ю.А., Назаров И.М. Проблема опасного антропогенного воздействия на климатическую систему Земли // Метеорология и гидрология. 2004. № 11. С. 5–16.
117. Исаев А.А. Статистика в метеорологии и климатологии. М.: Изд-во МГУ, 1988. 248 с.
118. Кабанов Д.М., Жамсуева Г.С., Заяханов А.С., Корниенко Г.И., Нагуслаев С.А., Павлов А.Н., Панченко М.В., Пестунов Д.А., Сакерин С.М., Шмирко К.А. О результатах двухточечных измерений аэрозольной оптической толщи атмосферы в нескольких регионах России // Оптика атмосферы и океана. 2016. Т. 29. № 11. С. 960–971.

119. Каган Р.Л. Осреднение метеорологических полей. Л.: Гидрометеоиздат, 1979. 204 с.
120. Казанцева Т.Т. Аллохтонные структуры и формирование земной коры Урала. М.: Наука, 1987. 158 с.
121. Казакевич Д.И. Основы теории случайных функций в задачах гидрометеорологии. Л.: Гидрометеоиздат, 1989. 230 с.
122. Кислов А.В. Климат в прошлом, настоящем и будущем. М.: Наука, 2001. 326 с.
123. Кадильников И.П., Кадильникова Е.И., Кудряшов И.К., Смирнова Е.С., Цветаев А.А. Физико–географическое районирование Башкирской АССР // Ученые записки БГУ. Серия географическая. № 16. Уфа, 1964. 210 с.
124. Кадыгров Е.Н., Кузнецова И.Н., Голицын Г.С. Остров тепла в пограничном слое атмосферы над большим городом: новые результаты на основе дистанционных данных // Доклады Академии наук. 2002. Т. 385. № 4. С. 541–548.
125. Канухина А.Ю., Нечаева Л.А., Суворова Е.В., Погорельцова А.И. Климатические тренды температуры, зонального потока и стационарных планетарных волн по данным NCEP/NCAR реанализа // Известия РАН. Физика атмосферы и океана. 2007. Т. 43. № 6. С. 754–763.
126. Картвелишвили Н.А. Стохастическая гидрология. Л.: Гидрометеоиздат, 1975. 162 с.
127. Кашутина Е.А., Ясинский С.В., Коронкевич Н.И. Весенний поверхностный склоновый сток на Русской равнине в годы различной водности // Известия РАН. Серия географическая. 2020. № 1. С. 37–46.
128. Кислов А.В., Варенцов М.И., Горлач И.А., Алексеева Л.И. Остров тепла московской агломерации и урбанистическое усиление глобального потепления // Вестник Московского Университета. Серия 5. География. 2017. № 4. С. 12–19.

129. Клименко В.В. Почему замедляется глобальное потепление? // Доклады Академии наук. 2011. Т. 440. № 4. С. 536–539.
130. Ключев Н.Н. Качество атмосферного воздуха российских городов в 1991-2016 гг. // Известия РАН. Серия географическая. 2019. № 1. С. 14–23.
131. Кондратьев К.Я., Москаленко Н.И., Поздняков Д.В. Атмосферный аэрозоль. Л.: Гидрометеиздат, 1983. 224 с.
132. Кондратьев К.Я. Глобальные изменения климата: данные наблюдений и результаты численного моделирования // Исследование Земли из космоса. 2004. № 2. С. 61–96.
133. Кондратьев С.А., Шмакова М.В. Изменение стока и биогенного выноса малыми притоками Финского залива в результате возможных изменений регионального климата // Метеорология и гидрология. 2022. № 6. С. 56–65.
134. Копров Б.М., Копров В.М. О корреляциях между полями температуры, малых газовых примесей и ветра в приземном слое атмосферы // Известия РАН. Физика атмосферы и океана. 2020. Т. 56. № 5. С. 540–546.
135. Коронкевич Н.И., Георгиади А.Г., Ясинский С.В. О гидрологических изменениях // Вопросы географии. 2018. № 145. С. 15–34.
136. Коронкевич Н.И., Барабанова Е.А., Зайцева И.С. и др. Экстремальные гидрологические ситуации. М.: Медиа-Пресс, 2010. 464 с.
137. Кузнецов Г.В., Барановский Н.В. Прогноз возникновения лесных пожаров и их экологических последствий. Новосибирск: Изд-во СО РАН, 2009. 301 с.
138. Кузенцова И.Н. Влияние метеорологических условий на загрязнение воздуха города Москвы в летних эпизодах 2010 г. // Известия РАН. Физика атмосферы и океана. 2012. Т. 48. № 5. С. 566–577.
139. Курбаткин Г.П., Смирнов В.Д. Межгодовые вариации температуры тропосферы, связанные с декадными изменениями Североатлантического

- колебания // Известия РАН. Физика атмосферы и океана. 2010. Т. 46. № 4. С. 435–447.
140. Кучеров С.Е. Связь радиального прироста сосны с климатическими показателями на северо–востоке Башкирии // Северо–восточный регион Башкортостана: актуальные проблемы и пути их решения: тезисы докладов научно-практической конференции. Уфа. 1996. С. 177–179.
141. Кучеров Е.В., Байков Г.К., Гуфранова И.Б. Полезные растения Южного Урала. М.: Наука, 1976. 264 с.
142. Кучеров С.Е., Васильев Д.Ю., Мулдашев А.А. Реконструкция осадков мая-июня по радиальному приросту сосны обыкновенной на Бугульминско-Белебеевской возвышенности для территории Башкирии // Экология. 2016. № 2. С. 83–93.
143. Кучеров Е.В., Кудряшов И.К., Максютов Ф.А. Памятники природы Башкирии. Уфа: Башкирское книжное издательство, 1974. 368 с.
144. Кучеров С.Е., Мулдашев А.А. Связь радиального прироста сосны обыкновенной с климатическими факторами в сосновых борах Предуралья // Научные ведомости БелГУ. Серия Естественные науки, 2011. №3 (98). Выпуск 14/1. С. 289–293.
145. Кучеров С.Е. Реконструкция летних осадков на Южном Урале за последние 375 лет на основе анализа радиального прироста лиственницы Сукачева // Экология. 2010. № 4. С. 248–256.
146. Кучмент Л.С., Гельфан А.Н. Исследование эффективности ансамблевых долгосрочных прогнозов весеннего половодья, основанных на физико-математических моделях формирования речного стока // Метеорология и гидрология. 2009. № 2. С. 54–67.
147. Кучмент Л.С., Гельфан А.Н., Демидов В.Н. Пространственная модель формирования тало-дождевого стока горной реки (на примере Верхней Кубани) // Метеорология и гидрология. 2010. № 12. С. 76–87.

148. Кучмент Л.С., Гельфан А.Н., Демидов В.Н., Романов П.Ю. Использование спутниковой информации для предвычисления гидрографа талого стока // Метеорология и гидрология. 2011. № 9. С. 86–96.
149. Кучмент Л.С., Мотовилов Ю.Г., Назаров Н.А. Чувствительность гидрологических систем. М.: Наука, 1990. 144 с.
150. Линд А.Э. Сосна и другие хвойные в Белебеевском кантоне БАССР // Приложение к № 8–9 «Хозяйства Башкирии» за 1929 год. Уфа. 1929. С. 3–19.
151. Линник Ю.В. Метод наименьших квадратов и основы математико-статистической теории обработки наблюдений. Изд. 2-е. доп. и испр. М.: Физматлит, 1962. 349 с.
152. Локощенко М.А., Еланский Н.Ф., Трифанова А.В., Беликов И.Б., Скороход А.И. О предельных уровнях загрязнения воздуха в Москве // Вестник МГУ. Сер. 5. География. 2016. № 4. С. 29–39.
153. Лупян Е.А., Мазуров А.А., Ершов Д.В., Коровин Г.Н., Королева Н.В., Абушенко Н.А., Тащилин С.А., Сухинин А.И., Афонин С.В., Белов В.В., Гришин А.М., Соловьев В.С. Спутниковый мониторинг лесов России // Оптика атмосферы и океана. 2007. Т. 20. № 5. С. 443–447.
154. Любушин А.А. Анализ данных геофизического и экологического мониторинга. М.: Наука, 2007. 228 с.
155. Мельников В.П., Осипов В.И., Брушков А.В., Бадина С.В., Дроздов Д.С., Дубровин В.А., Железняк М.Н., Садуртдинов М.Р., Сергеев Д.О., Остарков Н.А., Фалалеева А.А., Шелков Я.Ю. Оценка ущерба жилым и промышленным зданиям и сооружениям при изменении температур и оттаивании многолетних грунтов в арктической зоне Российской Федерации к середине XXI века // Геоэкология. Инженерная геология. Гидрогеология. Геокриология. 2021. № 1. С. 14–31.
156. Мильков Ф.Н. Чкаловские степи. Чкалов: Чкаловское книжное изд-во, 1947. 110 с.
157. Молчанов А.А. Лес и окружающая среда. М.: Наука, 1968. 247 с.

158. Мотовилов Ю.Г. Гидрологическое моделирование речных бассейнов в различных пространственных масштабах. 2. Результаты испытаний // Водные ресурсы. 2016. Т. 43. № 5. С. 467–475.
159. Мотовилов Ю.Г. Моделирование полей речного стока (на примере бассейна реки Лена) // Метеорология и гидрология. 2017. № 2. С. 78–88.
160. Мотовилов Ю.Г., Гельфан А.Н. Модели формирования стока в задачах гидрологии речных бассейнов. М.: ИВП РАН, 2018. 300 с.
161. Мотовилов Ю.Г., Гельфан А.Н., Полянин В.О. Катастрофические паводки в бассейне Ангары в 2019 году: моделирование условий формирования и водного режима рек // Известия РАН. Серия географическая. 2021. Т. 85. № 2. С. 302–316.
162. Мохов И.И. Изменения климата: причины, риски, последствия, проблемы адаптации и регулирования // Вестник РАН. 2022. Т. 92. № 1. С. 3–14.
163. Мохов И.И., Елисеев А.В., Гурьянов В.В. Модельные оценки глобальных и региональных изменений климата в Голоцене // Доклады РАН. Науки о Земле. 2020. Т. 490. № 1. С. 27–32.
164. Мохов И.И., Семенов В.А. Погодно-климатические аномалии в российских регионах в связи с глобальными изменениями климата // Метеорология и гидрология. 2016. № 2. С. 16–28.
165. Мохов И.И. Диагностика структуры климатической системы. СПб.: Гидрометеиздат, 1993. 271 с.
166. Музылев С.В., Привальский В.Е., Раткович Д.Я. Стохастические модели в инженерной гидрологии. М.: Наука, 1982. 184 с.
167. Мукатанов А.Х. Горно-лесные почвы Башкирской АССР. М.: Наука, 1982. 148 с.
168. Мулдашев А.А. Характеристика хвойных лесов Республики Башкортостан и их эволюция // Биоценотическая характеристика хвойных лесов и мониторинг лесных экосистем Башкортостана. Уфа: Гилем. 1998. С. 20–49.

169. Мулдашев А.А., Кучеров С.Е. К охране сосновых лесов Бугульминско–Белебеевской возвышенности // Аграрная Россия, спец. Выпуск. 2009. С. 189–190.
170. Мухин В.М. Метод долгосрочного прогноза весеннего стока реки Белой, основанный на оптимизации модели формирования стока в ее бассейне // Труды гидрометцентра России. 2000. № 332. С. 38–46.
171. Мякишева Н.В., Гоюй Ч. Ритмика годовой цикличности гидрологических процессов в районах с интенсивной хозяйственной деятельностью // Вестник СПбГУ. Сер. 7. 2011. Вып. 1. С. 98–106.
172. Мякишева Н. В., Трапезников Ю.А. Авторегрессионная модель межгодовой изменчивости гидрометеорологических процессов. Вероятностный анализ и моделирование океанологических процессов. Л.: Гидрометеиздат, 1984. 39 с.
173. Наставление гидрометеорологическим станциям и постам. Л.: Гидрометеиздат, 1985. 300 с.
174. Наумова Л.Г., Миркин Б.М., Мулдашев А.А., Мартыненко В.Б., Ямалов С.М. Флора и растительность Башкортостана. Уфа: Изд-во БГПУ им. М. Акмуллы, 2011. 174 с.
175. Нестеров Е.С. О фазах Североатлантического колебания // Метеорология и гидрология. 2003. № 1. С. 64–74.
176. Нестеров Е.С. О влиянии Североатлантического и Восточно-Атлантического колебаний на формирование опасного волнения в Северной Атлантике // Труды Гидрометцентра России. 2016. № 362. С. 83–91.
177. Новицкий М.А., Павлюков Ю.Б., Шмерлин Б.Я., Махнорылова С.В., Серебрянник Н.И., Петриченко С.А., Терев Л.А., Калмыкова О.В. Башкирский смерч: возможности анализа и прогноза смерчеопасной ситуации // Метеорология и гидрология. 2016. № 10. С. 30–40.
178. Обухов А.М. О статистически ортогональных разложениях эмпирических функций // Известия АН СССР. Серия геофизическая. 1960. № 3. С. 432–439.

179. Панин Г.Н., Дианский Н.А. Климатические изменения в Арктике, Северной Атлантике и Северный морской путь // Доклады Академии наук. 2015. Т. 462. № 2. С. 217–222.
180. Панченко М.В., Польшкин В.В., Польшкин Вас.В., Козлов В.С., Яушева Е.П., Шмаргунов В.П. Распределение по размерам «сухой основы» частиц в приземном слое атмосферы пригородного района г. Томска в рамках эмпирической классификации типов «аэрозольной погоды» // Оптика атмосферы и океана. 2019. Т. 32. № 7. С. 539–547.
181. Панченко М.В., Терпугова С.А., Докукина Т.А., Польшкин В.В., Яушева Е.П. Многолетняя изменчивость конденсационной активности аэрозоля в г. Томске // Оптика атмосферы и океана. 2012. Т. 25. № 4. С. 314–318.
182. Переведенцев Ю.П., Гурьянов В.В., Шанталинский К.М., Аухадеев Т.Р. Динамика тропосферы и стратосферы в умеренных широтах Северного полушария и современные изменения климата в Приволжском федеральном округе. Казань. Изд-во Казан. ун-та, 2017. 186 с.
183. Перминов В.А. Математическое моделирование возникновения и распространения верховых лесных пожаров в осредненной постановке // Журнал технической физики. 2015. Т. 85. вып. 2. С. 24–30.
184. Погосян Х.П. Общая циркуляция атмосферы. Л.: Гидрометеиздат, 1972. 385 с.
185. Подольская А.С., Ершов Д.В., Шуляк П.П. Применение метода оценки вероятности возникновения лесных пожаров в ИСДМ-Рослесхоз // Современные проблемы дистанционного зондирования Земли из космоса. 2011. Т. 8. № 1. С. 118–126.
186. Попов Е.Г. Вопросы теории и практики прогнозов речного стока. Л.: Гидрометеиздат, 1963. 394 с.
187. Попова В.В. Колебания осадков на Русской равнине за последнее тысячелетие. // Изв. РАН. Сер. геогр. 2001. № 1. С. 42–49.

188. Попова В.В. Летнее потепление на европейской территории России и экстремальная жара 2010 г. как проявление тенденций крупномасштабной атмосферной циркуляции в конце XX в. – начале XXI в. // Метеорология и гидрология. 2014. № 3. С.37–49.
189. Попова В.В., Георгиади А.Г. Спектральные оценки связи изменчивости стока Волги и североатлантического колебания в 1882-2007 гг. // Известия РАН. Серия географическая. 2017. № 2. С. 47–59.
190. Попова В.В., Шмакин А.Б. Региональная структура колебаний температуры приземного воздуха в Северной Евразии во второй половине XX – начале XXI веков // Известия РАН. ФАО. 2010. Т. 46. № 2. С. 161–175.
191. Пучков В.Н. Формирование земной коры Урала. М.: Наука, 1986. 248 с.
192. Пьянков С.В., Шихов А.Н. Опасные гидрометеорологические явления: режим, мониторинг, прогноз. Пермь: Перм. гос. нац. исслед. ун-т, 2014. 296 с.
193. Райст П. Аэрозоли. Введение в теорию. М.: Мир, 1987. 280 с.
194. Раткович Д. Я. Многолетние колебания речного стока: закономерности и регулирование. Л.: Гидрометеиздат, 1976. 255с.
195. Раткович Д.Я., Болгов М.В. Стохастические модели колебаний составляющих водного баланса речного бассейна. М.: ИВП РАН, 1997. 261 с.
196. Рахуба А.В., Шмакова М.В., Кондратьев С.А. Численное моделирование массопереноса в проточном водоеме // Фундаментальная и прикладная гидрофизика. 2021. Т. 14. № 2. С. 89–97.
197. Реестр особо охраняемых природных территорий Республики Башкортостан. Изд. 2–е. Уфа: Издательский центр «Медиа Принт», 2010. 414 с.
198. Рождественский А.В., Ежов А.В., Сахарюк А.В. Оценка точности гидрологических расчетов. Л.: Гидрометеиздат, 1990. 274 с.

199. Рожков В.А. Теория и методы статистического оценивания вероятностных характеристик случайных величин и функций с гидрометеорологическими примерами. СПб. Гидрометеиздат, 2001. 340с.
200. Рубинштейн Е. С., Полозова Л. Г. Современное изменение климата. 1966. Л.: Гидрометеиздат, 268 с.
201. Руководящий документ. Руководство по контролю загрязнения атмосферы 52.04.186-89. М.: Госкомгидромет СССР, 1991. 683 с.
202. Руководящие указания ВМО по расчету климатических норм. № 1203. Женева: ВМО, 2017. 21 с.
203. Румянцев В. А., Трапезников Ю.А. Стохастические модели гидрологических процессов. СПб.: Наука, 2008. 152 с.
204. Русин И.Н. Стихийные бедствия и возможности их прогноза. СПб.: изд. РГГМУ, 2003. 140 с.
205. Самарский А.А., Михайлов А.П. Математическое моделирование: Идеи. Методы. Примеры. – 2-е изд., испр. М.: Физматлит, 2005. 320 с.
206. Сачок Г.И., Камышенко Г.А. Однородность рядов температуры воздуха и атмосферных осадков Белоруссии в условиях потепления климата // Известия РАН. Серия географическая. 2006. № 6. С. 48–60.
207. Сванидзе Г.Г. Математическое моделирование гидрологических рядов. Л.: Гидрометеиздат, 1977. 293 с.
208. Семенов В.А., Алешина М.А., Оценка прямого радиационного воздействия в изменения приземной температуры в современный период // Доклады РАН. Науки о Земле. 2021. Т. 497. № 2. С. 155–160.
209. Семенов В.А. Структура изменчивости температуры в высоких широтах Северного полушария // Известия РАН. Физика атмосферы и океана. 2007. Т. 43. № 6. С. 1–10.
210. Семенов В.А. Современные исследования климата Арктики: прогресс, смена концепций, актуальные задачи // Известия РАН. Физика атмосферы и океана. 2021. Т. 57. № 1. С. 21–33.

211. Семенов В.А., Шелехова Е.А., Мохов И.И., Зуев В.В., Колтерманн К.П. Влияние атлантического долгопериодного колебания на формирование аномальных климатических режимов в регионах северной Евразии по модельным расчетам // Доклады Академии наук. 2014. Т. 459. № № 6. С. 742–745.
212. Ситнов С.А., Адикс Т.Г. Недельная изменчивость приземных концентраций СО в Москве // Известия РАН. Физика атмосферы и океана. 2014. Т. 50. № 2. С. 185–196.
213. Сонечкин Д.М. Об определении естественных составляющих метеорологических полей // Метеорология и гидрология. 1971. № 3. С. 22–29.
214. Сонькин Л.Р. Синоптико-статистический анализ и краткосрочный прогноз загрязнения атмосферы. Л.: Гидрометеиздат, 1991. 223 с.
215. Софронова Т.М., Волокитина А.В., Софронов М.А. Оценка пожарной опасности по условиям погоды в горных лесах Южного Прибайкалья // География и природные ресурсы. 2008. № 2. С. 74–80.
216. Софронов М.А., Софронова Т.М., Волокитина А.В. Оценка пожарной опасности по условиям погоды с использованием метеопрогнозов // Лесное хозяйство. 2004. № 6. С. 31–32.
217. Стерин А.М., Тимофеев А.А. Об оценке трендов приземной температуры воздуха для территории России методом квантильной регрессии // Метеорология и гидрология. 2016. № 6. С. 17–30.
218. Суркова Г.В., Лебедева А.А. Современный режим температуры воздуха в диапазоне около 0°С на Европейской части России // Метеорология и гидрология. 2019. № 9. С. 95–98.
219. Титкова Т.Б. Изменение климата Европейского Севера России в XX веке // Известия РАН. Серия географическая. 2003. № 6. С. 30–38.
220. Толстых М.А., Желен Ж.Ф., Володин Е.М., Богословский Н.Н., Вильфанд Р.М., Киктев Д.Б., Красюк Т.В., Кострыкин С.В., Мизяк В.Г., Фадеев Р.Ю., Шашкин В.В., Шляева А.В., Эзау И.Н., Юрова А.Ю.

- разработка многомасштабной версии глобальной модели атмосферы ПЛАВ // Метеорология и гидрология. 2015. № 6. С. 25–35.
221. Трегубов О.Д., Гарцман Б.И., Тарбеева А.М., Лебедева Л.С., Шепелев В.В. Пространственная и временная динамика источников питания и водного режима реки Угольная-Дионисия (Анадырская низменность, Чукотка) // Водные ресурсы. 2021. Т. 48. № 4. С. 427–438.
222. Третий оценочный доклад об изменениях климата и их последствиях на территории Российской Федерации / под ред. В.М. Катцова; Росгидромет. СПб.: Научно-технические технологии, 2022. 676 с.
223. Федорако Б.И. Вопросы охраны ценных древесных насаждений Башкирской АССР // Охрана природы и озеленение населенных пунктов. Уфа, 1961. С. 45–53.
224. Фомин Л.М. О влиянии медленных вращений Земли на циклическую изменчивость климата // Океанология. 2003. Т.43. № 4. С. 485–494.
225. Фролова Н.Л., Магрицкий Д.В., Киреева М.Б., Григорьев В.Ю., Гельфан А.Н., Сазонов А.А., Шевченко А.И. Сток рек России при происходящих и прогнозируемых изменениях климата: обзор публикаций. 1. Оценка изменений водного режима рек России по данным наблюдений // Водные ресурсы. 2022. Т. 49. № 3. С. 251–269.
226. Фролов А.В., Георгиевский В.Ю. Изменение водных ресурсов в условиях потепления климата и их влияние на приток к крупным водохранилищам России // Метеорология и гидрология. 2018. № 6. С. 67–76.
227. Хуторова О.Г., Тептин Г.М. О природе мезомасштабных вариаций концентрации приземных атмосферных примесей // Оптика атмосферы и океана. 2005. Т. 18. № 5-6. С. 425–429.
228. Чалов С.Р., Платонов В.С., Морейдо В.М., Самохин М.А., Ярынич Ю.И., Коршунова Н.Н., Болгов М.В., Касимов Н.С. Реакция водного стока малой городской реки на экстремальные дождевые осадки на территории Москвы в 2020 и 2021 гг. // Метеорология и гидрология. 2023. № 2. С. 69–79.

229. Черенкова Е.А. Количественные оценки атмосферных засух в Европейской России // Известия РАН. Серия географическая. 2013. № 6. С. 76–85.
230. Черенкова Е.А. Сезонные осадки на территории Восточно-Европейской равнины в периоды теплых и холодных аномалий температуры поверхности Северной Атлантики // Известия РАН. Серия географическая. 2017. № 5. С. 72–81.
231. Черенкова Е.А., Золотокрылин А.Н. О сравнимости некоторых количественных показателей засухи // Фундаментальная и прикладная климатология. 2016. Т. 2. С. 79–94.
232. Черенкова Е.А., Кононова Н.К. Связь опасных атмосферных засух в Европейской России в XX веке с макроциркуляционными процессами // Известия РАН. Серия географическая. 2009. №1. С.73–82.
233. Чередыко Н.Н., Тартаковский В.А., Крутиков В.А., Волков Ю.В. Классификация климатов Северного полушария на основе оценки фазы температурного сигнала // Оптика атмосферы и океана. 2016. Т. 29. № 8. С. 625–632.
234. Чернокульский А.В., Курганский М.В., Захарченко Д.И., Мохов И.И. Условия формирования и характеристики сильного смерча на Южном Урале 29 августа 2014 года // Метеорология и гидрология. 2015. № 12. С. 29–37.
235. Чибилев А.А. Река Урал: Историко-географические и экологические очерки о бассейне реки Урал. Л.: Гидрометеиздат, 1987. 168 с.
236. Чибилев А.А. Лик степи: Эколого-географические очерки о степной зоне СССР. Л.: Гидрометеиздат, 1990. 192 с.
237. Чибилев А.А. Урал: природное разнообразие и евро-азиатская граница. Екатеринбург: УрО РАН, 2011. 160 с.
238. Чубарова Н.Е., Незваль Е.И., Беликов И.Б., Горбаренко Е.В., Еремина И.Д., Жданова Е.Ю., Корнева И.А., Константинов П.И., Локощенко М.А., Скороход А.И., Шиловцева О.А. Климатические и экологические

- характеристики московского мегаполиса за 60 лет по данным Метеорологической обсерватории МГУ // Метеорология и гидрология. 2014. № 9. С. 49–64.
239. Шерстюков Б.Г., Переведенцев Ю.П. Дальние асинхронные связи в долгопериодных колебаниях Мирового океана и региональной атмосферы применительно к Республике Татарстан // Вестник Воронежского государственного университета. Серия: География. Геоэкология. 2019. № 1. С. 5–11.
240. Юшков В.П., Курбатова М.М., Варенцов М.И., Лезина Е.А., Курбатов Г.А., Миллер Е.А., Репина И.А., Артамонов А.Ю., Каллистратова М.А. Моделирование городского острова тепла в период экстремальных морозов в Москве в январе 2017 г. // Известия РАН. Физика атмосферы и океана. 2019. Т. 55. № 5. С. 13–31.
241. Ясинский С.В. Водный баланс природных зон бассейна реки Волги в разные по водности фазы многолетнего периода // Известия РАН. Серия географическая. 2013. № 6. С. 86–101.
242. Ясинский С.В., Гусев Е.М. Динамико-стохастическое моделирование процессов формирования весеннего склонового стока на малых водосборах // Почвоведение. 2003. № 7. С. 847–861.
243. Ясинский С.В., Гусев Е.М., Кашутина Е.А. Эффективность агроприемов в управлении гидрологическими процессами на малых водосборах в период весеннего снеготаяния // Почвоведение. 2008. № 3. С. 321–329.
244. Ясинский С.В., Кашутина Е.А. Влияние региональных колебаний климата и хозяйственной деятельности на изменение гидрологического режима водосборов и стока малых рек // Водные ресурсы. 2012. Т. 39. № 3. С. 269–291.
245. Ясинский С.В., Сидорова М.В., Алиева М.Б., Чернов Р.А., Нарыков А.Н. Динамика и пространственное распределение снеготаяния в крупном городе в бассейне Волги (на примере Нижнего Новгорода) // Лед и снег.

2022. T. 62. № 2. C. 217–226.
246. Akkemik Ü., Aras A. Reconstruction (1689–1994) of April–August precipitation in southwestern part of central Turkey // *International Journal of Climatology*. 2005. V. 25. P. 537–548.
247. Akkemik Ü., D'Arrigo R., Cherubini P., Köse N., Jacoby G. Tree–ring reconstructions of precipitation and streamflow for northwestern Turkey // *International Journal of Climatology*. 2008 V. 28. P. 173–183.
248. Andronova N.G., Schlesinger M.E. Causes of global temperature changes during the 19th and 20th centuries. // *Geophysical Research Letters*. 2000. V. 27. P. 2137–2140.
249. Bai K., Li K., Guo J., Cheng W., Xu X. Do more frequent temperature inversions aggravate haze pollution in China // *Journal of Geophysical Research*. 2022. V. 49. № 4. P. 1–10. DOI: 10.1029/2021GL096458
250. Balch J.K., Bradley B.A., Abatzoglou J.T., Nagy R.C., Fusco E.J., Mahood A.L. Human-started wildfires expand the fire niche across the United States // *Proceedings of the National Academy of Sciences*. 2020. V. 114. № 11. P. 2946–2951. DOI: 10.1073/pnas.1617394114
251. Barriopedro D., Fischer E. M., Luterbacher J., Trigo R. M., Garcia-Herrera R. The Hot Summer of 2010: Redrawing the Temperature Record Map of Europe. // *Science*. 2011. 332. P. 220–224.
252. Barriopedro D., García-Herrera R., Lupo A.R., Hernandez E. A climatology of Northern Hemisphere blocking. // *Journal of Climate*. 2006. 19. P. 1042–1063.
253. Barnston A.G., Livezey R.E. Classification, seasonality, and persistence of low frequency atmospheric circulation patterns // *Monthly Weather Review*. 1987. V. 115. P. 1083–1126.
254. Beguería S, Vicente-Serrano S.M., Reig F., Latorre B. Standardized precipitation evapotranspiration index (SPEI) revisited: parameter fitting, evapotranspiration models, tools, datasets and drought monitoring. // *International Journal of Climatology*. 2014. 34. P. 3001–3023.

255. Benestad R.E., Chen D. The use of a calculus-based cyclone identification method for generating storm statistics. // *Tellus*. 2006. 58A. P. 473–486.
256. Biondi F., Waikul K. DENDROCLIM2002: A C++ program for statistical calibration of climate signals in tree-ring chronologies // *Computers and Geosciences*. 2004. V. 30. P. 303–311.
257. Bosilovich M.G., Chen J., Robertson F.R., Adler R.F. Evaluation of global precipitation in reanalysis // *Journal of Applied Meteorology and Climatology*. 2008. V.47. I. 9. P. 2279–2299. DOI: 10.1175/2008JAMC1921.1
258. Bowman D.M.J.S., Balch J.K., Artaxo P., Bond W.J., Carlson M.A., Cochran M.A., D'Antonio C.M., DeFries R.S., Doyle J.C., Harrison S.P., Johnson F.H., Keeley J.E., Krawchuk M.A., Kull C.A., Marston J.B., Moritz M.A., Prentice I.C., Roos C.I., Scott A.C., Swetnam T.W., van der Werf G.R., Pyne S.J. Fire in the Earth systems // *Science*. 2009. 324. 5926. P. 481–484.
259. Binita K.C., Shepherd J.M., King A.W, Gaither C.J. Multi-hazard climate risk protections for the United States // *Natural Hazards*. 2021. V. 105. P. 1963–1976. DOI: 10.1007/s11069-020-04385-y
260. Brienen R.J.W., Helle G., Pons T.L., Guyot J., Gloor M. Oxygen isotopes in tree-rings are a good proxy for Amazon precipitation and El-Nino-Southern Oscillation variability // *Proceedings of the National Academy of Sciences*. 2012. V. 109. № 42. P. 16957–16962. DOI: 10.1073/pnas.1205977109/-/DCSupplemental
261. Briffa, K.R., Jones, P.D. Basic chronology statistics and assessment. In: Cook, E.R, Kairiukstis, L.A. *Methods of Dendrochronology. Applications in the Environmental Sciences*. Dordrecht: Kluwer Acad. Publ., 1990. 152 p.
262. Briffa K.R., Van Der Schrier G., Jones P.D. Wet and dry summers in Europe since 1750: evidence of increasing drought. // *International Journal of Climatology*. 2009. 29. P. 1894–1905.
263. Bulygina O.N., Razuvaev V.N., Korshunova N.N., Groisman P.Ya. Climate variations and changes in extreme climate events in Russia. // *Environmental Research Letters*. 2007. 2. 045020.

264. Capotondi A., Wittenberg A. T., Newman M., Lorenzo E. Di, Yu J.-Y., Braconnot P., Cole J., Dewitte B., Ciese B., Guilyardi E., Jim F.F., Karaukas K., Kirtman B., Lee T., Schneider N., Xue Y., Yeh S.-W. // *Bulletin of the American Meteorological Society*. 2015. V. 96. № 6. P. 921–938. DOI: 10.1175/BAMS-D-13-00117.1
265. Cheliotis I., Dieudonne E., Delbarre H., Sokolov A., Dmitriev E., Augustin P., Fourmentin M., Ravetta F., Pelon J. Properties of coherent structure over Paris: a study on an automated classification method for Doppler lidar observations // *Journal of Applied Meteorology and Climatology*. 2021. V. 60. I. 11. P. 1545–1559. DOI: 10.1175/JAMC-D-21-0014.1
266. Chen Z., Zhang X., Cui M., He X., Ding W., Peng J. Tree-rings based precipitation reconstruction for the forest-steppe ecotone in northern Inner Mongolia, China and its linkages to the Pacific Ocean variability // *Global and Planetary Changes*. 2021. 86-87. P. 45–56. DOI:10.1016/j.gloplacha.2012.01.009
267. Chylek P., Folland C.K., Lesins G., Dubey M.K., Wang M. Arctic air temperature change amplification and the Atlantic Multidecadal Oscillation. // *Geophysical Research Letters*. 2009. 36. L14801.
268. Cook E.R., Meko D.M., Stahle D.W., Cleaveland M.K. Drought reconstructions for the continental United States // *Journal of Climate*. 1999. V.12. P. 1145–1162.
269. Cook E.R, Krusic P.J. Program ARSTAN: a tree–ring standardization program based on detrending and autoregressive time series modeling, with interactive graphics. Tree–Ring Laboratory Lamont Doherty Earth Observatory of Columbia University Palisades. New York, 2006.
270. Compo G.P., Whitaker J.S, Sardeshmukh P.D., Matsui N., Allan R.J., Yin X., Bronnimann S. The twentieth century reanalysis project // *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*. 2011. V. 137 (654). P. 1–28.
271. Cook E., Solomina O., Matkovsky V., Dolgova E., Kuznetsova V., Maximova M., Cook B., Agafonov L., Berdnikova A., Karpukhina A., Knysh N.,

- Yermokhin M., Kulakova M., Kyncl T., Panyushina I., Wazny T., Seim A., Tishin D. The European Russia drought atlas (1400-2016 CE) // *Climate Dynamics*. 2020. V. 54. No 3-4. P. 2317–2335. DOI: 10.1007/s00382-019-05115-2
272. Craddock J.M. A meteorological application of the principal component analysis // *The Statistician*. 1966. V. 15. P. 143–156.
273. Craddock J.M. Problems and prospects for eigenvector analysis in meteorology // *The Statistician*. 1973. V. 22. P. 133–145.
274. Currie R.G. Periodic (18.6-year) and cyclic (11-year) induced drought and flood in western North America // *Journal of Geophysical Research*. 1984. V. 89. № D5. P. 7215–7230.
275. Ditlevsen P.D. Bifurcation structure and noise-assisted transitions in the Pleistocene glacial cycles // *Paleoceanography*. 2009 V. 24. PA3204. doi:10.1029/2008PA001673
276. Dewitte B., Illig S., Renault L., Goubanova K., Takahashi K., Gushchina D., Mosquera K., Purca S. Modes of covariability between sea surface temperature and wind stress intraseasonal anomalies along the coast of Peru from satellite observations (2000-2008) // *Journal of Geophysical Research*. 2011. V. 116. C04028. DOI:10.1029/2010JC006495
277. Draper N.R. and H. Smith. *Applied Regression Analysis*. 3rd ed. NY: John Wiley & Sons. Inc., 1998. 736 p.
278. Fairbridge R. Brückner cycle. *Encyclopedia of Earth Sciences Series. Climatology*. Springer, 1987. 184 p.
279. Friedman, J.H. A Variable Span Smoother. Tech. Rep. N 5. Dept. of Statistics. Stanford University, 1984. 32 p.
280. Friederichs P., Hense A. Statistical inference in canonical correlation analyses exemplified by influence of North Atlantic SST on European climate // *Journal of Climate*. 2003. V. 16. № 3. P. 522–534.
281. Fritts H.C. *Tree Rings and Climate*. NY: Kluwer Academic Publishers Academic Press, 1976. 567 p.

282. Fritts H.C., Guiot J., Gordon G.A. Verification // *Methods of Dendrochronology . Applications in the Environmental Sciences*. Eds. E.R. Cook, L.A. Kairiukstis. Dordrecht: Kluwer Acad. Publ., 1990. P.178–185.
283. Fyfe J.C., Gillett N.P., Zweirs F.W. Overestimated global warming over the past 20 years // *Nature*. 2013. V. 6. P. 767–769.
284. Ghil M., Vautard R. Interdecadal oscillations and the warming trend in global temperature time series // *Nature*. 1991. V. 350. P. 324–327.
285. GianiP., Genton M.G., Crippa P. Modeling the convective boundary layer in the terra-incognita: evaluation of different strategies with real-case simulation // *Monthly Weather Review*. 2022. V. 150. I. 5. P. 981–1001. DOI: 10.1175/MWR-D-21-0216.1
286. Graham N.E. Simulation of recent global temperature trends // *Science*. 1995. V. 267. № 5198. P. 666–671.
287. Gray L.J., Beer J., Geller M., Haigh J.D., Lockwood M., Matthes K., Cubasch U., Fleitmann D., Harrison G., Hood L., Luterbacher J., Meehl G.A., Shindell D., van Geel B., and White W. Solar influences on climate // *Reviews of Geophysics*. 2010. 48. RG4001. DOI:10.1029/2009RG000282
288. Griggs C., DeGaetano A., Kuniholm P., Newton M. A regional high-frequency reconstruction of May-June precipitation in the north Aegean from oak tree rings, A.D.1089–1989 // *International Journal of Climatology* 2007. V. 27. P. 1075–1089.
289. Grinsted A., Moore J.C., Jevrejeva S. Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series // *Nonlinear Processes in Geophysics*. 2004. V. 11. P. 561–566. SRef-ID:1607-7946/npg/2004-11-561
290. Grissino–Mayer H.D. A 2129–year reconstruction of precipitation for northwestern New Mexico, USA. In: Dean, J.S., Meko, D.M., Swetnam, T.W. (Eds.). *Tree Rings, Environment and Humanity: Proceedings of the International Conference, Tucson. Arizona*. 1994. Radiocarbon. Tucson. 1996. P. 191–204.

291. Grossmann A., Morlet J. Decomposition of Hardy function into square integrable wavelets and constant shape // *SIAM Journal of Mathematical Analysis*. 1984. V. 15. № 4. P. 723–736.
292. Guo J., Wu X., Guo Y., Tang Y., Dzandu M.D. Spatiotemporal impact of major events on air quality based on spatial differences-in-differences model: big data analysis from China // *Natural Hazards*. 2021. V. 107. P. 2583–2604. DOI: 10.1007/s11069-021-04517-y
293. Hamill T.M., Whitaker J.S. Probabilistic quantitative precipitation forecast based on reforecast analogs: theory and application // *Monthly Weather Review*. 2006. V. 134. I. 11. P. 3209–3229. DOI: 10.1175/MWR3237.1
294. Hao Z., Singh V. P. Entropy-copula method for single-site monthly streamflow simulation // *Water Resources Research*. 2012. V. 48. W06604. DOI:10.1029/2011WR011419
295. Hombari F.J., Pazhoh F. Synoptic analysis of the most durable pollution and clean waves during 2009-2019 in Tehran City (capital of Iran) // *Natural Hazards*. 2022. V. 110. P. 1247–1272. DOI: 10.1007/s11069-021-04990-5
296. Hurrell J.W. Decadal trends in the North Atlantic Oscillation: Regional temperatures and precipitation // *Science*. 1995. V. 269. P. 676–679.
297. Hurrell J.W., Kushnir Y., Ottersen G., Visbeck M. 2003. An overview of the North Atlantic Oscillation: Climatic significance and environmental impact. American Geophysical Union. Washington D.C. DOI: 10.1029/134GM01
298. Harris I., Osborn T.J., Jones P., Lister D. Version 4 of CRU TS monthly high-resolution gridded multivariate climate dataset // *Scientific Data*. 2020. V. 109. No 7. P. 1–18. DOI: 10.1038/s41597-020-0453-3
299. Hersbach H., Peubey C., Simmons A., Berrisford P., Dee D. ERA-20CM: a twentieth-century atmospheric model ensemble // *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*. 2015. V. 141 (691). P. 2350–2375.
300. Hughes M.K., Wu X., Shao X., Garfin, G.M. A preliminary reconstruction of rainfall in North–Central China since A.D. 1600 from tree–ring density and width // *Quaternary Research*. 1994. V. 41. P. 88–99.

301. IPCC, 2021: Summary for policymakers // *Climate Change 2021: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change.* Cambridge University Press. 2021. P. 1–41.
302. Jones P.D., Wigley T.M.L., Wright P.B. Global temperature variations between 1861 and 1984 // *Nature*. 1986. V. 322. P. 430–434.
303. Justice C.O., Giglio L., Korontzi S., Owens J., Morisette J.T., Roy D., Descloitres J., Alleaume S., Petitcolin F., Kaufman Y. The MODIS fire products // *Remote Sensing of Environment*. 2002. V. 83. P. 244–262.
304. Karl T.R., Arguez A., Huang B., Lawrimore J.H., McMahon J.R., Menne M.J., Peterson T.C., Vose R.S., Zhang H-M. Possible artifacts of data biases in the recent global surface warming hiatus // *Science*. 2015. V. 348. № 6242. P. 1469–1472. DOI: 10.1126/science.aaa5632
305. Köse M., Akkemik Ü., Güner H.T., Dalfes H.N., Grissino–Mayer H.D., Özeren M.S., Kindap T. An improved reconstruction of May–June precipitation using tree–ring data from western Turkey and its links to volcanic eruptions // *International Journal of Biometeorology*. 2013. V. 57. Issue 5. P. 691–70.
306. Kerr R.A. The moon influences western U.S. drought // *Science*. 1984. V.224. № 4649. P. 587.
307. Klok E.J., Tank A.M.G. Updated and extended Europe a dataset of daily climate observations // *International Journal of Climatology*. 2009. V. 29. P. 1182–1191.
308. Koronkevich N.I., Barabanova E.A., Zaytseva I.S. The effect of changes in the annual values of air temperature and precipitation on the flow of the rivers of the Russian Plain. *Izv. Akad. Nauk. Ser. Geogr.*, 2007. № 5. P. 64–70. (In Russ.).
309. Lau K.M., Weng H. Climate signal detection using wavelet transform: how to make a time series sing // *Bulletin of American Meteorological Society*. 1995. V. 76. №. 12. P. 2391–2402.
310. Li J., Carlson B.E., Yung Y.L., Lv D., Hansen J., Penner J.E., Liao H.,

- Ramaswamy V., Kahn R.A., Zhang P., Dubovik O., Ding A., Laciš A.A., Zhang L., Dong Y. Scattering and absorbing aerosols in the climate system // *Nature Reviews and Environment*. 2022. V. 3. P. 363–379. DOI: 10.1038/s43017-022-00296-7
311. Liu Y., Sun J., Yang Y., Cai Q., Song H., Shi J., An Z., Li X. Tree-ring derived precipitation records from Inner Mongolia, China, since A.D.1627 // *Tree-Ring Research*. 2007. V. 63 (1). P. 3–14.
312. Liu C., Zipser E. The global distribution of largest, deepest, and most intense precipitation systems // *Geophysical Research Letters*. 2015. V. 42. P. 3591–3595. DOI:10.1002/2015GL063776
313. Lucas E.W., Sousa F.A., Silva F.D., Rocha R.L., Pinto D.D., Silva V.P. Trends in climate extreme indices assessed in the Xingu river basin Brazilian Amazon // *Weather and Climate Extremes*. 2021. V. 31. 100306. DOI: 10.1016/j.wace.2021.100306
314. Luo D., Xiao Y., Yao Y., Dai A., Simmonds I., Franzke CLE. Impact of Ural Blocking on Winter Warm Arctic–Cold Eurasian Anomalies. Part I: Blocking-Induced Amplification // *Journal of Climate*. 2016. V. 29. P. 3925–3947.
315. Luo D., Xiao Y., Yao Y., Dai A., Simmonds I., Franzke CLE. Impact of Ural Blocking on Winter Warm Arctic–Cold Eurasian Anomalies. Part II: The Link to the North Atlantic Oscillation // *Journal of Climate*. 2016. V. 29. P. 3949–3971.
316. Maraun D., Kurths J., Holschneider M. Nonstationary Gaussian processes in wavelet domain: Synthesis, estimation, and significance testing // *Physical Review*. 2007. E75. DOI: 10.1103/PhysRevE.75.016707
317. Marques E., Masson V., Naveau P., Mestre O., Dubreuil V., Richard Y. Urban heat island estimation from crowdsensing thermometers embedded in personal cars // *Bulletin of American Meteorological Society*. 2022. V. 103. I. 4. P. 1098–1113. DOI: 10.1175/BAMS-D-21-0174.1

318. McLennan J., Every D., Reynolds A. Disability and natural hazards emergency preparedness in an Australian sample // *Natural Hazards*. 2021. V. 107. P. 1489–1499. DOI: 10.1007/s11069-021-04642-8
319. Meko D.M. Tree-ring study of hydrologic variability in the Peace–Athabasca Delta, Canada. Vancouver. British Columbia: report prepared for Lawson Lundell, 2002.
320. Meko D.M., Stahle D.W., Griffin D., Knight D.T.A. Inferring precipitation–anomaly gradients from tree rings // *Quaternary International*. 2011. V. 235. P. 89–100.
321. Meko D., Panyushkina I., Edwards J., Agafonov L. Impacts of high flows of an Arctic river on ring widths of floodplain trees // *The Holocene*. 2020. V. 30. № 6. P. 789–798. DOI: 10.1177/0959683620902217
322. Mears C.A., Wentz F.J. Construction of the RSS V3.2 lower-tropospheric temperature Dataset from the MSU and AMSU microwave sounders // *Journal of Atmospheric and Oceanic Technology*. 2009. V. 26. № 8. P. 1493–1509. DOI: 10.1175/2009JTECHA1237.1
323. Mears C.A., Wentz F.J. A seattleite-derived lower-tropospheric atmospheric temperature dataset using an optimized adjustment for diurnal effects // *Journal of Climate*. 2017. V. 30. № 19. P. 7695–7718. DOI: 10.1175/JCLI-D-16-0768.1
324. Minobe T. and Shouji A. Maximal wavelet filter and its application to bidecadal oscillation over the Northern Hemisphere through the twentieth century // *Journal of Climate*. 2002. 15. P. 1064–1075.
325. North G.R., Bell T.L., Cahalan R.F., Moeng F.J. Sampling errors in the estimation of empirical orthogonal functions // *Monthly Weather Review*. 1982. V. 110. № 7. P. 699–706.
326. Nyberg J., Malmgren B.A., Winter A., Jury M.R., Kilbourne K.H., Quinn T.M. Low Atlantic hurricane activity in the 1970s and 1980s compared to the past 270 years // *Nature*. 2007. V. 447. P. 698–701. DOI: 10.1038/nature05895

327. Parisien M-A., Miller C., Parks S.A., Robinne F-N., Flannigan M.D. The spatially varying influence of humans on fire probability in North America // *Environmental Research Letters*. 2016. 11. 7: 075005
328. Petoukhov V.K., Mokhov I.I., Eliseev A.V., Semenov V.A. The IAP RAS global climate model. M.: Dialogue–MSU, 1998. 110 p.
329. Petoukhov V., Rahmstorf S., Petri S., Shellnhuber H.J. Quasiresonant amplification of planetary waves and recent North Hemisphere weather extremes // *Proceedings of the National Academy of Science*. 2013. V. 110. № 14. P. 5336–5341. DOI: 10.1073/pnas.1222000110
330. Pinto G.A.S.J., Rousseu F., Niklasson M., Drobyshev I. Effects of human-related and biotic landscape features on the occurrence and size of modern forest fires in Sweden // *Agricultural and Forest Meteorology*. 2020. V. 291. DOI: 10.1016/j.agrformet.2020.108084
331. Pisaric M.F.J., St-Onge S.M., Kokelj S.V. Tree-ring Reconstruction of Early-growing Season Precipitation from Yellowknife Northwest Territories, Canada // *Arctic, Antarctic, and Alpine Research*. 2009. V. 41. № 4. P. 486–496.
332. Poli P., Hersbach H., Dee D., Berrisford P., Simmons A., Vitart F., Tremolet Y. ERA-20C: An atmospheric reanalysis of the twentieth century // *Journal of Climate*. 2016. V. 29 (11). P. 4083–4097
333. Rayner N.A., Parker D.E., Horton E.B., Alexander L.V., Rowell D.P., Kent E.C., Kaplan A. Global analyses of sea surface temperature, sea ice, and night marine air temperature since the late 19th century // *Journal of Geophysical Research*. 2003. V. 108. № D14. 4407. DOI: 10.1029/2002JD002670
334. Ricker-Dennis W. *Echo Signal Processing*. Springer, 2003. 240 p.
335. Roeckner E., Bauml G., Bonaventure L. The Atmospheric General Circulation Model ECHAM5. P I. Model Description. Repot: 349. Hamburg: Max Planck Institute for Meteorology. 2003. 140 p.
336. Rossi A., Massei N., Laignel B. A synthesis of the time-scale variability of climates impact on as commonly used climate indices using wavelet transform // *Global and Planetary Changes*. 2011. 78. P. 1–13.

337. Salvadori G., Michele C. D. Multivariate multiparameter extreme value models and return periods: a copula approach // *Water Resources Research*. 2010. V. 46. W10501. DOI:10.1029/2009WR009040
338. Santer B.D., Wigley T.M.L., Gaffen D.J., Bengtsson L., Douciaux C., Boyle J.S., Esch M., Hnilo J.J., Jones P.D., Meehl G.A., Roeckner E., Taylor K.E., Wehner M.F. Interpreting differential temperature trends at the surface and in the lower troposphere // *Science*. 2000. V. 287. № 5456. P. 1227–1232.
339. Semenov V.A., Latif M. The early twentieth century warming and winter Arctic sea ice // *The Cryosphere*. 2010. V. 6. P. 1231–1237. DOI: 10.5194/tc-6-1231-2012
340. Shafie S.H.M., Mahmud M., Mohamad S., Rameli N.L.F., Abdullah R., Mohamed A.F. Influence of urban air pollution on the population in Klang Valley, Malaysia: a spatial approach // *Ecological Processes*. 2022. V. 11. № 3. P. 1–16. DOI: 10.1186/s13717-021-00342-0
341. Shikhov A., Chernokulsky A., Kalinin N., Bykov A., Pischalnikova E. Climatology and formation environments of severe convective windstorms and tornadoes in the Perm region (Russia) in 1984-2020 // *Atmosphere*. 2021. 12(11). 1407. DOI: <https://doi.org/10.3390/atmos12111407>
342. Shukhin A.I., French N.H.F., Kasischke E.S., Hewson J.H., Soja A.J., Csiszar I.A., Hyer E.J., Loboda T., Conrad S.G., Romasko V.I., Pavlichenko E.A., Miskiv S.I., Slinkina O.A. AVHRR-based mapping of fires in Russia: New products for fire management and carbon cycle studies // *Remote Sensing Environmental*. 2004. № 93. P. 546–564.
343. Sicard P., Agathokleouz E., De Marco A., Paoletti E., Catayud V. Urban population exposure to air pollution in Europe over the last decades // *Environmental Sciences Europe*. 2021. V.33. № 28. P. 1–12. DOI: 10.1186/s12302-020-00450-2
344. Sorte F.A., Johnstone A., Ault T.R. Global trends in the frequency and duration of temperature extremes // *Climatic Changes*. 2021. V. 166. DOI:10.1007/s10584-021-03094-0

345. Stahle D.W., Cleaveland M. K., Grissino–Mayer H. D., Griffin R. D., Fye F. K., Therrell M. D., Burnette D. J., Meko D. M., Villanueva Diaz J. Cool – and Warm–Season Precipitation Reconstructions over Western New Mexico // *Journal of Climate*. 2009. V. 22. P. 3729–3750.
346. Stahle D.W., Burnette D.J., Villanueva J., Cerano J., Fye F.K., Griffin R.D., Cleaveland M.K., Stahle D.K., Edmondson J.R., Wolff K.P. Tree–ring analysis of ancient baldcypress trees and subfossil wood // *Quaternary Science Reviews*. 2012. V. 34. P. 1–15.
347. Stephens S.L., Agee J.K., Fule P.Z., North M.P., Romme W.H., Swetnam T.W., Turner M.G. Managing forest and fire in changing climates // *Science*. 2013. 342. 6154. P. 41-42.
348. Stockdale T.N., Molteni F., Ferranti L. Atmospheric initial conditions and the predictability of the Arctic Oscillation. // *Geophysical Research Letters*. 2015. V. 42. P. 1173–1179.
349. Stramma L., Siedler G. Seasonal changes in the North Atlantic subtropical gyre. // *Journal of Geophysical Research*. 1988. V. 93. I. C7. P. 8111–8118.
350. Sutton R.T. and Hodson D.L.R. Atlantic ocean forcing of North American and European summer climate // *Science*. 2005. Vol. 309. P. 115–118. DOI:10.1126/science.1109496
351. Suryanarayana T.M.V., Mistry P.B. Principal component regression for crop yield estimation. Singapore: Springer, 2016. 67 p.
352. Tabari H. Extreme value analysis dilemma for climate change impact assessment on global flood and extreme precipitation // *Journal of Hydrology*. 2021. V. 593. 125932. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2020.125932
353. Torrence C. and Campo G.P. A practical guide to wavelet analysis // *Bulletin of the American Meteorological Society*. 1998. V. 79. P. 61–78.
354. Touchan R., Xoplaki E., Funkhouser G., Luterbacher J., Hughes M.H., Erkan N., Akkemik U., Stephan J. Reconstructions of spring–summer precipitation for the Eastern Mediterranean from tree ring widths and its

- connection to large-scale atmospheric circulation // *Climate Dynamics*. 2005. V. 25. P. 75–98.
355. Tregubov O.D., Gartsman B.I., Shamov V.V., Lebedeva L.S., Tarbeeva A.M. The effect of atmospheric pressure variation on the suprapermafrost groundwater level and runoff of small rivers in the Anadyr lowlands, Northeast Russia // *Water*. 14(19). 3066. DOI: <https://doi.org/10.3390/w14193066>
356. Tucker C.J., Pinzon J.E., Brown M.E., Slayback D.A., Pak E.W., Mahoney R., Vermote E.F., Saleous N. An extended AVHRR-8km NDVI dataset compatible with MODIS and SPOT vegetation NDVI data. // *International Journal of Remote Sensing*. 2005. 26. P. 4485–4498.
357. Voisin N., Wood A.W., Lettenmaier D.P. Evaluation of precipitation product for global hydrological prediction // *Journal of Hydrometeorology*. 2008. V. 9. I. 3. P. 388–407. DOI: 10.1175/2007JHM938.1
358. Wallace J.M., Gutzler D.S. Teleconnections in the geopotential height field during the Northern hemisphere winter // *Monthly Weather Review*. 1981. V. 109. P. 784–812.
359. Wang Y., Xiang Y., Song L., Liang X. Quantifying the contribution of urbanization to summer extreme high-temperature events in the Beijing-Tianjin-Hebei urban agglomeration // *Journal of Applied Meteorology and Climatology*. 2022. V. 61. I. 6. P. 669–683. DOI: 10.1175/JAMC-D-21-0201.1
360. Wen X., Tang G., Wang S., Hnang J. Comparison of global mean temperature series // *Advances in Climate Change Research*. 2011. V. 2. №4. P. 187–192.
361. Wigley T.M.L., Briffa K.R., Jones P.D. On the average value of correlated time series, with applications in dendroclimatology and hydrometeorology // *Journal of Climate and Applied Meteorology*. 1984. V. 23. P. 201–213.
362. Williams P.D., Guilyardi E., Sutton R., Gregory J., Madec G. A new feedback on climate change from the hydrological cycle // *Journal of Geophysical Research*. 2007. V. 34. I. 8. L08706. DOI: 10.1029/2007GL029275

363. Yang J., Shao M. Impacts of extreme air pollution meteorology on air quality in China // *Journal of Geophysical Research*. 2021. V. 126. № 7. P. 1–10. DOI: 10.1029/2020JD033210
364. Zhang N., Chen Y., Luo L., Wang Y. Effectiveness of different urban heat island mitigation methods and their regional impacts // *Journal of Hydrometeorology*. 2017. V. 18. I. 11. P. 2991–3012. DOI: 10.1175/JHM-D-17-0049.1
365. Zhang P., Ren G., Qin Y., Zhai Y., Tysa S.K., Xue X., Yang G., Sun X. Urbanization effects on estimates of global trends in mean and extreme air temperature // *Journal of Climate*. 2021. V. 34. I. 5. P. 1923–1945. DOI: 10.1175/JCLI-D-20-0389.1
366. Zolina O., Simmer C., Kapala A., Gulev S.K. On the robustness of the estimates of centennial-scale variability in heavy precipitation from station data over Europe. // *Geophysical Research Letters*. 2005. 32. L14707.
367. Zveryaev I.I., Zahn M., Allan R.P. Interannual variability in the summertime hydrological cycle over European regions // *Journal of Geophysical Research*. 2016. V. 121. I. 10. P. 5381–5394, DOI: 10.1002/2015JD024425

ПРИЛОЖЕНИЕ



УТВЕРЖДАЮ

Проректор по учебной работе

Ю.В. Рахманова

20 мая 2023 г.

АКТ

Об использовании результатов докторской диссертации Васильева Д.Ю. «Особенности изменения климата на Южном Урале: причины и последствия» в учебном процессе Уфимского университета науки и технологий

Комиссия в составе председателя – начальника учебного управления З.Ж. Гумеровой и членов: декана факультета защиты в чрезвычайных ситуациях, к.т.н. Вдовиной И.В. и заведующего кафедрой безопасности производства и промышленной экологии, к.г.н. Елизарьева А.Н., составила настоящий акт, которым подтверждается, что результаты указанной диссертации использованы в учебном процессе при чтении лекций и проведении практических занятий по дисциплинам «Физико-географические основы природной среды» и «Природные стихийные явления», реализуемой для студентов направления подготовки 20.03.01 «Техносферная безопасность».

Председатель комиссии

Начальник учебного управления

З.Ж. Гумерова

Члены комиссии

Декан ФЗЧС

И.В. Вдовина

Заведующий кафедрой БПиГЭ

А.Н. Елизарьев

УТВЕРЖДАЮ
Начальник Оренбургского центра
по гидрометеорологии и мониторингу окружающей среды -
филиал ФГБУ «Приволжское УГМС»



В.А. Мещерин

«25» мая 2023 г.

АКТ
о внедрении результатов
докторской диссертационной работы
Васильева Дениса Юрьевича

Комиссия в составе:

Председатель Калитова Ирина Зауровна,

члены комиссии: Мастюгина Лариса Петровна, Попова Антонина Фёдоровна

составили настоящий акт о том, что результаты диссертационной работы Васильева Дениса Юрьевича «Особенности изменения климата на Южном Урале: причины и последствия»,

представленной на соискание ученой степени доктора географических наук, могут быть использованы в научно-практической деятельности Оренбургского центра по гидрометеорологии и мониторингу окружающей среды ФГБУ «Приволжское УГМС» (Росгидромет) при возможной разработке климатической доктрины для Оренбургской области.

Результаты диссертационной работы Васильева Дениса Юрьевича:

1. На основе инструментальных данных Росгидромета проведен анализ многолетнего режима температуры воздуха и атмосферных осадков на территории Южного Урала.
2. Проведено исследование пространственно-временной структуры приземной температуры воздуха и атмосферных осадков на Южном Урале.
3. С использованием методов вейвлет и кросс-вейвлет анализа исследованы колебания водности бассейна реки Урал и Белая.
4. Разработана модель долгосрочного прогноза весеннего стока для бассейна рек степной и лесостепной зоны Южного Урала.
5. По результатам разработок в Роспатенте зарегистрировано 22 свидетельства, в том числе программы для ЭВМ и базы данных.

Заключение: Использование указанных результатов позволяет: обеспечить безопасное и устойчивое развитие региона в условиях изменяющегося климата.

Председатель комиссии:

Начальник отдела прогнозирования

Калитова И.З.

Члены комиссии:

Синоптик 1 категории отдела прогнозирования

Мастюгина Л.П.

Гидропрогнозист отдела прогнозирования

Попова А.Ф.

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2018661032

**ВЫЧИСЛЕНИЕ ПАРАМЕТРОВ ЛИНЕЙНОГО ТРЕНДА
И ОЦЕНКА ИХ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ЗНАЧИМОСТИ, НА
ПРИМЕРЕ ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ
ХАРАКТЕРИСТИК**

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Уфимский государственный авиационный технический университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU),
Водопьянов Владимир Васильевич (RU)*

Заявка № 2018618791

Дата поступления 17 августа 2018 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 31 августа 2018 г.

Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

 Г.П. Ивлиев



РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2018661343

РАСЧЕТ ПРОСТРАНСТВЕННО-КОРРЕЛЯЦИОННОЙ МАТРИЦЫ ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ПАРАМЕТРОВ

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Уфимский государственный авиационный технический университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU),
Водопьянов Владимир Васильевич (RU)*

Заявка № 2018618842

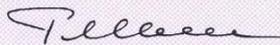
Дата поступления 17 августа 2018 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 06 сентября 2018 г.



Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

 Г.П. Ивлиев

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2018661344

**РЕАЛИЗАЦИЯ МЕТОДА ВЕЙВЛЕТ-ПРЕОБРАЗОВАНИЯ
ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ВЕЛИЧИН**

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Уфимский государственный авиационный технический университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU),
Водопьянов Владимир Васильевич (RU)*

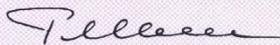
Заявка № 2018618840

Дата поступления 17 августа 2018 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 06 сентября 2018 г.

Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

 Г.П. Ивлиев



РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2018661697

**РЕАЛИЗАЦИЯ МОДЕЛИ ДОЛГОСРОЧНОГО ПРОГНОЗА
ВЕСЕННОГО СТОКА РАВНИННОЙ РЕКИ**

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Уфимский государственный авиационный технический университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU), Водопьянов Владимир Васильевич (RU), Закирзянов Шамиль Ильнарлович (RU), Зайцева Галина Сергеевна (RU)*

Заявка № 2018618789

Дата поступления 17 августа 2018 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 12 сентября 2018 г.

Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

 Г.П. Ивлиев



РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2018661797

**РЕАЛИЗАЦИЯ МЕТОДА РАЗНОСТНО-ИНТЕГРАЛЬНЫХ
КРИВЫХ, НА ПРИМЕРЕ СТОКА РЕКИ**

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное
образовательное учреждение высшего образования «Уфимский
государственный авиационный технический университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU),
Водопьянов Владимир Васильевич (RU)*

Заявка № 2018618834

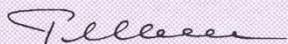
Дата поступления 17 августа 2018 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 18 сентября 2018 г.



Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

 Г.П. Иблиев

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2018661796

**РЕАЛИЗАЦИЯ МОДЕЛИ ПЕРИОДИЧЕСКИ
КОРРЕЛИРУЕМОГО СЛУЧАЙНОГО ПРОЦЕССА, НА
ПРИМЕРЕ СТОКА РЕКИ**

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Уфимский государственный авиационный технический университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU), Водопьянов Владимир Васильевич (RU), Закирзянов Шамиль Ильнарович (RU)*

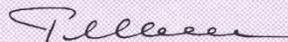
Заявка № **2018618838**

Дата поступления **17 августа 2018 г.**

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ **18 сентября 2018 г.**

Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

 Г.П. Ивлиев



РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2019618290

РЕАЛИЗАЦИЯ МЕТОДА ПРОСТРАНСТВЕННОЙ ИНТЕРПОЛЯЦИИ ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ВЕЛИЧИН

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Уфимский государственный авиационный технический университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU), Водопьянов Владимир Васильевич (RU), Закирзянов Шамиль Ильнарлович (RU)*

Заявка № 2019617124

Дата поступления 18 июня 2019 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 27 июня 2019 г.

Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

Г.П. Ивлиев



РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2019660282

Реализация метода разложения гидрометеорологических полей на естественно-ортогональные составляющие

Правообладатель: **Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт физики атмосферы им. А.М. Обухова Российской академии наук (ИФА ИМ. А.М. ОБУХОВА РАН) (RU)**

Авторы: **Акперов Мирсеид Габиль оглы (RU), Бабков Олег Константинович (RU), Васильев Денис Юрьевич (RU), Семенов Владимир Анатольевич (RU)**

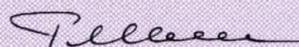
Заявка № **2019619186**

Дата поступления **24 июля 2019 г.**

Дата государственной регистрации
в Реестре программ для ЭВМ **05 августа 2019 г.**



Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

 Г.П. Ивлиев

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2020615645

**Обработка гидрометеорологической информации формата
NetCDF**

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное
образовательное учреждение высшего образования «Уфимский
государственный авиационный технический университет» (RU)*

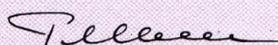
Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU), Водопьянов Владимир
Васильевич (RU), Костецкий Александр Константинович (RU),
Семенов Владимир Анатольевич (RU)*

Заявка № **2020612733**

Дата поступления **10 марта 2020 г.**

Дата государственной регистрации
в Реестре программ для ЭВМ **27 мая 2020 г.**

*Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности*

 **Г.П. Ивлиев**



РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2020616448

Статистический анализ климатических изменений по индексам засушливости

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Уфимский государственный авиационный технический университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU), Водопьянов Владимир Васильевич (RU), Костецкий Александр Константинович (RU), Семенов Владимир Анатольевич (RU)*

Заявка № 2020615528

Дата поступления 02 июня 2020 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 17 июня 2020 г.



Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

Г.П. Ивлиев

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2020616486

**Реализация статистической модели температуры воздуха
и атмосферных осадков**

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное
образовательное учреждение высшего образования «Уфимский
государственный авиационный технический университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU), Водопьянов Владимир
Васильевич (RU), Габбасов Константин Рустемович (RU),
Семенов Владимир Анатольевич (RU), Шабанов Денис Вадимович
(RU)*

Заявка № 2020615565

Дата поступления 02 июня 2020 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 18 июня 2020 г.

Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

 Г.П. Ивлиев



РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2020661854

Реализация методов расчета индексов пожарной опасности

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Уфимский государственный авиационный технический университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU), Аксенов Сергей Геннадьевич (RU), Кучеров Сергей Евгеньевич (RU), Семенов Владимир Анатольевич (RU), Чибилёв Александр Александрович (RU), Шабанов Денис Вадимович (RU)*

Заявка № 2020660790

Дата поступления 21 сентября 2020 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 01 октября 2020 г.



Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

 Г.П. Ивлиев

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2021619350

Программный модуль для вычисления основных климатических показателей

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Уфимский государственный авиационный технический университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU), Картак Вадим Михайлович (RU), Гусев Никита Антонович (RU), Вульфин Алексей Михайлович (RU), Семенов Владимир Анатольевич (RU), Чибилёв Александр Александрович (RU)*

Заявка № 2021618572

Дата поступления 01 июня 2021 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 08 июня 2021 г.



Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

Г.П. Ивлиев

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2021663027

Программный модуль для оценки социально-экономических последствий от опасных природных процессов

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Уфимский государственный авиационный технический университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU), Картак Вадим Михайлович (RU), Денмухаммадиева Алина Ильдаровна (RU), Мулина Алина Валерьевна (RU), Семенов Владимир Анатольевич (RU), Чибилёв Александр Александрович (RU)*

Заявка № 2021662121

Дата поступления 30 июля 2021 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 11 августа 2021 г.



Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

Г.П. Ивлиев

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2022613121

Программный модуль по оценке на однородность и стационарность рядов экспериментальных данных и наблюдений

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Уфимский государственный авиационный технический университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU), Воронова Юлия Геннадьевна (RU), Новиков Сергей Владимирович (RU), Семенов Владимир Анатольевич (RU)*

Заявка № 2022611492

Дата поступления 04 февраля 2022 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 01 марта 2022 г.



Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

Ю.С. Зубов

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2022613122

Программный модуль по прогнозу опасных природных явлений

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Уфимский государственный авиационный технический университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU), Воронова Юлия Геннадьевна (RU), Новиков Сергей Владимирович (RU), Семенов Владимир Анатольевич (RU)*

Заявка № 2022611491

Дата поступления 04 февраля 2022 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 01 марта 2022 г.



Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

Ю.С. Зубов

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2022614179

Программный модуль для анализа температурных аномалий по данным спутниковых наблюдений

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Уфимский государственный авиационный технический университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU), Великанов Никита Валерьевич (RU), Гилязов Рамазан Ильдарович (RU), Семенов Владимир Анатольевич (RU)*

Заявка № 2022613432

Дата поступления 10 марта 2022 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 17 марта 2022 г.



Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

Ю.С. Зубов

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2022614469

Программный модуль по обработке и анализу дендрохронологических измерений

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Уфимский государственный авиационный технический университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU), Бикмеев Александр Тимерзянович (RU), Галимуллин Дамир Фанисович (RU), Кучеров Сергей Евгеньевич (RU), Минасов Шамиль Маратович (RU), Пчелинцев Дмитрий Анатольевич (RU)*

Заявка № 2022613415

Дата поступления 10 марта 2022 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 22 марта 2022 г.



Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

Ю.С. Зубов

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2022619483

**Программный модуль для расчета и построения кривых
обеспеченностей по данным гидрометеорологических
измерений**

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное
образовательное учреждение высшего образования
«Уфимский государственный авиационный технический
университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU), Воронова Юлия
Геннадьевна (RU), Семенов Владимир Анатольевич (RU)*

Заявка № 2022618942

Дата поступления 05 мая 2022 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 23 мая 2022 г.



Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

Ю.С. Зубов

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации базы данных

№ 2020620991

**Двумерные массивы индексов засушливости для территории
Южного Урала**

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное
образовательное учреждение высшего образования «Уфимский
государственный авиационный технический университет» (RU)*

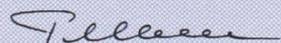
Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU), Водопьянов Владимир
Васильевич (RU), Костецкий Александр Константинович (RU),
Семенов Владимир Анатольевич (RU)*

Заявка № 2020620866

Дата поступления 02 июня 2020 г.

Дата государственной регистрации
в Реестре баз данных 17 июня 2020 г.

Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

 Г.П. Ившин



РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации базы данных

№ 2020622541

Двумерные массивы индексов пожарной опасности для территории Южного Урала

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Уфимский государственный авиационный технический университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU), Аксенов Сергей Геннадьевич (RU), Кучеров Сергей Евгеньевич (RU), Семенов Владимир Анатольевич (RU), Чибилёв Александр Александрович (RU), Шабанов Денис Вадимович (RU)*

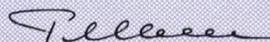
Заявка № 2020622473

Дата поступления 30 ноября 2020 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре баз данных 08 декабря 2020 г.

Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

 Г.П. Ивлиев



РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации базы данных

№ 2021621271

Матрицы основных климатических показателей

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Уфимский государственный авиационный технический университет» (RU)*

Авторы: *Васильев Денис Юрьевич (RU), Картак Вадим Михайлович (RU), Гусев Никита Антонович (RU), Вульфин Алексей Михайлович (RU), Семенов Владимир Анатольевич (RU), Чибилёв Александр Александрович (RU)*

Заявка № 2021621119

Дата поступления 01 июня 2021 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре баз данных 15 июня 2021 г.



Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

Г.П. Ивлиев